



Munich Personal RePEc Archive

**Human capital, technological innovation
and economic gaps in the post-knowledge
era. A sub-national level econometric
analysis**

Lima, Rita

ISTAT

6 April 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/70539/>

MPRA Paper No. 70539, posted 12 Apr 2016 09:24 UTC

Capitale umano, innovazione tecnologica e divari economici nell'era post-knowledge? Un'analisi econometrica a livello sub nazionale

Rita Lima¹

Istituto Nazionale di Statistica, Dipartimento per le statistiche sociali ed ambientali, Direzione centrale delle statistiche socio-economiche, Servizio Istruzione, formazione e lavoro

Parole chiave: Capitale Umano, R&S, Modello di regressione pooled, Stimatore GMM-SYS.

Codici JEL: I25, O11, O30, C18

1. Introduzione

Oggetto di questo lavoro è il tentativo di quantificare gli effetti che i divari esistenti a livello sub nazionale, in termini di dotazione di capitale umano e di quantità di investimenti in Ricerca e Sviluppo (R&S), possono determinare sull'intera economia nazionale sotto il profilo della produttività e della competitività complessiva del sistema- Paese. L'analisi viene svolta alla luce dei profondi cambiamenti che si stanno determinando nei modi di consumo e di produzione indotti da quella sorta di isteresi che si sta innescando fra tecnologie digitali e tecnologie tradizionali e che sta dando luogo ad una nuova fase dello sviluppo economico, definita come era post-knowledge (Birkinshaw J. 2014)

In tale ottica si è ritenuto opportuno inquadrare la tematica nell'ambito dell'impianto teorico elaborato dalla c.d. "teoria della crescita endogena" (Romer, 1986; Lucas, 1988), ritenuta la più funzionale per la disamina dei fenomeni indagati. Secondo tale teoria, infatti, l'interazione fra l'accumulazione di capitale umano (che incorpora l'accumulazione di conoscenza nella forza lavoro) e la spesa in R&S, costituendo una delle componenti non transitorie del tasso di crescita dell'economia, rappresenta l'ottimale chiave di lettura per interpretare le dinamiche che si possono determinare all'interno del sistema economico di un paese a causa delle differenze che, in tali ambiti, si registrano fra le diverse aree regionali interne.

Numerosi approfondimenti effettuati in argomento hanno evidenziato come, fra le cause del forte rallentamento del processo di convergenza economica tra i paesi europei, vi sarebbe la riluttanza delle imprese ad investire nelle aree caratterizzate da bassi salari e forte disoccupazione, ovvero in aree in cui, molto spesso, queste condizioni si accompagnano ad insufficienti livelli di preparazione e di esperienza dei lavoratori ed a marcate carenze infrastrutturali². In base a tali evidenze sembrerebbe potersi dedurre che l'investimento in R&S interagendo con la quota di lavoratori qualificati presenti in una data area economica, favorirebbe l'innovazione tecnologica e contribuirebbe a migliorare la produttività di tutti i fattori (Romer, 1986-87, Grossman e Helpman, 1991; Aghion e Howitt, 1992; Jones, 1995; Sianesi e Van Reenen, 2003) rappresentando, per tal verso, un efficace mezzo attraverso cui le regioni meno innovative e meno sviluppate (*follower*) possono convergere verso i livelli di sviluppo delle regioni più innovative (*leader*) (Grossman e Helpman, 1991; Howitt, 2000).

Evidentemente, le dinamiche sopra delineate risultano ulteriormente accentuate in un contesto caratterizzato dalla progressiva globalizzazione dei mercati dei capitali e dalla iperaccelerazione dei processi di trasmissione delle tecnologie; a tal proposito è interessante notare, ai fini della nostra analisi, come numerosi studi abbiano verificato empiricamente che una determinata area geografica beneficia del trasferimento di tecnologie in proporzione al proprio livello di "absorptive capacity" (capacità di assorbimento), requisito che si fonda,

¹ Il lavoro riflette esclusivamente le opinioni dell'autore e non impegnano la responsabilità dell'Istituto. e-mail lima@istat.it

² Draghi M. (09/11/2006), Istruzione e Crescita Economica, Lectio magistralis in occasione dell'inaugurazione del 100° anno accademico, Università La Sapienza Facoltà di Economia. In un recente convegno, poi, Ignazio Visco (2014), trattando il problema della crisi economica italiana, afferma che: «Le cause principali della stagnazione economica italiana sono da ricercarsi nella mediocre crescita di quella che gli economisti chiamano produttività totale dei fattori, che dipende in misura fondamentale dal capitale umano e dalla capacità d'innovazione e organizzazione delle imprese».

essenzialmente, su due fattori principali: la qualità del capitale umano e l'entità delle risorse precedentemente investite nella R&S (Gong e Keller, 2003).

