

**Dottorato di Ricerca in Economia Applicata (SECS-P/06)  
XVIII ciclo**

**Dipartimento di Economia e Statistica  
Università della Calabria**  
*Via Pietro Bucci – 87036 Arcavacata di Rende (CS)*

**Integrazione economica, concentrazione delle attività  
produttive e impatto sulla crescita.**  
*Evidenze sulle regioni europee*

**Relatore:** Dott. Roberto Giovanni Basile  
**Coordinatore:** Prof. Damiano Bruno Silipo

*Roberto Basile  
D. B. Silipo*

**Candidata**  
Marianna Mantuano

*Marianna Mantuano*

*a.a. 2006/2007*



*Great are the advantages which people following the same skilled trade get from near neighborhood to one another. The mysteries of the trade become no mysteries; but are, as it were, in the air. . . .*

A. Marshall  
*Principles of Economics*

*Pour qu'une chose soit intéressante, il suffit de la regarder longtemps*  
Gustave Flaubert

## INDICE

INTRODUZIONE E SINTESI	V
CAPITOLO 1 - Il processo di integrazione economica e i cambiamenti nella distribuzione spaziale delle attività in Europa	1
1. Introduzione	1
2. Le ipotesi teoriche sulla distribuzione spaziale dell'attività economica	4
2.1 <i>Breve richiamo ai modelli della Nuova Geografia Economica</i>	4
2.2 <i>Le distribuzioni teoriche</i>	9
3. L' <i>Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA)</i>	11
3.1 <i>Indici di entropia e quozienti di localizzazione "spazialmente corretti"</i>	11
3.2 <i>Indici di autocorrelazione spaziale globale e locale</i>	13
3.3 <i>Stime di densità univariata e condizionata</i>	14
4. Legame tra distribuzioni teoriche e gli elementi dell'ESDA	16
5. Il ruolo dell'Italia nella geografia economica europea: un'analisi generale	18
6. L'applicazione dell'ESDA all'analisi della dinamica della distribuzione spaziale dell'industria nell'UE15 dal 1980 al 2002: dati e risultati	22
6.1 <i>Il settore Manifatturiero</i>	23
6.1.1 <i>L'analisi settoriale</i>	26
6.2 <i>Servizi di mercato</i>	30
6.3 <i>Costruzioni</i>	32
7. Conclusioni	33
Bibliografia	36
APPENDICE 1	40
APPENDICE 2	58
CAPITOLO 2 - Determinanti della localizzazione delle attività economiche nell'UE15: un'analisi econometrica	60
1. Introduzione	60

2. Alcune evidenze empiriche esistenti	64
2.1 <i>La letteratura empirica di “prima generazione”</i>	64
2.2 <i>La letteratura empirica di “seconda generazione”</i>	68
3. Il modello econometrico: descrizione delle variabili e discussione di alcune questioni metodologiche	70
3.1 <i>Il modello econometrico</i>	70
3.2 <i>Descrizione dei dati</i>	75
3.3 <i>Principali questioni econometriche e test preliminari</i>	76
3.3.1 <i>Test di radici unitarie</i>	76
3.3.2 <i>Test di cointegrazione</i>	78
4. Risultati delle stime	81
4.1 <i>Stima dei panel cointegrati</i>	81
4.2 <i>Regressione sul trend</i>	85
5. Conclusioni	87
Bibliografia	88
APPENDICE ECONOMETRICA	92

CAPITOLO 3 - Concentrazione geografica delle attività economiche e crescita: una verifica empirica per l’UE-15	101
1. Introduzione	101
2. Crescita economica e concentrazione delle attività: rilevanza e connessioni secondo alcuni modelli della <i>NEG</i>	105
3. Il modello econometrico e la metodologia di stima	108
4. Principali risultati	114
4.1 <i>Descrizione dei dati</i>	114
4.2 <i>Risultati delle stime econometriche</i>	115
4.3 <i>Analisi delle funzioni di risposta ad impulso</i>	116
5. Conclusioni	119
Bibliografia	120

## INDICE TABELLE E GRAFICI.

1. Grafico 1.1 – Valore aggiunto totale economia: quote percentuali dei paesi	19
2. Tabella 1.1 – Quote settoriali sul Valore aggiunto totale e variazioni	20
3. Grafico 1.2 – Servizi. Quote dell'Italia sul campione considerato (UE-15)	21
4. Grafico 1.3 – Settori manifatturieri ed energetici. Quote dell'Italia sul campione considerato (UE-15)	21
5. Grafico A1.a – Indici di Theil e indice di Moran	40
6. Grafico A1.b – Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002	40
7. Grafico A1.c – LISA cluster maps	41
8. Grafico A1.d – Densità univariata e condizionata	42
9. Grafico A2.a – Indici di Theil e indice di Moran	43
10. Grafico A2.b – Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002	43
11. Grafico A2.c – LISA cluster maps	44
12. Grafico A2.d – Densità univariata e condizionata	45
13. Grafico A3.a – Indici di Theil e indice di Moran	46
14. Grafico A3.b – Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002	46
15. Grafico A3.c – LISA cluster maps	47
16. Grafico A3.d – Densità univariata e condizionata	48
17. Grafico A4.a – Indici di Theil e indice di Moran	49
18. Grafico A4.b – Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002	49
19. Grafico A4.c – LISA cluster maps	50
20. Grafico A4.d – Densità univariata e condizionata	51
21. Grafico A5.a – Indici di Theil e indice di Moran	52
22. Grafico A5.b – Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002	52
23. Grafico A5.c – LISA cluster maps	53
24. Grafico A5.d – Densità univariata e condizionata	54
25. Grafico A6.a – Indici di Theil e indice di Moran	55
26. Grafico A6.b – Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002	55
27. Grafico A6.c – LISA cluster maps	56
28. Grafico A6.d – Densità univariata e condizionata	57
29. Tabella 2.1 – Teorie del commercio internazionale e NEG: principali caratteristiche	63

30. Tabella 2.2 – Statistiche descrittive delle variabili	76
31. Tabella 2.3 – Test di radici unitarie	78
32. Tabella 2.4 – Test di cointegrazione	80
33. Tabella 2.5 – Risultati delle stime econometriche. Variabile dipendente: indice di Theil	82
34. Tabella 2.6 – Risultati delle stime econometriche. Variabile dipendente: indice di Theil spaziale	82
35. Tabella 2.7 – Effetto del trend sugli indici di concentrazione, per settori	86
36. Figura 1 – Meccanismo di causazione circolare tra la crescita e la concentrazione	106
37. Tabella 3.1 – Principali statistiche descrittive delle variabili	114
38. Tabella 3.2 – Risultati delle stime panel VAR. Modello con l'indice di Theil a-spaziale	115
39. Tabella 3.3 – Risultati delle stime panel VAR. Modello con l'indice Spatial Theil	116
40. Grafico 3.1 – <i>Impulse response functions</i> ad uno <i>shock</i> dell'indice di Theil a-spaziale	117
41. Grafico 3.2 – <i>Impulse response functions</i> ad uno <i>shock</i> del tasso di crescita del valore aggiunto	118
42. Grafico 3.3 – <i>Impulse response functions</i> ad uno <i>shock</i> dell'indice di Theil spaziale	118
43. Grafico 3.4 – <i>Impulse response functions</i> ad uno <i>shock</i> del tasso di crescita del valore aggiunto	119

## INTRODUZIONE E SINTESI

Nel XVIII e XIX secolo la rivoluzione industriale e la conseguente, drastica, riduzione dei costi di trasporto favorirono l'integrazione dei territori e, contestualmente, contribuirono all'emergere di ampi differenziali territoriali, riconducibili ad una ineguale distribuzione delle attività produttive nello spazio. Recentemente, il processo di integrazione tra diversi Paesi europei ha comportato una riduzione dei costi di transazione (intesi in senso lato e con l'inclusione dei costi di trasporto e del commercio) dando vita, da una parte, ad una maggiore omogeneità nello sviluppo tra le nazioni e, dall'altra, ad un inasprimento dei divari di sviluppo tra le regioni. Una migliore comprensione dei processi che causano sia percorsi differenziati di sviluppo che l'acuirsi dei divari territoriali costituisce il nucleo della Nuova Geografia Economica (*New Economic Geography*, *NEG*, da ora in poi), un filone di analisi relativamente recente (1991).

La *NEG* costituisce il principale riferimento teorico adottato in questo lavoro. La ragione di tale scelta risiede nelle esplicite predizioni che scaturiscono dai modelli della *NEG*, statici e dinamici, in merito agli effetti dell'integrazione dei territori sulla localizzazione delle attività economiche, nonché sulla crescita del sistema considerato. Nel 1993 Paul Krugman, fondandosi sull'impianto predittivo della *NEG* e sulla base dell'esperienza vissuta dagli Stati Uniti, sottolineava i risvolti critici del processo di integrazione economica dell'Europa e dell'adozione della moneta unica. Le sue argomentazioni ponevano in luce la possibilità di un'accentuazione delle eterogeneità territoriali in Europa e la conseguente maggiore difficoltà a gestire *shock* asimmetrici in presenza di un'unica politica monetaria. Tali eventualità venivano collegate all'intensificazione delle specializzazioni regionali, promossa dall'abbattimento dei costi di transazione e dalla maggiore mobilità di capitale e lavoro altamente qualificato. In assenza di opportuni meccanismi di compensazione, la maggiore mobilità avrebbe reso le singole aree più vulnerabili a cadute della domanda (dovute al mutamento dei gusti dei consumatori, anche per l'eventuale apparire di nuovi competitori) che avessero colpito in modo specifico le industrie di specializzazione. A corollario di ciò, si evidenziava anche il rischio che *shock* transitori di domanda, per l'assenza di strumenti



di rapido aggiustamento, avessero effetti permanenti di ampliamento dei divari di crescita per lo spostamento dei fattori dalle regioni in difficoltà a quelle in espansione.

Gli effetti della crescente integrazione e dell'innalzamento del livello di concentrazione delle attività sulla crescita dell'economia sono stati analizzati anche dai più recenti modelli dinamici della *NEG*. Questi ultimi predicono, in generale, l'esistenza di una relazione biunivoca tra la crescita del sistema economico e la concentrazione delle attività: un maggior grado di agglomerazione favorirebbe la crescita che, a sua volta, rafforzerebbe la tendenza delle imprese a localizzarsi nello stesso luogo. Secondo questi modelli, il meccanismo di causazione cumulativa comporta una crescita economica più sostenuta e, contestualmente, genera un ampliamento dei differenziali di sviluppo tra le regioni.

Sia l'obiettivo di crescita dell'Unione Europea che l'attenuazione dei divari di sviluppo tra le regioni costituiscono parte integrante delle politiche economiche dell'UE, finalizzate, da una parte, a conseguire risultati di crescita economica più sostenuta e, dall'altra, a favorire la coesione e lo sviluppo eguale dei territori incentivando – attraverso l'uso dei Fondi Strutturali e di Coesione – la dispersione delle attività economiche all'interno dell'Unione Europea.

Su questo sfondo teorico ci si è posti tre obiettivi di ricerca, esplicitati in tre distinte analisi empiriche delle quali si riassumono, di seguito, i principali contenuti.

Il primo obiettivo è analizzare la dinamica della distribuzione geografica delle attività economiche in Europa. Il fine ultimo è verificare se, similmente a quanto verificatosi negli USA, la crescente integrazione europea abbia portato ad un innalzamento del livello di concentrazione territoriale delle attività economiche, ampliando il “*core*” a spese di una svantaggiata “*periphery*” e della specializzazione regionale, aumentando la probabilità che le regioni stesse siano esposte a *shock* esogeni di tipo asimmetrico.

Il primo capitolo del lavoro è dedicato a tale analisi. In esso si studia la dinamica della distribuzione geografica delle attività economiche in 15 paesi dell'UE, nel periodo di maggiore integrazione (1980-2002) che ha visto la nascita del Mercato Unico e

l'introduzione dell'euro<sup>1</sup>. In particolare, facendo riferimento a cinque modalità teoriche di distribuzione geografica delle attività economiche, derivate dalle predizioni di alcuni modelli della *NEG*, si analizza la dinamica della distribuzione territoriale di alcuni settori manifatturieri e dei servizi. A tal fine si adotta una metodologia di analisi statistico-spaziale, l'“*Exploratory Spatial Data Analysis*” (*ESDA*), volta ad integrare misure sintetiche di concentrazione e dipendenza spaziale con tecniche di analisi non-parametrica per la stima di densità.

Un primo elemento innovativo, presente anche nei successivi capitoli, è l'utilizzo di un indicatore di concentrazione “spaziale”. Le analisi della concentrazione delle attività economiche fanno, infatti, tradizionalmente riferimento ad indicatori sintetici (ad esempio, gli indici di Gini, di entropia, di Herfindhal) che non prendono in considerazione la dimensione spaziale del fenomeno: essi sono “a-spaziali” poiché non tengono conto dell'esistenza di autocorrelazione spaziale tra le unità territoriali di analisi, caratteristica che contribuisce a delimitare geograficamente i processi di agglomerazione. Utilizzando gli indici “a-spaziali”, non è possibile distinguere fra ineguaglianza della distribuzione e polarizzazione geografica.

Accanto all'importanza di tener nel dovuto conto l'informazione relativa allo spazio geografico, nel lavoro si sottolinea che indicatori di concentrazione e di dipendenza spaziale costituiscono misure sintetiche di fenomeni complessi. In quanto tali, essi possono mascherare l'esistenza di differenti bacini di attrazione. L'analisi della distribuzione spaziale dell'attività economica viene, dunque, estesa all'uso di tecniche non-parametriche di stima della densità univariata e condizionata. L'approccio adottato ha combinato, inoltre, indicatori sintetici globali di autocorrelazione spaziale con evidenze locali: da una parte, l'analisi di autocorrelazione spaziale locale si rende necessaria poiché capace di rivelare cambiamenti (ad esempio, lo spostamento della concentrazione settoriale da una regione ad un'altra) che lasciano inalterati gli indicatori globali; d'altro canto, le misure sintetiche globali forniscono una rappresentazione più “oggettiva” del fenomeno, essendo sottratte ai criteri – arbitrari – che condizionano gli indicatori locali.

Riassumiamo, di seguito, le principali conclusioni del primo capitolo. I dati in esso utilizzati, di fonte Cambridge Econometrics, sono relativi al Valore Aggiunto di 14

---

<sup>1</sup> I paesi di riferimento per l'analisi sono: Italia, Germania, Francia, Regno Unito, Spagna, Portogallo, Olanda, Belgio, Lussemburgo, Danimarca, Svezia, Finlandia, Austria, Irlanda e Grecia.

settori (manifattura, servizi, costruzioni ed energia) per 162 regioni NUTS-2 dell'UE-15. Gli stessi dati sono utilizzati anche nelle analisi successive. A livello aggregato, l'evidenza empirica mette in luce un contenuto processo di diffusione della produzione del valore aggiunto dalle regioni "centrali" verso quelle "periferiche", processo che si è orientato soprattutto in direzione Nord - principalmente le regioni della Svezia, della Finlandia, dell'Irlanda - e Ovest - Spagna e Portogallo; la direzione Sud (Mezzogiorno italiano, Grecia) non sembra, invece, essere stata interessata da significativi processi di diffusione.

L'analisi settoriale ha consentito di verificare quali siano stati i risvolti del processo di integrazione europea in termini di incremento della specializzazione regionale. Più in particolare, le predizioni di un rafforzamento della specializzazione regionale in seguito al processo di integrazione trovano un riscontro empirico per i settori tradizionali (Tessile, abbigliamento e calzature e Alimentari, bevande e tabacco). Nel caso del settore a più elevata tecnologia (Elettronica), viene confermata una tendenza alla concentrazione, sebbene le relative attività economiche tendano ad emigrare in aree diverse da quelle originarie e che, nel 1980, venivano connotate come periferiche.

Il secondo interesse di ricerca concerne l'individuazione dei fattori che determinano il livello di concentrazione delle attività tra le regioni. La localizzazione geografica delle attività produttive è influenzata da una molteplicità di variabili; l'obiettivo di questa seconda parte del lavoro è verificare se e in che misura i fattori individuati dalla *NEG* contribuiscono in modo statisticamente significativo alla determinazione del grado di concentrazione territoriale delle attività economiche nell'UE-15. A tal fine, nel secondo capitolo le misure - spaziali e a-spaziali - di concentrazione delle attività economiche sono messe in relazione con alcune variabili, *proxies* di fattori che la teoria economica riconosce come determinanti dei processi di localizzazione geografica. Più in particolare, si fa riferimento alle teorie del commercio internazionale ed alla *NEG*, impiegando variabili relative alle intensità fattoriali, ai differenziali tecnologici, alle economie di scala ed ai *linkages* settoriali, nonché agli effetti dell'avanzamento del processo di integrazione (con riferimento alla riduzione dei costi di transazione), approssimati da un *trend* temporale. Il modello stimato è simile a quello di altri lavori presenti in letteratura a cui, in aggiunta, sono state introdotte alcune innovazioni

incrementali nella metodologia di analisi. Più precisamente: i) gli indicatori di concentrazione settoriale sono calcolati su base regionale, anziché nazionale; ii) accanto all'indice di concentrazione a-spaziale si considera l'indicatore spaziale, similmente a quanto già visto per il capitolo precedente; iii) si utilizzano tecniche econometriche di cointegrazione per dati panel, che consentono di fronteggiare il problema della non stazionarietà delle variabili.

Relativamente al punto i), la scelta del livello territoriale di riferimento, nel momento in cui lo spazio è discreto (stato, regione, provincia o altro), è una delle questioni più dibattute in letteratura e nota come “*scale problem*” all'interno del più generale *Modifiable Areal Unit Problem (MAUP)*: al variare della scala geografica i risultati della misura della concentrazione, sebbene riferita al medesimo territorio, possono essere molto differenti<sup>2</sup>. La scelta è generalmente legata alle finalità dell'analisi, sebbene permanga un elevato grado di discrezionalità. Nel nostro caso, il livello regionale NUTS-2 è ritenuto più opportuno rispetto ad una disaggregazione territoriale più fine in virtù del riferimento ad agglomerazioni di larga scala caratteristico della *NEG*; inoltre il livello regionale appare più congruo dal punto di vista delle *policy*: le regioni (NUTS-2), infatti, hanno assunto un ruolo di crescente rilievo nel panorama economico-amministrativo europeo, sia in termini attivi – in fase di programmazione, regolamentazione e controllo delle politiche –, sia in termini passivi – come destinatarie di specifiche politiche di sviluppo. Infine, per quanto riguarda il punto iii), i risultati ottenuti hanno messo in evidenza come la mancata considerazione dei problemi connessi alla non stazionarietà delle variabili induca a trarre delle conclusioni errate in merito all'effetto dei diversi fattori sulla concentrazione delle attività. Com'è noto, la non stazionarietà delle variabili, in assenza di cointegrazione, genera relazioni spurie tra le stesse, alle quali è difficile immaginare di poter attribuire un qualsiasi significato economico. In presenza di cointegrazione, è possibile effettuare la stima del modello, ma si rende necessario, al fine di poter condurre inferenza, adoperare stimatori più robusti. Una simile metodologia è ormai consolidata nell'ambito delle serie storiche; al contrario, l'analisi della cointegrazione per dati panel e le relative tecniche di stima sono

---

<sup>2</sup> Non esiste una soluzione al MAUP se si prendono in considerazione unità geografiche discrete. L'unico modo per evitare di incorrere nel problema è considerare lo spazio come continuo. Tuttavia, tale approccio necessita della disponibilità di dati individuali, da cui sia possibile risalire alla sede (indirizzo) di localizzazione dei singoli stabilimenti produttivi (o uffici, per quanto riguarda i servizi).

state portate al centro dell'attenzione degli studiosi solo in anni relativamente recenti. L'utilizzo di tali metodologie econometriche più appropriate contribuisce, nel nostro caso, ad irrobustire alcune evidenze presenti in letteratura: coerentemente con le predizioni teoriche, i *linkages* e i differenziali tecnologici risultano, infatti, avere un effetto positivo sul grado di concentrazione delle attività economiche.

Infine, il terzo obiettivo di ricerca, oggetto del terzo capitolo, è relativo alla verifica della relazione tra la crescita economica dell'UE-15 e la concentrazione geografica delle attività produttive all'interno dello stesso. Si è già avuto modo di sottolineare come tra gli obiettivi delle politiche economiche e di sviluppo dell'Unione Europea ci sia, da un parte, il raggiungimento di una crescita economica più sostenuta e, dall'altra, il perseguimento di una maggiore coesione territoriale. Per quanto riguarda la dinamica di crescita, si è cercato, tra l'altro, di favorire lo sviluppo di una società dell'innovazione, basata sull'uso intensivo delle nuove tecnologie dell'informazione e della comunicazione all'interno dei vari comparti produttivi e dei servizi, nonché sulla loro diffusione geografica<sup>3</sup>. L'obiettivo della maggiore coesione dei territori è perseguito attraverso l'erogazione di Fondi strutturali e di Coesione, attività volta a favorire la dispersione delle attività produttive nello spazio. Secondo alcuni (Sapir, 2003) il rallentamento della crescita in Europa sarebbe riconducibile proprio a questa seconda linea di intervento: la spinta verso la dispersione, avrebbe, infatti, contrastato lo sviluppo dell'attività innovativa e, conseguentemente, ridotto la crescita economica. Tale critica sembra trovare sostegno nei più recenti modelli della *NEG*, secondo i quali esiste una relazione positiva tra la concentrazione delle attività produttive (e, di conseguenza, dell'innovazione) e la crescita dell'economia; tale relazione, inoltre, grazie all'esistenza di un meccanismo di causazione cumulativa, sarebbe biunivoca (una maggiore crescita favorirebbe un innalzamento del grado di concentrazione).

---

<sup>3</sup> E' noto che la strategia di Lisbona per la crescita, formulata a livello comunitario, mira a far diventare l'Europa l'economia più competitiva e dinamica basata sulla conoscenza. Al tal fine è stato recentemente formulato un Programma quadro per la Competitività e l'Innovazione (CIP), volto a fornire un quadro coerente per tutte le azioni comunitarie portate avanti nei campi dell'imprenditorialità, delle PMI, della competitività industriale, dell'innovazione, dell'uso e dello sviluppo delle tecnologie ambientali e dell'energia intelligente. Il sostegno all'innovazione prevede, tra l'altro, un migliore accesso ai finanziamenti (comunitari e nazionali) per le imprese innovative; il reindirizzamento dei Fondi di Coesione al fine di stimolare l'innovazione nelle regioni, anche attraverso il lancio di una *Regional Mutual Learning Platform*; di fornire una maggiore e più ampia protezione dei brevetti.

Sulla base di queste considerazioni, l'ultima parte del lavoro è stata dedicata alla verifica empirica dell'esistenza di una relazione biunivoca tra la crescita globale dell'economia e la concentrazione delle attività economiche nell'UE-15. Per quel che ci è dato sapere, allo stato attuale non esistono in letteratura lavori empirici che abbiano analizzato tale relazione. Per farlo, si è scelto di adottare la tecnica econometrica dei panel VAR (*Vector Auto Regression*), utilizzando stimatori ad effetti fissi. Nei VAR ciascuna variabile presente nel modello è trattata come endogena: ciò consente sia di far fronte all'endogeneità presente a livello teorico, sia di analizzare direttamente la biunivocità tra le due variabili. A ciò si aggiunge la possibilità di condurre un'analisi dinamica, attraverso le funzioni di risposta ad un impulso (*impulse response functions, IRFs*), le quali consentono di verificare la risposta nel tempo di una variabile di interesse ad uno *shock* che si verifica in un dato istante su un'altra variabile. Tale analisi dinamica fornisce anche un indiretto sostegno ai risultati che scaturiscono dalla più tradizionale stima econometrica. I principali risultati confermerebbero l'esistenza di un effetto positivo della concentrazione sulla crescita, effetto che, tuttavia, si manifesterebbe con un certo ritardo temporale. Al contrario, la crescita pare influenzare negativamente la concentrazione: ciò potrebbe denotare che, contrariamente alle predizioni teoriche, i due processi non si rafforzano mutuamente.

#### *Lavori citati*

Krugman P., 1993, "Lessons of Massachusetts for EMU", in Torres F. e F. Giavazzi (a cura di), *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press.

Sapir A., 2003, *An Agenda for a Growing Europe. Making the EU Economic System Deliver*, Report of an Independent High-Level Study Group established on the initiative of the President of the European Commission.

\*\*\*

*Desidero ringraziare Roberto Basile per avermi generosamente guidato nell'impostazione dell'intera tesi, sia in fase di discussione teorica, sia per quanto*

*riguarda l'implementazione e la stima dei vari modelli; Mauro Costantini e Alessandro Girardi per gli utili suggerimenti e discussioni in merito alle analisi econometriche dei capitoli 2 e 3, oltre che per aver reso disponibili alcune routines per le stime dei modelli. Ringrazio, inoltre, Sergio de Nardis per i preziosi commenti ad una prima versione del capitolo 1; Anna Giunta per i consigli ed i pareri espressi sull'intero lavoro che hanno contribuito a migliorarne la qualità. Un grazie, infine, a Patrizia Ordine ed al Collegio dei Docenti del Dottorato di Ricerca in Economia Applicata per le osservazioni che hanno messo in luce alcune necessità di approfondimento. La responsabilità di quanto scritto è, naturalmente, attribuibile solo a chi scrive.*





# CAPITOLO 1

## Il processo di integrazione economica e i cambiamenti nella distribuzione spaziale delle attività in Europa

### *Sommario*

*In questo capitolo si propone un'analisi della distribuzione spaziale delle attività economiche (manifattura e servizi) nell'UE-15, basata sul valore aggiunto settoriale delle regioni (livello NUTS-2), per gli anni 1980-2002. Il fine è quello di evidenziare i cambiamenti intervenuti nella geografia economica europea in seguito al processo di integrazione e di verificare se le predizioni di una crescente specializzazione regionale, avanzate da una parte della letteratura teorica (New Economic Geography, NEG), trovino un riscontro empirico. Ciò verrà fatto attraverso l'uso di una metodologia di analisi statistico-spaziale, l'“Exploratory Spatial Data Analysis” (ESDA), volta ad integrare misure sintetiche di concentrazione e dipendenza spaziale con tecniche di analisi non-parametrica per la stima di densità. I principali risultati mostrano un seppur contenuto processo di diffusione della produzione del valore aggiunto, dalle regioni “centrali” verso quelle “periferiche”, processo che si è orientato soprattutto in direzione Nord, coinvolgendo principalmente le regioni della Svezia, della Finlandia, dell'Irlanda, e Ovest, riguardando Spagna e Portogallo; la direzione Sud (Mezzogiorno italiano, Grecia) non sembra invece essere stata interessata da significativi processi di diffusione. Tale evidenza si coniuga, inoltre, con alcune indicazioni di un rafforzamento della specializzazione regionale nel caso dei settori tradizionali del Tessile, abbigliamento e calzature e Alimentari, bevande e tabacco.*

### **1. Introduzione**

Da alcuni anni si assiste ad un rinnovato interesse per il territorio come unità di analisi economica e destinatario di specifiche politiche di sviluppo. La distribuzione asimmetrica dell'attività produttiva nello spazio e la crescente integrazione dei mercati, soprattutto in seguito alla creazione del Mercato unico in Europa (1992) e, più recentemente, all'introduzione della moneta unica (1999), hanno portato allo sviluppo di nuove teorie e nuovi modelli economici mirati ad analizzare le forze che governano la dispersione e la concentrazione spaziale dell'attività economica (*New Economic*

*Geography, NEG*). Questi modelli forniscono, tra l'altro, alcune predizioni sui possibili esiti del processo di integrazione economica, in termini di distribuzione dell'industria sul territorio.

A loro volta, le predizioni teoriche dei modelli della *NEG* hanno stimolato la letteratura empirica sul tema, interessata a produrre nuove evidenze sulle caratteristiche (forma e dinamica) della localizzazione delle attività economiche. In particolare, partendo dal fatto che il grado di concentrazione regionale è maggiore negli Stati Uniti rispetto all'Europa, ci si è chiesti se la crescente integrazione europea avrebbe portato ad un incremento del livello di concentrazione territoriale delle attività economiche, ampliando il “*core*” a spese di una svantaggiata “*periphery*”, e della specializzazione regionale, aumentando la probabilità che le regioni stesse fossero esposte a *shock* esogeni di tipo asimmetrico (Krugman, 1993). Tali predizioni hanno, tra l'altro, contribuito a fornire una più forte razionalizzazione della politica regionale europea, volta a favorire uno sviluppo eguale dei territori incentivando – attraverso l'uso dei Fondi Strutturali e di Coesione destinati proprio alle regioni cosiddette “sottoutilizzate” – la dispersione delle attività economiche nello spazio dell'Unione Europea.

La letteratura empirica esistente si è occupata della localizzazione delle attività economiche seguendo due principali approcci: 1) un'analisi sostanzialmente descrittiva, condotta attraverso il calcolo di indici sintetici di concentrazione (tra gli altri, Aiginger e Leitner, 2002; Aiginger e Davies, 2004; Brülhart e Traeger, 2005), integrati recentemente da indici di autocorrelazione spaziale (Ertur e Le Gallo, 2003; Arbia *et al.*, 2006; Guillain e Le Gallo, 2006); 2) un approccio orientato alla ricerca delle possibili determinanti della concentrazione (Brülhart e Torstensson, 1996; Amiti, 1999; Haaland *et al.*, 1999; Aiginger e Pfaffermayr, 2004), facendo riferimento sostanzialmente alle teorie del commercio internazionale (intensità fattoriali ed economie di scala), nonché alla *NEG* (*linkages* tra imprese/settori industriali).

Sebbene le conclusioni fornite da questi contributi alla letteratura empirica non siano univoche – sostanzialmente per la mancanza di una rigida definizione del concetto stesso di concentrazione e per la disponibilità di un cospicuo ventaglio di opzioni metodologiche per misurare il fenomeno<sup>1</sup> –, sono emersi nel tempo alcuni fatti stilizzati

---

<sup>1</sup> Le opzioni riguardano la variabile utilizzata come *proxy* dell'attività economica (occupazione, valore aggiunto, produzione), l'indicatore attraverso cui misurare il fenomeno (indici di Gini, Theil, Herfindahl, Coefficiente di Variazione (CV), Krugman, Ellison e Glaeser, ed altri ancora), l'articolazione settoriale

inerenti alla distribuzione spaziale delle attività economiche sul territorio europeo. Come rilevano Combes e Overman (2004), si evidenzia una generale tendenza alla riduzione del grado di concentrazione dell'aggregato manifatturiero nel corso degli anni '90. Si può osservare, inoltre, che il livello di concentrazione industriale varia ampiamente da settore a settore; sarebbero, in particolare, i settori *high-tech* ed a rendimenti di scala crescenti quelli più concentrati spazialmente.

In questo capitolo si analizzano i cambiamenti intervenuti nella geografia economica europea in seguito al processo di integrazione e si cerca di verificare per alcuni settori se le previsioni di una crescente specializzazione regionale trovano un riscontro empirico. Ciò verrà fatto attraverso l'uso di una metodologia di analisi statistico-spaziale, l'“*Exploratory Spatial Data Analysis*” (*ESDA*), volta ad integrare misure sintetiche di concentrazione e dipendenza spaziale con tecniche di analisi non-parametrica per la stima di densità. Da un parte, infatti, gli indici di concentrazione tradizionalmente usati (Gini, Theil, Herfindhal o Ellison e Glaeser) rappresentano indicatori di concentrazione *a-spaziale*, nel senso che non tengono conto della posizione geografica delle unità di analisi e dell'interazione tra le stesse. Per tale motivo, alcuni recenti lavori sulla distribuzione territoriale dell'attività economica hanno integrato l'analisi attraverso l'uso di indici di autocorrelazione spaziale che forniscono informazione sul grado di dipendenza spaziale tra le unità territoriali oggetto di analisi (Arbia, 2001; Arbia *et al.*, 2006; Ertur e Le Gallo, 2003; Guillain e Le Gallo, 2006). Dall'altra, è importante sottolineare che indicatori di concentrazione e indici di dipendenza spaziale costituiscono ambedue misure sintetiche di fenomeni complessi. In quanto tali, essi possono mascherare l'esistenza di differenti bacini di attrazione. Come si chiarirà nel seguito, diventa quindi opportuno integrare l'analisi della distribuzione spaziale dell'attività economica con strumenti di analisi non-parametrica della densità univariata e condizionata. L'approccio combina, inoltre, indicatori sintetici globali con evidenze locali: da una parte, l'analisi locale si rende necessaria poiché capace di rivelare cambiamenti (ad esempio, lo spostamento della concentrazione settoriale da una regione ad un'altra) che lasciano inalterati gli indicatori globali; d'altro canto, le misure sintetiche globali forniscono una rappresentazione più “oggettiva” del fenomeno, essendo sottratte ai criteri – arbitrari – che condizionano gli indicatori locali.

---

considerata, nonché le fonti statistiche utilizzate, diverse per copertura territoriale ed estensione temporale.

Il capitolo è strutturato come segue. Nel paragrafo 2 si riportano alcuni cenni di richiamo ai modelli della *NEG* in considerazione delle predizioni che essi forniscono sulla distribuzione spaziale dell'attività economica a partire dalla relazione che lega quest'ultima al processo di integrazione in atto in Europa. Il paragrafo 3 è dedicato alla descrizione della metodologia statistico-spaziale utilizzata. Nel paragrafo 4 si descrive il legame tra alcune distribuzioni teoriche coerenti con le predizioni dei modelli della *NEG* e l'*ESDA*. Il quinto paragrafo analizza per grandi linee i cambiamenti intervenuti, dal 1980 al 2002, in 15 paesi dell'Unione Europea con una particolare attenzione alla posizione dell'Italia, sia dal punto di vista del contributo del paese alla formazione del valore aggiunto totale europeo (UE15), sia per quanto riguarda l'importanza relativa rivestita dai vari settori. Nel paragrafo 6 si presentano i risultati ottenuti applicando l'*ESDA* ai dati su 162 regioni europee. L'ultimo paragrafo è dedicato alle conclusioni.

## **2. Le ipotesi teoriche sulla distribuzione spaziale dell'attività economica**

### *2.1 Breve richiamo ai modelli della Nuova Geografia Economica*

La distribuzione territoriale dell'attività economica è tradizionalmente spiegata dalla letteratura empirica facendo riferimento alle teorie del commercio internazionale ed alla *NEG* (tra gli altri, Brülhart e Torstensson, 1996; Brülhart, 1998; Amiti, 1999; Haaland *et al.*, 1999; Paulize *et al.*, 2001). La teoria neoclassica del commercio internazionale (*NCT*), basata sui vantaggi comparati derivanti da differenziali tecnologici o da diverse dotazioni relative dei fattori produttivi, fa riferimento sostanzialmente alla specializzazione delle varie aree economiche, con una scarsa (o nulla) attenzione all'aspetto territoriale dello sviluppo<sup>2</sup>.

Le nuove teorie del commercio internazionale (*NTT*) (Krugman e Venables, 1990) fanno un passo avanti in questa direzione, inserendo all'interno dei modelli alcuni elementi relativi alla localizzazione, quali l'importanza della dimensione del mercato e l'esistenza di costi di trasporto, in un contesto di concorrenza monopolistica (*Home Market Effect*). Tuttavia, al pari della *NCT*, la *NTT* spiega le differenze nella struttura produttiva di aree diverse attraverso le differenze nelle caratteristiche sottostanti delle

---

<sup>2</sup> In particolare, non si tiene conto della localizzazione delle imprese rispetto ai mercati da servire, né dell'esistenza di costi per la commercializzazione dei prodotti.

aree stesse; in tal modo, i modelli della *NTT* non riescono a fornire una spiegazione del perché aree inizialmente simili possano evolvere in modo diverso, né perché le imprese appartenenti ad un medesimo settore tendano a localizzarsi l'una in prossimità dell'altra, dando vita a *cluster* di specializzazione (Ottaviano e Puga, 1998).

I modelli della *NEG* rappresentano un'evoluzione di quelli della *NTT*. Caratterizzati da mercati che operano in situazioni di concorrenza monopolistica, dalla presenza di economie di scala interne alle imprese, dall'esistenza di legami input-output con le altre imprese, dalla mobilità dei lavoratori, dalla presenza di costi di trasporto (*iceberg trade cost*) fondamentali ai fini delle scelte localizzative delle imprese, i modelli della *NEG* inseriscono alcuni elementi-chiave dell'economia regionale ed urbana nel contesto analitico dell'equilibrio economico generale. Scopo di tali modelli è, sostanzialmente, quello di fornire alcune possibili spiegazioni della localizzazione geografica delle imprese e, conseguentemente, della tendenza dell'industria (o di parte di essa) a concentrarsi in alcune aree piuttosto che a disperdersi in maniera più o meno 'equa' sul territorio.

Il modello che ha segnato la nascita della *NEG* è il cosiddetto modello *core-periphery (CP)* di Krugman (1991). Esso assume l'esistenza di due regioni e due settori, tradizionalmente indicati come settore agricolo e settore manifatturiero<sup>3</sup>. Il settore agricolo produce beni perfettamente omogenei in situazione di concorrenza perfetta, rendimenti di scala costanti ed assenza di costi di trasporto (un'unità del bene ha lo stesso prezzo sia che venga venduta nella regione di produzione, sia che venga esportata nell'altra regione). Il lavoro, unico fattore di produzione impiegato, è immobile. Il settore manifatturiero produce  $N$  varietà di beni differenziati<sup>4</sup>, in condizioni di concorrenza monopolistica (*à la* Dixit-Stilitz), con rendimenti di scala crescenti e soggetto a costi di trasporto (*iceberg trade cost*, *à la* Samuelson)<sup>5</sup>. Al contrario del settore agricolo, i lavoratori impiegati nella manifattura possono migrare da una regione all'altra.

---

<sup>3</sup> Come sottolineano Fujita e Thisse (2002), non necessariamente uno dei due settori deve essere agricolo. Importante è che gli si possano attribuire le medesime caratteristiche previste nel modello per il settore agricolo, cioè produzione in condizioni di rendimenti di scala costanti, concorrenza perfetta e immobilità dei fattori produttivi.

<sup>4</sup> L'esistenza di economie di scala interne alle imprese rendono conveniente per ciascuna di esse specializzarsi nella produzione di una sola varietà del bene. In tal modo, il numero delle varietà prodotte è esattamente pari al numero delle imprese esistenti, cioè  $N$ .

<sup>5</sup> In tutta la trattazione del modello ci si riferirà ai costi di trasporto; in realtà l'espressione indica la categoria più generale dei costi del commercio.

Tre le forze di agglomerazione/dispersione (centripete/centrifughe) che agiscono all'interno del modello. Una prima forza di agglomerazione è legata alla dimensione del mercato (*market access effect*): l'aumento del numero di imprese porta ad un innalzamento del livello della domanda nella stessa area, dovuto alla presenza di un maggior numero di consumatori finali (i lavoratori che migrano). La forza di dispersione (*market crowding effect*) è connessa alla maggiore competizione che si sviluppa tra le imprese e che le porta ad abbassare i prezzi di vendita dei beni prodotti, con minori possibilità di profitto. Una seconda forza di agglomerazione deriva dall'abbassamento dei costi (*cost of living effect*), conseguente alla riduzione dei prezzi ed all'innalzamento dei salari reali.

Il modello *CP* prevede l'innescò di un processo di causazione cumulativa in base al quale, sotto le ipotesi che il lavoro sia mobile da una regione all'altra e che il reddito guadagnato sia speso interamente nella regione in cui si lavora, lo spostamento iniziale di poche imprese spinge i lavoratori a migrare nella stessa direzione, facendo aumentare la dimensione del mercato. Ciò rende più appetibile e conveniente per altre imprese a localizzarsi in prossimità del mercato più grande e servire l'altro a distanza (*market access effect*). A sua volta, lo spostamento delle imprese comporterà l'abbassamento del costo della vita nella regione di localizzazione, il che spingerà ad un'ulteriore migrazione i lavoratori manifatturieri (*cost of living effect*). L'aumento del numero delle imprese nella stessa regione, tuttavia, porta ad un aumento della competizione e, dunque, alla riduzione delle possibilità di profitto per le stesse (*market crowding effect*); tale forza agisce in favore della dispersione delle imprese. L'equilibrio di lungo periodo sarà determinato dal bilanciamento delle forze di agglomerazione e di dispersione, a fronte del ruolo chiave svolto dal livello dei costi di trasporto<sup>6</sup>.

A partire dal modello *CP* è stata elaborata una serie di altri modelli teorici nel corso degli anni, che ne hanno modificato le assunzioni ed, in alcuni casi, il meccanismo di funzionamento<sup>7</sup>. Martin e Rogers (1995) inseriscono il capitale (*K*) come ulteriore fattore di produzione nel settore manifatturiero. Le assunzioni di piena mobilità

---

<sup>6</sup> Il modello *CP* e i modelli della *NEG* in generale, sono caratterizzati dall'esistenza di equilibri multipli. Come sottolinea Neary (2001) la completa agglomerazione, equilibrio stabile che si raggiunge una volta superata una soglia critica (*break point*) dei costi di trasporto, è una possibilità, ma non una necessità.

<sup>7</sup> L'esposizione che segue non esaurisce la categoria dei modelli della *NEG*. Utili rassegne a tale riguardo sono rinvenibili nei lavori di Ottaviano e Puga (1998), Fujita *et al.*, (1999) e Baldwin *et al.* (2003), cui si rimanda per approfondimenti.

interregionale del solo capitale (il lavoro, sia agricolo, sia industriale è considerato immobile) e di “rientro” delle rendite, per cui tutto ciò che viene guadagnato è speso nella regione dove risiedono i proprietari del capitale (non in quella in cui lo stesso viene impiegato), annullano il meccanismo di causazione cumulativa, per cui l’effetto dimensione del mercato non è *self-reinforcing*. Ciò semplifica notevolmente, ma impoverisce sostanzialmente, il nuovo modello rispetto a quello *CP*.

