

L'ANALISI DEI DIFFERENZIALI DI SVILUPPO DELLE PROVINCE ITALIANE IN
UNA NOUVA PROSPETTIVA METODOLOGICA *

Francesco PECCI¹ e Maria SASSI²

1 Università di Verona, Dip. Economie, Società, Istituzioni, Via dell'Artigliere, 8, 37129 VR

2 Università di Pavia, Dip. Ricerche Aziendali, Via S. Felice, 7, 27100 PV

SOMMARIO

Lo studio propone i risultati del confronto tra due diverse metodologie di analisi dei differenziali di sviluppo, misurati in termini di Pil pro-capite, delle 103 province italiane tra il 1991 ed il 2002 che fanno riferimento la prima al tradizionale approccio alla Barro, la seconda alle teorie della *new economic geography* attraverso i modelli spaziali che consentono di evidenziare e misurare la portata degli *spillovers* geografici collegabili alle variabili economiche ambientali. L'analisi è stata condotta sul campione totale delle province e sui club di convergenza, individuati attraverso l'analisi spaziale esplorativa, considerando in una prima fase due club formati dalle province del Centro-Nord e da quelle del Centro-Sud, successivamente suddividendo queste ultime in due sottogruppi. I risultati di entrambe le metodologie utilizzate, seppure da considerare del tutto indicativi, e quindi da sottoporre ad ulteriore verifica per il breve periodo preso in esame legato alle difficoltà di reperire i dati, mostrano una bassa velocità di convergenza per il campione totale e decisamente più elevata per i club.

*Lo studio è frutto di un lavoro congiunto dei due autori; tuttavia, Francesco Pecci ha curato la stesura dei paragrafi 3.3 e Maria Sassi dei paragrafi 2 e 3.1 e 3.3. L'introduzione e le conclusioni sono il risultato di una riflessione comune.

1. INTRODUZIONE

Il lavoro fornisce i risultati di una applicazione congiunta della econometria spaziale e dell'analisi di convergenza alla dinamica del Pil delle province italiane nel periodo tra il 1991 e il 2002¹. Più precisamente, il modello neoclassico della α -convergenza (Barro e Sala-i-Martin, 1991) è condizionato dagli indicatori propri dell'analisi dell'eterogeneità e della correlazione spaziale che fanno riferimento alle teorie della *new economic geography* (Krugman, 1991).

Questo approccio sviluppatosi solo recentemente (Lopez-Bazo et al., 1999; Fingleton, 1999; Rey e Monturi, 1999; Fingleton, 2003; Baumont *et al.*, 2003), non ha ancora trovato applicazione nel contesto italiano con riferimento ad una disaggregazione territoriale NUTS 3 nonostante oggi diventi centrale basare gli sforzi di integrazione su una migliore comprensione dei sentieri di crescita nell'ambito dei singoli Stati Membri dell'UE. Infatti, il processo di coesione promosso dalla Commissione Europea a partire dal 1989 se da un lato ha favorito la riduzione dei differenziali di reddito tra paesi, dall'altro, ha determinato un aumento delle disuguaglianze al loro interno. In tal senso, l'eterogeneità spaziale permette di evidenziare l'esistenza di stati stazionari multipli e localmente stabili in grado di creare bacini di attrazione di gruppi di province. Ciò rende possibile la stima di un'equazione di convergenza per ciascuno dei club individuati con un notevole miglioramento della comprensione della dinamica dei differenziali di crescita a livello provinciale.

La correlazione spaziale, invece, consente di studiare l'influenza delle esternalità o degli effetti di *spillovers* tra le unità oggetto di analisi sul complessivo processo di sviluppo. Nonostante l'importanza riconosciuta dalla letteratura agli effetti sui differenziali di crescita territoriali derivanti da fattori quali le relazioni commerciali regionali e la diffusione delle conoscenze e dell'innovazione tra aree (Quah, 1996; Anselin *et al.*, 1997), nelle analisi di convergenza essi sono spesso trascurati per la mancanza di informazioni appropriate. Tale carenza si riscontra anche con riferimento alle province italiane ed è superata appunto integrando la correlazione spaziale nel modello di convergenza.

L'approccio proposto mira, pertanto, a comprendere le implicazioni derivanti dalla collocazione geografica delle province italiane e dalle loro potenziali interazioni spaziali sul processo di convergenza del reddito provinciale. Informazioni ritenute centrali per l'elaborazione di interventi di sviluppo regionale finalizzati alla promozione della coesione nell'ambito del territorio italiano.

¹ I dati utilizzati nello studio sono stati estratti dalla Banca dati Tagliacarte che fornisce dei valori non omogenei del Pil per abitante nell'arco temporale esaminato. Infatti, dal 1991 al 1994 i valori fanno riferimento alla metodologia Sec79, mentre dal 1995 al 2002 fanno riferimenti alla Sec95. Per superare tale ostacolo si è ricorsi al numero indice del Pil pro-capite (Captano, 2003). Come valore iniziale e finali si utilizzata la media aritmetica semplice rispettivamente dei primi e degli ultimi tre anni.

2. L'APPROCCIO NEOCLASSICO E DELLA ECONOMIC GEOGRAPHY ALLA CONVERGENZA ECONOMICA

Il paper propone un'analisi del fenomeno della convergenza economica che integri il tradizionale approccio neoclassico con quello più recente della *economic geography*.

Il primo, sviluppatosi attorno al contributo di Solow (1956) e Swan (1956), fa riferimento alle tre fondamentali proposizioni neoclassiche in base alle quali si assume che i paesi poveri, in termini di dotazione di capitale pro-capite, crescano più rapidamente di quelli ricchi. In assenza di barriere alla libera circolazione dei fattori produttivi, un investitore indirizzerà le proprie risorse nelle economie in cui il livello del capitale impiegato è minore perché lì riceverà un rendimento più elevato (Bernini Carri e Sassi, 2003). Si attiva, quindi, un processo di coesione tra economie verso un unico livello di reddito di equilibrio (Barro, 1991; Barro e Sala-i-Martin, 1991; Baumol, 1986; Barro e Sala-i-Martin, 1992; Delong, 1988; Quah, 1993a).

In letteratura la convergenza verso un unico stato stazionario è stata ampiamente criticata, dando origine ai concetti di convergenza condizionata (Barro e Sala-i-Martin, 1991; Sala-i-Martin, 1996) e club di convergenza (Durlauf e Johnson 1995; Mankiw e Romer e Weil, 1992; De Long, 1988; Friedman, 1992; Quah, 1993a, 1993b, 1996a, 1996b, 1996c, 1997).

Con la convergenza condizionata ciascuna economia è caratterizzata da un proprio stato stazionario di equilibrio unico e globalmente stabile. I club aprono, invece, la possibilità di uno sviluppo endogeno basato su stati stazionari di equilibrio multipli e localmente stabili a cui gruppi di economie con condizioni iniziali appartenenti ad uno stesso bacino di attrazione possono convergere (Durlauf e Johnson, 1995). Quest'ultimo concetto risulta coerente al modello di sviluppo neoclassico standard (Galor, 1996) e, allo stesso tempo, consente di spiegare i fenomeni della polarizzazione, della persistenza e del *clustering*.

