

XXV CONFERENZA ITALIANA DI SCIENZE REGIONALI

SENTIERI DI SPECIALIZZAZIONE E DI CRESCITA DELLE REGIONI EUROPEE DURANTE L'INTEGRAZIONE ECONOMICA

Rita DE SIANO¹, Marcella D'UVA² e Giovanna MESSINA³

1 Università degli Studi di Napoli "Parthenope", Istituto di Studi Economici, Via Medina 40, 80133, Napoli

2 Università degli Studi di Napoli "L'Orientale", Dipartimento di Scienze Sociali, Largo S. Giovanni Maggiore 30, 80134, Napoli

3 Banca d'Italia, Nucleo di Ricerche Economiche, Trieste,

SOMMARIO

Obiettivo di questo lavoro è descrivere l'evoluzione della specializzazione e della concentrazione regionale e identificare gruppi di regioni (livello NUTS2) appartenenti a dieci paesi aderenti all'Unione Monetaria Europea. Lo scopo dell'analisi è la valutazione del ruolo della specializzazione nella determinazione della crescita economica regionale. Il raggruppamento delle regioni è effettuato tenendo conto del livello del reddito pro capite e della specializzazione produttiva prima del loro ingresso nell'UME. L'aspetto innovativo consiste nell'applicazione di una nuova metodologia econometrica nota come *Classificazione e Regressione ad Albero* (CART) utilizzata per l'identificazione dei gruppi. I risultati mostrano che la specializzazione iniziale nell'industria e nei servizi è cruciale per la crescita economica regionale. Inoltre, l'analisi delle dinamiche regionali sembrerebbe suggerire l'esistenza di più club di regioni, ciascuno caratterizzato da specifici modelli di specializzazione e trend della crescita.

Lavoro svolto nell'ambito del progetto di ricerca "**Specializzazione produttiva e shock asimmetrici: un'analisi delle regioni europee**", finanziato con D.R. 25.10.2000 "progetto Giovani Ricercatori 2000".

I paragrafi 1 e 2 sono attribuiti a Messina G. e i paragrafi 3, 4 e 5 a De Siano R. e D'Uva M.

1. INTRODUZIONE: SINTESI DELLA LETTERATURA E OBIETTIVI DELL'ANALISI

La relazione fra specializzazione industriale e crescita economica è stata oggetto di un'intensa attività di ricerca sia sotto il profilo teorico che empirico.

A partire dai primi anni '90 l'interesse del dibattito accademico si è focalizzato, in particolare, sulla riorganizzazione produttiva in atto nei paesi europei e nelle loro regioni, in vista del completamento del processo di integrazione economica e monetaria. Secondo la autorevole opinione di Krugman (1993), tale processo avrebbe condotto ad una più elevata specializzazione di queste regioni, con una conseguente maggiore esposizione agli effetti di breve periodo di shock avversi. Altri autori (Helg *et al.*, 1995, Frenkel e Rose, 1996), invece, hanno argomentato che l'Unione Economica e Monetaria, intensificando i flussi di scambi, avrebbe determinato una maggiore omogeneizzazione delle strutture produttive dei paesi aderenti e, per questa via, una progressiva sincronizzazione dei cicli economici nazionali.

In tempi più recenti, la "Nuova Geografia Economica", ha analizzato anche le conseguenze di lungo periodo dell'integrazione (per una rassegna di tali studi si vedano Ottaviano e Puga, 1997, e Fujita, Krugman e Venables, 1999). Combinando elementi desunti sia dalla teoria della localizzazione che da quella del commercio internazionale, tali contributi hanno evidenziato il ruolo delle economie di agglomerazione nello spiegare la distribuzione spaziale delle attività produttive. In un contesto dominato da economie di scala e mercati non perfettamente concorrenziali, la riduzione dei costi di scambio associata al processo di integrazione economica spingerebbe le imprese a localizzarsi nelle regioni con un accesso al mercato più ampio; in tal modo, esse avrebbero la possibilità non solo di condividere manodopera specializzata e conoscenza, ma anche di instaurare legami verticali tra i rispettivi processi produttivi e realizzare così significativi vantaggi di costo. Nel lungo periodo, dunque, la progressiva ricollocazione delle attività produttive nelle aree a maggiore spessore di mercato potrebbe determinare una divaricazione nei sentieri di crescita distinguendo così tra un "Centro" ed una "Periferia".

Le forze agglomerative, tuttavia, possono esercitare un'influenza variabile a seconda del settore di attività economica in cui esse si manifestano. In generale, come dimostrato da Midelfart-Knarvik *et al.* (2000) in un'analisi condotta su 36 settori industriali in 13 nazioni europee, i processi di concentrazione spaziale nelle aree centrali sono più evidenti per le imprese con rendimenti di scala crescenti che per quelle che operano nei segmenti intermedi della filiera produttiva. Viceversa, le attività che utilizzano più intensivamente manodopera poco qualificata mostrerebbero una tendenza a concentrarsi maggiormente nelle regioni periferiche o in quelle con salari più bassi.

Nell'esaminare l'evoluzione dei sentieri di agglomerazione e di specializzazione europei la maggior parte delle analisi empiriche ha privilegiato la dimensione nazionale (si veda anche Brühlhart, 2000). La scarsa disponibilità di dati con un adeguato dettaglio settoriale

e/o geografico, infatti, ha reso più difficoltose, e per questo meno frequenti, le analisi di tipo regionale. L'obiettivo del presente studio è quello di esaminare la relazione fra il modello di specializzazione della struttura produttiva regionale e la crescita di lungo periodo in un campione di 123 regioni europee (livello NUTS2 dell'Eurostat) allo scopo di individuare gruppi omogenei di regioni in base alla specializzazione produttiva, all'impatto della tecnologia e alle caratteristiche del mercato di sbocco della produzione regionale. L'elemento innovativo di questo lavoro consiste nell'impiego di una tecnica classificatoria multivariata di tipo non parametrico nota come *Classification And Regression Tree Analysis* (CART) che, rispetto all'analisi multivariata di tipo tradizionale, ha il vantaggio di sfruttare tutte le informazioni contenute nei dati senza imporre particolari restrizioni al modello che li ha generati.

I risultati dell'analisi CART, unitamente alle informazioni desumibili dall'esame dei sentieri di specializzazione e concentrazione settoriale consentono di formulare alcune ipotesi circa l'influenza della struttura produttiva sul processo della crescita economica regionale. In particolare, sembra che la struttura produttiva regionale abbia un ruolo fondamentale sulle possibilità di sviluppo. Una marcata specializzazione nel settore industriale o nel terziario si associa generalmente ad una crescita sostenuta e prolungata; per le regioni con una quota prevalente di occupati nel settore primario, invece, i processi di crescita sembrano svolgersi ad un ritmo più contenuto, a meno di interventi di politica economica mirati.

L'analisi della specializzazione produttiva è stata oggetto di numerose indagini empiriche. Hallet (2000), ad esempio, descrivendo la dinamica di alcuni indicatori per un campione di 119 regioni europee e 17 rami di attività economica nel periodo 1980-1995, evidenzia un'attenuazione della specializzazione della struttura produttiva regionale insieme ad una sostanziale stabilità delle misure di concentrazione geografica dei settori analizzati. Più rilevanti, ai fini del nostro lavoro, sono le analisi che hanno considerato più esplicitamente il nesso fra le caratteristiche della struttura produttiva e l'esito dei processi di crescita economica regionale. Partendo da un campione di 109 regioni europee, Paci e Pigliaru (1997) individuano nella quota di occupati nel settore primario un'importante determinante dei processi di convergenza economica: le stime dei due autori mostrano che le regioni con una struttura produttiva prevalentemente agricola hanno sperimentato una crescita più elevata della produttività del lavoro nel periodo 1981-1991. Anche Padoan, Parascandolo e Tozzi (Padoan *et al.*, 2000), infine, utilizzano le variabili di composizione settoriale per individuare, mediante l'analisi fattoriale e classificatoria, gruppi di regioni con un modello di specializzazione spiccatamente omogeneo. Dell'appartenenza a ciascun gruppo gli autori tengono poi conto per stimare la velocità di convergenza in una regressione *à la* Barro relativa a 144 regioni nel periodo 1981-1996.

Il nostro lavoro si articola come segue: nei paragrafi 2 e 3 si descrive l'evoluzione di alcune misure di specializzazione e di concentrazione (basate sui dati occupazionali nei

settori primario, secondario e dei servizi) e del Pil pro capite regionale; nel paragrafo 4 si introduce l'analisi CART; nel paragrafo 5 si presentano le stime ed i risultati dell'indagine econometrica; il paragrafo 6 conclude. In appendice sono indicati l'albero di regressione e il dettaglio dei gruppi di regioni.

2. L'EVOLUZIONE DEL MODELLO DI SPECIALIZZAZIONE PRODUTTIVO DELLE REGIONI EUROPEE

2.1 La specializzazione settoriale intra-regionale

Per descrivere l'evoluzione della struttura produttiva di una data area geografica l'analisi empirica generalmente si incentra su due aspetti fra loro complementari: le caratteristiche della specializzazione settoriale di ciascuna unità dell'insieme di riferimento e la concentrazione geografica di ognuno dei settori analizzati. In questa sezione si cercherà di ricostruire i tratti essenziali del modello di specializzazione regionale presente in Europa, nonché la sua evoluzione nel periodo 1986-2000, sulla scorta dei dati occupazionali di fonte Eurostat relativi ai settori agricolo, industriale e dei servizi. La dinamica della distribuzione geografica di questi tre settori, invece, sarà analizzata nella prossima sezione. Il campione è costituito da 123 regioni in base alla classificazione NUTS2 adottata dall'Eurostat, appartenenti a dieci paesi dell'Unione Monetaria Europea (9 regioni per il Belgio, 20 per la Francia, 29 per la Germania, 11 per la Grecia, 20 per l'Italia, 12 per i Paesi Bassi, 15 per la Spagna, 5 per il Portogallo; a queste si aggiungono Irlanda e Lussemburgo, considerate come due singole regioni).

