

LE DISPARITÀ NELL'UNIONE EUROPEA ALLARGATA: TRA CONVERGENZA NAZIONALE E DIVERGENZA REGIONALE

di Claudio Di Bernardino e Giuseppe Mauro

1. Introduzione

Il presente lavoro tratta i differenziali territoriali nell'Unione Europea (UE) e, in particolare, l'evoluzione degli squilibri regionali dopo l'ingresso dei nuovi stati membri (NSM). Il recente processo di allargamento a Est ha sollevato in più riprese, e in sedi diverse, la questione delle opportunità di crescita delle regioni arretrate, dei risultati e delle prospettive delle politiche di sviluppo.

I temi della convergenza e della coesione hanno da sempre ricoperto un ruolo centrale nell'ambito delle finalità che l'UE intende perseguire. L'ingresso dei NSM introduce nuove sfide per le politiche regionali e sottolinea, ancor più di prima, l'esigenza di inquadrare le varie problematiche all'interno di un percorso unitario che abbia come punto di riferimento l'obiettivo della convergenza economica. La questione della convergenza è assai controversa e ha generato un'ampia letteratura. È stato generalmente sostenuto che la convergenza rappresenta un'implicazione a sostegno della teoria neoclassica contro la scuola endogena. Questa attenzione ha tuttavia generato differenti prospettive e interpretazioni del fenomeno in ragione dei risultati empirici (Islam, 2003). Le ricerche dimostrano che la convergenza non è da attribuire specificatamente all'una o all'altra teoria, in quanto i risultati sembrano essere compatibili con entrambi gli approcci (Durlauf e Johnson, 1995; Temple, 1999). Piuttosto l'attenzione si è rivolta alle diverse informazioni che scaturiscono dai riscontri empirici, che rendono il quadro abbastanza incerto. Con riferimento all'UE, i contributi hanno evidenziato una bassa convergenza tra le regioni, che si manifesta con intensità e forme diverse nel tempo.

L'analisi della convergenza regionale in Europa ha avuto lo scopo di verificare in particolare l'assunto che il processo di integrazione europea sviluppatosi in questi anni finisca per eliminare le differenze nei caratteri strutturali fra le realtà economiche (Crocì Angelini, 2002). Diversi studi (tra gli altri, Neven e Gouyette, 1995; Fagerberg e Verspagen, 1996; Sala-i-Martin,

1996; Rombaldoni, 1998; Rodríguez-Pose, 1999; Cuadraro-Roura, 2001; Martin, 2001) tendono a individuare la modesta entità del processo di convergenza. Dagli anni sessanta e fino alla seconda metà degli anni settanta si è in presenza di una generale riduzione delle disparità in Europa. I principali fattori riguardano l'influenza della crescita nazionale e la migrazione dai paesi (regioni) poveri verso le aree più ricche. In questo periodo si assiste a una forte convergenza interna tra le regioni spagnole e quelle italiane. Gli studi empirici stimano un tasso di convergenza pari al 2% annuo, una velocità decisamente bassa per attendersi significativi risultati. Dalla seconda metà degli anni settanta si arresta il processo di convergenza e si amplifica il fenomeno del dualismo tra regioni della stessa nazione. Le crisi internazionali dovute agli *shock* petroliferi rallentano la crescita del prodotto interno lordo dell'Europa interrompendo anche i flussi migratori che avevano costituito una condizione importante per i buoni esiti del decennio precedente (Cuadraro-Roura, 2001). Dagli anni ottanta e fino ai primi anni novanta le disparità rimangono praticamente stabili. Alcuni autori (Barro e Sala-i-Martin, 1991) ritengono che vi sia comunque presenza di convergenza, anche se a tassi decisamente minimi, pari a circa lo 0,5% annuo; altri, invece, mettono in evidenza la possibilità di descrivere dinamiche interessanti solo per alcune regioni e modeste performance per le altre, attraverso forze simultanee di convergenza e divergenza regionale (Cheshire e Carbonaro, 1995). In sintesi, i primi decenni di convergenza nell'UE lasciano il posto a una significativa stabilità nelle disparità territoriali (Rodríguez-Pose e Fratesi, 2002). Inoltre, sembra emergere un legame molto stretto tra effetto ciclico e convergenza regionale. Boldrin e Canova (2001) riscontrano una maggiore performance delle regioni arretrate proprio nelle fasi congiunturali particolarmente favorevoli. Ciò si sostanzia paradossalmente in una convergenza tra tassi di crescita piuttosto che tra i livelli di ricchezza.

In generale, il processo in Europa appare un fenomeno alquanto complesso che, dal punto di vista empirico, non può essere adeguatamente catturato esclusivamente attraverso i modelli tradizionali di regressione della crescita.

Sulla base di tali premesse, il presente lavoro intende offrire un contributo aggiuntivo passando in rassegna i principali risultati relativi all'analisi dei differenziali territoriali in Europa estendendo le osservazioni ai NSM e agli ultimi dati disponibili (1995-2008). Lo studio segue diversi filoni di ricerca allo scopo di scandagliare le peculiarità insite negli squilibri territoriali. In particolare, tratta i temi della dipendenza spaziale e dell'eterogeneità degli effetti fissi, con l'intenzione di misurare rispettivamente il grado di influenza esercitato dalle performance di regioni della stessa nazionalità e testare l'ipotesi di convergenza condizionata, una volta controllate le differenti caratteri-

stiche strutturali delle regioni. Le analisi prevedono l'impiego di modelli econometrici, concernenti stime in *cross-section* e *panel data*, e di test non parametrici, come le matrici di transizione. In aggiunta, si opera un confronto tra disparità regionali osservabili tra i diversi stati e all'interno dei rispettivi contesti nazionali attraverso la scomposizione della deviazione standard e la misurazione della *sigma* convergenza. Per quanto riguarda la prima metodologia, l'obiettivo è stimare il coefficiente di regressione secondo la nota formulazione di Baumol (1986), successivamente ripresa da Barro e Sala-i-Martin (1995), per mezzo del quale è possibile derivare la presenza di convergenza (*beta*). In questo ambito, lo studio presenta una versione modificata del modello, in linea con quanto proposto inizialmente da Artelaris e Petrakos (2009), che prevede l'applicazione di stime WLS. La maggior parte dei lavori econometrici ha trascurato tale aspetto. Questa versione prevede la ponderazione delle variabili in base alla dimensione dell'unità di analisi e consente di produrre risultati più affidabili, perché in grado di intercettare l'evoluzione di entrambe le variabili che compongono il PIL pro capite. Inoltre, lo studio intende fornire prime indicazioni in merito all'ipotesi che l'allargamento possa aver esercitato un effetto positivo sulle dinamiche di crescita dei NSM. A tal fine, si testa l'esistenza di disomogeneità strutturale nei parametri della regressione, attraverso il confronto dei risultati della convergenza prima e dopo l'allargamento. Infine, l'impiego della matrice di transizione, come test non parametrico, consente di sopperire ad alcuni limiti interpretativi, perché permette di analizzare i fenomeni di mobilità all'interno del campione regionale e fotografare i percorsi individuali di crescita, aspetti altrimenti non distinguibili con il modello econometrico.

Il lavoro è così ripartito: nel prossimo paragrafo sono presentate le principali argomentazioni che definiscono la cornice teorica di riferimento; nel terzo, sono investigate le disparità a livello nazionale; nel quarto, si tratta la convergenza regionale; nel quinto, sono applicate le matrici di transizione e nell'ultimo paragrafo sono gettate alcune considerazioni finali.

2. *La crescita economica e le teorie della convergenza*

La coesione economica e sociale rappresenta uno dei principi basilari del Trattato comunitario e si pone da anni come obiettivo prioritario della Commissione Europea. L'analisi delle disparità territoriali riguarda una pletora di lavori teorici ed empirici. Al centro dell'indagine è il concetto di convergenza. L'ipotesi della convergenza costituisce uno dei temi più stimolanti in letteratura e ha promosso un dibattito critico sulla validità di talune teorie della crescita. La questione appare in verità abbastanza controversa (Durlauf,

1996). In generale, si sostiene che la convergenza sia una diretta implicazione della teoria neoclassica. Ciò ha alimentato non poche interpretazioni sul versante empirico generando spesso confusione. Seguendo il modello di Solow (1957), che è incentrato sulle note proprietà del prodotto marginale del capitale decrescente e dei rendimenti di scala costanti, un'economia converge verso il suo sentiero di crescita uniforme. Nel lungo periodo si prevede un quadro di sostanziale stabilità, perché i fattori determinanti, come la crescita della popolazione, la propensione al risparmio e il progresso tecnico esogeno, producono effetti solo sui livelli e non sui tassi di crescita uniforme, che di conseguenza diventano pari a zero. L'idea principale è che il paese cresce tanto più rapidamente quanto più lontano si trova dal suo livello di *stato stazionario*. La teoria endogena, diversamente, dimostra che sulla base dell'ipotesi di rendimenti crescenti e l'adozione della non convessità delle tecniche di produzione, la crescita di lungo periodo può diventare positiva (Romer, 1986; 1990; Lucas, 1988; Grossman e Helpman, 1991; Aghion e Howitt, 1992).

Se in ambito teorico i contributi della nuova teoria della crescita hanno offerto dimostrazioni della persistenza delle differenze tra le economie, viceversa sul piano empirico la controversia si è paradossalmente ricondotta alla questione della convergenza. Questo percorso è stato promosso dai lavori di Barro e Sala-i-Martin (1991; 1992). Gli autori, ripercorrendo le intuizioni di Baumol (1986), presentano due distinte definizioni di convergenza: la prima – riguardante la cosiddetta convergenza *sigma* – misura la dispersione nel tempo nei redditi pro capite di un gruppo di paesi. Si ha convergenza se la dispersione tende a diminuire. La seconda definizione – convergenza *beta* – consente di rilevare dinamiche di convergenza quando i paesi con un reddito pro capite più basso riescono a crescere più rapidamente di quelli ricchi. La seconda accezione si differenzia dalla prima perché prevede la realizzazione di un test parametrico. La questione che si pone in questo caso riguarda propriamente la coerenza del modello soloviano. A ben vedere, la teoria non necessariamente predica convergenza tra paesi, almeno fino a quando non sono controllate le variabili che spiegano i diversi stati stazionari. Questo perché, come nota Islam (2003), dal modello deriva originariamente un'idea di convergenza *within*, espressa nella relazione negativa tra livello e crescita del paese, mentre nel tempo è prevalsa una definizione di convergenza *between*, che presuppone una riduzione delle disparità tra le economie. Un risultato che non sembra manifestarsi nella maggioranza dei casi empirici e che porrebbe in tale ottica dubbi sulla validità del modello.

In merito a tali considerazioni, il dibattito si è espresso in primo luogo intorno a un concetto di convergenza cosiddetta *incondizionale*, o *assoluta*, secondo cui le economie convergono verso un medesimo e unico stato stazionario e dove la crescita determina una riduzione delle differenze tra le

economie. La suddetta definizione si basa sull'idea che le differenze restino transitorie, ovvero fino al raggiungimento del sentiero omogeneo di crescita uniforme. L'evidenza tuttavia rigetta nella maggior parte dei casi tale ipotesi. È su questo versante che la letteratura empirica ha sviluppato una seconda accezione, quella della convergenza *condizionata*. Il rifiuto della prima ipotesi comunque non preclude la seconda. Il percorso del condizionamento dello stato stazionario segue due diverse soluzioni. Da una parte, si possono trattare le economie per le quali è ragionevole pensare che abbiano caratteristiche simili come nel caso delle regioni di un paese che presentano la stessa crescita della popolazione, la stessa tecnologia e un identico sistema legale. Dall'altra, occorre tenere costanti le variabili in grado di approssimare la situazione di equilibrio in crescita uniforme. Su questo versante, diversi sono stati i lavori che hanno contribuito a specificare potenziali variabili di controllo, finendo per alimentare una vera e propria «industria della regressione» (Durlauf *et al.*, 2004). L'ipotesi della convergenza *condizionata* mostra una sostanziale robustezza ai test di sensitività (Levine e Renelt, 1992) e si stima una velocità di convergenza sistematicamente variabile che si aggira in media intorno al 2% annuo¹. In breve, tale approccio si è via via affermato come una sorta di guida per l'esame del fenomeno (Sala-i-Martin, 1996).