L'aspetto, seppur da una prospettiva teorica differente, è affrontato anche da alcuni modelli della teoria della *economic geography* la quale si articola attorno alla formalizzazione dell'equilibrio intra-regionale con rendimenti crescenti e costi di transazione di Krugman (1991)². L'approccio indaga il ruolo dei fattori spaziali che possono essere alla base dell'assenza di un processo convergenza di tipo tradizionale. Più precisamente, esso si concentra sullo studio del comportamento allocativo delle aziende e del processo di agglomerazione in un contesto di integrazione regionale e spiega come, in tale ambito, venga favorita la distribuzione spaziale irregolare delle attività economiche (Krugman e Venables, 1995 e 1996; Monfort e Nicolini, 2000; Puga, 1999; Fujita e Thisse, 1997; Fujita *et al.*, 1999). La teoria della *economic geography* sottolinea la rilevanza dell'equilibrio centro-periferia o

² Secondo tale approccio la convergenza spaziale è legata all'equilibrio simmetrico, vale a dire alla equiripartizione geografica delle aziende tra regioni, e la divergenza spaziale all'equilibrio centro periferia è caratterizzato dalla concentrazione delle aziende in una regione.

polarizzazione economica³. Esso viene interpretato come raramente casuale e riferito, da un lato, alle condizioni naturali o alle decisioni di localizzazione delle aziende (condizioni di primo ordine) e, dall'altro, al potere di attrazione di un'area legata alla presenza di aziende che precedentemente hanno scelto quella collocazione geografica (condizioni di secondo ordine) (Krugman, 1993a).

Un'ulteriore previsione di tale costrutto teorico è che i processi di agglomerazione sono fortemente cumulativi. Lo stesso processo di sviluppo è quindi forzante del fenomeno di agglomerazione che risulta sostenuto anche dagli effetti degli *spillovers* geografici locali (Englmann e Walz, 1995; Kubo, 1995; Martin e Ottaviano, 1999). Questi ultimi, infatti, consentono alle aziende localizzate in una data area di beneficiare dell'accumulazione di conoscenze che si manifesta in quel territorio⁴.

Secondo tale approccio, nella polarizzazione sono, pertanto, coinvolti i due effetti spaziali di autocorrelazione, vale a dire di coincidenza della similarità di attributi e della similarità di localizzazione (Dall'Erba, 2003), e di eterogeneità, ovvero di comportamenti economici che non sono stabili nello spazio (Anselin, 1988a).

3. I RISULTATI

3.1. La *s* e la *b*-convergenza assoluta tra le province italiane nel loro complesso

Nella colonna A della tab. 1 sono riportati i risultati derivanti dalla verifica statistica dell'esistenza di convergenza assoluta nella dinamica del PIL pro-capite provinciale tra il 1990 e il 2000. Si tratta di una analisi di tipo preliminare per comprendere se nell'ambito del campione considerato sia in atto un fenomeno di *catching-up* nell'ipotesi di assenza di significative differenze strutturali tra province.

Gli indicatori di riferimento sono:

- per la *s*-convergenza, un coefficiente di variazione (CV) il quale, calcolato come rapporto tra il rango interquartile al tempo iniziale e finale⁵, può assumere valori pari, superiori o inferiori all'unità a seconda che la distribuzione del Pil pro-capite tra province resti invariata, si riduca o aumenti⁶;

³ Si parla di equilibrio centro-periferia perché la teoria della *economic geography* dimostra che la distribuzione spaziale irregolare delle attività economiche è un equilibrio efficiente per lo sviluppo economico (Pavilos e Wang, 1993; Englman e Walz, 1995; Kubo, 1995, Walz, 1996; Martin e Ottaviano, 2001).

⁴ Al contrario, gli effetti di *spillovers* globali diffondendosi tra le realtà aziendali indipendentemente dalla loro localizzazione favoriscono il processo di convergenza.

⁵ Dopo aver elencato in ordine crescente la media del logaritmo naturale del numero indice del Pil pro-capite dei primi e degli ultimi tre anni considerati, si è proceduto al calcolo della differenza tra il quartile superiore e quello inferiore e al rapporto tra tale differenza al tempo iniziale e quella al tempo finale.

⁶ In letteratura il fenomeno della *s*-convergenza viene studiato attraverso diversi coefficienti che si basano sugli indici di concentrazione, sulla varianza e sul rango interquartile (Bernini Carri e Sassi, 1999). Il presente lavoro fa riferimento al concetto di rango interquartile perché consente di stimare in maniera più robusta il processo di *catchin-up*. Esso, infatti, tiene conto dell'intero campione e, pertanto, non viene influenzato dai soli estremi come nel caso dell'impiego degli altri indicatori (Fingleton, 2003).

- per la **b**-convergenza, il valore del coefficiente di convergenza (**b**) stimato attraverso una regressione *cross-country* non lineare della seguente equazione alla Barro (1991)

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}} \right) = A - \left(\frac{1 - e^{-b * T}}{T} \right) \ln(y_{i,0}) + m_{i,T} \quad (1)$$

dove T è il numero degli anni che costituiscono l'intervallo temporale, 0 l'anno iniziale, t l'anno finale, y il numero indice del Pil pro-capite, i le province, m la distribuzione dell'errore, A la costante⁷. **b** stimato con segno positivo indica che è in atto un processo di convergenza mentre con segno negativo di divergenza⁸.

Tabella 1 La convergenza assoluta e condizionata dall'appartenenza ai club

	103 province		Modello Club1		Modello Club2	
	Convergenza assoluta (A)	Convergenza condizionata (B)	Nord-Centro 61 prov. (C)	Centro-Sud 42 prov. (D)	Centro-Sud1 16 prov. (E)	Centro-Sud2 26 prov. (F)
Costante	0,0446	0,1609	0,2078	0,1099	0,1276	0,2492
<i>t-Student</i>	2,8834*	7,4378*	6,7685*	4,0000*	2,6889**	6,4700*
β	0,0102	0,0424	0,0599	0,0303	0,0347	0,0972
<i>t-Student</i>	2,6675*	5,7733*	4,7387*	3,38263*	2,2169**	3,6203*
γ		-0,0164				
<i>t-Student</i>		-6,7005*				
B	-0,0096	-0,0338	-0,0438	-0,0257	-0,0288	-0,0597
<i>t-Student</i>	-2,2822*	-7,3559*	-6,7087*	-4,0156*	-2,7001**	-6,4795*
R^2	0,0731	0,3603	0,4327	0,2873	0,3424	0,6362
F-statistica	7,9673*	28,1634*	45,0067*	16,1253*	7,2906**	41,9843
Half-life	68	17	12	23	20	7
CV	0,9929	0,9929	0,9988	0,9935	0,9980	0,9932

Significativo ad un livello di probabilità del: 1% (*) o 5% (**)

Noto il coefficiente di convergenza, è stato calcolato il parametro detto *half-life* (**t**) che consente di conoscere il numero di anni necessari alle province per compiere metà della

⁷ La costante A è data da

$$A = x + \left[\frac{1 - e^{-b * T}}{T} \right] * [\ln(y_i^*) + x_0] \quad (i)$$

dove x è il tasso di progresso tecnico e y^* il livello di Pil pro-capite di equilibrio che quindi risultano entrambi indipendenti dalle province di riferimento.

⁸ Poiché il condizionamento dell'equazione (1) con gli effetti spaziali non consente di stimare direttamente il parametro di convergenza, per consentire un confronto tra i risultati si è proceduto anche alla stima del coefficiente

$$B = - \left(\frac{1 - e^{-b * T}}{T} \right) \quad (ii)$$

attraverso una regressione *cross-country* di tipo lineare della (1)

variazione che le condurrebbe al reddito di equilibrio stazionario. La formula applicata è la seguente:

$$t = \frac{\ln(2)}{\ln(1+b)} \quad (2)$$

Sia la s sia la b -convergenza non segnalano l'esistenza di un significativo processo di avvicinamento delle province più povere a quelle più ricche.