Un primo indicatore che consente di cogliere le caratteristiche della specializzazione della struttura produttiva regionale è l'indice di Balassa-Hoover, comunemente utilizzato come misura di vantaggio comparato rivelato. Per ciascuna regione i e ciascun settore j l'indice è dato dalla seguente espressione:

$$Bal_{i,j} = \frac{\frac{n_{i,j}}{\sum_i n_{i,j}}}{\frac{\sum_j n_{i,j}}{\sum_i \sum_j n_{i,j}}} \quad (1)$$

dove con n si indica il numero di occupati e con i e j rispettivamente la regione ed il settore ai quali esso si riferisce.

Questo indice confronta la quota regionale di occupazione in un dato settore con l'incidenza dell'occupazione totale della regione su quella complessiva dell'area; esso assume un valore minimo pari a 0, nel caso non vi siano occupati in quel determinato settore, ed è positivamente correlato alla specializzazione regionale nel settore di riferimento.

Nella tav. 1 sono riportate, anno per anno, le medie e le deviazioni standard degli indici di Balassa-Hoover per i settori agricolo, industriale e dei servizi. Dalla lettura della tavola è

possibile trarre utili indicazioni circa l'evoluzione del modello di specializzazione delle regioni europee. In particolare, se si guarda alla dinamica temporale dei valori medi, risalta l'aumento dell'indice di specializzazione nel settore agricolo (da 1,35 a 1,41 rispettivamente nel 1986 e nel 2000). Tale risultato deriva, in realtà, dal concorso di due dinamiche differenti: un'accelerazione iniziale, registratasi negli anni compresi fra il 1986 e il 1994, e la successiva, seppur lieve, inversione di tendenza. In conseguenza di tale andamento, la deviazione standard dell'indicatore è dapprima aumentata per poi ridursi, anche se di poco, nel periodo 1998-2000 e resta, come sottolineato anche da Paci e Pigliaru (1997), quella comparativamente più elevata: nel 1986 l'indice oscillava da un minimo di 0,013 (regione di Bruxelles) a un massimo di 5,870 (regione greca del Peloponneso); nel 2000 l'intervallo di variazione era compreso fra 0,09 (Île de France) e 7,784 (Peloponneso). La distribuzione delle quote occupazionali nell'agricoltura assume, inoltre, una connotazione geografica ben precisa: le regioni della fascia mediterranea del sud Europa sono caratterizzate da un'alta proporzione di manodopera impiegata nel settore primario, mentre nelle regioni collocate nel cuore del continente (Germania, Belgio, Olanda) l'incidenza di questo settore è inferiore alla media europea.

Tavola 1 Indici settoriali di Balassa-Hoover, anni 1986-2000

| anno | media | | | deviazione standard | | |
|-----------|-------------|-----------|---------|---------------------|-----------|---------|
| | agricoltura | industria | servizi | agricoltura | industria | servizi |
| 1986 | 1,348 | 0,946 | 0,975 | 1,294 | 0,237 | 0,182 |
| 1987 | 1,338 | 0,945 | 0,978 | 1,261 | 0,242 | 0,178 |
| 1988 | 1,352 | 0,945 | 0,977 | 1,289 | 0,255 | 0,180 |
| 1989 | 1,372 | 0,949 | 0,976 | 1,333 | 0,249 | 0,175 |
| 1990 | 1,396 | 0,944 | 0,979 | 1,361 | 0,247 | 0,169 |
| 1991 | 1,380 | 0,943 | 0,985 | 1,352 | 0,238 | 0,163 |
| 1992 | 1,432 | 0,944 | 0,979 | 1,430 | 0,246 | 0,153 |
| 1993 | 1,448 | 0,945 | 0,980 | 1,458 | 0,249 | 0,150 |
| 1994 | 1,454 | 0,949 | 0,979 | 1,487 | 0,251 | 0,145 |
| 1995 | 1,431 | 0,951 | 0,980 | 1,501 | 0,250 | 0,141 |
| 1996 | 1,435 | 0,960 | 0,978 | 1,536 | 0,248 | 0,142 |
| 1997 | 1,423 | 0,961 | 0,980 | 1,525 | 0,242 | 0,139 |
| 1998 | 1,397 | 0,966 | 0,982 | 1,455 | 0,249 | 0,141 |
| 1999 | 1,414 | 0,966 | 0,982 | 1,485 | 0,247 | 0,137 |
| 2000 | 1,410 | 0,967 | 0,983 | 1,546 | 0,249 | 0,137 |
| 1986-1988 | 1,346 | 0,945 | 0,977 | 1,282 | 0,244 | 0,180 |
| 1989-1991 | 1,383 | 0,945 | 0,980 | 1,349 | 0,245 | 0,169 |
| 1992-1994 | 1,445 | 0,946 | 0,979 | 1,459 | 0,249 | 0,149 |
| 1995-1997 | 1,430 | 0,957 | 0,979 | 1,521 | 0,246 | 0,141 |
| 1998-2000 | 1,407 | 0,966 | 0,983 | 1,495 | 0,248 | 0,138 |

Fonte: elaborazioni su dati Eurostat

La specializzazione regionale nel settore industriale, invece, ha seguito un trend in crescita pressoché costante dal 1986 al 2000. Complessivamente, tuttavia, l'aumento è stato di entità modesta (da 0,946 a 0,967) e la variabilità, misurata dalla deviazione standard, è conseguentemente aumentata in modo meno pronunciato di quanto riscontrato per il settore agricolo.

Il settore terziario, infine, evidenzia le variazioni più contenute sia nei momenti primi che nei momenti secondi. Nel complesso del periodo l'indice medio di specializzazione è aumentato in misura molto lieve, passando dallo 0,975 del 1986 allo 0,983 del 2000; il dettaglio per singoli sottoperiodi mostra che all'aumento del primo quinquennio è subentrata una fase di sostanziale stasi fino al 1997, cui ha fatto seguito un nuovo incremento nel triennio 1998-2000.

Per disporre di una misura sintetica dell'evoluzione della specializzazione regionale nell'insieme dei tre settori considerati, che fornisca un'indicazione sulla maggiore o minore similarità della struttura produttiva di ciascuna regione rispetto al modello di specializzazione medio dell'area, può essere utile fare riferimento all'indice di specializzazione di Krugman, riportato di seguito:

$$Krug_i = 0,5 \sum_j \left| \frac{n_{i,j}}{\sum_j n_{i,j}} - \frac{\sum_i n_{i,j}}{\sum_i \sum_j n_{i,j}} \right| \quad (2)$$

L'indice di Krugman somma gli scarti in valore assoluto fra la quota di occupazione nella regione i assorbita dal settore j e la corrispondente quota assorbita dallo stesso settore sul totale dell'occupazione dell'area. Come si vede facilmente dalla (2) l'indice è costruito semplicemente ricombinando il numeratore e il denominatore dell'indice di Balassa e sommandoli per tutti e tre i settori analizzati. L'obiettivo è quello di fornire una misura complessiva dello scostamento del modello produttivo di ciascuna regione rispetto a quello dell'area nel suo complesso. L'indice oscilla fra un valore minimo di 0, nel caso in cui il modello di specializzazione della regione i sia del tutto conforme a quello medio dell'area, e un valore massimo di 1 nel caso opposto in cui la distribuzione settoriale dell'occupazione nella regione i sia completamente differente da quella media dell'area.

L'andamento dell'indice di Krugman, in valori medi, è riportato nella figura 1.

Figura 1 Indici di specializzazione di Balassa e di Krugman, anni 1986-2000



Fonte:elaborazione su dati Eurostat, indice di Krugman su scala a destra

Tra il 1986 e il 2000 tale indicatore appare monotonicamente in calo, sebbene l'entità di tale riduzione sia nel complesso contenuta (da 0,11 a 0,09). L'andamento è in sintonia con la contrazione della specializzazione regionale nel settore agricolo evidenziatasi nella seconda

metà degli anni '90, a cui si è accompagnata la convergenza verso la media europea della quota di occupati nell'industria e nei servizi.

In sintesi, ciò che emerge dall'esame degli indicatori finora presentati è la circostanza che, con maggiore intensità a partire dalla seconda metà degli anni '90, le regioni sembrano muoversi verso un modello produttivo omogeneo caratterizzato da un'attenuazione della specializzazione nel settore agricolo e da una maggiore incidenza delle quote occupazionali nell'industria e nei servizi. I risultati sono peraltro coerenti con quanto rilevato da Hallet (2000), il quale, analizzando i dati sul valore aggiunto di un campione di 119 regioni europee in 17 rami di attività economica, rileva una tendenza generale a convergere verso una struttura produttiva più simile.

Una rappresentazione esaustiva dell'evoluzione della struttura produttiva regionale, tuttavia, non può limitarsi alla descrizione dei momenti primi e secondi della distribuzione delle quote settoriali di occupazione. Come ampiamente dimostrato dalla letteratura empirica più recente (Quah, 1993), quando la finalità dell'indagine è valutare la presenza di una tendenza a convergere verso una posizione unitaria, lo studio dell'andamento dei valori medi e della dispersione di una data variabile economica va integrato con l'illustrazione delle caratteristiche proprie della sua distribuzione *cross section*. Anche nel nostro caso, dunque, può essere utile tracciare l'evoluzione del sentiero di specializzazione di ciascuna regione relativamente a quello seguito dalle altre.

A tale scopo, nelle tavv. 2-4 si presentano le matrici di transizione di probabilità a cinque anni degli indici di specializzazione nei settori agricolo, industriale e dei servizi.