Tuttavia, questo non vuol dire che altri modelli teorici non possano risultare consistenti con la tesi della convergenza. L'aspetto forse più problematico è che la letteratura non ha realizzato un test in grado di effettuare una discriminazione tra le teorie della crescita, almeno sulla base del coefficiente *beta*. Alcuni modelli, ad esempio quelli della cosiddetta «prima generazione» della teoria endogena, dimostrano l'esistenza di dinamiche di transizione e al

¹ La discussione acquisisce maggiore chiarezza attraverso il lavoro di Mankiw *et al.* (1992), i cui risultati contribuiscono a rafforzare validità e coerenza del modello neoclassico. Secondo una versione estesa del modello di Solow, che si ottiene derivando il fattore capitale umano nella regressione, si arriva a spiegare circa l'80% della crescita del PIL pro capite dei paesi. Sulla base della log-linearizzazione della funzione di produzione neoclassica, il modello consente di misurare la velocità di convergenza nel seguente modo: $\beta = (1 - \alpha)(x + n + \delta)$, dove α indica la quota relativa del capitale; x il progresso tecnologico esogeno; n la crescita della popolazione e δ il tasso di deprezzamento del capitale. Con $0 < \alpha < 1$ il predicato è che β sia positivo e quindi che vi sia convergenza. Tenuto conto che dalle esperienze queste variabili crescono in modo esogeno rispettivamente del 2%, dell'1% e del 5%, il coefficiente di convergenza è strettamente correlato al valore espresso dal capitale. Gli autori dimostrano che l'inserimento del capitale umano aumenta il contributo del capitale, misurato da α , raggiungendo un valore prossimo a 0,75, così da produrre un valore di β vicino al 2%, in linea con i risultati empirici. Secondo le teorie endogene, invece, ipotizzando rendimenti marginali costanti del capitale ed eternalità, α può assumere valori pari a uno, rendendo β praticamente nullo. I tassi di crescita così non presenterebbero proprietà di convergenza.

contempo crescita positiva nel lungo periodo. Sono modelli che non si basano su una endogeneizzazione della tecnologia ma comportano una generalizzazione convessa del modello di crescita esogena alla Solow (Ardeni, 1995). L'esistenza di un tasso di crescita uniforme positivo si realizza anche solo accettando l'ipotesi che il capitale accumulato presenti una produttività sempre costante (Rebelo, 1991) o che sia costante asintoticamente. Jones e Manuelli (1990) presentano un modello endogeno compatibile con la proprietà della convergenza condizionata. La principale differenza con il modello neoclassico è legata al comportamento della funzione che si approssima a un valore positivo invece che nullo. In effetti, nella misura in cui tale valore diventa superiore alla dinamica della popolazione e del tasso di deprezzamento del capitale, la crescita in stato stazionario sarà positiva e dunque endogena². I rendimenti del capitale possono essere decrescenti per un breve periodo, ma diventano asintoticamente costanti nel lungo. Si può affermare che sotto queste condizioni le economie presentano una tendenza a convergere nel breve mentre nel lungo termine si registra crescita endogena che può alimentare la persistenza dei divari. Il modello coniuga in un certo senso le due principali teorie, perché rende compatibile l'approccio endogeno con la proprietà di convergenza, attraverso l'introduzione della tesi che la tecnologia presenti rendimenti decrescenti rispetto al capitale a condizione però che questi prevedano un limite inferiore³.

In letteratura si possono annoverare altri importanti esempi che si muovono in questa direzione. Barro e Sala-i-Martin (1995) descrivono, ad esempio, il meccanismo secondo cui un graduale trasferimento della tecnologia tra il paese *leader* e il paese inseguitore determina convergenza. La diffusione tecnologica comporta costi di imitazione e di adattamento, che possono comunque essere inferiori a quelli generati direttamente dai processi innovativi. Ne consegue che anche senza l'esistenza di rendimenti decrescenti del capitale e delle attività in ricerca e sviluppo si innescano percorsi capaci di condurre a convergenza. La relazione stabilisce infatti che maggiore è la distanza dal paese *leader* più elevati saranno i tassi di crescita degli inseguitori⁴. Pi-

² Accade così che in un'economia con un livello del capitale inferiore al limite indicato è possibile registrare una relazione negativa con la dinamica di crescita, secondo quanto indicato dalla scuola neoclassica.

³ In altri termini, la funzione di produzione può assumere la seguente formulazione: $Y = F(K, L) = AK + \Omega(K, L)$, dove il primo termine a destra rappresenta la tipica funzione endogena mentre il secondo termine esprime le tipiche proprietà neoclassiche. La funzione viene esplicitata in modo da contenere una componente che determina divergenza e un'altra che indica convergenza.

⁴ Resta tuttavia il fatto che tali processi sono condizionati dalle politiche intraprese dal

gliaru (2001), altresì, riconduce tale configurazione a un modello a due settori, dove la crescita è trainata dall'accumulazione di conoscenza tecnologica del tipo *learning by doing* con economie esterne. Le dinamiche di crescita sono condizionate dalla tipologia della specializzazione produttiva. Tenuto conto che tra i settori esiste un diverso potenziale tecnologico, il processo di integrazione commerciale può condurre a sentieri ineguali di sviluppo nel lungo periodo. Tuttavia, l'introduzione formale degli *spillovers* modifica la funzione di accumulazione della conoscenza nel settore meno dinamico. In questo settore, infatti, la crescita deriva non dalla sola esperienza diretta del prodotto ma anche dalle opportunità di conoscenza trasmesse dalla tecnologia avanzata del settore più dinamico. Il fenomeno di *catching-up* che si viene a determinare opera in altri termini in condizioni simili a quelle del precedente modello di *technology-gap*, laddove tanto più è elevato il gap tanto maggiore sarà l'impatto degli *spillovers* sul tasso di accumulazione. In generale, questi lavori sembrano confermare l'esistenza di convergenza anche in un contesto di rendimenti non decrescenti. Tutto ciò serve a dimostrare che la convergenza condizionata non può rappresentare un test di validità delle teorie sulla crescita⁵.

Da un altro punto di vista, non si deve trascurare l'analisi del contenuto informativo proveniente dai dati. In effetti, ciò che diversi studi hanno messo in evidenza è che nella realtà i dati non sempre informano della convergenza condizionata come unico fenomeno possibile (Temple, 1999; Islam, 2003). Ad esempio, un coefficiente negativo nella relazione tra il livello iniziale del reddito pro capite e il tasso di crescita può altresì evidenziare una situazione nella quale le economie stanno convergendo verso due stati stazionari. I dati in questo modo tenderebbero a esprimere non un modello lineare con un tasso uniforme di crescita ma bensì una forma di equilibrio con stati stazionari multipli (Durlauf e Johnson, 1995). Un coefficiente *beta* negativo nel campione in questi termini non necessariamente prevede una riduzione della dispersione nel campione, perché, pur a fronte di una relazione negativa tra tassi e livelli, la varianza rimarrebbe costante nei livelli⁶.

governo. Pertanto, il destino di due paesi inseguitori potrebbe essere del tutto differente qualora non siano messe in atto azioni adeguate per sostenere la crescita.

⁵ Come fa notare Sala-i-Martin (1996), laddove si dimostra la coerenza del fenomeno della convergenza con il modello neoclassico ciò non significa necessariamente accertarne la fondatezza. Le differenze tra la teoria neoclassica ed endogena non vanno colte tanto nella capacità predittiva della convergenza quanto nei meccanismi atti a generarla. Nel primo caso, si azionano processi di accumulazione del capitale alla Solow mentre nel secondo caso operano tendenzialmente processi di diffusione tecnologica alla Lucas o Romer (Pigliaru, 2001).

⁶ Una situazione che ricalca il nesso tra le due forme di convergenza, *beta* e *sigma*. In effetti, la prima costituisce condizione necessaria ma non sufficiente per il formarsi della se-

In tal modo, i risultati empirici non offrono una guida per testare l'attendibilità delle teorie, né tanto meno forniscono un test per porre discriminazioni tra le ipotesi. Ogni inferenza incentrata sulla questione della convergenza deve quindi essere avanzata con cautela, perché i risultati possono essere compatibili con l'uno e con l'altro approccio (Acconcia, 2002). Sembra dunque essere più corretto e interessante trasferire la questione della convergenza sotto il profilo empirico, cercando di cogliere l'informazione che si trae dai dati disponibili.

Tra gli itinerari percorribili di approfondimento nell'ambito dell'indagine empirica si possono indicare tra gli altri l'applicazione di modelli econometrici in *panel data* e l'adozione di tecniche non parametriche alternative. L'obiettivo posto in essere nel primo caso riguarda la trattazione e la risoluzione dei noti problemi presenti nei modelli *cross-section*, come la distorsione da omissione di variabili e l'endogeneità⁷. Questa tecnica presenta non pochi vantaggi (Islam, 1995; Caselli *et al.*, 1996; Bond *et al.*, 2001). In primo luogo, aumenta l'informazione sui dati, ottenendo più variabilità, meno collinearità tra le variabili, maggiori gradi di libertà e più efficienza (Baltagi, 2005). I *panel data* riescono meglio a cogliere le dinamiche di aggiustamento sulla base dell'incrocio delle osservazioni di tipo *cross-section* e *time-series*. In un modello di regressione *cross-section* gli effetti specifici individuali non osservabili sono parte del termine di errore, tale per cui le stime possono soffrire di distorsione da omissione di variabili. Si pensi alla questione della tecnologia, omessa nei modelli di regressione tradizionali ma altamente correlata con i re-

conda. Perché accade questo? La ragione è che le due espressioni catturano aspetti diversi. La *beta*, come è noto, tratta la mobilità delle diverse economie per una distribuzione data del reddito mentre la *sigma* riguarda l'evoluzione della distribuzione nel tempo. La situazione, del tipo descritta in precedenza, comporta che le economie tendono ad avvicinarsi verso un livello di ricchezza di lungo periodo, che viene catturato da un vettore di variabili di controllo, con la crescita che si riduce man mano che l'economia si avvicina al suo livello tendenziale. Quando il campione è simile, per cui è ragionevole ipotizzare uno stesso stato stazionario, è possibile che si verificano contemporaneamente convergenza *beta* e *sigma* (Sala-i-Martin, 1996). Il fatto che la prima forma di convergenza nella realtà possa non essere compatibile con la seconda produce un problema noto in letteratura come la versione fallace di Galton (Quah, 1995; 1996). Ciò accade perché la teoria tradizionale neoclassica, impostata secondo il modello di regressione *cross-section*, fornisce indicazioni sulla capacità dell'economia di raggiungere lo stato stazionario e nulla invece sulla capacità di ridurre le disparità.

⁷ Tra i problemi che scaturiscono nei modelli tradizionali di regressione si segnala l'influenza esercitata dagli *spillovers* delle regioni vicine. Diversi studi sulla convergenza hanno così trattato il tema della dipendenza spaziale correggendo gli errori del modello. Tuttavia, come alcuni autori dimostrano (Rodriguez-Pose, 1999), il fenomeno dell'interdipendenza spaziale può essere minimizzato sulla base di alcune specificazioni che trattano segnatamente l'influenza tra regioni della stessa nazionalità.

gressori indicati (Temple, 1999). Tuttavia, non mancano critiche e perplessità sui risultati. Questa tecnica, ad esempio, non permette di risolvere in tutto gli aspetti dell'eterogeneità individuale, perché non «consente di vedere cosa accade all'intera distribuzione così come queste eterogeneità possono spiegare perché una regione è ricca o povera» (Magrini, 2004, p. 13).

Gli sviluppi in questo senso si sono soffermati sull'adozione di tecniche alternative non parametriche. Secondo Quah (1995), il gap del modello econometrico che stima il coefficiente *beta* può essere colmato attraverso la formulazione di un test che utilizza una distribuzione dinamica dell'indice di ricchezza pro capite per un determinato arco di tempo. Quah richiama l'attenzione sulle differenze nei meccanismi che generano crescita, da un lato, e convergenza, dall'altro. In pratica, per la convergenza è essenziale il comportamento delle economie relativamente alle performance altrui e non, viceversa, in riferimento alla propria storia. Per questo, si assiste a un meccanismo di crescita e a un meccanismo di convergenza, che misura viceversa la capacità di ridurre il divario e quindi di raggiungere un paese *leader* (*catching-up*). L'approccio tradizionale non è in grado di distinguere queste due dimensioni dello sviluppo economico. La relazione negativa tra livello e tassi potrebbe, come indicato in precedenza, dire poco o nulla sul fenomeno di *catching-up*. Si richiama l'attenzione dunque sulle dinamiche interne, ovvero sui comportamenti delle economie che possono condurre contemporaneamente a trend di convergenza e divergenza. L'impiego delle matrici di transizione consente di misurare la capacità di un'economia di passare da una classe di reddito (di origine) verso altre classi. Questa operazione «consente di accertare il grado di persistenza (i paesi poveri restano poveri e i ricchi restano ricchi), il grado di polarizzazione (i paesi si muovono verso alcuni gruppi tra loro distanti) oppure, al contrario, il grado di convergenza (i paesi si muovono verso posizioni migliori e al contrario i ricchi) (Boggio e Seravalli, 1999, p. 146). In definitiva, l'attenzione si rivolge in misura maggiore alla distribuzione delle caratteristiche del processo di crescita piuttosto che al comportamento potenzialmente rappresentativo di una singola economia.

Un altro aspetto meritevole di attenzione concerne l'opportunità di preferire stimatori WLS a quelli tradizionali OLS. La maggior parte dei lavori econometrici trascura la relativa importanza espressa dalla dimensione dell'unità di analisi. In effetti, la tendenza è quella di trattare le unità territoriali come se fossero tutte uguali, ma questa assunzione in realtà può rendere i risultati non realistici e distorti. L'applicazione di stime WLS che ponderano le variabili sulla base del peso relativo demografico, consente di spiegare le disparità tra le regioni con maggiore precisione, perché si verrebbero a cogliere non solo gli effetti di cambiamento del reddito ma anche quelli riguardanti la popolazione. I pochi studi in letteratura, con riferimento alle regioni eu-

ropee, evidenziano interessanti differenze nelle prove empiriche (Artelaris *et al.*, 2008; Petrakos e Artelaris, 2009; Kallioras, 2010).

L'obiettivo del presente studio dunque è quello di contribuire allo studio dei differenziali di reddito a prescindere dal modello teorico di supporto, passando in rassegna i principali risultati rivolti all'analisi dei divari nell'UE ed estendendo l'osservazione ai dati più recenti (1995-2008) e all'Europa allargata a 27 paesi.