Venables (1996) e Krugman e Venables (1995) eliminano l’ipotesi di migrazione interregionale del lavoro industriale, sostituendola con l’esistenza di migrazione intersettoriale. In tale situazione, le forze di agglomerazione sono guidate dai meccanismi di *vertical linkage* per cui l’output di una impresa diventa input per un’altra impresa, oltre ad essere prodotto finale per la platea più vasta dei consumatori<sup>8</sup>. In presenza di rendimenti crescenti, il meccanismo di causazione cumulativa si attiva grazie all’esistenza di esternalità di domanda che derivano dall’interazione tra settore a monte ed a valle: la crescita dell’output di un settore aumenta la domanda di beni intermedi che vengono consumati in esso; a sua volta, ciò consente alle imprese situate a monte, fornitrici di beni intermedi, di produrre ad una scala più efficiente e ad un prezzo inferiore, cosa che comporta costi inferiori per le imprese rifornite. Il meccanismo di causazione cumulativa è simile a quello descritto nel modello *CP*, con la differenza che la maggiore domanda (dimensione del mercato) che innesca il processo è da attribuire non alla spesa dei lavoratori che migrano, ma alle nuove imprese che si trasferiscono in una regione.

Ottaviano (1996), Forslid (1999) e Forslid e Ottaviano (2002) elaborano un modello che coniuga elementi del modello *CP* con elementi del modello di Martin e Rogers (1995). In esso, il meccanismo di causazione cumulativa viene mantenuto, poiché si assume l’esistenza di migrazione interregionale del lavoro, come in Krugman (1991). Allo stesso tempo, l’analisi è semplificata dall’esistenza di due diverse tipologie di lavoro nella produzione di beni industriali: il lavoro immobile, che rientra nei costi variabili dell’impresa, è il medesimo del settore agricolo (non specializzato); il lavoro mobile, costituito dagli imprenditori è, al pari del modello di Martin e Rogers (1995), il solo fattore che determina i costi fissi delle imprese.

---

<sup>8</sup> Nel modello di Krugman e Venables (1995) l’analisi è semplificata dall’esistenza di un solo settore manifatturiero; i legami tra le imprese, in questo caso, sono orizzontali.

Anche in questo caso, a seconda del livello dei costi di trasporto e del bilanciamento delle forze centripete e centrifughe, si raggiungerà un equilibrio di totale agglomerazione o di simmetria/dispersione. La versione lineare del modello, elaborata da Ottaviano *et al.* (2002), al contrario dei modelli sopra richiamati, prevede l'esistenza di costi di congestione – forze di dispersione non di mercato – che, all'ulteriore avanzare del processo di integrazione (dunque al diminuire dei costi di trasporto oltre una certa soglia), favoriscono la dispersione ed il ritorno ad un equilibrio di simmetria<sup>9</sup>.

L'inclusione dei costi di congestione ed il ritorno alla dispersione caratterizza anche i modelli di Helpman (1998) e Puga (1999). Helpman (1998) inserisce i costi derivanti dalla mobilità interregionale dei lavoratori, assumendo l'esistenza di uno *stock* locale di *housing*, per cui l'aumento del costo della vita, in questo caso non dovuta ad interazioni di mercato, agirebbe come forza di dispersione. Similmente Puga (1999), procedendo ad una sintesi dei modelli *CP* di Krugman (1991) e di Venables (1996), evidenzia come l'esistenza di differenziali salariali tra le regioni, dovuta alla maggiore domanda di lavoro che fa seguito all'agglomerazione delle imprese in una delle due regioni ed alla mancanza di migrazioni che non fa crescere l'offerta di lavoro nella stessa, agisca come forza di dispersione. Al diminuire dei costi di trasporto e all'aumentare dei differenziali salariali, sarà più conveniente per le imprese agglomerate localizzarsi nella regione con meno imprese e con costi del lavoro più bassi. La relazione tra costi di trasporto e agglomerazione diventa, in tal modo, non monotona.

Al di là delle differenze nelle assunzioni e negli equilibri finali, i vari modelli sono accomunati dal ruolo chiave svolto dai costi di trasporto, per cui all'avanzare del processo di integrazione le forze centripete prevalgono su quelle centrifughe e si assiste alla totale agglomerazione (tutte le imprese industriali in una sola regione), in alcuni casi al successivo ritorno alla dispersione, e dal fatto che l'equilibrio stabile sia determinato dal bilanciamento delle forze di agglomerazione/dispersione. E' difficile stabilire a priori quale di questi effetti prevarrà sugli altri e se, dunque, le imprese saranno stimolate a concentrarsi in alcune aree, attratte dalle maggiori possibilità di profitto, o, al contrario, potranno trarre maggior vantaggio dal disperdersi sul territorio.

---

<sup>9</sup> Il lavoro di Ottaviano *et al.* (2002) presenta anche una versione lineare del modello di Martin e Rogers (1995), oltre a quello già citato di Forslid e Ottaviano (2002). Tali modelli lineari eliminano l'ipotesi di concorrenza *à la* Dixit-Stiglitz (la funzione CES è sostituita da una lineare quadratica) e modellano diversamente i costi di trasporto (non più *iceberg*, *à la* Samuelson). Baldwin *et al.* (2003) presentano una versione "*vertical linkage*" degli stessi modelli.



Non a caso, i modelli della *NEG* sono modelli ad equilibri multipli, in cui, spesso, l'equilibrio finale dipende dalla situazione iniziale, lasciata, quest'ultima, alla determinazione del caso o della storia.

## 2.2 Le distribuzioni teoriche

Un elemento fondamentale dei modelli della *NEG* è costituito, come accennato nel paragrafo precedente, dall'esistenza di costi di trasporto per la commercializzazione dei prodotti finiti e finali. In particolare, all'avanzare del processo di integrazione, dunque al diminuire dei costi di trasporto, sarebbe più conveniente per le imprese concentrarsi in poche aree, per usufruire dei vantaggi dell'agglomerazione, e da lì servire l'intero mercato. Tuttavia, come evidenziato tra gli altri da Puga (1999), la relazione tra integrazione e concentrazione non è necessariamente lineare, ma può assumere una configurazione cosiddetta *U-Shaped*: un'ulteriore successiva riduzione dei costi di trasporto e l'innalzamento del costo dei fattori produttivi dovuto al proliferare delle imprese nella stessa area spingerebbero alla delocalizzazione verso aree non 'congestionate' (le forze centrifughe prevarrebbero su quelle centripete), favorendo così la dispersione<sup>10</sup>.

Facendo leva sull'esistenza di questa relazione non lineare tra integrazione e agglomerazione e sulla base delle predizioni teoriche della *NEG*, Vayà e Suriñach (2003) hanno individuato cinque diverse distribuzioni teoriche delle attività economiche nello spazio. In base al grado di integrazione economica ed al livello dei costi di trasporto, si può, dunque, incorrere in diverse configurazioni spaziali dello sviluppo; più precisamente, la distribuzione può essere di tipo omogeneo, centro-periferia, monocentrica, policentrica o, infine, gerarchica. Vediamole più in dettaglio:

1. ***Distribuzione omogenea.*** Una distribuzione uniforme dell'attività sul territorio si può verificare sia all'inizio del processo di integrazione, quando i costi di trasporto sono elevati, per cui è preferibile per le imprese localizzarsi vicino al mercato da servire, sia nell'ultimo stadio del processo di integrazione, quando la presenza di costi di congestione rafforza la tendenza alla dispersione, nonostante i più

---

<sup>10</sup> Ricordiamo che la tendenza alla dispersione, nel momento in cui i costi di trasporto si riducono ulteriormente oltre una data soglia, è un equilibrio stabile di lungo periodo contemplato anche nei modelli di Helpman (1998) e Ottaviano *et al.* (2002).

bassi livelli di costi di trasporto. Come sottolineato da Vayà e Suriñach (2003), la distribuzione omogenea delle attività è tipica anche di situazioni di autarchia.

2. ***Distribuzione centro-periferia.*** Rappresenta uno dei possibili equilibri nello stadio intermedio del processo di integrazione. I costi di trasporto sono sufficientemente (ma non eccessivamente) bassi da spingere le imprese a localizzarsi l'una in prossimità dell'altra, in modo da poter usufruire dei vantaggi derivanti dalle economie di agglomerazione. Si formano, in tal modo, un "centro", area sviluppata ed economicamente ricca, nella quale sono localizzate le imprese, ed una "periferia", costituita da regioni povere (quasi esclusivamente mercati di consumo, con poca o nulla produzione).

3. ***Distribuzione monocentrica.*** Anche questo è un equilibrio che può caratterizzare lo stadio intermedio del processo di integrazione. A differenza della distribuzione centro-periferia, il monocentro è un'area di dimensioni più contenute, così come la periferia ad esso collegata: la relazione di dipendenza spaziale, positiva fra i territori più vicini e negativa fra quelli più lontani, si esaurisce in un raggio meno esteso di quanto non accada tra un Centro e una Periferia "tradizionali". Il resto delle attività è distribuito casualmente sul territorio rimanente.

4. ***Distribuzione policentrica.*** Terzo equilibrio per stadi intermedi del processo di integrazione. Anche in questo caso si determinano alte concentrazioni di attività economica; al contrario delle distribuzioni centro-periferia e monocentrica, in questo caso le attività economiche sono concentrate in una pluralità di aree circoscritte (i policentri), distribuite casualmente sull'intero territorio. A causa della forte attrazione esercitata sulle imprese da questi policentri, il livello di attività delle regioni confinanti risulta sensibilmente inferiore.

5. ***Distribuzione gerarchica.*** Stadio avanzato del processo di integrazione. Si parte dall'esistenza di un monocentro e si considera l'esistenza di un processo di progressiva diffusione delle attività verso le regioni più vicine al monocentro e, in misura sempre più attenuata, verso quelle più lontane, quasi a formare una gerarchia dell'intensità dello sviluppo. Ciò avverrebbe in conseguenza di diseconomie di scala nelle regioni centrali (costi di congestione, esternalità negative), cosa che favorirebbe lo spostamento verso aree diverse dal monocentro (al termine di questo processo, si riproporrebbe una distribuzione omogenea).

### **3. L'*Exploratory Spatial Data Analysis* (ESDA)**

Le analisi della concentrazione delle attività economiche fanno tradizionalmente riferimento a misure statistiche che non prendono in considerazione la dimensione spaziale del fenomeno. Misure quali il coefficiente di localizzazione di Gini, il coefficiente di variazione, l'indice di Herfindhal, l'indice di Ellison e Glaeser o gli indici di entropia, per ricordare solo i più utilizzati nella letteratura empirica, sono "a-spaziali" nel senso che non consentono di distinguere fra ineguaglianza della distribuzione e polarizzazione geografica (Arbia, 2001). Esse non tengono, cioè, conto dell'esistenza di autocorrelazione spaziale tra le unità territoriali di analisi, caratteristiche che contribuiscono a delimitare geograficamente i processi di agglomerazione.

Negli ultimi anni le analisi empiriche dei processi di agglomerazione hanno cercato di superare il suddetto limite informativo, ricorrendo all'utilizzo dei metodi della cosiddetta *Exploratory Spatial Data Analysis* (ESDA) (Guillain e Le Gallo, 2006; Arbia *et al.* 2006). L'ESDA è un insieme di tecniche costruite al fine di descrivere e visualizzare distribuzioni spaziali, identificare localizzazioni atipiche (*spatial outlier*) e rilevare l'esistenza di *cluster*.

In quanto segue, accanto alle statistiche sintetiche di concentrazione a-spaziale e alle misure di autocorrelazione spaziale, si propone l'utilizzo di metodi non parametrici che consentono di visualizzare l'intera distribuzione della variabile in esame e di metterne in luce la dinamica (stime di densità univariata e condizionata e mappe geografiche di vario tipo). Inoltre, seguendo la tassonomia recentemente proposta da Bickenbach e Bode (2006), si tenterà di sintetizzare le informazioni relative alla concentrazione e alla dipendenza spaziale in un unico indice di "concentrazione spaziale".

#### *3.1 Indici di entropia e quozienti di localizzazione "spazialmente corretti"*

Due sono le misure di concentrazione utilizzate nel presente lavoro, una di tipo "a-spaziale" e l'altra di tipo "spaziale". L'analisi della concentrazione consente di stabilire se in una data area l'importanza relativa di un particolare settore è maggiore rispetto a quella che ha in media nell'intero territorio. Il *no-concentration benchmark* si ha nel

momento in cui la distribuzione della variabile sul territorio per un dato settore industriale è esattamente uguale alla distribuzione del totale delle attività.

Al fine di analizzare le dinamiche della concentrazione si utilizza l'indice di entropia (o indice di Theil):

$$T_s = \sum_{r=1}^R \lambda_r \frac{Y_{rs}/Y_r}{\sum_r \lambda_r (Y_{rs}/Y_r)} \log \left( \frac{Y_{rs}/Y_r}{\sum_r \lambda_r (Y_{rs}/Y_r)} \right)$$

dove  $s$  indica il settore,  $r$  la regione e  $Y$  il valore aggiunto;  $\lambda_r$  è la quota regionale (rispetto al campione) del valore aggiunto totale.

La variabile in esame è il quoziente di localizzazione ( $LQ$ ), cioè il rapporto tra la quota di valore aggiunto di un dato settore rispetto al valore aggiunto totale in una data regione e stessa quota settoriale relativa all'intero campione esaminato. Più elevato è il valore dell'indice di Theil, maggiore sarà il grado di concentrazione delle attività economiche.

Seguendo Bickenbach e Bode (2006) nella misura "spaziale" la formula viene modificata inserendo una matrice di pesi spaziali calcolata tenendo conto della prossimità geografica tra le regioni:

$$T^S_s = \sum_{r=1}^R \lambda_r \frac{\sum_q \phi_{qr} Y_{qs} / \sum_q \phi_{qr} Y_q}{\sum_r \lambda_r \left( \sum_q \phi_{qr} Y_{qs} / \sum_q \phi_{qr} Y_q \right)} \log \left( \frac{\sum_q \phi_{qr} Y_{qs} / \sum_q \phi_{qr} Y_q}{\sum_r \lambda_r \left( \sum_q \phi_{qr} Y_{qs} / \sum_q \phi_{qr} Y_q \right)} \right)$$

dove  $q$  ed  $r$  sono le regioni ( $q \neq r$ );  $\phi_{qr}$  è l'elemento della matrice dei pesi spaziali che riflette l'interazione tra la regione  $q$  e la regione  $r$ <sup>11</sup>.

I quozienti di localizzazione così modificati sono detti  $LQ$  "spazialmente corretti" (*spatially rate smoothing, SRS*). Tale correzione consente di calcolare l'indice di concentrazione dando un peso maggiore a quelle regioni (osservazioni) che hanno un alto valore di  $LQ$  e che interagiscono spazialmente con regioni anch'esse specializzate in un determinato settore; al contrario, un peso minore sarà dato alle regioni specializzate che rappresentano dei punti isolati nello spazio. Il valore dell'indice di concentrazione spaziale calcolato per un dato settore sarà quindi necessariamente inferiore a quello a-spaziale, a meno che il settore in questione non risulti concentrato in regioni geograficamente prossime, che danno vita ad un unico *cluster*.

<sup>11</sup> La matrice dei pesi spaziali utilizzata è del tipo *k-nearest neighbors (k-nn)*, con  $k$  pari a 10. Per una descrizione più completa, si rimanda all'Appendice 2.

### 3.2 Indici di autocorrelazione spaziale globale e locale

Sebbene l'indice di concentrazione spaziale racchiuda un'indicazione dell'interazione tra regioni geograficamente prossime, esso non tiene conto della significatività statistica di tale dipendenza. Per tale ragione è opportuno calcolare un indice di autocorrelazione spaziale che consenta di rilevare l'eventuale tendenza di regioni simili (ovvero con *LQ* simili) ad essere localizzate l'una in prossimità dell'altra. L'indice di gran lunga più utilizzato a tale scopo è l'I-Moran; esso dà un'indicazione del grado di associazione lineare tra il vettore dei valori osservati della variabile in esame ed il vettore dei valori spazialmente ritardati. Un valore positivo e significativo di tale statistica indica che valori simili della variabile analizzata tendono a caratterizzare aree localizzate contigualmente nello spazio. Al contrario, un valore negativo e significativo dell'I-Moran denota la presenza di valori dissimili della variabile in aree contigue. La non significatività dell'indice implica assenza di autocorrelazione, cioè la presenza di una distribuzione casuale della variabile nello spazio.

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

In considerazione di questi limiti, alcuni lavori sono andati oltre l'analisi globale, proponendo misure di autocorrelazione locale (*LISA*, *local indicators of spatial association*) in grado di evidenziare la tipologia di concentrazione spaziale delle attività economiche (in un unico *cluster*, distribuite su più aree e così via) (Guillain e Le Gallo, 2006). In sostanza, i *LISA* sono in grado di misurare per ciascuna regione l'interdipendenza con le altre regioni e di indicarne la tipologia (positiva o negativa) e la sua significatività. Una rappresentazione visiva di tali processi è fornita dalla cosiddetta "*LISA cluster map*".

### 3.3 Stime di densità univariata e condizionata

Così come l'I-Moran globale, anche l'indice di entropia ha i suoi limiti. Esso è, infatti, un indicatore sintetico della localizzazione (a-spaziale o spaziale), che non esaurisce il complesso delle informazioni contenute nei dati. Queste limitazioni impongono la necessità di passare da indicatori sintetici di concentrazione a strumenti che descrivano l'intera distribuzione della variabile in oggetto (ad esempio, dei quozienti di localizzazione). Una distribuzione prossima a quella normale indicherebbe una situazione di equità. Una forte asimmetria a destra della distribuzione segnalerebbe, invece, la presenza di concentrazione territoriale. L'analisi di densità ha inoltre il vantaggio di evidenziare l'eventuale presenza di bi-modalità nella distribuzione dei quozienti di localizzazione, segno dell'esistenza di differenti "bacini di attrazione". La stima di densità  $f_t(x)$  può essere realizzata per ciascun anno disponibile. Noi ci limitiamo a  $t = 1980$  e  $2002$  e adottiamo un approccio non-parametrico di stima di verosimiglianza locale della densità univariata con *bandwidth* variabile e funzione kernel tricubica (Loader, 1996). Questo stimatore di densità è particolarmente adatto nei casi, come quello in oggetto, in cui lo spazio campionario è caratterizzato dalla presenza di valori estremi, ovvero di regioni molto più specializzate delle altre in un determinato settore.

La dinamica del processo di agglomerazione spaziale dell'attività economica può essere, infine, studiata ricorrendo ad uno strumento di analisi proposto da Quah (1997) per esaminare i processi di convergenza economica: la cosiddetta "analisi della dinamica di transizione". In breve, questo metodo consiste (nel nostro caso) nello studio della dinamica dell'intera distribuzione dei quozienti di localizzazione delle unità territoriali oggetto di analisi. Esso consente di rappresentare la probabilità che una data regione con un certo livello,  $x$ , di  $LQ$  nel periodo iniziale si sposti verso un altro livello,  $y$ , di  $LQ$  nel periodo finale. In altre parole, attraverso il calcolo della densità condizionata si descrive la probabilità che una data regione si muova nel periodo finale verso un certo stadio di industrializzazione/specializzazione, dato che essa si trovava in un determinato stadio nel periodo iniziale. La dinamica della distribuzione spaziale dell'attività economica può quindi essere studiata visualizzando ed interpretando la forma della distribuzione dei valori di  $LQ$  nell'anno 2002 lungo il *range* di valori di  $LQ$  osservati nell'anno 1980.

Coerentemente con l'analisi univariata di densità, per l'analisi condizionata si utilizzano stimatori molto robusti ai valori estremi: a) lo stimatore *local parametric conditional density* con *bandwidth* variabile (Hyndman e Yao, 2002) e b) lo stimatore kernel con *mean-bias correction* e *bandwidth* variabile (Hyndman, Bashtannyk e Grunwald, 1996). Per visualizzare la densità condizionata della distribuzione utilizziamo un metodo grafico proposto da Hyndman (1996): l' "*highest conditional density region*" (*HDR*) *plot*. In esso, ogni banda verticale rappresenta la proiezione sul piano *xy* della densità condizionata di *y* su *x*; in ogni banda, inoltre, sono riportate le *HDR* al 25% di probabilità (regioni grigio scuro), nonché al 50%, 75% e 90% (regioni grigio chiaro). Una regione a più alta densità è la più piccola regione dello spazio campionario che contiene una data probabilità. Le *HDR* offrono una sintesi grafica delle caratteristiche di una funzione di densità: nel caso di distribuzioni uni-modali, esse rappresentano esattamente le probabilità attorno al valore medio; nel caso di distribuzioni multi-modali, le *HDR* mostrano, invece, differenti sub-regioni disgiunte.

L'*HDR* plot è particolarmente adatto per analisi della dinamica di transizione. Se la diagonale a 45 gradi attraversa le *HDR* al 25%, ciò significa che la maggior parte degli elementi della distribuzione permangono nella loro posizione relativa iniziale (si ha persistenza). Se la linea orizzontale tracciata in corrispondenza del valore pari a 1 sull'asse verticale attraversa tutte le *HDR* al 25%, si può dire che c'è convergenza globale verso l'omogeneità. C'è, invece, divergenza se la linea verticale tracciata in corrispondenza del valore pari a 1 sull'asse orizzontale attraversa tutte le *HDR* al 25%. Infine, la presenza di non-linearità nella regressione modale (mostrata tramite dei punti neri marcati) può essere interpretata come evidenza a favore dell'ipotesi di 'convergenza per club', secondo cui gruppi disgiunti di regioni convergono verso differenti livelli di specializzazione settoriale.

Ovviamente, le tecniche di stima della densità univariata e condizionata sono a-spaziali: non sappiamo se le regioni incluse in una moda sono vicine o lontane nello spazio. Pertanto, ai fini della descrizione della distribuzione spaziale dell'attività economica l'analisi di densità deve necessariamente essere integrata dalle tecniche di analisi spaziale sopra descritte.

#### 4. Legame tra distribuzioni teoriche e gli elementi dell'ESDA

In questo paragrafo si fornirà una chiave di lettura degli indicatori proposti, sulla base delle caratteristiche riscontrate da Vayà e Suriñach (2003) per ciascuna delle distribuzioni teoriche proposte. La **distribuzione omogenea**, come si è già accennato, è tipica degli stadi iniziali del processo di integrazione, quando i costi di trasporto sono così elevati da spingere le imprese a localizzarsi in prossimità dei mercati da servire. Una simile distribuzione è rinvenibile anche nello stadio finale dell'integrazione, durante il quale i costi di congestione contrastano le forze centripete, favorendo la dispersione. E' chiaro che una distribuzione di tipo omogeneo sarà caratterizzata da valori bassi dell'indice di concentrazione e da una funzione di densità univariata dei  $LQ$  prossima alla normale (unimodale e simmetrica), sintomo della presenza di valori simili del quoziente di localizzazione e, dunque, di una ripartizione equa delle attività economiche sul territorio. Una distribuzione perfettamente omogenea dovrebbe essere anche scevra da particolari legami di prossimità territoriale, sicché si riscontrano valori non significativi dell'indice di Moran, per diversi ordini di contiguità considerati, a denotare assenza di autocorrelazione spaziale e, quindi, una distribuzione casuale delle attività nello spazio. La *cluster map* evidenzierà la presenza di aree per le quali la statistica considerata è non significativa (almeno in prevalenza). E' evidente che nella realtà dei paesi industrializzati sia altamente improbabile riscontrare una simile distribuzione per qualsiasi settore di attività economica.

La **distribuzione Centro-Periferia**, al contrario, è caratterizzata dall'esistenza di due aree distinte: speculari l'una all'altra, entrambe hanno ragione di esistere in funzione della presenza dell'altra, sintomo di un'elevata autocorrelazione spaziale negativa fra le stesse. Un valore elevato dell'indice di Theil indica l'esistenza di un'elevata concentrazione che caratterizza tale distribuzione. La funzione di densità sarà chiaramente bimodale, ad indicare la presenza di due distinti bacini di attrazione, uno per valori bassi di  $LQ$  – la Periferia – e l'altro per valori elevati dello stesso – il Centro. L'autocorrelazione sarà positiva per i primi ordini di contiguità (dunque per le regioni più prossime), ad indicare la presenza di regioni con valori significativamente simili – positivi o negativi – dei  $LQ$ ; all'aumentare della distanza, per ordini di contiguità più elevati, l'autocorrelazione spaziale diventerà negativa. Ne deriva che valori elevati (bassi) dei  $LQ$  interagiscono significativamente con valori bassi (elevati): è il Centro



che si forma a spese della Periferia. Le *cluster map* ripartiranno l'intera area in due sub-regioni, caratterizzate al loro interno da autocorrelazione spaziale positiva.

Lo stadio intermedio del processo di integrazione identifica altre due possibili distribuzioni, oltre quella centro-periferia: monocentrica e policentrica. In entrambi i casi l'indice di concentrazione assume valori intermedi a quelli riscontrati nelle precedenti distribuzioni. La densità univariata è sempre asimmetrica. Nel caso della distribuzione **monocentrica**, si osserverà la presenza di una moda significativa, dunque una maggiore presenza di regioni, per valori bassi di *LQ* e la formazione di un picco (una moda più bassa non necessariamente significativa) per valori elevati di *LQ*, a denotare la presenza di un centro relativamente contenuto (il monocentro). Sulla base delle simulazioni effettuate da Vaya e Suriñach (2003), il correlogramma spaziale dovrebbe essere simile a quello del Centro-Periferia, sebbene con alcune importanti differenze: l'autocorrelazione dovrebbe essere inizialmente positiva, diventare negativa per ordini più bassi di contiguità e successivamente annullarsi. La *cluster map* evidenzierà un gruppo più contenuto rispetto alla distribuzione *CP* di regioni caratterizzate da dipendenza spaziale positiva, circondate da altre per le quali la statistica di autocorrelazione è negativa. Nelle restanti aree le attività si distribuiscono in maniera casuale.

L'analisi di densità nella distribuzione **policentrica** rivelerà la presenza di una moda principale e significativa in prossimità del valore medio della variabile e di una o più mode sia a destra che a sinistra del valore medio. Il grado di asimmetria dovrebbe comunque essere inferiore a quello della distribuzione monocentrica. In un'analisi dinamica, quindi, il passaggio da una distribuzione monocentrica ad una policentrica dovrebbe essere indicato anche da una riduzione del grado di asimmetria della distribuzione (e, quindi, un aumento dell'asimmetria potrebbe indicare un rafforzamento del monocentro). La presenza di policentri è evidenziata anche da un'autocorrelazione spaziale negativa tra regioni contigue (dei piccoli sistemi centro-periferia), che si annulla per ordini di contiguità superiori.

La distribuzione **gerarchica** rappresenta un'evoluzione della monocentrica: a partire dal monocentro, in seguito all'ulteriore diminuzione dei costi di trasporto, si sviluppa un processo di diffusione che porta al graduale spostamento delle attività prima verso le regioni confinanti e poi, a mano a mano, verso quelle più lontane, fino a

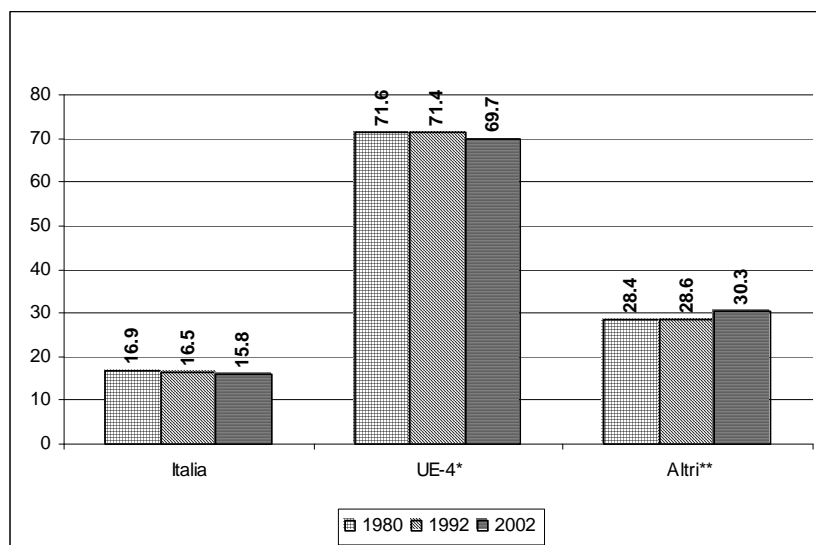
formare una gerarchia nella quale permane un Centro con valori più elevati di *LQ*. Nello stadio finale tale processo porta alla completa dispersione delle attività e, dunque, ad una distribuzione di tipo omogeneo. La densità univariata, in questo caso, è molto simile a quella della distribuzione monocentrica, ma la concentrazione di probabilità in corrispondenza della moda significativa si riduce mentre si amplia la coda a destra. La somiglianza tra regioni sarà più forte per i primi ordini di contiguità (autocorrelazione positiva, più elevata rispetto al caso monocentrico, generata dal processo di diffusione) e si invertirà all'allontanarsi dal monocentro (la dipendenza spaziale diventa negativa), fino ad annullarsi.

## **5. Il ruolo dell'Italia nella geografia economica europea: un'analisi generale**

Prima di procedere all'applicazione dell'*ESDA* ai dati regionali per analizzare la distribuzione geografica delle attività economiche, è utile fornire un quadro generale del contributo dei vari paesi dell'UE15 alla formazione del valore aggiunto totale dell'area, nonché delle modifiche della composizione a livello settoriale.

Il grafico 1.1 riporta le quote dei paesi (gruppi di paesi) rispetto al valore aggiunto totale dell'area, negli anni 1980, 1992 e 2002. Questa prima informazione molto generale, segnala solo qualche marginale modifica nella geografia economica dell'UE-15: più dei due terzi del valore aggiunto totale continua a formarsi in Germania, Italia, Francia e Regno Unito, sebbene la quota si riduca dal 71,6% del 1980 al 69,7% nel 2002, con la variazione maggiore nel periodo post-Mercato unico. La quota attribuibile all'attività economica dell'Italia decresce di 1,1 punti percentuali; simile andamento si ha per la Francia e la Germania, al contrario di quel che accade al Regno Unito che incrementa (+1,1%) la sua importanza relativa nella produzione di ricchezza in Europa. Tra i paesi "minori" che aumentano la propria quota, l'Irlanda, la Finlandia, la Grecia e la Svezia accrescono in misura più sostanziale il loro peso nel decennio 1992-2002, rispetto al periodo precedente.

**Grafico 1.1 – Valore aggiunto totale economia: quote percentuali dei paesi**



\*Italia, Francia, Germania, Regno Unito

\*\*Spagna, Portogallo, Belgio, Olanda, Lussemburgo, Danimarca, Austria, Finlandia, Svezia, Irlanda, Grecia

Per meglio comprendere le variazioni intervenute nel corso del tempo, è utile analizzare la composizione del valore aggiunto da un punto di vista settoriale, in riferimento sia alla manifattura, sia ai servizi. Emerge il processo di de-industrializzazione che ha interessato l'Europa negli anni esaminati (tabella 1.1): la quota dei servizi (di mercato e non) del nostro campione rappresenta oltre i due terzi del valore aggiunto totale. Tale peso è, inoltre, crescente nel tempo: nell'arco del periodo considerato aumenta di ben 5,5 punti percentuali (interamente ascrivibili ai servizi di mercato), mentre si riduce l'importanza relativa dell'industria manifatturiera (dal 22,7 al 20,4%). All'interno del settore manifatturiero è da segnalare l'aumento della quota dei settori dell'Elettronica (di oltre tre punti percentuali, anche se la crescita maggiore si è avuta nel periodo 1980-'92) e dei Prodotti petroliferi, chimici e della gomma-plastica (di tre punti), mentre si riduce il peso dei settori tradizionali quali il Tessile e l'abbigliamento (di 3,3 punti) e degli Altri settori manifatturieri (di 3,2 punti percentuali)<sup>12</sup>.

<sup>12</sup> La sottosezione "Altri beni manifatturieri" è abbastanza eterogenea, essendo costituita da sei diversi settori industriali: "Legno e prodotti in legno", "Carta, stampa ed editoria", "Minerali non metalliferi", "Settori non diversamente classificati", "Metalli e prodotti in metallo" e "Macchine ed attrezzature meccaniche". Gli ultimi due settori rappresentano, nel 2002, oltre il 50% del raggruppamento.

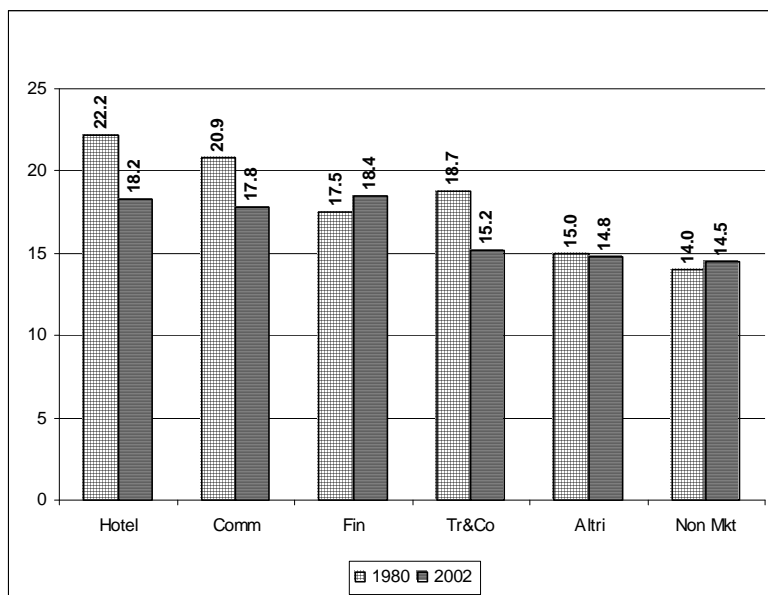
**Tabella 1.1 - Quote settoriali sul Valore aggiunto totale e variazioni**

	1980	1992	2002	1980-92	1992-02	1980-02
<b>Energia e Minerali</b>	<b>2,8</b>	<b>2,9</b>	<b>2,5</b>	<b>0,1</b>	<b>-0,4</b>	<b>-0,3</b>
<b>Manifattura</b>	<b>22,7</b>	<b>21,3</b>	<b>20,4</b>	<b>-1,4</b>	<b>-0,9</b>	<b>-2,3</b>
<i>Alimentari, bevande e tabacco</i>	13,7	13,5	13,6	-0,1	0,0	-0,1
<i>Tessile, abbigliamento e calzature</i>	9,8	7,8	6,6	-2,0	-1,2	-3,3
<i>Prodotti petrol., Chimica, Gomma, Plas.</i>	14,5	15,9	17,5	1,4	1,6	3,0
<i>Elettronica</i>	9,5	12,0	12,7	2,5	0,7	3,2
<i>Mezzi di trasporto</i>	9,7	10,4	10,1	0,6	-0,3	0,3
<i>Altri manifatturieri</i>	42,8	40,4	39,5	-2,4	-0,8	-3,2
<b>Costruzioni</b>	<b>7,2</b>	<b>6,0</b>	<b>5,1</b>	<b>-1,2</b>	<b>-0,9</b>	<b>-2,1</b>
<b>Totale Servizi</b>	<b>63,9</b>	<b>66,8</b>	<b>69,4</b>	<b>2,9</b>	<b>2,6</b>	<b>5,5</b>
Servizi di mercato	64,0	66,8	69,6	2,8	2,8	5,6
<i>Commercio all'ingrosso e al dettaglio</i>	17,7	17,3	16,3	-0,5	-0,9	-1,4
<i>Hotel e ristoranti</i>	4,8	4,4	4,4	-0,4	0,0	-0,4
<i>Servizi finanziari</i>	10,6	8,6	7,1	-2,0	-1,5	-3,4
<i>Trasporti e comunicazioni</i>	10,6	9,9	10,4	-0,7	0,5	-0,2
<i>Altri servizi di mercato</i>	20,3	26,6	31,4	6,3	4,7	11,0
Servizi non di mercato	36,0	33,2	30,4	-2,8	-2,8	-5,6
Fonte: elaborazioni su dati Cambridge Econometrics						

Qualche cambiamento sembra, dunque, essere intervenuto nell'UE-15: più modesto per quel che riguarda la distribuzione geografica dell'attività economica complessiva, più intenso dal punto di vista della composizione settoriale della stessa. In questo quadro, l'Italia si differenzia dal resto dell'Europa per quanto riguarda l'andamento delle quote del valore aggiunto settoriale (grafici 1.2 e 1.3): decresce, infatti, tra il 1980 e il 2002 il peso italiano nel valore aggiunto dei servizi dell'area europea, ad eccezione di quelli finanziari e non di mercato (che, però, segnano una riduzione nel decennio 1992-2002).

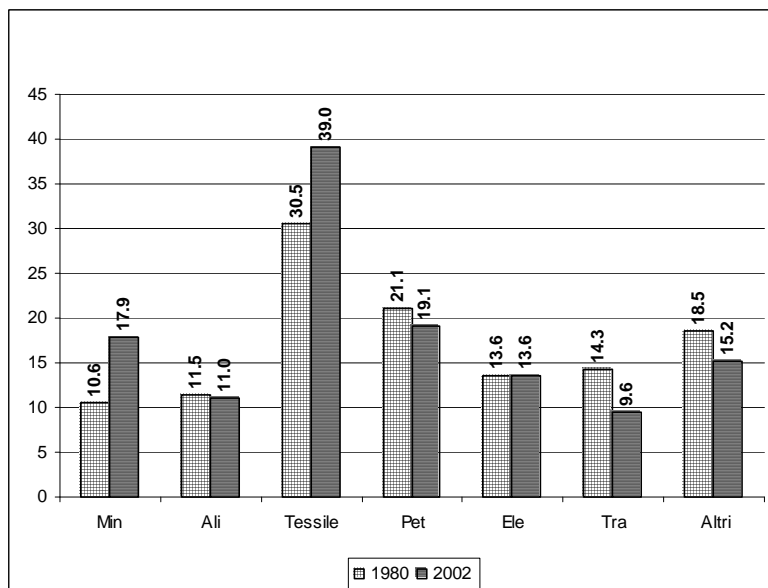
Relativamente ai settori manifatturieri, come risulta dal grafico 1.3, mentre in Europa si riduce la produzione di beni di consumo tradizionali, anche a causa dei processi di de-localizzazione verso alcuni paesi dell'Est europeo, nonché dell'intensificarsi della concorrenza nel settore da parte delle imprese asiatiche, l'Italia incrementa di ben 8,5 punti percentuali (di cui 4,5 nel periodo 1992-2002) la quota del valore aggiunto europeo nel settore Tessile, Abbigliamento e Calzature, passando dal 30,5 al 39 per cento.

**Grafico 1.2 – Servizi. Quote dell'Italia sul campione considerato (UE-15)**



*Legenda: Hotel= Hotel e ristoranti; Comm= Commercio all'ingrosso e al dettaglio; Fin= Servizi finanziari; Tr&Co= Trasporti e comunicazioni; Altri= altri servizi di mercato; Non Mkt= Servizi non di mercato.*

**Grafico 1.3 – Settori manifatturieri ed energetici. Quote dell'Italia sul campione considerato (UE-15)**



*Legenda: Min= Prodotti minerali ed energetici; Ali= Alimentari, bevande e tabacco; Tessile= Tessile, abbigliamento e calzature; Pet= Prodotti petroliferi, Chimica, Gomma e Plastica; Ele= Elettronica, Tra= Mezzi di trasporto; Altri= Altri manifatturieri.*

Un rafforzamento significativo per l'Italia si ha anche nella estrazione di Prodotti minerari e produzione e fornitura di quelli energetici (da 10,6 a 17,9%, con un incremento di 7,3 punti percentuali, 4,5 dei quali, però, negli anni '80), mentre una sensibile perdita di quota riguarda la produzione di Mezzi di trasporto (con una caduta di quasi cinque punti, due terzi dei quali nel periodo 1980-'92). Ciò è verosimilmente il risultato del prolungato ridimensionamento attraversato dall'industria dell'auto, a fronte di una tendenza opposta in Paesi come la Francia e la Spagna. Stagnante l'apporto nazionale nella produzione europea del settore Elettronico che aumenta, invece, significativamente – e soprattutto nel periodo post-Mercato unico - in Irlanda e nei paesi scandinavi.

## **6. L'applicazione dell'ESDA all'analisi della dinamica della distribuzione spaziale dell'industria nell'UE15 dal 1980 al 2002: dati e risultati**

Alla luce del quadro generale tracciato nel paragrafo precedente, l'analisi che segue ha come principale obiettivo l'identificazione del tipo di distribuzione dell'attività economica in Europa nel 2002 e la verifica della sua evoluzione dal 1980. La variabile in esame è il valore aggiunto settoriale di 162 regioni (NUTS-2) appartenenti a 15 paesi dell'Unione Europea. Più precisamente, il campione include le regioni di Italia, Francia, Germania, Spagna, Portogallo, Grecia, Regno Unito, Irlanda, Belgio, Olanda, Lussemburgo, Danimarca nonché Austria, Finlandia e Svezia, entrate nell'Unione solo nel 1995<sup>13</sup>. I dati utilizzati sono di fonte *Cambridge Econometrics' European Regional Databank*, basati sulle serie storiche Eurostat. Le informazioni sono disponibili per 12 settori (6 manifatturieri e 6 di servizi), oltre agli aggregati, al settore dei Prodotti minerari ed energetici e alle Costruzioni. In particolare, si analizzerà la sola dinamica di localizzazione per il totale della Manifattura e dei Servizi di mercato. Verrà, invece, mantenuto il riferimento al quadro teorico nell'analisi settoriale limitata, per ragioni di

---

<sup>13</sup> Per il Regno Unito è stata utilizzata la ripartizione territoriale al livello NUTS-1, mentre la Danimarca, l'Irlanda e il Lussemburgo sono state considerate come paesi ad unica regione (NUTS-0). Inoltre, al fine di evitare distorsioni nei risultati, sono state escluse dal campione la Germania Est, i Dipartimenti e Territori d'oltre mare della Francia, le isole della Spagna (Ceuta e Melilla, le Baleari e le Canarie) e del Portogallo (Azzore e Madeira), nonché le regioni di Groningen e Flevoland (Olanda) e Vastsverige (Svezia) a causa di *missing values* e andamenti ritenuti poco verosimili.

spazio, a due settori per il manifatturiero, per i quali l'evidenza empirica è più chiara (il settore tradizionale Tessile, abbigliamento e calzature, e il settore ad alta tecnologia dell'Elettronica), e ad un settore per i servizi (Servizi finanziari). Qualche nota finale sarà riservata agli altri settori manifatturieri esaminati nonché al particolare andamento del settore delle Costruzioni.