Tavola2 Matrice di probabilità di transizione a cinque anni degli indici di specializzazione nel settore agricolo

| <i>t</i> | <i>t</i> +5 | | | | | | | | | |
|----------|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 1 decile | 86,7 | 13,3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 " " | 12,5 | 49,2 | 27,3 | 10,2 | 0 | 0,8 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 3 " " | 0,8 | 25,0 | 35,9 | 24,2 | 11,7 | 2,3 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 " " | 0 | 10,9 | 21,9 | 34,4 | 28,1 | 4,7 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 5 " " | 0 | 0,8 | 11,7 | 26,6 | 31,3 | 23,4 | 4,7 | 0,8 | 0,8 | 0 |
| 6 " " | 0 | 0,8 | 3,1 | 4,7 | 25,0 | 38,3 | 21,9 | 5,5 | 0,8 | 0 |
| 7 " " | 0 | 0 | 0 | 0 | 3,9 | 28,1 | 44,5 | 20,3 | 3,1 | 0 |
| 8 " " | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1,6 | 27,3 | 51,6 | 19,5 | 0 |
| 9 " " | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,8 | 1,6 | 21,9 | 69,5 | 6,3 |
| 10 " " | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 6,3 | 93,8 |

Elaborazioni su dati Eurostat

Lo strumento della matrice di transizione consente di valutare i cambiamenti nella posizione relativa di ciascuna regione nel tempo e di misurare, in questo modo, la mobilità interna alla distribuzione degli indici di specializzazione. In questo caso l'intervallo di variazione degli indici di specializzazione è stato suddiviso in decili; ogni cella x_{ij} della matrice contiene dunque la probabilità che nell'arco di cinque anni una regione si sposti dall'*i*-simo al *j*-simo decile della distribuzione considerata. La conformazione della matrice permette di analizzare con maggiore accuratezza la dinamica del modello produttivo regionale: quanto più elevati

sono i valori di probabilità collocati lungo la diagonale principale tanto più la particolare configurazione produttiva adottata dalle regioni, ossia la specializzazione/despecializzazione in un particolare settore, risulta essere persistente. Viceversa, una ripartizione delle probabilità più uniforme tra le celle della matrice attesterebbe la presenza di una maggiore mobilità nella struttura della specializzazione regionale.

Una maggiore persistenza si rinviene nella dinamica della specializzazione nel settore agricolo: l'indice di mobilità di Shorrocks¹ calcolato in base alla matrice della tav. 2 è il più basso in assoluto (51,7). I valori della diagonale principale di questa matrice indicano che ogni regione ha una elevata probabilità di trovarsi, dopo un periodo di cinque anni, nello stesso decile della distribuzione di partenza. Tale probabilità si accentua nelle situazioni estreme di maggiore o minore specializzazione. Ad esempio, le regioni che nel 1986 ricadevano nel decile superiore (con una quota prevalente di occupati nel settore agricolo) si ritrovano nel 2000 all'interno della stessa classe di partenza, con un'unica eccezione². Analogamente, le regioni che nel 1986 ricadevano nel decile inferiore mantengono nel 2000 la stessa posizione iniziale, con due sole eccezioni³. Dalla matrice si nota che le regioni con valori medi dell'indice di specializzazione sono quelle che hanno una maggiore possibilità di mutare la loro struttura produttiva, con probabilità uguali di raggiungere una maggiore o minore specializzazione nel settore agricolo.

Tavola 3 Matrice di probabilità di transizione a cinque anni degli indici di specializzazione nel settore industriale

| <i>t</i> | <i>t+5</i> | | | | | | | | | |
|----------|------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 1 decile | 71,1 | 13,3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 “ “ | 25,8 | 27,3 | 1,6 | 5,5 | 0 | 0 | 0,8 | 0 | 0 | 0 |
| 3 “ “ | 3,1 | 47,7 | 18,8 | 23,4 | 1,6 | 2,3 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 “ “ | 0 | 17,2 | 43,0 | 31,3 | 10,9 | 7,8 | 2,3 | 0 | 0 | 0 |
| 5 “ “ | 0 | 7,8 | 27,3 | 33,6 | 23,4 | 15,6 | 6,3 | 3,9 | 0,8 | 0 |
| 6 “ “ | 0 | 0 | 9,4 | 5,5 | 31,3 | 39,1 | 18,8 | 8,6 | 0,8 | 0 |
| 7 “ “ | 0 | 0 | 0 | 0,8 | 28,1 | 27,3 | 44,5 | 21,1 | 3,1 | 0 |
| 8 “ “ | 0 | 0 | 0 | 0 | 3,1 | 7,0 | 26,6 | 43,8 | 17,2 | 3,9 |
| 9 “ “ | 0 | 0 | 0 | 0 | 1,6 | 0,8 | 0,8 | 21,1 | 46,1 | 31,3 |
| 10 “ “ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1,6 | 33,6 | 64,8 |

Elaborazioni su dati Eurostat

¹ L'indice di mobilità di Shorrocks è dato da $m=(n-\text{tr}(M))/(n-1)$ [dove n è il numero di classi e $\text{tr}(M)$ è la traccia della matrice] ed oscilla tra un minimo di 0 ed un massimo di $n/(n-1)$.

² Nel 1986 appartenevano al decile superiore buona parte delle regioni greche (Kentriki Makedonia, Kriti, Anatoliki Makedonia, Thraki, Peloponnisos, Sterea Ellada, Thessalia, Dytiki Makedonia, Dytiki Ellada, Ipeiros, Ionia Nisia), una regione spagnola e una portoghese (rispettivamente Galicia e Centro). Nel 2000 la composizione di tale gruppo è rimasta immutata, con l'unica eccezione della Galicia (confluita nel secondo decile) sostituita dalla regione greca del Voreio Aigaio.

³ Le regioni che nel 1986 ricadevano nel decile più basso sono in buona parte tedesche (Darmstadt, Saarland, Düsseldorf, Karlsruhe, Hamburg, Köln, Bremen, Berlin); a queste si aggiungono alcune regioni del Belgio (Région Bruxelles-capitale, Liège), la regione francese dell'Île de France, quella spagnola della Comunidad de Madrid, e quella greca dell'Attiki. Nel 2000 il gruppo era composto dalle stesse regioni, con l'esclusione delle regioni tedesche di Darmstadt e Düsseldorf, passate nel penultimo decile, sostituite da Hannover (Germania) e Antwerpen (Belgio).

La dinamica della specializzazione nel settore industriale illustrata dalla matrice della tav.3 è quella che presenta caratteristiche di maggiore mobilità; l'indice di Shorrock, infatti, sale a 59,7. I valori più elevati continuano a distribuirsi lungo la diagonale principale, ma le probabilità associate agli estremi della distribuzione sono ora più attenuate. Ciò significa che, rispetto al caso precedente, per una regione altamente specializzata/despecializzata aumentano le probabilità di un cambiamento nella configurazione del proprio sistema produttivo.

Tavola 4 Matrice di probabilità di transizione a cinque anni degli indici di specializzazione nel settore dei servizi

| <i>t</i> | <i>t</i> +5 | | | | | | | | | |
|----------|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 1 decile | 86,7 | 12,5 | 0,8 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 " " | 12,5 | 47,7 | 32,8 | 4,7 | 1,6 | 0 | 0,8 | 0 | 0 | 0 |
| 3 " " | 0,8 | 30,5 | 40,6 | 22,7 | 3,1 | 1,6 | 0,8 | 0 | 0 | 0 |
| 4 " " | 0 | 7,0 | 21,1 | 42,2 | 14,8 | 10,2 | 2,3 | 2,3 | 0 | 0 |
| 5 " " | 0 | 0,8 | 2,3 | 18,8 | 39,8 | 24,2 | 11,7 | 2,3 | 0 | 0 |
| 6 " " | 0 | 0 | 2,3 | 10,2 | 30,5 | 24,2 | 22,7 | 7,8 | 2,3 | 0 |
| 7 " " | 0 | 0 | 0 | 0,8 | 8,6 | 28,9 | 28,9 | 28,1 | 3,9 | 0 |
| 8 " " | 0 | 0 | 0 | 0,8 | 1,6 | 10,2 | 27,3 | 37,5 | 21,1 | 0,8 |
| 9 " " | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,8 | 5,5 | 18,8 | 58,6 | 16,4 |
| 10 " " | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3,1 | 14,1 | 82,8 |

Elaborazioni su dati Eurostat

Per quanto riguarda il settore dei servizi, infine, la matrice presentata nella tav.4 mostra che la distribuzione degli indici di Balassa genera un valore dell'indice di Shorrock intermedio rispetto ai primi due settori (56,7). Le probabilità di rimanere nelle classi estreme della distribuzione rimangono elevate: ad esempio, delle dodici regioni che nel 1986 costituivano il decile più elevato solo due hanno mutato la classe di appartenenza; il numero di regioni che hanno cambiato la propria posizione relativa nei quindici anni sale a quattro se si considera il decile a minore specializzazione.

In conclusione, si può affermare che l'esame più approfondito delle quote occupazionali condotto con l'ausilio delle matrici di transizione evidenzia percorsi differenziati nell'evoluzione del modello di specializzazione regionale in Europa negli ultimi quindici anni. Le regioni con una forte caratterizzazione della loro struttura produttiva hanno accentuato la propria specializzazione nei settori inizialmente dominanti; le regioni con una connotazione inizialmente meno specifica del proprio sistema produttivo si sono poi indirizzate verso un modello caratterizzato da una maggiore specializzazione. L'integrazione economica ha così contribuito a rafforzare, all'interno dei sistemi produttivi regionali, l'incidenza di quei settori contraddistinti da un vantaggio comparato iniziale. La divaricazione dei percorsi di specializzazione seguiti dalle regioni europee può avere determinato, oltre ad una maggiore esposizione nel breve periodo agli effetti di shock avversi, una differenziazione nelle performance economiche di lungo periodo. Questo aspetto verrà approfondito con l'analisi di classificazione e regressione presentata nei prossimi paragrafi.

2.2 La specializzazione settoriale inter-regionale

Questa sezione sarà dedicata al tema dell'evoluzione della struttura produttiva regionale con riferimento alle caratteristiche geografiche. L'obiettivo è quello di fornire una descrizione dell'andamento dei processi di concentrazione spaziale dei settori produttivi verificatosi durante la fase centrale dell'integrazione economica.