Il valore del b indica una velocità di convergenza dell'1,02% che implica un *half-life* piuttosto elevato, di 68 anni. Il parametro risulta contribuire in modo significativo a spiegare la variabile dipendente nonostante l' R^2 sia molto basso, pari al solo 7,3%.

Questo risultato è in buona parte da attribuire al rallentamento dei ritmi di crescita fatti registrare in Italia negli anni '90 (Unioncamere, 2004; ISTAT, anni vari), aspetto che trova conferma nell'analisi della σ -convergenza la quale mostra un coefficiente di variazione prossimo all'unità. Nel corso dell'intervallo temporale considerato il limitato tasso di crescita non sembra, inoltre, aver inciso in maniera significativa sulla distribuzione del Pil pro-capite a livello provinciale, come evidenziato dal ρ di Spearman⁹ che è pari a 0,9314. Questo dato aggregato e, più in generale, l'analisi parametrica non consentono però di evidenziare un interessante dinamismo nella graduatoria tra le province posizionate nelle fasce centrali di reddito dove, come sottolineato nella tab. A1, si osservano anche importanti ribaltamenti.

3.2. L'approccio tradizionale alla convergenza e i club spaziali

Condizionando l'equazione di stima (1) con una *proxy* che tenga conto dell'appartenenza delle unità territoriali ad uno dei due club individuati¹⁰ secondo la metodologia esposta nel *Paragrafo 3.3* (Nord-Centro e Centro-Sud), il valore del b (sempre significativo con una probabilità dell'1%) e la capacità esplicativa dell'equazione di stima migliorano leggermente (Colonna B – tab. 1). Il tempo richiesto alle economie per compiere metà della variazione che le porterebbe allo stato stazionario si riduce passando a circa 16 anni.

Verificando la convergenza assoluta per ciascuno dei due club, trova conferma quanto evidenziato in letteratura, vale a dire l'aumento dell'intensità del processo di *catching-up* rispetto al modello che considera le unità territoriali nel loro complesso (Mankiw *et al.*, 1992; De Long, 1988).

⁹ L'indicatore è calcolato in base alla differenza tra i ranghi delle unità territoriali all'anno iniziale e a quello finale.

¹⁰ La (1) diventa pertanto:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}}\right) = A - \left(\frac{1-e^{-b \cdot T}}{T}\right) \ln(y_{i,0}) + gX + m_{i,T} \quad (iii)$$

con X pari a 0 se la provincia appartiene al club denominato Nord-Centro e 1 se appartiene a quello Centro-Sud. In questo modo, si è valutata la velocità di convergenza nell'ipotesi che ciascuna provincia fosse caratterizzata da un proprio stato stazionario, unico e globalmente stabile.

Dal confronto tra i valori presentati nella Colonna A e in quelle C e D della tab. 1 si evince, anzitutto, che il valore del b è più elevato nell'equazione di stima riferita ai due club. Il coefficiente, inoltre, non perde la propria capacità di contribuire significativamente a spiegare la variabile dipendente con una probabilità di errore molto bassa. La velocità di convergenza è maggiore al Nord-Centro dove l'*half-life* è circa la metà, 12 anni, di quello del Sud che è pari a 23 anni. Anche la capacità della regressione nel prevedere il valore della variabile dipendente migliora. In particolare, con riferimento al club Nord-Centro l' R^2 si attesta sul 43%.

L'analisi della eterogeneità spaziale ha suggerito la possibilità di distinguere il Centro-Sud in due raggruppamenti nell'ambito dei quali la velocità di convergenza migliora ulteriormente e per il club Centro-Sud2 risulta addirittura superiore a quella del Nord-Centro, compiendo metà strada verso lo stato stazionario in soli 7 anni (Colonne E e F - tab. 1). In relazione a tale club, la significatività del contributo del coefficiente di convergenza è buona e l' R^2 (63,62%) è il più elevato tra quelli che caratterizzano le altre equazioni di stima¹¹.

Nonostante i segnali di riduzione degli squilibri territoriali in termini di numeri indici del Pil pro-capite siano piuttosto deboli qualora si consideri il paese nel suo complesso, il fenomeno di *catching-up* tra province italiane articolate in regimi spaziali sembra essere sostenuto maggiormente da quelle del Centro-Sud2 e del Nord-Centro. L'importanza del Centro-Sud2 nell'ambito di tale processo, se confermata in relazione ad intervalli temporali più ampi, pone anche in evidenza la necessità di superare le tradizionali analisi che distinguono tra Nord e Sud del paese al fine di una migliore comprensione dei processi di crescita e di riduzione delle disparità a livello territoriale.

Nell'ambito dei club la σ -convergenza resta prossima all'unità. Ciò significa che, mentre la velocità di avvicinamento delle province nei tre club ai rispettivi valori medi risulta più elevata rispetto al caso in cui l'equazione di stima si riferisce a tutte le 103 unità territoriali, la distribuzione del numero indice del Pil pro-capite tra le province accorpate in club non sembra modificarsi significativamente nel periodo considerato come d'altro canto riscontrato per l'intero campione.

L'eterogeneità spaziale sembra comunque migliorare la comprensione della dinamica dei differenziali di sviluppo tra le province italiane rispetto al tradizionale approccio alla convergenza. Ciò sollecita, anche per le particolari implicazioni di politica economica che ne possono derivare, una più approfondita analisi del modello spaziale di tali unità territoriali.

3.3. Il modello spaziale della convergenza delle province italiane

Il modello che ha fornito le stime più significative è quello dell'errore spaziale

¹¹ Lo studio della convergenza assoluta nel club Centro-Sud2 si connota, tuttavia, per un aumento della probabilità dell'errore della significatività del contributo della variabile dipendente che passa al 5%.

$$c_{MT} = \mathbf{a}S + By_o + \mathbf{e} \quad \mathbf{e} = \mathbf{I}W\mathbf{e} + \mathbf{m} \quad \mathbf{m} \sim N(0, \mathbf{S}^2\mathbf{I}) \quad (3)$$

dove c_{MT} è il vettore $(n \times 1)$ del logaritmo della crescita media del numero indice del Pil pro-capite tra il tempo 0 ed il tempo T , y_o è il vettore $(n \times 1)$ del logaritmo del valore del numero indice del Pil pro-capite al tempo 0 e \mathbf{m} è il vettore $(n \times 1)$ dell'errore normalmente distribuito, S è il vettore unitario, \mathbf{a} , B , e \mathbf{I} sono i parametri che devono essere stimati. \mathbf{I} è il parametro che esprime l'intensità della correlazione spaziale presente nei residui della regressione, in funzione del modello spaziale introdotto in maniera esogena attraverso la matrice dei pesi spaziali W .