E' il caso di ribadire che le distribuzioni teoriche richiamate nel paragrafo 2 rappresentano solo alcune tra le infinite forme che la localizzazione geografica delle attività economiche può assumere. Alcune di esse sono tra l'altro difficilmente osservabili nella realtà, soprattutto per quanto riguarda la produzione manifatturiera. Ciò è particolarmente vero per le configurazioni più "estreme", quali Centro-Periferia ed Omogenea: è, infatti, altamente improbabile che le attività economiche siano localizzate interamente in un Centro ben delimitato e che non vi sia alcuna attività industriale nel resto del territorio; allo stesso modo non si osserva nella realtà una ripartizione perfettamente equa dell'industria nello spazio. Le cinque tipologie rappresentano, tuttavia, le forme stilizzate a cui le distribuzioni effettive possono tendere con qualche approssimazione. Esse definiscono quindi delle ipotesi teoriche a cui rapportarsi nell'interpretazione delle statistiche spaziali. Particolarmente utile ai fini del presente lavoro è il confronto intertemporale: osservare il passaggio – per un determinato settore - da una distribuzione all'altra, il consolidarsi di una data forma di localizzazione o il verificarsi di modifiche all'interno di questa, può contribuire a rafforzare o, al contrario, attenuare le predizioni sulla relazione che lega il processo di integrazione economica alle dinamiche di concentrazione settoriale/specializzazione regionale.

### *6.1 Il settore Manifatturiero*

Il grafico A1.a, posto in appendice, riporta i valori degli indici di Theil<sup>14</sup> a-spaziale e spaziale, nonché il rapporto tra gli stessi per l'intero periodo 1980-2002. L'indice di Theil a-spaziale diminuisce fino a metà degli anni '90, segno di una riduzione del grado di concentrazione delle attività manifatturiere. La contestuale dinamica decrescente dell'indicatore spaziale indica che il processo di dispersione interessa regioni geograficamente distanti tra loro. Ciò è ben evidenziato anche dal rapporto tra le due

---

<sup>14</sup> Al fine di rendere possibile un confronto tra le due misure, gli indici di Theil (spaziale e a-spaziale) sono normalizzati, cioè divisi per il relativo *upper-bound*.

misure: il valore dello *spatial* Theil tende a ridursi più velocemente dell'indice a-spaziale, soprattutto nel corso degli anni '90 (periodo della costituzione del Mercato unico). Per contro, a partire dal 1997 sembra esserci una inversione di tendenza, con un innalzamento del grado di concentrazione.

Lo stesso grafico riporta l'**indice di Moran**: l'andamento nel tempo della dipendenza spaziale, sostanzialmente decrescente, sebbene con periodiche inversioni di rotta (anni 1989-'92), conferma quanto già rilevato dall'indice di concentrazione spaziale. L'autocorrelazione resta, comunque, positiva: ciò significa che le regioni nelle quali il peso relativo della produzione manifatturiera è elevato (basso) continuano ad essere localizzate l'una in prossimità dell'altra, sebbene non formino più un *cluster* unitario. Ulteriore evidenza è fornita dal **correlogramma spaziale**, che riporta l'indice di Moran per 10 diversi ordini di contiguità. Ciò consente di verificare la presenza e la tipologia di autocorrelazione all'estendersi del raggio territoriale di riferimento. Come evidenziato nel grafico A1.b, nel 2002 si riduce il grado di interdipendenza rispetto al 1980: ciò è deducibile oltre che dalla già rilevata diminuzione del valore dell'indice (da 0,3 a 0,2 circa), dall'allontanarsi delle regioni periferiche da quelle centrali (l'autocorrelazione negativa raggiunge solo all'8° ritardo spaziale un valore simile a quello che nel 1980 caratterizzava i ritardi spaziali compresi tra il 4° ed il 5°).

Le mappe **LISA cluster** consentono di distinguere le aree centrali da quelle periferiche. Nel grafico A1.c l'area in grigio scuro indica la presenza di *cluster* di regioni ad alta specializzazione (regioni con valori elevati dei *LQ* circondate, in maniera statisticamente significativa, da regioni anch'esse con valori elevati dei *LQ*); viceversa, l'area in grigio identifica i *cluster* di bassa specializzazione (bassi valori dei *LQ* circondati da bassi valori dei *LQ*). La dipendenza spaziale è, invece, negativa nelle aree con le righe e con i punti: le prime individuano regioni con bassi valori dei *LQ* significativamente correlate con regioni ad alto valore dei *LQ*; il contrario accade nelle aree con i punti, cosiddette "*isolated pole*".

Nel 1980 le aree ad elevata concentrazione relativa delle attività manifatturiere sono localizzate prevalentemente in Regno Unito, Germania e Nord Italia (Lombardia), mentre gli estremi Sud (Italia meridionale e Grecia) e Nord (Finlandia e Svezia) rappresentano le periferie. I pochi *isolated pole* sono localizzati in Grecia, Belgio e Svezia. Nel 2002 si assiste al parziale spostamento delle aree con autocorrelazione



positiva (relazione alto-alto) verso le regioni scandinave, sebbene il “centro” continui ad essere localizzato nel territorio tedesco. Si riduce, per contro, l'estensione delle aree periferiche (che continuano ad interessare le regioni del Sud Italia e della Grecia), mentre per una superficie più ampia del territorio europeo l'interazione spaziale diventa non significativa.

La **stima di densità univariata** (grafico A1.d) dei  $LQ$  mette in luce il cambiamento intervenuto nella distribuzione e la tendenza all'attenuazione della relazione dicotomica “centro-periferia”: da asimmetrica a destra nel 1980, la distribuzione assume una forma sempre unimodale ma asimmetrica a sinistra nel 2002 (l'indice di asimmetria è pari a 0.033 nel 1980 e -0.242 nel 2002); ciò è dovuto alla riduzione della densità in corrispondenza dei livelli di despecializzazione ( $LQ$  inferiori ad 1) e al contestuale aumento della stessa per valori del quoziente di specializzazione superiori all'unità.

L'analisi della **dinamica intra-distribuzionale** rafforza le conclusioni tratte in precedenza. Il grafico A1.d riporta, a destra, l'*HDR plot* della stima di densità condizionata dei valori  $LQ$  osservati negli anni 1980 e 2002. In esso sono riportate, inoltre, la bisettrice a 45 gradi e due linee, una orizzontale ed l'altra verticale, in corrispondenza del valore 1 che caratterizza l'ipotesi di una specializzazione regionale pari esattamente a quella media europea.

Per una corretta interpretazione di questo grafico è opportuno chiarire alcuni punti. L'intersezione tra le regioni a più alta densità al 25% o al 50% e la diagonale a 45 gradi indicherebbe che la maggior parte degli elementi della distribuzione restano nella situazione di partenza (nel nostro caso, le regioni manterrebbero nel tempo lo stesso livello di specializzazione); si avrebbe quindi “forte” persistenza. La persistenza sarebbe, invece, “debole” nel caso in cui la bisettrice intersecasse solo le regioni a più alta densità al 75% o 90%. Similmente, qualora la linea orizzontale tracciata in corrispondenza del valore unitario intersecasse *tutte* le regioni a più alta densità al 25-50% (75-90%), si tenderebbe a concludere a favore di un processo di forte (debole) convergenza globale nei livelli di  $LQ$ . Si parlerebbe, invece, di divergenza nel caso in cui tale evidenza si rilevasse in corrispondenza della linea verticale. Infine, se solo *alcune* regioni a più alta densità fossero intersecate da una retta orizzontale tracciata in corrispondenza di un qualsiasi valore dell'asse verticale, la convergenza (forte o debole) si verificerebbe solo localmente o per *club*.

I risultati evidenziano come siano le regioni con  $LQ$  compresi fra 0,7 e 1,2 nel 1980 a migliorare in misura consistente la loro posizione relativa nella produzione dell'aggregato manifatturiero, passando da una situazione di de-specializzazione ad una di specializzazione manifatturiera: si tratta prevalentemente dell'Irlanda, di alcune regioni svedesi e finlandesi. Per valori di  $LQ$  inferiori a 0,7 e superiori a 1,2 si rileva una convergenza di tipo locale: le regioni con livelli relativi di produzione manifatturiera inizialmente molto bassi sembrerebbero convergere su valori di specializzazione ancora molto ridotti, ad indicare una sorta di "trappola di de-specializzazione". Le regioni con un'iniziale forte presenza relativa di attività manifatturiera mostrano una convergenza locale verso livelli di specializzazione prossimi a 1,5: si tratta in prevalenza di regioni tedesche e del Regno Unito.

La **distribuzione ergodica** indica, infine, la tendenza di lungo periodo del processo di transizione stocastica. Il grafico 8 mostra chiaramente che il processo tende verso una distribuzione unimodale, con la moda posizionata a destra del valore medio europeo, suggerendo una tendenza verso una forte riduzione dei differenziali regionali di  $LQ$  nella manifattura industriale nel lungo periodo.

### *6.1.1 L'analisi settoriale*

Sembra, dunque, che le regioni cosiddette centrali perdano parzialmente l'importanza relativa nella produzione manifatturiera europea e che tale attività si diffonda gradualmente in quelle periferiche. Sebbene l'analisi del dato aggregato metta in luce risvolti interessanti, risulta di rilievo indagare sulle dinamiche di concentrazione settoriale e, conseguentemente, di specializzazione regionale, al fine di porle in relazione alle predizioni dei teorici della *NEG*. In quanto segue, pertanto, saranno analizzati due settori manifatturieri: il Tessile, abbigliamento e calzature e il settore dell'Elettronica.

Il settore del **Tessile, abbigliamento e calzature** è il settore manifatturiero più concentrato e con una tendenza al rafforzamento della clusterizzazione: gli indici di Theil a-spaziale e spaziale raggiungono i valori più elevati e sono entrambi crescenti per l'intero periodo considerato (grafico A2.a). L'aumento della concentrazione spaziale è, inoltre, più sostenuto tanto che il rapporto tra i due indicatori (spaziale e non) è sempre crescente e, negli ultimi anni, supera l'unità: ciò indica non solo che l'attività settoriale

si concentra in aree sempre più circoscritte, ma anche che tali aree sono sempre più prossime geograficamente ed interdipendenti tra loro. Tale andamento è confermato dall'I-Moran, sempre positivo e crescente ad indicare il rafforzamento della dipendenza spaziale tra regioni “simili” dal punto di vista dell'importanza relativa che il settore rivestite all'interno della loro struttura industriale. Il fatto che per l'intero periodo considerato l'autocorrelazione si estenda ai livelli di prossimità successivi al primo (grafico A2.b) lascia supporre l'esistenza di aree centrali e/o periferiche abbastanza estese, caratterizzate dalla presenza di un monocentro che tende a rafforzarsi nel tempo (la dipendenza spaziale diventa più forte nel 2002, ad indicare una maggiore omogeneità delle regioni che ricadono all'interno dei *cluster*).

La lettura delle mappe (grafico A2.c) può fornire una rappresentazione più dettagliata di quanto avvenuto. Nel 1980 la *LISA cluster map* evidenzia la presenza di autocorrelazione positiva per le regioni specializzate (con valori alti di  $LQ$ ) nel Centro-Nord Est dell'Italia, nonché in Grecia; le regioni periferiche sono situate in prevalenza nel Nord Europa. Nel 2002 la produzione del Tessile, abbigliamento e calzature si circoscrive ancor di più all'Italia - che intensifica la sua specializzazione nel settore - estendendosi ad altre regioni della penisola. Contestualmente, l'importanza relativa del settore si riduce in Grecia, anche se sembra aumentare in alcune regioni portoghesi.

L'analisi di densità, univariata e condizionata, evidenzia il consolidarsi di un blocco ristretto di regioni “centrali” e l'ampliarsi della relativa periferia (grafico A2.d). Aumenta, infatti, la densità in corrispondenza di valori molto bassi dei quozienti di localizzazione. L'aumento dell'asimmetria della distribuzione testimonia l'intensificarsi del divario di specializzazione conseguente al rafforzarsi del monocentro, rappresentato da alcune regioni italiane e portoghesi. Al di fuori di questo gruppo ristretto di regioni, nel resto d'Europa emerge una chiara tendenza verso una minore presenza relativa del settore, con qualche evidenza di convergenza: sono le regioni con valori più alti di  $LQ$  a ridurlo in misura più consistente nel tempo. In particolare, nel 2002 un folto gruppo di regioni francesi e greche si colloca su livelli di bassa specializzazione o di de-specializzazione.

A parità di condizioni, l'iterazione del processo stocastico descritto dalla stima di densità condizionata porterebbe nel lungo periodo alla formazione di un monocentro “puro” nel settore tessile-abbigliamento. La distribuzione ergodica è, infatti, unimodale

con il picco situato in prossimità dello zero: la maggior parte delle regioni tenderebbe cioè ad abbandonare questo tipo di produzione. Appare inoltre un piccolo addensamento a destra del valore unitario, a rappresentare il bacino estremamente ridotto di regioni in cui tenderebbe a concentrarsi tutta l'attività produttiva.

Un particolare andamento si rileva anche per il settore dell'**Elettronica**, che rimane geograficamente concentrato: l'indice di Theil, dopo la riduzione intervenuta fino ai primi anni '90, nel 2002 ritorna ai livelli del 1980 (grafico A3.a). Fino ai primi anni '90, inoltre, la concentrazione spaziale – tra le più elevate settorialmente – è leggermente più alta di quella a-spaziale, segno che le regioni nelle quali si localizza la produzione del settore sono geograficamente vicine. E' opportuno notare che la concentrazione spaziale nei settori ad alta tecnologia, come l'elettronica, è ritenuta tradizionalmente funzionale allo sfruttamento di esternalità tecnologiche positive e *spillover* di conoscenza. L'inversione di tendenza che caratterizza gli anni successivi segnala una riduzione della polarizzazione geografica del settore. Le motivazioni dietro questo processo stanno nell'emergere di alcuni importanti produttori di elettronica in alcune regioni del Nord Europa. Occorre inoltre osservare che la diffusione di internet avvenuta proprio nel corso degli anni '90 ha allentato il vincolo della prossimità spaziale prima necessaria per un appropriato sfruttamento delle esternalità di conoscenza tecnologica. L'autocorrelazione spaziale, sempre positiva, si riduce infatti a partire dal 1992; sia nel 1980 che nel 2002, comunque, la dipendenza resta positiva per i primi tre ordini di contiguità, diventa negativa per ordini di contiguità superiori e tende, successivamente, ad annullarsi (grafici A3.a e A3.b). Anche in questo caso la distribuzione sembra assumere una forma di tipo monocentrico, anche se in misura meno intensa nel 2002. Ciò può essere attribuito ad una variazione della composizione regionale del Centro, visibile dalle *LISA cluster map* (grafico A3.c): mentre nel 1980 le regioni specializzate nella produzione settoriale occupano il territorio della Germania e il confinante territorio del Sud-Est francese, nel 2002 le regioni scandinave di Svezia e Finlandia si sostituiscono a quelle tedesche settentrionali.

L'analisi di densità (grafico A3.d) mette in luce il cambiamento intervenuto: la moda della distribuzione si sposta da valori di *LQ* inferiori a 0,5 su valori intorno a 1,2; si riduce, inoltre, la densità sia in corrispondenza di livelli di de-specializzazione, sia per livelli più elevati di specializzazione (la coda a destra della distribuzione). La gobba –

ben chiara nel quadrante in alto a sinistra della stima di densità condizionata – segnala proprio la consistente modifica della posizione relativa di alcune regioni che acquisiscono nel tempo una specializzazione nel settore dell'Elettronica: sono le regioni svedesi e finlandesi. Persistono, invece, nella loro condizione la maggior parte delle altre regioni che sono de-specializzate nel 1980. Una tendenza di lungo periodo verso la convergenza su valori superiori all'unità è messa chiaramente in evidenza dalla distribuzione ergodica.

### *Gli altri settori*

Riportiamo, infine, alcuni tratti di sintesi sugli altri settori manifatturieri analizzati, cioè Alimentari, bevande e tabacco, Mezzi di trasporto, Prodotti petroliferi, chimica, gomma e plastica e Altri settori manifatturieri. Tale esercizio è utile al fine di fornire una visione più completa dei movimenti nelle specializzazioni settoriali nel corso del processo di integrazione, sebbene l'evidenza per questi settori fornisca indicazioni meno chiare rispetto a quelle già discusse per il Tessile, abbigliamento e calzature e per l'Elettronica.

Il settore tradizionale degli Alimentari, bevande e tabacco è caratterizzato da un crescente grado di concentrazione a-spaziale a cui corrisponde, però, un ridotto livello di concentrazione spaziale. Ciononostante, nel tempo la produzione di tali manufatti tende a circoscriversi ad alcune regioni della Spagna e del Sud Ovest della Francia, le quali intensificano la propria specializzazione nel settore. A fronte di tale evidenza, si tende ad interpretare il risultato in favore dell'esistenza di una distribuzione di tipo monocentrico che tenderebbe a rafforzarsi nel tempo. Si può parlare, invece, di persistenza di una distribuzione monocentrica nel caso dei settori Mezzi di trasporto e Prodotti petroliferi, chimica, gomma e plastica. Per quanto riguarda quest'ultimo settore, le regioni più specializzate - nell'intero periodo considerato - sono localizzate nel Nord Est della Francia e in Belgio. Nel caso dei Mezzi di trasporto, la concentrazione (spaziale e non) è tra le più elevate all'interno della categoria manifatturiera; ciò è da ricondurre sicuramente alla struttura industriale del settore, caratterizzato dalla presenza di imprese medio-grandi e da rilevanti economie di scala. E' vero che in termini dinamici, il lieve incremento del grado di concentrazione a-spaziale non ha trovato corrispondenza in termini spaziali: tale evidenza, tuttavia, può

essere ricondotta ad eventi isolati legati alle strategie di de-localizzazione di alcune (grandi) imprese operanti nel settore.

Infine, il raggruppamento degli Altri settori manifatturieri ha la caratteristica di essere troppo eterogeneo, essendo costituito da sei diversi settori. Ciò sicuramente costituisce un limite per l'analisi, poiché una simile aggregazione non consente di rilevare i *pattern* di distribuzione specifici dei singoli settori. Si può osservare, comunque, come l'andamento del raggruppamento sia simile a quello descritto per il totale manifatturiero, di cui lo stesso rappresenta circa il 40% nel 2002.

## 6.2 Servizi di mercato

Per quanto riguarda i **Servizi di mercato**, il livello di concentrazione è molto più basso rispetto a quello rilevato per la manifattura (grafico A4.a). Questo risultato non sorprende dato che la produzione della maggior parte dei servizi è molto meno mobile della manifattura e deve avvenire in prossimità della domanda, ovvero dappertutto. Lo sviluppo delle tecnologie dell'informazione e della comunicazione può aver allentato il vincolo della prossimità geografica per lo sfruttamento delle esternalità di conoscenza in quei settori più mobili come i servizi finanziari. Anche l'autocorrelazione spaziale, positiva nel 1980, sebbene solo per i primi ordini di contiguità (grafici A4.a e A4.b), tende ad annullarsi negli anni più recenti: tale risultato, unito al basso valore dell'indice di Theil denota una distribuzione relativamente omogenea delle attività di Servizi. Le *LISA cluster map* (grafico A4.c) sono caratterizzate dalla presenza di ampie aree nelle quali la dipendenza spaziale è non significativa; ciò si osserva per la maggior parte del territorio dell'Europa continentale sia nel 1980 che nel 2002.

L'asimmetria nella distribuzione si riduce nel tempo e aumenta la densità in corrispondenza dell'unica moda, collocata su valori di  $LQ$  pari a 0,9 in entrambi gli anni considerati. La stima di densità condizionata (grafico A4.d) mette in luce l'esistenza di un processo di convergenza locale tra le regioni non specializzate (cioè con valori di  $LQ$  inferiori all'unità) e un altro più debole processo di convergenza locale tra le altre regioni. In particolare, alcune regioni scandinave passano da specializzate nel 1980 a de-specializzate nel 2002.

Interessante è il cambiamento osservabile nella distribuzione delle attività relative ai **Servizi finanziari**. Il grado di concentrazione, sia a-spaziale che spaziale, non appare

particolarmente elevato, così come in generale si rileva per le categorie di servizi; è, inoltre, decrescente fino a metà degli anni '90 (grafico A5.a). Particolarmente sostenuta è la riduzione nello stesso periodo del rapporto fra i due indici di Theil, spaziale e non: ciò indica che non solo le attività finanziarie si disperdono nello spazio geografico, ma anche che tale dispersione avviene in modo piuttosto casuale. L'autocorrelazione spaziale, infatti, si annulla nel tempo: l'indice di Moran da un iniziale valore positivo e significativo si riduce notevolmente fino a raggiungere lo zero (o porsi leggermente al di sotto di questo) a partire dagli anni 1994-'95 e seguenti. La distribuzione delle attività finanziarie nel 1980 sembra approssimare la tipologia monocentrica: l'analisi di densità univariata (grafico A5.d) della distribuzione evidenzia la presenza di un secondo picco per i valori più alti del quoziente di localizzazione, a conferma dell'esistenza di un certo grado di concentrazione; la dipendenza spaziale, come si può notare dal grafico A5.b è positiva per i primi ordini di contiguità, ad indicare dei *cluster* di regioni omogenee (centro e/o periferia), diventa negativa per poi tendere verso lo zero. Esiste, dunque, una relazione di dipendenza tra gruppi eterogenei tra loro, omogenei al loro interno, che si annulla nel lungo raggio. I gruppi omogenei (grafico A5.c, *LISA cluster map*) sono costituiti da buona parte delle regioni austriache, tedesche e del Sud della Svezia, per quanto riguarda il "centro", da Irlanda, Regno Unito, Grecia e alcune regioni della penisola iberica, per quanto riguarda la "periferia". Il processo di integrazione dei mercati europei non sembra aver prodotto in questo caso gli effetti predetti di aumento della concentrazione e della specializzazione delle aree già individuate. Nel 2002, infatti, gli indicatori sembrano segnalare una distribuzione piuttosto omogenea delle attività del settore: il livello di concentrazione si riduce (sebbene sia in aumento dal 1996), l'autocorrelazione spaziale si annulla, per tutti gli ordini di contiguità considerati e la mappa degli I-Moran locali segnala una localizzazione quasi interamente casuale dei Servizi finanziari; uniche eccezioni sono rappresentate dalla regione francese di Parigi (Ile-de-France), dal Lussemburgo, e dalla regione svedese di Stoccolma.

La tendenza della distribuzione ad assumere una forma piuttosto omogenea si evince anche dall'analisi della densità. La densità condizionata (grafico A5.d) ben evidenzia la tendenza alla convergenza globale. Permangono, tuttavia, alcune regioni di "eccellenza" (il Lussemburgo, in particolare). La moda della distribuzione non si

modifica nel tempo, mentre aumenta in probabilità il numero di regioni che migliorano la propria posizione relativa nel settore<sup>15</sup>.

### 6.3 Costruzioni

Qualche nota, infine, sul settore delle **Costruzioni**. In questo caso, l'evidenza empirica va interpretata alla luce di due considerazioni. La prima è relativa alla natura del settore, che tende a concentrarsi laddove si attivano progetti di edilizia e di infrastrutturazione territoriale e, per ciò stesso, ad essere meno influenzato dalle logiche di agglomerazione che operano nei modelli della *NEG*; la seconda – collegata in qualche modo alla prima – è che l'andamento del settore potrebbe essere fortemente condizionato (più di altri settori) dalle politiche regionali europee di ampliamento, ammodernamento e ristrutturazione della rete infrastrutturale, messe in atto a partire dagli anni '90.

Se si fa riferimento al grafico A6.a proprio dai primi anni '90 l'indice di concentrazione (sia a-spaziale che spaziale) recupera una dinamica crescente fino a raggiungere nel 2002 un valore superiore a quello del 1980. Forte è la dipendenza spaziale: il rapporto tra i due indicatori di Theil è crescente (si intensifica la prossimità geografica delle aree in cui si sviluppa l'attività settoriale), così come l'indice di Moran. Le mappe (grafico A6.c) evidenziano come il processo di intensificazione delle attività legate al settore delle costruzioni sia stato segnato dall'intervento pubblico: ha, infatti, interessato prevalentemente tre dei quattro paesi destinatari delle Fondo di Coesione, le cui risorse sono state destinate in larga parte al rinnovamento e all'ampliamento della dotazione infrastrutturale. Le regioni della Spagna, del Portogallo e della Grecia sono, infatti, caratterizzate da dipendenza spaziale positiva per valori alti dei quozienti di localizzazione<sup>16</sup>.

La stima di univariata (grafico A6.d) mostra un consistente aumento della densità per valori di *LQ* prossimi all'unità, unitamente ad un leggero incremento della coda a destra della distribuzione. L'analisi della dinamica intradistribuzionale mette bene in

---

<sup>15</sup> Una precisazione si rende necessaria per la regione di Londra, che diventa specializzata nel 2002 (non lo era nel 1980). Insieme al Lussemburgo è la regione nella quale il valore aggiunto settoriale ha registrato la maggiore crescita (è triplicato dal 1980 al 2002); tuttavia, il grado di eterogeneità del tessuto economico locale la pone, al contrario proprio del Lussemburgo, su livelli di specializzazione nettamente più contenuti.

<sup>16</sup> La mancanza di una simile evidenza per l'Irlanda, quarto paese della Coesione, potrebbe essere dovuta alla matrice dei pesi spaziali utilizzata, che impone un'interazione con regioni nelle quali l'attività settoriale è più bassa.



luce la formazione di due *cluster* di convergenza, uno per valori di *LQ* inferiori e prossimi all'unità, uno per valori superiori a 1,5. La presenza di una gobba per valori di *LQ* compresi tra 1 e 1,5 segnala, infine, l'intensificarsi del processo di specializzazione regionale/concentrazione settoriale in alcune aree.

## **7. Conclusioni**

I risvolti di un processo di integrazione economica come quello europeo sono evidentemente molteplici. Differenti sono, anche, le chiavi di lettura che si possono adottare per un'interpretazione: in positivo, se si fa riferimento all'incremento del mercato potenziale determinato dalla riduzione dei costi di transazione che caratterizza la crescente integrazione, nonché alla maggiore e, almeno teoricamente, più agevole disponibilità di fattori produttivi, legata all'incremento della mobilità del lavoro e dei capitali; in negativo, se si guarda alla rinuncia, in un'area a valuta comune, alla gestione della politica monetaria come strumento di aggiustamento a disturbi nazionali specifici.

Alcuni analisti, soprattutto sulla sponda americana, hanno cercato di prevedere, nei primi anni novanta, gli sviluppi dell'integrazione europea, sulla base sia delle indicazioni degli schemi teorici della Nuova Geografia Economica, sia dell'esperienza di quella plurisecolare unione monetaria rappresentata dagli Stati Uniti d'America (Krugman, 1993). Quelle argomentazioni ponevano in luce la possibilità di un'accentuazione, in Europa, delle eterogeneità territoriali e la conseguente maggiore difficoltà a gestire in modo adeguato la risposta a *shock* asimmetrici in presenza di una politica monetaria unica. Tale prospettiva veniva collegata all'intensificazione delle specializzazioni regionali, causata dall'abbattimento dei costi di transazione e dalla più elevata mobilità di alcuni fattori produttivi (capitale e lavoro altamente qualificato) che si accompagnano al processo di integrazione. In assenza di opportuni meccanismi di compensazione, ciò avrebbe reso le singole aree più vulnerabili a cadute della domanda (dovute al mutamento dei gusti dei consumatori, anche per l'eventuale apparire di nuovi competitori) che colpiscono in modo specifico le industrie di specializzazione. A corollario di ciò, si evidenziava anche il rischio che *shock* transitori di domanda, per l'assenza di strumenti di rapido aggiustamento, avessero effetti permanenti di

ampliamento dei divari di crescita per lo spostamento dei fattori dalle regioni in contrazione a quelle in espansione.

Alla luce di queste predizioni, nel presente lavoro si è cercato di verificare com'è cambiata la geografia economica europea nel periodo di maggiore integrazione (1980-2002) che ha visto la nascita del Mercato Unico e l'introduzione dell'euro, riservando una maggiore attenzione al ruolo rivestito dall'Italia. In particolare, facendo riferimento ad alcune modalità teoriche di distribuzione geografica delle attività economiche, derivate a partire dalle predizioni della *NEG*, e con l'ausilio di una serie di indicatori statistici di analisi globale e locale (*ESDA*), si è analizzata la distribuzione territoriale di alcuni settori industriali, manifatturieri e dei servizi, nonché i cambiamenti intervenuti nel corso del tempo.

Una prima conclusione è relativa alle modifiche osservabili in Europa, in generale, per quanto riguarda la localizzazione territoriale dell'attività economica e la sua composizione settoriale. Relativamente al primo punto, l'evidenza pone in luce un seppur contenuto processo di diffusione della produzione del valore aggiunto, dalle regioni "centrali" verso quelle "periferiche", processo che si è orientato soprattutto in direzione Nord, coinvolgendo principalmente le regioni della Svezia, della Finlandia, dell'Irlanda, e Ovest, riguardando Spagna e Portogallo; la direzione Sud (Mezzogiorno italiano, Grecia) non sembra invece essere stata interessata da significativi processi di diffusione. Per quanto riguarda la composizione settoriale del valore aggiunto manifatturiero, dal 1980 al 2002 si è osservata una riduzione del contributo del settore tradizionale del Tessile, abbigliamento e calzature a cui è corrisposto un aumento della quota dei settori più innovativi, come quello dell'Elettronica. In tale contesto, l'Italia sembra aver seguito poco l'Europa, mostrando una tendenza a rafforzare la sua specializzazione proprio nel Tessile, abbigliamento e calzature e a ridurre la produzione di Mezzi di trasporto, mentre del tutto trascurabile è la variazione della propria quota nei settori ad alta tecnologia.

Quanto questi cambiamenti sono riconducibili al processo di integrazione economica dell'Europa e, soprattutto, quali sono stati i risvolti di tale processo in termini di incremento della specializzazione regionale? L'analisi settoriale consente di fornire una prima risposta alla domanda. Si è visto come il settore degli Alimentari, bevande e tabacco possa ritenersi caratterizzato dalla presenza di un monocentro che si

consolida nel tempo, circoscrivendosi ad alcune regioni della Spagna e della Francia che rafforzano la loro specializzazione settoriale. Anche nel caso dei settori manifatturieri analizzati più in dettaglio, cioè Tessile, abbigliamento e calzature ed Elettronica, l'evidenza ha portato a concludere il mantenimento nel tempo di una distribuzione di tipo "monocentrico". Nonostante la similitudine, questo risultato sottende due comportamenti differenziati. Infatti, mentre per quanto riguarda il settore tradizionale del Tessile e abbigliamento la crescente concentrazione è stata accompagnata da una progressiva polarizzazione che ha interessato principalmente le regioni che già risultavano specializzate nel settore (quelle italiane, soprattutto, ma anche alcune regioni portoghesi), ciò non si è verificato per il settore innovativo dell'Elettronica. In quest'ultimo caso si è osservato un parziale spostamento della concentrazione settoriale verso regioni (scandinave) in precedenza de-specializzate nella produzione settoriale. Non sembra, invece, che si siano prodotte variazioni significative nella geografia economica per i settori dei Mezzi di trasporto e dei Prodotti petroliferi, chimica, gomma e plastica.

Si può concludere, dunque, che indicazioni di un rafforzamento della specializzazione regionale in seguito al processo di integrazione sembrano essere rispettate nel caso dei settori tradizionali del Tessile, abbigliamento e calzature e Alimentari, bevande e tabacco. Nel caso del settore a più elevata tecnologia dell'Elettronica, si è confermata una tendenza alla concentrazione che, però, si è spostata in aree diverse da quelle iniziali e che in precedenza apparivano come periferiche. Nei settori dei Mezzi di trasporto e dei Prodotti petroliferi, chimica, gomma e plastica si ha evidenza di una persistenza della situazione iniziale. Una possibile spiegazione del diverso andamento dei settori può venire dalla differente natura della conoscenza tecnologica che li caratterizza: è possibile che nel settore a più alta intensità tecnologica (Elettronica) una parte crescente dell'informazione che costituisce i cosiddetti *spillovers* sia divenuta codificabile e, pertanto, più facilmente trasferibile nello spazio, grazie anche alla crescente diffusione delle tecnologie dell'informazione; al contrario, i settori tradizionali sarebbero maggiormente legati alla conoscenza derivante dal "sapere locale", più radicata territorialmente.

Non pare rispettata la predizione teorica nel caso dei Servizi finanziari, la cui distribuzione geografica da sostanzialmente "monocentrica", qual era nel 1980, appare

pressoché “omogenea” nel 2002, anche se con qualche eccezione (come il Lussemburgo).

Infine, il settore delle Costruzioni appare segnato dall’integrazione europea, anche se attraverso meccanismi che si sottraggono alle regole del mercato. Il consistente incremento del valore aggiunto settoriale che si osserva nel 2002 in paesi quali la Spagna, la Grecia e il Portogallo è verosimilmente determinato dalla spesa per la dotazione e l’ammodernamento della rete infrastrutturale, sostenuta in tali paesi dalla politica regionale europea attraverso il Fondo di Coesione.

### **Bibliografia**

- Aiginger K. e Davies S.W., 2004, “Industrial Specialisation and Geographic Concentration: Two Sides of the Same Coin? Not for the European Union”, *Journal of Applied Economics*, VII (2), 231-248
- Aiginger K. e Leitner W., 2002, “Regional concentration in the United States and Europe: who follows whom?” *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)* 138 (4), 652– 679.
- Aiginger K.e Pfaffermayr M., 2004, “The single market and geographic concentration in Europe” *Review of International Economics* 12 (1), 1 – 11.
- Amiti M., 1999, “Specialisation patterns in Europe”, *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)* 135 (4), 573– 593.
- Arbia G., 2001, “The Role of Spatial Effects in the Empirical Analysis of Regional Concentration” *International Journal of Geographical Systems*, 3, 271-281.
- Arbia G., de Dominicis L. e de Groot H.L.F., 2006, “Spatial Distribution of Economic Activities in Local Labour Market Areas: The Case of Italy”, *paper presentato alla 46<sup>ma</sup> Conferenza dell’ERSA, Volos, Grecia*
- Baldwin R.E., R. Forslid, P. Martin, G.I.P. Ottaviano e F. Robert-Nicoud, 2003, *Economic Geography and Public Policy*, Princeton University Press.
- Bickenbach F. e Bode E., 2006, “Disproportionality Measures of Concentration, Specialization and Polarization”, Kiel Working Paper No. 1276
- Brühlhart M., 1998, “Economic Geography, Industry Location and Trade: the Evidence”, *The World Economy*, 21

- Brülhart, M. e Torstensson, J., 1996, “Regional integration, scale economies and industry location in the European Union”, *CEPR Discussion Paper*, No. 1435.
- Brülhart M.e Traeger R., 2005, “An Account of Geographic Concentration Patterns in Europe”, *Regional Science and Urban Economics*, 35, 597– 624
- Combes, P.P. e Overman, H. G., 2004, “The Spatial Distribution of Economic Activities in the European Union”, in *Handbook of Urban and Regional Economics: Cities and Geography*, Henderson, J. V. e Thisse, J.-F. (a cura di), Elsevier: Amsterdam.
- Ertur C. e Le Gallo J., 2003, “An Exploratory Spatial Data Analysis of European Regional Disparities, 1980-1995”, in Fingleton, B. (a cura di), *European Regional Growth*, Springer, 55-97
- Forslid R., 1999, “Agglomeration with Human and Physical Capital: An Analytically Solvable Case” *CEPR Discussion Paper*, 2102
- Forslid R. e Ottaviano G.I.P., 2002, “An Analytically Solvable Core-Periphery Model “, *Journal of Economic Geography*,
- Fujita M., Krugman P. e Venables A., 1999, *The Spatial Economy : Cities, Regions and International Trade*, MIT Press.
- Fujita M. e J.F. Thisse, 2002, *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge University Press.
- Guillain R. e J. Le Gallo, 2006, “Measuring Agglomeration: an Exploratory Spatial Analysis Approach Applied to the Case of Paris and its Surroundings”, *paper* presentato alla *V Conference in Spatial Econometrics and Statistics*, Roma, 25-27 maggio
- Halaand J.I., Kind H.J., Midelfart-Knarvik K.-H. e Torstensson J., 1999, “What Determines the Economic Geography of Europe ?”, *CEPR Discussion Paper* n. 2072.
- Helpman E.,1998, “The Size of Regions”, in Pines D., Sadka E. e Zilcha I. (a cura di), *Topics in Public Economics*, Cambridge University Press, (pp. 33-54).
- Hyndman R.J., 1996, “Computing and Graphing Highest Density Regions”, *The American Statistician*, 50 (2), 120-126.
- Hyndman R.J., Bashtannyk D.M. e G.K. Grunwald, 1996, “Estimating and visualizing conditional densities”, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 5, 315-336.
- Hyndman R.J. e Yao Q., 2002, “Nonparametric estimation and symmetry tests for conditional density functions”, *Journal of Nonparametric Statistics*, 14, 259-278

- Krugman P., 1991, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99, 483-449.
- Krugman P., 1993, "Lessons of Massachusetts for EMU", in Torres F. e Giavazzi F. (a cura di), *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press
- Krugman P. e Venables A.J., 1990, "Integration and the competitiveness of the peripheral industry", in Bliss C. e Braga de Macedo J. (a cura di) *Unity with diversity in the European economy*, Cambridge University Press, Cambridge, 55-77
- Krugman P. e Venables A.J., 1995, "Globalization and the Inequality of Nations", *Quarterly Journal of Economics*, 60, 857-880.
- Loader C.R., 1996, "Local likelihood density estimation", *The Annals of Statistics*, 24, 1602-1618
- Martin P. e Rogers C.A., 1995, "Industrial Location and Public Infrastructure", *Journal of International Economics*, 39, 335-351.
- Neary P., 2001, "Of Hype and Hyperbolas: Introducing the New Economic Geography", *Journal of Economic Literature*, 39, 536-561.
- Ottaviano G.I.P., 1996, "Monopolistic Competition, Trade and Endogenous Spatial Fluctuations", *CEPR Discussion Paper*, 1327.
- Ottaviano, G.I.P. e D. Puga, 1998, "[Agglomeration in the Global Economy: A Survey of the 'New Economic Geography'](#)", *World Economy*, 21: 707-731.
- Ottaviano G.I.P., Tabuchi T. e Thisse J.-F., 2002, "Agglomeration and Trade Revisited", *International Economic Review*, 43, 409-435.
- Paluzie E. Pons J. E Tirado D.A., 2001, "Regional integration and specialization patterns in Spain", *Regional Studies*, 35(4), 285-296
- Puga D., 1999, "[The Rise and Fall of Regional Inequalities](#)". *European Economic Review*, 43: 303-334.
- Quah D., 1997, "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs", *Journal of Economic Growth*, 2, pp. 27-59.
- Vayà E. e Suriñach J., 2003, "The Spatial Distribution of Labour Productivity in the European Regions: a Study in Spatial Econometrics", in Fingleton, B. (a cura di), *European Regional Growth*, Springer, 183-214

Venables A.J., 1996, "Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries",  
*International Economic Review*, 37, 341-359.

