

Q 45

Massimo Di Matteo, Pierpaolo Pierani e
Pier Luigi Rizzi

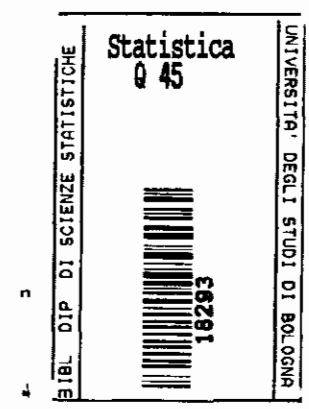
Divari di produttività del lavoro nell'economia italiana:
1951-97*

Rapporto di ricerca 2003, n.3

I lavori raccolti in questa collana hanno origine nell'ambito del progetto di ricerca di interesse nazionale (ex 40%) cofinanziato nel 2001 dal MIUR "*Cambiamenti strutturali di lungo periodo nelle regioni dell'Unione Europea*". La finalità del progetto è quella di approfondire e seguire lo sviluppo delle disparità regionali per comprendere più a fondo il processo di convergenza e coesione dell'Unione Europea.

Il coordinatore nazionale del progetto è il Professor Roberto Fanfani dell'Università di Bologna. Le Unità di Ricerca partecipanti sono:

- Dipartimento di Scienze Statistiche – Università degli Studi di Bologna
- Dipartimento Ricerche Aziendali – Università degli Studi di Pavia
- Dipartimento di Economia, Istituzioni e Società – Università degli Studi di Sassari
- Dipartimento di Economia Politica – Università degli Studi di Siena



* Dipartimento di Economia Politica Università di Siena. Lavoro svolto con il sostegno finanziario del programma di ricerca scientifica di rilevante interesse nazionale, cofinanziato dal MURST (2001): *Cambiamenti strutturali di lungo periodo nelle regioni dell'Unione Europea*, coordinato da R. Fanfani e del PAR (ex-60%): *Dinamiche regionali e settoriali della flessibilità e della crescita*, dell'Università di Siena.

Divari di produttività del lavoro nell'economia italiana:
1951-97

Indice

1	Introduzione	pag. 5
2	I divari di produttività tra le branche convergono?	pag. 6
3	Verifiche dell'ipotesi di convergenza con l'approccio classico	pag. 8
4	Verifica di convergenza con l'approccio delle serie temporali	pag. 13
5	Tassi di convergenza per branche e per periodi	pag. 16
6	Conclusioni	pag. 19
	Bibliografia	pag. 21
	Tabelle e Grafici	pag. 23

1. INTRODUZIONE

Questa nota si propone l'obiettivo di analizzare se, e in che misura, la produttività del lavoro nell'economia italiana degli ultimi cinquant'anni sia cresciuta lungo un sentiero convergente. La struttura dell'economia italiana presa in considerazione si compone di 21 attività, il cui livello di efficienza C misurato dal rapporto tra valore aggiunto al costo dei fattori a prezzi '90 e occupati espressi in unità di lavoro anno:

$$Y_{jt} = Q_{jt} / L_{jt}^1.$$

Lo studio vuole approfondire l'ipotesi che la diversa produttività del lavoro tra le varie branche dell'economia sia una caratteristica permanente e non una situazione transitoria destinata ad annullarsi con il passaggio del tempo. Secondo alcuni, infatti, tale diversità esiste solo in sistemi economici all'inizio della loro fase di sviluppo economico, ma tende poi a dissolversi a seguito della crescita. Infatti, un paese ad alto livello procapite del reddito è un paese dove i meccanismi di mercato funzionano in maniera tale da dissolvere o ridurre i divari intersettoriali (e/o interregionali) ed aver raggiunto un elevato e uniforme livello di efficienza. In tal modo si giustificherebbe l'esistenza di due branche della teoria, quella della crescita che spiega il fenomeno delle economie sviluppate dove i divari intersettoriali sono minimi, e quella dello sviluppo che è adatta alle economie arretrate dove invece, ad esempio, l'agricoltura e l'industria hanno diversi livelli di produttività.

Mentre l'analisi dei divari di produttività regionale è stata ampiamente studiata in Italia e nel resto del mondo, poca o nessuna attenzione è stata data all'analisi del divario intersettoriale all'interno di una economia che sperimenta un processo di crescita, quale quello dell'economia italiana negli ultimi 50 anni. Eppure le conseguenze della mancanza di uniformità intersettoriale della produttività sono piuttosto rilevanti.

La più importante implicazione è che il fenomeno dell'aumento del reddito procapite può essere spiegato non dall'incremento della quantità di lavoro, e quindi da un fenomeno di offerta, ma dall'andamento della domanda aggregata. Il processo di crescita può essere descritto come lo spostamento della forza lavoro occupata da settori a bassa produttività a settori ad alta produttività a seguito dell'andamento della domanda.

L'ipotesi di piena occupazione alla base dei modelli di crescita, aggregati e non, viene così a cadere e con essa l'approccio tradizionale (nientemeno, per la verità, anche nella cosiddetta nuova teoria della crescita). In tal modo l'analisi del processo di crescita

¹ I dati di base sono ricavati dalle fonti seguenti: Istat (1998) tavv. 2.7 e 2.16 per gli anni 1970-97 e la ricostruzione di Golinelli e Monerastelli (1990) matrici H-22-QVO, H-22-N, per gli anni 1951-69.

muta prospettiva e si riconnette in maniera evidente all'analisi keynesiana che si ritiene (a torto) utile solo per il breve periodo.

In quanto segue dopo una accurata analisi empirica dei vari test possibili per l'ipotesi di convergenza della produttività del lavoro tra i vari settori dell'economia italiana, si forniranno alcune implicazioni di teoria economica e di politica economica, nonché alcune direzioni in cui la ricerca si potrà sviluppare in futuro.

2. I DIVARI DI PRODUTTIVITA' TRA LE BRANCHE CONVERGONO?

La tabella 1 riporta alcuni fatti stilizzati che caratterizzano la crescita dell'economia italiana negli ultimi cinquant'anni. All'inizio, la distribuzione settoriale del prodotto e quella del lavoro erano piuttosto squilibrate: l'agricoltura otteneva l'11% della produzione finale con il 45% dell'occupazione, mentre, all'estremo opposto, il settore dei servizi non di mercato controllava il 30% del prodotto con solo il 9% degli occupati; per quanto riguarda la parte restante della struttura d'offerta, le industrie della trasformazione industriale contavano abbastanza poco, con una quota complessiva del prodotto pari al 13% e una dell'occupazione del 20%. Tra il 1951 e il 1997, la produzione finale dell'economia E aumentata di 5.5 volte e la produttività del lavoro C quasi quintuplicata, ad un tasso medio annuo del 5.36% fino al 1973 e del 4.35% sull'intero periodo². Nel corso del periodo, la struttura dell'economia E diventata meno ineguale; infatti, l'entropia della distribuzione del prodotto è aumentata di circa il 10%, quella dell'occupazione del 20% mentre la varianza dei livelli relativi di produttività è diminuita da 0.743 a 0.309 (tabella 1).

All'inizio del processo di crescita, i livelli di produttività erano inferiori alla media nel settore primario e in gran parte delle branche dell'industria; superiori alla media nelle costruzioni e nei servizi, vendibili e non vendibili. Secondo le stime della tabella 1, la produttività del lavoro poteva variare da un minimo pari ad un quarto circa della media, in agricoltura e nell'industria chimica e farmaceutica, fino ad un massimo di sei volte la media, nei servizi del credito e delle assicurazioni. Nel corso dello sviluppo, i settori in ritardo sono cresciuti più rapidamente per modo che, alla fine del periodo, le posizioni risultano in parte rovesciate: adesso, la produttività del lavoro C superiore alla media in molte branche industriali, ma inferiore alla media nei settori del commercio e dei servizi pubblici;

Dalla tabella 1 si ricavano ulteriori indicazioni di convergenza; il coefficiente di correlazione tra il \log della produttività relativa nel 1951 e il suo tasso di variazione 1951/97 $C = -.792$, un numero che ha probabilità zero di verificarsi per caso³. Dall'altra parte, una regressione *a la Barro* del tipo:

² I tassi della tabella 1 sono calcolati con il metodo di Kakwani (1997), consistente con una misura di benessere.