Questo modello possiede alcune interessanti proprietà: la prima fa riferimento alla diffusione spaziale di uno *shock* casuale, come segnalato in precedenza attraverso la trasformazione spaziale inversa contenuta in $\mathbf{e} = \mathbf{I}W\mathbf{e} + \mathbf{m}$, così che $\mathbf{e} = (\mathbf{I} - \mathbf{I}W)^{-1}\mathbf{m}$ e la (3) può essere riscritta nella seguente forma:

$$c_{MT} = \mathbf{a}S + By_o + (\mathbf{I} - \mathbf{I}W)^{-1}\mathbf{m} \quad (4)$$

La seconda è che il modello può essere specificato in modo da essere considerato come una forma minimale della **b**-convergenza condizionata per la presenza di due variabili ambientali spaziali. Moltiplicando la (3) per $(\mathbf{I} - \mathbf{I}W)$ si ha:

$$(\mathbf{I} - \mathbf{I}W)c_{MT} = \mathbf{a}(\mathbf{I} - \mathbf{I}W)S + B(\mathbf{I} - \mathbf{I}W)y_o + \mathbf{m} \quad (5)$$

Pertanto:

$$c_{MT} - \mathbf{I}Wc_{MT} = \mathbf{a}(\mathbf{I} - \mathbf{I}W)S + By_o - \mathbf{I}BWy_o + \mathbf{m} \quad (6)$$

$$c_{MT} = \mathbf{a}(\mathbf{I} - \mathbf{I}W)S + By_o + \mathbf{I}Wc_{MT} - \mathbf{I}BWy_o + \mathbf{m} \quad (7)$$

ponendo il vincolo $\gamma = -\mathbf{I}B$

$$c_{MT} = \mathbf{a}(-\mathbf{I} - \mathbf{I}W)S + By_o + \gamma Wy_o + \mathbf{m} \quad (8)$$

L'equazione (8) corrisponde al modello spaziale di Durbin. Attraverso l'introduzione del vincolo sui parametri, il modello regressivo-autoregressivo può essere ridotto ad una semplice regressione con autocorrelazione spaziale degli errori. La condizione $\gamma + \mathbf{I}B = 0$ può essere verificata con il test del fattore comune (Burridge, 1981) e se non può essere rifiutata la (8) si riduce alla (3).

La (8) incorpora sia le variabili spazialmente scalate¹² Wc_{MT} (v. endogena) e Wy_o (v. esogena) per cui il tasso di crescita di una regione i può essere influenzato sia dal tasso di crescita delle regioni vicine attraverso la variabile endogena spazialmente legata, sia dal valore iniziale di y_o delle regioni vicine per la presenza della variabile esogena spazialmente scalata (Upton e Fingleton, 1985).

La matrice che ha fornito i migliori risultati sotto il profilo dei test di autocorrelazione spaziale¹³ si basa su distanze superiori a 400 chilometri $D(400)$; le risposte dei 5 test sono

¹² Il termine "legata" è sinonimo di "scalata"; se ipotizziamo una matrice W costruita con le distanze, il valore di w_{ij} sarà tanto più piccolo quanto maggiore è la distanza tra i e j , fino ad essere uguale a 0 quando la distanza supera quella massima preventivata nella costruzione di W . Nello stesso caso legata significa che w_{ij} non possiede valore 0; i due termini possono quindi essere utilizzati in maniera identica.

¹³ Modello di **b**-convergenza non condizionato: $c_{MT} = \mathbf{a}S + By_o + \mathbf{e} \quad \mathbf{e} \sim N(0, \mathbf{S}^2\mathbf{I})$.

riportate nella prima colonna di tab. 2. Il test di Moran sui residui della regressione (Cliff e Ord, 1981) è molto potente nell'individuare le forme di dipendenza spaziale senza però discriminare al loro interno (Anselin e Florax, 1995). In questa direzione si possono utilizzare due test del moltiplicatore di Lagrange (Anselin, 1988b) e la loro versione robusta (Anselin, 1996), che permettono di testare due possibili forme di associazione spaziale: LMLag e R-LMLag per la forma autoregressiva, LMerr e R-LMerr per l'autocorrelazione spaziale degli errori.

Le stime del modello ottenute con il metodo ML sono altamente significative per tutti i coefficienti ed il valore di B è molto più alto di quello della b -convergenza non condizionata; la velocità di convergenza sale al 4% con un *half-life* di 17 anni.

L'autocorrelazione spaziale degli errori è molto elevata e negativa, $I = -0,923$. Il modello tende pertanto ad evidenziare le disuguaglianze esistenti ad un livello territoriale ampio. Una possibile interpretazione è che l'ampiezza territoriale a cui è possibile rinvenire omogeneità nei percorsi di crescita è ridotta e con situazioni differenti da area ad area, mentre sono più facilmente definibili in maniera formale le diversità confrontando province geograficamente distanti. Il test sul fattore comune indica che la restrizione $\gamma + IB = 0$ non può essere rifiutata così il modello spaziale e quindi il modello dell'errore spaziale può essere riscritto come il modello di Durbin vincolato (8). Questo modello ha delle importanti implicazioni sotto il profilo della geografia economica: il tasso di crescita medio di una provincia i è influenzato dalla crescita media delle regioni spazialmente legate attraverso la variabile W_{CMT} e dal valore iniziale della y_o attraverso Wy_o . Questi effetti di *spillovers* dimostrano che i modelli di associazione spaziale non sono neutrali nel determinare le condizioni dello sviluppo delle province italiane e quindi l'ambiente geografico condiziona il processo di sviluppo. Il test LMLag* non rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di una variabile autoregressiva addizionale e l'eteroschedasticità nei confronti di y_o non è più significativa come nel modello della b -convergenza non condizionata.

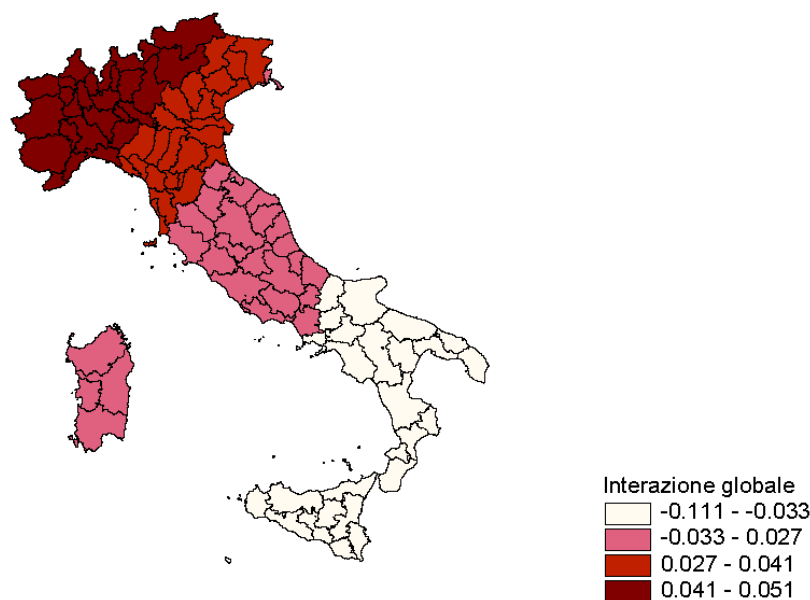
Riprendendo la forma ridotta del modello dell'errore (8) è possibile visualizzare i diversi valori che assume l'interazione spaziale o trasformazione spaziale inversa $(I - IW)^{-1}$ nelle singole province, che costituisce la base degli *spillovers* geografici globali. Questo termine è in realtà una matrice di dimensioni $(n \times n)$, dove n è il numero delle province, le cui colonne forniscono delle informazioni sulle *emissioni*; se consideriamo la colonna i -sima i valori in essa contenuti indicano come si riflettono le modificazioni di stato che si verificano nella provincia i su tutte le altre province, esclusa la provincia i . La fig. 1 è stata costruita utilizzando i valori della mediana dell'impatto delle emissioni, raggruppati in quartili e consente di fare alcune osservazioni. Le province del Nord-Ovest, assieme ad alcune del Nord-Est possiedono la maggiore capacità di suscitare effetti nelle altre province, seguite dalle rimanenti province del Nord-Est. Proseguendo verso il Sud tale effetto tende ad assottigliarsi, fino a diventare negativo nella maggioranza delle province del Mezzogiorno e