L'indice più comunemente impiegato in questo tipo di analisi è quello di Gini, ottenuto, come di consueto, cumulando per ciascun settore le quote di occupazione regionale in rapporto alle rispettive frequenze relative. Per la nostra analisi questo indice è stato ottenuto cumulando i valori degli indici di specializzazione di Balassa ordinati in senso crescente: in questo modo l'analisi della concentrazione geografica settoriale si ricollega allo studio delle caratteristiche della distribuzione regionale degli indici di specializzazione realizzata nella sezione precedente con l'impiego delle matrici di transizione. Nella tav. 5 sono riportati gli indici di concentrazione di Gini relativi al periodo compreso fra il 1986 e il 2000.

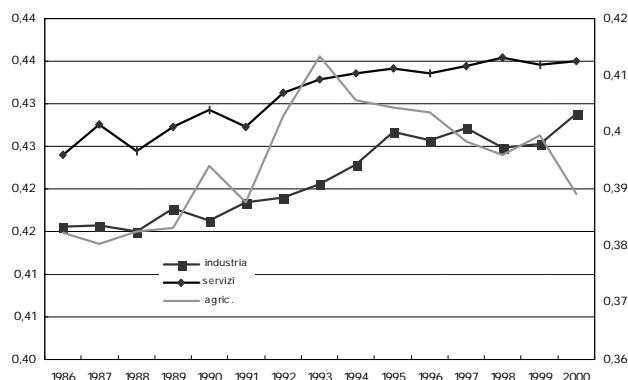
Tavola 5 Indici settoriali di Gini, 1986-2000

| | agric. | industria | servizi |
|-----------|------------|------------|------------|
| 1986 | 0,38222647 | 0,41558715 | 0,42395366 |
| 1987 | 0,38039106 | 0,41568063 | 0,42759152 |
| 1988 | 0,38239604 | 0,41501393 | 0,42437033 |
| 1989 | 0,38316944 | 0,41778367 | 0,42726293 |
| 1990 | 0,39414266 | 0,41631435 | 0,42927946 |
| 1991 | 0,38761163 | 0,41846367 | 0,42728927 |
| 1992 | 0,40282077 | 0,41904703 | 0,43131442 |
| 1993 | 0,41327711 | 0,42064057 | 0,43279572 |
| 1994 | 0,40574813 | 0,42281044 | 0,43362548 |
| 1995 | 0,40436617 | 0,42672119 | 0,43415207 |
| 1996 | 0,4035115 | 0,42569323 | 0,43353984 |
| 1997 | 0,3982756 | 0,42710748 | 0,4344971 |
| 1998 | 0,39608853 | 0,42478592 | 0,43538805 |
| 1999 | 0,3994258 | 0,4253341 | 0,43458195 |
| 2000 | 0,38915652 | 0,42880977 | 0,43496422 |
| 1986-1988 | 0,38167119 | 0,41542724 | 0,42530517 |
| 1989-1991 | 0,38830791 | 0,41752056 | 0,42794389 |
| 1992-1994 | 0,407282 | 0,42083268 | 0,43257854 |
| 1995-1997 | 0,40205109 | 0,4265073 | 0,434063 |
| 1998-2000 | 0,39489029 | 0,42630993 | 0,43497807 |

Fonte: elaborazioni su dati Eurostat

Il settore primario risulta essere quello meno concentrato dei tre: la dinamica dell'indice di Gini, illustrata meglio nella fig. 2, mostra una progressiva crescita fino ai primi anni '90 ed una inversione di tendenza nel periodo successivo. Il fatto che nel primo periodo la concentrazione spaziale sia aumentata, insieme alla media e alla deviazione standard del corrispondente indice di Balassa, conferma la sensazione di una forte persistenza nella distribuzione delle quote occupazionali: il rafforzamento della specializzazione nel settore agricolo, tuttavia, ha interessato le regioni in cui tale settore era già prevalente, determinando così un incremento nella concentrazione geografica.

Figura 2 Indici di Gini (1986-2000)



Fonte: elaborazioni su dati Eurostat, agricoltura su scala di destra

La dinamica relativa al settore dell'industria mostra un incremento della concentrazione spaziale fino al 1996 ed un andamento alterno per il periodo successivo: nel complesso del periodo l'indice di Gini mostra un debole aumento. La coincidenza di tale andamento con quello dell'indice di Balassa (sia in media che in deviazione standard) denota anche in questo settore una certa immobilità del modello di specializzazione regionale.

Il settore terziario, infine, presenta i valori più elevati dell'indice di concentrazione, con una particolare accelerazione a partire dal 1991. Allo stesso tempo, la specializzazione media è rimasta pressoché costante, con una conseguente riduzione della deviazione standard. Il fenomeno si spiega, come mostrato anche dalla corrispondente matrice di transizione, con il fatto che le regioni collocate nei decili medio-alti (il sesto e il settimo della tav.4) sono state interessate da un processo di despecializzazione e di convergenza verso la media.

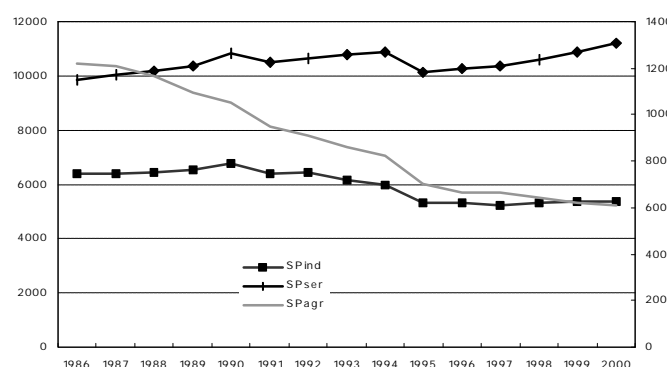
L'indice di concentrazione di Gini misura l'entità dei processi di concentrazione spaziale delle attività produttive, senza tuttavia indicare se tali processi interessino regioni fisicamente contigue o distanti. Questa informazione, tuttavia, sarebbe alquanto utile poiché fornirebbe un'immagine più completa della distribuzione delle attività produttive nello spazio, consentendo di verificare la validità delle implicazioni della letteratura relativa alla "Nuova Geografica Economica" sugli effetti localizzativi del processo di integrazione europeo. A tale scopo si è ricostruito per le regioni considerate un indice di concentrazione spaziale analogo a quello utilizzato da Midlefarth-Knarvik per la stessa finalità ma per un livello geografico più aggregato (nazioni piuttosto che regioni europee). Per misurare la concentrazione dei settori nello spazio l'indice di separazione incorpora le distanze in chilometri fra ogni possibile coppia di capoluoghi regionali. La formulazione dell'indice è la seguente:

$$Sp_j = \sum_i \sum_k \left[\frac{n_{i,j} \cdot n_{k,j}}{(\sum_i n_{i,j})^2} \cdot \frac{1}{d_{ik}} \right] \quad (3)$$

dove d_{ik} indica la distanza fra i capoluoghi delle regioni i e k .

Per ciascun settore j l'indice associa alla regione i le quote occupazionali di tutte le altre k regioni inversamente proporzionate alla distanza fra ogni coppia di capoluoghi; il valore di tale rapporto viene poi aggregato per tutte le regioni i sulla base delle rispettive quote occupazionali nel settore considerato. L'indice così calcolato fornisce una misura della concentrazione spaziale in quanto il suo valore cresce al ridursi della distanza tra le regioni contrassegnate dalle quote occupazionali più elevate⁴. Nella fig. 3 è illustrata la dinamica di questo indice di concentrazione spaziale, utile per integrare l'analisi che si ricava dal commento dei soli indici di Gini. Dal grafico si può notare che nel settore primario i fenomeni di aggregazione spaziale diventano sempre meno rilevanti: le regioni in cui la specializzazione si è accresciuta fino ai primi anni '90 non sono fisicamente contigue (si tratta delle regioni della fascia mediterranea del continente, effettivamente distanti tra loro).

Figura 3 Indici di concentrazione spaziale (1986-2000)



Fonte: elaborazioni su dati Eurostat e distanze Gisco; agricoltura su scala di destra

Il terziario, al contrario, è interessato da processi di aggregazione in regioni contigue che, nel confronto con gli altri due settori, assumono una dimensione significativa. Pur osservando un trend costantemente in crescita nell'intero periodo considerato, si può notare che il fenomeno mostra una considerevole accelerazione negli ultimi due anni, quelli che hanno sancito il passaggio alla terza fase dell'Unione Economica e Monetaria.

Non si rinviene, invece, una dinamica altrettanto pronunciata nei processi di aggregazione spaziale relativi al settore industriale. Nel complesso, il fenomeno registra una modesta riduzione ed il fatto che contestualmente sia aumentato l'indice di Gini indica che regioni contigue hanno seguito percorsi di specializzazione differenti.

In sintesi, la lettura combinata dell'indice di Gini e di quello di concentrazione spaziale sembra evidenziare che in Europa il modello di specializzazione regionale presenta caratteristiche di maggiore similarità se si considerano regioni fisicamente contigue, soprattutto relativamente al settore terziario. Per quanto riguarda l'industria nel suo complesso, invece, la dimensione dei processi di aggregazione spaziale delle attività

⁴ L'indicatore di concentrazione spaziale riportato nella (3) è in sostanza equivalente al numeratore dell'indice di Moran, una statistica che per le sue proprietà asintotiche viene utilizzata per testare la presenza di autocorrelazione nei modelli di econometria spaziale (cfr. Anselin, 1988 pp. 101 e ss.).

economiche, pur essendo significativa, non sembra avere subito mutamenti di rilievo. Una dispersione via via crescente, infine, ha interessato i processi localizzativi nell'agricoltura, settore in cui tradizionalmente questo fenomeno assumeva dimensioni più contenute.