## APPENDICE 1

### A1 - MANIFATTURA

Grafico A1.a - Indici di Theil e indice di Moran

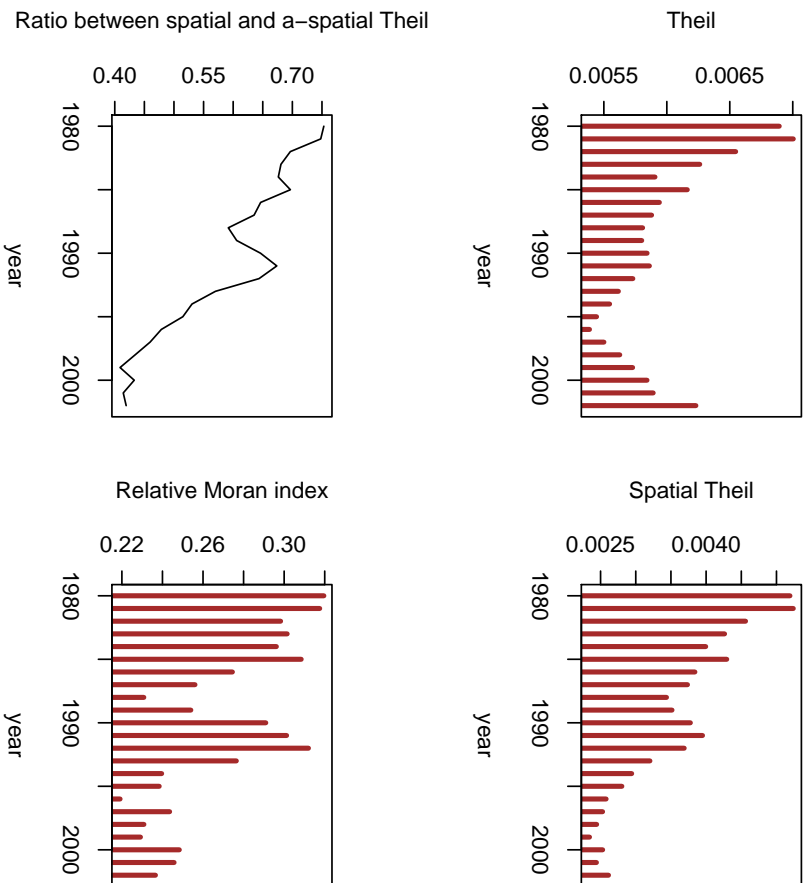
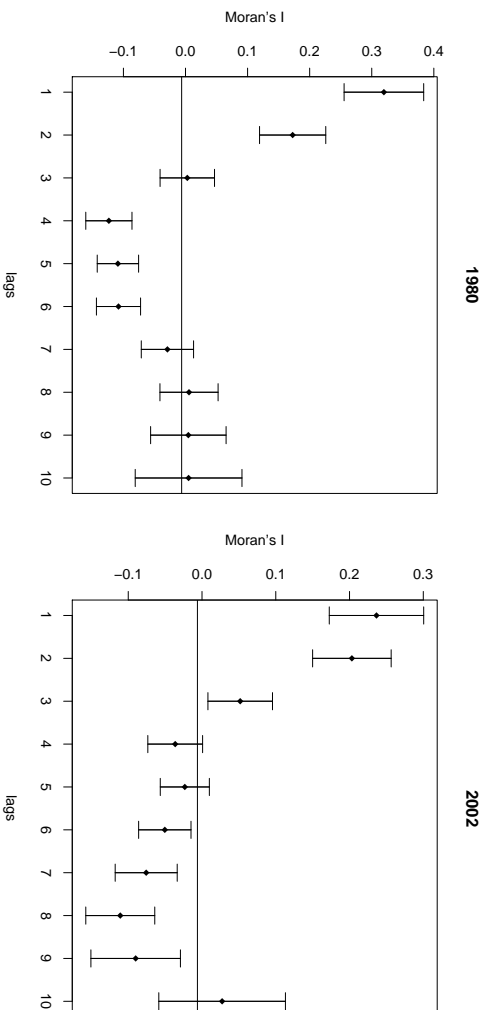


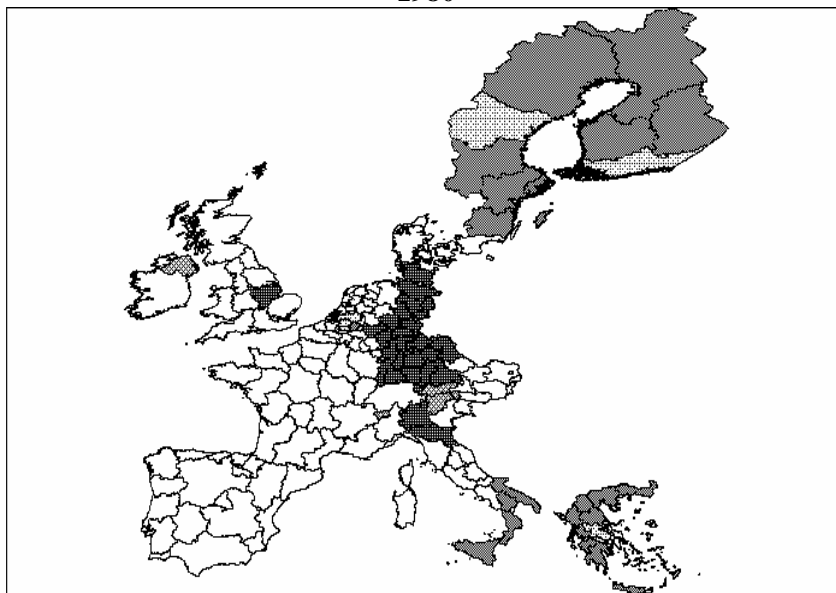
Grafico A1.b - Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002



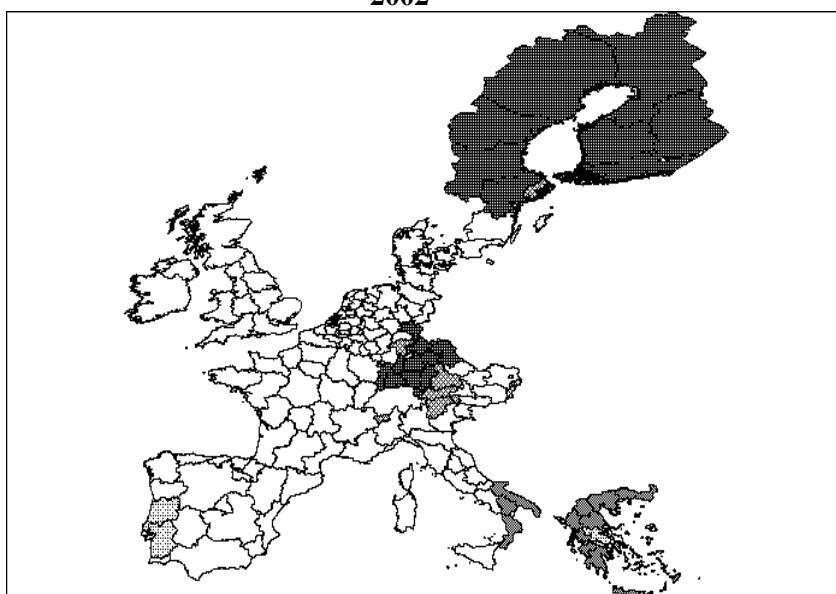


### Grafico A1.c - LISA cluster maps

1980

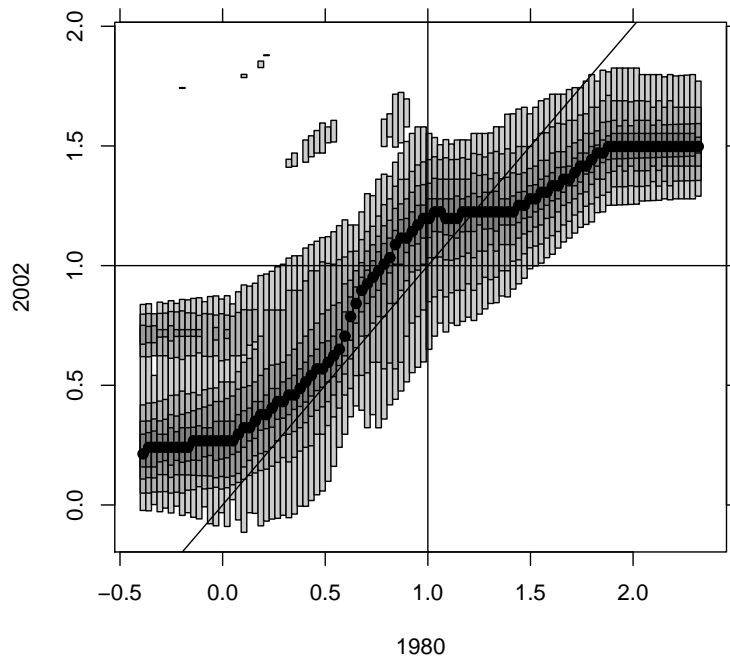
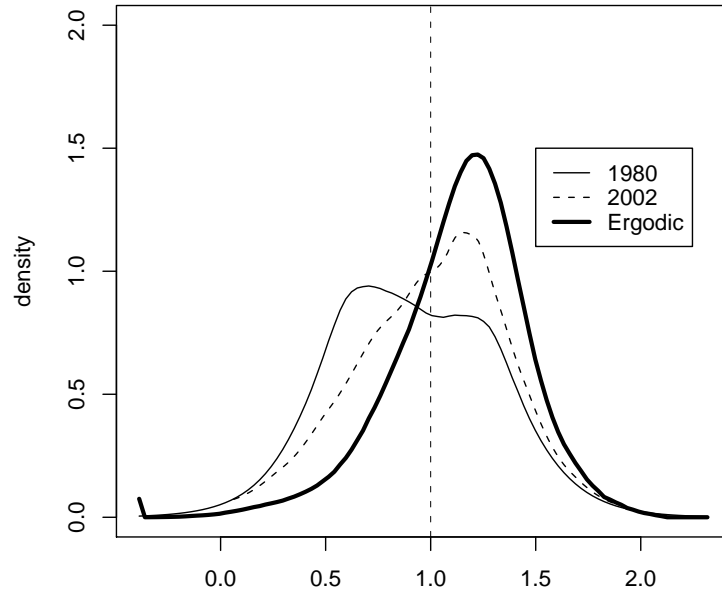


2002



Legenda: Grigio scuro= autocorrelazione positiva, relazione alto-alto; Grigio= autocorrelazione positiva, relazione basso-basso; Punti= autocorrelazione negativa, relazione alto-basso; Righe= autocorrelazione negativa, relazione basso-alto

**Grafico A1.d - Densità univariata e condizionata**



*Skewness: 1980= 0.0332019; 2002= -0.2418163*

## A2 - TESSILE, ABBIGLIAMENTO E CALZATURE

Grafico A2.a - Indici di Theil e indice di Moran

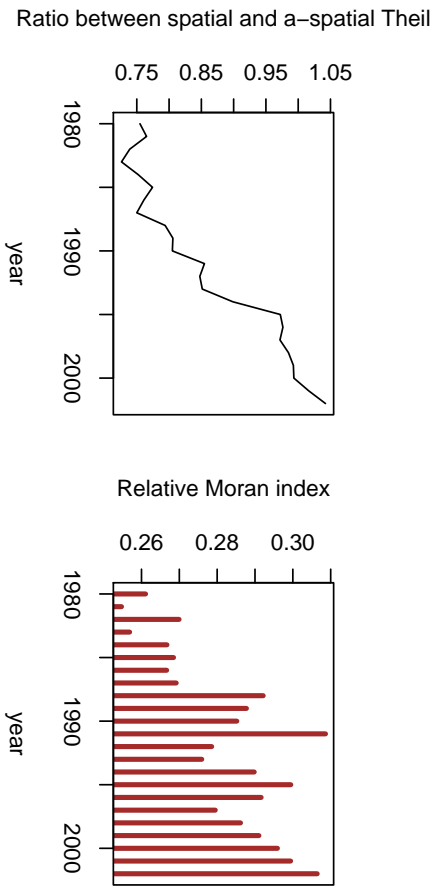
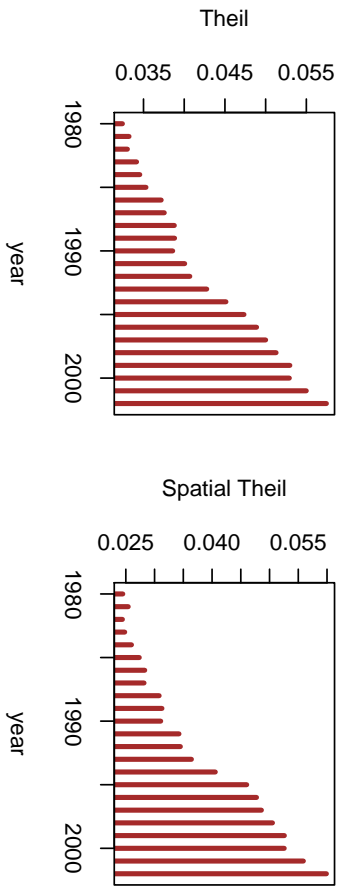
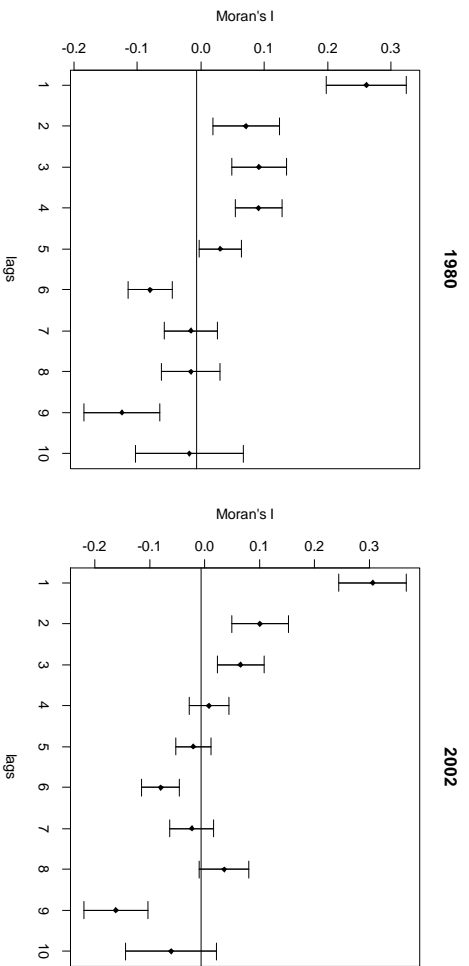
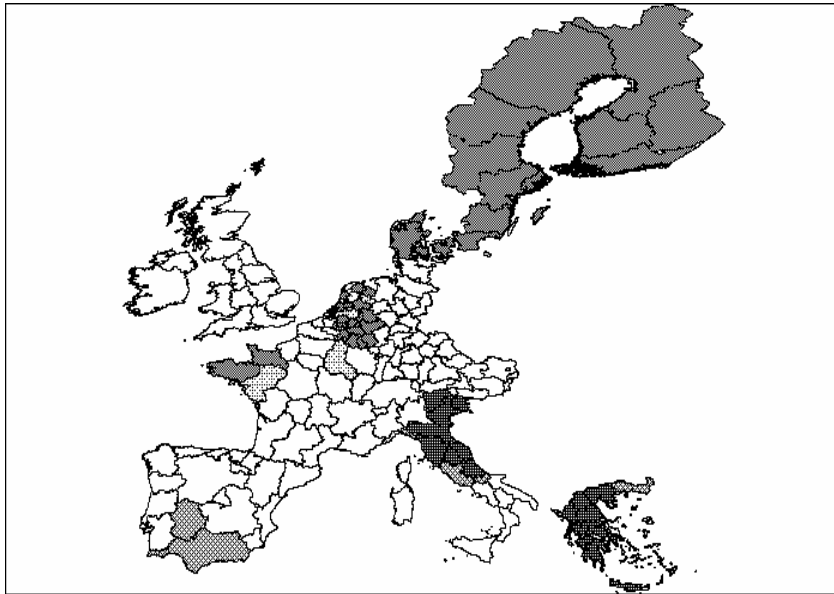


Grafico A2.b - Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002

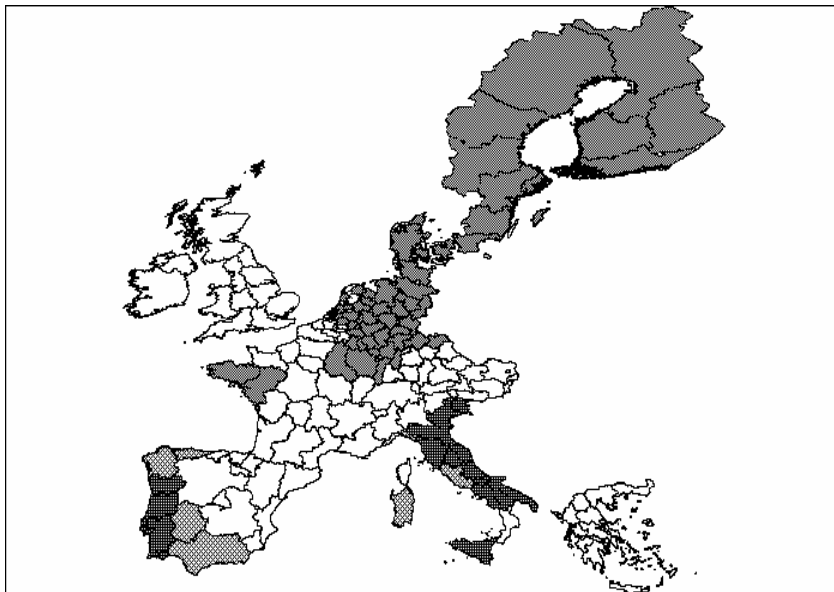


### Grafico A2.c - LISA cluster maps

1980

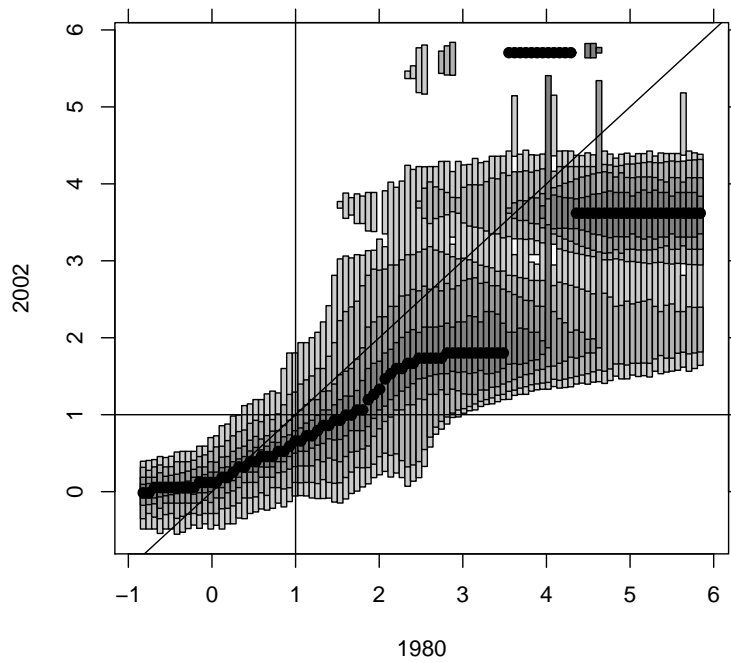
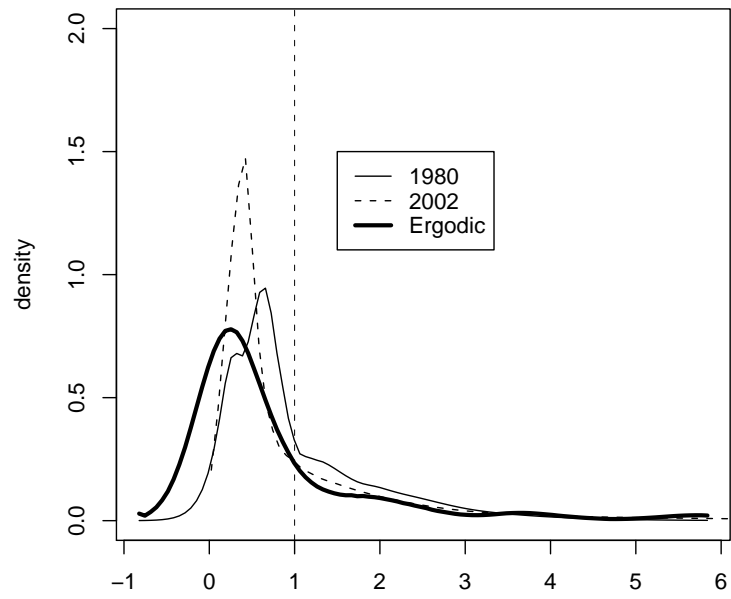


2002



Legenda: Grigio scuro= autocorrelazione positiva, relazione alto-alto; Grigio= autocorrelazione positiva, relazione basso-basso; Punti= autocorrelazione negativa, relazione alto-basso; Righe= autocorrelazione negativa, relazione basso-alto

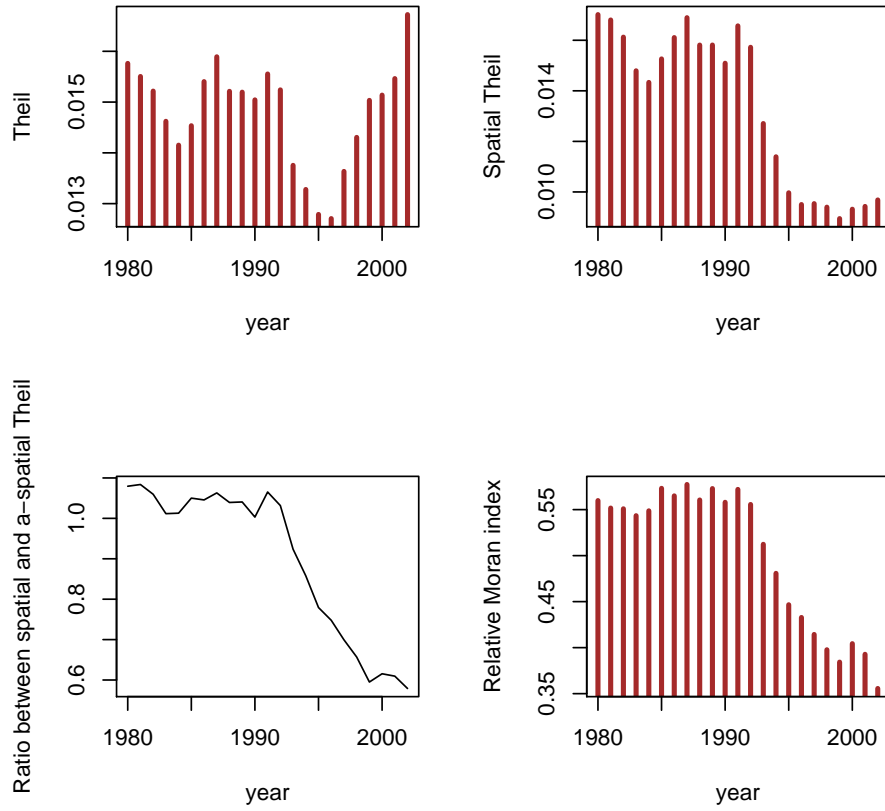
**Grafico A2.d - Densità univariata e condizionata**



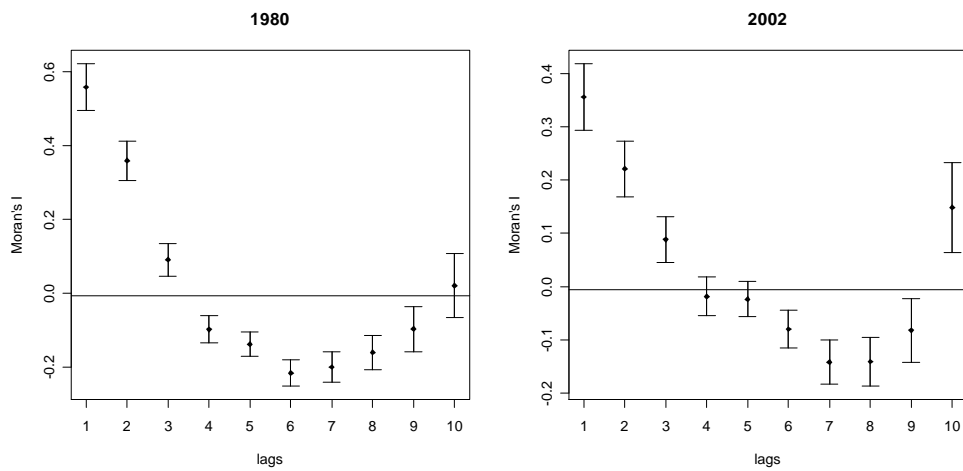
*Skewness: 1980= 1.640187; 2002= 2.966916*

### A3 -ELETTRONICA

#### Grafico A3.a - Indici di Theil e indice di Moran

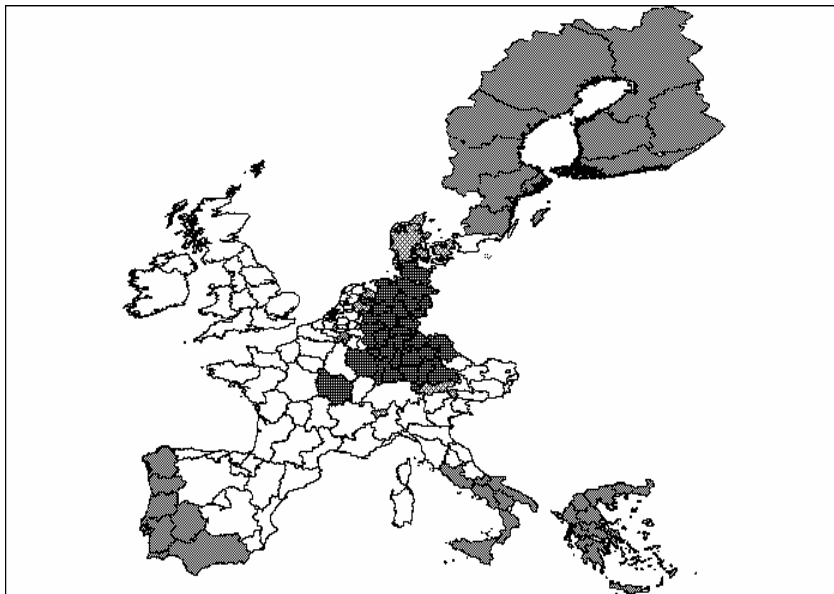


#### Grafico A3.b - Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002

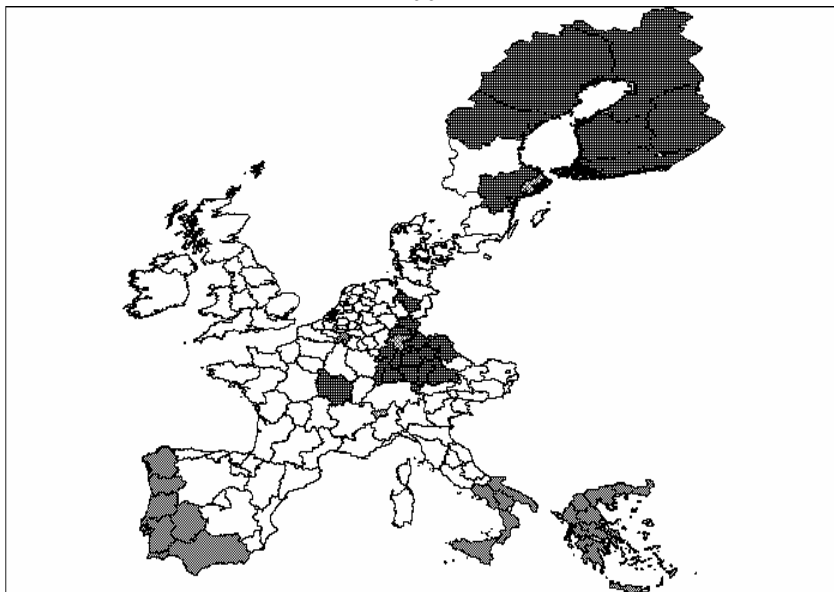


### Grafico A3.c - LISA cluster maps

1980

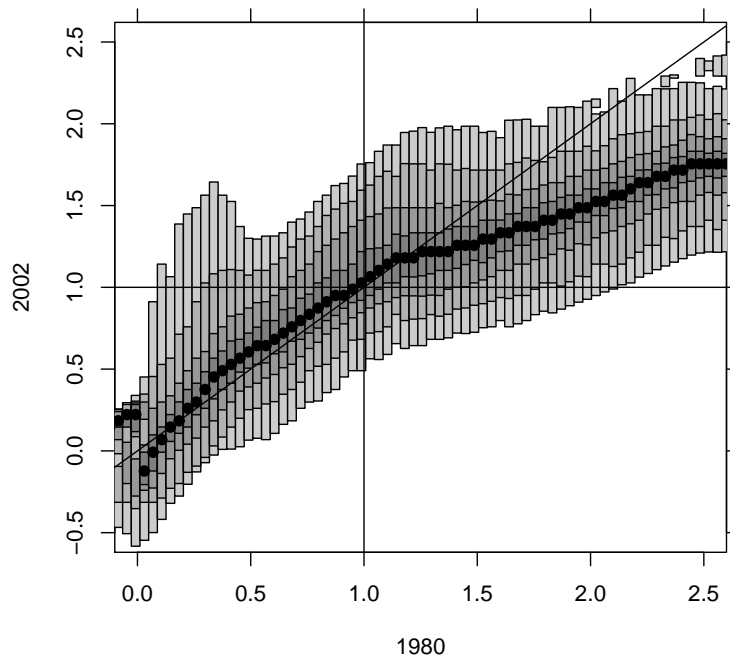
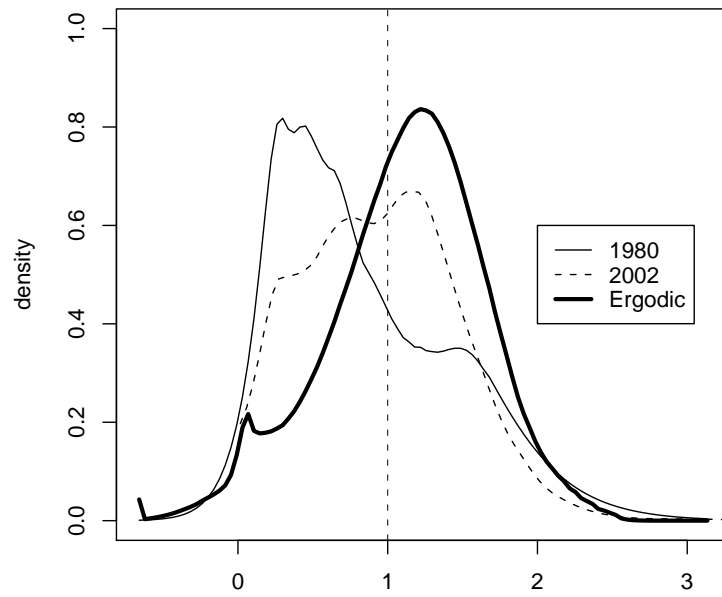


2002



Legenda: Grigio scuro= autocorrelazione positiva, relazione alto-alto; Grigio= autocorrelazione positiva, relazione basso-basso; Punti= autocorrelazione negativa, relazione alto-basso; Righe= autocorrelazione negativa, relazione basso-alto

**Grafico A3.d - Densità univariata e condizionata**



*Skewness: 1980= 0.569; 2002= 1.125*



#### A4 - SERVIZI DI MERCATO

Grafico A4.a - Indici di Theil e indice di Moran

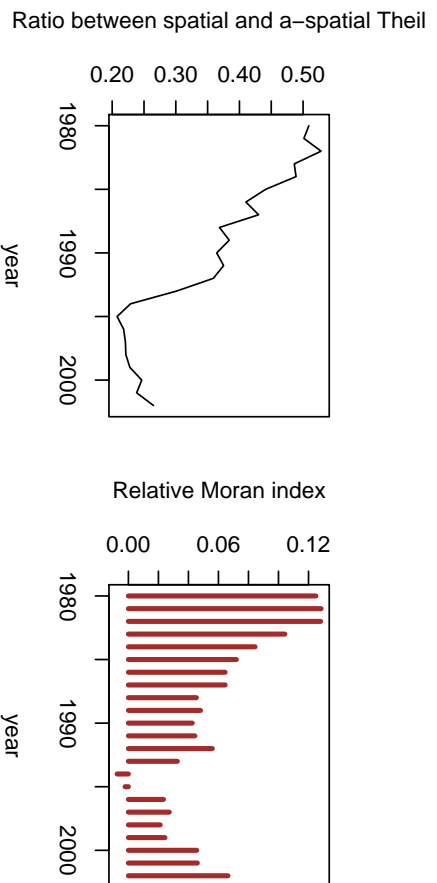
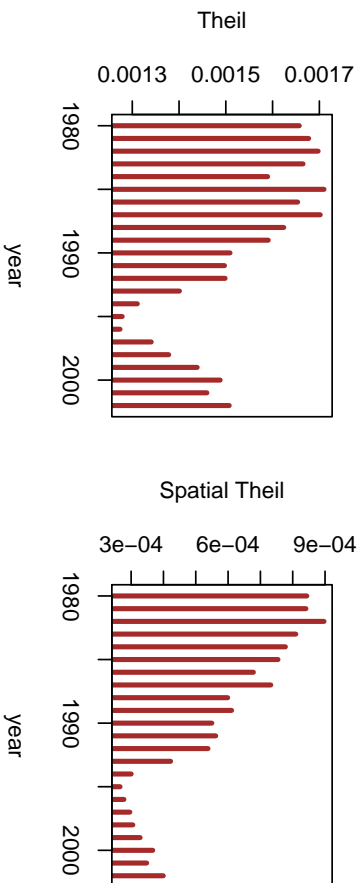
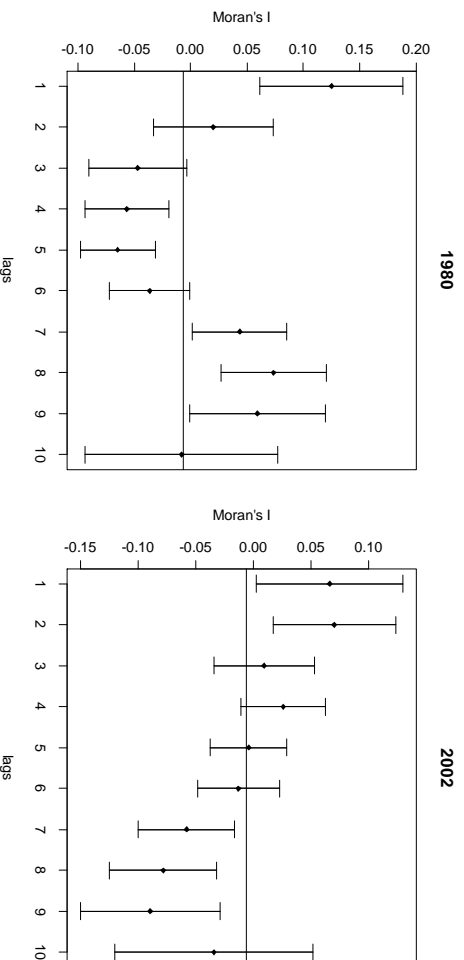
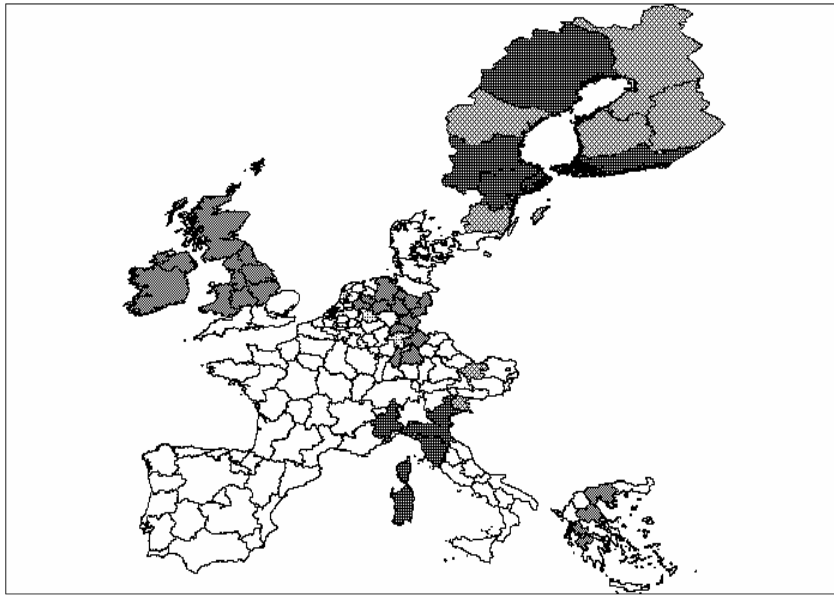


Grafico A4.b - Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002

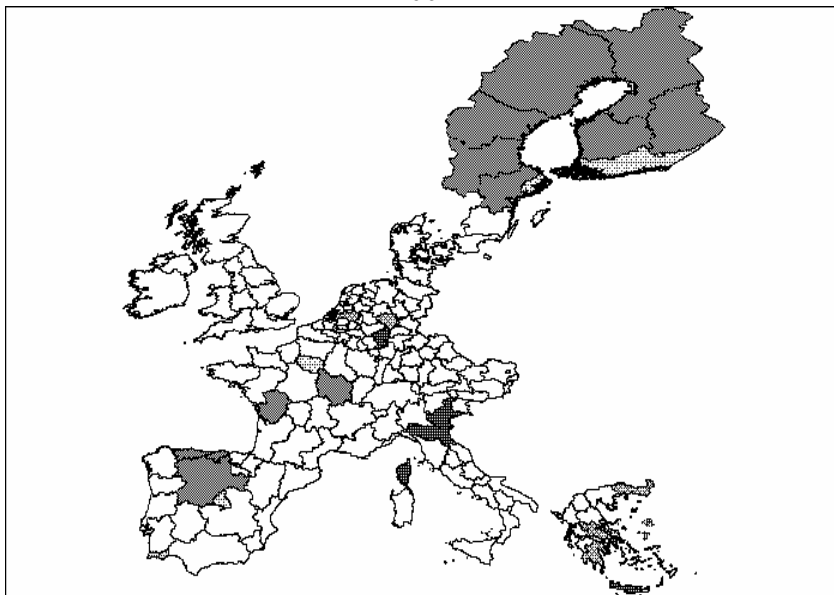


### Grafico A4.c - LISA cluster maps

1980

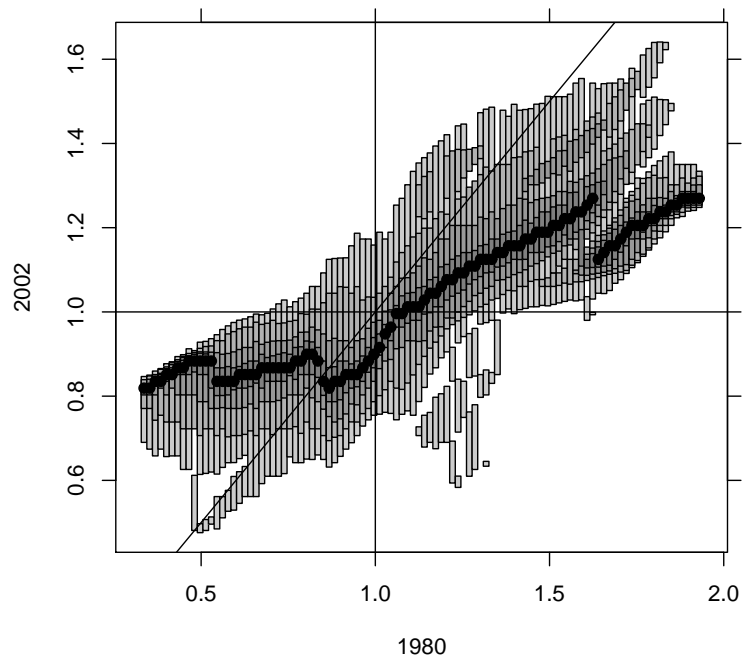
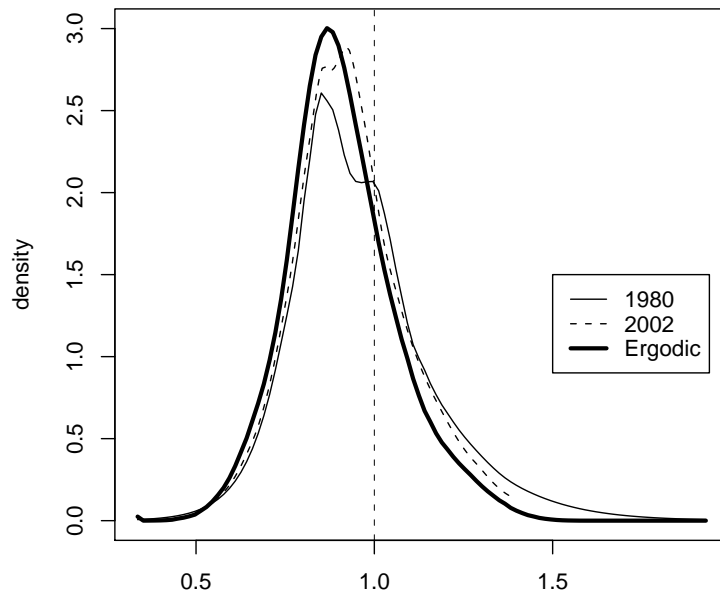


2002



Legenda: Grigio scuro= autocorrelazione positiva, relazione alto-alto; Grigio= autocorrelazione positiva, relazione basso-basso; Punti= autocorrelazione negativa, relazione alto-basso; Righe= autocorrelazione negativa, relazione basso-alto

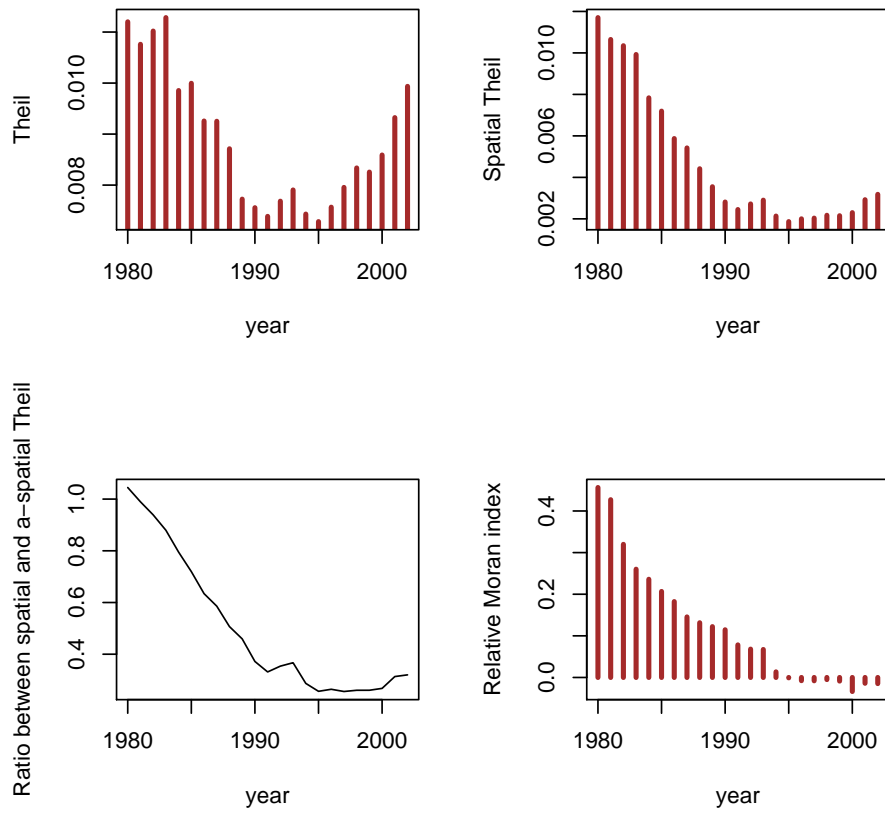
**Grafico A4.d - Densità univariata e condizionata**