3. *Le disparità nazionali*

In questo paragrafo le disparità nell'UE allargata sono affrontate con riferimento alle performance di crescita degli stati. Per misurare il grado di disuguaglianza interna tra le economie generalmente la letteratura fa riferimento ai dati del PIL pro capite. Da un lato, tale indice presenta alcuni limiti di misurazione ma, dall'altro, rimane il principale indicatore in grado di offrire informazioni allo stesso tempo sintetiche ed esaustive sullo sviluppo economico. Inoltre, per eliminare le possibili distorsioni prodotte dai diversi prezzi relativi, il confronto avviene sul piano della parità di potere d'acquisto (ppp).

La tabella 1 offre le prime indicazioni. Ponendo il PIL medio dell'UE27 pari a 100, è possibile comparare i dati sui livelli di ricchezza pro capite attraverso una medesima scala di valutazione. Innanzitutto, appaiono, in maniera piuttosto evidente, le distanze che separano i nuovi paesi (NSM) dai vecchi stati membri (VSM). Il PIL per abitante dei primi raggiunge il 68% della media europea. Un valore che resta ancora di molto inferiore agli standard attesi. Al proprio interno, i NSM presentano divergenze non trascurabili. Gli stati di Cipro e Malta sono quelli posizionati meglio, per effetto di un indice prossimo al 90% della media comunitaria. Di contro, i ritardi maggiori si distribuiscono tra gli stati baltici e quelli del Sud-Est Europa. Nel primo caso, l'indice tocca quota 62 mentre nel secondo le distanze dalla media europea superano i 50 punti percentuali. Infine, per quanto riguarda gli stati dell'Europa centrale il PIL per abitante assume un valore intermedio pari a 73. Nel confronto temporale i VSM hanno registrato una performance che li ha visti crescere di appena tre punti percentuali rispetto alla media mentre i NSM mostrano tassi di crescita relativamente superiori con un recupero di circa 15 punti percentuali o addirittura di 30 punti come nel caso dei paesi baltici. In generale, le differenze tra VSM e NSM scendono in questo periodo di 12 punti percentuali (da 68 a 56 punti di distacco), pari in media a circa un punto percentuale l'anno.

La valutazione della convergenza prevede il contributo delle tecniche empiriche prima menzionate. I dati sono reperibili dalla banca dati EURO-STAT e comprendono gli anni che vanno dal 1995 al 2008. Le tradizionali

TAB. 1. *Livello del PIL pro capite, media UE27 = 100*

	1995	2008
UE15	121	124
NSM12*	53	68
Malta e Cipro	87	88
Paesi Baltici**	35	62
Paesi del Sud-Est Europa***	33	46
Paesi dell'Europa centrale****	58	73

Note: * I nuovi stati membri; ** Estonia, Lettonia e Lituania; *** Romania, Bulgaria; **** Rep. Ceca, Slovacchia, Slovenia, Polonia e Ungheria. Il PIL pro capite è espresso in parità di potere d'acquisto). I valori sono ai prezzi correnti di mercato.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

analisi empiriche soffrono di alcuni problemi che nella maggior parte dei casi restano poco trattati in letteratura. Tra questi, come si accennava in precedenza, si sofferma l'attenzione su due aspetti: la dimensione dell'unità geografica e l'effetto dei cicli economici. In entrambi i casi le stime, soprattutto con riferimento alla regressione *beta* potrebbero risentire dei problemi di distorsione. Nel primo caso, si tratta di distinguere le unità in relazione alla loro dimensione specifica, che si ottiene sulla base dell'incidenza assunta dai singoli stati in termini di popolazione⁸. Nel secondo caso, com'è noto, la crescita è un processo complesso che mostra instabilità e fluttuazioni cicliche. Pertanto, generalmente si minimizzano gli effetti del ciclo congiunturale attraverso il calcolo delle medie triennali dei valori estremi utilizzati per stimare la convergenza nel periodo in esame (Eckey *et al.*, 2006).

Nella tabella 2 sono riportate le statistiche descrittive. Come si evince dai dati le disparità nei livelli iniziali sono piuttosto evidenti, in particolare nel confronto tra VSM e NSM. Di contro, in media i tassi di crescita si allineano su valori pari rispettivamente al 3,7% e al 5,5%, evidenziando un effetto crescita per i nuovi paesi entranti. Tuttavia, questa macro-area presenta una deviazione standard sia nei livelli che nei tassi più elevata rispetto a quella dei VSM. Anche con riferimento alla dimensione emergono importanti distanze. In media i VSM sono più popolosi, con una percentuale del 5,2% contro l'1,8% sul totale dell'UE.

Sotto il profilo dell'analisi empirica si procede alle stime della convergenza *sigma* e *beta*. La prima definizione di convergenza misura l'andamento

⁸ Questa metodologia consente di controllare, ad esempio, il possibile effetto distorsivo sulla stima della convergenza che si avrebbe con il dato del Lussemburgo, un paese con livelli di ricchezza ben al di sopra della media europea ma con una popolazione decisamente ridotta.

TAB. 2. *Analisi descrittiva a livello nazionale*

	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Tassi crescita PIL pc	27	0,045448	0,0146353	0,0246852	0,0771631
Livello iniz. PIL pc	27	9,418228	0,5375895	8,4043980	10,43215
Peso Popi/Pop UE	27	0,037037	0,0467216	0,0007743	0,1704179
VSM					
Tassi crescita PIL pc	15	0,0374495	0,0091829	0,0246852	0,0563979
Livello iniz. PIL pc	15	9,8032	0,2389394	9,38988	10,43215
Peso Popi/Pop UE	15	0,0519897	0,0555391	0,0008571	0,1704179
NSM					
Tassi crescita PIL pc	12	0,0554462	0,0142356	0,0314591	0,0771631
Livello iniz. PIL pc	12	8,937013	0,3946133	8,4043398	9,505494
Peso Popi/Pop UE	12	0,0183462	0,0234042	0,0007743	0,080448

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

nel tempo della dispersione del livello del PIL pro capite tra le unità territoriali. Si ha convergenza quando:

$$\sigma_{yt+T} < \sigma_{yt}$$

dove σ_{yt} costituisce la deviazione standard del PIL pro capite al tempo iniziale t . I valori così ottenuti sono poi rapportati alla media in modo da esprimere il confronto in termini di coefficiente di variazione. Sull'esempio di Petrakos e Artelaris (2009) e Kallioras (2010), in merito all'esame della dimensione relativa del paese, si è provveduto poi alla correzione dell'indicatore secondo la seguente modalità:

$$CV \text{ weighted} = \frac{\sqrt{\left(\frac{\sum \frac{pop. naz.}{pop. UE}}{n}\right) (\chi_i - \eta)^2}}{n}$$

dove χ_i è il PIL pro capite del paese; η la media europea; n il numero dei paesi. La tabella 3 riporta i valori dei coefficienti di variazione, calcolati prima in ambito UE27 e in seconda analisi in relazione alle due macro-aree di riferimento (VSM e NSM). Come si evince dai dati, la dispersione si riduce nel corso degli anni. A livello aggregato, il coefficiente di variazione scende da 0,37 a 0,31, evidenziando convergenza *sigma*. Il risultato sembra essere particolarmente influenzato dalla performance dei NSM. All'interno dell'area, infatti, le differenze si riducono di ben 6 punti percentuali contro appena una riduzione di un punto percentuale della dispersione tra i VSM. Tuttavia, le buone performance di crescita sono distribuite in maniera ineguale tale che i differenziali nei NSM restino più elevati (0,27 contro 0,14). Anche dall'applicazione dell'indice pesato risulta una discesa dei divari e dal

TAB. 3. *Convergenza «sigma» – Coefficiente di variazione*

	CV unweighted		CV weighted	
	1995	2008	1995	2008
UE27	0,37	0,31	0,36	0,26
VSM	0,15	0,14	0,12	0,09
NSM	0,33	0,27	0,28	0,23

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

confronto con il precedente indicatore l'entità degli stessi appare attenuarsi. In pratica, il coefficiente di variazione si abbassa in media di 5 punti percentuali. La situazione investe in maniera analoga anche le due macro-aree. Pertanto una volta controllata la dimensione della popolazione le disparità a livello nazionale nell'UE si riducono, soprattutto all'interno dei VSM. Le differenze sono più alte nei NSM ma tendono ad attenuarsi più velocemente.

La seconda linea di analisi si affida al concetto di convergenza *beta*. Come si è detto, questa linea prevede la verifica di un modello econometrico, che costituisce un test di verifica dell'ipotesi che i paesi (regioni) arretrati crescano più velocemente di quelli ricchi. Baumol (1986) derivò il concetto di convergenza sulla base di una relazione empirica negativa intercorrente tra il tasso di crescita del PIL pro capite e il suo livello iniziale. Pertanto, formalmente si può scrivere:

$$1/T \text{Log} (y_{i,t}/y_{i,t-T}) = a + b \text{Log} (y_{i,t-T}) + u_{it}$$

dove: y indica il PIL pro capite, misurato in parità di potere d'acquisto a prezzi correnti di mercato, T il numero degli anni e u gli errori stocastici. La condizione di convergenza richiede che la derivata prima del coefficiente b sia negativa. A fronte di tale situazione sarebbe in atto un processo di *catching-up* da parte dei paesi poveri. Romer (1996) ha evidenziato che per un valore negativo di b pari a uno si ha perfetta convergenza. Viceversa, per un valore pari a zero i paesi esibiscono divergenza e i tassi di crescita mantengono i differenziali all'interno del campione perché guidati da fattori non riconducibili all'ipotesi dei rendimenti decrescenti. Barro e Sala-i-Martin (1995), riprendendo la tesi sviluppata da Baumol hanno perfezionato il modello sviluppando dirette implicazioni con il modello neoclassico alla Solow. In particolare, gli autori operano una distinzione tra coefficiente b e velocità di convergenza *beta* (Alexiadis, 2010). Il coefficiente di convergenza può essere espresso in questo modo:

$$b = -(1 - e^{-\beta t})$$

dove t è il numero degli anni. Il termine $\beta = -\frac{\log(b+1)}{T}$ indica la velocità con cui i paesi (regioni) raggiungono il valore dello stato stazionario; in altri termini, il tasso medio di convergenza. Se dunque b è negativo allora β è positivo. Più è elevato l'indice maggiore sarà la velocità di convergenza. Questa equazione a una sola variabile testa l'ipotesi di convergenza «assoluta»; le singole economie dovrebbero convergere verso un unico stato stazionario. L'intervallo temporale relativamente breve suggerisce di prendere con cautela le interpretazioni dei risultati. Tuttavia, l'equazione è da ritenersi valida, dato che il modello è incentrato su un'approssimazione intorno allo stato stazionario e si suppone di catturare le dinamiche di transizione intorno ad esso (Islam, 1995; Durlauf e Johnson, 1995).

Nella tabella 4 sono riportate le stime del modello di regressione. Nella prima colonna il test riguarda il campione composto dai 27 paesi dell'UE. Il coefficiente assume il segno atteso ed è statisticamente significativo. La velocità di convergenza è pari all'1,8% annuo. Le stime sono robuste all'eteroschedasticità e la bontà di spiegazione abbastanza alta (0,58). La seconda colonna presenta i risultati della regressione con riferimento alle stime WLS. Se si tiene costante la dimensione della popolazione l'informazione del modello aumenta. Il coefficiente di determinazione sale a 0,79 mentre la velocità di convergenza è pari al 2,1% annuo. Anche in questo caso tutte le stime sono robuste e statisticamente significative all'1%. Alcune differenze, viceversa, si colgono laddove l'analisi si restringe rispettivamente ai VSM e ai NSM. Nel primo caso, la regressione OLS non fornisce alcun risultato in linea con le attese (modello 3), mentre attraverso l'adozione delle stime WLS il modello torna significativo, per effetto di una velocità di convergenza del 2,8% e una bontà di spiegazione pari a 0,40 (modello 4). In questo caso, dunque, trattare le unità nazionali come indistinte dal punto di vista della dimensione distorce in modo pregnante i risultati empirici. Anche per quanto riguarda i NSM si registrano differenze di valutazione. Con l'adozione delle stime WLS la velocità di convergenza si riduce leggermente, passando dal 2,5% all'1,6% annuo (modelli 5 e 6). In più, il coefficiente di determinazione si abbassa da 0,60 a 0,48. Tuttavia, in entrambi i casi le stime restano statisticamente significative e robuste all'eteroschedasticità. Inoltre, i coefficienti sono stimati sulle medie triennali delle variabili in questione. Per un periodo così relativamente breve, questa soluzione può offrire maggiori garanzie per minimizzare l'effetto ciclico e ridurre per quanto possibile eventuali influenze sui regressori⁹.

⁹ In effetti, le regressioni basate sul calcolo dei valori assoluti producono stime più elevate, sia nella velocità di convergenza (in media con riferimento all'UE27 la velocità passa dall'1,6% al 2,1%) che nella bontà di spiegazione del modello (da 0,76 a 0,82). Pertanto, l'im-

TAB. 4. *Convergenza «beta» a livello nazionale nell'UE27 (1995-2008)*

	Stime WLS – cross-section (p-value tra parentesi)					
	UE27		VSM		NSM	
	(1) OLS	(2) WLS	(3) OLS	(4) WLS	(5) OLS	(6) WLS
Costante	0,2762651 (0,000)	0,2976984 (0,004)	0,0331333 (0,811)	0,3940042 (0,004)	0,3548613 (0,001)	0,2495008 (0,000)
b	-0,0237885 (0,000)	-0,0265448 (0,000)	0,0009749 (0,945)	-0,0363857 (0,007)	-0,0325311 (0,005)	-0,0210877 (0,002)
R ²	0,5769	0,7959	0,0006	0,4036	0,6045	0,4830
F statistic	18,02 (0,003)	118,04 (0,000)	0,00 (0,9452)	10,32 (0,0068)	13,10 (0,0047)	16,39 (0,0023)
Numero oss.	27	27	15	15	12	12
Velocità di convergenza annua	1,8%	2,1%	–	2,8%	2,5%	1,6%

Nota: I valori delle variabili dipendenti e indipendenti sono espressi come medie triennali.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

L'adozione delle stime WLS dimostra un sensibile cambiamento dei risultati che, in alcuni casi, ha prodotto una variazione delle stime sulla velocità di convergenza e, in altri, ha influenzato la capacità di spiegazione del modello della variabile dipendente. I risultati sono in linea con altri lavori (Petraikos e Artelais, 2009; Kallioras, 2010) e suggeriscono dunque la necessità di non trascurare l'effetto dimensione nelle analisi della convergenza e dell'evoluzione delle disparità.