Sulla scorta delle considerazioni fin qui fatte, il modello adottato in questa sede tende a verificare empiricamente la relazione lineare esistente tra crescita economica, capitale umano e investimento in R&S sia a livello nazionale che subnazionale, prendendo come riferimenti territoriali la regione Sicilia e l'Italia (considerata al netto della stessa regione).

Nello specifico, la scelta della Sicilia, come area sub nazionale di riferimento, è stata motivata da considerazioni di carattere sia socio- economico che metodologico. Dal punto di vista socioeconomico, perché si tratta di una delle regioni che oltre ad essere fra le meno sviluppate ed infrastrutturate del Paese, è fra quelle che hanno subito più pesantemente le conseguenze della recessione economica mondiale del biennio 2008-2009 (SVIMEZ 2014); dal punto di vista più prettamente metodologico, essendo finalizzata l'analisi ad individuare il contributo di un'area subnazionale rispetto al contesto nazionale, riferire l'analisi ad una regione insulare come la Sicilia, rende meno complesso localizzare geograficamente fenomeni immateriali e trasversali quali la diffusione della conoscenza tecnologica e dell'accumulazione di capitale umano³, eliminando o almeno riducendo significativamente gli effetti del contagio spaziale che inevitabilmente si riverberano sulle dinamiche della crescita economica e della convergenza interna ed esterna.

Infine per quanto riguarda il periodo di osservazione esso ricomprende gli anni dal 1970 al 2011; va rimarcato che tale scelta è condizionata dalla effettiva disponibilità di fonti statistiche a livello territoriale aggiornate e meno pesantemente riviste all'indietro. A tal proposito , un contributo particolarmente rilevante è rappresentato dalla ricostruzione delle serie del Conto economico delle risorse e degli impieghi effettuato dalla SVIMEZ, che ha costituito il riferimento per la produzione del dataset utilizzato.

Nel dettaglio, le variabili considerate sono le seguenti:

- il tasso di crescita annuale del prodotto interno lordo (PIL) pro capite nazionale come misura delle disparità regionali. In particolare, si è scelto di utilizzare come quale indicatore delle potenzialità di crescita di un sistema socioeconomico il divario di crescita rispetto alla Germania, paese con maggior tasso di sviluppo e leader nell'innovazione (European Commission, 2015) in linea con le teorie economiche che tentano di spiegare la non convergenza del tasso di crescita del PIL di diversi paesi attraverso il gap tecnologico (Innovation Union Scoreboard, 2011)⁴ a livello di paese (Palma et al., 2003) e di regione (Papagni 1995; Ascari e Di Cosmo 2004, Baici e Casalone 2005, Guagnini e Musidda 2009,;Ofria 2007, Mazzola et al. 2014). L'indicatore di divario di crescita rispetto alla Germania è espresso dalla differenza logaritmica della quota del PIL pro capite nazionale sul PIL pro capite tedesco (LGAPGE).
- la quota dei laureati nelle lauree tecnico-scientifiche in percentuale della popolazione attiva tra i 25 e 64 anni di età (LAURFL) come proxy del capitale umano, poiché quest'ultimo non si forma esclusivamente all'interno del sistema scolastico ma anche tramite l'esperienza sul lavoro (Mauro e Carmeci, 2004)⁵.
- la spesa in R&S è rappresentata dall'investimento delle imprese pubbliche e private in percentuale dei rispettivi investimenti fissi lordi (RSINV), volta a favorire l'innovazione tecnologica ed a migliorare la produttività fisica di tutti i fattori (Romer, 1990; Grossman e Helpman, 1991).

³ Tra gli altri, si vedano i lavori di Arbia e Paelinck (2003) e Bollino e, Polinori, P. (2007).

⁴ L'*Innovation Scoreboard* è uno strumento per la valutazione annuale del livello di sviluppo dei sistemi di innovazione degli Stati membri dell'Unione europea (European Commission, 2006a). A livello regionale è calcolato il *Regional Innovation Scoreboard*.