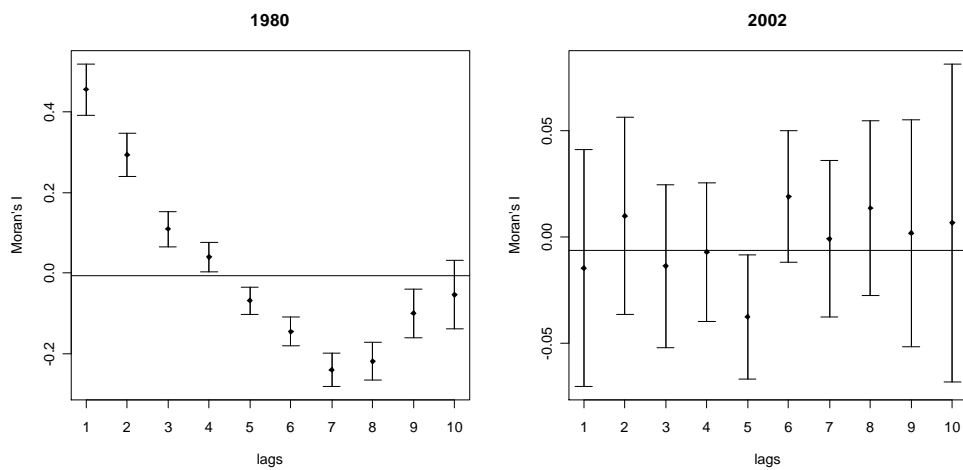
*Skewness: 1980= 0.885; 2002= 0.488*

## A5 - SERVIZI FINANZIARI

### Grafico A5.a - Indici di Theil e indice di Moran

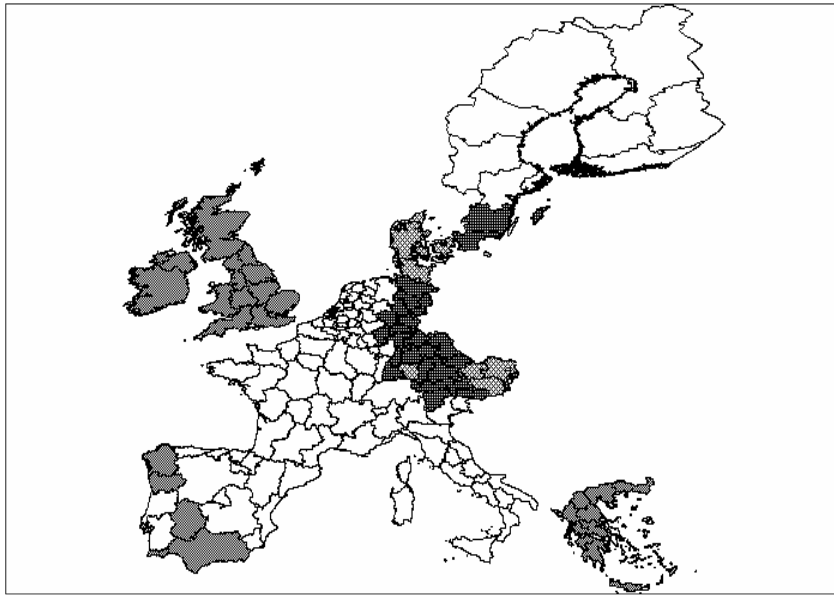


### Grafico A5.b - Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002

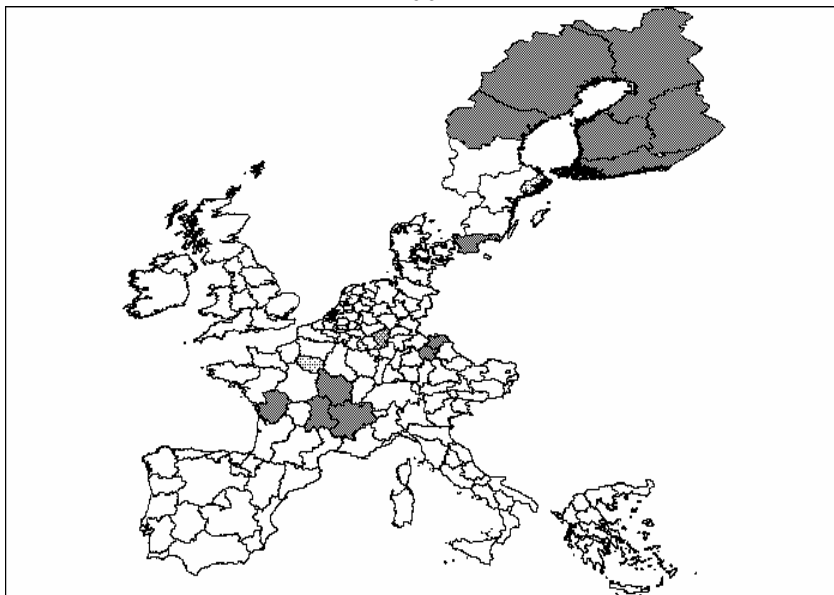


### Grafico A5.c - LISA cluster maps

1980

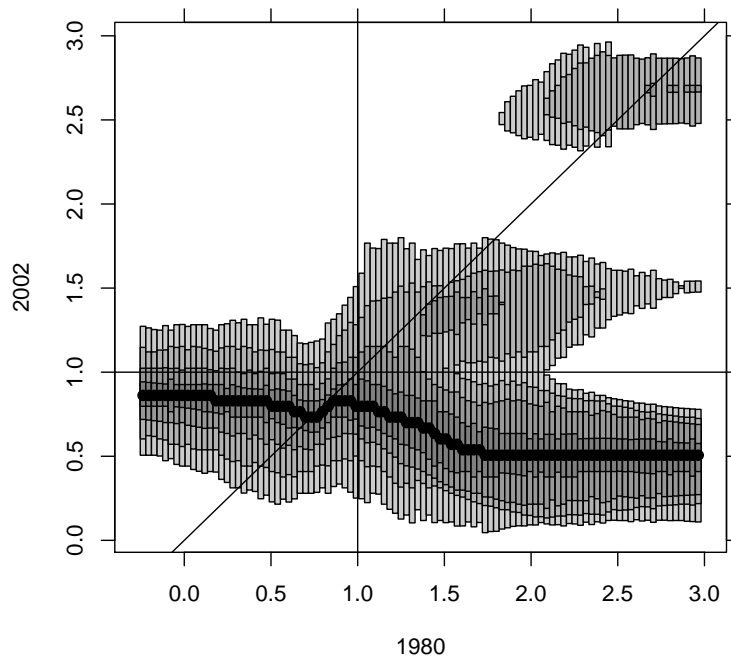
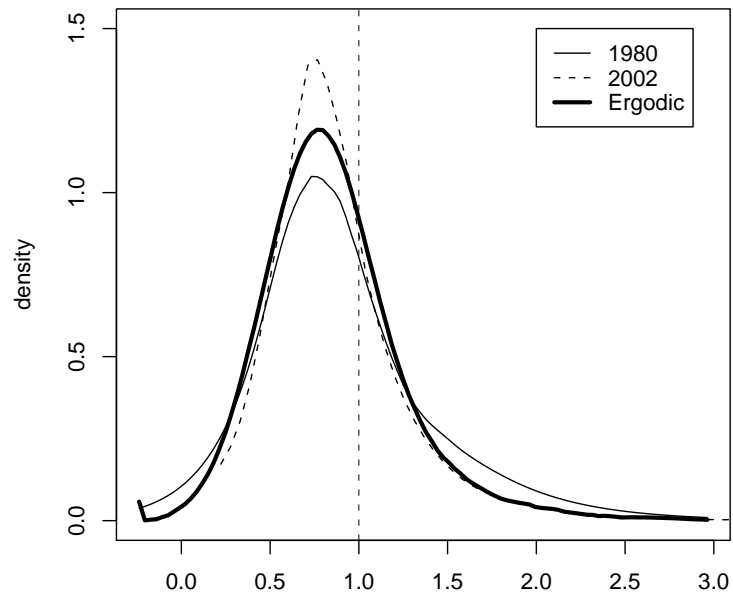


2002



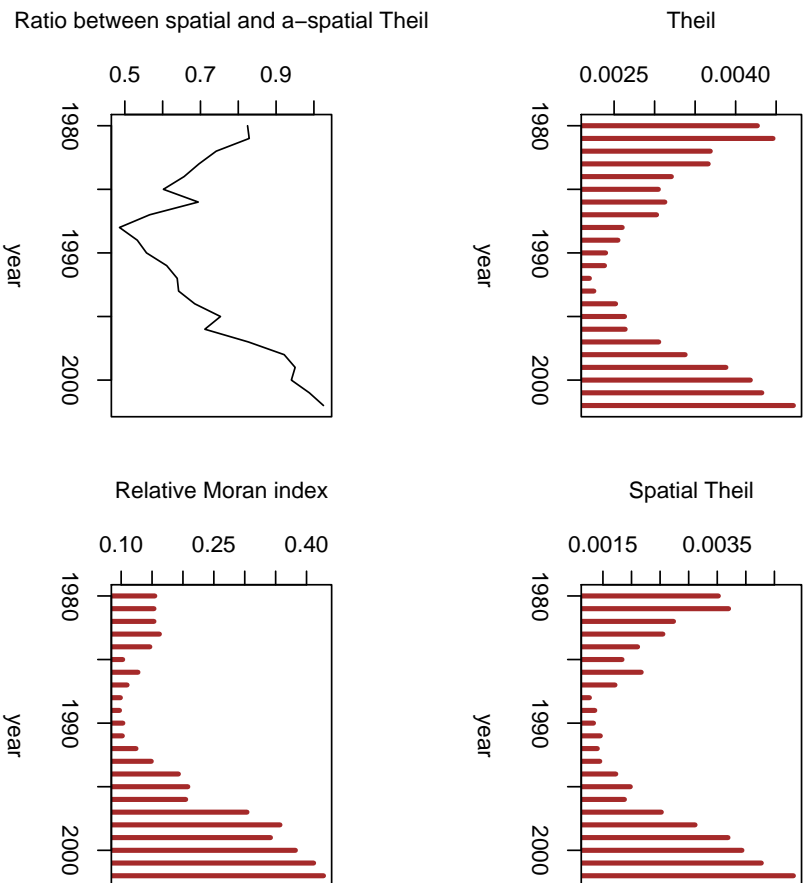
Legenda: Grigio scuro= autocorrelazione positiva, relazione alto-alto; Grigio= autocorrelazione positiva, relazione basso-basso; Punti= autocorrelazione negativa, relazione alto-basso; Righe= autocorrelazione negativa, relazione basso-alto

**Grafico A5.d - Densità univariata e condizionata**

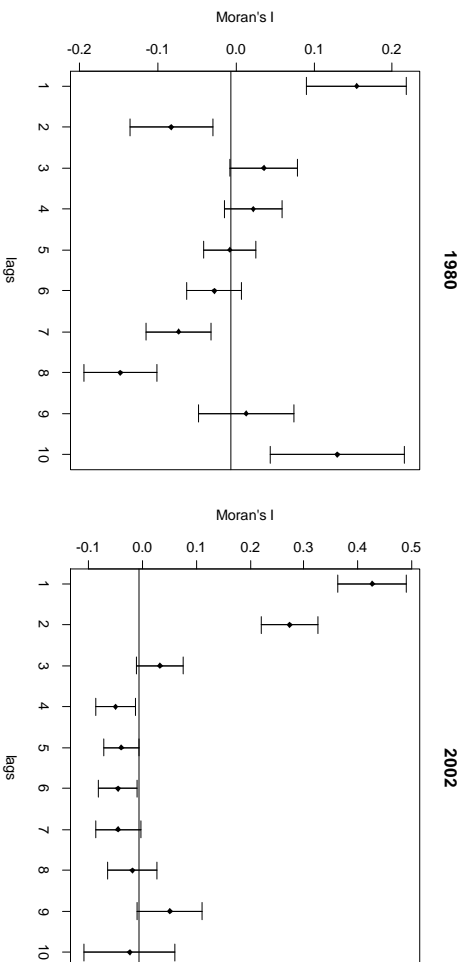


*Skewness: 1980= 1.151; 2002= 4.90*

**A6 - COSTRUZIONI**  
**Grafico A6.a - Indici di Theil e indice di Moran**

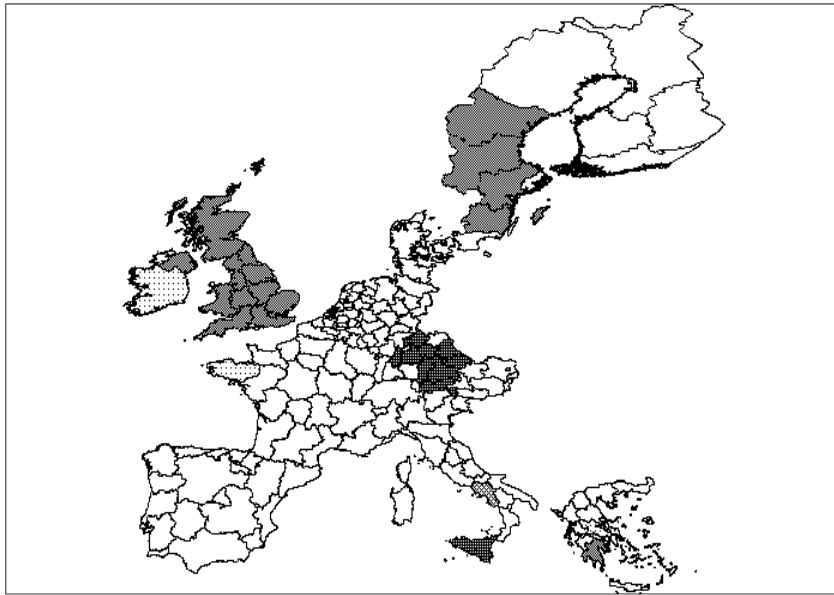


**Grafico A6.b - Correlogramma spaziale, anni 1980 e 2002**

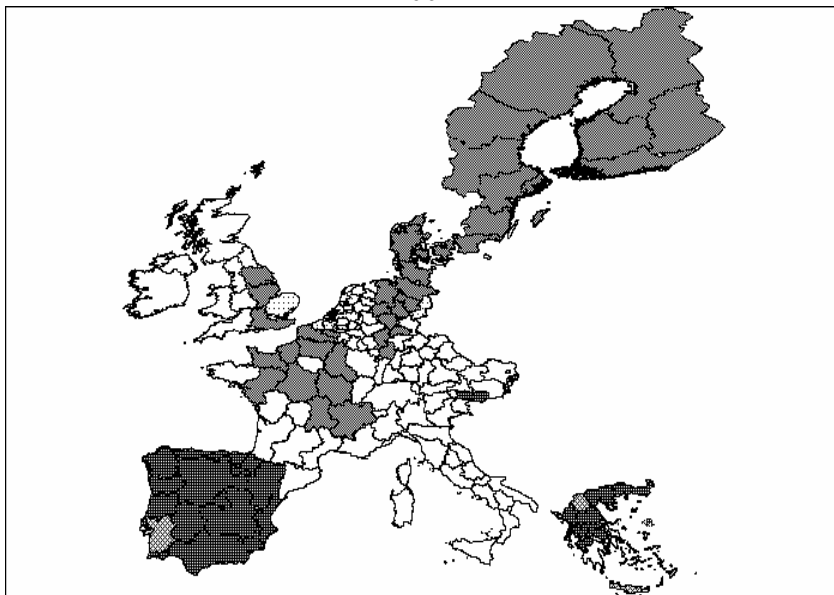


### Grafico A6.c - LISA cluster maps

1980



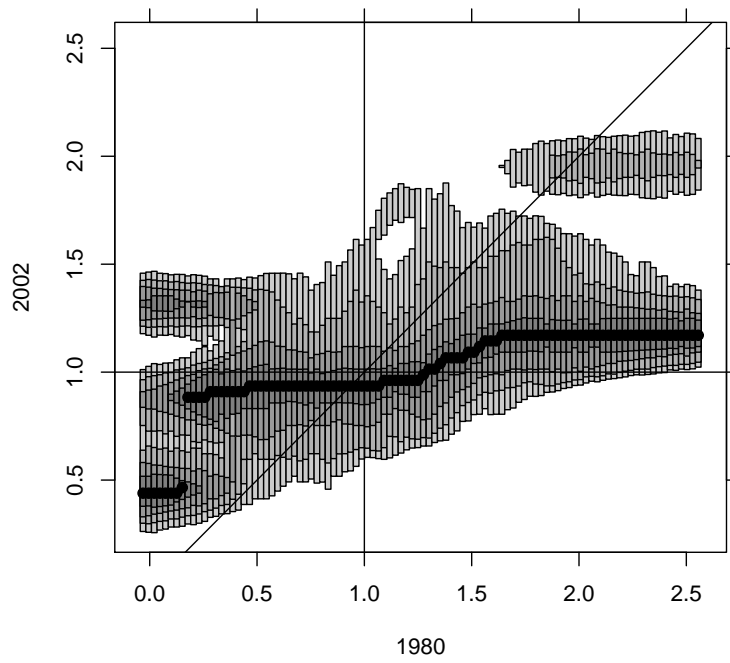
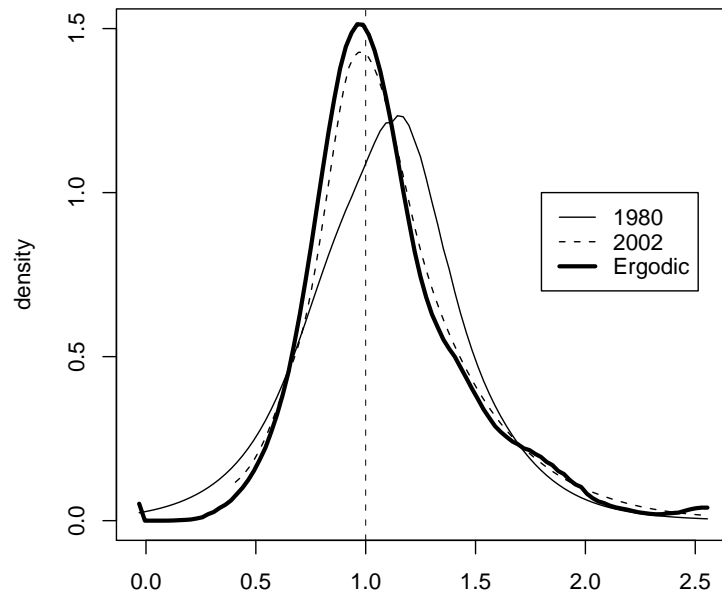
2002



Legenda: Grigio scuro= autocorrelazione positiva, relazione alto-alto; Grigio= autocorrelazione positiva, relazione basso-basso; Punti= autocorrelazione negativa, relazione alto-basso; Righe= autocorrelazione negativa, relazione basso-alto



**Grafico A6.d - Densità univariata e condizionata**



*Skewness: 1980= 0.212; 2002= 1.210*

## APPENDICE 2

### *La matrice dei pesi spaziali.*

Una delle questioni più importanti - e più controverse in letteratura - per il calcolo di indicatori spaziali è quella relativa alla struttura da attribuire alla matrice dei pesi spaziali: di forma binaria, può essere costruita facendo riferimento ad un semplice criterio di contiguità, o ad un criterio di distanza, il cui livello critico (*cut-off*) viene fissato arbitrariamente. Il semplice criterio di contiguità, che considera l'esistenza di interazione solo fra unità geografiche confinanti, viene considerato limitante, poiché le interazioni che si possono sviluppare fra le regioni si estendono ben oltre una contiguità intesa in senso fisico. Si è scelto, pertanto, di costruire la matrice dei pesi spaziali secondo il criterio dei *k-nearest neighbor (k-nn)*. In questo caso, il *critical cut-off* per ogni regione è determinato in modo che ciascuna di esse abbia lo stesso numero di regioni vicine. Nel nostro caso,  $k$  è stato posto pari a 10; è stato applicato, cioè, un criterio di prossimità in base al quale a ciascuna regione vengono 'attribuite' esattamente 10 altre regioni con le quali si sviluppa il sistema di interazioni.

Una generica matrice *k-nn*,  $W(k)$ , ha la seguente forma:

$$\begin{aligned}
 w_{rl}^*(k) &= 0 && \text{se } r=l \text{ per ogni } k \\
 w_{rl}^*(k) &= 1 && \text{se } d_{rl} \geq d_r(k) && \text{e } w_{rl}(k) = w_{rl}^*(k) / \sum_j w_{rl}^*(k) && (3) \\
 w_{rl}^*(k) &= 0 && \text{se } d_{rl} < d_r(k)
 \end{aligned}$$

dove  $w_{rl}^*(k)$  è un elemento della matrice dei pesi non standardizzata;  $w_{rl}(k)$  è un elemento della matrice standardizzata;  $d_r(k)$  è una distanza critica definita per ogni unità  $r$ . Più precisamente,  $d_r(k)$  è la distanza più piccola di ordine  $k$  tra l'unità  $r$  e tutte le altre unità, tale che ogni unità  $r$  abbia esattamente  $k$  vicini.



## CAPITOLO 2

### Determinanti della localizzazione delle attività economiche nell'UE15: un'analisi econometrica

#### *Sommario*

*In questo capitolo è stata analizzata la relazione che lega la concentrazione geografica delle attività economiche con alcune determinanti dei processi di agglomerazione. Lo scopo del lavoro è stato duplice: da una parte, cercare di validare empiricamente le spiegazioni dei processi di agglomerazione fornite da alcune teorie economiche (teorie del commercio internazionale e Nuova Geografia Economica); dall'altra, si è messo in evidenza come la mancata considerazione di alcune questioni econometriche possa invalidare i risultati ottenuti. A quest'ultimo riguardo, in presenza di dati panel non stazionari e cointegrati, l'uso di stimatori più robusti (fully modified e dynamic OLS) ha evidenziato l'esistenza di una relazione positiva tra il grado di concentrazione territoriale delle attività ed alcune proxies relative ai differenziali tecnologici ed ai legami verticali tra le imprese, calcolate a livello settoriale. Inoltre, l'influenza del processo di integrazione, approssimato da un trend, sul grado di concentrazione sembra essere diversa a seconda del tipo di settore: si è rilevata, infatti, la tendenza ad una maggiore dispersione per i settori dei servizi, mentre solo alcuni settori manifatturieri sembrano intensificare il loro livello di concentrazione territoriale.*

#### **1. Introduzione**

In questo capitolo si analizzano alcune possibili determinanti del processo di concentrazione geografica delle attività economiche nell'UE-15. E' stato già osservato nel capitolo 1 come la concentrazione delle attività economiche sia un fenomeno complesso, le cui determinanti possono essere rinvenute in molteplici filoni della teoria economica, dall'economia regionale a quella urbana, dall'economia industriale alle teorie del commercio internazionale. I fondamenti teorici di riferimento, naturalmente, non sono da considerare alternativi, bensì complementari, dato l'operare contestuale di una pluralità di fattori economici, tra cui a) l'esistenza di risorse naturali, esogene ai modelli, in grado di spiegare la diversa distribuzione territoriale delle attività

economiche; b) le esternalità prodotte dal capitale umano, soprattutto dai lavoratori qualificati; c) le esternalità derivanti dalla tecnologia e dalla conoscenza, benefici indotti dalla prossimità geografica<sup>1</sup>. Accanto a questi fattori esogeni, come le dotazioni fattoriali, o endogeni, come le esternalità derivanti dalla prossimità geografica, i più recenti sviluppi della teoria del commercio internazionale e della Nuova Geografia Economica ne inseriscono altri, tra cui la dimensione del mercato ed i costi del commercio dei beni.

In particolare, la *NEG*, come sottolineano Head e Mayer (2004), parte dall'osservazione dei *pattern* di agglomerazione e ipotizza (modella) un processo che può aver determinato la situazione; lo scopo principale è quello di riuscire a spiegare come regioni inizialmente simili possano poi seguire percorsi di sviluppo differenti, in altre parole come una situazione di iniziale simmetria dal punto di vista della ripartizione delle imprese (dunque della concentrazione delle attività) possa evolvere verso una distribuzione asimmetrica delle attività economiche. A tal fine, l'approccio *NEG* enfatizza l'interazione tra costi di trasporto (del commercio) e le economie di scala a livello di impresa come determinanti del processo di agglomerazione.

E' appena il caso di ricordare che alcuni elementi caratteristici della *NEG* sono già rinvenibili nella nuova teoria del commercio internazionale (rendimenti crescenti interni alle imprese, concorrenza imperfetta, costi di trasporto e localizzazione endogena delle imprese); l'interazione fra questi elementi produce il cosiddetto "*home market effect*" (Krugman, 1980). Con queste assunzioni, però, è possibile spiegare l'esistenza di un processo di agglomerazione **solo** partendo da una situazione di iniziale asimmetria, cioè solo nel momento in cui le regioni sono diverse, la ripartizione delle risorse e delle imprese sul territorio non è equa e la dimensione iniziale del mercato varia nelle regioni. La *NEG* unisce alle già citate assunzioni la localizzazione endogena della domanda, sia attraverso la perfetta mobilità interregionale dei lavoratori qualificati, che consumano nella regione dove lavorano (Krugman, 1991), sia grazie ai *linkages*, relazioni input-output esistenti tra le imprese (Krugman e Venables, 1995; Venables, 1996). In tal modo, è possibile, come anticipato, fornire una spiegazione matematicamente ed

---

<sup>1</sup> Un fondamentale contributo a tale approccio teorico, soprattutto in merito ai punti b) e c), si deve a Marshall (1920).

economicamente consistente al procedere per strade di sviluppo ineguali di due regioni **anche** inizialmente simmetriche<sup>2</sup>.

L'analisi delle possibili cause dell'agglomerazione ha, dunque, interessato ed interessa ancora vari campi dell'economia teorica e, come vedremo nel paragrafo seguente, empirica. Tra le varie determinanti, il legame fra costi di trasporto e concentrazione delle attività economiche ha assunto una particolare rilevanza alla luce del processo di integrazione dell'Europa, che ha portato alla riduzione dei costi di commercializzazione dei manufatti e di taluni servizi da un'area (regione, paese) all'altra del continente. Più in generale, le analisi empiriche relative alla concentrazione/specializzazione settoriale nell'Unione Europea (UE) fanno tradizionalmente riferimento alle teorie del commercio internazionale ed alla *NEG*, delle quali si riportano le caratteristiche principali nella tabella 2.1.

L'analisi del presente capitolo, condotta su un panel di 14 settori per il periodo 1980-2002, si colloca all'interno del filone empirico cosiddetto di "prima generazione" (Combes e Overman, 2004), che utilizza, cioè, un indicatore sintetico della concentrazione (indice di Theil) come variabile dipendente all'interno di un modello da sottoporre a verifica econometrica. Tra le principali innovazioni introdotte rispetto alla letteratura esistente: 1) l'uso di un indice di concentrazione "spaziale" – che tiene conto, cioè, dell'interazione tra le unità territoriali geograficamente prossime – accanto a quello "a-spaziale" tradizionalmente utilizzato; 2) il calcolo dell'indice sintetico di concentrazione a partire dai dati regionali (livello NUTS-2); 3) l'uso delle tecniche di cointegrazione per dati panel nell'analisi econometrica.

Il capitolo è strutturato come segue. Nel paragrafo 2 sono riassunti i principali contributi empirici esistenti in letteratura, distinguendo tra analisi di prima e seconda generazione. Nel paragrafo 3 viene presentato il modello da sottoporre a stima econometrica e vengono discusse le principali questioni metodologiche sollevate nel

---

<sup>2</sup> I modelli della *NEG* sono modelli bi-regionali, le cui predizioni valgono, per ciò stesso, in un contesto territoriale "ristretto". La traslazione delle conclusioni generate da tali modelli relativamente ai *pattern* di concentrazione e alle determinanti di quest'ultima in contesti multiregionali viene considerata inappropriata (Combes e Overman, 2004). E' il caso di ricordare, tuttavia, come Krugman (1993a) abbia dimostrato che l'estensione del modello Centro-Periferia (CP) ad un numero di regioni maggiore di due porti alla realizzazione di un equilibrio stabile di lungo periodo caratterizzato dalla concentrazione delle attività economiche in *cluster* di regioni. Va precisato, però, che il modello (seminale per la *NEG*) CP di Krugman è considerato piuttosto irrealistico.

corso del lavoro (non stazionarietà e cointegrazione). I risultati delle stime sono riportati nel paragrafo 4. L'ultimo paragrafo è dedicato alle conclusioni.

**Tabella 2.1 – Teorie del commercio internazionale e NEG: principali caratteristiche.**

	<b>Teoria Neoclassica del commercio internazionale (NCT)</b>	<b>Nuova Teoria del commercio internazionale (NTT)</b>	<b>New Economic Geography (NEG)</b>
<i>Principali riferimenti</i>	Ricardo (1817) Heckscher (1919) Ohlin (1933) Vanek (1986)	Krugman (1979, 1980, 1981) Dixit e Norman (1980) Helpman e Krugman (1985) Weder (1995)	Marshall (1920) Krugman (1991a, b, 1993b) Krugman e Venables (1995a,b) Venables (1996), Markusen e Venables (1996) Puga e Venables (1997) Fujita, Krugman e Venables (1998)
<i>Struttura del Mercato</i>	Concorrenza perfetta	Concorrenza monopolistica	Concorrenza monopolistica
<i>Determinanti della localizzazione</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Differenziali tecnologici</li> <li>• Dotazione di risorse naturali</li> <li>• Dotazione ed intensità fattoriali</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Economie di scala</li> <li>• Prodotti differenziati</li> <li>• Dimensione del mercato</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Esternalità pecuniarie (<i>labour market pooling, input-output linkages, demand linkages</i>)</li> <li>• Esternalità tecnologiche</li> <li>• Costi del commercio</li> </ul>
<i>Localizzazione delle industrie</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Distribuzione delle attività economiche determinate dalle dotazioni</li> <li>• Specializzazione inter-industriale</li> <li>• Equilibrio unico</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Distribuzione delle attività economiche esogena</li> <li>• Specializzazione inter- e intra-industriale</li> <li>• Equilibrio unico</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Distribuzione delle attività economiche endogena</li> <li>• Forze d'agglomerazione centripete</li> <li>• Specializzazione inter- e intra-industriale</li> <li>• Equilibri multipli</li> <li>• “u curve”</li> </ul>

Tratta da Brülhart, 1998.

## 2. Alcune evidenze empiriche esistenti

### 2.1 La letteratura empirica di “prima generazione”

La maggior parte dei lavori empirici in materia ha analizzato il fenomeno utilizzando il seguente modello di regressione:

$$\text{CONC}_s = a + b\text{TRCOSTS}_s + c\text{IRS}_s + d\text{LINKAGES}_s + \dots + e_s$$

dove la variabile dipendente è un indice di concentrazione calcolato per diversi settori. Tra le variabili esplicative figurano *proxies* rispettivamente per i costi di trasporto, i rendimenti interni crescenti (le economie di scala) e il grado di utilizzo di input intermedi in un particolare settore come *proxy* dei legami input-output tra le imprese. Altre variabili vengono, generalmente, aggiunte al modello. Nei vari modelli utilizzati in letteratura si riconosce che la concentrazione può essere determinata da una pluralità di fattori (non solo *linkages* o costi di trasporto, ma anche *spillovers* tecnologici). Per questo, nell’effettuare una simile analisi, è possibile isolare le determinanti riconducibili alla *NEG* solo controllando nella regressione per altri fattori relativi ad altre teorie.

Uno dei primi lavori empirici che usa dati panel per testare la relazione tra concentrazione e diverse variabili esplicative, e dal quale discendono tutta una serie di altri studi (di “prima generazione”, come denominati da Combes e Overman (2004)), è quello di Kim (1995). Egli stima, per 20 settori industriali degli Stati Uniti, e per cinque periodi (anni 1880, 1914, 1947, 1967 e 1987) un modello nel quale la variabile dipendente è il coefficiente di localizzazione di Hoover, analogo dell’indice di Gini relativo, calcolato per ciascuno dei venti settori. Le due variabili esplicative utilizzate hanno lo scopo di catturare gli effetti delle economie di scala (misurata direttamente come dimensione media degli stabilimenti per ciascun settore) e delle intensità fattoriali (approssimate dal costo dei materiali grezzi diviso per il valore aggiunto, in ciascun settore). Nel modello sono inserite anche delle *dummies* settoriali e temporali, sia per controllare per gli effetti fissi settoriali, sia per catturare gli effetti dei costi di trasporto. I risultati, ottenuti attraverso la stima OLS con effetti fissi (LSDV), mettono in evidenza l’esistenza di una relazione positiva e significativa per entrambe le variabili. Particolarmente importanti, ai fini della determinazione del grado di concentrazione delle industrie, si rivelano i costi di trasporto (le *dummies* settoriali).



Amiti (1999) stima per 5 paesi europei e 65 settori industriali un modello simile a quello di Kim (1995). La variabile dipendente utilizzata è l'indice di Gini relativo, calcolato per ciascun settore e per gli anni 1976-1989. Tre le variabili esplicative che tentano di cogliere elementi relativi alle teorie del commercio internazionale (tradizionale e nuova) e della *NEG*, oltre alle *dummies* settoriali e temporali: una *proxy* delle intensità fattoriali, una variabile utilizzata per catturare gli effetti delle economie di scala e una *proxy* dei *linkages* verticali tra le imprese. La *proxy* delle intensità fattoriali è data dal rapporto fra il costo del lavoro e il valore aggiunto, in un dato settore, calcolato come scarto dalla media<sup>3</sup>. La variabile utilizzata per catturare gli effetti delle economie di scala (*plant-specific*, secondo la definizione di Scherer, 1980<sup>4</sup>), presenti, oltre che nella *NEG*, anche nelle nuove teorie del commercio internazionale, è costruita come dimensione media delle imprese (occupati diviso il numero delle imprese). La terza variabile, che rappresenta il legame più specifico con la *NEG*, è data dal rapporto tra il valore degli input intermedi (valore della produzione al netto del valore aggiunto) e il valore dell'output prodotto in ciascun settore.

All'interno del modello sono inserite anche delle *dummies* temporali, al fine di catturare gli effetti della progressiva riduzione delle barriere commerciali, avvenuta in seguito al processo di integrazione economica che si è sviluppato nel corso del tempo. Il modello è stato stimato attraverso gli OLS, su variabili trasformate in termini logaritmici. I risultati confermano le predizioni teoriche relativamente alle economie di scala e ai *linkages* esistenti tra le imprese, le cui relative *proxies* risultano positive e significative. Al contrario, le dotazioni fattoriali non sembrano influenzare significativamente il grado di concentrazione settoriale. Quasi tutte le *dummies* settoriali risultano positive e significative; quelle temporali mostrano un trend crescente a partire dal 1981, a conferma del ruolo svolto dai costi di trasporto (che si riducono nel tempo per effetto dell'integrazione) nella determinazione del grado di concentrazione.

---

<sup>3</sup> Nella formula utilizzata, lo scarto è considerato in valore assoluto. Tale pratica è simile a quella riscontrata in Haaland *et al.*, 1999. La ragione risiede nella constatazione che non c'è alcuna predizione teorica circa il fatto che i settori *capital intensive* potrebbero essere geograficamente più concentrati di quelli *labour intensive*, o viceversa. L'aspettativa è che quei settori che più deviano dalla media siano anche i più concentrati. In Amiti (1999) è utilizzata anche una misura alternativa delle intensità fattoriali, costruita facendo riferimento alla retribuzione per occupato.

<sup>4</sup> Scherer (1980) distingue tre tipologie di economie di scala: *product-specific*, *plant-specific* e *multi-plant*. Data la natura complessa delle economie di scala, nessuna delle misure, presa singolarmente, riesce a catturare tutti gli aspetti delle economie di scala.

Contrariamente ad Amiti (1999), Halaand *et al.* (1999) non hanno l'obiettivo di verificare come l'integrazione economica possa aver modificato (influenzato) la localizzazione geografica delle attività economiche, bensì di analizzare la concentrazione delle stesse in alcuni istanti nel tempo, evidenziandone le variazioni e ricercandone le determinanti. A tal fine, gli autori enfatizzano l'opportunità di utilizzare diverse misure della concentrazione, assolute e relative, essendo ciascuna una implicazione dell'una o dell'altra teoria economica. In particolare, mentre la concentrazione delle attività sarebbe meglio descritta da un indicatore di tipo assoluto quando si fa riferimento alle determinanti implicite nei modelli della *NEG*, un indice di tipo relativo sarebbe più appropriato per la descrizione dei *pattern* di concentrazione in riferimento alle teorie tradizionali del commercio internazionale, cioè legati ai vantaggi comparati e ai differenziali tecnologici.

Nell'equazione stimata da Halaand *et al.* (1999), la variabile dipendente è un indice di concentrazione (indice di Gini modificato – seguendo Amiti, 1997), alternativamente relativo ed assoluto; tra le variabili esplicative figurano alcune *proxies* in grado di catturare gli effetti sulla concentrazione derivanti dalle intensità fattoriali (Heckscher-Ohlin), dai differenziali tecnologici (Ricardo), dalla dimensione del mercato e dalle economie di scala (*New Trade Theory*, ma anche *NEG*), nonché dall'esistenza di *linkages* di mercato positivi e di costi di trasporto (*NEG*).

I modelli sono stimati con OLS e 2SLS, per tener conto dell'endogeneità che caratterizza il modello con variabili "assolute", per gli anni 1985 e 1992. I dati utilizzati nell'analisi (OECD ed Eurostat) sono relativi a 12 Paesi europei e 35 settori industriali (ISIC Rev.2, 4 *digit*). Di particolare rilievo, tra i risultati, è la significatività in entrambi i modelli della *proxy* della dimensione del mercato, con un effetto positivo e più ampio delle altre variabili sulla concentrazione. Positiva e significativa pure la presenza di legami input-output. Alternanza di risultati sulle altre variabili, giustificata con possibili errori di misurazione e, in alcuni casi, presenza di multicollinearità.

Brulhart (1998), similmente a Brulhart e Torstensson (1996), usa i dati sull'occupazione per analizzare la correlazione esistente fra l'indice di Gini, calcolato per 18 settori manifatturieri a partire dai dati su 11 Paesi europei, e i rendimenti di scala degli stessi settori, nonché per verificare se i settori concentrati sono localizzati nel "centro" o nella "periferia". Nell'analisi, condotta per gli anni 1980 e 1990, i rendimenti

di scala sono approssimati attraverso una *dummy* settoriale, costruita seguendo Pratten (1988), a cui vengono aggiunte altre *dummies* per catturare i possibili effetti derivanti da intensità fattoriali e tecnologiche, costruite sulla base delle classificazioni settoriali contenute in OECD (1987). L'autore rileva un aumento della concentrazione per 14 dei 18 settori considerati. E' evidenziata, inoltre, la tendenza delle industrie *scale intensive* ad essere più concentrate e localizzate nelle regioni *core*, mentre le industrie *labour intensive* risultano relativamente più disperse e localizzate in prevalenza nelle aree periferiche.

Brulhart (2001), estende ulteriormente la precedente analisi (Brulhart, 1998) e regredisce il coefficiente di Gini relativo - calcolato per 32 settori su dati nazionali utilizzando, alternativamente, l'occupazione e l'*export* - su un set di *dummies* intese a catturare per ciascuno dei settori: a) l'intensità del lavoro; b) l'intensità della tecnologia; c) intensità delle risorse; d) intensità delle economie di scala; e) la sensitività dei settori alle barriere non tariffarie pre-Mercato Unico (intermedia o alta); f) l'interazione fra alta intensità di scala e alte barriere non tariffarie. Come nel lavoro precedente, le *dummies* sono costruite a partire da classificazioni dei settori tratte da OECD (1987), Pratten (1988) e Buigues *et al.* (1990), che ne hanno analizzato, rispettivamente, l'intensità tecnologica, l'importanza delle economie di scala e la sensitività dei settori alla presenza di barriere non tariffarie. Le stime sono effettuate per il periodo 1972-1996. Tra i principali risultati, i settori ad alta intensità fattoriale risultano geograficamente più concentrati della media, mentre appaiono meno concentrati quelli ad alta intensità tecnologica. Le economie di scala sembrano avere un impatto ridotto sulla concentrazione, mentre, contrariamente alle aspettative, quanto più elevate sono le barriere commerciali non tariffarie tanto maggiore sembra essere il grado di concentrazione industriale.

Infine, Midelfart-Knarvik *et al.* (2003) analizzano le determinanti della concentrazione in 36 settori industriali, per 14 Paesi europei nel periodo 1970-1997. Dall'analisi econometrica gli autori rilevano come la dotazione di lavoratori altamente qualificati ed impiegati nelle attività di ricerca determini la localizzazione delle industrie *R&D intensive*, mentre i paesi con un capitale umano meno qualificato attraggono per lo più industrie ad alta intensità di lavoro. Inoltre, i settori caratterizzati da *linkages* (a monte e a valle), in particolare quelli ad uso elevato di beni intermedi,

risultano concentrate nelle aree centrali. Un risultato simile si evidenzia anche per quei settori caratterizzati da rendimenti di scala crescenti, sebbene in questo caso la tendenza ad essere localizzati nel “centro” si sia ridotta sensibilmente nel corso del tempo.

Dai principali risultati di questo primo set di analisi empiriche, efficacemente riassunti in Combes e Overman (2004), emerge che l'intensità fattoriale sembra avere un impatto ridotto (Haaland *et al.*, 1999; Midelfart-Knarvik *et al.*, 2003) o nullo (Amiti, 1999) sulla concentrazione settoriale, mentre positivo è l'effetto del livello tecnologico settoriale (Haaland *et al.*, 1999). Quasi tutti i lavori trovano un effetto di scala positivo e significativo (eccetto Haaland *et al.*, 1999); manca una chiara evidenza sui *linkages* e sulla liberalizzazione commerciale (riduzione dei costi di trasporto), mentre appare nulla la relazione tra concentrazione e dimensione del mercato.

Combes e Overman (2004) considerano tale tipologia di analisi di “prima generazione” e ne criticano alcuni aspetti econometrici. Innanzitutto, gli indici utilizzati come variabile dipendente sono delle misure sintetiche e soffrono dei limiti di costruzione di cui abbiamo parlato nel capitolo precedente; altre critiche sono relative al numero delle variabili esplicative, spesso molto contenuto rispetto alla complessità del fenomeno da spiegare, alla possibile esistenza di problemi di endogeneità non trattati, al fatto che non si tiene conto della possibile presenza di autocorrelazione spaziale o di altre fonti di eterogeneità. Inoltre, gli autori sottolineano come da un punto di vista teorico non esista alcuna predizione sulla relazione tra la concentrazione delle attività e le variabili esplicative nel momento in cui il numero delle unità territoriali considerate sia maggiore di due.