4. *Lo scenario regionale: le differenze intranazionali*

Nei prossimi paragrafi si testa il fenomeno della convergenza sotto il profilo regionale. La letteratura si è interessata allo studio dell'evoluzione delle disparità interne al processo di integrazione, per verificare se l'Europa è portatrice di un modello di coesione economica o piuttosto espressione di un modello di squilibri territoriali. Un aspetto che ricopre particolare attenzione nell'ambito degli studi sulla convergenza riguarda l'unità di analisi. La critica è che l'adozione di livelli amministrativi, come le regioni o province, rappresenta un limite perché incapace di cogliere i fenomeni territoriali per i quali sarebbe più utile utilizzare unità costruite *ad hoc* (Boldrin e Canova, 2001). A ben vedere, se da un lato queste unità, come ad esempio le aree urbane funzionali (Cheshire e Carbonaro, 1995; Magrini, 2003) possono essere più appropriate, dall'altro, resta il problema che le aree funzionali sono defini-

piego delle medie triennali è in linea con l'idea che i cicli possano influenzare il risultato. Nel presente lavoro, si evidenziano come i dati originali tendano a sovrastimare la convergenza.

zioni dinamiche che non restano fisse nel tempo (Fingleton, 2001). Pertanto, anche se non rappresenta in modo corretto i confini del processo di crescita, il livello amministrativo che si riferisce alla nomenclatura regionale NUTS2, rimane più che sufficiente e in grado di catturare le variazioni subnazionali (Fischer e Stirbock, 2005).

L'allargamento coinvolge più di 50 regioni dei NSM. A livello NUTS2, Slovenia, Cipro, Malta, Lituania, Estonia e Lettonia presentano una sola regione che coincide con il territorio nazionale. La Polonia è il paese che ha più regioni (16), seguita dalla Repubblica Ceca (8), Romania (8), Bulgaria (7), Ungheria (7) e Slovacchia (4). Tenuto conto che l'obiettivo dell'analisi concerne il legame tra crescita nazionale e disparità regionali così come l'effetto dipendenza tra regioni della stessa nazionalità sui risultati della convergenza, si è ritenuto opportuno escludere gli stati che non presentano almeno due regioni.

Con l'allargamento, nell'UE si accentuano i caratteri di polarizzazione territoriale. Dalla figura 2 emergono diverse immagini di sintesi del territorio europeo, che possono essere ricondotte in generale alla presenza di un modello centro-periferia, dove l'area più ricca è situata nel cuore dell'Europa occidentale mentre le aree in ritardo si collocano progressivamente nelle periferie a est e a sud. Il centro esprime poi al proprio interno alterne espressioni, come il triangolo delle capitali (Londra, Parigi e Bruxelles), o il triangolo d'oro (Bruxelles, Amsterdam e Francoforte). Oppure, in termini più estesi, la dorsale centrale, anche nota come «banana blu», che comprende la regione londinese, la Tassand Holland e Ruhr, il triangolo tedesco-svizzero tra Monaco, Stoccarda e Zurigo, per terminare con la Lombardia. Quest'area rappresenta l'asse portante del sistema urbano, economico e produttivo del territorio europeo. Ad esso, si affianca una nuova area di sviluppo economico che comprende le aree spagnole, francesi e italiane, denominata il nord del sud. A distanza di alcuni anni dall'allargamento nell'UE, si va rafforzando e consolidando una terza area, investita dagli scenari evolutivi dei NSM e da una progressiva affermazione di nuove direttrici di sviluppo legate, come si accennava, alle capitali e al sistema metropolitano di questi paesi.

Le prime indicazioni sulla convergenza scaturiscono dall'esame dell'approccio *sigma* (tab. 5). I risultati appaiono distanti da quelli ottenuti in precedenza. Il coefficiente di variazione nell'UE27 rimane sostanzialmente immutato. La diminuzione, infatti, è modesta (da 0,39 a 0,37). Nei VSM non si segnala alcun trend di convergenza mentre nei NSM addirittura le disparità mostrano un'evoluzione crescente. In questo caso, il coefficiente di variazione passa da 0,43 a 0,50. Se si tiene conto della dimensione, le disparità aumentano. L'incremento è nell'ordine di 4 punti per l'UE27 e di 3 per i VSM.

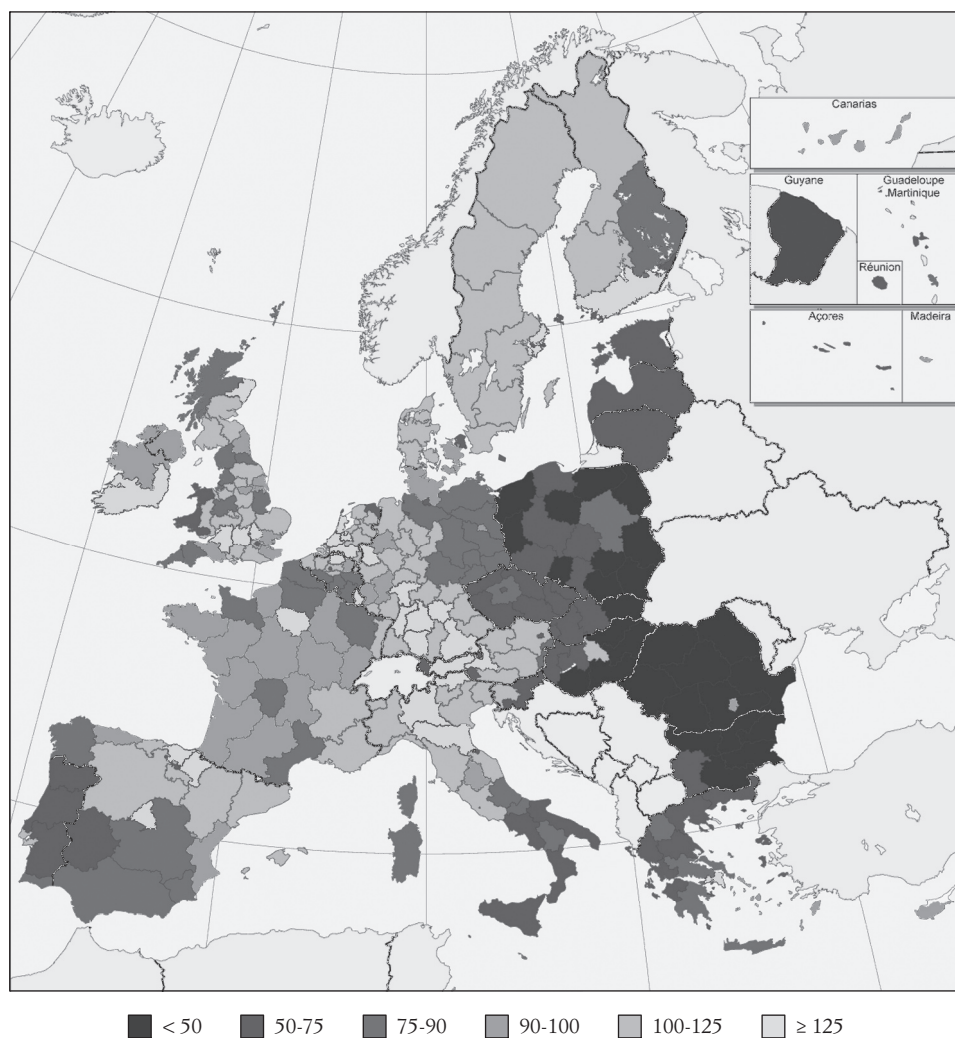


FIG. 1. Gli squilibri regionali in PIL pro capite nell'UE27 (2007).

Fonte: Commissione Europea.

TAB. 5. Coefficiente di variazione del PIL pro capite a livello regionale

	CV unweighted		CV weighted	
	1995	2008	1995	2008
UE	0,39	0,37	0,43	0,41
VSM	0,28	0,28	0,31	0,31
NSM	0,43	0,50	0,37	0,43

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

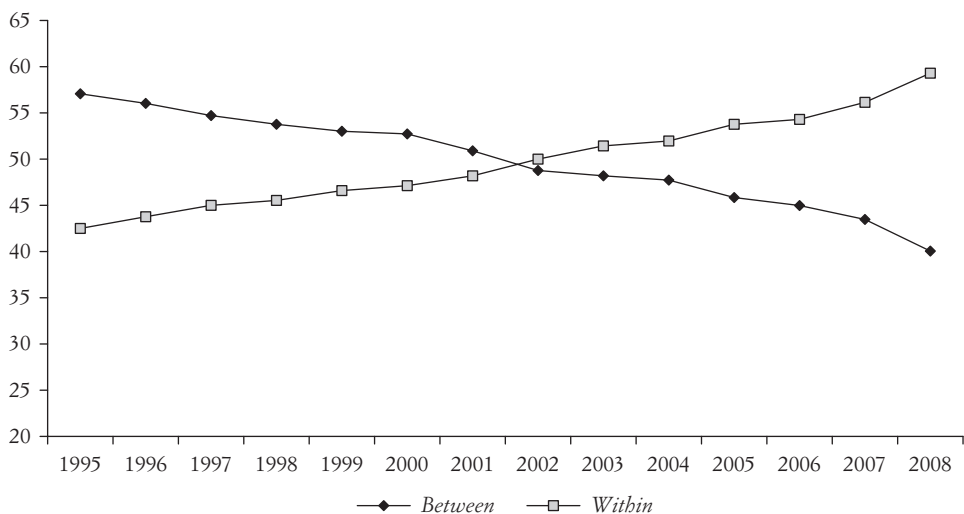


FIG. 2. Scomposizione della deviazione standard del PIL pro capite UE.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

Viceversa, nel caso delle regioni dei NSM, la deviazione standard è più bassa anche se resta sensibilmente al di sopra di quella registrata dai VSM. Si conferma, pure in questa occasione, l'indirizzo emerso nel precedente paragrafo: il controllo della dimensione delle unità di analisi influisce in modo significativo sull'esito dei risultati.

La sensazione è che lo scenario mostri una tendenziale caratterizzazione dualistica, per effetto di una convergenza nazionale e una modesta riduzione delle disparità regionali, che in alcuni casi assume il contorno di una vera e propria divergenza. Una conferma di quanto affermato, si ottiene attraverso la scomposizione della deviazione standard in due componenti che, da un lato, misurano l'incidenza dei differenziali tra i paesi (effetto *between*) e, dall'altro, specificano il peso dei divari tra regioni della medesima nazione (effetto *within*). La formula è la seguente:

$$\sum_r \sum_c (Y_{rc} - Y_{ue})^2 = \sum_r \sum_c (Y_{rc} - Y_c)^2 + \sum_c n_r (Y_c - Y_{ue})^2$$

dove Y_{rc} misura il PIL pro capite della regione r nel paese c ; Y_{ue} rappresenta la media del PIL pro capite nell'UE27; Y_c è la media del PIL pro capite del paese c e n indica il numero delle regioni in un paese. Dalla figura 2 è possibile rilevare un sostanziale cambiamento nell'evoluzione delle due componenti, che sembra manifestarsi a partire dai primi anni del duemila. In pratica, accade che nella fase antecedente le disparità tra gli stati superano

TAB. 6. *Coefficiente di variazione regionale*

	CV unweighted		CV weighted	
	1995	2008	1995	2008
Belgio	0,38	0,35	0,38	0,35
Bulgaria	0,17	0,37	0,19	0,44
Rep. Ceca	0,27	0,42	0,27	0,41
Germania	0,23	0,22	0,24	0,22
Grecia	0,19	0,16	0,16	0,19
Spagna	0,20	0,18	0,22	0,20
Francia	0,21	0,21	0,35	0,37
Italia	0,26	0,24	0,29	0,27
Ungheria	0,26	0,39	0,33	0,51
Olanda	0,16	0,18	0,14	0,15
Austria	0,23	0,19	0,25	0,20
Polonia	0,17	0,23	0,21	0,30
Portogallo	0,20	0,21	0,25	0,25
Romania	0,18	0,46	0,17	0,43
Finlandia	0,20	0,19	0,16	0,16
Slovacchia	0,48	0,55	0,38	0,44
Svezia	0,15	0,16	0,18	0,20
Gran Bretagna	0,31	0,39	0,38	0,47

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

quelle interne tra le regioni, mentre nel corso degli ultimi anni la situazione si inverte, per effetto della crescente incidenza della componente *within* che arriva a spiegare quasi il 60% della devianza totale. I valori rilevano dunque la presenza simultanea di convergenza nazionale e divergenza regionale. Si assiste a un declino in medie delle disparità nel PIL pro capite tra gli stati ma allo stesso tempo si segnala attraverso l'evoluzione della componente *within* un aggravamento dei differenziali regionali interni.