⁵ Tanto più elevato è il tasso di disoccupazione (quindi minore è l'esperienza lavorativa) tanto più basso il tasso di crescita (Mauro e Carmeci, 2004).

Le variabili, espresse nei logaritmi, si possono interpretare come elasticità, cioè approssimano la variazione percentuale della variabile dipendente associata ad una variazione della esplicativa.

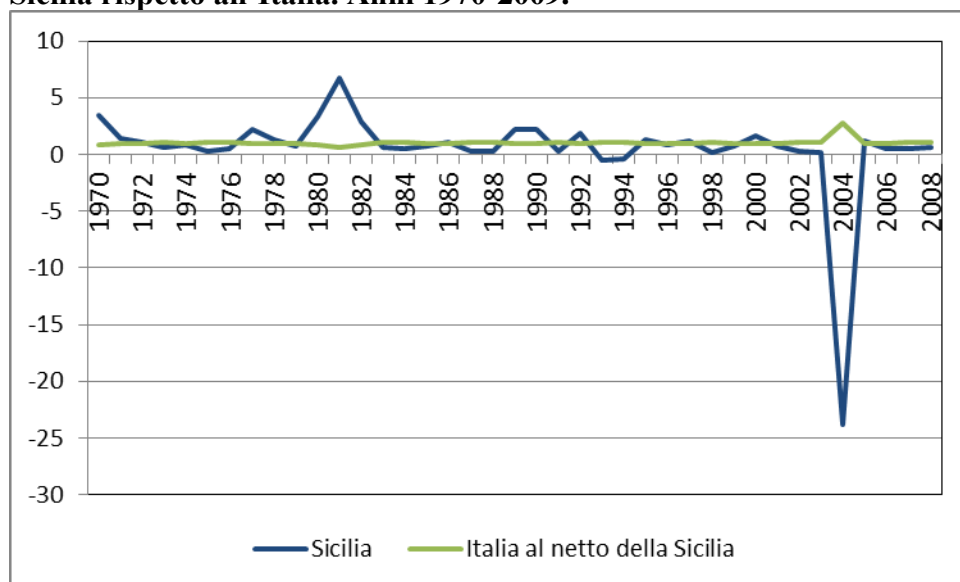
Di seguito vengono illustrate brevemente le serie storiche a disposizione, la loro evoluzione nel tempo ed alcune evidenze empiriche territoriali; successivamente sono presentati i modelli econometrici alternativi utilizzati e le procedure di stima eseguite; inoltre si è proceduto a verificare statisticamente i risultati ottenuti per verificare la bontà dei modelli e per selezionare il modello più adatto. Le caratteristiche delle variabili e delle fonti utilizzate, le stime e i test statistici sono riportati nelle appendici A e B.

2. L'evidenza empirica

Secondo le stime SVIMEZ della ripresa 2014-2015, il Sud è «una terra a rischio desertificazione industriale e umana, dove si continua a emigrare, non fare figli e impoverirsi: in cinque anni le famiglie assolutamente povere sono aumentate di due volte e mezzo, da 443mila a 1 milione e 14mila nuclei» e poi «al Sud si concentra oltre l'80% delle perdite dei posti di lavoro italiani» (rispetto al 2007 i posti di lavoro sono 800 mila in meno); pertanto l'Italia «continua a essere spaccata in due» con un «Centro-Nord in lieve ripresa» mentre «il Sud no» (SVIMEZ, 2014): un Meridione che vede il segno negativo sia sulla voce della produttività sia su quella dei consumi, effetti delle carenze, se non della totale mancanza, di efficienti politiche mirate al lavoro e allo sviluppo industriale.

Riguardo i più importanti shock economici che hanno segnato l'economia italiana negli ultimi quarant'anni (1970-1973), (1991-1995) e (2007-2009), la Sicilia sembra aver subito più duramente le fasi recessive e negli ultimi anni ha visto aumentare il divario in termini di PIL pro capite, mostrando secondo l'indice di recupero di Martin (2012) una capacità di ritornare a crescere dopo ogni shock economico più bassa rispetto alla media nazionale (fig.1).

Fig. 1 Indice di recupero agli shock economici del PIL pro capite. Italia, al netto della Sicilia, e Sicilia rispetto all'Italia. Anni 1970-2009.