## 2.2 La letteratura empirica di “seconda generazione”

Accanto ai lavori empirici che analizzano il fenomeno a partire dal calcolo di un indice sintetico di concentrazione, ce ne sono alcuni che hanno studiato le determinanti della localizzazione delle attività economiche seguendo un approccio diverso. Tra questi, Ades e Glaeser (1995) utilizzano come variabile dipendente il logaritmo della dimensione (in termini di popolazione) della città più grande di ciascuno degli 85 Paesi considerati come unità di analisi. Dopo aver controllato per la popolazione presente nel resto del Paese, tra le variabili esplicative essi utilizzano tre diverse *proxy* dei costi di trasporto, al fine di analizzare la relazione che lega, appunto, il processo di

agglomerazione all'entità dei costi di trasporto: 1) l'area dei Paesi. L'idea è che, mantenendo costante la popolazione, quanto più ampia è l'area di riferimento, tanto maggiore sarà la distanza tra i venditori e i compratori, quindi tanto più elevati saranno i costi di trasporto; 2) spese sui trasporti e le comunicazioni e 3) densità delle strade. Queste ultime due variabili rappresentano delle *proxies* per le infrastrutture. I risultati delle stime *cross-section* contraddicono le predizioni del modello di Krugman (1991), ma sembrano confermare il modello di Helpman (1998), in base al quale esiste una relazione positiva fra agglomerazione e costi di trasporto.

Traistaru *et al.* (2003), identificano e spiegano gli effetti dell'integrazione economica sui pattern di specializzazione e di concentrazione geografica dell'occupazione manifatturiera in cinque paesi di recente ingresso nell'Europa Unita (Estonia, Bulgaria, Romania, Ungheria, Slovenia), per il periodo 1990-1999. Utilizzando dati a livello NUTS-3, gli autori analizzano, per ciascun paese, le determinanti della localizzazione dell'attività manifatturiera regredendo la quota regionale di un dato settore industriale su alcune caratteristiche regionali e settoriali. I risultati delle stime OLS suggeriscono che sia le dotazioni fattoriali, sia la prossimità geografica con i mercati europei (la vicinanza alle aree "core") contribuiscono a determinare la geografia delle attività economiche industriali.

Recentemente, Ellison *et al.* (2007) hanno analizzato le determinanti dei *patterns* di co-agglomerazione (agglomerazione per coppie di settori) delle industrie manifatturiere statunitensi, durante il periodo 1972-1997. Nella loro analisi, gli autori costruiscono per ogni possibile coppia di settori manifatturieri un indice di co-agglomerazione, unitamente ad alcune misure relative alle forze marshalliane che determinano l'agglomerazione, in base alle quali quest'ultima: a) consente di risparmiare sui costi di trasporto, data la prossimità ai mercati di approvvigionamento e di consumo (legami input-output); b) rende possibile disporre di un bacino di forza lavoro qualificata (*labour-market pooling*); c) facilita gli *spillovers* tecnologici e di conoscenza. L'analisi cerca di stabilire l'importanza di tali forze attraverso delle stime econometriche (OLS e IV). I risultati principali evidenziano come i legami input-output siano la forza che più di altre influenza la co-agglomerazione dei settori manifatturieri, seguita dal *labour pooling*.

### 3. Il modello econometrico: descrizione delle variabili e discussione di alcune questioni metodologiche

#### 3.1 Il modello econometrico

In questa fase di studio l'analisi econometrica delle determinanti della concentrazione prenderà in considerazione un modello cosiddetto di "prima generazione": si svilupperà, cioè, su base settoriale e con l'uso un indicatore sintetico come misura della concentrazione. Ciò consentirà di avere un riferimento più ampio per il confronto dei risultati in virtù delle questioni metodologiche affrontate nel lavoro, che possono contribuire ad irrobustire alcune evidenze empiriche esistenti.

Il modello sottoposto a stima econometrica, applicato ad un panel di 14 settori (manifattura e servizi, più costruzioni, minerali e prodotti energetici) per gli anni 1980-2002 è il seguente:

$$\text{CONC}_{st} = b_0 + b_1\text{LAB}_{st} + b_2\text{TECDIF}_{st} + b_3\text{LINK}_{st} + b_4\text{Dyear}_t + b_5\text{Dscale}_s + e_{st} \quad (1)$$

con  $e_{st}$  errore stocastico IID.

La variabile dipendente,  $\text{CONC}_{st}$ , è l'indice di concentrazione (indice di Theil) calcolato utilizzando dati sul valore aggiunto per il settore  $s$  al tempo  $t$ , alternativamente in modo a-spaziale e spaziale, secondo la definizione già adottata nel capitolo 1<sup>5</sup>. Due le innovazioni in questa fase del lavoro: 1) l'uso di un indicatore "spaziale" accanto alla tradizionale misura a-spaziale della concentrazione e 2) il calcolo dell'indice di Theil utilizzando dati regionali, contrariamente a quanto avviene in letteratura nella quale gli indicatori sintetici della concentrazione sono normalmente elaborati a partire dai dati nazionali<sup>6</sup>.

Tra le variabili esplicative,  $\text{LAB}_{st}$  dovrebbe catturare i possibili effetti sulla concentrazione delle intensità fattoriali, come suggerito dalla teoria tradizionale del commercio internazionale (Heckscher e Ohlin). In base a tale teoria, i paesi si

---

<sup>5</sup> Ricordiamo che l'indice di concentrazione spaziale è calcolato utilizzando una matrice dei pesi spaziali che consenta di dare un peso maggiore a quelle osservazioni relative a regioni geograficamente prossime e, al contrario, un peso minore a quelle distanti l'una dall'altra.

<sup>6</sup> La scelta dell'unità territoriale per il calcolo dell'indice di concentrazione è solo apparentemente banale. Ad essa, infatti, è legato uno dei principali problemi relativi alla misura della concentrazione nel momento in cui si adotti una definizione di spazio "discreto" (ci si riferisce allo *scale problem*, del più generale *Modifiable Areal Unit Problem, MAUP*). Le indicazioni fornite dalle misure saranno differenti a seconda della scala territoriale di riferimento.

specializzano nei settori ad alta intensità dei fattori produttivi relativamente più abbondanti nel Paese. Se, ad esempio, la liberalizzazione commerciale porterà i paesi con una dotazione relativamente più abbondante di manodopera a specializzarsi in settori industriali ad alta intensità di lavoro e, allo stesso modo, i paesi con una (relativamente) maggiore dotazione di capitale a specializzarsi nei settori industriali ad alta intensità di capitali, è ragionevole attendersi che i settori di cui sopra risulteranno altamente concentrati.

Seguendo Haaland *et al.* (1999), la variabile è calcolata nel modo seguente:

$$LAB_{st} = \left| \frac{E_{st}}{VA_{st}} - \frac{\sum_s E_{st}}{\sum_s VA_{st}} \right|$$

dove  $E$  è l'occupazione,  $VA$  il valore aggiunto, calcolati entrambi come somma delle regioni del campione,  $s$  è il settore e  $t$  il tempo. Il termine a sinistra nella formula è il rapporto tra il numero di occupati in un dato settore nell'intero campione e il valore aggiunto del totale campionario, nello stesso settore. Il termine a destra rappresenta lo stesso rapporto, ma riferito al totale dell'economia (somma per settori). Quanto più elevato è lo scarto tra i due termini, tanto più il settore in causa si differenzia dal "comportamento medio" del totale delle attività. Come in Haaland *et al.* (1999) la variabile è costruita in valore assoluto al fine di tener conto di un differenziale dovuto sia ad una più alta intensità del fattore lavoro nel settore considerato rispetto alla media del totale delle attività (primo termine più grande del secondo), sia ad una più alta intensità del fattore capitale, approssimato dal valore aggiunto (secondo termine più elevato del primo e, conseguentemente, scarto con segno negativo). L'effetto atteso è positivo: quanto maggiore è l'intensità fattoriale che caratterizza un settore, tanto più elevato sarà il grado di concentrazione geografica di quest'ultimo.

$TECDIF_{st}$  è una *proxy* utilizzata per tener conto dei differenziali tecnologici: seguendo Ricardo (1817), l'esistenza di differenziali tecnologici tra i Paesi può generare vantaggi comparati e rafforzare la specializzazione, in conseguenza della quale aumenterebbe anche il grado di concentrazione di un determinato settore. Considerando che le differenze nella tecnologia si riflettono in differenze nella produttività del lavoro (Torstensson, 1996 e Haaland *et al.*, 1999), la variabile è calcolata come segue:

$$TECDIF_{st} = \sqrt{\frac{1}{c} \sum_j \left[ \frac{VA_{sjt}/E_{sjt}}{\frac{1}{c} \sum_j VA_{sjt}/E_{sjt}} - \frac{\sum_s VA_{sjt}/E_{sjt}}{\frac{1}{c} \sum_j \sum_s VA_{sjt}/E_{sjt}} \right]^2}$$

dove  $j=1, \dots, 15$  indica i Paesi (ciascuno ottenuto come somma delle regioni incluse nel campione), con  $c=15$ . La variabile non è altro che una misura media del differenziale di produttività che caratterizza ciascun settore: il termine in parentesi è, infatti, lo scarto della produttività relativa – calcolata, cioè, rispetto a quella media del campione - di un paese in un dato settore (termine a sinistra) dalla produttività relativa - sempre rispetto a quella media del campione -, di un paese nel totale delle attività (termine a destra). Maggiore è il differenziale tecnologico tra i paesi, più elevato sarà il valore della variabile e, in base al riferimento teorico, più sostenuto sarà il grado di specializzazione che darà vita, a sua volta, ad un incremento del livello di concentrazione relativa. L'effetto che ci si attende è, dunque, positivo.

$LINK_{st}$  è la variabile che rappresenta il legame più specifico con alcuni modelli della *NEG*, secondo i quali i *linkages* verticali (legami input-output) che ci sono tra le imprese favoriscono l'agglomerazione delle stesse (Krugman e Venables, 1995 e Venables, 1996). Più in particolare, ad una più elevata intensità di utilizzo di input intermedi corrisponderebbero *linkages* di costo e di domanda più forti. L'implicazione è che le imprese appartenenti a quei settori industriali che più di altri utilizzano beni intermedi saranno più inclini a localizzarsi in prossimità delle imprese da rifornire (mercati di vendita) o da cui rifornirsi (mercati di approvvigionamento), in altre parole ad essere geograficamente più concentrate. Il segno atteso per la variabile è, dunque, positivo. Seguendo Amiti (1999), la variabile è costruita come segue:

$$LINK_{st} = \frac{INT_{st}}{P_{st} Q_{st}}$$



dove  $P_{st}Q_{st}$  è il valore dell'output per un dato settore  $s$ , mentre  $INT_{st}$  è il valore dei beni intermedi utilizzati nella produzione dei beni, per lo stesso settore  $s$ <sup>7</sup>. Come sottolinea Amiti (1999), questa variabile soffre di alcuni limiti che ne attenuano la capacità di cogliere l'effetto *linkages*. In primo luogo, i dati sui beni intermedi considerati non consentono di distinguere fra beni provenienti da imprese operanti nello stesso settore o in altri settori; purtroppo, la mancanza di tavole input-output per l'intero periodo considerato nell'analisi non consente, allo stato attuale, di far fronte a questo limite. In secondo luogo, il valore dei beni intermedi comprende anche prodotti non manufatti (ad esempio, prodotti energetici), mentre la teoria fa espresso riferimento ai beni manifatturieri<sup>8</sup>. Infine, la variabile così costruita tiene conto solo parzialmente dei *linkages*: le informazioni in essa contenute sono relative all'impiego di input intermedi all'interno di ciascun settore e, pertanto, non dicono nulla in merito a quanto ciascun settore approvvigioni gli altri.

Dyear e Dscale sono due serie di *dummies* rispettivamente temporali e relative all'intensità delle economie di scala che caratterizza i vari settori. Le *dummies* temporali sono inserite al fine di catturare gli effetti derivanti dall'integrazione tra paesi, che si è rafforzata nel tempo, a cui fanno riferimento i teorici della *NEG* e relativi alla riduzione dei costi del commercio dovuta sia all'armonizzazione degli standard di prodotto, sia alla riduzione o all'abbattimento delle barriere commerciali. L'idea sottostante è che la riduzione dei costi di trasporto prodottasi nel tempo in seguito all'avanzare del processo di integrazione abbia potuto intensificare il livello di concentrazione delle attività economiche. Ciò si verifica, secondo i più recenti modelli *NEG*, fino a che i costi di trasporto non raggiungono un certo livello: all'ulteriore ridursi degli stessi, le forze

---

<sup>7</sup> Amiti (1999) usa al numeratore la differenza tra il valore dell'output e il valore aggiunto settoriali. Nel nostro caso, sono direttamente disponibili i dati relativi ai beni intermedi, sebbene tale disponibilità sia limitata al periodo 1995-2002 per la Grecia e per il Lussemburgo. Tale limite, tuttavia, stante il peso di tali paesi rispetto all'output prodotto nel campione considerato, non compromette i risultati dell'analisi. La variabile, inoltre, coerentemente con il resto del modello, è stata costruita "al netto" della Germania Est.

<sup>8</sup> Nel nostro caso, tuttavia, l'analisi non è circoscritta ai soli settori manifatturieri, ma estesa ai servizi nonché ai settori di produzione e fornitura di minerali e beni energetici. Com'è noto, i modelli *NEG* fanno riferimento a due classi settoriali – un settore "tradizionale" ed un settore "moderno" – inizialmente rappresentati rispettivamente dal settore agricolo e da quello manifatturiero. Tuttavia, come sottolineano Ottaviano e Thisse (2004), l'indicazione di quale tipo di attività rappresenti i due settori cambia in relazione allo stadio di sviluppo dell'economia che si considera, nonché a seconda dell'epoca in cui si analizza il fenomeno. Secondo gli stessi autori: "*Today, the modern sector is the service industry in which firms do not only supply consumers and manufacturing firms, but also serve each other*" (Ottaviano e Thisse, 2004:2).

centrifughe dominerebbero quelle centripete, favorendo la dispersione delle attività sul territorio. E' da tener presente, tuttavia, che proprio nel periodo di maggiore integrazione (dagli anni '90 fino ad oggi) sono stati più sostenuti gli sforzi delle Istituzioni europee a sostegno delle aree economicamente più svantaggiate (generalmente regioni amministrative a livello NUTS2, quali quelle utilizzate per la presente analisi), al fine di favorirne lo sviluppo industriale attraverso la delocalizzazione delle imprese da aree congestionate. L'intervento istituzionale potrebbe aver influenzato la suddetta relazione causa-effetto modellata dai teorici della *NEG*.

La distinzione per diversi livelli di intensità di economie di scala coglie un aspetto teorico comune alla *NEG* e alla *NTT*. In breve, dato che la presenza di rendimenti interni crescenti favorisce lo sviluppo dimensionale delle imprese, secondo tali teorie i settori industriali caratterizzati dalla presenza di imprese di grandi dimensioni dovrebbero essere geograficamente più concentrati, essendo sufficiente un numero ridotto di imprese per soddisfare la domanda dei relativi beni. Lavori precedenti (Kim, 1995; Amiti, 1999) hanno calcolato l'intensità di scala direttamente come dimensione media delle imprese di un particolare settore (numero di occupati diviso il numero delle imprese). Purtroppo, i dati a tutt'oggi disponibili sul numero di imprese in Europa presentano evidenti limiti da un punto di vista sia settoriale che temporale e di copertura territoriale. Ciò non ha consentito di calcolare la variabile come sarebbe stato più opportuno. Nel presente lavoro si è scelto, pertanto, di utilizzare un approccio metodologico simile, tra gli altri, a quello seguito da Brülhart (1998; 2001), Haaland *et al.* (1999) e Traistaru *et al.* (2003), cioè di costruire delle *dummies* settoriali delle economie di scala, sulla base delle classificazioni riportate in Pratten (1988). Tre sono i livelli considerati: bassa, media ed alta intensità di scala. I settori considerati a bassa intensità di economie di scala sono i servizi, più il tessile e abbigliamento; ad alta intensità sono i settori relativi ai prodotti energetici, alla chimica, la meccanica e mezzi di trasporto, mentre i restanti settori sono considerati con un livello medio di economie di scala. Questa ripartizione sconta il limite del grado di aggregazione settoriale, piuttosto elevato. Ciascun settore considerato in questa analisi è, soprattutto nel caso della manifattura, ben lungi dall'essere omogeneo al proprio interno, nel senso che le dimensioni medie delle imprese – e, di conseguenza, le economie di scala – variano

notevolmente se si considerano disaggregazioni settoriali più fini. Si riconosce che sarebbe stato più opportuno costruire le *dummies* facendo un media ponderata del grado di intensità delle economie di scala, a partire dal peso relativo dei singoli settori (in termini di numero di imprese) che rientrano all'interno della medesima aggregazione. Anche in questo caso, però, la limitata disponibilità di dati non ha consentito di adottare la definizione più accurata.

### 3.2 Descrizione dei dati

I dati relativi al valore aggiunto e all'occupazione, considerati a livello NUTS-2, sono di fonte Cambridge Econometrics; le misure dei beni intermedi e del valore dell'output totale, disponibili a livello nazionale, sono di fonte EU-KLEMS<sup>9</sup>. Il campione utilizzato, come già detto, è costituito da 14 settori, per 162 regioni appartenenti a 15 Paesi dell'Unione Europea (Italia, Germania Ovest, Francia, Gran Bretagna, Belgio, Olanda, Lussemburgo, Svezia, Finlandia, Austria, Spagna, Portogallo, Grecia, Irlanda, Danimarca).

Le variabili descritte nel paragrafo precedente sono state trasformate in termini logaritmici. Per l'indice di concentrazione, compreso in un intervallo limitato<sup>10</sup>, è stata utilizzata la seguente trasformazione *logit*:

$$\ln(\text{indicatore}/(1-\text{indicatore}))$$

dove per indicatore si intende, alternativamente, l'indice di Theil a-spaziale e quello spaziale. Tale trasformazione fa sì che la variabile ricada nell'intervallo  $(-\infty, +\infty)$ <sup>11</sup>.

La tabella 2.2 riporta le principali statistiche descrittive relative alle variabili (in termini logaritmici) utilizzate nel modello. E' possibile rilevare, innanzitutto, un eguale numero di osservazioni per tutte le variabili considerate, a denotare che il panel è bilanciato. Per quanto riguarda le variabili dipendenti del modello, l'indice di concentrazione spaziale (Spatial Theil) presenta, in termini assoluti, un *range* di valori più ampio rispetto all'indicatore a-spaziale (Theil), così come un valore medio ed una

---

<sup>9</sup> [www.eu-klems.net](http://www.eu-klems.net)

<sup>10</sup> Entrambi gli indicatori sono stati normalizzati e, pertanto, ricadono nell'intervallo chiuso [0,1].

<sup>11</sup> In realtà, entrambi gli indicatori non assumono mai i valori estremi e sono piuttosto contenuti. In queste condizioni la trasformazione *logit* non differisce significativamente da quella in logaritmi.

deviazione standard leggermente superiori che indicano una maggiore dispersione dei valori. Per quanto riguarda le variabili esplicative, solo TECDIF assume anche valori positivi; la stessa variabile ha un valore medio più contenuto e presenta il grado di dispersione maggiore, con un valore della deviazione standard superiore alla media. La variabile LINK presenta, invece, il grado di dispersione più contenuto.

**Tabella 2.2 – Statistiche descrittive delle variabili**

	Numero osservazioni	Media	Deviazione standard	Minimo	Massimo
Theil	322	-4,779	0,871	-6,375	-2,797
Spatial Theil	322	-5,038	0,947	-6,743	-2,753
LAB	322	-12,115	0,981	-16,811	-10,472
TECDIF	322	-0,595	1,071	-1,845	5,1977
LINK	322	-0,636	0,258	-1,139	-0,251

### *3.3 Principali questioni econometriche e test preliminari*

Le principali questioni che si pongono nella stima econometrica di un modello come quello rappresentato nell'equazione (1), con dimensione sia temporale che cross-sezionale, sono relative alla possibile presenza di eteroschedasticità (varianza non costante), di autocorrelazione tra i residui, endogeneità tra le variabili e non stazionarietà delle serie economiche. Per quel che ci è dato di sapere, in letteratura ci si è occupati delle prime tre questioni (eterogeneità, autocorrelazione, endogeneità); per contro, in tale tipo di analisi, nessuno ha mai preso (almeno non palesemente) in considerazione il problema della possibile non stazionarietà delle variabili che, com'è noto, potrebbe invalidare le stime. In questo lavoro, come novità nell'approccio metodologico rispetto alla letteratura esistente, si affronterà anche il problema della non stazionarietà dei dati.

#### *3.3.1 Test di radici unitarie*

Al fine di verificare la stazionarietà delle serie economiche utilizzate per l'analisi, sono stati condotti tre diversi test di radice unitaria per dati panel: il test di Im, Pesaran e Shin (IPS, 2003), il test di Levin, Lin e Chu (LL, 2002) e il test "Fisher" di Maddala e Wu

(*XTF*, 1999). Tutti i test sono strutturati come degli *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* e condividono la medesima ipotesi nulla di non stazionarietà di tutte le serie considerate; differiscono, invece, per le ipotesi alternative. Il test “Fisher” è proposto, oltre che nella versione *ADF*, anche nella versione Phillips-Perron (pp)<sup>12</sup>.

Il test *XTF* è riportato per due diversi *lag* temporali (1 e 2), comuni a tutte le serie cross-sezionali presenti in ciascuna variabile. Per i test *IPS* e *LL*, oltre alla specificazione di un solo, comune, *lag* si è provveduto all’indicazione di un diverso *lag* temporale per ciascuno dei settori che costituiscono la dimensione cross-sezionale delle variabili, *lag* scelto sulla base del risultato di ulteriori test condotti sulle singole serie<sup>13</sup>. In altre parole, per ciascuna variabile si è proceduto ad effettuare dei test *ADF* sulle singole serie storiche (cioè, considerando i singoli settori per 23 anni), utilizzando diversi *lag* temporali, e a scegliere, tra questi ultimi, quello che ottimizzava il modello di regressione sottostante (in altre parole, il *lag* in corrispondenza del quale l’Akaike *criterion* della relativa regressione risultava minimo). Il *lag* così scelto per ciascun settore e per ciascuna variabile è stato, successivamente, adottato per i test di radice unitaria sul panel di dati. I risultati dei test condotti sulle variabili del modello sono riportati nella tabella 2.3.

Sulla base di quanto detto in precedenza, una statistica dei test non significativa (*p-value* superiore a 0,1) indurrebbe ad accettare l’ipotesi nulla di presenza di radici unitarie. Dalla tabella 2.3 è evidente come i risultati diano la medesima indicazione solo nel caso della variabile *TECDIF*: per tutti i test condotti, la statistica non è mai significativa, denotando non stazionarietà nelle relative serie di dati. Per la variabile *LINK*, solo il test *LL* senza il termine costante consente di rigettare l’ipotesi nulla, mentre i rimanenti test confermano la non stazionarietà. Le indicazioni sono contrastanti per le variabili dipendenti *Theil* e *Spatial Theil*: per entrambe, tuttavia, in nove casi su dodici il test evidenzia la presenza di radici unitarie. L’incertezza è maggiore per la variabile *LAB*, la cui non stazionarietà è stata rilevata solo in quattro casi su dodici, tre dei quali, tuttavia, utilizzando il metodo di scelta dei *lag* più “robusto”. Per il momento, anche per questa variabile verrà presa in considerazione la possibile presenza di radici

---

<sup>12</sup> Si rimanda all’appendice econometrica per una descrizione del funzionamento di tali test.

<sup>13</sup> Tale pratica consente di ridurre l’arbitrarietà nella scelta del *lag*. Il software econometrico utilizzato per le stime (*STATA* 9.0) non consente di applicare *lag* diversi per il test *XTF*.

unitarie. Come vedremo in seguito, tale decisione si rifletterà in alcuni problemi in fase di stima del modello.

**Tabella 2.3 – Test di radici unitarie**

<b>TEST</b>	<b>Theil</b>	<b>Spatial Theil</b>	<b>LAB</b> (H-O intensità fattoriali)	<b>TECDIF</b> (Ricardo – tecnologia/capitale umano)	<b>LINK</b> ( <i>NEG – IO linkages</i> )
<i>LAG (1)</i>					
IPS	NS (0.169)	NS (0.390)	NS (0.104)	NS (1.000)	NS (0.882)
IPS, nod <sup>(*)</sup>	NS (0.641)	NS (0.170)	S (0.000)	NS (0.889)	NS (1.000)
LL	S (0.000)	S (0.005)	S (0.000)	NS (1.000)	NS (0.588)
LL, noc <sup>(**)</sup>	NS (0.993)	NS (0.967)	S (0.000)	NS (0.684)	S (0.005)
XTF	NS (0.375)	S (0.089)	S (0.000)	NS (0.372)	NS (0.999)
XTF, pp <sup>(***)</sup>	NS (0.201)	NS (0.178)	S (0.000)	NS (0.440)	NS (0.895)
<i>LAG (2)</i>					
XTF	NS (0.726)	NS (0.450)	S (0.000)	NS (0.735)	NS (0.997)
XTF, pp	NS (0.210)	NS (0.175)	S (0.000)	NS (0.394)	NS (0.827)
<i>LAG diversi</i>					
IPS	S (0.026)	NS (0.325)	NS (0.526)	NS (0.997)	NS (0.909)
IPS, nod	NS (0.246)	NS (0.165)	NS (0.116)	NS (0.698)	NS (1.000)
LL	S (0.000)	S (0.002)	NS (0.379)	NS (1.000)	NS (0.726)
LL, noc	NS (0.951)	NS (0.946)	S (0.000)	NS (0.686)	S (0.001)

(\*) no demeaned; (\*\*) no constant; (\*\*\*) Phillips-Perron.

Nota: i test sono stati effettuati sulle variabili trasformate in logaritmi. In parentesi è riportato il p-value del test.

### 3.3.2 Test di cointegrazione

Rilevata la non stazionarietà delle variabili, prima di procedere alla stima dei modelli di regressione è necessario verificare la presenza di cointegrazione tra le variabili

esplicative e la variabile dipendente (alternativamente, l'indice di Theil a-spaziale e spaziale). Ciò garantisce, infatti, l'esistenza di una combinazione lineare tra le variabili integrate (I(1), nel nostro caso) in grado di restituire un processo stazionario I(0), e consente di escludere che i risultati delle stime possano essere riconducibili all'esistenza di una relazione spuria tra le variabili<sup>14</sup>. Allo stesso modo, è necessario verificare l'assenza di cointegrazione tra le sole variabili esplicative: se, infatti, le variabili indipendenti fossero cointegrate tra loro (fossero tali, cioè, da rappresentare un processo stocastico stazionario), si porrebbe a confronto un processo non stazionario (I(1)), rappresentato dalla variabile dipendente, con un processo stazionario (I(0)) derivante dalla cointegrazione delle variabili esplicative. In quest'ultimo caso, naturalmente, il modello non potrebbe essere stimato correttamente.

Un'ulteriore questione si pone in merito alle variabili *dummy* presenti all'interno del modello. La loro natura dicotomica e, nel caso delle economie di scala, invariante nel tempo non ne consente l'utilizzo all'interno di una regressione con variabili cointegrate<sup>15</sup>. Al fine di tener conto, in qualche modo, dei possibili effetti sulla concentrazione delle attività legati all'esistenza di economie di scala, catturati dalle *dummies*  $D_{scale}$ , seguendo Kao *et al.* (1999), si è scelto di inserire all'interno del modello da stimare un termine di interazione tra la *dummy* relativa ai settori a basse economie di scala ( $D_{scale1}$ ) e la variabile LINK<sup>16</sup>. Tale scelta è giustificabile dal fatto che i fenomeni catturati dalle variabili in questione rientrano entrambi nelle argomentazioni teoriche della NEG. Il segno atteso è negativo: i settori risulterebbero tanto meno concentrati quanto più la presenza di legami verticali tra le imprese si coniuga con una contenuta dimensione media di queste ultime, rispetto al caso in cui le economie di scala hanno una rilevanza maggiore all'interno del settore. Per quanto riguarda, infine, gli effetti connessi ai costi di trasporto (*dummies*  $D_{year}$ ), seguendo Aiginger e Pfaffermayr (2004), si è scelto di effettuare, separatamente per ciascun

---

<sup>14</sup> E' fondamentale, a tal fine, che le variabili in causa abbiano lo stesso ordine di integrazione. Nel nostro caso, i risultati di ulteriori test di radici unitarie sulle variabili differenziate hanno indotto a ritenere queste ultime integrate del medesimo ordine (uno).

<sup>15</sup> Il problema risiede nell'impossibilità di vagliare la stazionarietà o non stazionarietà delle variabili stesse.

<sup>16</sup> Similmente, in fase di stima si è tentato l'inserimento nel modello di una *dummy* "manifattura" in interazione con la variabile LINK. Tale termine, tuttavia, è risultato cointegrato con le altre variabili esplicative e, pertanto, inutilizzabile nelle stime.

settore, una regressione complementare delle variabili dipendenti sul trend (alternativamente sulle sole *dummies* temporali).

In considerazione delle suddette questioni si è proceduto, dunque, ad effettuare dei test di cointegrazione per dati panel, dapprima sulle sole variabili esplicative, inserendo successivamente anche la variabile dipendente. Come si può notare dalla prima riga della tabella 2.4, il test *ADF* per dati panel sviluppato da Kao (1999)<sup>17</sup>, suggerisce la presenza di cointegrazione tra le variabili LAB, LINK e TECDIF: la significatività della statistica del test consente di rigettare l'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione e di accettare l'ipotesi alternativa di cointegrazione tra le variabili. In tale situazione come già detto, il modello porrebbe a confronto un processo non stazionario (variabile dipendente) con un processo stazionario (variabili esplicative integrate), impedendo una corretta stima dello stesso. Si è proceduto, dunque, ad effettuare ulteriori test di cointegrazione per questo primo set di variabili esplicative, al fine di verificare l'esistenza di (almeno) una coppia delle tre variabili che risulti non cointegrata all'interno, ma cointegrata con la variabile dipendente. Le variabili LINK e TECDIF risultano (righe 4, 6 e 7, tabella 2.4) cointegrate con la variabile dipendente, ma non tra loro e possono, dunque, rientrare nel modello da stimare. E' da escludere, al contrario, la variabile LAB che risulta essere sempre cointegrata con le altre.

**Tabella 2.4 – Test di cointegrazione**

Variabili	ADF	p-value
LAB, LINK, TECDIF	-3.4857	0.000
LAB, LINK	-3.4211	0.000
LAB, TECDIF	-3.3990	0.000
LINK, TECDIF	-0.1778	0.429
LINK, TECDIF, LINK*DSCALE1	-0.9680	0.166
THEIL, LINK, TECDIF	-2.1332	0.016
SPTHEIL, LINK, TECDIF	-1.9531	0.025
THEIL, LINK, TECDIF, LINK*DSCALE1	-2.1532	0.015
SPTHEIL, LINK, TECDIF, LINK*DSCALE1	-2.0339	0.021

<sup>17</sup> Si rimanda all'appendice econometrica.



Il procedimento poc'anzi descritto di verifica della possibilità di stima del modello è stato adottato anche per la variabile 'aggiunta' rappresentata dal termine di interazione tra LINK e la *dummy* relativa alle economie di scala. In questo caso, i risultati del test (riga 5) evidenziano l'assenza di cointegrazione. La significatività dei test di cointegrazione riportati nelle righe 8 e 9 della tabella suggerisce la possibilità di stima dei relativi modelli.

Sulla base dei risultati fin qui prodotti si procederà, dunque, alla stima di due diversi modelli per ciascuna delle variabili dipendenti, rappresentate, ricordiamo, dagli indici di concentrazione a-spaziale e spaziale<sup>18</sup>.

## 4. Risultati delle stime

### 4.1 Stima dei panel cointegrati

Le tabelle 2.5 e 2.6 riportano i risultati delle stime, rispettivamente avendo l'indice di Theil a-spaziale e l'indice di Theil spaziale come variabile dipendente. Com'è facile notare, sono poste a confronto diverse modalità di stima – OLS “standard”, OLS *adjusted*, *fully modified* OLS (FMOLS) e *dynamic* OLS (DOLS) – per le varie specificazioni del modello. In particolare, lo stimatore *adjusted* corregge il *bias* dello stimatore OLS classico, mentre gli stimatori FMOLS e DOLS consentono di tener conto dell'endogeneità e dell'autocorrelazione presenti nei panel cointegrati<sup>19</sup>. La comparazione tra gli stimatori consente di mettere in rilievo la possibile distorsione, in termine di magnitudine, segno e significatività dei coefficienti stimati, generata dall'applicazione del metodo tradizionale dei minimi quadrati su variabili non stazionarie e cointegrate<sup>20</sup>.

---

<sup>18</sup>Ricordiamo che una parte della letteratura (Haaland *et al.*, 1999; Aiginger e Leitner, 2002; Aiginger e Pfaffermayr, 2004) ha sottolineato l'opportunità di misurare in termini assoluti l'indice di concentrazione nel momento in cui si volesse dar conto dell'influenza su quest'ultimo di variabili riconducibili alla *NEG*, qual è la variabile LINK. Tuttavia, il modello specificato inserendo l'indice di concentrazione assoluto come variabile dipendente non è stimabile in quanto le variabili risultano tra loro non cointegrate. Per tale ragione, ci si è limitati ad utilizzare nelle stime l'indice di concentrazione (spaziale e non) calcolato in termini relativi.

<sup>19</sup> Chen *et al.* (1999) hanno verificato che, in generale, lo stimatore *bias-corrected* non migliora significativamente le stime OLS, al contrario degli stimatori FMOLS e DOLS. Per una descrizione di tali stimatori si rimanda all'appendice econometrica.

<sup>20</sup> Tutti i modelli sono stati stimati tenendo conto della presenza di una costante, il cui valore non è riportato nelle tabelle. Similmente, si è ommesso di indicare la statistica dell' $R^2$ , dato che gli interessi principali del lavoro sono di verificare l'esistenza di una relazione statisticamente significativa tra le

Prima di commentare il risultato in termini economici, è il caso di sottolineare le differenze e le similitudini dei risultati ottenuti con i diversi metodi di stima. Per tutti i modelli, sia la stima convenzionale, sia quella *adjusted* restituiscono lo stesso segno dei coefficienti. Qualche differenza tra i due stimatori emerge se si fa riferimento alla magnitudine e alla significatività dei parametri stimati, differenze che appaiono ben più sostanziali nel momento in cui si considerano gli stimatori FMOLS e DOLS.

**Tabella 2.5 – Risultati delle stime econometriche. Variabile dipendente: indice di Theil**

Variabili	MODELLO 1				MODELLO 2			
	OLS	OLS Adjusted	FMOLS	DOLS	OLS	OLS Adjusted	FMOLS	DOLS
LINK	0.0155 (0.294)	0.0235 (0.409)	2.4755 (0.000)	0.4547 (0.000)	-0.2255 (0.296)	-0.3045 (0.393)	8.5435 (0.000)	1.5112 (0.061)
TECDIF	0.0062 (0.386)	0.0284 (0.443)	3.0589 (0.000)	1.4495 (0.000)	0.0693 (0.000)	0.0637 (0.006)	0.3213 (0.000)	0.5630 (0.000)
LINK*Dscale1					-0.5688 (0.087)	-0.0848 (0.265)	-2.8486 (0.004)	0.0484 (0.483)

Nota: le stime sono basate su un campione di 322 osservazioni (14 settori, 23 anni). Le stime DOLS sono state ottenute utilizzando 1 *lead* e 1 *lag*. In parentesi sono riportati i *p-value*

**Tabella 2.6 - Risultati delle stime econometriche. Variabile dipendente: indice di Theil spaziale**

Variabili	MODELLO 3				MODELLO 4			
	OLS	OLS Adjusted	FMOLS	DOLS	OLS	OLS Adjusted	FMOLS	DOLS
LINK	0.0361 (0.172)	0.0796 (0.346)	2.5622 (0.000)	0.5940 (0.000)	-0.9322 (0.099)	-1.3726 (0.259)	9.3497 (0.000)	1.2164 (0.237)
TECDIF	0.0255 (0.256)	0.1017 (0.376)	3.2004 (0.000)	1.0964 (0.000)	0.0898 (0.002)	0.0778 (0.031)	0.3558 (0.000)	0.6485 (0.000)
LINK*Dscale1					-2.0975 (0.006)	-0.5479 (0.124)	-3.6531 (0.024)	-0.3689 (0.427)

Nota: le stime sono basate su un campione di 322 osservazioni (14 settori, 23 anni). Le stime DOLS sono state ottenute utilizzando 1 *lead* e 1 *lag*. In parentesi sono riportati i *p-value*

Per quanto riguarda il primo modello con l'indice di concentrazione a-spaziale come variabile dipendente (colonne 2-5, tabella 2.5), si può notare come il valore dei

---

variabili, nonché di mettere in evidenza le distorsioni a cui sono soggetti gli stimatori tradizionali in presenza di panel cointegrati.

parametri sia più elevato nella stima *adjusted* rispetto a quella convenzionale (0,023 contro 0,015 per la variabile LINK; 0,028 contro 0,006 per la variabile TECDIF). In entrambi i casi, tuttavia, i coefficienti stimati non sono statisticamente significativi. L'uso degli stimatori FMOLS e DOLS modifica nettamente i risultati: i coefficienti assumono – soprattutto nella stima FMOLS – un valore più elevato e sono, in entrambi i casi, altamente significativi. Simili conclusioni si raggiungono se si considera l'indice di Theil spaziale come variabile dipendente (modello 3, colonne 2-5, tabella 2.6): i coefficienti delle variabili sono sempre positivi; diventano anche statisticamente significativi solo se stimati mediante FMOLS e DOLS. Rispetto al modello 1, le stime del modello 3 restituiscono valori dei coefficienti più elevati nella quasi totalità dei casi.

In ciascuno dei due modelli riportati nelle colonne 6-9 delle tabelle è inserito un termine di interazione tra la variabile LINK e la *dummy* Dscale1, relativa ai settori a basse economie di scala. In entrambi i casi, la variabile TECDIF mantiene il segno positivo ed è sempre significativa. Con riferimento al modello 2 (tabella 2.5), è interessante notare come il coefficiente stimato della variabile LINK cambi di segno a seconda dello stimatore utilizzato: negativo e non significativo nel caso di stime mediante OLS e OLS *adjusted*, positivo e significativo nel caso di stime *fully modified* o *dynamic*, sebbene in quest'ultimo caso la significatività sia ridotta al 10%. Il termine di interazione è positivo (ma non significativo) solo se stimato con il DOLS, mentre assume l'atteso valore negativo negli altri casi. Risultati simili si ottengono dalla stima del modello 4 (tabella 2.6) che, nel momento in cui si utilizza lo stimatore DOLS, restituisce un valore non significativo per la variabile LINK.

Da questa prima discussione emerge una eterogeneità di risultati, ottenuti utilizzando i diversi stimatori, che può, in alcuni casi, creare qualche imbarazzo interpretativo. Ciò appare particolarmente vero nel momento in cui si confrontano le stime FMOLS con quelle DOLS, considerate più “attendibili” rispetto alle altre. A tale riguardo, Kao e Chiang (2000) hanno dimostrato – attraverso delle simulazioni Monte Carlo – che gli stimatori DOLS sono superiori rispetto a quelli OLS e FMOLS e che, pertanto, i coefficienti con essi ottenuti sono da preferire per l'interpretazione dei risultati<sup>21</sup>. E' a questi, dunque, che si farà riferimento nel seguito del paragrafo.

---

<sup>21</sup> La principale questione che si pone nell'uso di stimatori DOLS è relativa alla scelta dei *leads* e dei *lags* da utilizzare nella stima, che possono condizionarne i risultati. Ciononostante, Kao e Chiang (2000) hanno dimostrato che i limiti derivanti dalla correzione non-parametrica, presente negli stimatori

Passando all'interpretazione in chiave economica dei risultati, ricordiamo, innanzitutto, che essendo la variabile dipendente trasformata in *logit* ed i regressori espressi in termini logaritmici, i coefficienti stimati indicano di quanto varia il *log-odds ratio* in seguito a variazioni dell'1% nelle variabili esplicative. Il segno atteso (positivo) appare rispettato per la variabile relativa al differenziale tecnologico, coerentemente con i risultati rinvenibili in letteratura: ciò significa che quanto maggiore è il differenziale tecnologico di un settore rispetto al totale dell'economia, tanto più quel settore sarà concentrato, qualunque sia la definizione di concentrazione, cioè sia in termini aspatiali, sia spaziali (il coefficiente è positivo ed altamente significativo in tutti i modelli stimati). Ciò è coerente con la teoria ricardiana in base alla quale, ricordiamo, i differenziali tecnologici fungono da vantaggi comparati: le aree tendono a specializzarsi nella produzione di quei beni/servizi in cui presentano un differenziale tecnologico positivo rispetto alla media. La specializzazione nella produzione avrà come conseguenza una concentrazione geografica dei relativi settori industriali.

Similmente, l'effetto dei legami verticali tra le imprese dei vari settori industriali (e di servizi) sulla concentrazione delle attività relative agli stessi, è positivo. Secondo alcuni modelli della *NEG*, infatti, per determinati livelli di costi di trasporto e condizionatamente ad altre assunzioni, quanto più stretti sono i legami verticali che si sviluppano tra le imprese, tanto più queste ultime troveranno conveniente localizzarsi l'una in prossimità dell'altra, in modo da risultare geograficamente concentrate. Coerentemente con tali predizioni teoriche, il risultato delle stime suggerisce l'esistenza di una relazione positiva tra i *linkages* verticali e la concentrazione delle attività: apparentemente, quanto più i settori utilizzano beni intermedi nella produzione del loro output, tanto più concentrate sul territorio risultano le relative imprese.

Infine, per quanto riguarda il termine di interazione tra le variabili *LINK* e la *dummy* *Dscale1*, il segno atteso (negativo) è rispettato solo nel momento in cui si considera la concentrazione in senso spaziale. In questo caso, infatti, i settori risulterebbero tanto meno concentrati quanto più la presenza di legami verticali tra le imprese si coniuga con una contenuta dimensione media di queste ultime, rispetto al caso in cui le economie di scala hanno una rilevanza maggiore all'interno del settore.

---

FMOLS, possano comportare conseguenza più serie per le stime di quanto non sia stato rilevato per gli stimatori DOLS. Per tale ragione questi ultimi sono da preferire ai primi.