Tabella 2 Risultati delle stime con la matrice D(400) e numero indice Pil pro-capite: 103 province

Modello	β - convergenza	Errore spaziale
Metodo di stima	OLS-White	ML
α	0,0446 (0,01603)	0,1452 0,000000
B	-0,0096 (0,01625)	-0,0324 (0,0000)
Vel. Conv.	1,018%	4,003%
Half-life	68	17
λ	-	-0,9230 (0,0000)
ρ	-	-
γ	-	-
R2 o Sq. Corr.*	0,0731	0,0731*
LIK	339,680	358,289
AIC	-675,359	-712,578
BIC	-670,090	-707,309
σ^2	$8,1575 \cdot 10^{-5}$	$5,3945 \cdot 10^{-5}$
JB	39,627 (0,0000)	-
BP-S o KB* vs. y_0	5,2157* (0,0224)	3,7461 (0,0529)
WHITE	5,7193 (0,5729)	-
MORAN	-9,9573 (0,0000)	-
LMErr	33,77905 (0,0000)	-
R-LMErr	60,9504 (0,0000)	-
LMErr*	-	-
LMLag	5,1890 (0,0000)	-
R-LMLag	38,5456 (0,0000)	-
LMLag*	-	0,0031 (0,9555)
LR-fattore com.	-	2,5292 (0,1118)
$\gamma = -IB$	-	-0,0307

Note tab. 2: i valori della probabilità sono tra parentesi. *OLS-White* indica l'uso del metodo di White (1980) per la stima della matrice di covarianza. *ML* indica metodo della massima verosimiglianza. *GMM* indica metodo dei momenti generalizzati (Kelejian e Prucha, 1999). *Sq. Corr.* è il quadrato della correlazione tra i valori stimati e osservati. *LIK* è il valore della massima verosimiglianza. *AIC* è il valore del criterio di Akaike (1974). *BIC* è il valore del criterio di Schwarz (1978). *JB* è il test di Jarque e Bera (1987) sulla normalità dei residui. *BP-S* è la versione modificata per i modelli spaziali del test sull'eteroschedasticità di Breusch-Pagan (1979) (Anselin, 1988a, 1988b). *KB* è il test sull'eteroschedasticità di Koenker-Basset (1982). *WHITE*, test sull'eteroschedasticità di White (1980). *MORAN* è il test di Moran sui residui della regressione (Cliff e Ord, 1981). *LMErr* è il test del moltiplicatore di Lagrange sulla autocorrelazione spaziale dei residui e *R-LMErr* è la sua versione robusta. *LMLag* è il test del moltiplicatore di Lagrange per la variabile endogena spazialmente scalata e *R-LMLag* è la sua versione robusta. *LMErr** è il test del moltiplicatore di Lagrange per una autocorrelazione addizionale residua nel modello spaziale autoregressivo. *LMErr** è il test del moltiplicatore di Lagrange per una autocorrelazione addizionale residua nel modello spaziale dell'errore (Anselin, 1988a). *LR-fattore com.* è il test del rapporto di verosimiglianza sul fattore comune (Burridge, 1981).

Figura 1 Suddivisione in quartili dell'effetto di interazione globale inversa con matrice D(400)



Fonte: nostre elaborazioni.

nella Sicilia. Il segno meno non va letto tanto in termini di impoverimento assoluto di queste province, quanto relativo; ovvero gli *spillovers* globali, che tengono conto di variabili esplicative non specificatamente evidenziate nel modello, hanno dei riflessi negativi sulle economie di queste province rispetto ai risultati che sortiscono nelle altre. Ciò perché la presenza dei fattori di sviluppo con cui molto probabilmente interagiscono gli *spillovers* o sono scarsi o non esistono e sottolinea come le economie di queste province possiedano differenti specializzazioni. Pertanto se la quota di crescita che passa attraverso gli *spillovers* è trainata da fattori che sono presenti in maniera limitata è probabile che gli effetti legati al debordamento si ripercuotano negativamente sulle modalità di sviluppo di queste province, ma limitatamente agli effetti degli *spillovers*. Poniamo il caso che l'effetto *spillovers* sintetizzi la presenza di servizi reali alle imprese secondo una determinata quantità e tipologia; una presenza via via decrescente determina effetti parimenti calanti degli *spillovers* fino ad indurre effetti negativi quando la loro dotazione sia estremamente carente o diversamente orientata rispetto a quella delle province dove si generano i tassi di crescita più elevati. A questo proposito Englemann e Walz (1995) sottolineano come parallelamente agli elevati

tassi di sviluppo registrati nella prima metà degli anni Novanta nei Länder appartenenti alla ex Germania dell'Est, che hanno contribuito a ridurre il divario rispetto agli altri Länder, siano avvenuti consistenti investimenti in *producer services*.

Per approfondire l'analisi si è verificata l'esistenza di differenti regimi spaziali fra i valori del numero indice del Pil pro-capite fra le province calcolando i valori dell'associazione spaziale locale (Pecci, 2003): I di Moran locale (Anselin, 1996) e $G_i(d)$ (Ord e Getis, 1995). Nella fig. 2 è riportato lo *scatterplot* di Moran¹⁴ riferito al valore di y_0 del 1995 per le 103 province, mentre nella tab. A2, in Appendice, sono illustrate le composizioni dei gruppi formati con il calcolo delle precedenti statistiche; le colonne M1 e M3 fanno riferimento alla I di Moran locale, OG, alla $G_i(d)$. Per la I di Moran locale si è assegnato valore 0 quando la provincia ricadeva nel primo quadrante (valori alti circondati da valori alti), definito “cuore”, valore 1 quando la provincia ricadeva nel terzo quadrante (valori bassi circondati da valori bassi), definita “periferia”¹⁵. Per la statistica $G_i(d)$ si è assegnato valore 0 quando il valore era positivo, valore 1 altrimenti. In figura 3 è indicato invece lo *scatterplot* delle province a cui è stato assegnato il valore 1 nella colonna M1 di tab. A2 e che da origine alla colonna M3.

Nel “cuore” (fig. 2 e tab. A2) sono comprese tutte le province del Nord Italia e buona parte di quelle del Centro; le rimanenti province, situate in parte del Centro, nel Sud e nelle Isole, formano invece la “periferia”. I risultati di entrambe le statistiche nella formazione dei gruppi sono molto simili tra di loro a riprova della robustezza del metodo di classificazione adottato. L'introduzione nei modelli spaziali di differenti regimi si realizza con modelli che stimano un coefficiente di correlazione spaziale unico per tutto il campione analizzato, mentre l'intercetta ed i coefficienti della variabili esplicative sono stimati per i singoli regimi. Il modello utilizzato è quello dell'errore spaziale con eteroschedasticità raggruppata che valuta congiuntamente l'autocorrelazione dell'errore e la presenza di differenti regimi spaziali, ipotizzando che il processo autoregressivo dell'errore sia unico. Nel caso di 2 regimi spaziali possiede la seguente formulazione:

$$c_{MT} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \beta D_1 y_0 + \beta D_2 y_0 + e \quad e = IWe + m \quad m \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (9)$$

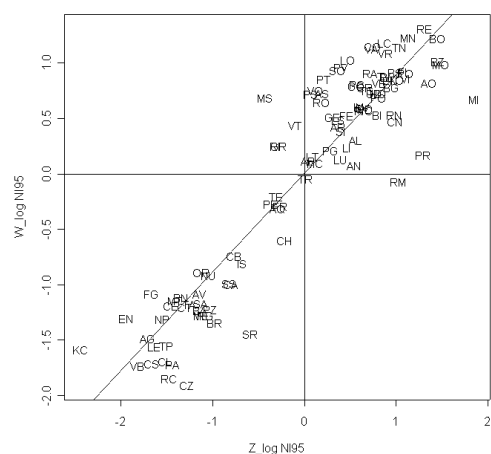
dove D_1 e D_2 sono variabili *dummy* che identificano i due differenti regimi spaziali. Se i regimi spaziali sono più di due le variabili *dummy* saranno presenti in numero ad essi corrispondente. In particolare la variabile D_1 è uguale ad 1 se la regione è compresa nel “cuore”, è uguale a 0 se la regione fa parte della periferia; D_2 è uguale ad 1 se la regione è compresa nella “periferia”, è uguale a 0 se la regione fa parte del “cuore”.