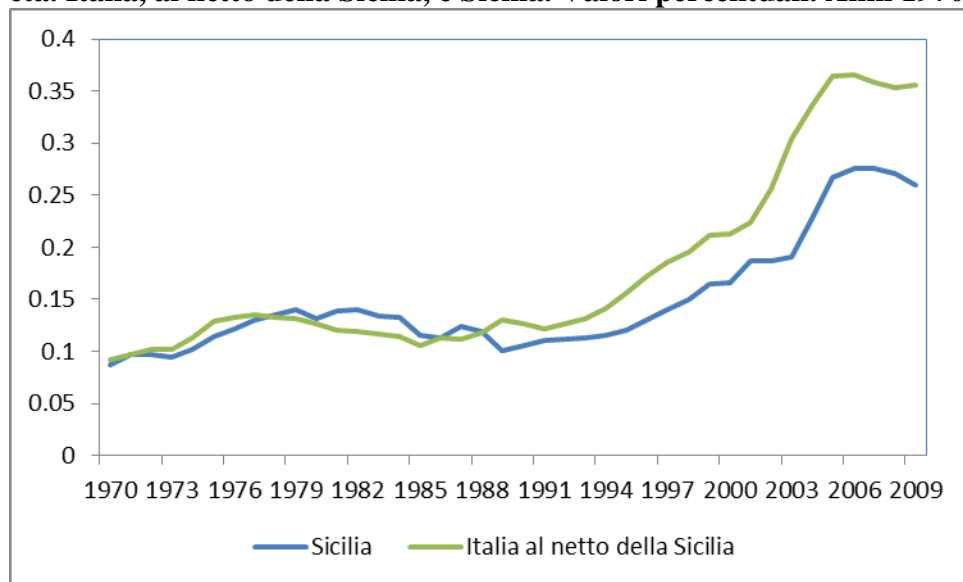
Fonte: elaborazioni su dati ISTAT

Sul tema dell'istruzione, le differenze territoriali tra l'Italia e la Sicilia della quota di dotazione di capitale umano altamente specializzato, in termini di laureati in discipline scientifiche e tecnologiche, sulla popolazione economicamente attiva (forza lavoro) di 25-64 anni appaiono altrettanto rilevanti (fig.2).

Tale risultato è preoccupante visto che, in generale, la condizione occupazionale per i laureati nei settori scientifico-tecnologico è migliore di quella dei laureati in altre discipline (OCSE,2014; Cammelli, 2006).

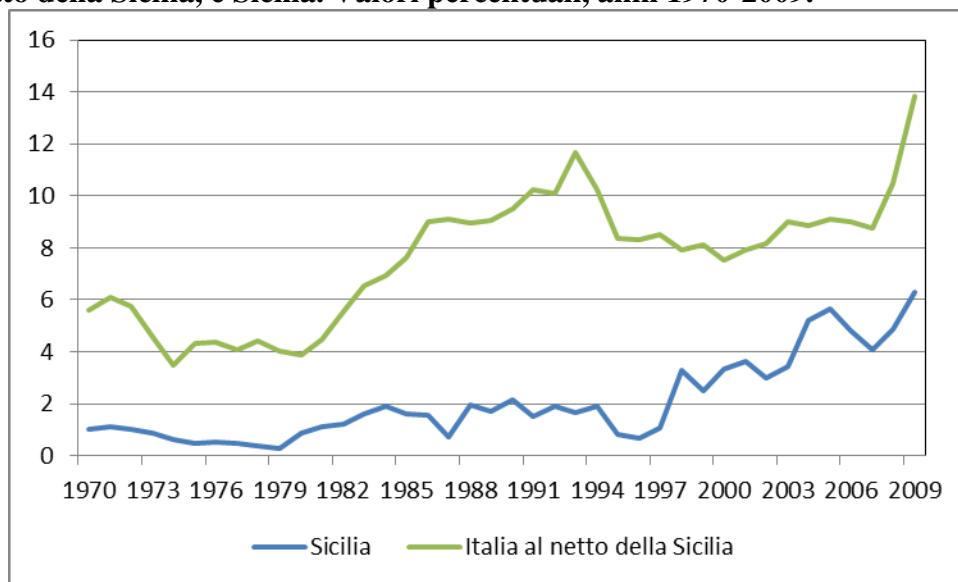
Infine, se si considera l'investimento *knowledge based* (OCSE,2014) delle imprese definito come la spesa sostenuta per R&S dal sistema imprenditoriale sul totale degli investimenti fissi lordi delle imprese, si osserva per la Sicilia una situazione di notevole ritardo rispetto al dato nazionale (fig.3) confermando una dotazione limitata del fattore abilitante dei processi innovativi imprenditoriali e un ritardo nello sviluppo di quest'area.