³ Questa probabilità è calcolata su 1000 campioni estratti con replicazione (*bootstrap*).

$$(1) \quad (y_{97} - y_{51})/46 = -\beta y_{51} + \alpha + u$$

dove y è il \log delle produttività relative, produce una stima di β pari a 0.0182 (.0041), che C statisticamente diversa da zero e che implica un tasso di convergenza annuo del 3.97% (± 1.93)⁴.

La tabella 2 ripropone l'evoluzione delle produttività settoriali, confrontandole con la media nelle branche *leader*. Nella tabella abbiamo riportato sia il livello dei divari all'inizio e alla fine del periodo sia i tassi annui di variazione disaggregati in tre sottoperiodi. I livelli sono definiti come: $D_j = Y^{\max}/Y_j$, dove Y^{\max} indica la media nelle branche energia e credito. I tassi di variazione g_i sono ricavati dai parametri di regressioni sul *trend segmentato* nel 1973 e nel 1985:

$$(2) \quad \log D_j = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t_2 + \beta_3 t_3 + u_j$$

dove $t = 1, \dots, 47$, $t_2 = 0$ se $t \leq 23$, $t_2 = t - 23$ se $t > 23$, $t_3 = 0$ se $t \leq 35$, $t_3 = t - 35$ se $t > 35$, $g_1 = \beta_1$, $g_2 = \beta_1 + \beta_2$, $g_3 = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$.

I risultati della tabella 2 mostrano almeno tre fatti: *i*) il divario medio si è dimezzato, da 7.1 nel 1951 a 3.5 nel 1997 e la sua dispersione, misurata con la deviazione standard, è diminuita del 70%; *ii*) il settore primario e le branche dell'industria in senso stretto hanno recuperato posizioni, mentre hanno perso terreno il settore delle costruzioni e, soprattutto, quello dei servizi non vendibili; *iii*) la riduzione dei *gap* non è stata costante nel periodo, ma si è concentrata in gran parte a cavallo tra gli anni '70 e '80; infatti, i segni negativi, che segnalano convergenza, sono 8/19 e 6/19 nel primo e terzo periodo, ma 19/19 nel secondo.

Nonostante il rallentamento negli anni '90, la tendenza di fondo verso una riduzione dei divari di produttività C ribadita dalla relazione significativamente negativa tra le variazioni '51/97 e il livello iniziale; la correlazione vale $-.875$ (con probabilità su 1000 campioni *bootstrap* di 0.0) e i risultati della regressione *cross-section* sono:

$$\log(D_{97}/D_{51}) = 1.334 - 1.110 * \log D_{51} \\ (.272) \quad (.149)$$

$$n = 19, R^2 = .77, LMhet = .33(.56), JB = 1.34(.51), RESET2 = .70(.42), F = 55.5(.00)$$

⁴ Il tasso annuale di convergenza è 3.30% (± 1.24) quando si aggiungono due dicotomiche, che classificano le branche dell'industria e dei servizi vendibili.

In complesso, questi risultati indicano che i differenziali di produttività tra le branche sono diminuiti in misura significativa nell'arco degli ultimi cinquant'anni. Il resto della nota approfondisce questo tema, presentando verifiche alternative dell'ipotesi di convergenza nelle sezioni 2 e 3 e stime dei tassi di convergenza per le singole branche e per periodi nella sezione 4; le considerazioni riassuntive della sezione 5 completano il lavoro.

3. VERIFICHE DELL'IPOTESI DI CONVERGENZA CON L'APPROCCIO CLASSICO

Nell'ultimo decennio, la letteratura sulla convergenza si è arricchita di un grande numero di contributi che impiegano metodi differenti e che, spesso, raggiungono conclusioni contraddittorie (de la Fuente 1997; Temple 1999). Molti di questi lavori seguono il così detto *approccio classico* all'analisi della convergenza (Sala-i-Martin, 1996), distinguendo tra un processo di convergenza- σ e uno di convergenza- β , assoluta o condizionata (Barro e Sala-i-Martin, 1995; Jones, 1998). Dato un campione spazio-temporale di misure di produttività, c'è convergenza- σ quando la dispersione dei livelli $V(Y_t)$ diminuisce nel tempo: $dV(Y_t)/dt < 0$. Per contro, si parla di convergenza- β , quando le unità con un livello di produttività iniziale inferiore alla media crescono più rapidamente di quelle, che partono con un livello superiore; questo tipo di convergenza implica una regressione verso la media, la cui intensità dipende dal grado di correlazione inversa nella relazione stocastica tra i tassi di variazione settoriali (in un intervallo dato) e i livelli iniziali:

$$(3) \quad y_{iT} - y_{i0} = \alpha_i - (1 - \theta)y_{i0} + u_{iT} \quad i = 1,$$

dove y indica il logaritmo delle produttività settoriali come deviazione da un trend di progresso tecnico comune; u è una somma di perturbazioni da 0 a T (con media zero e varianza σ_u^2), mentre il parametro $1 - \theta$ ($0 < \theta < 1$) misura la velocità di convergenza (o di *catching-up*)⁵. Con convergenza- β assoluta, la produttività

⁵ L'equazione (3) descrive la dinamica attorno all'equilibrio in un modello di crescita neoclassico, ma può anche essere interpretata come l'aggregazione temporale da θ a T di un processo auto regressivo del primo ordine:

(3.a) $y_{it} = (1 - \rho)\mu_i + \rho y_{it-1} + e_{it}$, dove $y_{it} = \log(Y_{it}/\bar{Y}_t)$, mentre e_{it} è un errore (a media zero e varianza costante) indipendente dal livello iniziale y_{i0} . La (3.a) si può riscrivere in forma di aggiustamento parziale:

nell'economia tende verso un livello di equilibrio di lungo periodo unico: $\mu = \alpha/(1 - \theta)$; nell'altro caso, ogni unità si muove verso un proprio equilibrio, che può essere sopra o sotto la media e i differenziali di produttività persistono nel tempo.

I lavori, che si ispirano a questo approccio, verificano entrambi i criteri, dato che una riduzione della varianza è condizione sufficiente per avere convergenza- β , mentre una regressione verso la media è necessaria ma non sufficiente perché si verifichi convergenza- σ (Friedman, 1992; Quah, 1993; Lichtemberg, 1994; Hart, 1995; Bliss, 1999)⁶. In questa sezione, seguiremo la stessa strada, considerando misure semplici di convergenza σ e β .

(3.b) $y_{it} - y_{it-1} = - (1 - \rho)[y_{it-1} - \mu_i] + e_{it}$, dove $(1 - \rho) = (1 - \exp(-\beta))$ è la velocità di aggiustamento verso l'equilibrio di lungo periodo μ_i ; deviazioni negative (positive) implicano tassi di crescita della produttività più alti (bassi) come vuole l'ipotesi di ritorno verso la media. Aggregando la (3.a) su un periodo di anni da θ a T , si ricava la relazione cross-section, da cui deriva la (3):

$$(3.c) \quad y_{iT} = \alpha_i + \theta y_{i0} + u_{iT}, \text{ dove } \alpha_i = (1 - \theta)\mu_i, \theta = \rho^T = \exp(-\beta T),$$

$$u_{iT} = \sum_{\tau=0}^{T-1} \rho^\tau e_{it-\tau}.$$

Per $\rho = 1$ ($\beta = 0$) c'è divergenza. Quando $\rho < 1$ ($\beta < 1$) l'effetto delle perturbazioni decade a un tasso geometrico per modo che si ha regressione verso la media; in tal caso, si parla di convergenza- β assoluta, se il termine costante è uguale per tutte le unità, di convergenza- β condizionata, quando è vero il contrario.

⁶ Dalla (3), la varianza della produttività al tempo T è legata a quella del tempo θ dalla seguente relazione:

$$\sigma_T^2 = \theta^2 \sigma_0^2 + \sigma_u^2 \text{ e, d'altra parte, la frazione della varianza spiegata dalla}$$

regressione è $r^2 = (1 - \sigma_u^2 / \sigma_T^2)$; quindi, la relazione tra i due concetti di

convergenza è: $\sigma_T^2 / \sigma_0^2 = \theta^2 / r^2$. Se il rapporto a sinistra è minore di 1, deve

valere la disuguaglianza $\theta < r \leq 1$; in altri termini, convergenza di tipo σ implica quella di tipo β . D'altra parte, quando si verifica la condizione $r < \theta < 1$, il rapporto tra le varianze sarà maggiore di 1 (Hart e Prais, 1956; Prais, 1958); ciò vuol dire che si ha convergenza- β , ma divergenza- σ .