3. LA CRESCITA REGIONALE IN EUROPA DAL 1986 AL 2000

L'interesse di molti economisti si è spostato recentemente dallo studio dei cicli e degli scostamenti temporanei del prodotto nazionale dal trend di lungo periodo alla distribuzione geografica delle performance economiche. Per quanto concerne i paesi che hanno aderito all'Unione Monetaria Europea questa tendenza appare più che legittimata dalla notevole eterogeneità che caratterizza il suo spazio economico. Essa, infatti, comprende un'area geografica contraddistinta da numerose diversità relative alle risorse naturali, ai *background* storici e culturali dei gruppi etnici presenti nonché da differenze nelle preferenze politiche e regionali. Diversità che, per quanto evidenziato nella prima parte di questo lavoro, hanno contribuito a determinare le strutture produttive esistenti in ciascuna regione, la loro evoluzione e le performance economiche risultanti.

Obiettivo di questo paragrafo sarà l'analisi dell'andamento del prodotto interno lordo pro capite (espresso in termini di parità di potere d'acquisto, PPA) dal 1986 al 2000 in relazione alla specializzazione produttiva regionale. Il periodo considerato è quello del passaggio all'Unione Monetaria, durante il quale intensa è stata la riorganizzazione della politica fiscale al fine di soddisfare i criteri imposti dal trattato di Maastricht per l'adesione di ciascuna economia. Alla luce di questa considerazione, i risultati dell'indagine empirica relativa all'andamento del prodotto pro capite regionale acquisisce un ulteriore motivo di interesse.

Con riferimento all'intero periodo, il tasso di crescita medio del prodotto interno lordo pro capite regionale è stato del 1,1%. Una menzione particolare meritano l'Irlanda e alcune regioni spagnole che, in virtù delle azioni di politica economica predisposte dai governi nazionali di un efficace impiego degli strumenti di intervento previsti in sede comunitaria a favore delle aree depresse (García Solanes, J., María-Dolores, R., 2002), risultano essere tra le regioni con una migliore *performance* economica⁵. Le regioni che hanno fatto registrare la crescita più lenta, invece, sono state Groningen (nl11), Sterea Ellada (gr24) e Rheinhessen-Pfalz (deb3), cresciute rispettivamente dello 0,3%, la prima, e dello 0,6%, le altre due.

Per completare la panoramica sui tassi di crescita regionali sono state effettuate alcune regressioni di carattere meramente descrittivo i cui risultati sono presentati nella tav. 6.

⁵ L'Irlanda cresce ad un tasso del 2,9%, Cataluña e Cantabria crescono all'1,5% e Navarra e Castilla-Leon all'1,4%.

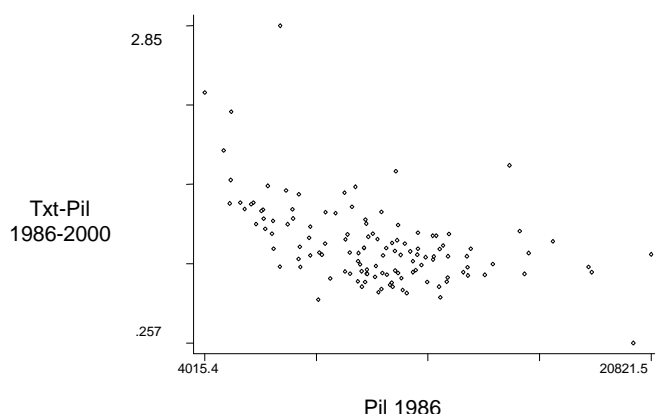
Tavola 6 Risultati delle regressioni descrittive

| | Variabile dipendente | Regressori | Stime |
|----------------------|--|---|----------------------|
| Regressione 1 | Tasso di crescita Pil pro capite regionale | Pil86 | -1,90e-06 (2,91e-07) |
| Regressione 2 | Tasso di crescita Pil pro capite regionale | Differenza iniziale tra Pil pro capite regionale e Pil pro capite europeo | -1,89e-06 (2,90e-07) |
| Regressione 3 | Tasso di crescita Pil pro capite regionale | Differenza iniziale tra Pil pro capite nazionale e Pil pro capite europeo | 2,39e-06 (2,47e-07) |
| Regressione 4 | Pil pro capite regionale | Bal01 | 1324,2 (363,41) |
| | | Bal02 | 7656,9 (1575,87) |
| | | Bal03 | 4353,22 (2572,79) |

Fonte:elaborazioni su dati Eurostat

Non si tratta di regressioni strutturali aventi l'obiettivo di spiegare le cause della crescita regionale, ma piuttosto di indagini descrittive tese a verificare se la crescita economica sia stata più marcata in regioni già prospere inizialmente o viceversa (si veda Braunerhjelm P. *et al*, 2000). A tal fine in una prima stima (reg. 1) il tasso di crescita del Pil pro capite regionale è stato regredito rispetto al livello del Pil pro capite iniziale (Pil86). Il segno del coefficiente del regressore è negativo ma considerevolmente basso, suggerendo che crescono maggiormente solo alcune tra le regioni inizialmente più povere, come d'altronde evidenziato nella fig.4.

Figura 4. Livello del Pil pro capite nel 1986 e relativo tasso di crescita nel periodo 1986-2000.



Una seconda regressione (reg. 2), condotta utilizzando come regressore la differenza tra il livello iniziale del Pil pro capite regionale e quello “europeo” (calcolato utilizzando unicamente i dati dei paesi oggetto dello studio), evidenzia che, in particolare, crescono di più le regioni inizialmente più povere rispetto alla media europea. Infine, l’impiego, come regressore, della differenza tra il livello iniziale del Pil pro capite nazionale e quello europeo mostra che le regioni che crescono maggiormente sono quelle appartenenti ai paesi più prosperi. Quest’ultimo risultato potrebbe essere spiegato dalla presenza di effetti positivi di spillover, in linea con le evidenze relative alla specializzazione inter-regionale (par. 2.2).

Per una descrizione più puntuale delle caratteristiche relative all'andamento del reddito si è ritenuto necessario fornire una misura della distribuzione del reddito nel tempo individuata in un indice di Gini per i redditi pro capite regionali. In particolare, non essendo i dati del campione espressi in quintili, si è preferito utilizzare la seguente formulazione introdotta da Yao (1997):

$$G = \sum_{i=1}^n p_i (2Q - w_i) \quad (4)$$

dove G rappresenta l'indice di Gini, p_i la quota della popolazione della regione rispetto alla popolazione totale, $Q = \sum_{k=1}^i w_k$ e $w_i = (p_i m_i)/m$, con m_i pari al rapporto tra il reddito e la popolazione della regione i -esima ed m pari al reddito medio della popolazione⁶.

I valori annui dell'indice di Gini evidenziano un livello di concentrazione medio del reddito pro capite (circa 0,51) in tutto il periodo considerato, nonostante esso non mostri un andamento uniforme. Fino al 1991 si è registrato un lieve incremento dell'indice, e quindi della disuguaglianza, dopodiché la distribuzione del reddito è divenuta leggermente più egualitaria. La variazione percentuale dell'indice nel periodo di riferimento è dunque negativa (-0,11%), indicando la tendenza ad una riduzione della concentrazione del reddito.

Le differenze nelle performance regionali sono attribuite da una vasta letteratura⁷ alla peculiarità della specializzazione produttiva. In particolare, analisi empiriche mostrano che una marcata specializzazione in uno qualsiasi dei principali settori dell'attività produttiva - agricoltura, industria, servizi- genera un'accelerazione nella crescita economica. Questo risultato viene generalmente spiegato ipotizzando che le regioni acquisiscano vantaggi comparati nel tempo.

Al fine di verificare la relazione tra la specializzazione nei settori oggetto del nostro studio e l'andamento del Pil pro capite è stata condotta una ulteriore regressione, pur sempre di carattere descrittivo, impiegando come regressori gli indici di Balassa relativi ai tre settori (si veda paragrafo 2.1). I risultati presentati nella tav.6 (reg.4) mostrano l'esistenza di una relazione diretta tra il reddito pro capite e la specializzazione produttiva, nel senso che una maggiore specializzazione in uno dei settori produttivi (soprattutto in quello industriale) produce un effetto positivo sul livello del prodotto.

⁶ Supposto che $Q = \sum_{k=1}^i w_k$ sia la quota di reddito cumulata dall'unità 1 all'unità k in ordine crescente di m_i , $p_i=1$ e $w_i=1$.

⁷ Tra gli altri: Lewis (1954), Hirschman (1958), Kaldor (1968), Lucas (1988).

4. UN'ANALISI SECONDO LA TECNICA DELLA CLASSIFICAZIONE E REGRESSIONE AD ALBERO (CART)

4.1 *Analisi multivariata tradizionale e vantaggi del metodo CART*

Obiettivo di questa parte del lavoro, nella quale si farà ricorso ad una tecnica classificatoria multivariata nota come regressione ad albero, sarà la stima dei tassi di crescita del Pil pro capite regionale e l'individuazione di gruppi omogenei di regioni in base alla specializzazione produttiva, all'impatto della tecnologia e alle caratteristiche del mercato di sbocco della produzione regionale.

L'identificazione dei gruppi nella maggior parte delle analisi empiriche viene condotta mediante strumenti forniti dalla statistica multivariata, ad esempio l'analisi delle componenti principali e l'analisi cluster. In riferimento ai lavori empirici che hanno avuto come oggetto le economie europee si può ricordare lo studio di Caporale (1993), che ricorre all'analisi delle componenti principali per distinguere i disturbi che hanno origine comune da quelli specifici di un paese per la valutazione di costi e benefici dell'appartenenza ad una unione monetaria. L'analisi, applicata al prodotto interno lordo nominale e reale dei paesi considerati, consente di verificare in che misura ciascuna delle componenti individuate incide sulla varianza totale delle variabili esplicative considerate e, quindi, il peso di ciascuna nel determinare la serie dei valori ad esse associata. Attraverso questo metodo, inoltre, Caporale riesce a verificare se gli *shock* sono correlati positivamente/negativamente, se i cicli economici dei paesi sono sincronizzati o meno e, infine, se i paesi subiscono fluttuazioni economiche uguali/diverse.