Fig. 2 I laureati in discipline scientifiche e tecnologiche sulla popolazione attiva di 25-64 anni di età. Italia, al netto della Sicilia, e Sicilia. Valori percentuali. Anni 1970-2009.



Fonte: elaborazioni su dati ISTAT

Fig.3 La spesa in ricerca e sviluppo sugli investimenti fissi lordi per il settore imprese. Italia, al netto della Sicilia, e Sicilia. Valori percentuali, anni 1970-2009.



Fonte: elaborazioni su dati Istat

3. Gli stimatori per il modello di crescita

Principali statistiche descrittive per le serie di interesse sono riportate nella Tav.1 dell'appendice B. Il campione di dati su cui è condotta l'analisi è un panel bilanciato costituito dalle 2 aree geografiche (Sicilia e Italia al netto della Sicilia) esaminate nel periodo 1970-2011 per un totale di 84 osservazioni.

Si tratta, purtroppo, di un panel ridotto, in quanto sia la dimensione temporale che quella cross-section sono piuttosto limitate; l'inferenza basata sulle stime dovrà pertanto essere valutata con grande cautela.

Tale scelta è orientata, innanzitutto, dalle disponibilità di fonti statistiche più aggiornate e meno pesantemente riviste all'indietro. Inoltre, l'idea è esaminare il sentiero di crescita del sistema economico nazionale monitorando il contributo della Sicilia, regione la più estesa e a più alta densità abitativa del Paese (197 abitanti/km² contro 201 abitanti/km² in Italia) che permette di escludere dall'analisi gli effetti di contagio spaziale sulla crescita e sul processo di convergenza.

L'equazione da stimare è espressa dal seguente modello:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

dove Y è la differenza logaritmica della quota del PIL pro capite nazionale sul PIL pro capite tedesco (il GAPGE) X è l'insieme dei logaritmi della quota dei laureati nelle lauree tecnico-scientifiche in percentuale della popolazione attiva tra i 25 e 64 anni di età (LAURFL) l'investimento delle imprese pubbliche e private in percentuale dei rispettivi investimenti fissi lordi (RSINV); μ_t è il *time-specific effect*, costante tra le unità cross section; Z_i è il *country effect*, effetto non catturato dalle variabili inserite come regressori che si assume essere *iid* N (Baltagi, 1995; Greene, 1997); ε_{it} è l'errore classico *iid* N che si assume che sia non correlato né con i regressori né con η_i . La costante β_0 è parte degli effetti individuali, che non saranno dati dai soli Z_i , bensì dalla somma $\beta_i = \beta_0 + Z_i$.

Il modello usato come punto di partenza per l'analisi è quindi così formalizzato:

$$\log GEDP_{it} = \beta_0 + \beta_{11} \log LAURFL_{it} + \beta_{12} \log RINV_{it} + \beta_2 Z_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Esso si inserisce all'interno dell'ampia letteratura relativa ad analisi regionali italiane (cfr. ad esempio, Ascari e Di Cosmo 2004, Baici e Casalone 2005, Guagnini e Musidda 2009, Ofria 2007, Papagni 1995) e si ispira in qualche modo a quello proposto da D.Palma, G.Colletta e A. Zini (2003).

In quest'ultimo modello le variabili, concernenti le maggiori economie industrializzate, si riferiscono al periodo che va dal 1968 al 1997 e sono oggetto di diverse trasformazioni (medie mobili delle variazioni percentuali su un intervallo di due o tre anni) per attenuare eventuali andamenti congiunturali e per la significativa volatilità nel breve periodo delle serie usate. Il modello qui adottato parrebbe, invece, più adatto alla spiegazione dei divari esistenti a livello sub nazionale, in termini di PIL e dotazione di capitale umano e di quantità di investimenti in R&S.