Come prima verifica dell'ipotesi di convergenza della produttività tra le branche, abbiamo analizzato il trend di due comuni misure di dispersione: il coefficiente di variazione e la deviazione standard. Il coefficiente di variazione è calcolato come:

$$(4) \quad CV_t = \sqrt{\sum (Y_{it} - \bar{Y}_t)^2 / (N-1)} / \bar{Y}_t$$

dove: $\bar{Y}_t = \sum Y_{it} / N$ ed N è il numero delle branche. La deviazione standard è calcolata sui logaritmi della produttività:

$$(5) \quad \hat{\sigma}_t = \sqrt{\sum (y_{it} - \bar{y}_t)^2 / (N-1)}$$

dove: $y_{it} = \log Y_{it}$ e $\bar{y}_t = \sum y_{it} / N$. Dalle serie storiche di queste misure, riportate nella tabella 3 e nella figura 1 come indici 1951 = 1, abbiamo ricavato le seguenti stime OLS delle derivate rispetto al tempo (errori standard in parentesi):

	1951-97	1951-73	1974-85	1986-97
dCV/dt	-0.0107 (.0009)	+0.0005 (.0006)	-0.0345 (.0010)	+0.0079 (.0013)
dσ/dt	-0.0084 (.0005)	-0.0096 (.0005)	-0.0153 (.0018)	+0.0089 (.0010)

Per entrambe le misure di dispersione, il trend è statisticamente negativo nel periodo 1951-97 e particolarmente intenso nel decennio a cavallo tra gli anni '70 e '80, ma diventa significativamente positivo nell'ultimo periodo⁷.

Recentemente, Carree e Klomp (1997) hanno proposto due statistiche per il confronto di varianze tra distribuzioni, prese due alla volta; noi abbiamo usato il loro test T_3 , che ha una distribuzione normale standard sotto l'ipotesi nulla di assenza di convergenza-σ; T_3 è calcolato con la formula:

⁷ Fino al 1973, c'è presenza di convergenza secondo σ, ma assenza secondo CV; Delgaard e Vastrup (2001) mostrano che questa contraddizione può accadere perché la derivata rispetto al tempo delle misure di dispersione è una somma di tassi di variazione ponderati con un sistema dei pesi molto diverso nelle due formule.

$$(6) \quad T_3 = \sqrt{N} \frac{(\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_T^2 - 1)}{2\sqrt{1 - \hat{\theta}^2}}$$

dove $\hat{\theta}$ è la stima del coefficiente angolare dell'equazione (3) in livelli. La tabella 4 riporta la statistica T_3 per diversi confronti su periodi di venti anni. Il test sul ventennio 51-71 conferma il **trend** negativo della deviazione standard, anche se con un livello di significatività solo del 6.5%; in complesso, i risultati della tabella 4 ribadiscono che il processo di convergenza-σ si è protratto per oltre quarant'anni, interrompendosi soltanto negli anni '90, quando perdono di significatività sia la riduzione della varianza sia la velocità di aggiustamento verso l'equilibrio⁸. Completiamo l'analisi di questa sezione presentando una misura semplice e non distorta di convergenza-β, che è stata proposta da Boyle e McCarthy (1997). Dalla discussione sul significato dei concetti di convergenza σ e β, questi autori concludono che l'idea di convergenza-1), in Sala-i-Martin (1996), coincide con quella di mobilità all'interno di una distribuzione. Su questa base, essi propongono di usare l'indice di concordanza dei ranghi W di Kendall (Siegel, 1992) come misura inversa della presenza di convergenza-P. L'indice W è costruito come un rapporto tra la varianza dei ranghi effettivi di due anni messi a confronto e quella che si avrebbe in caso di concordanza perfetta:

$$(7) \quad W = \frac{Var[Ra_{it} + Ra_{i0}]}{Var[2Ra_{i0}]}$$

dove Ra_{it} e Ra_{i0} indicano, rispettivamente, il rango del livello di produttività del lavoro della branca i ($i = 1, \dots, N$) nell'anno t ($t = 1, \dots, T$) e in quello base⁹. Questo indice è compreso tra uno (massima concordanza, mobilità nulla) e zero (massima discordanza, mobilità massima). Sotto l'ipotesi nulla di assenza di

⁸ Usando la relazione della nota 5, possiamo dire che nel periodo più recente il coefficiente inerziale θ tende a superare il coefficiente di correlazione r .

⁹ In pratica, W è calcolato con la formula: $W = [1 + (k-1)\bar{r}_{0t}] / k$, dove k indica il numero di anni compresi nel periodo 0-t, mentre $\bar{r}_{0t} = \sum_{j=1}^k r_{0j} / k$ è la media aritmetica dei coefficienti di correlazione per l'ordine dei ranghi di Spearman tra l'anno base e ognuno dei k anni compresi nel periodo 0-t (Siegel, 1992, pag. 331).

concordanza tra gli ordinamenti, la statistica W si distribuisce come χ^2 con $(N-1)$ gradi di libertà, $\chi^2 = 2(N-1)W$; quindi, se W non risulta significativa ai livelli convenzionali, esiste mobilità all'interno della distribuzione dei livelli di produttività e non si può rifiutare la presenza di convergenza-P.

Nella tabella 5, abbiamo riportato i valori di W e χ^2 per diversi confronti su coppie di anni, che includono anche il periodo in cui abbiamo constatato la sicura presenza di convergenza-o. L'indice di concordanza dei ranghi nel confronto 1951-97 mostra che la classifica dei livelli di produttività del lavoro è molto cambiata e, di conseguenza, possiamo accettare l'ipotesi di convergenza- β per l'intero periodo. Fino alla seconda metà degli anni '80, la posizione relativa all'interno della distribuzione non sembra molto diversa da quella degli anni '50 e '60, dato che l'indice W porta al rigetto dell'ipotesi nulla; d'altra parte, poiché questa scarsa mobilità all'interno delle classifiche si verifica mentre diminuisce la dispersione dei livelli di produttività (tabella 4), concludiamo che l'economia italiana ha goduto di una crescita convergente e senza salti per oltre un quarto di secolo. Nei confronti tra gli anni '70 e '90, la W di Kendall accetta l'ipotesi nulla della presenza di convergenza- β ; la non significatività degli indici di concordanza implica che il processo di convergenza nei livelli di produttività è continuato anche in questi anni, ma, rispetto a prima, con frequenti cambiamenti di posizione sopra e sotto la media. Nel periodo più recente, infine, le posizioni relative tornano a mantenersi stabili e l'ipotesi di convergenza- β deve essere rifiutata.

4. VERIFICA DI CONVERGENZA CON L'APPROCCIO DELLE SERIE TEMPORALI

Con l'approccio delle serie temporali, l'ipotesi di convergenza è rifiutata quando il processo generatore dei dati (DGP) risulta non stazionario e accettata quando il DGP è stazionario. Di solito, una verifica preliminare è fatta con il test Dickey-Fuller aumentato (ADF) sulle serie individuali:

$$ADF1: \quad y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{pi} \phi_{ik} \Delta y_{it-k} + e_{it}$$

$$ADF2: \quad y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{pi} \phi_{ik} \Delta y_{it-k} + \alpha_i + e_{it}$$

$$ADF3: \quad y_{it} = \rho_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{pi} \phi_{ik} \Delta y_{it-k} + \alpha_i + \delta_i t + e_{it}$$

dove Δ è l'operatore differenza: $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ed e_{it} è un errore a rumore bianco. In generale, l'ipotesi nulla è $H_0: \rho_i = 1$ contro l'alternativa $H_1: \rho_i < 1$. Nel modello ADF2, quando vale l'ipotesi nulla $\rho_i = 1$, anche $\alpha_i = 0$, mentre l'alternativa è una serie stazionaria attorno a una media non nulla; nel modello ADF3, se vale $\rho_i = 1$, anche $\delta_i = 0$ e la serie è un sentiero casuale con intercetta, contro l'alternativa di una serie stazionaria attorno a un trend.