È di interesse a questo punto esaminare l'evoluzione degli squilibri territoriali all'interno degli stati membri. Le tabelle 6 e 7 sintetizzano la situazione. Nella prima sono riportati i valori del coefficiente di variazione regionale mentre nella seconda sono specificati i coefficienti di regressione e le rispettive velocità di convergenza. Lo scenario mostra una certa variabilità. Nell'ambito della convergenza *sigma*, soltanto in 7 stati si registra una riduzione delle disparità regionali (Belgio, Germania, Grecia, Spagna, Italia, Austria e Finlandia). Nel restante caso, ad eccezione della Francia, dove l'indicatore rimane pressoché identico nel corso degli anni, emerge un trend crescente dei divari interni. I principali paesi investiti dal fenomeno riguardano praticamente tutti i NSM. In alcuni di essi, come nel caso della Bulgaria, Romania e Ungheria, il coefficiente aumenta in maniera significativa posizionandosi sui livelli più elevati nell'UE. Anche nei VSM sono presenti segni di divergenza. Gli esempi sono quelli della Gran Bretagna, dove le disparità sono aumentate di circa 8 punti, dell'Austria e del Portogallo, anche se in

TAB. 7. *Coefficiente e velocità di convergenza «beta»*

	Coefficiente di regressione		Velocità di convergenza (divergenza)	
	OLS	WLS	OLS	WLS
Belgio	-0,0022124	-0,0024056	-	-
Bulgaria	0,0590826*	0,0674167**	(4,4%)	(4,8%)
Rep. Ceca	0,0295001***	0,0296997***	(2,5%)	(2,5%)
Germania	-0,0084609***	-0,0091776**	0,8%	0,9%
Grecia	-0,028651	-0,015075	-	-
Francia	-0,0066687	0,000428	-	-
Spagna	-0,0114011**	-0,0079301**	1,1%	(0,7%)
Italia	-0,0073377***	-0,0054836***	0,7%	0,5%
Ungheria	0,029513***	0,031689***	(2,5%)	(2,6%)
Olanda	0,006381	0,0055838	-	-
Austria	-0,0091656**	-0,0122417***	0,9%	1,1%
Polonia	0,0172022	0,0217623*	-	(1,9%)
Portogallo	-0,0147415	0,0043762	-	-
Romania	0,0848325***	0,0817951***	(5,7%)	(5,6%)
Finlandia	-0,0023365	0,0006461	-	-
Slovacchia	0,0116774	0,0128404*	-	(1,2%)
Svezia	0,0051059**	0,0052333**	(0,5%)	(0,5%)
Gran Bretagna	0,0087403*	0,0113055***	(0,8%)	(1,0%)

Note: *** significativo all'1%; ** al 5%; * al 10%.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

questi due casi la dimensione della variazione appare più contenuta. La stima del coefficiente di variazione pesato esprime anche in questa circostanza modifiche importanti. In linea generale, i valori trasformati conducono a un innalzamento dei divari, soprattutto nei paesi nei quali le differenze tendono ad ampliarsi. Un risultato questo che potrebbe indicare la presenza di una spiccata concentrazione territoriale in esclusive aree, come le grandi città metropolitane, che rappresentano il centro di gravità non solo economico ma anche demografico dei rispettivi paesi.

Le teorie della Nuova Geografia Economica offrono un contributo teorico alla comprensione del fenomeno. Come ha dimostrato Krugman (1991), in un contesto caratterizzato da rendimenti di scala crescenti e costi di trasporto positivi, le attività economiche si concentrano in relazione alla prossimità del principale mercato di riferimento. Le imprese, in altri termini, nella possibilità di conseguire economia di scala sono spinte a servire il mercato da un punto spaziale il più possibile vicino alla domanda finale, così da minimizzare i costi di trasporto. Allo stesso tempo, è alta la probabilità che anche le imprese che producono beni intermedi decidano di localizzarsi nei pressi del loro mercato di sbocco. Si innesca allora un processo autoalimentantesi, attraverso una relazione tra produzioni e localizzazioni e dove le economie di scala si rafforzano e appaiono crescenti. Ne consegue un quadro dello spazio economico diseguale, in cui confluiscono aree centrali, che hanno un'elevata

densità imprenditoriale e abitativa, e aree periferiche, dove scarseggiano le imprese e dove più bassa è la densità della popolazione.

Le indagini sono replicabili anche sotto il profilo dell'analisi econometrica. Sono essenzialmente quattro i paesi che esprimono una convergenza *beta*, confermando le indicazioni emerse in precedenza. Essi riguardano Germania, Italia, Spagna e Austria, dove la velocità di convergenza ottenuta dal modello WLS è pari rispettivamente allo 0,9%, 0,5%, 0,7% e 1,1%. In questi casi, altresì, non si segnalano differenze tra i due diversi stimatori. Il resto del gruppo è caratterizzato, da una parte, dall'assenza di fenomeni statisticamente significativi, nei quali non pare emergere alcuna chiara indicazione sulla direzione del processo di transizione (Belgio, Grecia, Francia, Olanda, Portogallo e Finlandia) e, dall'altra, dalla manifestazione di divergenza regionale. Si tratta prevalentemente dei NSM, con velocità che raggiungono punte del 5,6% e del 4,8% annuo di divergenza rispettivamente in Romania e Bulgaria. Interessati dal fenomeno sono anche la Gran Bretagna e la Svezia. Il passaggio alle stime WLS riserva particolare attenzione. In effetti, si verificano due comportamenti differenti: si attesta una riduzione del valore del coefficiente *beta*, nei casi di convergenza, e viceversa un aumento della velocità, quando le disparità tendono a divergere. Accade, ad esempio, per paesi come Polonia e Slovacchia, che il modello diventi statisticamente significativo e i coefficienti della regressione validi soltanto una volta impiegato lo stimatore WLS.

Le analisi dunque attestano la contemporanea presenza di due fenomeni consolidati: la convergenza nazionale e la divergenza tra le regioni. Inoltre, la trattazione della dimensione delle unità di analisi, attraverso la ponderazione con la popolazione, determina effetti non trascurabili sia per quanto riguarda l'approccio della *sigma* che per quello della *beta* convergenza. Nel prossimo paragrafo la questione dei differenziali territoriali viene affrontata sul versante econometrico prendendo in considerazione l'influenza della crescita nazionale sulle performance regionali e le possibili connessioni che possono instaurarsi tra unità territoriali della stessa nazionalità.

5. *Lo scenario regionale: le differenze internazionali*

L'adozione di entità territoriali *subnazionali* presenta diverse problematiche per la stima del coefficiente *beta*. Il presente lavoro intende affrontare alcuni aspetti centrali come la dipendenza spaziale e l'eterogeneità degli effetti fissi, che si manifestano con particolare evidenza a livello regionale. In sintonia con altri studi, questi saranno trattati rispettivamente attraverso una trasformazione delle variabili in merito alla minimizzazione della correlazione

spaziale dei termini di errore e per mezzo dell'adozione di stime in *panel data* con l'obiettivo di isolare l'eterogeneità strutturale a livello individuale.

Con riferimento al primo aspetto, l'impiego di dati regionali come unità di riferimento dell'elaborazione empirica ha sollevato di frequente la questione dell'autocorrelazione spaziale tra i PIL pro capite delle singole regioni (Anselin, 1994, 1995; Fingleton, 2003; Magrini, 2003). La dipendenza nazionale è una particolare forma della più generale autocorrelazione spaziale. In questo caso, le regioni vicine e dello stesso paese mostrano *trend* molto simili. Il problema è che l'autocorrelazione produce distorsioni sulla verifica della convergenza, in quanto vengono meno le ipotesi di interdipendenza tra le osservazioni. Gli errori standard sarebbero condizionati e i test delle ipotesi non corretti (Anselin, 1994).

Nel presente lavoro, allo scopo di minimizzare i problemi di autocorrelazione, viene adottata la tecnica di standardizzazione «nazionale» proposta da Rodríguez-Pose (1994; 1999), una tecnica che seppur semplice mostra una particolare efficacia. La metodologia prevede che i livelli e i tassi di crescita siano definiti in base alla seguente espressione:

$$y_i = (y_i / y_n) * y_e$$

dove: y_i esprime il tasso di crescita annuale regionale ponderato a livello nazionale mentre y_i , y_n , y_e indicano i tassi di crescita annuali rispettivamente della regione, della nazione di riferimento e dell'UE27. La stessa procedura è stata seguita per i livelli iniziali del PIL pro capite¹⁰. In questa prima fase le procedure di stima della convergenza regionale sono di tipo *cross-section*.

La tabella 8 riporta le statistiche descrittive. Come si apprende dai dati, la deviazione standard risulta essere rilevante sia per quanto concerne i tassi di crescita che i livelli iniziali. All'interno delle macro-aree, i NSM mostrano le disparità più significative, soprattutto con riferimento alle dinamiche evolutive del PIL per abitante. In effetti, si passa da valori massimi pari al 9,1% annuo a valori minimi prossimi al 2%. Nei VSM, invece, la forbice è più bassa ed è nell'ordine di circa 5 punti percentuali. Anche dal punto di vi-

¹⁰ Sull'impostazione non sono mancate alcune critiche. In particolare, la metodologia si basa su una definizione di dipendenza spaziale ritenuta troppo ristretta, e dunque incapace di cogliere il fenomeno nella sua generale complessità, perché non vengono presi in considerazione gli effetti spaziali tra regioni confinanti (Magrini, 2003). Tuttavia, in più di un'occasione i riscontri empirici forniscono indicazioni a sostegno dell'approccio proposto, evidenziando una prevalenza delle differenze macronazionali rispetto agli *spillovers* regionali. In pratica, la forte associazione spaziale locale mostra un carattere prevalentemente di natura intranazionale (Lopez-Bazo *et al.*, 1999; Niebuhr e Schlittle, 2008).

TAB. 8. *Analisi descrittiva a livello regionale*

	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Tassi crescita PIL pc	258	0,0368544	0,1079996	0,0139862	0,0915626
Livello iniz. PIL pc	258	9,522311	0,4523579	8,183389	10,71232
Peso Pop/UE	258	0,003876	0,003096	0,0000543	0,0234429
Vecchi Stati Membri					
Tassi crescita PILpc	207	0,0339191	0,0083693	0,0139862	0,0678759
Livello iniz. PIL pc	207	9,695586	0,2601475	9,111531	10,71232
Peso Pop/UE	207	0,0038169	0,0032905	0,0000543	0,0234429
Nuovi Stati Membri					
Tassi crescita PIL pc	51	0,0487685	0,0114213	0,0281652	0,09152626
Livello iniz. PIL pc	51	8,819018	0,3796627	8,183389	9,886686
Peso Pop/UE	51	0,0041157	0,0021412	0,0013348	0,010917

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

TAB. 9. *Convergenza «beta» a livello regionale nell'UE27*

Variabile dipendente: tasso medio annuo di crescita PIL pro capite 1995-2008						
Metodo di stime: OLS e WLS con dati <i>cross-section</i>						
p-value tra parentesi						
numero di osservazioni: 258						
Variabili	Modello (1) OLS	Modello (2) WLS	Modello (3) WLS con stand. spaziale	Modello (4) WLS con stand. spaziale	Modello (5) WLS con stand. spaziale VSM	Modello (6) WLS con stand. spaziale NSM
Costante	0,1627357 (0,000)***	0,1657559 (0,000)***	0,0207945 (0,345)	0,0692369 (0,014)**	0,0966012 (0,002)***	-0,0627009 (0,143)
b	-0,0132196 (0,000)***	-0,0135449 (0,000)***	0,0015316 (0,505)	-0,0035954 (0,218)	-0,0063766 (0,051)*	0,0099148 (0,030)**
Dummy Capitale	-	-	-	0,005199 (0,049)**	0,0034979 (0,226)	0,009754 (0,001)***
Velocità di convergenza annua	1,3%	1,4%	-	-	-	-
R ²	0,3066	0,3425	0,0034	0,0634	0,0475	0,6202
F	90,09 (0,000)***	63,82 (0,000)***	0,45 (0,5051)	1,97 (0,1417)	1,95 (0,1450)	28,47 (0,000)
Test di Moran	0,5881	0,5672	0,11213	0,10121	0,1221	0,13455
Osservaz.	258	258	258	258	207	51

Note: *** significativo all'1%; ** al 5%; * al 10%.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

sta della dimensione demografica le regioni europee mostrano un'ampia varietà, con numerosi casi in cui la popolazione residente non arriva a toccare lo 0,5% del totale dell'UE (195 regioni). Soltanto in 12 casi la percentuale supera l'1%.