La stima dell'equazione (1) è ottenuta attraverso tre metodi di regressione. Il primo metodo prevede l'applicazione del classico stimatore OLS (*Ordinary Least Squared*) che permette di utilizzare assieme (*pool*) tutte le osservazioni disponibili per misurare la causalità (teoria economica) dalle proxy del capitale umano a Y, senza, tuttavia, controllare per le possibili eterogeneità non osservata tra le due aree geografiche e la probabile endogeneità tra variabili. Il metodo OLS conduce, quindi, a stime (seppur distorte) dell'impatto dei regressori sul tasso di variazione del divario di crescita a livello nazionale, in presenza di effetti "unità" non osservati perchè sotto l'ipotesi di assenza di differenze tra le aree costituenti il *panel* e, di conseguenza, di eventuale eterogeneità geografica spiegata dai regressori e dal termine di errore ε_{it} .

Per produrre risultati migliori (più affidabili) sono calcolati poi gli errori standard robusti in presenza di eteroschedasticità (*Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent, HAC*⁶).

Il secondo metodo, utilizzando la dimensione longitudinale dei dati, si basa sulla stima di un modello panel ad effetti fissi (ossia un OLS con variabili *dummy territoriali* che identificano se il capitale umano è localizzato

⁶ Per i dettagli sugli stimatori, si veda MacKinnon e White (Journal of Econometrics, 1985) o Davidson e MacKinnon (Econometric Theory and Methods, Oxford, 2004).

in Sicilia o nel resto del Paese). Nel caso degli effetti fissi, infatti, si possono verificare gli effetti geografici sulla stima nazionale che potrebbero condizionare la variabile logGAPGE, oltre a quelle identificate con le variabili esplicative. All'interno del modello ad effetti fissi si valuta anche l'assenza o la presenza degli effetti specifici temporali.

Infine, si procede alla specificazione dinamica del modello in cui le covariate LAURF, RINV e la dipendente GEDP ritardata sono state trattate come endogene e strumentate utilizzando i ritardi t-1. La distorsione di piccolo campione viene ridotta notevolmente ed aumenta la precisione della stima in presenza di una serie persistente, quando si utilizza lo stimatore ad uno stadio GMM-SYS⁷ suggerito da Arellano e Bover (1995) e da Blundell e Bond (1998). L'idea di base dello stimatore GMM-SYS è quella di stimare un sistema di equazioni sia in differenze prime che in livelli (non presenti nello stimatore GMM-FD), dove gli strumenti usati nelle equazioni in livelli sono le differenze prime ritardate delle serie. Data la presenza dell'effetto individuale non osservato nelle equazioni in livelli, questi strumenti sono validi solo sotto l'ipotesi di incorrelazione delle differenze prime con esso e sotto l'ipotesi di stazionarietà in media dei processi che le hanno generate. Queste ipotesi vengono vagliate attraverso i test AR(1) e AR(2) e il test di Sargan di sovra identificazione (Arellano and Bond, 1991; Blundell e Bond, 1998)

4. Analisi dei risultati

L'analisi parte analizzando i risultati ottenuti dall'applicazione del modello più semplice *pooled OLS* e procede confrontando quelli ottenibili dal modello ad effetti fissi (o *within*) col modello dinamico.

Il modello di regressione *pooled* (utilizzando assieme tutte le osservazioni disponibili) è stimato escludendo gli effetti temporali (le variabili *dummy* dt). In questa formulazione si assume che i residui del modello sono omoscedastici dentro ciascuna area e tra le aree e che non vi sia correlazione tra le aree stesse.

La relazione, ottenuta usando l'opzione di stime robuste per i residui - sebbene le due aree abbiano variabilità diverse- è la seguente:

$$\logGEDP = -0.779 - 0.363 \times \logLAURFL + 0.0824 \times \logRINV$$

(0,0703) (0,0719) (0,0824)

n = 84, R-squared = 0.555 (HAC standard errors)

Dalle stime⁸ risulta che la quota di laureati dei gruppi tecnico-scientifico rispetto alla popolazione attiva contribuisce significativamente all'1% ad innalzare le prospettive di crescita nazionale riducendo il divario in termini di PIL pro capite tra l'Italia e la Germania. Il ritardo economico rispetto alla Germania si concretizza nella emorragia di capitale umano che da anni interessa il nostro Paese e che comporta una notevole perdita di competitività del nostro sistema produttivo: dal 2002 al 2011, ad esempio, oltre dieci mila laureati over 25 hanno preferito mettere a frutto all'estero le conoscenze e le competenze acquisite in Italia passando dal 12.0% del 2002 al 27.6% del 2011 delle migrazioni internazionali e interne della popolazione residente seppur con contributi regionali profondamente diversi (ISTAT, 2011; Ocse, 2014).