L'analisi è stata condotta sulle misure assolute e relative. Quando $y_{it} = \log(Y_{it})$, solo due serie risultano non stazionarie, mentre 15 su 19 sono stazionarie attorno a un trend lineare; anche il log della media di queste variabili è una serie stazionaria con un trend, a un livello di significatività di 0.019. D'altra parte, quando $y_{it} = \log(Y_{it}/\bar{Y}_t)$, l'ipotesi nulla è rigettata solo in 14 casi su 21¹⁰.

Per controllare la robustezza di questi risultati, abbiamo ripetuto l'analisi con il test di Kwiatkowski *et al.* (1992), che assume stazionarietà come ipotesi nulla e un processo

¹⁰ Il numero dei ritardi è compreso tra 0 e 13, ma i valori più frequenti sono 0 per le misure assolute di produttività e 3 per quelle relative. Poiché il test ADF ha scarsa potenza nei piccoli campioni, il livello di significatività dei test è stato ricavato da 5000 simulazioni dell'ipotesi nulla.

con radice unitaria come ipotesi alternativa; la conclusione è che, per entrambi i tipi di serie, l'ipotesi nulla è rifiutata 9 (11) volte al livello di significatività del 10%, ma sempre accettata al 5%¹¹.

Dopo aver constatato come i risultati sulle singole serie storiche propendano per l'ipotesi di convergenza, resta da controllare se anche il campione spazio temporale risulta stazionario. Per questa verifica, abbiamo costruito due statistiche di radici unitarie in un panel: il test p_λ di Fisher (Maddala e Wu, 1999) e il test S_N (Chang, 2000). Essendo costruiti entrambi sulla base di statistiche ricavate da equazioni singole, questi due test si possono applicare a serie storiche di lunghezza diversa, con DGP diversi e diversa lunghezza dei ritardi.

Il test p_λ di Fisher si fonda sul principio che, se i test statistici sono continui, i loro livelli di significatività π_i ($i=1, \dots, N$) sono variabili uniformi $U(0,1)$ e $-2\log\pi_i$ sono χ^2 con 2 gradi di libertà. Per la proprietà di additività della variabile χ^2 , il test

di non stazionarietà del panel è semplicemente $p_\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \log \pi_i$, che si

distribuisce come un χ^2 con $2N$ gradi di libertà. Con i livelli di significatività dei test ADF calcolati in precedenza, abbiamo ottenuto $p_\lambda = 158.39$ per il panel di $\log Y_{it}$ e $p_\lambda = 146.92$ per il panel di $\log(Y_{it}/\bar{Y}_t)$; il confronto di questi valori con $\chi^2(42) = 57.84$, porta a rifiutare decisamente l'ipotesi di radici unitarie¹².

Il test S_N è la somma standardizzata dei rapporti-t dei coefficienti della dipendente ritardata nel modello ADF, stimato con il metodo delle variabili strumentali (IV). Data l'equazione¹³:

$$(7) \quad y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{k=1}^{p_i} \alpha_{ik} \Delta y_{it-k} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N$$

¹¹ I test ADF e KPSS sono stati condotti con EASYREG di H. Bierens. Il programma è scaricabile gratuitamente dal sito:

<http://econ.la.psu.edu/~h.bierens/EASYREG.HTM>

¹² Questa conclusione si basa sull'ipotesi che le cross sections siano tra loro indipendenti; nel caso non lo siano, la distribuzione empirica di p_λ deve essere simulata con la tecnica del *bootstrap* (Maddala e Wu, 1999).

¹³ Se il DGP contiene media e/o trend, il modello si applica alle serie *adattivamente* depurate delle componenti deterministiche $y_{it}^\mu = y_{it} - \mu_i^t$ o $y_{it}^\tau = y_{it} - \hat{\mu}_i^t - \hat{\delta}_i^t t$ (Chang, 2000).

Il test si costruisce con i seguenti due passi:

1) si costruisce una trasformazione non lineare di y_{it-1} con la funzione generatrice degli strumenti (IGF) e si ottiene una stima IV dei parametri dell'equazione (8) per ogni unità spaziale i , usando la matrice degli strumenti $W_i = [F(y_{it-1}), \Delta y_{it-1}, \dots, \Delta y_{it-p_i}]$;

2) si calcolano i singoli rapporti-t, che verificano $H_0 : \alpha_i = 1$:

$$(9a) \quad Z_i = \frac{\hat{\alpha}_i - 1}{s(\hat{\alpha}_i)}$$

dove $\hat{\alpha}_i$ è la stima IV di α_i e $s(\hat{\alpha}_i)$ il suo errore standard, e la loro somma standardizzata:

$$(9b) \quad S_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N Z_i$$

Il test S_N verifica l'ipotesi $H_0 : \alpha_i = 1, \forall i$ contro l'alternativa $H_1 : |\alpha_i| < 1$, per qualche i . Chang dimostra che questo test è asintoticamente $N(0,1)$, anche quando c'è dipendenza tra le unità spaziali.

Nell'applicazione empirica abbiamo lavorato con le serie della produttività relativa; come in Chang (2000), abbiamo costruito lo strumento della dipendente ritardata con la trasformazione non lineare $F(y_{it-1}) = y_{it-1} \exp(-c_i |y_{it-1}|)$, dove c_i è una costante, che dipende dall'errore standard di Δy_{it} e dalla lunghezza della serie storica. In base alla statistica Z_i , nessuna delle 21 serie presenta una radice unitaria significativa, 9 sono stazionarie al 5% e 2 al 10%. Il test sul campione spazio temporale vale $S_N = -8.049$ che, confrontato con un valore critico di -1.96 , consente di respingere con ampio margine l'ipotesi di non stazionarietà del panel.

5. TASSI DI CONVERGENZA PER BRANCHE E PER PERIODI

Nell'analisi sulla convergenza tra aree (paesi o regioni) si usa stimare l'equazione di crescita con l'approccio *panel*, nell'ipotesi che esistano differenze sistematiche tra i livelli di efficienza, ma che la velocità di aggiustamento sia uguale per tutte le unità spaziali (Islam, 1995; Fabiani e Pellegrini, 1999). Nel caso nostro, tuttavia, bisogna tener conto che la diversità delle tecnologie comporta eterogeneità anche del coefficiente angolare della retta di regressione. In questa sezione riportiamo misure dei tassi di convergenza per le singole branche, che abbiamo ottenuto con uno stimatore *shrinkage* bayesiano, proposto da Smith (1973) e usato da Maddala e Wu (2000).

Gli elementi essenziali del metodo di stima sono i seguenti: sia $Y_i = X_i\beta_i + e_i$ ($i = 1, \dots, N$) l'equazione di regressione della singola unità spaziale, con Y_i il vettore ($T, 1$) della dipendente, X_i la matrice (T, k) delle indipendenti, β_i il vettore ($k, 1$) dei parametri, e_i il vettore ($T, 1$) dei residui, distribuito come una normale di media zero e varianza σ_i^2 . Con l'ipotesi a priori che β_i sia una realizzazione da una distribuzione normale con media μ e varianza C , le stime individuali b_i^* , contratte verso la loro media μ^* , si ricavano risolvendo iterativamente le equazioni (10)-(13)¹⁴:

$$(10) \quad \hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{N+2} (Y_i - X_i b_i^*)' (Y_i - X_i b_i^*)$$

$$(11) \quad \mu^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_i^*$$

$$(12) \quad \Sigma^* = \frac{1}{N-k-1} \left[R + \sum_{i=1}^N (b_i^* - \mu^*) (b_i^* - \mu^*)' \right]$$

$$(13) \quad b_i^* = \left(\frac{1}{\hat{\sigma}_i^2} X_i' X_i + \Sigma^{*-1} \right)^{-1} \left(\frac{1}{\hat{\sigma}_i^2} X_i' X_i \hat{b}_i + \Sigma^{*-1} \mu^* \right)$$

¹⁴ Stimatori *shrinkage* alternativi si trovano in Maddala et al. (1997), Funke e Strulik (1999).

dove R è una matrice diagonale (k, k) di numeri positivi piccoli (ad esempio .001) e b_i la stima minimi quadrati di β_i . Questo stimatore *shrinkage* è applicato al modello autoregressivo delle produttività relative

$$(14) \quad y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + e_{it}$$

avviando la procedura iterativa con le stime OLS \hat{b}_i . L'equazione (14) è stata stimata sotto le seguenti ipotesi alternative: i) le intercette α_i e i coefficienti angolari β_i siano rimasti costanti; ii) siano cambiate le intercette, ma non i coefficienti angolari; iii) siano cambiati entrambi gli insiemi di parametri.