Tuttavia, sia nel modello 2 che nel modello 4 il coefficiente stimato della variabile risulta non significativo.

Tenendo conto dei risultati ottenuti e delle statistiche rilevate, il modello 2 appare la migliore specificazione tra quelle adottate: le relative stime DOLS, infatti, mostrano come i differenziali tecnologici abbiano l'effetto atteso (significativo) sulla concentrazione delle attività. E' evidente, inoltre, come l'esistenza di *linkages* tra le imprese all'interno dei vari settori mantenga un segno positivo ed il relativo coefficiente sia statisticamente significativo, anche in presenza del termine di interazione. Quest'ultimo, sebbene con un effetto opposto rispetto a quello atteso, è statisticamente non significativo.

#### 4.2 Regressione sul trend<sup>22</sup>

L'ultima parte dell'analisi empirica è dedicata alla valutazione della riduzione dei costi di trasporto sul livello di concentrazione, approssimata nel modello attraverso una serie di *dummies* temporali. Come anticipato nel paragrafo 3.3.2, seguendo Aiginger e Pfaffermayr (2004), si è scelto di effettuare, separatamente per ciascun settore, una regressione complementare delle variabili dipendenti sul *time trend* (alternativamente sulle sole *dummies* temporali, di cui non si riportano i risultati) cioè regredendo l'indice annuale di concentrazione su un *trend* temporale secondo la seguente formula:

$$CONC_{i,t} = a_i + b_i t + \varepsilon_{it}.$$

Un valore positivo del *time trend* indica un aumento della concentrazione; un valore negativo, una diminuzione.

La tabella 2.7 riporta i risultati delle stime per singoli settori. Il livello di concentrazione, sia a-spaziale che spaziale si è ridotto significativamente nel tempo per tutti i settori dei Servizi, per la categoria degli Altri settori manifatturieri, per i Prodotti petroliferi nonché nel caso della produzione e fornitura di Minerali ed Energia. Per questi settori, apparentemente, la riduzione delle barriere commerciali e l'abbattimento dei costi di trasporto hanno favorito una maggiore dispersione delle attività sul

---

<sup>22</sup> Prima di procedere ad una separata regressione sul trend dell'indice di concentrazione, si è tentato di tener conto dell'effetto temporale utilizzando le variabili nella forma di deviazioni dalle medie settoriali, calcolate per ciascun anno. Ciò equivale, come noto, all'inserimento nel modello di *dummies* temporali. Tuttavia, anche in questo caso, come già accaduto in situazioni precedenti, i relativi test accettano l'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione tra le variabili.

territorio. Non si rileva, invece, alcuna significatività per le variazioni della concentrazione nel settore delle costruzioni.

Per quanto riguarda la produzione di beni Alimentari, bevande e tabacco, Tessile, abbigliamento e calzature e Mezzi di trasporto, il valore positivo e significativo del *trend* indica l'aumento della concentrazione a-spaziale all'avanzare del processo di integrazione, mentre l'indicazione è di non significatività per il settore delle Macchine elettriche. In termini spaziali, la tendenza è ad un incremento della concentrazione per il settore del Tessile, ad una maggiore dispersione per la produzione di beni Macchine elettriche e Mezzi di trasporto, mentre risultano non significative le variazioni della concentrazione spaziale per i beni Alimentari.

**Tabella 2.7 – Effetto del trend sugli indici di concentrazione, per settori**

<b>Settori</b>	<b>Theil</b>	<b>Spatial Theil</b>
Minerali ed Energia	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)
Alimentari, bevande e tabacco	POSITIVO (***)	NON SIGNIFICATIVO
Tessile, abbigliamento, calzature	POSITIVO (***)	POSITIVO (***)
Prodotti petroliferi, chimici, gomma e plastica	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)
Macchine elettriche	NON SIGNIFICATIVO	NEGATIVO (***)
Mezzi di trasporto	POSITIVO (**)	NEGATIVO (*)
Altri settori manifatturieri	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)
Costruzioni	NON SIGNIFICATIVO	NON SIGNIFICATIVO
Commercio all'ingrosso e al dettaglio	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)
Hotel e Ristoranti	NEGATIVO (*)	NON SIGNIFICATIVO
Trasporti e comunicazioni	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)
Servizi finanziari	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)
Altri servizi di mercato	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)
Servizi non di mercato.	NEGATIVO (***)	NEGATIVO (***)

Nota: in parentesi i livelli di significatività (\*)=10%; (\*\*)=5%; (\*\*\*)=1%.

## 5. Conclusioni

Questo capitolo ha avuto per oggetto l'analisi della relazione che lega la concentrazione geografica delle attività economiche con alcune determinanti dei processi di agglomerazione. Lo scopo è stato duplice: da una parte, si è cercato di validare empiricamente le spiegazioni del fenomeno fornite da alcune teorie economiche (teorie del commercio internazionale e Nuova Geografia Economica); dall'altra, si è messo in evidenza come la mancata considerazione di alcune questioni econometriche possa invalidare i risultati ottenuti. A quest'ultimo riguardo, in presenza di dati panel non stazionari e cointegrati, l'uso di stimatori più robusti (*dynamic OLS*) ha messo in evidenza l'esistenza di una relazione positiva tra il grado di concentrazione territoriale delle attività ed alcune *proxies* relative ai differenziali tecnologici ed ai legami verticali tra le imprese, calcolate a livello settoriale. L'influenza del processo di integrazione, approssimato da un *trend*, sul grado di concentrazione<sup>23</sup> sembra essere diversa a seconda del tipo di settore: si evidenzia, infatti, la tendenza ad una maggiore dispersione per i settori dei servizi, mentre solo alcuni settori manifatturieri sembrano intensificare il loro livello di concentrazione territoriale.

Sebbene l'adozione di tale approccio metodologico in un simile contesto sia innovativa, l'analisi soffre di alcuni limiti, la considerazione dei quali lascia ampio spazio a possibilità di ricerca future. Per quanto riguarda la metodologia di stima, nel presente lavoro è stata assunta l'ipotesi di omogeneità del panel, ossia l'ipotesi dell'esistenza di un'unica matrice delle varianze e covarianze, per tutte le dimensioni cross-sezionali. Sebbene si riconosca che tale approccio è molto restrittivo, non è stato possibile, in questa fase della ricerca, tener conto dell'eterogeneità del panel. Un altro limite metodologico risiede nel fatto che la dimensione cross-sezionale è stata considerata indipendente (cioè, si è adottata l'ipotesi di indipendenza dei vari settori produttivi), trascurando la possibile presenza di *cross-dependence* (ad esempio, *spillovers* intersettoriali).

Due ulteriori questioni sono relative alla tipologia di modello sottoposto alla stima econometrica. Come si è già avuto modo di sottolineare, l'analisi è stata condotta su un modello cosiddetto di prima generazione, nel quale, cioè, la variabile dipendente è

---

<sup>23</sup> Alcuni modelli teorici predicono un aumento del grado di concentrazione delle attività, nella prima fase di riduzione dei costi del commercio; l'avanzare del processo di integrazione e, dunque, l'ulteriore contrazione dei costi delle transazioni, favorirebbe, invece, la dispersione delle attività economiche.

rappresentata da un indice di concentrazione calcolato settorialmente. L'orientamento più recente si spinge verso la costruzione di modelli che prendono in considerazione le quote regionali delle varie attività settoriali; tale approccio, oltre ad essere ritenuto più informativo, consentirebbe anche di tener conto dell'autocorrelazione spaziale del fenomeno. A ciò si può aggiungere che la relazione tra le variabili potrebbe essere non (log) lineare, come invece è stato sin qui assunto. L'applicazione di tecniche non-parametriche potrebbe consentire di investigare anche questa ulteriore questione. Infine, è appena il caso di rimarcare la necessità di costruire in maniera più robusta le variabili utilizzate nell'analisi, sebbene tale esigenza si scontri con la limitata disponibilità di dati e, talvolta, con la qualità ed attendibilità degli stessi.

### **Bibliografia**

- Ades A. e E. Glaeser, 1995, "Trade and Circuses: Explaining Urban Giants", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1: 195-227.
- Aiginger K. e Leitner W., 2002, "Regional concentration in the United States and Europe: who follows whom?" *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)* 138 (4), 652– 679.
- Aiginger K. e Pfaffermayr M., 2004, "The single market and geographic concentration in Europe" *Review of International Economics* 12 (1), 1 – 11.
- Amiti M., 1997, "Specialisation Patterns in Europe", *CEP Discussion Paper*, No. 363.
- Amiti M., 1999, "Specialisation patterns in Europe", *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)* Vol. 135, No. 4: 573– 593.
- Brülhart M., 1998, "Economic Geography, Industry Location and Trade: the Evidence", *The World Economy*, 21
- Brülhart M., 2001, "Evolving Geographical Specialisation of European Manufacturing Industries", *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, Vol. 137, No. 2: 215– 243.
- Brülhart, M. e Torstensson, J., 1996, "Regional integration, scale economies and industry location in the European Union", *CEPR Discussion Paper*, No. 1435.



- Buigues P., Ilzkovitz F. e J-F. Lebrun, 1990, “The Impact of the Internal Market by Industrial Sector: The Challenge for the Member States”, in *The European Economy – Social Europe* (Special Edition), Commissione Europea, Bruxelles.
- Chen B. McCoskey S. e C. Kao, 1999, “Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data: A Monte Carlo Study”, *American Journal of Mathematical and Management Science*, 19
- Combes, P.P. e Overman, H. G., 2004, “The Spatial Distribution of Economic Activities in the European Union”, in *Handbook of Urban and Regional Economics: Cities and Geography*, Henderson, J. V. e Thisse, J.-F. (a cura di), Elsevier: Amsterdam.
- Dixit A. e V. Norman, 1980, *Theory of International Trade*, Cambridge University Press.
- Ellison G., Glaeser E. L. e W. Kerr, 2007, “What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns”, Harvard Economics Department, *Working Paper* No. 07-064.
- Fujita, M., Krugman, P. e A.J. Venables (1999), *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge: MIT Press.
- Haaland J.I., Kind H.J., Midelfart-Knarvik K.-H. e Torstensson J., 1999, “What Determines the Economic Geography of Europe?”, *CEPR Discussion Paper* n. 2072.
- Head K. e T. Mayer, 2004, “The Empirics of Agglomeration and Trade”, in *Handbook of Urban and Regional Economics: Cities and Geography*, Henderson, J. V. e Thisse, J.-F. (a cura di), Elsevier: Amsterdam
- Heckscher E. F., 1919, “The Effect of Foreign Trade on the Distribution of Income”, (in svedese) *Ekonomisk Tidskrift*, Vol. 21: 1-32.
- Helpman E., 1998, “The Size of Regions”, in Pines D., Sadka E. e Zilcha I. (a cura di), *Topics in Public Economics*, Cambridge University Press.
- Helpman E. e P. Krugman, 1985, *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press, Cambridge.
- Im K., Pesaran M.H. e Y. Shin, 2003, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- Kao C., 1999, “Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 90: 1-44.

- Kao C. e M-H. Chiang, 2000, "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data", in *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Advances in Econometrics, Elsevier Science, Vol. 15: 179-222.
- Kao C., Chiang M-H. e B. Chen, 1999, "International R&D Spillovers: an Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 4: 693-711.
- Kim S., 1995, "Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in U.S. Regional Manufacturing Structure, 1860-1987", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4: 881-908.
- Krugman P., 1979, "Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade", *Journal of International Economics*, Vol. 9: 469-479.
- Krugman P., 1980, "Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade", *American Economic Review*, Vol. 70: 950-959.
- Krugman P., 1981, "Intraindustry Specialization and the Gains from Trade", *Journal of Political Economy*, Vol. 89: 959-973.
- Krugman P., 1991a, *Geography and Trade*. MIT press, Cambridge, Mass.
- Krugman P., 1991b, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99, 483-449.
- Krugman P., 1993a, "The Hub Effect: or, the Threeness in International Trade", in Ethier W.J., Helpman E. e J.P. Neary (a cura di ), *Theory, Policy and Dynamics in International Trade*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Krugman P., 1993b, "First Nature, Second Nature and Metropolitan Location", *Journal of Regional Science*, Vol. 33: 129-144.
- Krugman P. e A.J. Venables, 1995a, "Globalization and the Inequality of Nations", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110: 857-880.
- Krugman P. e A.J. Venables, 1995b, "The Seamless World: A Spatial Model of International Specialization", *NBER Discussion Paper*, No. 5220.
- Levin A., Lin C-F. e C-S. J. Chu, 2002, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108:1-24.
- Maddala G.S. e S. Wu, 1999, "A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 631-652.

- Markusen J. e A. J. Venables, 1996, "The Theory of Endowment, Intra-Industry and multinational Trade", *CEPR Discussion Paper*, No. 1341.
- Marshall A., 1920, *Principles of Economics*, Macmillan, Londra.
- Midelfart-Knarvik, K.H., Overman, H.G., Redding, S.J. e A.J. Venables, 2003, "The Location of European Industry", *European Economy*.
- OECD, 1987, *Structural Adjustment and Economic Performance*, Parigi.
- Ohlin B., 1933, *Interregional and International Trade*, Harvard University Press, Cambridge.
- Ottaviano G.I.P. e J-F. Thisse, 2004, "Agglomeration and Economic Geography", in *Handbook of Urban and Regional Economics: Cities and Geography*, Henderson, J. V. e Thisse, J.-F. (a cura di), Elsevier: Amsterdam
- Pratten C., 1988, "A Survey of the Economies of Scale", in Commissione Europea, *Research on the "Cost of Non-Europe", Volume 2: Studies on the Economics of Integration*, Lussemburgo.
- Puga D. e A. J. Venables, 1997, "Preferential Trading Arrangements and Industrial Location", *Journal of International Economics*, Vol. 43: 347-368.
- Ricardo D., 1817, *On the Principles of Political Economy and Taxation*, Penguin, Harmondsworth.
- Scherer F., 1980, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Houghton Mifflin Co., Boston (Mass.)
- Torstensson J., 1996, "Technical Differences and Intra-Industry Trade in the Nordic Countries", *Scandinavian Journal of Economics*, 98: 507-524.
- Traistaru I., Nijkamp P. e S. Longhi, 2003, "Determinants of Manufacturing Location in EU Accession Countries", paper presentato alla ERSA Conference in Jyväskylä, Finland.
- Vanek J., 1986, "The Factor Propositions Theory: The N-Factor Case", *Kyklos*, Vol. 21: 749-756.
- Venables A.J. (1996), "Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries", *International Economic Review*, 37: 341-359.
- Weder R., 1995, "Linking Absolute and Comparative Advantage to Intra-Industry Trade Theory", *Review of International Economics*, Vol. 3: 342-354.

## APPENDICE ECONOMETRICA

I test di radici unitarie e di cointegrazione per dati panel di seguito presentati condividono l'assunzione di indipendenza nella dimensione cross-sezionale dei dati. E' dimostrato che, sotto l'ipotesi nulla, le statistiche dei test sono asintoticamente distribuite come una normale.

### TEST DI RADICI UNITARIE PER DATI PANEL

Supponiamo di avere una serie  $y_{i,t}$  rappresentata dalla seguente equazione (1.a):

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.a)$$

da cui si ricava

$$\Delta y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{con } \delta = (\rho - 1) \quad (2.a)$$

con  $i = 1, 2, \dots, N$  (dimensione cross-sezionale) e  $t = 1, 2, \dots, T$  (dimensione *time-series*),  $\varepsilon_{i,t}$  termine di errori I.I.D. che seguono un processo ARMA stazionario ed invertibile. La serie si dirà non stazionaria nel momento in cui il parametro del termine autoregressivo nell'equazione (1.a) è uguale ad uno ( $\rho=1$ ), alternativamente nel momento in cui il parametro  $\delta$  dell'equazione (2.a) è pari a zero.

Per testare la non stazionarietà dei dati, nel presente lavoro sono stati utilizzati tre diversi test di radici unitarie per dati panel: il test di Im, Pesaran e Shin (2003), il test di Levin, Lin e Chu (2002) e il "Fisher" test proposto da Maddala e Wu (1999). I test sono strutturati come degli *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.a)$$

dove  $p$  indica il numero dei *lags* temporali e  $\alpha_i$  è il termine costante degli effetti individuali (opzionale). In tutti i test è prevista, inoltre, la possibilità di includere il *trend* nella regressione *ADF* con dati panel, pratica di cui, tuttavia, è stata

statisticamente dimostrata la scarsa robustezza dei risultati (tra gli altri, Maddala e Wu, 1999). Per questo motivo, nel presente lavoro ci si è limitati ad effettuare dei test con e senza l'inclusione del termine costante e non è stato utilizzato anche il *trend*.

Sebbene tutti i test condividano la medesima ipotesi nulla di non stazionarietà di tutte le serie che costituiscono il panel, diverse sono le modalità di calcolo delle statistiche e le ipotesi alternative sottostanti<sup>24</sup>.

**LLC.** Levin, Lin e Chu (2002) propongono di effettuare un'unica regressione *ADF* sui dati *pooled*, da cui vengono ricavate le statistiche del test, al fine di verificare l'ipotesi nulla di non stazionarietà delle serie contro l'ipotesi alternativa che tutte le serie siano stazionarie. Rispetto all'equazione (3.a), ad esempio, formalmente si assume  $H_0 : \delta_i = 0; \alpha_i = 0$  contro  $H_1 : \delta_i < 0; \alpha_i \in R$ , per ogni individuo  $i$ .

**IPS.** Il test di Im, Pesaran e Shin (2003) rilassa l'assunzione che sotto l'ipotesi alternativa  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \dots = \delta_N$  e considera, al contrario, che solo una frazione delle serie sia stazionaria. Formalmente,  $H_0 : \delta_i = 0$  e  $H_1 : (\delta_i < 0, \text{ per } i = 1, 2, \dots, N_1 < N \text{ e } \delta_i = 0, \text{ per } i = N_1+1, N_1+2, \dots, N, \text{ con } \alpha_i \in R)$ .

Anziché effettuare un'unica regressione sui dati *pooled*, IPS procedono all'effettuazione di  $N$  test per radici unitarie, per ciascun individuo separatamente considerato, e di calcolare, successivamente, la media delle statistiche *ADF* individuali così ottenute. Il test richiede che il panel sia bilanciato.

**MW.** Il test di Maddala e Wu (1999) è direttamente confrontabile con il test IPS. Come quest'ultimo, infatti, è caratterizzato dall'effettuazione di regressioni *ADF* sulle singole serie individuali ed elimina l'ipotesi alternativa restrittiva di LLC secondo la quale, cioè, tutte le serie sono stazionarie. Al contrario del precedente, il test MW non richiede che il panel sia bilanciato. Seguendo il metodo proposto da Fisher, la statistica del test è ottenuta combinando i *p-values* dei test di radici unitarie individuali e si distribuisce come una Chi-quadrato con 2 gradi di libertà.

---

<sup>24</sup> Una completa descrizione dei meccanismi di funzionamento dei test va oltre la finalità del lavoro. Per approfondimenti si rimanda, pertanto, alla letteratura citata nel testo.

### TEST ADF DI COINTEGRAZIONE PER PANEL (KAO, 1999)

Mentre esistono diversi test di cointegrazione per dati seriali, sono pochi i test sviluppati in riferimento ai dati panel. Tra questi, Kao (1999) ha presentato due tipi di test di cointegrazione, un *Dickey-Fuller (DF)* ed un *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, entrambi basati sui residui stimati della regressione. Nel capitolo è stato utilizzato il test *ADF* di cointegrazione per panel, che, come è noto, si distingue da quello *DF* perché tiene conto della presenza di autocorrelazione nei residui. Di seguito si riporta, brevemente, il meccanismo statistico di funzionamento del test.

Sia  $\hat{e}_{it}$  il vettore dei residui stimati della seguente regressione<sup>25</sup>:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + e_{it} \quad (1)$$

Il test *ADF* per la cointegrazione equivale a stimare una regressione sulla seguente equazione dei residui:

$$\hat{e}_{it} = \gamma \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \vartheta_j \Delta \hat{e}_{i,t-j} + v_{i,tp} \quad (2)$$

dove il numero dei lag ( $p$ ) è scelto in modo tale che i residui  $v_{i,tp}$  risultino serialmente non correlati. L'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione ( $H_0: \gamma = 1$ , che indicherebbe non stazionarietà dei residui) è testata contro l'ipotesi alternativa di presenza di cointegrazione, per ogni  $i = 1, \dots, N$ <sup>26</sup>.

La statistica del test *ADF* può essere costruita nel seguente modo:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \left( \sqrt{6N} \hat{\sigma}_v / 2 \hat{\sigma}_{0v} \right)}{\sqrt{\left( \hat{\sigma}_{0v}^2 / 2 \hat{\sigma}_v^2 \right) + \left( 3 \hat{\sigma}_v^2 / 10 \hat{\sigma}_{0v}^2 \right)}}$$

<sup>25</sup> L'equazione è stimata utilizzando lo stimatore *least squares dummy variables (LSDV)*.

<sup>26</sup> Il test è basato, dunque, su una ipotesi di omogeneità, poiché l'alternativa è comune a tutte le unità della dimensione cross-sezionale.

dove  $t_{ADF}$  è la statistica  $t$  di  $\gamma$  nell'equazione (1);  $\hat{\sigma}_v^2$  e  $\hat{\sigma}_{0v}^2$  sono stime consistenti rispettivamente di  $\sigma_v^2$  e  $\sigma_{0v}^2$ . La significatività del test porta a rigettare l'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione, convalidando la stima dell'equazione (1).

## STIMATORE OLS E OLS “ADJUSTED”

Consideriamo la seguente regressione panel ad effetti fissi:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (1a)$$

con  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$ ;  $y_{it}$  e  $x_{it}$  sono i vettori rispettivamente delle variabili dipendente ed indipendenti;  $\beta$  è il vettore dei parametri delle  $k$  variabili esplicative;  $\alpha_i$  è il vettore delle intercette e  $u_{it}$  quello dei termini di errore, questi ultimi considerati stazionari. Si assume che il vettore  $x_{it}$  rappresenti  $k$  processi integrati di ordine uno per ogni  $i$ , tale che  $x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$ , con  $\varepsilon_{it}$  i.i.d. Si assume, inoltre, che il panel sia omogeneo, cioè che le varianze siano costanti lungo la dimensione cross-sezionale. Sotto questa specificazione, l'equazione (1) descrive un sistema di regressioni cointegrate, nelle quali, cioè,  $y_{it}$  è cointegrata con  $x_{it}$ .

Lo stimatore OLS della (1) è costruito nel modo seguente:

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right]$$

dove  $\bar{x}_i$  e  $\bar{y}_i$  rappresentano le medie del periodo per ciascuna unità cross-sezionale.

Analizzando la distribuzione asintotica dello stimatore OLS, Kao e Chiang (2000) hanno dimostrato che, sotto determinate assunzioni<sup>27</sup>, valgono le seguenti:

$$a) \quad T(\hat{\beta}_{OLS} - \beta) \xrightarrow{p} -3\Omega_{\varepsilon}^{-1}\Omega_{\varepsilon u} + 6\Omega_{\varepsilon}^{-1}\Delta_{\varepsilon u}$$

$$b) \quad \sqrt{NT}(\hat{\beta}_{OLS} - \beta) - \sqrt{N}\delta_{NT} \Rightarrow N(0, 6\Omega_{\varepsilon}^{-1}\Omega_{\varepsilon u})$$

---

<sup>27</sup> Per una più completa discussione in merito, si rinvia a Kao e Chiang, 1999.



dove  $\Omega_\varepsilon$  e  $\Omega_{\varepsilon u}$  sono due elementi della matrice delle covarianze di lungo periodo ( $\Omega$ ) del vettore  $w_{it} = (u_{it}, \varepsilon_{it})'$  e  $\Delta_{\varepsilon u}$  è un elemento della matrice delle covarianze di lungo periodo “one-sided” ( $\Delta$ ) dello stesso vettore  $w_{it}$  (in altre parole, in quest’ultimo caso si considera solo la somma dei valori attesi del prodotto  $w_{it}w_{i0}$ , quando  $t$  varia tra 0 ed infinito); infine,  $\delta_{NT} \xrightarrow{p} -3\Omega_\varepsilon^{-1}\Omega_{\varepsilon u} + 6\Omega_\varepsilon^{-1}\Delta_{\varepsilon u}$ .

Lo stimatore OLS di  $\beta$  è, dunque, soggetto ad una distorsione. Assumendo che  $\hat{\Omega}_\varepsilon$ ,  $\hat{\Omega}_{\varepsilon u}$  e  $\hat{\Delta}_{\varepsilon u}$  siano stime consistenti rispettivamente di  $\Omega_\varepsilon$ ,  $\Omega_{\varepsilon u}$  e  $\Delta_{\varepsilon u}$ , Kao e Chiang hanno definito uno stimatore OLS di  $\beta$ , per dati panel, “bias-corrected” ( $\hat{\beta}_{OLS}^+$ ):

$$\hat{\beta}_{OLS}^+ = \hat{\beta}_{OLS} - \frac{\hat{\delta}_{NT}}{T}$$

dove  $\hat{\delta}_{NT} = -3\hat{\Omega}_\varepsilon^{-1}\hat{\Omega}_{\varepsilon u} + 6\hat{\Omega}_\varepsilon^{-1}\hat{\Delta}_{\varepsilon u}$ ,

e tale che  $\sqrt{NT}(\hat{\beta}_{OLS}^+ - \beta) \Rightarrow N(0, 6\Omega_\varepsilon^{-1}\Omega_{u\varepsilon})$ .

### STIMATORI “FULLY MODIFIED” (FMOLS) E “DYNAMIC” (DOLS)

Lo stimatore FMOLS è derivato dallo stimatore OLS ( $\hat{\beta}_{OLS}$ ), correggendo per l’endogeneità e la correlazione seriale. Più precisamente, la correzione per l’endogeneità si ottiene modificando la variabile  $y_{it}$  dell’equazione (1a). Si definiscano:

$$u_{it}^+ = u_{it} - \Omega_{u\varepsilon}\Omega_\varepsilon^{-1}\varepsilon_{it}$$

$$\hat{u}_{it}^+ = u_{it} - \hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_\varepsilon^{-1}\varepsilon_{it}$$

$$y_{it}^+ = y_{it} - \Omega_{ue} \Omega_{\varepsilon}^{-1} \Delta x_{it}$$

$$\hat{y}_{it}^+ = y_{it} - \hat{\Omega}_{ue} \hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1} \Delta x_{it}$$

con  $\Omega_{\varepsilon}$ ,  $\Omega_{ue}$ ,  $\hat{\Omega}_{\varepsilon}$  e  $\hat{\Omega}_{ue}$  definite come in precedenza. La correzione è ottenuta modificando la variabile  $y_{it}$  dell'equazione (1) nel modo seguente:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{it}^+ &= y_{it} - \hat{\Omega}_{ue} \hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1} \Delta x_{it} \\ \hat{y}_{it}^+ &= \alpha_i + x'_{it} \beta - \hat{\Omega}_{ue} \hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1} \Delta x_{it} \end{aligned}$$

Il termine di correzione per la correlazione seriale assume la forma seguente:

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}_{eu}^+ &= \begin{pmatrix} \hat{\Delta}_{eu} & \hat{\Delta}_{\varepsilon} \\ -\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1} \hat{\Omega}_{eu} \end{pmatrix} \\ \hat{\Delta}_{eu}^+ &= \hat{\Delta}_{eu} - \hat{\Delta}_{\varepsilon} \hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1} \hat{\Omega}_{eu} \end{aligned}$$

con  $\hat{\Delta}_{eu}$  e  $\hat{\Delta}_{\varepsilon}$  stime kernel di  $\Delta_{eu}$  e  $\Delta_{\varepsilon}$ .

Lo stimatore FMOLS di  $\beta$  è:

$$\hat{\beta}_{FM} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \hat{y}_{it}^+ - T \hat{\Delta}_{eu}^+ \right]$$

La distribuzione al limite di  $\hat{\beta}_{FM}$  diventa

$$\sqrt{NT}(\hat{\beta}_{FM} - \beta) \Rightarrow N(0, 2\Omega_{\varepsilon}^{-1} \Omega_{ue})$$

Un'alternativa allo stimatore FMOLS è rappresentata dallo stimatore DOLS. In esso vengono utilizzati i valori passati e futuri di  $\Delta x_{it}$  come regressori aggiuntivi. Lo stimatore DOLS di  $\beta$ ,  $\hat{\beta}_D$ , è ottenuto dalla seguente regressione:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + \dot{v}_{it}$$

con

$$\dot{v}_{it} = v_{it} + \sum_{[j]>q} c_{ij} \epsilon_{i,t+j}$$

Kao e Chiang (2000) dimostrano che la distribuzione al limite di  $\hat{\beta}_D$  è uguale alla distribuzione di  $\hat{\beta}_{FM}$ .



## CAPITOLO 3

### **Concentrazione geografica delle attività economiche e crescita: una verifica empirica per l'UE-15**

#### *Sommario*

*L'avanzare del processo di integrazione in Europa ha dato vita ad una pluralità di effetti, tra cui l'influenza delle scelte localizzative delle attività economiche nonché della crescita dell'intero sistema. Sulla base di simili evidenze e facendo riferimento alle predizioni di alcuni modelli dinamici della NEG, in questo capitolo si è analizzata la relazione che lega il tasso di crescita del valore aggiunto dell'economia con il grado di concentrazione (spaziale e non) delle attività economiche nell'UE-15. Più in particolare, si è inteso esplorare empiricamente la relazione di biunivocità tra le due variabili, predetta a livello teorico. Per far ciò, è stata applicata la tecnica econometrica dei VAR su un panel di 14 settori per il periodo 1980-2002. I risultati tendono a confermare l'esistenza di un effetto positivo dell'aumento della concentrazione a-spaziale sulla crescita europea, effetto che, tuttavia, si manifesta con un certo ritardo temporale. Al contrario, la crescita influenza negativamente la concentrazione delle attività.*

#### **1. Introduzione**

Nei capitoli precedenti è stato sottolineato come le predizioni di alcuni modelli teorici della *NEG*<sup>1</sup>, unitamente all'evidenza che la concentrazione delle attività economiche sia più elevata negli Stati Uniti di quanto non si verifichi nell'Unione Europea (UE), abbiano stimolato il dibattito in merito alla possibilità che il processo di integrazione in atto nell'UE possa avere come diretta conseguenza un incremento del grado di concentrazione delle attività e la relativa polarizzazione delle stesse in alcune regioni, considerate "centrali"<sup>2</sup>. Il prospettato intensificarsi dell'accentramento delle attività

---

<sup>1</sup> Per una completa rassegna dei vari modelli, si veda Fujita *et al.* (1999) e Baldwin *et al.* (2003). Per alcuni riferimenti più puntuali si rimanda ai capitoli precedenti.

<sup>2</sup> Tale questione è stata inizialmente sollevata da Krugman (1991) e analizzata da altri autori, quali, ad esempio, Midelfart-Knarvik *et al.* (2000), Brunerhjelm *et al.* (2000), Hallet (2002) e Aiginger e Leitner (2002).

produttive in alcune aree dell'UE è stato percepito come fonte di uno svantaggio per le regioni periferiche, soggette al rischio di de-industrializzazione. In ragione di tale timore, in Europa è stata portata avanti una politica di sostegno alle regioni meno sviluppate (cosiddette "sottoutilizzate"), attraverso l'erogazione di Fondi strutturali e di Coesione, al fine di favorire lo sviluppo industriale nelle stesse, anche attraverso la delocalizzazione (decentramento) di alcune imprese dalle aree centrali.

La politica regionale dell'UE a sostegno dello sviluppo delle regioni periferiche è da sempre oggetto di discussioni ed analisi di opportunità e di merito, anche in considerazione dei risultati ottenuti a fronte degli obiettivi prefissati<sup>3</sup>. Recentemente, l'attenzione di alcuni studiosi (tra gli altri, Puga, 2001, e Martin, 1998) si è spinta ad analizzare i fondamenti teorici di questa linea di intervento. In merito a quest'ultimo aspetto, parte della letteratura della *NEG* ha esaminato le possibili implicazioni di *policy* derivanti dalle predizioni degli stessi modelli in materia di concentrazione-dispersione delle attività economiche. Pflüger and Südekum (2004), ad esempio, hanno analizzato quanto l'agglomerazione delle attività, unico equilibrio stabile in alcuni modelli *NEG*, possa ritenersi socialmente opportuna, ponendo alcuni dubbi sulla visione tradizionale adottata nelle politiche regionali, tese a favorire piuttosto la dispersione delle attività.

L'argomento più importante che va contro l'attuale filosofia di politica regionale comunitaria emerge da alcuni recenti sviluppi teorici della *NEG*. Questi studi, che hanno combinato il modello Centro-Periferia à la Krugman (1991) – o varianti di esso – con alcuni elementi dei modelli di crescita endogena à la Grossman-Helpman-Romer, mettono in luce l'esistenza di una relazione biunivoca tra la crescita aggregata (dell'intero sistema economico) e il grado di concentrazione delle attività: ad un maggiore grado di agglomerazione corrisponde una crescita economica più sostenuta; allo stesso tempo, un tasso di crescita più elevato favorisce un aumento della concentrazione delle attività economiche. In alcuni modelli (Fujita e Thisse, 2002), all'esistenza di una relazione positiva tra concentrazione e crescita economica si aggiunge la predizione che al più elevato tasso di crescita dell'intera economia, favorito dall'agglomerazione, corrisponda un beneficio non solo per le regioni "core", nelle quali si concentrano le attività, ma anche per le regioni della periferia: si creerebbe, cioè, un'opportunità di miglioramento paretiano, con entrambi i gruppi di regioni in una

---

<sup>3</sup> Cfr. Boldrin e Canova (2001), Braunerhjelm *et al.* (2000); Midelfart-Knarvik e Overman (2002).

posizione più favorevole rispetto a quella precedente, sebbene al prezzo di un aumento del divario di sviluppo tra le regioni stesse.

Accanto alla coesione dei territori, l'UE persegue l'obiettivo di raggiungere dei ritmi di crescita più sostenuti dell'intero sistema economico. Tra i programmi dell'Agenda di Lisbona, infatti, l'obiettivo prioritario (e ambizioso) è di far diventare l'Europa, entro il 2010, l'economia più competitiva e dinamica basata sulla conoscenza<sup>4</sup>. In una recente analisi della *performance* dell'UE (Sapir, 2003), è stato osservato come la bassa crescita registrata in Europa negli ultimi decenni possa essere parzialmente riconducibile al fallimento della trasformazione dell'UE in un sistema economico basato sull'innovazione. In relazione alle questioni discusse in ambito teorico dalla *NEG*, ci si è posti la domanda se una delle ragioni per la bassa crescita dell'Europa non possa essere rinvenuta negli sforzi profusi dalla stessa UE per favorire la dispersione dell'industria. Una simile politica, infatti, avrebbe limitato lo sviluppo delle agglomerazioni - sia di quelle relative alle attività più innovative di Ricerca e Sviluppo, sia di quelle manifatturiere -, impedendo il prodursi di quegli effetti benefici sulla crescita ipotizzati dai modelli.

A dispetto della rilevanza ed attualità dell'argomento a tutt'oggi, per quel che ci è dato sapere, non esistono test empirici della relazione biunivoca tra la crescita economica del sistema europeo e la concentrazione regionale delle attività all'interno dello stesso. Approcci differenti al tema sono rinvenibili in alcuni lavori empirici (Ciccone, 2002; Ciccone e Hall, 1996; Sbergami, 2002; Brülhart e Mathys, 2007). Sbergami (2002) inserisce un indice di concentrazione all'interno di un modello di crescita *à la* Barro, applicato a sei Paesi europei per il periodo 1984-1995. L'autrice verifica che la dispersione delle attività, soprattutto ad alta intensità tecnologica, favorisce la crescita dei singoli Paesi. L'analisi è condotta a livello *cross-country*, partendo da un modello di crescita "tradizionale" e facendo riferimento a valori pro capite delle variabili: una simile impostazione del modello allontana in qualche modo la verifica empirica dal riferimento teorico alla *NEG*. In altri studi viene, invece, preso in considerazione il livello della produttività del lavoro, generalmente con riferimento a dati regionali. Ciccone (2002), ad esempio, analizza gli effetti della densità occupazionale sulla produttività media del lavoro, per cinque paesi europei a livello

---

<sup>4</sup> I risultati sinora conseguiti dai paesi dell'UE suggeriscono che si sia ancora molto lontani dall'obiettivo prefissato.

NUTS-3. L'autore verifica che un aumento dell'agglomerazione delle attività manifatturiere e dei servizi ha un effetto positivo sulla produttività<sup>5</sup>. Risultati analoghi erano già stati rilevati per gli USA (Ciccone e Hall, 1996). Simili approcci, sebbene interessanti e di rilievo, si discostano dall'impostazione teorica dei modelli della *NEG*, che fanno riferimento non alla produttività delle regioni, ma al tasso di crescita dell'intera economia.

Al fine di rendere l'analisi più compatibile con i suddetti modelli, nel seguito di questo capitolo si esamina empiricamente la relazione tra la crescita del valore aggiunto settoriale e la concentrazione – sia a-spaziale che spaziale – delle attività produttive nell'UE-15. Tale relazione è stimata attraverso un panel VAR. L'uso dei VAR ha consentito: 1) di tener conto dell'endogeneità, implicita nella teoria di riferimento; 2) di mettere in evidenza la relazione di causalità temporale (*Granger causality*) tra le due variabili; 3) di dar conto della biunivocità che caratterizza le variabili; 4) di analizzare la dinamica della relazione attraverso le *impulse response functions (IRFs)*. I principali risultati mostrano l'esistenza di una relazione positiva in direzione "concentrazione=>crescita", il cui effetto si manifesta con un certo ritardo temporale, e negativa nella direzione opposta. Inoltre, lo spazio sembra essere ininfluenza ai fini della crescita: non emerge, infatti, alcuna relazione significativa nel momento in cui si considera la concentrazione in senso spaziale.

Il capitolo è strutturato come segue. Nel paragrafo 2 è brevemente presentato il meccanismo di alcuni modelli dinamici della *NEG* che lega, in una relazione biunivoca, la concentrazione e la crescita economica. Il paragrafo 3 riporta il modello econometrico e affronta alcune questioni metodologiche relative alla modalità di stima. I principali risultati delle stime e dell'analisi dinamica condotta attraverso le *IRFs* sono riportati nel paragrafo 4. L'ultimo paragrafo riporta alcuni commenti, oltre che prospettive future di ricerca.

---

<sup>5</sup> Brülhart e Mathys (2007) estendono il modello proposto da Ciccone (2002) utilizzando un panel di 10 settori, per le regioni europee. I risultati ottenuti confermano la presenza di significativi effetti di agglomerazione a livello aggregato. A livello settoriale, ad eccezione dei servizi finanziari, si evidenzia la presenza di economie di urbanizzazione *cross-sectors* e diseconomie di congestione *own-sector*.



## **2. Crescita economica e concentrazione delle attività: rilevanza e connessioni secondo alcuni modelli della NEG**

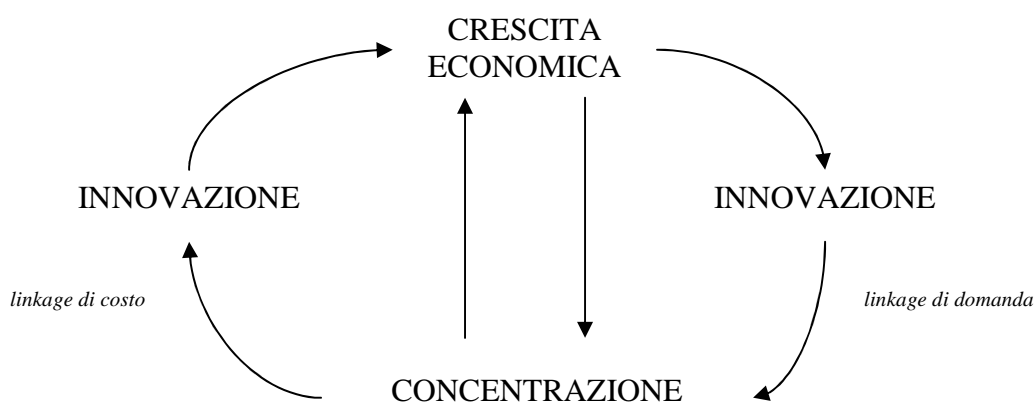
I modelli statici della *NEG* possono essere considerati come dei giochi a soma zero, nel senso che in essi la ricchezza delle regioni centrali è ottenuta parzialmente a spese di quelle periferiche: nel momento in cui le forze centripete dovessero risultare più sostenute di quelle centrifughe, le imprese – e le relative attività produttive - si concentrerebbero in una sola delle due regioni, destinando l'altra ad una inevitabile condizione di sottosviluppo. Ciò non è necessariamente vero in un contesto dinamico, quale quello considerato nei più recenti modelli (Baldwin e Forslid, 2000; Baldwin *et al.*, 2001; Martin e Ottaviano, 1999; Martin e Ottaviano, 2001; Fujita e Thisse, 2002, solo per citarne alcuni), nei quali il numero delle imprese può variare nel tempo. I modelli dinamici focalizzano l'attenzione sulla relazione esistente fra il processo di concentrazione territoriale delle attività economiche e la crescita aggregata dell'economia. Molto genericamente, questi modelli predicono che l'agglomerazione accelera il processo di crescita dell'intero sistema economico e, sulla base di un meccanismo di causazione circolare cumulativa, la crescita a sua volta favorisce l'aumento del grado di concentrazione delle attività.

Nel seguito di questo paragrafo, verrà brevemente presentata la logica di funzionamento di alcuni modelli dinamici della *NEG* (Baldwin e Forslid, 2000; Martin e Ottaviano, 2001; Fujita e Thisse, 2002). Lo scopo è mettere in evidenza il meccanismo attraverso il quale si crea la relazione biunivoca che lega la concentrazione e la crescita. Non si fornirà, dunque, alcuna rappresentazione analitica dei modelli, per una completa descrizione della quale si rinvia agli articoli citati o alle rassegne già esistenti (Fujita *et al.*, 1999, e Baldwin *et al.*, 2003).