Anche la variabile R&S è significativa all'1% e con segno positivo indicando una relazione diretta fra la propensione ad investire in conoscenza ed innovazione e la distanza del PIL pro capite italiano da quello del paese più sviluppato. Ciò sembrerebbe mettere in evidenza scarse potenzialità di crescita del nostro Paese dovute

⁷ E' utile ricordare che lo stimatore GMM è appropriato per campioni di ampia dimensione (Bond et al, 2001 e 2002). Qui si è scelto lo stimatore ad uno stadio in quanto quello a due stadi soffre di un problema di scarsa efficacia delle variabili strumentali utilizzate e presenta una forte distorsione in campioni limitati. (Bond et al., 2001; Bond and Windermeyer, 2002)

⁸ Tutte le stime sono state effettuate utilizzando il software open source *Gretl* e sono riportate in appendice B insieme ai relativi test statistici.

al forte divario dal paese alla frontiera tecnologico-economica⁹ a prescindere dalla questione meridionale; il risultato mostrerebbe, quindi, una scarsa opportunità di implementare nel nostro sistema socioeconomico tecniche e modelli di produzione e di consumo già collaudati altrove (Commissione Europea, 2015).

Sebbene il sistema di istruzione in Italia sia governato quasi completamente dallo Stato centrale, per quanto riguarda le risorse finanziarie ed umane, e solo per le infrastrutture fisiche dagli enti locali, i divari territoriali tra le due aree (l'eterogeneità *cross-section* non osservata) possono dipendere da fattori iidentificativi della diversa localizzazione geografica. Si pensi, ad esempio, che la situazione siciliana è caratterizzata da un contesto politico, amministrativo e sociale spesso sfavorevole all'attività d'impresa e da una scarsa valorizzazione del capitale umano: in questa regione una dotazione infrastrutturale di base carente (sotto forma di trasporti, telecomunicazioni e reti energetiche efficienti, approvvigionamento idrico, servizi ambientali, ecc.) si somma ad una rilevante spesa statale in istruzione relativa al personale rapportata al numero di studenti, ad un basso numero di laureati - soprattutto nelle discipline scientifiche e tecniche- e ad un altrettanto basso livello di spesa in R&S.

D'altro canto il test di Hausman ($F(1, 80) = 866.457$ con un $p\text{-value} < 0.05$) rifiuta l'ipotesi secondo cui gli effetti territoriali sono tutti uguali tra loro, a favore del modello ad effetti fissi. Sebbene l'essenzialità della specificazione (che presenta due soli regressori oltre la costante) e il campione di dimensione limitata, formulazioni alternative potrebbero essere più idonee per modellare la relazione tra crescita economica, proxy del capitale umano e investimento in R&S, visto che la relazione sotto l'ipotesi che la Sicilia e il resto del Paese non siano significativamente diverse tra loro, sembra dunque non aver senso.

Inoltre, l'ipotesi nulla che le variabili dt sono zero ($F(40, 39) = 2.0778$, $p\text{-value} 0.0121$) è rifiutata.

L'analisi dei risultati del modello panel ad effetti fissi¹⁰ senza effetti temporali conduce alle seguenti stime:

$$\log\text{GEDP} = -0.330 - 0.0831 \times \log\text{LAURFL} - 0.0464 \times \log\text{RINV}$$

(0.0358) (0.0486) (0.00379)

$n = 84$, LSDV R-squared=0.962 (HAC standard errors in parentesi)

Confrontando i risultati con la regressione *pooled*, le specificazioni con e senza effetti fissi non sempre sono concordanti. Innanzitutto, la distanza media tra Pil pro capite nazionale e quello tedesco si abbassa (l'intercetta passa da -0.779 a -0.330). Anche il ruolo della forza lavoro specializzata nell'abilitare i processi di sviluppo del PIL pro capite, seppur confermato nel segno, sembrerebbe di minore entità: una riduzione unitaria della quota di laureati nelle lauree tecnico-scientifiche rispetto alla popolazione attiva tra i 25 e 64 anni di età determina un incremento dello 0.08 del divario con il Paese frontiera. Se si considera, infine, l'investimento in innovazione, il coefficiente del logRINV risulta negativo, cosicché una riduzione nell'investimento in R&S porterebbe ad un aumento della distanza del PIL pro capite italiano da quello del paese più sviluppato, confermando, così come ampiamente verificato in letteratura, un nesso fra capacità innovativa e crescita (Romer, 1990).