Padoan *et al.* (2000), invece, utilizzano l'analisi cluster per identificare gruppi di regioni europee caratterizzate da una specializzazione industriale simile, nel tentativo di verificare l'esistenza di una tendenza alla diminuzione del divario iniziale dei redditi pro capite. L'identificazione dei gruppi viene condotta sulla base di indicatori sintetici, ossia di combinazioni lineari di alcune variabili precedentemente individuate.

La tecnica di classificazione utilizzata in questo lavoro, invece, è la "Classification and Regression Tree analysis" (CART), impiegata inizialmente nel campo della ricerca medica e successivamente potenziata per applicazioni sia in campo economico che finanziario e aziendale (marketing). L'analisi CART assicura un potere esplicativo di gran lunga superiore alle metodologie tradizionali e, a differenza della cluster, selezionando endogenamente i predittori migliori ai fini della classificazione, conserva un numero di gradi di libertà sufficiente per tutte le analisi successive.

Recentemente, le diverse applicazioni economiche di questa tecnica (Durlauf e Johnson, 1995, Johnson e Takeyama, 2001, tra gli altri) hanno contribuito ad esplicitarne tutte le potenzialità. Durlauf e Johnson (1995), per fare un esempio, applicano la regressione ad albero ad un campione di 121 paesi per verificare se la funzione relativa all'andamento del prodotto pro capite presenta equilibri multipli.

4.2 Metodologia dell'analisi di classificazione e regressione ad albero

Il processo CART, descritto per la prima volta in Breiman *et al.* (1984), fornisce partizioni binarie recursive mediante un approccio non parametrico. L'obiettivo di questa metodologia è la individuazione di gruppi omogenei ("nodi") di individui, impiegando come variabili "*splitting*" quei predittori che minimizzano l'impurità (eterogeneità) all'interno dei gruppi. Il termine "binario" implica che l'algoritmo utilizzato da questa tecnica divide il database sempre in due sottogruppi in base al migliore predittore. Questa procedura può essere applicata più volte in modo recursivo. Il risultato è un albero con rami e nodi terminali, costruiti in modo da essere i più omogenei possibili, dove il valore predetto per la variabile dipendente è pari al valore medio del nodo.

La costruzione dell'albero parte da un "nodo radice" contenente gli individui dell'intero campione. Il primo obiettivo è la ricerca dello *splitter* (predittore) che massimizza la "purezza" media dei due nodi figli, ossia quello che minimizza la varianza spiegata in ciascuno dei due nodi risultanti. Nel processo di raggruppamento degli individui appartenenti al campione iniziale possono essere utilizzate diverse misure di purezza, definite "criteri di *splitting*".

La regressione, attraverso la quale vengono individuati gli splitter migliori, utilizza il metodo dei minimi quadrati grazie al quale si riesce a minimizzare la variabilità *intra-gruppo* della variabile dipendente. Il processo si interrompe quando all'interno di ciascun nodo figlio resta una sola osservazione, quando le osservazioni in esso contenute presentano la stessa distribuzione delle variabili predittori o quando, infine, viene imposto esogenamente un limite al numero di livelli dell'albero. In tutti i casi, ad eccezione dell'ultimo, è necessario "potare" l'albero perché il più grande sovrastima il database originario. Nella nostra analisi la scelta dell'albero migliore è stata realizzata adottando la regola dello "Standard Error" che individua l'albero più piccolo tra quelli con un errore standard unitario.

Le ragioni per cui si è scelto di utilizzare la metodologia CART sono legate ai vantaggi che essa offre. In primo luogo, a differenza di altre metodologie di partizione e raggruppamento, essa seleziona endogenamente i predittori (variabili *splitting*) e classifica gli individui anche in assenza di informazioni sulla distribuzione dei primi. In secondo luogo, permette di eseguire un'analisi sia di regressione che di classificazione sullo stesso campione di dati senza imporre alcuna restrizione sulla forma funzionale delle variabili esplicative.

Il database costruito per la nostra analisi contiene indicatori della specializzazione regionale, ottenuti attraverso elaborazioni dei dati relativi al numero dei lavoratori per ciascun settore produttivo forniti dal database regionale dell'Eurostat. Lo studio copre il periodo 1986-2000 e riguarda le 123 regioni già oggetto delle analisi presentate nella prima parte del lavoro.

La variabile dipendente utilizzata nella regressione ad albero è il tasso di crescita del Pil pro capite regionale (espresso in termini di parità dei poteri d'acquisto) relativo all'intero periodo. Le variabili di controllo utilizzate per il processo di raggruppamento sono le seguenti:

- il livello del reddito pro capite all'inizio del periodo, Pil86;
- gli indici di specializzazione di Balassa-Hoover relativi ai settori dell'agricoltura, dell'industria e dei servizi (Bal01, Bal02, Bal03, rispettivamente);
- l'indice di specializzazione di Krugman (KRUG);
- un indicatore regionale di penetrazione dell'alta tecnologia (IHT);
- in indicatore del potere di mercato di ciascuna regione (POTMER)⁸.

Per ciascun indicatore sono stati utilizzati i valori medi regionali calcolati sull'intero periodo. Gli indici di Balassa-Hoover e quello di Krugman sono costruiti così come illustrato nel secondo paragrafo. L'indice di Penetrazione della tecnologia è stato ottenuto dal rapporto fra la spesa annua per brevetti da parte dei governi il numero dei brevetti per abitante. Il potere di mercato è costruito sommando al reddito pro-capite della regione i -esima il reddito di ogni altra regione j , scontato per la distanza fra i rispettivi capoluoghi. Il sistema di pesi utilizzato, ossia il reciproco della radice quadrata della distanza in chilometri, riflette il costo di accedere a mercati fisicamente distanti; in questo caso si assume che una regione che si trovi ad una distanza doppia rispetto ad un'altra comporti un costo di accesso meno che doppio. In particolare, la formula relativa all'indice del potere di mercato della regione i (MP_i) può essere espressa come segue:

$$MP_i = \frac{GDP_i}{\sqrt{D_{ij}}} + \sum_{j=1}^N \frac{GDP_j}{W_j \cdot \sqrt{D_{ij}}} \quad (5)$$

dove D_{ij} indica la distanza in chilometri fra i capoluoghi delle regioni i e j , e W è un peso usato per tener conto di regioni che si trovano oltremare.

Da una analisi della correlazione tra questo indice e la specializzazione produttiva delle regioni si evince una relazione diretta sia con la specializzazione nel settore industriale (in media la correlazione è pari a 0,46) che nel settore dei servizi (0,25) e una notevole correlazione inversa con la specializzazione in agricoltura (-0,6)⁹.

La correlazione tra il potere di mercato regionale e l'indice di similarità di Krugman evidenzia una relazione inversa tra le due grandezze (-0,4). È necessario ricordare che l'indice di Krugman, pur partendo da valori piuttosto bassi, subisce un'ulteriore riduzione nel periodo considerato, conseguenza di un avvicinamento della specializzazione regionale alla media europea: contrazione della specializzazione regionale nel settore agricolo e aumento della quota di occupati nell'industria e nei servizi (par. 2). La relazione inversa con il potere di mercato si potrebbe spiegare con il fatto che una maggiore specializzazione, e quindi la

⁸ I dati relativi all'indice del potere di mercato sono quelli desunti dal Pricewaterhouse Coopers European Economic Outlook (settembre 1999).

⁹ Gli incrementi del prodotto derivanti da una maggiore specializzazione nel settore agricolo potrebbero essere accompagnati da un aumento più che proporzionale dei costi di accesso al mercato.

possibilità di rendimenti marginali crescenti, indurrebbe, da un lato, un aumento del prodotto, dall'altro, un incremento dei flussi commerciali tra regioni (*intra* e *inter*-paesi) e quindi una maggiore incidenza dei costi di accesso a mercati fisicamente distanti. Un'analisi con un dettaglio settoriale maggiore, data la similarità della specializzazione produttiva regionale nei tre settori considerati, potrebbe spiegare l'intensificarsi dei flussi commerciali come la conseguenza di una specializzazione in branche produttive differenti, pur se appartenenti allo stesso settore.

Il confronto con l'indice della penetrazione tecnologica, infine, rivela che il potere di mercato è direttamente correlato con quest'ultimo (0,6) attraverso la presenza di rendimenti marginali crescenti che generano aumenti del prodotto.

5. STIME E RISULTATI DELL'ANALISI CART

Il ricorso alla metodologia CART ha consentito di costruire un albero i cui "nodi terminali" (gruppi di regioni) includono le regioni che presentano un andamento più omogeneo rispetto alle variabili di controllo (predittori) sopra descritte. Per evitare distorsioni nelle stime è stata imposta una numerosità elevata per nodi terminali, ottenendo così cinque gruppi (appendice B). L'analisi evidenzia che l'indice della penetrazione del settore *High-Tech*, il livello iniziale del reddito pro capite e l'indice di specializzazione di Krugman sono, nell'ordine, le variabili più importanti ai fini del raggruppamento.

L'ordine di presentazione dei gruppi rispecchia quello del tasso di crescita medio del reddito pro capite (TxmGDP), stimato per ciascuno di essi relativamente al periodo considerato. I gruppi includono regioni che, pur appartenendo allo stesso paese o a paesi diversi, nella maggior parte dei casi sono confinanti. Questa caratteristica è il risultato di una maggiore similarità tra regioni fisicamente contigue, a conferma di quanto evidenziato nell'analisi dei percorsi di specializzazione regionale della prima parte di questo lavoro.

L'analisi dei tassi di crescita del Pil pro capite regionale evidenzia una progressiva divaricazione fra la performance delle regioni povere, che sembrano "convergere" verso un comune sentiero di crescita di lungo periodo, e quella delle regioni ricche, che registrano i tassi di crescita più sostenuti. Tuttavia, l'analisi individua un gruppo di regioni che, pur partendo da livelli di reddito relativamente bassi, crescono a tassi eccezionalmente alti, mostrando un graduale avvicinamento al trend delle regioni più prospere. Per il resto i risultati sembrano supportare l'esistenza di più club di convergenza.