Martin e Ottaviano (2001) costruiscono un modello in cui la crescita aggregata e l'agglomerazione spaziale delle attività sono processi che si rinforzano mutuamente. Lo scopo è mostrare come, anche in assenza di mobilità interregionale (come nel modello di Krugman, 1991) o intersettoriale (come nel modello di Venables, 1996), si possa generare un meccanismo di causazione cumulativa, guidato dalla crescita economica, che porti all'agglomerazione delle attività. Più in particolare, il modello considera l'esistenza di due regioni, nelle quali il lavoro, considerato territorialmente immobile, è impiegato nella produzione di un bene omogeneo (normalmente rappresentato

dall'agricoltura) e di un bene differenziato (generalmente rappresentato dalla manifattura). In linea con le ipotesi tradizionali della *NEG*, si assume che il bene omogeneo sia prodotto in condizioni di concorrenza perfetta, rendimenti di scala costanti e non sia soggetto ad alcun costo di trasporto. Per contro, il bene differenziato è prodotto sotto l'ipotesi di rendimenti di scala crescenti e in un mercato caratterizzato da concorrenza monopolistica; è soggetto, inoltre, a costi di trasporto (più genericamente, costi del commercio o di transazione) à la Samuelson (*iceberg costs*). Il prodotto differenziato, oltre ad essere acquistato dai consumatori, è anche utilizzato come input in un terzo settore che produce innovazioni e attraverso il quale è inserito all'interno del modello un meccanismo di crescita endogena. Dato che il settore dell'innovazione (da cui dipende direttamente la crescita) usa come input i beni differenziati, soggetti a costi di trasporto, le imprese manifatturiere saranno indotte a localizzarsi laddove vengono prodotte le innovazioni. Ciò genera un *linkage* di domanda (*forward linkage*) che favorisce l'aumento del grado di concentrazione delle attività. Per contro, la vicinanza delle imprese manifatturiere riduce i costi dell'innovazione. Si crea, in tal modo, un *linkage* di costo (*backward linkage*) attraverso il quale le innovazioni aumentano e, in conseguenza di ciò, aumenta anche la crescita economica. La crescita, a sua volta, stimola l'innovazione, riattivando l'intero meccanismo.

Figura 1 – Meccanismo di causazione circolare tra la crescita e la concentrazione



Uno schema riassuntivo del processo è riportato nella figura 1. L'equilibrio stabile a cui conduce tale processo è caratterizzato dalla concentrazione in una sola regione di tutte le attività innovative e di larga parte di quelle manifatturiere: infatti, a mano a mano che il numero di imprese aumenta, una parte di queste ultime sceglierà di localizzarsi nelle regioni periferiche<sup>6</sup>.

Altri modelli, benché sviluppati a partire da diverse assunzioni, raggiungono conclusioni molto simili in merito al legame esistente tra la crescita e la concentrazione. Baldwin e Forslid (2000), ad esempio, utilizzano un modello con due regioni e tre settori, nel quale la forza centripeta non è rappresentata dai *linkages* verticali tra le imprese, come in Martin e Ottaviano (2001), ma dalla mobilità del lavoro, riproducendo il meccanismo di causazione cumulativa proposto nel modello *Core-Periphery* di Krugman (1991). Due sono i fattori produttivi (lavoro e capitale) impiegati nella produzione dei beni differenziati del settore moderno, caratterizzato da concorrenza monopolistica e rendimenti interni crescenti; un terzo settore (investimenti) è caratterizzato dall'esistenza di esternalità tecnologiche. In tale modello, la presenza di *spillovers* di conoscenza locali fa sì che l'agglomerazione delle attività economiche favorisca la crescita. Inoltre, nel momento in cui le esternalità sono sufficientemente elevate, la crescita economica favorirà, a sua volta, la concentrazione geografica.

Simile al modello di Baldwin e Forslid (2000), è il modello sviluppato da Fujita e Thisse (2002). In esso, la presenza di un settore di Ricerca e Sviluppo rafforza la tendenza verso l'agglomerazione (dunque, l'R&S assume la connotazione di una forza centripeta); a sua volta l'agglomerazione, in presenza di *spillovers* di conoscenza, accelera il processo innovativo e, conseguentemente, il tasso di crescita dell'economia. Anche in questo caso, il numero delle imprese cresce ad un tasso maggiore nel momento in cui l'innovazione è concentrata in una sola regione, mentre cresce ad un tasso minore in caso di distribuzione uniforme dell'innovazione sul territorio. Questa predizione sembra offrire sostegno all'esistenza di un *trade off* tra la crescita economica e la coesione dei territori, l'attenuazione dei divari territoriali. Ad ogni modo, nel momento in cui gli effetti dell'agglomerazione sulla crescita sono sufficientemente forti,

---

<sup>6</sup> L'aumento del numero delle imprese deriva dall'assunzione che per ciascuna innovazione sviluppata, e per ogni relativo brevetto registrato, venga prodotta una nuova varietà di bene. Dato che si è in presenza di rendimenti crescenti, al crescere delle varietà crescerà anche il numero delle imprese (quando vi sono economie di scala si creano le condizioni per il monopolio naturale). Si assume, inoltre, che i brevetti possano essere trasferiti senza costi da una regione all'altra.

si va incontro ad un miglioramento paretiano: anche le regioni periferiche, nelle quali non si produce innovazione e si localizza solo una parte “residua” delle attività manifatturiere, crescono ad un tasso superiore a quello che si sarebbe registrato in caso di dispersione della produzione. Si viene a creare, in tal modo, una situazione nella quale tutti i soggetti coinvolti traggono vantaggi economici dall’agglomerazione, poiché quest’ultima genera una maggiore crescita del sistema nella sua interezza. La maggiore crescita si traduce, tuttavia, in un aumento del differenziale di sviluppo tra le regioni.

### 3. Il modello econometrico e la metodologia di stima

Come discusso nel paragrafo precedente, dunque, i modelli dinamici della *NEG* predicono l’esistenza di una relazione positiva e biunivoca tra la concentrazione delle attività economiche e la crescita dell’economia nell’UE-15. Proprio sull’analisi di tale relazione si concentra l’esercizio empirico descritto di seguito. Prima di passare alla presentazione del modello e di affrontare alcune questioni metodologiche relative alla stima dello stesso, è il caso di precisare che i modelli dinamici della *NEG*, a causa della loro complessità analitica, non consentono una diretta derivazione del modello econometrico da quello economico. Inoltre, alcuni parametri presenti nei modelli sono relativi a variabili difficilmente ricostruibili, stante anche la limitata disponibilità di dati.

Sulla base delle precedenti considerazioni, in questa analisi preliminare l’obiettivo diventa, quindi, quello di analizzare in un modo statisticamente accurato e consistente la relazione tra la concentrazione delle attività economiche e la crescita dell’economia considerata nel suo insieme, sottoponendo a stima econometrica la seguente relazione:

$$g_{jt} = f(C_{j,t}) \quad (3.1)$$

con  $j=1, \dots, 14$  settori e  $t=1980, \dots, 2002$  anni. Nella (3.1),  $g_{jt}$  è il tasso di crescita del valore aggiunto per ogni settore  $j$ ;  $C_{j,t}$  è l’indice di concentrazione normalizzato (alternativamente indice di Theil a-spaziale e spaziale), per ogni settore  $j$  e in ogni periodo  $t$ . Le variabili sono calcolate come tassi di crescita quinquennali, per evitare che i risultati siano influenzati da fattori connessi al ciclo. In altre parole, si è interessati a verificare l’effetto sulla crescita dell’UE-15 prodotto dai cambiamenti intervenuti nella

concentrazione regionale delle attività economiche, nel periodo 1980-2002. A ciò si aggiunge l'opportunità di indagare il nesso di causalità che lega le due variabili: infatti, sulla base della discussione teorica presentata nel paragrafo 2, la relazione tra la crescita dell'intero sistema economico e la concentrazione delle attività in esso presenti è biunivoca, cioè ognuna delle due variabili può essere influenzata dall'altra e, pertanto, essere considerata endogena.

Sulla base di queste considerazioni, nella specificazione del modello econometrico da sottoporre a stima si cerca di controllare per le possibili fonti di endogeneità (simultaneità ed errori di misurazione), nonché di tener conto della possibile influenza di variabili omesse sul tasso di crescita del valore aggiunto settoriale, alcune delle quali costanti nel tempo, ma variabili settorialmente, mentre altre sono variabili nel tempo, ma fisse nella dimensione settoriale. Inoltre, in mancanza di un chiaro a priori teorico sulla direzione di causalità tra le variabili tasso di crescita e concentrazione, si adottano due diverse specificazioni nelle quali le variabili in causa sono considerate alternativamente endogene ed esogene.

Nel momento in cui si considera la relazione causale “concentrazione => crescita”, l'indice di concentrazione viene considerato come variabile esogena. In tal caso, la specificazione del modello è la seguente:

$$g_{jt} = \beta^g_1 C_{j,t} + \alpha^g_j + \delta^g_t + v^g_{jt} + m^g_{jt} \quad (3.2)$$

$$v^g_{jt} = \rho^g v^g_{j,t-1} + e^g_{jt}, \quad |\rho^g| < 1; \quad e^g_{jt}, m^g_{jt} \sim MA(0)$$

dove  $g_{jt}$  e  $C_{j,t}$  rappresentano le variabili definite in precedenza;  $\delta_t$  è una *dummy* temporale,  $\alpha_j$  è un effetto specifico settoriale (che coglie eterogeneità non osservata),  $v_{jt}$  è un possibile *shock* autoregressivo e  $m_{jt}$  riflette gli errori di misurazione, serialmente non correlati. L'obiettivo è ottenere delle stime consistenti dei parametri  $(\beta_1, \rho)$ .

Nell'equazione (3.2), il tasso di crescita del valore aggiunto del sistema europeo (del campione considerato) dipende oltre che dai fattori temporali e dalle componenti non osservate, anche dal grado di concentrazione relativo al settore. A sua volta,

coerentemente con quanto detto in precedenza, si assume che la concentrazione delle attività economiche sia influenzata solo da specifiche componenti settoriali non osservate e dall'effetto temporale, oltre che da possibili errori di misurazione (equazione (3.3)):

$$C_{jt} = \alpha^C_j + \delta^C_t + v^C_{jt} + m^C_{jt} \quad (3.3)$$

$$v^C_{jt} = \rho^C v^C_{j,t-1} + e^C_{jt}, \quad |\rho^C| < 1; \quad e^C_{jt}, m^C_{jt} \sim MA(0)$$

Alternativamente, modificando l'ordine di endogeneità, cioè considerando la relazione causale “crescita => concentrazione”, l'equazione (3.2) diventa:

$$C_{jt} = \beta_1^C g_{jt} + \alpha^C_j + \delta^C_t + v^C_{jt} + m^C_{jt} \quad (3.4)$$

$$v^C_{jt} = \rho^C v^C_{j,t-1} + e^C_{jt}, \quad |\rho^C| < 1; \quad e^C_{jt}, m^C_{jt} \sim MA(0)$$

dove il grado di concentrazione dipende dalla crescita, mentre l'equazione (3.3) può essere riscritta come:

$$g_{jt} = \alpha^g_j + \delta^g_t + v^g_{jt} + m^g_{jt} \quad (3.5)$$

$$v^g_{jt} = \rho^g v^g_{j,t-1} + e^g_{jt}, \quad |\rho^g| < 1; \quad e^g_{jt}, m^g_{jt} \sim MA(0)$$

con il tasso di crescita del valore aggiunto determinato solo da specifiche componenti settoriali e temporali.

Il sistema può, dunque, assumere due configurazioni diverse ed essere composto, alternativamente, dalle equazioni (3.2) e (3.3) oppure (3.4) e (3.5).

La rappresentazione dinamica del modello strutturale costituito dalle equazioni (3.2)-(3.3) è la seguente<sup>7</sup>:

$$g(L) \cdot g_{jt} = \gamma^g_1 \cdot g(L) \cdot C_{jt} + \tilde{\alpha}^g_j + \tilde{\delta}^g_t + \tilde{m}^g_{jt}$$

$$C(L) \cdot C_{jt} = \tilde{\alpha}^C_j + \tilde{\delta}^C_t + \tilde{m}^C_{jt}$$

dove  $L$  è l'operatore ritardo,  $\varphi(L)=(1-\rho^\varphi L)$ ;  $\tilde{\alpha}^\varphi_j = \alpha_j \cdot (1-\rho^\varphi)$ ;  $\tilde{\delta}^\varphi_t = \varphi(L) \cdot \delta^\varphi_t$ ;  $\tilde{m}^\varphi_{jt} = e^\varphi_{jt} + \varphi(L) \cdot m^\varphi_{jt}$ , e  $\varphi = (C, g)$ .

Sotto l'ipotesi che gli errori di misurazione ( $m_{jt}$ ) siano invarianti nel tempo, il modello può essere riscritto nel seguente modo:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \gamma^g_1 & 1 \end{bmatrix}}_{A_0} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} C_{jt} \\ g_{jt} \end{bmatrix}}_{y_{jt}} = \underbrace{\begin{bmatrix} \rho^C & 0 \\ \gamma^g_1 \rho^g & \rho^g \end{bmatrix}}_{A_1} \cdot \underbrace{\begin{bmatrix} C_{j,t-1} \\ g_{j,t-1} \end{bmatrix}}_{y_{j,t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \tilde{\alpha}^C_j \\ \tilde{\alpha}^g_j \end{bmatrix}}_{\alpha_j} + \underbrace{\begin{bmatrix} \tilde{\delta}^C_t \\ \tilde{\delta}^g_t \end{bmatrix}}_{\delta_t} + \underbrace{\begin{bmatrix} \tilde{e}^C_{jt} \\ \tilde{e}^g_{jt} \end{bmatrix}}_{e_{jt}} \quad (3.6)$$

In forma matriciale, l'espressione (3.6) diventa:

$$y_{jt} = A_0^{-1} \cdot A_1 \cdot y_{j,t-1} + A_0^{-1} \cdot \alpha_j + A_0^{-1} \cdot \delta_t + A_0^{-1} \cdot e_{jt}$$

che equivale a

$$y_{jt} = \Pi_1 \cdot y_{j,t-1} + a_j + d_t + \varepsilon_{jt} \quad (3.7)$$

<sup>7</sup> La rappresentazione dinamica viene riportata solo per il sistema costituito dalle equazioni (2) e (3). Ovviamente, la stessa rappresentazione è idealmente applicata al sistema che comprende le equazioni (4) e (5).

dove  $\Pi_1 = A_0^{-1} \cdot A_1$ ;  $a_j = A_0^{-1} \cdot \alpha_j$ ;  $d_t = A_0^{-1} \cdot \delta_t$  e  $\varepsilon_{jt} = A_0^{-1} \cdot e_{jt}$ .

L'equazione (3.7) mette bene in evidenza il carattere autoregressivo dell'analisi.

Per la stima dell'equazione (3.7) si utilizza la metodologia VAR (*Vector Auto Regression*) per dati panel<sup>8</sup>. Tale metodologia appare la più idonea al nostro caso per diverse ragioni. Innanzitutto, l'assenza di un preciso modello teorico di riferimento: il modello econometrico presentato, come già sottolineato, non è tratto direttamente da un modello economico. Sebbene da un punto di vista econometrico la stima di un VAR possa essere assimilata alla stima della forma ridotta di un modello ad equazioni simultanee, a differenza di quest'ultimo un VAR non contiene restrizioni di identificazione (di norma imposte seguendo la teoria economica), proprio perché "lo scopo principale di un VAR è quello di trovare una descrizione statisticamente accurata delle caratteristiche di persistenza di un insieme di serie" (Lucchetti, 2006:59). Per questa ragione i VAR sono da sempre considerati come modelli a-teorici.

Una seconda motivazione è relativa al trattamento dell'endogeneità. E' stata già ampiamente discussa l'esistenza di una relazione biunivoca tra la crescita e la concentrazione delle attività economiche: ciò dà vita a problemi di endogeneità che possono alterare la bontà delle stime econometriche. Nei VAR tutte le variabili presenti nel sistema vengono considerate come endogene e dipendenti, ciascuna, dai ritardi temporali delle altre. Infatti, secondo Sims (1980), nel momento in cui esiste simultaneità tra un set di variabili, queste dovrebbero essere tutte considerate allo stesso modo, nel senso che non dovrebbe esserci alcuna distinzione a priori tra variabili endogene e variabili esogene.

Una simile costruzione del modello ha reso i VAR molto utilizzati per l'analisi della causalità "secondo Granger". Uno degli obiettivi del presente lavoro è quello di testare empiricamente la direzione di causalità tra le variabili del modello. In generale, si ritiene abbastanza arduo e complesso stabilire puntualmente le relazioni causa-effetto di

---

<sup>8</sup> Nei modelli *dynamic NEG* esaminati non è presente una equazione di lungo periodo che consenta di porre il livello del valore aggiunto (nel nostro caso) come funzione, tra l'altro, del grado di concentrazione. L'esistenza di una simile equazione avrebbe consentito di analizzare la relazione tra le variabili in livelli, utilizzando, se del caso, le tecniche di cointegrazione di cui al capitolo 2.



una molteplicità di fenomeni economici. In alcuni casi, la teoria economica fornisce coerenti motivazioni per ritenere che il nesso di causalità viaggi in una direzione piuttosto che nell'altra. Tuttavia, spesso manca il sostegno teorico per individuare a priori la direzione della relazione causa-effetto, o quanto meno accade che le indicazioni fornite dalla teoria non siano univoche. In questi casi si fa ricorso ad un concetto statistico (non economico) di causalità, legato alla constatazione che la causa precede temporalmente l'effetto. E' il concetto di causalità secondo Granger, a cui faremo riferimento<sup>9</sup>.

Infine, un'ultima ragione per l'impiego dei VAR è fornita dalla possibilità di verificare la risposta nel tempo di una variabile di interesse ad uno *shock* che si verifica in un dato istante su un'altra variabile. Tale analisi dinamica, che costituisce anche un supporto per i risultati della più tradizionale stima econometrica, è effettuata attraverso le funzioni di risposta ad un impulso (*impulse response functions, IRFs*). Questo strumento verrà descritto e analizzato in seguito.

L'uso dei VAR per dati panel consente, dunque, da un punto di vista econometrico, di tener conto dei problemi connessi all'endogeneità delle variabili e, allo stesso tempo, di dar conto dell'eterogeneità non osservata tra gli "individui" (nel nostro caso i diversi settori). Tuttavia, l'applicazione dei VAR ai dati panel rende necessario assumere che la struttura sottostante sia la medesima per ciascuna unità cross-sezionale, attraverso l'introduzione di effetti fissi ( $a_i$  nell'equazione (3.7)). Data la presenza tra le variabili esplicative del(i) *lag(s)* della variabile endogena, l'inserimento di effetti fissi può generare stime distorte dei coefficienti. Come suggerisce la letteratura (tra gli altri, Judson e Owen, 1996), ciò dipende dalle caratteristiche dei dati utilizzati: per dati panel con una dimensione temporale elevata, lo stimatore *within* risulta consistente anche in un contesto dinamico (Bond, 2002). Nel nostro caso, la dimensione temporale è pari a

---

<sup>9</sup> Il concetto di *Granger-causality* è soggetto a due critiche principali. Innanzitutto, il fatto che la relazione di causalità che emerge dall'analisi è valida solo all'interno del set di condizionamento adottato; in altri termini, il risultato è da ritenere valido solo in riferimento al modello stimato. L'inserimento di ulteriori variabili nel sistema o l'eliminazione di alcune di esse potrebbe modificare la direzione di causalità. Una seconda critica è relativa al concetto stesso di causalità: non sempre, infatti, la causa precede l'effetto, ma in alcuni casi si può verificare che l'effetto preceda la causa, se il primo è influenzato dalle aspettative (Lucchetti, 2006). Ad esempio, gli acquisti natalizi, effetto del Natale, vengono effettuati prima del giorno di festa, dunque prima della loro causa.

18 periodi<sup>10</sup>; tale lunghezza seriale – rispetto ai panel tradizionalmente considerati dalla letteratura econometrica – potrebbe giustificare l’impiego di uno stimatore *within*, nel quale le variabili sono considerate come deviazioni dalle medie settoriali. Infine, le *dummy* temporali presenti nel modello sono eliminate sottraendo da ciascuna variabile la relativa media settoriale, calcolata per ogni anno.

#### 4. Principali risultati

##### 4.1 Descrizione dei dati

Come nei precedenti capitoli l’analisi prende in considerazione un panel di quattordici settori per il periodo dal 1980 al 2002<sup>11</sup>. I dati sono di fonte Cambridge Econometrics. Prima di procedere alla presentazione e discussione dei risultati, come di consueto si descrivono brevemente i dati e le variabili utilizzate per l’analisi empirica. La tabella 3.1 riporta le principali statistiche descrittive relative ai tassi di crescita quinquennali sovrapposti degli indici di concentrazione a-spaziale (Theil) e spaziale (Spatial Theil), nonché al tasso di crescita del valore aggiunto (gGVA).

**Tabella 3.1 – Principali statistiche descrittive delle variabili**

	<b>N.</b> <b>osservazioni</b>	<b>Media</b>	<b>Deviazione</b> <b>standard</b>	<b>Minimo</b>	<b>Massimo</b>
gGVA	252	0.000	0.882	-2.364	3.163
Theil	252	0.000	2.047	-5.824	7.636
Spatial Theil	252	0.000	4.027	-13.367	16.593

Il tasso di crescita del valore aggiunto mostra una più contenuta variabilità settoriale, con valori di minimo e massimo più vicini tra loro di quanto non lo siano per gli indici di concentrazione. Per quanto riguarda questi ultimi, la variazione dello Spatial Theil presenta, in termini assoluti, un *range* di valori più ampio rispetto all’indicatore a-spaziale (Theil), così come una maggiore dispersione attorno alla media.

<sup>10</sup> Ricordiamo che le variabili sono calcolate come tassi di crescita quinquennali, a partire da una serie di 23 anni.

<sup>11</sup> Nell’analisi si è fatto riferimento agli stessi settori indicati nel capitolo 2.

#### 4.2 Risultati delle stime econometriche

Le tabelle 3.2 e 3.3 riportano i risultati delle stime panel VAR del modello (3.7), costituito dalle equazioni (3.2) e (3.3), specificate nel paragrafo 3.1. E' bene precisare che la stima della forma ridotta rappresentata dall'equazione (3.7) equivale a testare il modello strutturale definito nella (3.6). L'esistenza di una simile relazione implica che solo i coefficienti situati al di sopra della diagonale principale della matrice  $\Pi_1$  dovrebbero risultare statisticamente non significativi.

La tabella 3.2 è relativa alla stima del modello specificato utilizzando l'indice di Theil a-spaziale. La prima colonna è relativa ai risultati ottenuti dalla stima dell'equazione nella quale la variabile dipendente è rappresentata dalla variazione dell'indice di concentrazione; nella seconda colonna la variabile dipendente è rappresentata dal tasso di crescita del valore aggiunto. Le esplicative, in entrambe le equazioni, sono costituite dal *lag* delle variabili stesse. I risultati delle stime consentono di osservare l'esistenza di una relazione statisticamente significativa tra la concentrazione e la crescita, i cui effetti si sviluppano in modo positivo dalla prima verso la seconda variabile e in maniera negativa se si considera la direzione di causalità opposta. Infatti, mentre entrambe le variabili ( $Theil_{t-1}$  e  $gGVA_{t-1}$ ) contribuiscono in modo positivo e statisticamente significativo alla crescita dell'economia, la variazione dell'indice di concentrazione al tempo  $t$  risulta influenzato negativamente dalla crescita.

<b>Tabella 3.2 - Risultati delle stime panel VAR. Modello con l'indice di Theil a-spaziale.</b>		
	<b><i>Theil<sub>t</sub></i></b>	<b><i>gGVA<sub>t</sub></i></b>
$Theil_{t-1}$	<b>0.8519</b> (0.0393)	<b>0.0368</b> (0.0178)
$gGVA_{t-1}$	<b>-0.1906</b> (0.0836)	<b>0.7189</b> (0.0536)
N. osservazioni	238	238
F - test	299.8 [0.000]	140.2 [0.000]

Nota: in parentesi tonde sono riportati gli *standard error*; in parentesi quadre i *p-value*

Questi primi risultati potrebbero rappresentare una parziale conferma alle predizioni teoriche riportate nel paragrafo 2: la relazione tra concentrazione e crescita esiste ed è biunivoca, sebbene gli effetti emersi (positivi in una direzione, negativi nell'altra)

lascino intravedere la mancata attivazione del meccanismo di causazione cumulativa in virtù del quale i due processi si rafforzerebbero mutuamente. Tuttavia, si è già avuto modo di sottolineare la difficoltà di stabilire delle chiare relazioni di causa-effetto tra più variabili, in particolar modo in ambito economico. Tenendo fede alle note di cautela espresse in precedenza e facendo riferimento alle altre finalità della presente analisi, questi primi risultati lascerebbero intravedere l'esistenza di una causalità degli effetti tra le variabili.

La tabella 3.3 riporta i risultati delle stime econometriche con riferimento all'indice di Theil spaziale.

<b>Tabella 3.3 - Risultati delle stime panel VAR. Modello con l'indice Spatial Theil.</b>		
	<i>Spatial Theil<sub>t</sub></i>	<i>gGVA<sub>t</sub></i>
Spatial Theil <sub>t-1</sub>	<b>0.8536</b> (0.0492)	0.0011 (0.0098)
gGVA <sub>t-1</sub>	0.0012 (0.1632)	<b>0.7179</b> (0.0545)
N. osservazioni	238	238
F - test	302.7 [0.000]	136.1 [0.000]

Nota: in parentesi tonde sono riportati gli *standard error*; in parentesi quadre i *p-value*

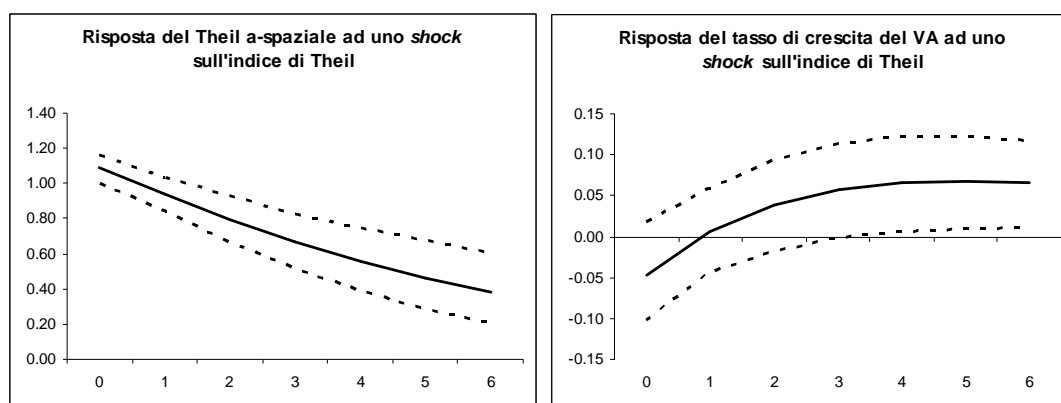
E' possibile rilevare come, in questo caso, non risulti alcuna relazione tra la crescita economica e la concentrazione spaziale delle attività: i coefficienti delle relative variabili - quando l'altra è considerata dipendente - sono, infatti, statisticamente non significativi. Sia la crescita, sia la concentrazione spaziale risultano influenzate solo dai loro valori predeterminati. Sembra, dunque, che lo spazio non sia rilevante ai fini della determinazione di una relazione tra la crescita e la concentrazione.

#### 4.3 Analisi delle funzioni di risposta ad impulso

A complemento dell'analisi, in questo paragrafo si riportano i risultati delle simulazioni dinamiche effettuate attraverso le funzioni di risposta ad un impulso (*impulse response functions, IRFs*). Molto brevemente, le *IRFs* simulano gli effetti di uno *shock* strutturale che si verifica su una variabile del sistema, al tempo  $t_0$ , sui valori futuri (condizionati) di un'altra variabile. In altre parole, le *IRFs* consentono di verificare come una data

variabile risponda, in un arco temporale prescelto, agli *shock* che colpiscono un'altra variabile. Nel nostro caso, le variabili prese in considerazione sono la variazione dell'indice di concentrazione (alternativamente a-spaziale e spaziale) e il tasso di crescita del valore aggiunto. I grafici 3.1-3.4 riportano le *IRFs* calcolate per i diversi modelli specificati. L'asse orizzontale riporta l'orizzonte di simulazione, ossia i periodi per i quali è stata calcolata la risposta all'impulso; l'asse verticale riporta i valori della variabile di cui si osserva la risposta. L'orizzonte temporale di riferimento è posto uguale a sette periodi. Nei grafici sono riportate, oltre alle funzioni di risposta, rappresentate dalle linee continue, delle bande di confidenza al 95% (linee tratteggiate), generate attraverso delle simulazioni Monte-Carlo con 500 ripetizioni. Convenzionalmente, affinché la risposta della variabile allo *shock* possa essere considerata statisticamente significativa, è necessario che le bande di confidenza risultino entrambe tracciate all'interno dello stesso quadrante (positivo o negativo); in caso contrario, se l'asse orizzontale ricade all'interno delle due bande, cioè se le due bande comprendono al loro interno i livelli *pre-shock* della variabile, l'evidenza della *IRF* è da ritenersi statisticamente non significativa.

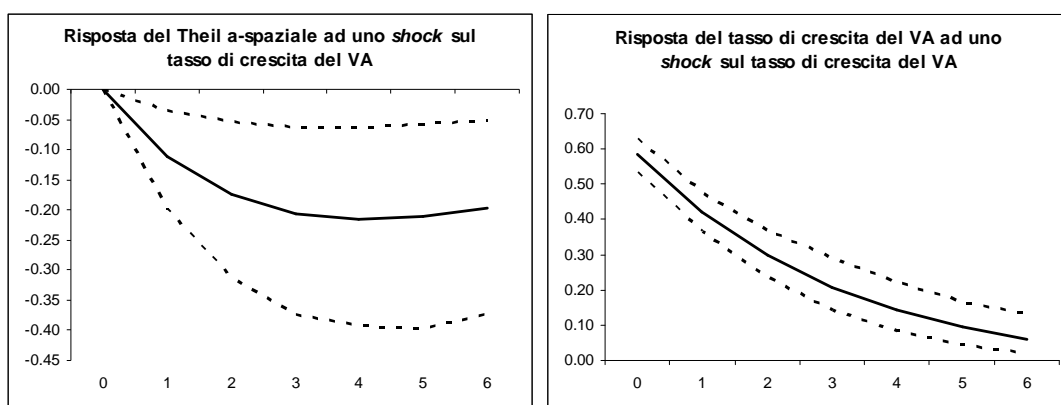
**Grafico 3.1 – Impulse response functions ad uno shock dell'indice di Theil a-spaziale**



I grafici 3.1 e 3.2 riportano le *IRFs* delle variabili ad uno *shock*, rispettivamente, dell'indice di Theil a-spaziale e del tasso di crescita del valore aggiunto. I risultati dell'analisi dinamica sembrano fornire ulteriore sostegno alle stime econometriche: lo

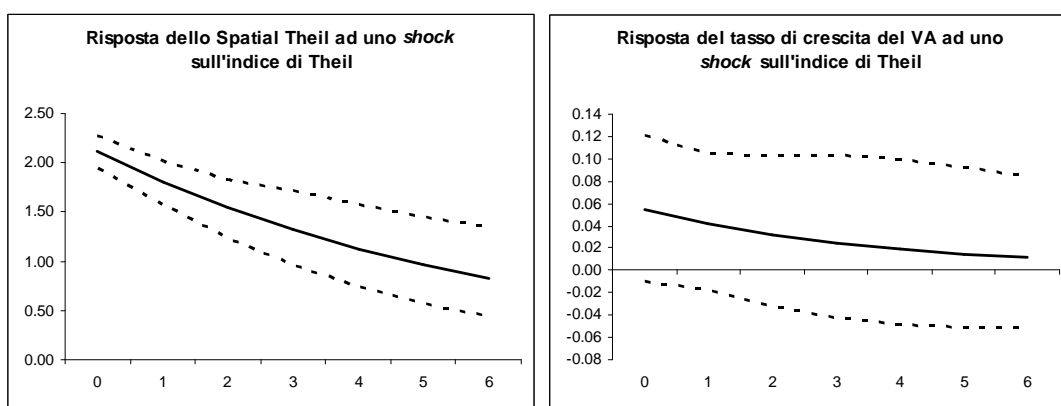
*shock* che si verifica al tempo  $t_0$  su una data variabile produce un effetto sui valori futuri della stessa positivo e statisticamente significativo, sebbene decrescente nel tempo. Il verificarsi di uno *shock* relativo alla concentrazione delle attività economiche sembra avere un effetto positivo sulla crescita del valore aggiunto (grafico 3.1). Tale effetto, tuttavia, è significativo solo con un certo ritardo temporale rispetto al verificarsi dello *shock*.

**Grafico 3.2 - *Impulse response functions* ad uno *shock* del tasso di crescita del valore aggiunto**



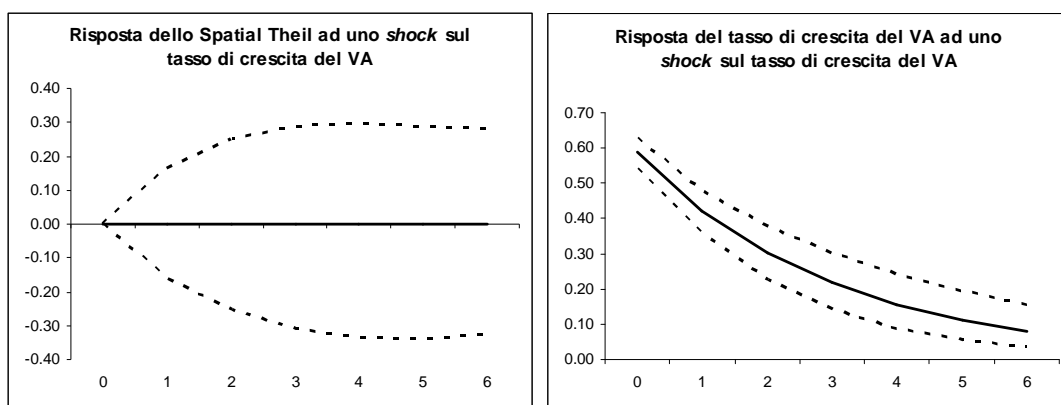
Al contrario, uno *shock* relativo alla crescita del valore aggiunto si ripercuote negativamente sul grado di concentrazione (grafico 3.2) per l'intero orizzonte temporale considerato, con una tendenza a stabilizzarsi nel tempo.

**Grafico 3.3 - *Impulse response functions* ad uno *shock* dell'indice di Theil spaziale**



Coerentemente con l'analisi empirica del paragrafo 4.2, i grafici 3.3 e 3.4 prendono in considerazione l'indice di Theil spaziale al posto di quello a-spaziale. Come già emerso nelle stime panel VAR dei relativi modelli, i grafici evidenziano la totale assenza di un qualche effetto (statisticamente significativo) nel tempo su una delle due variabili, prodotto da uno *shock* verificatosi sull'altra; lo *shock* che si verifica sulle variabili si ripercuote nel tempo, in maniera positiva e decrescente, solo sui valori futuri della stessa.

**Grafico 3.4 - *Impulse response functions* ad uno *shock* del tasso di crescita del valore aggiunto**



## 5. Conclusioni

Negli ultimi decenni si è assistito all'avanzare di un significativo processo di integrazione economica tra i Paesi europei. L'intensificarsi delle relazioni – non solo economiche – tra gli Stati, il maggior grado di cooperazione e l'abbattimento delle barriere commerciali esistenti tra gli stessi sono stati, tuttavia, accompagnati da una ridotta crescita economica, se paragonata sia a quella manifestatasi negli anni passati, sia a quella registrata negli Stati Uniti. Tale *performance* può essere (almeno parzialmente) attribuita al mancato sviluppo di una società dell'innovazione, basata sull'uso delle nuove tecnologie dell'informazione e della comunicazione, che avrebbe contribuito ad innalzare i livelli di crescita dell'economia europea (Sapir, 2003). La relazione tra innovazione e crescita economica, fondamento delle teorie della crescita, è

presente anche in alcuni modelli della *NEG*, secondo i quali un maggiore grado di agglomerazione delle attività comporta livelli più elevati di innovazione e, conseguentemente, una maggiore crescita economica. Al contempo, in seguito all'operare di un meccanismo di causazione cumulativa, una crescita più sostenuta favorisce la concentrazione delle attività economiche

Sulla base di tali evidenze e predizioni, in questo capitolo si è analizzata la relazione che lega il tasso di crescita del valore aggiunto nell'UE-15 con il grado di concentrazione (spaziale e non) delle attività economiche sul territorio. Più in particolare, si è inteso esplorare empiricamente la relazione di biunivocità tra le due variabili, predetta a livello teorico. Per far ciò, è stata applicata la tecnica econometrica dei panel VAR, utilizzando stimatori con effetti fissi. I risultati tendono a confermare l'esistenza di un effetto positivo dell'aumento della concentrazione a-spaziale sulla crescita, effetto che, tuttavia, si manifesta con un certo ritardo temporale. Al contrario, la crescita economica sembra influenzare negativamente la variazione della concentrazione: ciò andrebbe contro le predizioni teoriche in base alle quali i due fenomeni si rinforzano mutuamente.

A fronte dei risultati sinora conseguiti, si riconosce l'esigenza di tener conto nel futuro di altre variabili presenti all'interno dei modelli teorici, quali, ad esempio, il grado di concentrazione dell'innovazione, il livello dei costi di trasporto, la dimensione dei mercati. I risultati vanno, dunque, intesi come utili riferimenti per ricerche future.

## **Bibliografia**

- Aiginger K. e W. Leitner, 2002, "Regional Concentration in the USA and Europe: Who Follows Whom?", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 4: 1-28.
- Arellano M e O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models", *Journal of Econometrics*, 68: 29-51.
- Baldwin R.E. e R. Forslid, 2000, "The Core-Periphery Model and Endogenous Growth: Stabilizing and De-stabilizing Integration", *Economica*, 67: 307-324.
- Baldwin R.E., Martin P. e G.I.P. Ottaviano, 2001, "Global Income Divergence, Trade and Industrialization: the Geography of Growth Takeoffs", *Journal of Economic Growth*, 6: 5-37.



- Baldwin R.E., R. Forslid, Martin P., Ottaviano G.I.P. e F. Robert-Nicoud, 2003, *Economic Geography and Public Policy*, Princeton University Press.
- Boldrin M. e F. Canova, 2001, "Inequality and Convergence in Europe's Regions: Reconsidering European Regional Policies", *Economic Policy*, aprile: 206-253.
- Bond S., 2002, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", *CEMMAP Working Paper*, No. 09/02.
- Braunerhjelm P., Faini R., Norman V., Ruane F. e P. Seabright, 2000, "Integration and the Regions of Europe: How the Right Policies Can Prevent Polarization", *Monitoring European Integration*, CEPR, 10.
- Brühlhart M. e N. Mathys, 2007, "Sectoral Agglomeration Economies in a Panel of European Regions", *CEPR Discussion Paper*, 6410.
- Ciccone A., 2002, "Agglomeration Effects in Europe", *European Economic Review*, 46: 213-227.
- Ciccone A. e Hall, 1996, "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*, Vol. 86, No. 1: 54-70.
- Fujita M., Krugman P. e A.J. Venables, 1999, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge: MIT Press.
- Fujita M. e J.F. Thisse, 2002, "Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses From it?", *CEPR DP*, 3135.
- Hallet M., 2002, "Regional Specialisation and Concentration in the EU", in Cuadrado-Roura J.R. e M. Parellada (2002), *Regional Convergence in the European Union*, Springer.
- Judson R.A. e A.L. Owen, 1996, "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists", *mimeo*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Krugman P., 1991, *Geography and Trade*. MIT press, Cambridge, Mass.
- Love I., 2001, "Estimating Panel-data Autoregressions", Package of Programs for Stata, *mimeo*, Columbia University.
- Lucchetti R., 2006, "Appunti di analisi delle serie storiche", *mimeo*.
- Martin P., 1998, "Can Regional Policies Affect Growth and Geography in Europe", *World Economy*, agosto, Vol. 21: 757-774.

- Martin P. e G.I.P. Ottaviano, 1999, “Growing Locations: Industry Location in a Model of Endogenous Growth”, *European Economic Review*, 43: 281-302.
- Martin P. e G.I.P. Ottaviano, 2001, “Growth and Agglomeration”, *International Economic Review*, 42: 947-968.
- Midelfart–Knarvik K.H. e H.G. Overman, 2002, “Delocation and European Integration: is Structural Spending Justified?”, *Economic Policy*, 17: 322-359.
- Midelfart-Knarvik K.H., Overman H.G., Redding, S.J. e A.J. Venables, 2000, “The Location of European Industry”, *European Commission, Economic Papers*, 142.
- Ottaviano G.I.P. e J.F. Thisse, 2001, “On Economic Geography in Economic Theory: Increasing Returns and Pecuniary Externalities”, *Journal of Economic Geography*, 1: 153-179.
- Ottaviano G.I.P. e J.F. Thisse, 2002, “Integration, Agglomeration and the Political Economics of Factor Mobility”, *Journal of Public Economics*, 83: 429-456.
- Ottaviano G.I.P., Tabuchi T. e J.-F. Thisse, 2002, “Agglomeration and Trade Revisited”, *International Economic Review*, 43: 409-435.
- Pflüger M. and J. Südekum, 2004, “Optimal Agglomeration and Regional policy”, paper presentato alla conferenza ERSA, Porto.
- Puga D., 1999, “[The Rise and Fall of Regional Inequalities](#)” *European Economic Review*, 43: 303-334.
- Puga D., 2001, “European Regional Policies in Light of Recent Location Theories”, CEPR Discussion Paper, 2767.
- Sapir A., 2003, *An Agenda for a Growing Europe. Making the EU Economic System Deliver*, Report of an Independent High-Level Study Group established on the initiative of the President of the European Commission.
- Sbergami F., 2002, “Agglomeration ad Economic Growth: Some Puzzles”, *HEI Working Paper*, No. 02, Ginevra.
- Sims C.A., 1980, “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Vol. 48: 1-48.
- Venables A.J., 1996, “Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries”, *International Economic Review*, 37: 341-359.