I risultati per l'intero periodo 1952-97 sono riportati nella tabella 6, insieme con una stima *panel*¹⁵ per confronto. Secondo queste stime, la produttività del lavoro diverge nel settore delle costruzioni e in due branche dei servizi vendibili (alberghi, servizi vari); ma converge in media a un tasso annuo del 2.68%; questo implica che l'economia impiegherebbe circa 26 anni per raggiungere metà del livello di efficienza di lungo periodo¹⁶, che risulta negativo (-15706). I β individuali variano tra un minimo di 0.12% (energia) e un massimo di 14.14% (mezzi di trasporto); sono sotto la media per agricoltura e servizi pubblici, sopra la media per molte branche della trasformazione industriale e per i servizi vendibili (commercio, trasporti e comunicazioni). In complesso, questi ritmi di crescita differenziati non conducono l'economia verso un livello comune di efficienza; al contrario, la posizione relativa dei singoli stati stazionari indica che ampi differenziali di produttività dovrebbero perdurare nel tempo, in particolare tra industria e servizi.

Nelle ultime due colonne della tabella 6, abbiamo riportato i risultati di una stima *panel*, che impone un tasso di convergenza comune a tutte le branche. Contrariamente a quanto ci si poteva aspettare, il coefficiente β (2.49%) è di poco più piccolo della media bayesiana (2.68%) e anche i livelli relativi dello stato stazionario sono simili; valutando la differenza tra i parametri C_i , nei due modelli, si vede che la stima *panel*

¹⁵ La stima *panel* è ottenuta col metodo dei minimi quadrati a due stadi (2SLS), usando come strumento per y_{it-1} la trasformazione non lineare di Chang, vista in precedenza.

¹⁶ La misura convenzionale del tempo di dimezzamento (*halftime*) è calcolata con la formula $HT = -\log(.5)/\beta = .69/\beta$.

mediamente sovrastima il livello di efficienza di lungo periodo (.32733), ma questa differenza positiva è poco significativa¹⁷. Questi risultati sembrano avvalorare l'ipotesi di un processo di convergenza condizionata, costante durante circa mezzo secolo; per valutarne la robustezza, abbiamo ristimato l'equazione (14) sotto l'ipotesi che l'intercetta (e lo stato stazionario) potesse cambiare all'incirca ogni 10 anni; la tabella 7 riporta alcuni parametri ricavati da queste stime e rivela un quadro in parte differente. Adesso i settori con β negativo diventano 5; tra questi, troviamo energia e credito, ma non le costruzioni. I β positivi, d'altra parte, assumono valori nettamente più alti, per modo che il tasso di convergenza medio sale al 5.51% e il tempo di dimezzamento scende a meno di 13 anni. Con l'aggiunta delle costruzioni, agricoltura e amministrazioni pubbliche continuano ad essere i settori con la crescita più lenta, mentre, le branche più dinamiche sembrano quella dei mezzi di trasporto nel settore della trasformazione industriale e quella di trasporti e comunicazioni nel settore dei servizi. Il valore e il segno dei parametri α_i nei quattro intervalli rivelano che l'equilibrio di lungo periodo è cambiato ciclicamente in questo arco temporale. Con poche eccezioni, osserviamo un recupero di efficienza, che si protrae fino alla prima metà degli anni '80; inoltre, questo fenomeno è più consistente nell'industria, dove molti segni, negativi nei due primi periodi, diventano positivi nel terzo. Questa tendenza si inverte durante gli anni '90, quando tutti gli indici di efficienza diminuiscono. Quest'analisi di stabilità è stata completata stimando l'equazione (14) separatamente per ognuno dei quattro sottoperiodi, nell'ipotesi che cambiasse nel tempo anche il tasso di convergenza verso lo stato stazionario. Le stime dei β , riportate nella tabella 8 insieme con gli associati tempi di dimezzamento, dimostrano la ragionevolezza di quest'ipotesi. Per gran parte dell'economia, i tassi di convergenza sono crescenti tra il primo e il secondo periodo, così che il tasso medio aumenta dal 5.09% al 10.07%; nonostante alcuni rallentamenti (agricoltura, mezzi di trasporto, ..) e inversioni di tendenza (costruzioni, commercio, ..), il tasso medio si mantiene alto (8.43%) ancora nel decennio successivo. Questo periodo, a cavallo tra gli anni '70 e '80, segna l'inizio di profonde trasformazioni tecnologiche ed organizzative in molte parti dell'economia e la fine del processo di convergenza condizionata della produttività. Negli anni '90, infatti, cominciano a manifestarsi gli effetti della ristrutturazione e, come si vede dalla tabella 8, il tasso di convergenza resta positivo solo per agricoltura e 5 branche della trasformazione industriale, così che il tasso medio precipita al 2.66% e il tempo di dimezzamento del divario con l'equilibrio di lungo periodo aumenta da 8 a 26 anni.

¹⁷ Un valore uguale o maggiore di .32733 può verificarsi per caso con una probabilità di .161, calcolata su 10000 campioni estratti con replicazione.

6. CONCLUSIONI

I principali risultati di questa analisi si possono riassumere nei punti seguenti:

a) nel periodo tra il 1951 e il 1997, la produttività del lavoro nell'economia italiana è quasi quintuplicata e i divari settoriali sono diminuiti in misura significativa, almeno fino a metà degli anni '80. In questa rincorsa verso livelli più alti di efficienza, hanno guadagnato posizioni le branche della trasformazione industriale e l'agricoltura, mentre hanno perso posizioni i settori delle costruzioni e dei servizi, vendibili e non;

b) questo processo di convergenza si è sviluppato con ritmi differenti tra le branche e variabili nel tempo. In particolare, è stato più intenso nel periodo a cavallo tra gli anni '70 e '80, quando si è verificato un rallentamento considerevole nella crescita della produttività e si è interrotto negli anni '90. Comunque, il divario nei livelli di efficienza di lungo periodo tra i settori produttivi è destinato a mantenersi nel tempo. Nel complesso, dunque, si può affermare che il processo di crescita di questi anni non ha portato ad una riduzione dei divari di produttività tra i settori nel senso che essi convergano ad un livello comune, come assunto per ipotesi dalla teoria tradizionale della crescita. Questo risultato si basa sull'esame della convergenza- β che si riferisce all'analisi delle serie temporali. Quindi la differenziazione è un fatto permanente e ciò è agevolmente spiegabile alla luce del fatto che il progresso tecnico e l'andamento della domanda si distribuiscono in maniera difforme tra i settori (come ad esempio analizzato da Pasinetti (1965)). D'altro canto, il movimento intersettoriale della forza lavoro tende a compensare tali divari (dovuti al dispiegarsi della legge di Engel a all'andamento del progresso tecnico) e questo trova riscontro nel comportamento della variabile σ , almeno fino al 1985. Il risultato netto, però, è quello di una tendenza di lungo periodo al permanere dei divari di produttività intersettoriali. L'analisi mostra, oltre a questa conferma, altri aspetti interessanti. Innanzitutto diversi indici di convergenza hanno andamenti divergenti fra di loro e questo merita un approfondimento. La convergenza- σ dà un quadro nitido e che è (in parte) complementare a quello della convergenza-P. La variabilità delle differenze di produttività tra i settori mostra che essa è stata decrescente per il periodo 1951-85. Da lì fino ai giorni nostri tale variabilità torna ad aumentare segnalando un maggior grado di differenziazione tra la produttività dei settori. L'interpretazione di questo risultato non è immediata: la prima parte è perfettamente in linea con il fatto che i settori a bassa (alta) produttività crescano ad un tasso maggiore (minore), mentre la tendenza registrata nel periodo 1986-97 sembra denotare l'insorgere di fenomeni nuovi che dovranno essere esaminati nel prosieguo della ricerca. Allo stesso modo la tendenza del coefficiente di variazione che presenta tre diversi andamenti richiede un supplemento di indagine: negli anni 1951-73 il coefficiente di variazione indica che la variabilità delle differenze intersettoriali si è mantenuta grosso modo costante, è poi

decresciuta significativamente nel periodo 1974-85, infine è aumentata di nuovo dal 1986 al 1997.