In quel che segue si procederà ad una dettagliata descrizione dei singoli gruppi individuati dall'analisi CART con riferimento alle caratteristiche in termini di specializzazione, di concentrazione dell'attività produttiva, di importanza della condizione di partenza e dello sviluppo del settore *High-Tech* nel percorso evolutivo di ciascuna regione.

- *Gruppo 1.* Questo gruppo include 28 regioni appartenenti alla Francia, alla Germania, al Belgio e ai Paesi Bassi, concentrate quindi nell'area Nord-Occidentale dell'Europa.

Nonostante un livello medio del reddito pro capite iniziale ($9732,5 < GDP \leq 11181$), queste regioni crescono al tasso più basso dell'intero campione (0,549); il raggruppamento, inoltre, presenta il livello più basso della varianza *intra*-gruppo ($SD=0,211$), evidenziando una notevole uniformità di comportamento del reddito pro capite. Si tratta di regioni mediamente specializzate nei tre settori, ad eccezione delle regioni belghe caratterizzate da un'elevata specializzazione nel settore dei servizi. I valori dell'indice di Krugman per le regioni incluse in questa classe sono compresi tra 0,06 e 0,09. In queste regioni la diffusione di tecnologie più avanzate è abbastanza elevata così come il livello del potere di mercato per la vicinanza ai mercati di sbocco dei beni prodotti.

- *Gruppo 2.* Questo gruppo è costituito da 21 regioni, appartenenti quasi esclusivamente al meridione del Portogallo, della Spagna, dell'Italia e della Grecia. Nel 1986 esse risultavano le più povere in assoluto, con un livello del reddito pro capite inferiore a 9732,5. Esse mostrano un tasso di crescita medio del Pil pro capite pari a 0,629 e la più alta variabilità *intra*-gruppo ($SD=0,386$). Nel complesso, le regioni presentano una forte specializzazione nel settore primario ($Bal01 > 0,9365$), aiutate anche dal favorevole clima mediterraneo. Il livello di specializzazione nel settore secondario è piuttosto basso ($Bal02 < 0,914$) mentre solo alcune (Corsica, Notio Aigaio e Algarve) sono più specializzate nel settore dei servizi¹⁰. I valori dell'indice di Krugman per le regioni incluse in questa classe sono i più bassi in assoluto ($KRUG < 0,0415$): si tratta quindi delle regioni con un modello di specializzazione produttiva più distante da quello dell'intera area. Sia l'intensità delle attività tecnologicamente più avanzate che l'indice relativo al potere di mercato, infine, sono molto bassi.

- *Gruppo 3.* Questo gruppo include 27 regioni concentrate soprattutto nell'area occidentale della Germania, dei Paesi Bassi e nell'Italia del Centro-Nord. Si tratta delle regioni che partono da un livello di reddito pro capite più alto in assoluto ($PIL86 > 11181$) e, nel periodo considerato, mostrano una crescita sostenuta e continuata (tasso di crescita del Pil pro capite pari a 0,754, $SD=0,254$). Queste regioni sono poco specializzate in agricoltura, prevale dunque una maggiore specializzazione nel settore industriale ed in quello dei servizi. La specializzazione nel terziario si riscontra soprattutto nelle regioni in cui sono localizzate le capitali nazionali. I valori degli indici della penetrazione della tecnologia e del potere di mercato sono piuttosto elevati. I valori dell'indice di Krugman, infine, sono i più alti in assoluto ($KRUG > 0,132$), indicando una forte similarità del modello di specializzazione rispetto all'intera area.

- *Gruppo 4.* Il quarto gruppo consta di 27 regioni, per lo più appartenenti ai paesi mediterranei (Spagna, Italia, Portogallo e Grecia), ad eccezione dell'Irlanda, del Niederbayern, dell'Oberpfalz, dello Schleswig-Holstein e del Drenthe, con una prevalenza di quelle spagnole. Queste regioni, pur partendo da livelli di reddito pro capite medio bassi ($PIL86 < 11181$), hanno fatto registrare un tasso di crescita eccezionalmente alto e pari a 0,813,

¹⁰ Si tratta delle attività terziarie legate al settore del Turismo.

con una varianza *intra*-gruppo pari a 0,233. Si tratta di regioni fortemente specializzate nel settore primario e mediamente specializzate in quello dell'industria (le regioni tedesche e quelle spagnole sono le uniche a presentare una specializzazione abbastanza forte in questo settore). Tra le poche specializzate nel terziario si evidenziano Madrid e Lisbona, sicuramente caratterizzate dalla forte concentrazione di attività legate all'amministrazione del paese. I valori dell'indice di Krugman sono compresi tra 0,0415 e 0,06. Il potere di mercato di queste regioni è mediamente basso così come l'incidenza delle attività tecnologicamente più avanzate (ad eccezione delle regioni tedesche).

• *Gruppo 5.* Le regioni appartenenti a questo gruppo (20) mostrano il tasso di crescita del reddito pro capite più alto in assoluto (0,852, SD=0,301)). Il livello del reddito iniziale è compreso tra un minimo di 11181 ed un massimo di 12933,5. Le regioni sono localizzate nella zona settentrionale di Belgio, Italia e Francia¹¹ e in quella occidentale della Germania. L'economia di queste regioni è trainata dal settore industriale; media è l'incidenza del terziario e medio-bassa quella dell'agricoltura (solo Trentino-Alto Adige ed Emilia Romagna mostrano una quota rilevante di occupati nel settore primario). I valori dell'indice di Krugman sono compresi tra 0,09 e 0,132. Si tratta di regioni caratterizzate da un'alta propensione alla diffusione dell'*High-Tech* (IHT > 0,0075) e da un potere di mercato medio. In sintesi, le regioni che mostrano un tasso di crescita del Pil pro capite più elevato sono quelle caratterizzate da una maggiore specializzazione nel settore industriale e dei servizi (come evidenziato anche dalle regressioni "descrittive", par. 3) e da una spiccata propensione verso le attività di ricerca e sviluppo (gruppi 3 e 5), probabilmente grazie ad una maggiore disponibilità di capitali da investire in tali attività e nella implementazione delle nuove tecnologie.

Una menzione particolare richiedono le regioni del quarto gruppo che, pur partendo da un reddito pro capite molto basso, nel periodo considerato hanno sperimentato una crescita sostenuta (il tasso di crescita corrispondente è il secondo in assoluto).

6. CONCLUSIONI

Questo lavoro è stato articolato in due fasi, una di carattere descrittivo e l'altra di carattere econometrico, tese ad esaminare la relazione tra il modello di specializzazione della struttura produttiva e la crescita di lungo periodo delle regioni appartenenti ai paesi che hanno aderito all'Unione Monetaria Europea.

I risultati delle stime di carattere puramente descrittivo evidenziano l'esistenza di una relazione inversa tra l'appartenenza ad un paese ricco, rispetto alla media UE, ed il tasso di crescita regionale. L'analisi della specializzazione regionale evidenzia che il modello europeo

¹¹ Ad eccezione delle regioni Rhone-Alpes e Aquitaine che sono nella Francia meridionale.

presenta caratteristiche di maggiore similarità se si considerano regioni fisicamente contigue, soprattutto nel settore dei servizi. Relativamente all'industria la dimensione dei processi di aggregazione spaziale delle attività economiche non sembra aver subito mutamenti di rilievo. Una dispersione crescente, invece, ha interessato i processi localizzativi dell'agricoltura.

L'aspetto innovativo di questo lavoro consiste soprattutto nell'applicazione di una nuova tecnica di raggruppamento, la classificazione e regressione ad albero (CART). Questa metodologia ha consentito di individuare cinque gruppi di regioni con una eterogeneità *intra-gruppo* minima e di stimare, nello stesso tempo, il tasso di crescita del Pil pro capite relativo a ciascun gruppo. I gruppi (ordinati in senso crescente rispetto al tasso di crescita del Pil pro capite registrato nel periodo considerato) si distinguono per livello di specializzazione nei settori produttivi considerati (primario, secondario, terziario), per la propensione alla diffusione della tecnologia ed il grado di accesso al mercato.

I risultati dell'analisi CART, unitamente alle informazioni desumibili dall'esame dei sentieri di specializzazione e concentrazione settoriale realizzato nella prima parte del lavoro, consentono di formulare alcune ipotesi circa l'influenza della struttura produttiva sul processo della crescita economica regionale. In particolare, sembra che la struttura produttiva regionale abbia un ruolo fondamentale sulle possibilità di sviluppo. Una marcata specializzazione nel settore industriale o nel terziario si associa generalmente ad una crescita sostenuta e prolungata; per le regioni con una quota prevalente di occupati nel settore primario, invece, i processi di crescita sembrano svolgersi ad un ritmo più contenuto, a meno di interventi di politica economica mirati.

La dinamica della specializzazione relativa agli ultimi 15 anni mostra che le regioni con una forte caratterizzazione della loro struttura produttiva tendono a rafforzare la specializzazione iniziale: ciò spiega la progressiva divaricazione nelle *performance* economiche realizzate dal gruppo di regioni a prevalente connotazione agricola e quello costituito dalle regioni a maggiore vocazione industriale e terziaria. L'esito dei processi di crescita che interessano le regioni con una fisionomia della propria struttura produttiva inizialmente meno specifica dipende dal settore verso cui si orienta la riconfigurazione produttiva successiva.

L'analisi fin qui condotta offre numerosi spunti per indagini successive. Ulteriori verifiche dei risultati di questo lavoro potrebbero essere ricercate ricorrendo ad esempio ad una maggiore disaggregazione settoriale.

Inoltre, l'esistenza di più club di convergenza, che sembrerebbe emergere dall'analisi descrittiva dei tassi di crescita del Pil pro capite regionale, potrebbe essere testata mediante la formulazione e la stima di un modello di crescita da applicare alle economie regionali.