¹⁴ Le province sono identificate con le proprie targhe automobilistica, tranne Napoli la cui sigla nei grafici è NP.

¹⁵ Alle province che non ricadono in questi quadranti, Massa-Carrara, Grosseto, Terni, Viterbo, Rieti e Roma, si è assegnato il valore 1, tranne che alle province di Grosseto e Massa-Carrara. Esclusa quest'ultima provincia, tutte le altre formano la cerniera tra i due gruppi.

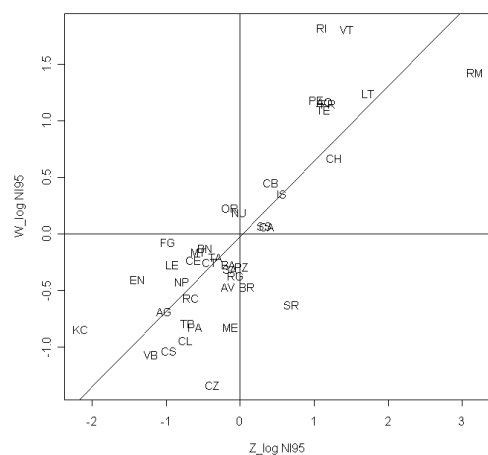
I risultati delle stime dell'errore spaziale con eteroschedasticità raggruppata e con una matrice spaziale con distanza di 140 chilometri, $D(140)$, sono riportati nella tab. 3, per 2 e per 3 gruppi, per la cui determinazione si sono utilizzate le variabili M1¹⁶ e M3 di tab. A2¹⁷.

Figura 2 Moran scatterplot log NI 1995 – Italia (I=902)



Fonte: nostre elaborazioni.

Figura 3 Moran scatterplot log NI 1995 - Centro-Sud (I=665)



Fonte: nostre elaborazioni.

¹⁶ M1 è stata preferita a OG perché le stime hanno prodotto risultati più significativi.

¹⁷ I gruppi sono così identificati: C1, Nord-Centro e C2, Centro-Sud, nel caso di due regimi spaziali; C1, Nord-Centro, C2.1, Centro-Sud1 e C2.2, Centro-Sud2, nel caso di tre regimi spaziali.

Tabella 3 Risultati delle stime con la matrice D(140) e numero indice Pil pro-capite: club

Modello	Errore spaziale Eteroschedasticità raggruppata–2 gruppi	Errore spaziale Eteroschedasticità raggruppata–3 gruppi
Metodo di stima	ML	ML
α_{C1}	0,1923 (0,0000)	0,1964 (0,0000)
B_{C1}	-0,0405 (0,0000)	-0,0414 (0,0000)
α_{C2} o $\alpha_{C2.1}^*$	0,0643 (0,0012)	0,1045* (0,0077)
B_{C2} o $B_{C2.1}^*$	-0,0152 (0,0011)	-0,0238* (0,0072)
$\alpha_{C2.2}$	-	0,2345 (0,0000)
$\beta_{C2.2}$	-	-0,0562 (0,0000)
λ	-0,5797 (0,0000)	-0,3848 (0,0059)
Vel. Conv.C1	5,366%	5,529%
Half-life C1	13	12
Vel. Conv.C2 o C2.1*	1,661%	2,754%*
Half-life C2 o C2.1*	41	25*
Vel. Conv. C2.2	-	8,743%
Half-life C2.2	-	8
Sq. corr.	0,3703	0,4858
LIK	369,688	375,062
AIC	-731,375	-738,124
BIC	-720,837	-722,316
CHOW-WALD	73,9203 (0,0000)	100,2303 (0,0000)
STAB. α_r	15,3324 (0,0000)	5,9185 (0,0519)
STAB. B_r	12,3427 (0,0004)	6,3077 (0,0427)
LR-GH	14,3474 (0,0008)	7,8316 (0,0496)

Note tab. 3: vedi note tab. 2. *CHOW-WALD* test di stabilità complessiva basato sulla statistica asintotica di Wald adattata ai modelli spaziali, distribuita come χ^2 con 2 gradi di libertà (Anselin, 1988a). *STAB. α_r* e *STAB. B_r* test di stabilità dei coefficienti basati sulla statistica asintotica di Wald adattata ai modelli spaziali, distribuita come χ^2 con 1 grado di libertà. *LR-GH* test del rapporto di verosimiglianza per l'eteroschedasticità raggruppata.

Esistono sostanziali differenze nei valori della velocità di convergenza dei vari gruppi; nei modelli con due regimi spaziali, il “cuore”, C1, si dimostra molto più dinamico della “periferia”, C2, con un *half-life* di 13 e 14 anni, rispettivamente, mentre la “periferia”, il Sud, nei due modelli passa da 41 a 67 anni. Nel modello con 3 regimi spaziali, pur se alcuni dei test sono al limite della significatività, si evidenziano ulteriori differenze; il gruppo C1, mantiene i valori precedenti, viceversa il gruppo C2.1, quello che nello *scatterplot* di Moran poteva essere interpretato come il “cuore della periferia” denuncia una velocità di convergenza molto più ridotta della “periferia della periferia”, C2.2, mentre quest'ultima assume valori superiori perfino a quelli del “cuore”, C1.

La forma modificata del test di Chow (Anselin 1988a, 1990a) rifiuta l'ipotesi di stabilità strutturale così come accade per i singoli coefficienti.

Pur con le differenze sottolineate entrambe le tipologie di modelli mostrano, nel caso dei due regimi spaziali, una maggiore velocità di convergenza delle province del Nord e di ampia parte del Centro Italia rispetto alle rimanenti province del Centro e del Sud. Tuttavia i 3 regimi spaziali evidenziano che nell'originale "periferia" esistono processi di convergenza nettamente diversi in cui le province meno ricche possiedono le dinamiche di crescita più elevate in assoluto.

4. CONCLUSIONI

L'analisi condotta consente di trarre interessanti considerazioni sullo sviluppo delle economie provinciali in Italia e del relativo processo di convergenza tra il 1991 ed il 2002 nonostante il periodo considerato sia caratterizzato da limitati tassi di crescita dell'economia nazionale.

Lo studio della *s*-convergenza ha anzitutto sottolineato la limitata modificazione della distribuzione del numero indice del Pil per abitante tra le province, aspetto che viene confermato anche con riferimento ai club spaziali. La stima del modello neoclassico standard, conferma quanto suggerito in letteratura, e mostra come l'equazione di stima e la velocità del processo di *catching-up* migliorino quando riferiti all'esistenza di equilibri multipli e globalmente stabili che sono stati identificati utilizzando l'analisi esplorativa spaziale. Tale risultato trova conferma nell'analisi che fa riferimento alle teorie della *new economic geography*.