I risultati dei modelli econometrici sono sintetizzati nella tabella 9. Anche in questo caso, nell'ipotesi di intercettare l'effetto congiunturale sono state

impiegate le medie triennali delle variabili utilizzate. Per quanto riguarda le stime OLS il coefficiente è statisticamente significativo ed è del segno atteso, attestando una relazione negativa tra livello iniziale e crescita economica. Il modello predice una velocità annua di convergenza dell'1,3%, inferiore a quella che si registra su scala nazionale. Anche dal punto di vista della capacità esplicativa si segnalano differenze non trascurabili. Secondo l' R^2 viene spiegato poco meno del 31% della variabile dipendente, a differenza di quanto accade per il campione nazionale dove si raggiunge oltre il 70%. L'applicazione delle stime WLS (modello 2) migliora l'affidabilità del modello. La velocità di convergenza sale all'1,4% e la bontà di spiegazione supera il 34%. In entrambi i casi il test di Moran¹¹ indica dipendenza spaziale. Al fine di rimuovere eventuali distorsioni, sono ponderate le variabili per minimizzare il problema dell'autocorrelazione spaziale. L'introduzione delle variabili trasformate influenza in maniera marcata i risultati. Innanzitutto, si riduce la capacità esplicativa del modello, con l'indice praticamente vicino allo zero e con il test F non significativo. Sotto il profilo della convergenza, il coefficiente *beta* perde il segno atteso e diviene anche statisticamente non significativo (modello 3). Le stime econometriche confermano l'influenza della dimensione nazionale sul processo di convergenza regionale. Quando vengono utilizzate le variabili trasformate, l'Indice di Moran scende da un valore pari a 0,58 a circa 0,11. L'autocorrelazione spaziale è stata minimizzata. Sono dunque presenti effetti di contiguità tra regioni della stessa nazione. Questo risultato è in linea con altri studi della letteratura (Quah, 1996; Rodríguez-Pose, 1999; Cuadrado-Roura, 2001; Geppert *et al.*, 2003).

Infine, si è ritenuto opportuno inserire una variabile di controllo (*dummy*) riguardante le grandi agglomerazioni urbane. L'obiettivo è stimare un effetto capitale sulla crescita economica. Come rilevato in precedenza, la sensazione è che il processo di sviluppo, soprattutto con riferimento ai NSM, mostri delle forti caratterizzazioni territoriali, per effetto di un'elevata concentrazione dell'attività economica verso queste aree. In alcuni casi, addirittura l'intera crescita del paese può dirsi trainata dalle dinamiche delle grandi capitali. I risultati sono in linea con le attese (modello 4). Il coefficiente appare di segno positivo ed è staticamente significativo al 5%. Pertanto, una volta considerata la dimensione e controllato l'effetto prossimità spaziale, l'analisi

¹¹ L'Indice di Moran è una misura dell'autocorrelazione spaziale. L'autocorrelazione spaziale può essere definita come un cluster territoriale di valori simili dei parametri (Anselin, 1994). Se i valori simili dei parametri sono configurati spazialmente è presente una autocorrelazione spaziale positiva dei dati. Al contrario, una prossimità spaziale di valori dissimili, cioè non stabili nello spazio, indica un'autocorrelazione spaziale negativa (o eterogeneità spaziale).

conferma una particolare dinamicità delle aree di grande agglomerazione urbana¹². Uno sguardo a quanto accade all'interno delle macro-aree consente di evidenziare differenti trend. Nel caso dei VSM, le stime WLS e standardizzate per la correlazione spaziale rendono il modello non significativo mentre per quanto riguarda le regioni dei NSM i risultati diventano accettabili. La bontà di spiegazione supera il 60% e la statistica F rigetta abbondantemente l'ipotesi congiunta di nullità dei coefficienti. Il modello indica divergenza, per effetto di una velocità pari allo 0,8% annuo. La variabile di controllo della capitale è significativa e assume il segno atteso. Ne consegue che l'effetto delle grandi agglomerazioni urbane sembra investire con maggior evidenza la realtà dei NSM, dove il fenomeno investe esclusivamente le regioni capitali.

In linea generale, le indicazioni offrono un quadro simile a quello fornito dalla convergenza *sigma*. Il fenomeno di riduzione delle disparità interne all'UE è più forte tra gli stati membri che tra le regioni. Inoltre, la dinamicità delle regioni capitali nei NSM sembra produrre un notevole effetto traino della crescita nazionale, con la conseguenza di alimentare allo stesso tempo le disparità interne.

Il processo di integrazione europea ha così mostrato in questi anni una chiara influenza dell'evoluzione delle economie nazionali. Allo stesso tempo, il mosaico regionale dell'UE allargata è ricco di specificità che possono produrre, anche in condizioni di isolamento nazionale, tendenze differenti. Questi aspetti possono essere colti attraverso alcune stime in *panel data*. Il modello adottato in questo caso è quello a *effetti fissi* che consente di rimuovere l'assunto di costanza del coefficiente *beta* tra le regioni, e quindi l'ipotesi di un unico stadio stazionario (Islam, 1995). Se gli effetti individuali specifici sono significativi, allora la convergenza assoluta è condizionata dai forti differenziali regionali. Viceversa, se gli effetti individuali non appaiono significativi, il coefficiente *beta*, se statisticamente diverso da zero, può esprimere un processo di convergenza che porta alla riduzione delle disparità regionali (Cuadrado-Roura, 2001). Le stime *cross-section*, dal canto loro, sono soggette a potenziali distorsioni a causa di omissione di variabili rilevanti, in quanto le condizioni della crescita economica possono differire fra unità di osservazione per caratteristiche precipue difficilmente misurabili. Questo aspetto è però controllabile quando risulta possibile estendere nel tempo l'osservazione delle unità *cross-section* e si possa quindi ricorrere a stimatori di tipo *panel*.

¹² In alcuni paesi, come la Germania, l'Italia e la Spagna sono state inserite anche regioni che non ospitano la capitale ma che assumono pur sempre una rilevante forza economica sul paese (rispettivamente Amburgo, Lombardia e Catalogna).

TAB. 10. *Convergenza «beta» nell'UE27. Stime in «panel data» (1995-2008)*

Variabile dipendente: tasso medio annuo di crescita PIL pro capite					
Metodo di stime: <i>panel data</i> (weighted)					
p-value tra parentesi					
numero di osservazioni: 3.254					
Variabili	Modello (1)	Modello (2) Con stand. spaziale	Modello (3)	Modello (4) Con ponderazione VSM	Modello (5) Con ponderazione NSM
b	-0,0164038 (0,000)***	-0,0626291 (0,512)	-0,0419478 (0,000)***	-0,0663036 (0,573)	-0,04529233 (0,000)***
Effetti fissi	NO	NO	SÌ	SÌ	SÌ

Note: *** significativo all'1%; ** al 5%; * al 10%.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

Nel presente lavoro, viene dunque adottato il modello a *effetti fissi*, che permette di verificare l'esistenza della convergenza. Se, infatti, gli effetti individuali sono statisticamente diversi da zero allora si è in presenza di convergenza «condizionata», perché ogni regione converge al proprio *steady state*. Gli effetti individuali tenuti fissi dovrebbero rappresentare una *proxy* delle caratteristiche dei sistemi economici regionali¹³. Se il modello è adeguato, le disparità dovrebbero persistere. Questo perché la convergenza (condizionata) tende a mostrare semplicemente una maggiore capacità delle regioni povere di avvicinarsi allo *steady state* e non una riduzione dei differenziali nell'UE. I risultati sono riportati nella tabella 10.

Nel primo modello viene testata l'ipotesi della convergenza assoluta. Il risultato appare in linea con le stime *cross-section*. L'introduzione delle variabili trasformate, per minimizzare i problemi di autocorrelazione spaziale, invece, cambia radicalmente la situazione (modello 2). Il coefficiente infatti perde significatività statistica. Si conferma così l'influenza di *cluster* spaziali sui processi di crescita regionale. In questo caso, entrambe le tecniche *cross-section* e *panel data* offrono indicazioni sulla dipendenza nazionale. Il terzo modello misura le dinamiche di convergenza attraverso gli effetti fissi regionali. La velocità di convergenza annua è pari a circa il 3,3%. Questo risultato dimostra che gli effetti fissi incrementano le informazioni della regressione, determi-

¹³ In questo lavoro non sono state inserite ulteriori variabili di controllo. La ragione è che si sarebbe incorso in una rilevante perdita di dati con il rischio di rendere incompatibili i risultati, sia perché non disponibili per tutti gli anni presi in considerazione che per le unità regionali. Tuttavia, la metodologia *panel* consente in parte di sopperire alla mancanza esplicita di singole variabili aggiuntive, in quanto il modello a effetti fissi riesce a controllare, se non i singoli aspetti, almeno l'insieme dei potenziali fattori che caratterizzano un sistema economico regionale.

nando una velocità di convergenza molto più alta rispetto a quanto accade in ambito *cross-section* (Islam, 1995). Inoltre, il test F sull'ipotesi di assenza di significatività statistica delle intercette viene rigettata. Di conseguenza, il modello appare adeguato. Se si procede all'analisi per le singole macro-aree, emerge un risultato significativo per quanto riguarda il campione dei NSM. Il coefficiente *beta* assume segno negativo ed esprime una velocità annua di convergenza del 3,6%. Diversamente da quanto accade per le regioni dei VSM, per i quali non ci sono segnali significativi, si riscontra pertanto convergenza condizionata.

L'esperienza europea del processo di integrazione dimostra che la convergenza a livello regionale appare principalmente influenzata dai contesti nazionali e dai fattori strutturali che alimentano le specificità delle singole economie regionali. L'allargamento dell'UE sembra così accentuare tali aspetti, perché lo scenario comprende ora nuovi stati, dal basso reddito ma con alte potenzialità di crescita, e nuovi spazi economici di competitività, che si concentrano nelle aree metropolitane e in quelle di maggiore agglomerazione.

In questa seconda parte, il lavoro intende soffermarsi sull'esistenza di potenziali break strutturali che possono influenzare i parametri della regressione. La questione è espressamente legata all'ipotesi che l'ingresso nell'UE per le nuove regioni possa aver prodotto un effetto bonus sulla crescita. Ciò costituisce un aspetto poco esplorato dalla letteratura, fatta eccezione per alcuni studi che, tuttavia, trattano il tema su scala nazionale (European Commission, 2009; Crespo *et al.*, 2002). Il problema che si incontra in questa occasione consiste nella difficoltà di specificare e distinguere gli effetti che sono attribuibili all'integrazione, presumibilmente partiti molti anni prima, e l'annessione ufficiale in Europa. In altri termini, si pone l'interrogativo di come collegare l'allargamento alla globalizzazione. Seguendo le indicazioni espresse dallo studio della Commissione Europea si può affermare che il processo di integrazione commerciale europea costituisce una leva fondamentale per raggiungere i benefici potenziali della globalizzazione. Le potenzialità del mercato unico sotto il profilo della crescita possono essere colti attraverso diversi canali. Tra questi si segnala l'aumento della pressione competitiva per le imprese che sono spronate a migliorare l'efficienza; il contributo degli investimenti diretti esteri che accresce il tasso di accumulazione del capitale e la condivisione delle regole comuni che facilitano le esportazioni.

Alcuni studiosi hanno richiamato l'attenzione su alcuni fattori, ritenuti utili per cogliere l'influenza del processo di integrazione europea sulle dinamiche di crescita di nuovi stati membri. Si pensi agli Accordi seguiti dopo il Trattato di Copenaghen del 1993 con l'adeguamento dell'Acquis Communautaire, che incorporavano già allora gli aspetti della strategia di Lisbona,

TAB. 11. *Analisi descrittiva: effetti post-allargamento UE per le regioni dei NSM*

	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Periodo 1995-2003					
Tassi crescita PIL pc	459	0,0528385	0,050251	-0,1984509	0,2326223
Livello iniz. PIL pc	459	8,986275	0,4534871	8,070906	10,37036
Periodo 2004-2008					
Tassi crescita PIL pc	204	0,0643303	0,0419691	-0,0344862	0,2073676
Livello iniz. PIL pc	204	9,363884	0,4346969	8,536996	10,66429

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

che sarebbero stati seguiti dopo l'annessione. Inoltre, le regioni hanno potuto beneficiare dei fondi pre-accessione; ciò ha consentito di supportare gli aggiustamenti e i cambiamenti richiesti sotto il profilo macro e microeconomico. Infine, il riorientamento del commercio internazionale a favore dei paesi della comunità europea è stato rapido e intenso determinando un valido strumento per favorire l'occupazione e lo sviluppo di nuovi settori a più alta intensità di capitale (Veugelers e Mrak, 2009). Per di più, a partire dal 2004 le statistiche hanno registrato ulteriori spinte in avanti in merito all'intensificazione economica. Crespo-Cuaresma *et al.* (2002) supportano tali indicazioni dal punto di vista econometrico. Il modello indica un effetto positivo e statisticamente significativo sulla crescita a seguito dell'allargamento. Il test si conferma anche dopo aver controllato il flusso degli scambi intra-UE, in modo da depurare l'effetto dal fattore commerciale, che invece riflette propriamente l'aspetto del processo di integrazione.

Tenuto conto della carenza di studi su questo versante, il presente lavoro intende indagare i fatti a livello regionale. Il test si basa sulla stima e l'esame della coincidenza dei parametri prima e dopo l'evento del 2004. Pur consapevoli della parzialità del test, questo metodo consente comunque di fornire prime indicazioni sull'eventuale esistenza di effetti bonus per la crescita regionale dei NSM.