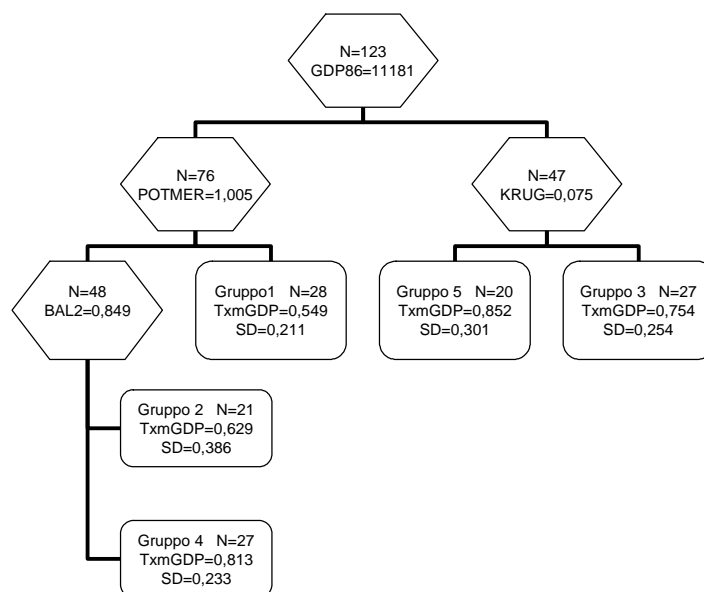
7 Bibliografia

Anselin L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
Baldwin, R.E. (1989) The growth effects of 1992, *Economic policy*, October.

- Barro, R.J., (1991) Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, CVI, 407-443.
- Baumol W.J. (1986) Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show, *American Economic Review*, no. 76, 1072-1085.
- Bernard A.B., Durlauf S.N. (1996) Interpreting tests of the convergence hypothesis, *Journal of Econometrics*, March, v. 71, no.1-2, 161-73.
- Braunerhjelm P., Faini R., Norman V., Ruane F., Seabright P. (2000) *Integration and the regions of Europe: how the right policies can prevent polarization*", CEPR.
- Breiman L., Friedman J.L., Olshen R.A and Stone C.J. (1984) *Classification and Regression Trees*", Wadsworth, Belmont, CA.
- Brühlhart, M. (2000) Evolving Geographical Specialisation of European Manufacturing Industries, *DEEP Working Papers*, March, University of Lausanne.
- Caporale G.M. (1993) Is Europe an Optimum Currency Area?" *CEPR, Discussion Papers* No.915, February.
- D'Uva M., De Siano R., Messina G. (1999) Aree Valutarie Ottimali: Literature Review, *Istituto Universitario Navale Working Paper* no. 2/99.
- Durlauf S.N., Johnson P.A. (1995) Multiple regimes and cross-country growth behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, vol.10, 365-384.
- Emerson, M. (1991) Aspects of the economics of EMU, *European Economic Review*, no.35.
- Frankel, J.A., Rose A.K. (1996) The endogeneity of the Optimum Currency Area criteria, *NBER Working Papers Series*, n.5700, August.
- Fujita M., Krugman P., Venables A. (1999) *The Spatial Economy. Cities, Regions and International Trade*, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology Press.
- García Solanes J., María-Dolores R. (2002) The impact of European Structural Funds on Economic Convergence in European Countries and Regions, in *Convergence Issues in the European Union* by Meeusen W., Villaverde J., Edward Elgar, 61-82.
- Hallet M. (2000) Regional Specialisation and Concentration in the EU, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, *European Commission, Economic Papers* no.141.
- Helg R., Manasse P., Monacelli T., Rovelli R. (1995) How much (A)Symmetry in Europe? Evidence from industrial sectors, *European Economic Review*, vol.39, n.5.
- Hirschman A.O. (1958) *On the strategy of economic development*, Yale University Press, New Haven.
- Johnson P.A., Takeyama L.N. (2001) Initial conditions and economic growth in the US states, *European Economic Review* no.45, 919-927.
- Kaldor N. (1968) Productivity and growth in manufacturing industry: a reply, *Economica*, 35, 385-391.

- Kenen, P.B. (1969) The theory of Optimum Currency Areas: an Eclectic View, in *Monetary problems of the International Economy*, by Mundell, R. A., Swaboda, A.K., University of Chicago Press,. 41-60.
- Krugman P. (1993) Lessons of Massachusetts for EMU, in Torres F.,Giavazzi F., *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press.
- Lewis R.J (2000) An Introduction to Classification and Regression Tree (CART) Analysis, presented at the *2000 Annual Meeting of the Society for Academic Emergency Medicine* in San Francisco, California.
- Lewis W. (1954) Economic development with unlimited supply of labour, *Manchester School*, 22, 137-191.
- Lucas R.E. (1988) On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mankiw N.G., Romer D. Weil D.N. (1992) A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, CVIII, 407-437.
- Midlefart-Knarvik K.H., Overman H.G., Redding S.J., Venables A.J. (2000) The location of European Industry, Report prepared for the Directorate-General for Economic and Financial affairs, *European Commission, Economic Papers* no. 142.
- Mundell R. (1961) A Theory of Optimum Currency Areas, *American Economic Review*, no.51, 657-665.
- Ottaviano G., Puga D. (1997) Agglomeration in the Global Economy:a Survey of ‘The New Economic Geography’ , *Centro Studi sui Processi di Internazionalizzazione*, Wp n.97.
- Paci R., Pigliaru F. (1997) European regional growth: do sectors matter?, *WP No.3/97, CRENoS*, Università di Cagliari.
- Padoan, P.C., Parascandolo, P. Tozzi, M. (2000) La Nuova Geografia Economica delle regioni europee, in *Decentramento amministrativo e integrazione europea*, 10° rapporto CER-IRS sull’industria e la politica industriale italiana, Il Mulino, Bologna.
- Pricewaterhouse Coopers *European Economic Outlook* (1999) settembre.
- Quah D.T. (1993) Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth, *European Economic Review* n. 37 426-34.
- Romer, P.M. (1986) Increasing returns and long run growth, *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Solow, R.M. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, no.70, February, 65-94.
- Yao, S. (1997) Decomposition of Gini Coefficients by Income Factors: A New Approach and Application, *Applied Economic Letters*, no.4, 27-31.

APPENDICE: ALBERO DI REGRESSIONE



Gruppo 1: Limburg (NL), Hainaut (B), Liege (B), Luxembourg (B), Namur (B), Unterfranken (D), Giessen (D), Luneburg (D), Weserems (D), Munster (D), Koblenz (D), Trier (D), Picardie (F), Basse-Normandie (F), Bourgogne (F), Nord-Pas de Calais (F), Lorraine (F), Franche Comté (F), Loira (F), Poitou Charentes (F), Midi Pyrenees (F), Auvergne (F), Languedoc-Roussillon (F), Overijssel (NL), Gelderland (NL), Flevoland (NL), Noord Brabant (NL), Limburg (BE).

Gruppo 2: Galicia (E), Extremadura (E), Andalucia (E), Bretagne (F), Corse (F), Anatoliki Macedonia (GR), Thessalia (GR), Ipeiros (GR), Dytiki Ellada (GR), Peloponnisos (GR), Notio Aigaio (GR), Kriti (GR), Molise (I), Campania (I), Puglia (I), Calabria (I), Sicilia (I), Sardegna (I), Friesland (NL), Alentejo (PT), Algarve (PT).

Gruppo 3: Bruxelles (B), Stuttgart (D), Karlsruhe (D), Freiburg (D), Tubingen (D), Mittelfranken (D), Schwaben (D), Bremen (D), Hamburg (D), Braunschweig (D), Detmold (D), Arnsberg (D), Rheinhessenpfalz (D), Ile-de-France (F), Provence (F), Piemonte (I), Valle d'Aosta (I), Liguria (I), Lombardia (I), Veneto (I), Marche (I), Lazio (I), Luxembourg (LU), Groningen (NL), Utrecht (NL), Noord-Holland (NL), Zuid-Holland (NL).

Gruppo 4: Niederbayern (D), Oberpfalz (D), Schleswig- Holstein (D), Asturias (E), Cantabria (E), Vasco (E), Navarra (E), Rioja (E), Argon (E), Madrid (E), Castilla- Leon (E), Castilla- La Mancha (E), Cataluña (E), C. Valenciana (E), Murcia (E), Kentriki Makedonia (GR), Dytiki-Makedonia (GR), Sterea Ellada (GR), Attiki (GR), Ireland (IE), Umbria (I), Abruzzo (I), Basilicata (I), Drenthe (NL), Norte (PT), Centro (PT), Lisboa (PT).

Gruppo 5: Antwerpen (D), Oost-Vlaanderen (D), West-Vlaanderen (D), Oberbayern (D), Darmstadt (D), Kassel (D), Hannover (D), Dusseldorf (D), Kohn (D), Saarland (D), Haute-Normandie (F), Centre (F), Alsace (F), Aquitaine (F), Rhone-Alpes (F), Trentino-Alto Adige (I), Friuli-Venezia Giulia (I), Emilia-Romagna (I), Toscana (I), Zeeland (NL).

ABSTRACT

Empirical evidence on European regional growth during the last 15-20 years shows that different groups of economies can be identified with the following stylized facts: high level of internal homogeneity and increasing *inter*-groups differentiation. Given this scenario, the objective of this work is to describe the evolution of regional specialization and concentration and identify groups of regional economies (NUTS2 level) belonging to ten EMU countries (Belgium, France, Germany, Greece, Italy, Netherlands, Portugal, Spain, Ireland and Luxembourg). The aim is the evaluation of the role played by specialization in determining regional income growth. The grouping of regions will be carried out taking into account levels of income per capita and productive specialization before their entry into the European Monetary Union. The novelty of this work consists in the application of a new methodology, known as *Classification and Regression Tree Analysis*, used to achieve the identification of different groups. This methodology allowed us to generate 5 groups of European regions. The results show that initial specialization in industry and services is crucial for the regional economic growth. Besides, the analysis of regional dynamics suggests the existence of multiple clubs of regions, each characterized by a specific specialization model and growth trend.