Entrambe le metodologie di analisi concordano nell'indicare una bassa velocità di avvicinamento per le 103 province e velocità sensibilmente più elevate per i club. Ciò, unito alle risultanze della *s*-convergenza, sembrerebbe sottolineare la necessità di porre in essere politiche di sviluppo locali volte a sostenere un più elevato tasso di crescita piuttosto che interventi mirati alla riduzione delle disparità provinciali. Va in ogni caso osservato che la convergenza è un fenomeno di lungo termine. Essa non può quindi essere pienamente valutata in relazione a un periodo così breve come quello che, per mancanza di dati, si è dovuto adottare e che oltretutto fa riferimento ad una fase particolare dell'economia del nostro paese. Se però le risultanze emerse venissero riscontrate anche per intervalli temporali più ampi, allora dal punto di vista della politica economica e, in particolare, della crescita territoriale occorrerebbe interrogarsi sulle strategie di crescita più appropriate.

I modelli spaziali indicano la presenza di *spillovers* geografici nell'ambito dei processi di crescita provinciali che inducono effetti differenziati a seconda della collocazione geografica delle unità territoriali considerate. Inoltre, a differenza della stima alla "Barro" la gestione dell'interazione spaziale, conduce a modelli di *b*-convergenza condizionata.

La presenza di effetti di *spillovers* sollecita ulteriori analisi che portino a definire gli specifici fattori di influenza. Si tratta di indagare non solo variabili quali il commercio intraregionale, il progresso tecnologico e la diffusione della conoscenza, ma anche i settori produttivi.

Infine, l'esistenza dei club conferma la presenza di differenti modelli di progresso tecnico, fattori strutturali e infrastrutturali che dovrebbero anch'essi essere ulteriormente indagati per una migliore comprensione del processo di coesione economica tra le province italiane.

5. BIBLIOGRAFIA

- Akaike H. (1974) A New Look at the Statistical Model Identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716-723.
- Anselin L. (1988a) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin L. (1988b) Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity, *Geographical Analysis*, 20, 1-17.
- Anselin L. (1990a) Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis, *Journal of Regional Science*, 30, 185-207.
- Anselin L. (1996) The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association, in Fisher M., Scholten H.J., Unwin D. (eds.), *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Taylor & Francis, London.
- L. Anselin, R. Florax (1995) *Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models*, in Anselin L., Florax R. (eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin L., Varga A., Acs Z. (1997) Local geographic spillovers between university research and high technology innovations, *Journal of Urban Economics*, v. 42, 422-448.
- Barro R.J. (1991) Economic Growth in a Cross-Section of Countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 2, 407-443.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1991) Convergence Across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-182.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1992) Convergence, *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (1995) *Economic Growth Theory*, McGraw-Hill, Boston.
- Baumol W.J. (1986), Productivity Growth Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show, *American Economic Review*, 76, 1072-1085.
- Baumont C., Ertur C., Le Gallo J. (2003) Spatial convergence clubs and the European growth process, 1980-1995, in Fingleton B. (eds), *European Regional Growth*, Springer-Verlag, Berlin.
- Bernini Carri C., Sassi M. (2003) The Process of Economic and Agricultural Convergence within the EU Regions: A Parametric and Non-parametric Approach, *Politica Agricola Internazionale*, 1, 23-37.
- Bernini Carri C., Sassi M. (1999) *I Sistemi Agricoli Territoriali dell'UE tra Processi di Convergenza e Tipologie di Crescita*, Università di Pavia – Dipartimento di Ricerche Aziendali, Serie Working Paper, 2.
- Breusch T., Pagan A. (1979) A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*, 47, 1287-1294.

- Burridge P. (1981) Testing for a Common Factor in a Spatial Autoregression Model, *Environment and Planning, Serie A*, 13, 795-800.
- Cliff A.D., Ord J.K. (1981) *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, London.
- Capuano G. (2003) La critica al concetto di convergenza assoluta e l'approccio della "convergenza non lineare" (CNL): il caso delle province italiane, *XXIV Conferenza italiana di Scienze regionali*, Perugia, CD-Rom.
- Dall'Erba S. (2003) *Productivity Convergence and Spatial Dependence Among Spanish Regions*, Regional Economics Applications Laboratory, Discussion Papers.
- De Long J.B. (1988) Productivity Growth, Convergence and Growth: Comment, *American Economic Review*, 78, 1138-1154.
- Durlauf S.N., Johnson P.A. (1995) Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365-384.
- Englemann C., Walz U. (1995) Industrial Centers and Regional Growth in the Presence of Local Inputs, *Journal of Regional Science*, 35, 3-27.
- Fingleton B. (1999) Estimates of Time to Economic Convergence: An Analysis of Regions of the European Union, *International Regional Science Review*, 22, 5-34.
- Fingleton B. (2003), Models and simulations of GDP per inhabitant across Europe's regions: a preliminary view, in Fingleton B. (eds), *European Regional Growth*, Springer-Verlag, Berlin.
- Friedman M. (1992) Do Old Fallacies Ever Die?, *Journal of Economic Literature*, 30, 2129-2132.
- Fujita M., Thisse J. (1997) Economie géographique. Problèmes anciens et nouvelles perspectives, *Annales d'Economie et Statistique*, n. 45/46, 37-87.
- Fujita M., Krugman P., Venables A.J. (1999) *The Spatial Economy*, MIT Press, Cambridge MA.
- Galor O. (1996) Convergence? Inference from Theoretical Models, *Economic Journal*, 106, 1056-1069.
- ISTAT (anni vari), *Rapporto annuale*, Roma ISTAT
- Jarque C.M., Bera A.K. (1987) A test for Normality of Observations and Regression Residuals, *International Statistical Review*, 55, 163-172.
- Koenker R., Basset G. (1982) Robust Test for Heteroskedasticity Based on Regression Quantiles, *Econometrica*, 50, 43-61.
- Krugman P. (1991) Increasing Returns and Economic Geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
- Krugman P. (1993) First Nature, Second Nature and Metropolitan Location, *Journal of Regional Science*, 33, 129-144.
- Krugman P., Venables A.J. (1995) *The Seamless World: A Spatial Model of International Specialization*, National Bureau of Economic Research Working Paper, n. 52220;

- Kubo Y. (1995) Scale Economies, Regional Externalities, and the Possibility of Uneven Development, *Journal of Regional Science*, 35, 29-42.
- López-Bazo E., Vayá E., Mora A., Suriñach J. (1999) Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union, *Annals of Regional Science*, 33, 343-370.
- Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N. (1992) A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2, 407-437.
- Martin P., Ottaviano G.I.P. (1999) Growing Locations: Industry Location in a Model of Endogenous Growth, *European Economic Review*, 43, 281-302.
- Monfort P., Nicolini R. (2000) Regional Convergence and International Integration, *Journal of Urban Economics*, 48, 286-306.
- Ord J.K., Getis A. (1995) Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application, *Geographical Analysis*, 27, 286-305.
- Pecci F. (2003) Le produzioni di qualità nelle dinamiche dello sviluppo locale, *XXIV Conferenza italiana di Scienze regionali*, Perugia, CD-Rom.
- Puga D. (1999), *The Rise and Fall of Regional Inequalities*, "European Economic Review", 43, pp. 303-334.
- Quah D.T. (1993a) Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth, *European Economic Review*, 37, 426-434.
- Quah D.T. (1993b) Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427-443.
- Quah D.T. (1996a) Empirics for Economic Growth and Convergence, *European Economic Review*, 40, 1353-1375.
- Quah D.T. (1996b) Twin Peaks: Growth and convergence in Models of Distribution Dynamics, *Economic Journal*, 106, 1045-1055.
- Quah D.T. (1996c) Regional Convergence Across Europe, *European Economic Review*, 40, 427-443.
- Quah D.T. (1997) Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Club, *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59;
- Rey S.J., Montouri B.D., (1999) U.S. Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies*, v. 33, 145-156.
- Schwarz G. (1978) Estimating the Dimension of a Model, *The Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- Sala-i-Martin X. (1996) The Classical Approach to Convergence Analysis, *The Economic Journal*, 106, 1019-1036.
- Swan T. (1956) Economic Growth and Capital accumulation, *Economic Record*, 32, 344-361.
- Solow R.M. (1956) A contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- UNIONCAMERE (2004) *Atlante della competitività delle province*, www.unioncamere.it.