Le implicazioni del carattere permanente delle differenze intersettoriali confermano nella necessità di abbandonare schemi teorici basati sulla piena occupazione dei fattori per spiegare la crescita nei paesi ad alto livello di reddito pro capite. Ma se questo è vero, è facile comprendere come l'andamento della domanda aggregata risulti importante nel comprendere lo sviluppo economico. Si potrebbe obiettare che considerare la domanda aggregata come fattore causale richiede che essa sia esogena. Ma non si vede perché sia legittimo considerare esogeno il progresso tecnico o l'andamento della forza lavoro, come nel caso del modello tradizionale, mentre sia arbitrario considerare la domanda aggregata esogena in un modello di tipo keynesiano: esogeno vuol dire solo non spiegato all'interno del modello.

In effetti questo approccio, una volta adottato, suggerisce di ricercare e scomporre l'andamento della domanda aggregata nelle sue varie componenti per comprendere l'andamento del tasso di crescita del reddito.

Le implicazioni di politica economica sono evidenti: la gestione della domanda aggregata, soprattutto attraverso la politica fiscale, acquista di nuovo un ruolo centrale sull'andamento dell'economia in particolare nel lungo periodo.

BIBLIOGRAFIA

- Barro R.J., Salai Martin X. (1992)**, *Convergence*, Journal of Political Economy, 100,223-51.
- Barro R.J., Salai Martin X. (1995)**, *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill.
- Bliss C. (1999)**, *Galton's fallacy and economic convergence*, Oxford Economic Papers, 51, C14.
- Boyle G. E., McCarthy T. G. (1997)**, *A simple measure of β -convergence*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 59 (2), 257-264.
- Chang Y. (2000)**, *Non linear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency*, Rice University / CIRJE University of Tokyo, CIRJE-F-85.
- Cosci S., Mattesini F. (1995)**, *Convergenza e crescita in Italia*, Rivista di Politica Economica, 85(4), 35-68.
- Dalgaard C-J, Vastrup J. (2001)**, *On the measurement of σ -convergence*, Economics Letters, 70,283-287.
- De la Fuente A. (1997)**, *The empirics of growth and convergence: A selective review*, Journal of Economic Dynamics and Control, 21, 23-73.
- Fabiani S., Pellegrini G. (1999)**, *Convergenza e divergenza nella crescita delle province italiane*, Ricerche quantitative per la politica economica 1997, Convegno Banca d'Italia - CIDE, Banca d'Italia, Roma.
- Friedman M. (1992)**, *Do Old Fallacies Ever Die?*, Journal of Economic Literature, XXX, 2029-32.
- Funke M, Strulik H. (1999)**, *Regional growth in West Germany: convergence or divergence ?*, Economic Modelling, 16,489-502.
- Golinelli R., Monterastelli M. (1990)**, *Un metodo per la ricostruzione di serie storiche compatibili con la nuova contabilità nazionale*, Nota di lavoro 9001, Prometeia, Bologna.
- Hart P.E. (1995)**, *Galtonian Regression across Countries and the Convergence of Productivity*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 57(3), 289-293.
- Hart P.E., Prais S.J. (1956)**, *The analysis of business concentration: a statistical approach*, Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 119, 150-191.
- Islam N. (1995)**, *Growth empirics: a panel data approach*, Quarterly Journal of Economics, 110, 1127-1170.
- Istat (1998)**, *Contabilità nazionale, tomo I – Conti economici nazionali, anni 1970-97*, Ann. n.3
- Jones C.I. (1998)**, *Introduction to Economic Growth*, New York, W.W. Norton & co. Inc.
- Kakwani N. (1997)**, *Growth Rates of Per-Capita Income and Aggregate Welfare: An International Comparison*, Review of Economics and Statistics, 79, 201-11.

Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?*, Journal of Econometrics, 54, 159-78.

Lichtenberg F.R. (1994), *Testing the Convergence Hypothesis*, Review of Economics and Statistics, 76, 576-79.

Maddala G.S., Trost R.P., Li H., Joutz F. (1997), *Estimation of Short-Run and Long-Run Elasticities of Energy Demand from Panel Data Using Shrinkage Estimators*, Journal of Business & Economic Statistics, 15 (1), 90-100.

Maddala G.S., Wu S. (1999), *A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, special issue, 631-52.

Maddala G.S., Wu S. (2000), *Cross-country growth regressions: problems of heterogeneity, stability and interpretation*, Applied Economics, 32, 635-642.

Mankiw N.G., Romer D., Weil D.N. (1992), *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, Quarterly Journal of Economics, 107, 407-37.

Pasinetti L.L. (1965), *A New Theoretical Approach to the Problems of Economic Growth*, in Pontificae Academiae Scientiarum Scripta Varia, vol. 28, Città del Vaticano, 571-677.

Prais S.J. (1958), *The Statistical Conditions for a Change in Business Concentration*, Review of Economics and Statistics, 40, 268-272.

Quah D. (1993), *Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis*, Scandinavian Journal of Economics, 95(4), 427-43.

Quah D. (1996), *Empirics for economic growth and convergence*, European Economic Review, 40, 1353-75.

Sala-i-Martin X. (1996), *The Classical Approach to Convergence Analysis*, Economic Journal, 106, 1019-1036.

Siegel S., Castellan N.J. Jr. (1992), *Statistica non parametrica (seconda edizione)*, edizione italiana a cura di E. Caracciolo, Milano, McGraw-Hill Libri Italia.

Smith A.F.M. (1973), *A general Bayesian linear model*, Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), 35 (1), 67-75.

Temple J. (1999), *The New Growth Evidence*, Journal of Economic Literature, XXXVII, 112-156.

TABELLE E GRAFICI

Tabella I: Struttura e crescita dell'economia italiana nel lungo periodo: produzione finale (Q), occupazione (L) e prodotto per unità di lavoro ($Y = Q/L$) nelle branche

	Q		L		Y		Y/Y		
	1951	1997	1951	1997	1951	1997	51/73	73/97	51/97
Economia	indici 1951 = 100						tassi % (*)		
	100	548	100	112	100	491	5.36	1.78	4.35
Settori e branche	Indici Economia = 100						tassi relativi % (*)		
1. Agricoltura, silvicoltura, pesca	10.9	4.1	45.2	7.8	24	52	1.49	1.81	1.58
Industria in senso stretto	15.8	27.5	20.7	21.0	76	130	0.51	2.02	0.92
2. Energia	2.4	2.7	0.6	0.7	399	365	0.31	-1.69	-0.25
3. Minerali ferrosi e non	0.9	1.2	0.8	0.6	109	225	3.37	-3.70	1.36
4. Minerali non metalliferi	0.9	1.7	1.6	1.4	58	126	1.88	2.06	1.93
5. Chimica e farmaceutica	0.2	2.0	0.9	1.1	19	186	4.75	7.28	5.45
6. Meccanica	2.9	7.4	3.9	5.8	74	128	-0.72	4.16	0.61
7. Mezzi di trasporto	0.9	1.6	1.2	1.3	75	129	3.22	-2.69	1.54
8. Alimentari, bevande, tabacco	1.6	2.5	1.9	1.6	84	158	0.59	2.13	1.02
9. Tessile, abbigl., calzature	3.7	4.1	6.1	4.9	62	84	-1.15	3.79	0.20
10. Legno, mobili	0.9	1.2	2.2	1.5	39	79	1.63	2.29	1.81
11. Lana	0.8	1.6	0.8	1.1	92	154	-0.13	2.53	0.60
12. Gomma	0.6	1.0	0.5	0.9	114	119	-2.21	3.47	-0.67
13. Altri prodotti industriali	0.2	0.3	0.2	0.3	94	81	0.33	-1.39	-0.15
14. Costruzioni	9.7	5.6	5.7	7.0	170	79	-1.78	-1.59	-1.73
Servizi vendibili	33.0	48.3	19.2	45.0	171	107	-1.61	-0.25	-1.23
15. Commercio	12.0	16.9	8.6	17.5	139	97	-1.78	0.81	-1.07
16. Alberghi	2.0	3.5	1.9	4.5	108	78	0.76	-2.60	-0.19
17. Trasporti, comunicazioni	4.9	9.2	3.3	6.2	147	148	-1.22	0.53	-0.74
18. Credito, assicurazioni	3.4	5.5	0.6	1.9	605	286	-1.13	-3.41	-1.77
19. Servizi vari	10.7	13.1	4.9	14.8	220	88	-2.12	-1.47	-1.94
Servizi non vendibili	30.6	14.6	9.2	19.2	333	76	-4.35	-2.25	-3.78
20. Amministrazioni	27.0	13.5	7.3	15.8	372	86	-4.34	-2.43	-3.82
21. Altri servizi	3.6	1.1	1.9	3.4	185	33	-6.01	-1.11	-4.67
	2.412		2.643		2.130		2.545		0.743 0.309
			+9.6%				+19.5%		%