In considerazione di taluni aspetti, Come si evince dalla prospettiva descrittiva, le regioni dei NSM mostrano una crescita del PIL pro capite maggiore nella seconda fase (tab. 11). Dopo l'allargamento, i tassi in media passano dal 5,2% al 6,4%¹⁴. Un risultato che sembra interessare la gran parte

¹⁴ Il periodo viene spezzato in due fasi: la prima copre gli anni dal 1995 al 2003; la seconda, invece, comprende gli anni dal 2004 al 2008. Come è noto, l'ingresso nell'UE per i NSM è avvenuto nel corso dei primi mesi del 2004. Romania e Bulgaria, invece, diventano membri soltanto a partire dal 2007. Tuttavia, si è preferito anche per questi paesi utilizzare l'anno 2004 come *break* perché a partire da questo momento si associano due aspetti importanti: l'avvio delle procedure di preparazione per l'adesione all'UE e una maggiore erogazione

TAB. 12. *Convergenza «beta» regionale nei NSM. Stime in «panel data» (1995-2008)*

Metodo stima: <i>panel data</i> (weighted) Variabili ponderate	Modello (1) Ante-allargamento	Modello (2) Post-allargamento
Coefficiente <i>beta</i>	-0,0535193 (0,001)***	-0,2418479 (0,000)***
Effetti fissi	SÌ	SÌ
Test Granger intercette	30,28 (0,000)	
Test Granger coefficienti	27,76 (0,000)	

Note: *** significativo all'1%; ** al 5%; * al 10%.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

delle regioni, soprattutto quelle più arretrate. Ciò sembra supportare l'ipotesi di una più rapida convergenza. In effetti, i segnali in questa direzione si ottengono dalla riduzione della deviazione standard e della differenza tra i valori minimi e massimi sia per quanto concerne le performance di crescita che i livelli di ricchezza.

Per trovare conferme empiriche in ambito econometrico, occorre in primo luogo esaminare la stabilità strutturale del modello di regressione¹⁵. Generalmente, quando si utilizzano regressioni che incorporano dati in serie storica può accadere che vi sia un *break* strutturale nella relazione tra la variabile dipendente e i regressori. Ciò significa che i valori dei parametri del modello non rimangono gli stessi per il periodo esaminato. Nel presente caso, il test riguarda la stabilità dei parametri prima e dopo l'ingresso nell'UE. Per misurare la presenza di una potenziale rottura si adopera il test di Chow. Il test si basa sulla statistica F, la cui ipotesi nulla è l'assenza di cambiamenti strutturali. Se il valore F non eccede il valore critico soglia ottenuto dalla tabella F al livello di significatività scelto (o se il p-value è superiore) l'ipotesi viene accettata (Gujarati, 2003). L'obiettivo è cogliere una doppia informazione, che vuol dire misurare le differenze nei coefficienti angolari e nelle intercette. A tal fine, sono inserite due variabili *dummy* che misurano i parametri della retta di regressione del periodo post-allargamento. Una volta stimata la versione estesa del modello si provvede alla verifica della costanza dei coefficienti. Il test rigetta le ipotesi per entrambe le prove. Il risultato opera dunque in direzione dell'esistenza di non omogeneità nei parametri della regressione e suggerisce la stima di due modelli separati (tab. 12). Si tratta in questo caso di regressioni dissimilari. In entrambi i periodi,

dei fondi europei pre-adesione indirizzati al sostegno della crescita economica e all'accelerazione del processo di modernizzazione dei settori industriali.

¹⁵ Prove empiriche per le regioni dei VSM non hanno prodotto alcun effetto di rilevanza statistica.

il coefficiente *beta* appare statisticamente significativo ed è del segno atteso. Tuttavia, il parametro acquista una rilevanza maggiore nella fase successiva all'ingresso nell'UE. Il coefficiente indica una velocità di convergenza del 21% annuo nell'intervallo 2004-2008 mentre nel periodo antecedente la velocità era nell'ordine del 5% annuo. Questi risultati vanno presi comunque con una certa cautela, in considerazione di una serie storica disponibile non troppo ampia. Resta però l'indicazione, come peraltro emerso nell'analisi descrittiva, di un'accelerazione nei tassi di crescita che ha determinato una situazione particolarmente favorevole per le dinamiche di *catching-up* dopo l'annessione.

Le analisi indicano dunque un potenziale effetto bonus sulla crescita. Le stime così elevate per il secondo periodo non costituiscono un'anomalia. Questo perché il concetto di convergenza in ambito *panel data* è performato in maniera diversa da quello in *cross-section*. Come rilevato in precedenza, le regioni convergono verso differenti stati stazionari. Ne consegue che se una regione è molto vicina al suo livello di crescita uniforme rispetto allo stato stazionario medio del gruppo, il coefficiente di convergenza risulterà più alto rispetto alla tradizionale analisi in *cross-section*¹⁶. Il modello esprime così convergenza ma solo dopo aver controllato gli effetti fissi. Questi ultimi diventano più significativi e aumentano il loro grado di influenza sui risultati proprio nella seconda fase¹⁷.

6. *Lo scenario regionale: le matrici di transizione*

L'analisi fin qui condotta sull'evoluzione delle disparità territoriali nell'UE allargata, ha trattato il tema della convergenza in base al concetto di rappresentatività media delle performance. Una volta accertate le principali caratteristiche del fenomeno, non si è in grado però di valutare i comportamenti delle singole regioni. L'applicazione delle matrici di transizione rappresenta uno strumento adeguato in grado di superare questo problema. Il metodo è appropriato per valutare i processi di mobilità nella distribuzione del PIL pro capite e misurare la probabilità di una regione di passare a uno stadio di ricchezza più elevato o più basso (Quah, 1993). La tecnica prevede la costruzione di matrici che permettono di segnalare le diverse percentuali di transizione. Pertanto, il singolo elemento della matrice può essere interpretato

¹⁶ In ambito *panel data* risultati simili per il coefficiente di convergenza sono stati ottenuti, ad esempio, in Canova e Marcet (1995), Islam (1995) e De la Fuente (1996).

¹⁷ In effetti, nel secondo modello (2004-2008) la percentuale di varianza del termine di errore complessivo imputabile alla varianze degli effetti individuali sale dal 29% al 95%.

TAB. 13. *Stadi di mobilità per classi di PIL pro capite (media UE27 = 100)*

	25-45	45-65	65-85	85-105	105-125	125-145	145-165	165-185	Oltre 185
25-45	59%	35%	6%	–	–	–	–	–	–
45-65	–	41%	47%	6%	6%	–	–	–	–
65-85	–	7%	64%	27%	2%	–	–	–	–
85-105	–	–	11%	64%	14%	–	–	–	–
105-125	–	–	–	33%	53%	10%	2%	2%	–
125-145	–	–	–	4%	67%	22%	7%	–	–
145-165	–	–	–	–	–	75%	8%	8%	8%
165-185	–	–	–	–	–	–	75%	25%	–
Oltre 185	–	–	–	–	–	–	25%	–	75%

Nota: Sulle righe si hanno gli stadi iniziali e sulle colonne gli stadi finali.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

come la probabilità che ha una regione che nel periodo iniziale si collocava nella classe i di spostarsi nel tempo nella classe j .

Il gruppo di regioni è stato diviso in 8 classi di reddito. La condizione necessaria è che le classi presentino lo stesso intervallo di valori. Nel nostro caso, l'ampiezza predefinita è pari a 20 punti percentuali. L'indice di ricchezza è espresso sempre in PIL pro capite in parità di potere d'acquisto, definito su base 100. Il periodo di riferimento è quello che va dal 1995 al 2008. La matrice viene letta secondo le seguenti modalità: nei punti sulla diagonale, si esprime il grado di persistenza degli stadi iniziali; nei punti al di sopra e al di sotto, si determinano rispettivamente i percorsi di crescita e di rallentamento. I risultati dell'analisi mostrano una generale varietà nei processi di mobilità regionale (tab. 13).

In primo luogo, sono evidenti segni di stabilità nelle classi estreme della distribuzione, così pure nella terza (45-65) e quarta classe (65-85). La probabilità di rimanere all'interno della classe di appartenenza varia dal 75% al 59%. Con riferimento alle regioni relativamente povere (25-45) sono altresì registrabili processi di mobilità verso l'alto. Infatti, la probabilità di passare alla classe superiore è del 35%. Si riscontrano anche grandi salti in avanti. I casi più interessanti si evincono nella prima classe (25-45), con una percentuale del 6% e nella sesta (145-165), per la quale la percentuale è dell'8%. Le classi relativamente più ricche mostrano un trend di maggiore svuotamento. Tale processo, tuttavia, è il risultato di processi di mobilità che si realizzano sia in avanti che indietro. È il caso, ad esempio, della quinta (105-125) e della sesta classe (125-165), dove rispettivamente il 33% e il 71% delle regioni mostrano una probabilità di indietreggiare.

L'analisi della dinamica della distribuzione attesta dunque l'esistenza di un'elevata mobilità verticale tra le singole regioni. All'interno di ogni gruppo si possono annoverare fenomeni di *catching-up* così come situazioni di *falling behind*. Più si avanti nelle classi di reddito maggiore eterogeneità si deter-

TAB. 14. Le regioni «winner» e «loser» nell'UE27 (1995-2008)

	Regioni che migliorano		Regioni che peggiorano	
	totale	di cui <i>winner</i>	totale	di cui <i>loser</i>
Italia	0	0	20	8
Germania	3	3	36	8
Gran Bretagna	17	1	17	0
Francia	3	0	23	2
Olanda	11	1	1	0
Spagna	19	3	0	0
Portogallo	5	1	2	0
Grecia	10	2	3	1
Svezia	2	0	6	0
Finlandia	5	0	0	0
Austria	0	0	9	1
Belgio	1	0	10	1
Ungheria	6	1	1	0
Rep. Ceca	5	1	2	0
Polonia	16	1	0	0
Romania	8	1	0	0
Bulgaria	6	1	0	0
Slovacchia	4	1	0	0

Note: Per *winner* e *losers* si intendono le regioni che accedono ad uno stadio maggiore o minore del PIL pro capite.

Fonte: elaborazioni su dati EUROSTAT.

mina nei risultati delle performance regionali. Se si considerano le regioni con un livello iniziale del PIL pro capite al di sotto della media europea, la percentuale di indietreggiare è pari al 9%. Viceversa, per le altre categorie in media la probabilità si avvicina al 45%. I risultati indicano convergenza ma forniscono altresì un quadro più complesso delle differenze nelle velocità di convergenza sperimentate dalle regioni.

Anche attraverso questa metodologia è possibile rinvenire a situazioni analoghe a quanto evidenziato in precedenza, in particolare con riferimento alla dipendenza nazionale. Dai dati raccolti nella tabella 14, che si ottengono sulla base delle matrici di transizione, si evince in modo piuttosto chiaro un trend simile tra regioni della medesima nazionalità. In particolare, sono evidenti i casi delle tre grandi economie dei VSM, come Italia, Germania e Gran Bretagna. Si tratta di performance negative, con ben otto regioni in Italia e Germania che indietreggiano nella classe di partenza e il resto che perde posizioni pur rimanendo all'interno dell'intervallo iniziale. In Gran Bretagna, invece, i risultati si ripartiscono equamente. Una metà delle regioni migliora l'indice di ricchezza, anche se soltanto una regione riesce a scalare nella classe superiore mentre l'altra metà registra una crescita relativamente inferiore, anche in questo caso però senza indietreggiamenti in categorie più basse. Tra i VSM si distinguono anche il Belgio e l'Austria. In entrambe le situazioni l'andamento vede performance

negative per la quasi totalità delle regioni. La Spagna costituisce in questo scenario un'eccezione, perché si tratta di un effetto nazionale positivo, in quanto tutte le regioni mostrano una crescita del PIL pro capite superiore alla media europea, con tre di esse che approdano in una classe di reddito superiore, tra cui la regione della Catalogna e di Navarra. Anche per gli altri paesi dell'Europa meridionale (Grecia e Portogallo), prevale al loro interno il numero di regioni dinamiche, con maggiori performance per le regioni capitali. Infine, con riferimento ai NSM, emerge con altrettanta chiarezza un effetto crescita nazionale, in particolare per Polonia, Romania, Bulgaria e Slovacchia, dove non si registrano casi regioni che peggiorano. Come già emerso nel corso delle analisi econometriche, nei NSM sono principalmente le regioni metropolitane, ovvero quelle che ospitano la capitale, a mostrare una notevole capacità di *catching-up*, e quindi di approdare in gruppi di reddito superiori a quelli iniziali.

In conclusione, le diverse metodologie applicate sottolineano il risultato peculiare dei NSM, dove a fronte di un'eccezionale spinta della crescita nazionale si rafforzano i meccanismi di ampliamento dei divari interni. Ciò testimonia una distribuzione territoriale dell'attività economica piuttosto concentrata. Una situazione questa che contribuisce alla formazione di convergenza tra stati e allo stesso tempo di divergenza tra regioni.

7. Conclusioni

Lo studio ha focalizzato l'attenzione sull'evoluzione degli squilibri territoriali nell'UE27 per il periodo 1995-2008. L'obiettivo è stato quello di inquadrare i processi di crescita e di convergenza attraverso l'impiego complementare dei principali metodi di indagine empirica. I risultati rivelano una generale riduzione delle ineguaglianze regionali. Questo processo però è compatibile con la presenza simultanea di convergenza tra nazioni e divergenza all'interno delle stesse. Infatti, il percorso di crescita regionale sembra essere influenzato dall'evoluzione del sistema nazionale. La tecnica di standardizzazione delle variabili consente di minimizzare il problema dell'auto-correlazione spaziale ma allo stesso tempo riduce l'informazione del modello empirico a dimostrazione dell'influenza esercitata dalle performance delle regioni della medesima nazionalità sul trend di crescita regionale. L'introduzione di *dummy* per le regioni capitali, utilizzate come *proxy* dell'effetto agglomerazione urbana, aumenta la capacità esplicativa del modello, anche se esercita un effetto limitato rispetto al ruolo della dipendenza spaziale. Si può affermare che le specificità nazionali dei sistemi produttivi incidono sulla riduzione delle disparità a livello internazionale mentre tendono ad acuire gli squilibri in un'ottica intranazionale. In altri termini, la crescita nazionale si

è espressa in molti casi in un aumento delle disuguaglianze interne al paese. Questi risultati investono in modo pregnante la realtà dei NSM, dove gli elevati tassi di crescita nazionali sono trainati principalmente dall'effetto capitale. Le matrici di transizione attestano la peculiare dinamicità di queste aree, essendo risultate le sole regioni che riescono a balzare in stadi di reddito più elevati rispetto al livello iniziale di partenza.