- Upton G.J.G., Fingleton B. (1985) *Spatial data analysis by example*, vol. I, Wiley, New York.
- Walz U. (1996) Transport Costs, Intermediate Goods and Localized Growth, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 671-695.
- White H. (1980) A Heteroskedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817-838.

APPENDICE

Tabella A1 Elenco province in ordine crescente di reddito al 2002 (A) e variazione della posizione rispetto al 1993 in numero di posizioni (B)

A	B A	B	A	B
1 CROTONE	-236 FROSINONE	-9	71 ANCONA	-5
2 FOGGIA	-937 PESCARA	-13	72 PADOVA	-21
3 ENNA	-638 ISERNIA	17	73 PORDENONE	3
4 CALTANISSETTA	039 CHIETI	0	74 SAVONA	8
5 AGRIGENTO	040 MASSA-CARRARA	5	75 SIENA	15
6 COSENZA	041 LATINA	1	76 CREMONA	13
7 LECCE	-142 VERBANIA	-6	77 VARESE	6
8 CASERTA	343 ASCOLI PICENO	-8	78 GORIZIA	6
9 PALERMO	-1644 GROSSETO	6	79 PRATO	-15
10 VIBO VALENTIA	845 PESARO E URBINO	-4	80 VERONA	-10
11 NAPOLI	-1146 TERNI	5	81 BERGAMO	7
12 REGGIO CALABRIA	547 MACERATA	-8	82 BRESCIA	0
13 TRAPANI	348 SONDRIO	6	83 NOVARA	15
14 NUORO	049 PERUGIA	-7	84 TREVISO	0
15 TARANTO	-1150 ASTI	6	85 AOSTA	-12
16 CATANZARO	-151 ROVIGO	-1	86 CUNEO	17
17 CATANIA	-352 PISTOIA	-9	87 VICENZA	-2
18 BENEVENTO	053 LA SPEZIA	-35	88 RAVENNA	2
19 BRINDISI	754 COMO	-19	89 TORINO	4
20 MATERA	155 PAVIA	12	90 FORLI	15
21 BARI	-956 AREZZO	-2	91 VENEZIA	14
22 SALERNO	657 LECCO	-23	92 RIMINI	30
23 AVELLINO	058 LIVORNO	12	93 TRENTO	6
24 MESSINA	-559 LODI	12	94 MANTOVA	15
25 ORISTANO	1260 PISA	-4	95 REGGIO EMILIA	4
26 SIRACUSA	261 FERRARA	4	96 ROMA	1
27 RAGUSA	-562 LUCCA	9	97 BELLUNO	32
28 CAGLIARI	-363 VERCELLI	-4	98 PARMA	-1
29 POTENZA	1464 TRIESTE	-37	99 FIRENZE	1
30 CAMPOBASSO	265 GENOVA	-27	100 MODENA	0
31 SASSARI	-366 IMPERIA	12	101 BOLOGNA	-1
32 L'AQUILA	067 ALESSANDRIA	8	102 BOLZANO	6
33 RIETI	668 BIELLA	-13	103 MILANO	0
34 TERAMO	-269 UDINE	-9		
35 VITERBO	270 PIACENZA	-13		

Tabella A2 Classificazione delle province in base all'analisi esplorativa spaziale

	M1	M3	OG		M1	M3	OG		M1	M3	OG
TORINO	0	1	0	MODENA	0	1	0	FOGGIA	1	3	1
VERCELLI	0	1	0	BOLOGNA	0	1	0	BARI	1	3	1
NOVARA	0	1	0	FERRARA	0	1	0	TARANTO	1	3	1
CUNEO	0	1	0	RAVENNA	0	1	0	BRINDISI	1	3	1
ASTI	0	1	0	FORLI	0	1	0	LECCE	1	3	1
ALESSANDRIA	0	1	0	PESARO URB.	0	1	0	POTENZA	1	3	1
AOSTA	0	1	0	ANCONA	0	1	0	MATERA	1	3	1
IMPERIA	0	1	0	MACERATA	0	1	0	COSENZA	1	3	1
SAVONA	0	1	0	ASCOLI PIC.	0	1	0	CATANZARO	1	3	1
GENOVA	0	1	0	MASSA CAR.	0	1	0	REGGIO CAL.	1	3	1
LA SPEZIA	0	1	0	LUCCA	0	1	0	TRAPANI	1	3	1
VARESE	0	1	0	PISTOIA	0	1	0	PALERMO	1	3	1
COMO	0	1	0	FIRENZE	0	1	0	MESSINA	1	3	1
SONDRIO	0	1	0	LIVORNO	0	1	0	AGRIGENTO	1	3	1
MILANO	0	1	0	PISA	0	1	0	CALTANISSETTA	1	3	1
BERGAMO	0	1	0	AREZZO	0	1	0	ENNA	1	3	1
BRESCIA	0	1	0	SIENA	0	1	0	CATANIA	1	3	1
PAVIA	0	1	0	GROSSETO	0	1	1	RAGUSA	1	3	1
CREMONA	0	1	0	PERUGIA	0	1	0	SIRACUSA	1	3	1
MANTOVA	0	1	0	TERNI	1	2	1	SASSARI	1	2	1
BOLZANO	0	1	0	VITERBO	1	2	0	NUORO	1	2	1
TRENTO	0	1	0	RIETI	1	2	1	CAGLIARI	1	2	1
VERONA	0	1	0	ROMA	1	2	0	PORDENONE	0	1	0
VICENZA	0	1	0	LATINA	1	2	0	ISERNIA	1	2	1
BELLUNO	0	1	0	FROSINONE	1	2	1	ORISTANO	1	2	1
TREVISO	0	1	0	CASERTA	1	3	1	BIELLA	0	1	0
VENEZIA	0	1	0	BENEVENTO	1	3	1	LECCO	0	1	0
PADOVA	0	1	0	NAPOLI	1	3	1	LODI	0	1	0
ROVIGO	0	1	0	AVELLINO	1	3	1	RIMINI	0	1	0
UDINE	0	1	0	SALERNO	1	3	1	PRATO	0	1	0
GORIZIA	0	1	0	L'ACQUILA	1	2	1	CROTONE	1	3	1
TRIESTE	0	1	0	TERAMO	1	2	1	VIBO VALENTIA	1	3	1
PIACENZA	0	1	0	PESCARA	1	2	1	VERBANIA	0	1	0
PARMA	0	1	0	CHIETI	1	2	1				
REGGIO EMILIA	0	1	0	CAMPOBASSO	1	2	1				