Nota: questi tassi di variazione sono calcolati con il metodo di Kakwan (1997).

(*) differenze rispetto ai tassi medi dell'economia.

Fonte: elaborazioni su stime di Contabilità nazionale SEC-79 (Istat, Golinelli e Monasterelli).

Tabella 2: Divari di produttività del lavoro nel resto dell'economia rispetto alla media dei settori *leaders* (energia + credito e assicurazioni): livelli e tassi annui di variazione per periodi

	Livelli D_i (a)		Tassi % (b)			R^2
	1951	1997	51-73	73-85	85-97	
1. Agricoltura, silvicoltura, pesca	20.4	6.2	-1.99	-5.52	-0.85	.988
2. Energia						
3. Minerali ferrosi e non	4.5	1.4	0.07	-2.54	-4.47	.686
4. Minerali non metalliferi	8.5	2.6	-2.26	-6.18	0.65	.980
5. Chimica e farmaceutica	26.5	1.7	-3.49	-15.02	0.14	.991
6. Meccanica	6.6	2.5	0.08	-8.40	-0.06	.987
7. Mezzi di trasporto	6.6	2.5	-0.99	-3.53	-0.31	.759
8. Alimentari, bevande, tabacco	5.9	2.0	-0.39	-6.71	-0.77	.982
9. Tessile, abbigliamento, calzature	8.0	3.9	-0.99	-6.45	0.73	.977
10. Legno, mobili	12.7	4.1	-0.62	-8.36	0.86	.979
11. Carta	5.4	2.1	0.24	-7.72	0.14	.979
12. Gomma	4.3	2.7	1.69	-8.02	0.63	.950
13. Altri prodotti industriali	5.2	4.0	1.31	-3.85	0.66	.475
14. Costruzioni	2.9	4.1	2.10	-3.04	2.63	.843
15. Commercio	3.5	3.3	0.24	-3.67	1.87	.864
16. Alberghi	4.5	4.1	-0.23	-2.10	3.00	.763
17. Trasporti, comunicazioni	3.4	2.2	1.55	-4.82	-0.59	.949
18. Credito e assicurazioni						
19. Servizi vari	2.2	3.7	0.96	-1.90	3.63	.689
20. Amministrazioni	1.3	3.8	5.07	-2.41	2.92	.982
21. Altri servizi	2.7	9.9	6.00	-3.12	3.58	.962
<i>Media</i>	7.1	3.5				
<i>(dev. std.)</i>	(6.4)	(1.9)				

(a) $D_i = Y^{\max} / Y_i$, $Y^{\max} = (Y_2 + Y_{18})/2$ e Y indica il valore aggiunto per occupato;

(b) data la regressione sul trend segmentato: $\log D_i = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t_2 + \beta_3 t_3$, i tassi nei tre periodi sono così definiti: 51/73: β_1 , 73/85: $\beta_1 + \beta_2$, 85/97: $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$.

Tabella 3: Misure dirette di convergenza-a della produttività del lavoro tra le branche: coefficiente di variazione e deviazione standard

Anni	1951 = 1		Anni	1951 = 1	
	CV_t	σ_t		CV_t	σ_t
1952	.9972	.9868	1975	.9120	.6742
1953	.9714	.9466	1976	.8388	.6455
1954	.9530	.9387	1977	.8188	.6404
1955	.9364	.9220	1978	.7741	.6229
1956	.9338	.9133	1979	.7195	.5964
1957	.9351	.9064	1980	.6729	.5750
1958	.9414	.9057	1981	.6454	.5643
1959	.9384	.8854	1982	.6349	.5588
1960	.9444	.8805	1983	.6107	.5501
1961	.9628	.8603	1984	.5701	.5453
1962	.9403	.8372	1985	.5537	.5441
1963	.9304	.8160	1986	.5706	.5595
1964	.9738	.8141	1987	.5562	.5575
1965	.9780	.8275	1988	.5538	.5685
1966	.9539	.8039	1989	.5545	.5679
1967	.9585	.7974	1990	.5635	.5770
1968	.9456	.7894	1991	.5625	.5682
1969	.9404	.7828	1992	.5733	.5799
1970	.9511	.7821	1993	.6188	.6087
1971	.9735	.7941	1994	.6144	.6163
1972	.9975	.7828	1995	.6135	.6208
1973	1.0154	.7659	1996	.6128	.6215
1974	.9760	.7373	1997	.6323	.6445

Tabella 4: Test di convergenza della produttività del lavoro per periodi
(H_0 : assenza di convergenza-o)

$(1-\theta)$	$t_{(1-\theta)}$	$\hat{\sigma}_0^2$	$\hat{\sigma}_1^2$	T_3	(signif.)
.314	3.42 **	.7430	.4686	1.84	(.0651)
.390	4.22 **	.6316	.3377	2.52	(.0118)
.477	4.90 **	.5825	.2643	3.24	(.0012)
.384	3.59 **	.4958	.2248	3.51	(.0005)
.378	3.60 **	.4724	.2309	3.06	(.0022)
.375	3.38 **	.46867	.2399	2.80	(.0051)
.320	2.81 **	.4358	.2753	1.82	(.0686)
.288	2.36*	.4039	.2822	1.41	(.1593)
.164	1.30	.3377	.2863	0.75	(.4535)
.172	1.30	.3096	.2870	0.72	(.7471)
.133	1.00	.3047	.3087	-0.06	(.9534)
.644	3.97**	.7430	.3087	3.45	(.0006)

Note: $(1-\theta)$ è la frazione dell'aggiustamento stimata con la regressione *cross-section* $y_T = \alpha + \theta y_0 + u$, dove $y = \log Y$; tranne che nei primi tre periodi, $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 D$, dove D vale uno per le branche da 3 a 13, zero altrimenti; $t_{(1-\theta)} = t$ di Student, significativa al 5% (*), al 1% (**); $\hat{\sigma}^2 =$ varianza di y ; $T_3 =$ normale standard, data l'ipotesi nulla: $\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}_1^2 = 1$, (Carree e Klomp, 1997); *signif.* = significatività marginale (probabilità di rifiutare l'ipotesi nulla, quando è vera).

Tabella 5: Test di convergenza della produttività del lavoro tra le branche:
confronti biennali (H_0 : presenza di convergenza -P)

Anno iniziale - anno finale	Wdi Kendall	$\chi^2(20)$	Signif.
1951-1997	.6137	24.55	.2193
1951-1971	.8857	35.43	.0179
1955-1975	.8933	35.43	.0179
1959-1979	.8813	35.25	.0188
1963-1983	.8697	34.79	.0213
1967-1987	.7997	31.99	.0434
1971-1991	.6956	27.80	.1142
1973-1993	.6350	25.40	.1866
1975-1995	.5681	22.72	.3025
1977-1997	.5845	23.38	.2705
1979-1997	.6379	25.52	.1824
1981-1997	.8049	32.20	.0413
1983-1997	.8855	35.42	.0180

Tabella 6: Stima dell'equazione (14) per 21 branche dell'economia italiana, 1952-97.