Lo studio ha trattato tre aspetti importanti in ambito econometrico che possono condizionare l'esito dei risultati: la dimensione dell'unità geografica, l'effetto dei cicli economici e l'impatto dell'allargamento sulle regioni dei NSM. Nel primo caso, sono state condotte stime WLS in grado di distinguere le unità in base all'incidenza assunta in termini di popolazione. Una volta controllata la dimensione, le disparità si riducono soprattutto all'interno dei VSM. Le differenze sono più alte nei NSM ma tendono ad attenuarsi più velocemente. L'adozione delle stime WLS nell'ambito econometrico produce un sensibile cambiamento dei risultati che si traducono in una variazione della velocità di convergenza e in un miglioramento dell'affidabilità statistica del modello.

Nel secondo, sono state preferite ai valori assoluti le medie triennali rispondenti alle variabili, in modo da minimizzare per quanto possibile l'influenza delle diverse fasi congiunturali delle economie. Così facendo si ottiene una revisione al ribasso delle stime di convergenza, a dimostrazione di una qualche forma di influenza dei cicli economici. Il modello tradizionale basato sui valori assoluti pertanto tende a sovrastimare il fenomeno.

Nel terzo caso, infine, le analisi sembrerebbero indicare un effetto positivo sulla crescita conseguente l'annessione all'UE. I risultati devono essere presi comunque con una certa cautela. Il limite principale è che si è costretti a operare con una serie storica non eccessivamente ampia e il confronto avviene tra periodi con intervalli non identici. Tuttavia, le indicazioni appaiono piuttosto chiare. Il test di stabilità di Chow rifiuta l'ipotesi nulla di omogeneità nei parametri. In questo modo si determinano due regressioni dissimilari attraverso le quali si evidenzia una più elevata velocità di convergenza post-allargamento per le regioni dei NSM.

In ultimo, la metodologia *panel data* ha evidenziato il ruolo preponderante degli effetti fissi individuali. Il risultato è sinonimo di eterogeneità e riflette un processo di convergenza «virtuale», perché condizionato da forti differenziali regionali, che nella realtà non sembrano attenuarsi in modo importante. Su questo versante, sarebbe interessante in prospettiva rivolgere l'attenzione sul confronto tra le condizioni iniziali e le caratteristiche strutturali, in modo da stabilire l'incidenza e il ruolo assunto dai rispettivi fattori e inquadrare con maggior dettaglio le connessioni tra la convergenza condizionata e lo schema caratterizzato da equilibri multipli di stati stazionari, come i club di convergenza.

Riferimenti bibliografici

- Acconcia, A. (2002), Convergenza: un'utopia per le regioni europee?, in *Studi Economici*, n. 76, pp. 129-146.
- Aghion, P. e Howitt, P. (1992), A Model of Growth Through Creative Destruction, in *Econometrica*, vol. 60, pp. 323-351.
- Alexiadis, S. (2010), Convergence in Agriculture: Evidence from the European Regions, in *Agricultural Economics Review*, vol. 11, n. 2, pp. 84-96.
- Anselin, L. (1994), *Spacestat Tutorial*, Morgantown, Regional Research Institute.
- Anselin, L. (1995), Local Indicator of Spatial Association – LISA, in *Geographical Analysis*, vol. 27, pp. 93-115.
- Ardeni, P.G. (1995), *Teorie della crescita endogena*, Torino, Giappicchelli editore.
- Artelaris, P., Arvanitidis, P. e Patrakos, G. (2008), *Convergence Patterns in the World Economy: Exploring the Non-Linearity Hypothesis*, Working Paper DYNREG 3.
- Azariadis, C. e Drazen, A. (1990), Threshold Externalities in Economic Development, in *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, pp. 501-526.
- Baltagi, B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester, New York, Wiley Europe Publications.
- Barro, R.J. e Sala-i-Martin, X. (1991), Convergence across States and Regions, in *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, pp. 82-107.
- Barro, R.J. e Sala-i-Martin, X. (1992), Convergence, in *Journal of Political Economy*, vol. 100, n. 2, pp. 223-251.
- Barro, R.J. e Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill.
- Baumol, W. (1986), Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Term Data Show, in *American Economic Review*, vol. 76, n. 5, pp. 1072-1085.
- Boggio, L. e Seravalli, G. (1999), *Sviluppo e crescita economica*, Milano, McGraw-Hill.
- Boldrin, M. e Canova, F. (2001), Europe's Regions. Income Disparities and Regional Policies, in *Economic Policy*, April.
- Bond, S., Hoeffler, A. e Temple, J. (2001), *GMM Estimations of Empirical Growth Models*, mimeo.
- Canova, F. e Marcet, A. (1995), *The Poor Stay Poor: Non-Convergence Across Countries and Regions*, CEPR Working Paper 1215.
- Caselli, F., Esquivel, G. e Lefort, F. (1996), Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, in *Journal of Economic Growth*, vol. 1, pp. 363-389.
- Cheshire, P.C. e Carbonaro, G. (1995), Convergence-Divergence in Regional Growth Rates: An Empty Black Box?, in H.W. Armstrong e R.W. Vickerman (a cura di), *Convergence and Divergence among European Regions*, London, Pion.
- Crespo-Cuaresma, J., Dimitiz, M.A. e Ritzberger-Grunwald, D. (2002), *Growth, Convergence and EU Membership*, Working Paper n. 62, Wien.
- Croci Angelini, E. (2002), Quale convergenza? Tendenze evolutive delle disparità di reddito fra le regioni dell'Unione Europea, in F. Farina e R. Tamburini (a cura di), *Da nazioni a regioni*, Bologna, Il Mulino.
- Cuadrado-Roura, J.R. (2001), Regional Convergence in the European Union: From the Hypothesis to the Actual Trends, in *The Annals of Regional Science*, vol. 35, pp. 333-356.
- De la Fuente, A. (1996), *On The Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions*, mimeo, Universitat Autònoma de Barcelona.

- Eckey, H.F., Doring, T. e Turck, M. (2006), *Convergence of Regions from 23 EU Member States*, Working Paper ECONSTOR n. 86, Kassel.
- European Commission (2009), Five Years of an Enlarged EU, in *European Economy*, 1, DG Economic and Financial Affairs, Luxembourg.
- Fagerberg, J. e Verspagen, B. (1996), Heading for Divergence? Regional Growth in Europe Reconsidered, in *Journal of Common Market Studies*, vol. 34, n. 3, pp. 431-468.
- Fingleton, B. (2001), Equilibrium and Economic Growth: Spatial Econometric Models and Simulations, in *Journal of Regional Science*, vol. 55, pp. 117-147.
- Fingleton, B. (a cura di) (2003), *European Regional Growth*, Springer-Verlag.
- Fischer, M.M. e Stirbock, C. (2005), *Pan-European Regional Income Growth and Club-Convergence*, mimeo.
- Durlauf, S.N. (1996), On the Convergence and Divergence of Growth Rates, in *Economic Journal*, vol. 106, pp. 1016-1018.
- Durlauf, S.N. e Johnson, P.A. (1995), Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour, in *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, n. 4, pp. 365-384.
- Durlauf, S.N., Johnson, P.A. e Temple, J.R.W. (2004), Growth Econometrics, in P. Aghion e S.N. Durlauf (a cura di), *Handbook of Economic Growth*, vol. 1, pp. 555-677.
- Galor, O. (1996), Convergence? Inferences from Theoretical Models, in *Economic Journal*, vol. 106.
- Geppert, K., Gornig, M. e Stephan, A. (2003), Productivity Differences in the European Union: National, Regional and Spatial Effects, in *DIW Discussion Papers*, Berlin, November.
- Grossman, G.M. e Helpman, E. (1991), Innovation and Growth in the Global Economy, in *American Economic Review*, vol. 80.
- Gujarati, D.N. (2003), *Basic Econometrics*, New York, International Edition, McGraw-Hill.
- Islam, N. (1995), Growth Empirics: A \neq Approach, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp. 1127-1270.
- Islam, N. (2003), What Have We Learned from the Convergence Debate?, in *Journal of Political Surveys*, vol. 17, pp. 309-372.
- Jones, L e Manuelli, R. (1990), A Convex Model of Equilibrium Growth: Theory and Policy Implications, in *Journal of Political Economy*, vol. 98, n. 5, pp. 1008-1038.
- Kallioras, D. (2010), Regional Inequalities in the New European Union Member-States: Is There a Population Size Effect?, in *Discussion Paper Series*, n. 16, Thessaly.
- Krugman, P. (1991), Increasing Returns and Economic Geography, in *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 483-499.
- Levine, R. e Renelt, D. (1992), A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, in *American Economic Review*, vol. 82, pp. 942-963.
- Lopez-Bazo, E., Vaya, E., Mora, A.J. e Surinach, J. (1999), Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union, in *The Annals of Regional Science*, vol. 33, pp. 343-370.
- Lucas, R.E. (1988), On the Mechanism of Economic Development, in *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, pp. 3-42.
- Magrini, S. (2003), Regional(di)convergence, in *Note di lavoro*, aprile, Venezia, Ca' Foscari.

- Mankiw, G., Romer, D. e Weil, D. (1992), A Contribution to the Empirics of Economic Growth, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n. 2, pp. 407-438.
- Martin, R. (2001), EMU Versus the Regions? Regional Convergence and Divergence in Euroland, in *Journal of Economic Geography*, vol. 1, pp. 51-80.
- Martin, R. e Sunley, P. (1998), Slow Convergence? The New Endogenous Growth Theory and Regional Development, in *Economic Geography*, vol. 74, n. 3, pp. 201-227.
- Neven, D. e Gouyette, C. (1995), Regional Convergence in the European Community, in *Journal of Common Market Studies*, vol. 33, n. 1, pp. 47-64.
- Niebuhr, A. e Schlittle, F. (2008), *EU Enlargement and Convergence. Does Market Access Matter?*, Working Paper HWWI, 1-16, Hamburg.
- Petrakos, G. e Artelaris, P. (2009), European Regional and Convergence Revisited: A Weighted Least Square Approach, in *Growth and Change*, vol. 40, pp. 314-331.
- Pigliaru, F. (2001), *Analisi della convergenza: troppa o troppo poca?*, Working Papers CRENOS, 200107.
- Quah, D.T. (1993), Galton's Fallacy and the Convergence Hypothesis, in *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, pp. 427-443.
- Quah, D.T. (1995), *Empirics for Economic Growth and Convergence*, CEPR Discussion Paper n. 1140.
- Quah, D.T. (1996), Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics, in *Economic Journal*, vol. 106.
- Rebelo, S. (1991), Long Run Policy Analysis and Long Run Growth, in *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 500-521.
- Rodríguez-Pose, A. (1994), Socioeconomic Restructuring and Regional Change: Rethinking Growth in the European Community, in *Economic Geography*, vol. 70, pp. 325-343.
- Rodríguez-Pose, A. (1999), Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socio-economic Change in Western Europe, in *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, vol. 90, n. 4, pp. 363-378.
- Rodríguez-Pose, A. e Fratesi, U. (2002), Unbalanced Development Strategies and the Lack of Regional Convergence in the EU, in *Research Papers in Environmental e Spatial Analysis*, LSE Geography, n. 76.
- Rombaldoni, R. (1998), Core and Periphery Patterns of Regional Convergence in Europe, in *Rivista italiana degli economisti*, n. 3, pp. 419-457.
- Romer, P.M. (1986), Increasing Returns and Long-Run Growth, in *Journal of Political Economy*, vol. 94, pp. 1002-1037.
- Romer, P.M. (1990), Endogenous Technology Change, in *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp. 71-102.
- Sala-i-Martin, X. (1996), The Classical Approach to Convergence Analysis, in *Economic Journal*, vol. 106, pp. 1019-1037.
- Solow, R. (1956), A Contribution to the Theory of Economic Growth, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, pp. 65-94.
- Temple, J. (1999), The New Growth Theory, in *Journal of Economic Literature*, vol. 37, pp. 112-156.
- Veugelers, R. e Mrak, M. (2009), *The Knowledge Economy and Catching-up Member States of The European Union*, Report prepared for Commissioner's Potocnik's Expert Group «Knowledge Growth».

Income disparities in the enlarged EU: national convergence and regional divergence

by Claudio Di Berardino and Giuseppe Mauro

Summary: The article deals with the development of disparities in regional per capita GDP and convergence processes in the enlarged EU. A NUTS2 data for the EU-27 countries is analysed for the period 1995-2008. Poorer European regions show higher average growth rates such that convergence might be reasonably expected. However, the convergence process is slow and it has been driven mainly by national factors. In the course of this process, regional disparities within the new member states countries have actually increased. Furthermore, the economic agglomeration has increased because capital cities. The results may have important policy implications.

Keywords: regional inequalities, convergence, growth, national dependence.

J.E.L. Classification: R10; R11.

Address:

Claudio Di Berardino, Dipartimento di Economia della Facoltà di Economia, Università G. D'Annunzio di Chieti-Pescara, viale Pindaro 42, I-65127 Pescara. E-mail: c.diberardino@unich.it.

Giuseppe Mauro, Dipartimento di Economia della Facoltà di Economia, Università G. D'Annunzio di Chieti-Pescara, viale Pindaro 42, I-65127 Pescara. E-mail: mauro@unich.it.