Stimatori :	Shrinkage				Panel
	α_i	ρ_i	β_i , %	α_i^*	$\rho = 0.9754$ α_i^*
1. Agricoltura, silvicoltura, pesca	-.00679	0.9796	2.06	-.33287	-.52797
2. Energia	.00171	0.9988	0.12	1.38302	1.10728
3. Minerali ferrosi e non	.01608	0.9488	5.26	.31395	.88721
4. Minerali non metalliferi	.00293	0.9582	4.27	.07007	.43429
5. Chimica e farmaceutica	.02157	0.9728	2.76	.79237	1.41215
6. Meccanica	.00861	0.9898	1.03	.84200	.17400
7. Mezzi di trasporto	-.01003	0.8682	14.14	-.07604	.40018
8. Alimentari, bevande, tabacco	.00918	0.9753	2.50	.37164	.46844
9. Tessile, abbigliam., calzature	-.00218	0.9839	1.63	-.13508	-.31766
10. Legno, mobili	-.00835	0.9648	3.58	-.23729	-.04682
11. Carta	.00555	0.9726	2.78	.20246	.36186
12. Gomma	-.00438	0.9711	2.93	-.15159	-.13000
13. Altri prodotti industriali	-.01549	0.9334	6.90	-.023246	-.36295
14. Costruzioni	-0.01091	1.0168	-1.67	-	-.67763
15. Commercio	-0.00980	0.9702	3.03	-.32867	-.37460
16. Alberghi	-.00309	1.0053	-0.53	-	-.38851
17. Trasporti, comunicazioni	.00003	0.9489	5.25	.00058	.07475
18. Credito e assicurazioni	-.00649	0.9943	0.58	-1.13039	.59359
19. Servizi vari	-.01668	1.0176	-1.74	-	-.60221
20. Amministrazioni	-.02458	0.9825	1.76	-1.40761	-1.01195
21. Altri servizi	-.03415	0.9919	0.81	-4.20790	-2.14908
Medici	-.00415	0.9736	2.68	-.15706	-
Varianza	.00024	.3402	-	-	-

Nota: l'equazione (14) è: $y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + e_{it}$, dove $y_{it} = \log(Y_{it}/\bar{Y}_i)$; i parametri derivati sono così calcolati: $\beta_i = -\log(\rho_i)$ e $\alpha_i^* = \alpha_i/(1 - \rho_i)$. La stimapanel è 2SLS (minimi quadrati a due stadi); il coefficiente ρ è imposto uguale per tutte le branche e implica un tasso di convergenza di 2.49% per anno.

Tabella 7: Tassi di convergenza (β_i), tempi di dimezzamento (HT_i), stati stazionari variabili per sottoperiodi (α_{ik}^*) della produttività del lavoro in 21 branche dell'economia italiana. 1952-97

	β_i	HT_i	Stati stazionari α_i^* per sottoperiodi			
			%	anni	52-63	64-74
1. Agricoltura, silv., pesca	2.80	24.8	-.77229	-.69967	-.31711	-.52341
2. Energia	-1.58	-	-	-	-	-
3. Minerali ferrosi e non	-0.57	-	-	-	-	-
4. Minerali non metalliferi	9.02	7.7	-.41877	-.22010	.09426	-.06354
5. Chimica e farmaceutica	7.35	9.4	-.78422	-.87373	1.12840	.39283
6. Meccanica	6.29	11.0	-.60880	-.40297	.22343	.01232
7. Mezzi di trasporto	15.19	4.6	-.07707	-.11225	-.12425	-.06931
8. Alimentari, bev., tabacco	11.59	6.0	-.31098	-.27775	.16188	.14024
9. Tessile, abb., calzature	3.93	17.7	-.83894	-.48617	.01806	-.39932
10. Legno, mobili	4.92	14.1	-.64326	-.62019	.26941	-.30815
11. Carta	11.28	6.1	-.35306	-.36280	.28843	.10856
12. Gomma	6.89	10.1	-.58992	-.31485	.15509	-.10847
13. Altri prodotti industriali	7.63	9.1	-.20541	-.10637	-.37206	-.34169
14. Costruzioni	1.26	54.9	-.83303	-1.35169	-1.08391	-1.82409
15. Commercio	8.71	8.0	-.29472	-.11340	-.16983	-.32554
16. Alberghi	6.22	11.1	-.00179	-.15162	-.44853	-.61584
17. Trasporti, comunicaz.	18.58	3.7	-.06158	-.13891	-.02041	-.04210
18. Credito, assicuraz.	-0.09	-	-	-	-	-
19. Servizi vari	-0.67	-	-	-	-	-
20. Amministrazioni	1.70	40.8	-1.33906	-1.86098	-.54778	-1.50118
21. Altri servizi	-1.73	-	-	-	-	-
Medici	5.51	12.6	-.00423	-.00401	-.00030	-.00163

Nota: i parametri sono derivati dalla stima shrinkage dell'equazione (14) con intercette variabili per periodi: $y_{it} = \sum_{k=1}^4 \alpha_{ik} D_k + \rho_i y_{it-1} + e_{it}$, dove D_1-D_4 sono dicotorniche che valgono 1 nei sottoperiodi 52-63, 64-74, 75-85, 86-97 e 0 altrimenti. $HT_i = .69/\beta_i$

Tabella 8: Tassi di convergenza (β_i) e tempi di dimezzamento (HT_i) della produttività del lavoro in 21 branche dell'economia italiana in quattro sottoperiodi

	β_i %				HT_i anni			
	periodi				periodi			
	52-63	64-74	75-85	86-97	52-63	64-74	75-85	86-97
1. Agricoltura, silv., pesca	2.40	4.63	2.44	1.86	28.9	15.0	28.4	37.3
2. Energia	-2.84	-4.87	2.53	-1.17	-	-	27.3	-
3. Minerali ferrosi e non	19.24	-9.86	19.38	-8.75	3.6	-	3.6	-
4. Minerali non metalliferi	5.24	14.93	32.55	35.29	13.2	4.6	2.1	2.0
5. Chimica e farmaceutica	4.87	4.91	22.81	-2.62	14.2	14.1	3.0	-
6. Meccanica	2.63	9.33	10.82	44.97	26.3	7.4	6.4	1.5
7. Mezzi di trasporto	14.97	35.16	6.37	26.91	4.6	2.0	10.9	2.6
8. Alimentari bev. tabacco	7.82	13.73	22.51	-1.79	8.9	5.0	3.1	-
9. Tessile abb. calzature	1.83	7.40	5.91	1.42	37.8	9.4	11.7	48.7
10. Legno, mobili	3.76	5.64	10.30	-0.33	18.4	12.3	6.7	-
11. Carta	5.90	10.86	27.37	-5.57	11.7	6.4	2.5	-
12. Gomma	-3.60	13.47	11.17	14.82	-	5.1	6.2	4.7
13. Altri prod. industriali	5.98	15.85	3.52	0.00	11.6	4.4	19.7	-
14. Costruzioni	0.10	24.60	-1.71	-3.92	674	2.8	-	-
15. Commercio	7.32	30.02	-4.05	-2.94	9.5	2.3	-	-
16. Alberghi	17.38	33.76	-8.22	-1.65	4.0	2.1	-	-
17. Trasporti comunic.	51.48	30.08	15.72	-11.53	1.3	2.3	4.4	-
18. Credito e assicurazioni	-0.70	-3.47	4.62	-0.38	-	-	15.0	-
19. Servizi vari	2.66	-9.89	1.19	-4.72	26.1	-	58.3	-
20. Amministrazioni	1.95	1.60	4.68	-2.86	35.5	43.2	14.8	-
21. Altri servizi	-7.12	1.73	-1.37	-1.59	-	40.1	-	-
Media	6.09	10.07	8.43	2.66	11.4	6.9	8.2	26.0

Nota: questi parametri sono calcolati dalle stime *shrinkage* del modello $y_{it} = a_i + \rho_i y_{it-1} + e_{it}$, come $\beta_i = -\log(\rho_i)$ e $HT_i = -\log(0.5)/\beta_i$

Figura 1: Indici (1951 = I.O) di convergenza sigma della produttività del lavoro tra 21 branche