Complessivamente, dunque, l'investimento in capitale umano risulta significativamente rilevante per accrescere la capacità di porsi alla frontiera tecnologica, ma anche per apprendere e utilizzare prontamente le innovazioni introdotte da altri (Del Monte, 2000; Iammarino, 2001 e Lynch, 2004).

Anche in questo modello l'aggiunta delle variabili dt sembrerebbe portare ad un miglioramento in termini di bontà di adattamento (il LSDV R-squared passa da 0.9623 a 0.9911) confermando, unitamente alla considerazione che molti degli effetti temporali sono statisticamente significativi nella spiegazione della variazione del divario di crescita economica del nostro Paese rispetto alla Germania¹¹, che si debba tenere conto non solo degli effetti spaziali nella spiegazione economica nel ritardo di crescita.

⁹ Secondo dati Eurostat, la quota di investimenti delle imprese tedesche è passata dal 1.67% del PIL nel 2002 al 1.89% del PIL nel 2011 contro la quota italiana, rispettivamente, dallo 0.52% allo 0.66% negli stessi anni.

¹⁰ La specificazione del modello ad effetti fissi, nonostante la perdita dell'informazione fornita dalla variabilità fra aree geografiche, assume che gli effetti specifici siano correlati con le altre variabili esplicative, ossia che la dotazione di risorse (in termini di capitale umano) delle due aree non siano ortogonali rispetto alla crescita economica del Paese, ipotesi questa che appare molto più realistica.

¹¹ La specificazione del modello ad effetti fissi, nonostante la perdita dell'informazione fornita dalla variabilità fra aree, «Se si concentra l'attenzione sul periodo più recente in particolare, si notano tra Italia e Germania sostanziali differenze,

Ciò vuol dire che, nella comprensione della relazione tra l'innovazione la conoscenza e la crescita, la prossimità geografica gioca un ruolo chiave senza assurgere al ruolo di condizione sufficiente, in quanto anche la dinamica temporale risulta essere un altro aspetto rilevante. Purtroppo, anche in questo caso una certa instabilità dei parametri caratterizza le stime: i coefficienti di logLAURFL e logRINV cambiano di segno e di intensità. La differenza tra le specificazioni “*senza e con effetti temporali significativi*” riguarda anche la stima dei due effetti geografici (i coefficienti delle *dummy territoriali*): il coefficiente dell'Italia al netto della Sicilia è negativo in entrambe le specificazioni ma è uguale, rispettivamente, a -0.4363 e a -0.1957 ; quello della Sicilia è -0.8827 e -0.6430 .

Sebbene il basso valore dell'indice di correlazione tra le esplicative ($\text{corr}(\log\text{LAURFL}, \log\text{RINV}) = 0.2489$) porterebbe ad escludere la presenza di multicollinearità tra le stesse variabili, le stime dei fattori di crescita della varianza calcolate per ogni esplicativa (*variance inflation factors*, VIF^{12} .) superiori a 1 (ma inferiori a 10) indicano la presenza di lieve multicollinearità, pertanto tali possibili inefficienze dello stimatore LSDV richiedono l'adozione delle opportune cautele interpretative.

Tuttavia, sebbene in altri lavori presenti in letteratura non si trovino coefficienti direttamente paragonabili ed il periodo campionario non sia sufficientemente ampio, i risultati ottenuti sembrerebbero indicare che il ritardo di sviluppo del nostro Paese rispetto agli standard medi europei, sia significativamente condizionato dalle forti differenze esistenti fra le due aree geografiche qui considerate, tanto sotto il profilo del capitale umano quanto sotto quello della spesa in R&S. Ciò confermerebbe l'assoluta necessità di assumere come centrali gli obiettivi di riequilibrio dei divari regionali interni per dare efficacia alle politiche finalizzate al recupero complessivo di competitività del nostro Paese (Bugamelli et al., 2012).

Infine si procede alla specificazione del modello ad effetti fissi alle differenze prime, per ridurre rischi di regressioni spurie o problemi di precisione nelle stime dei parametri conseguenti alla collinearità fra le variabili esplicative. Aggiungendo fra i regressori la variabile dipendente ritardata si procede alla stima del modello panel dinamico mediante il metodo GMM-SYS. I test LM AR(1) e AR(2) sono entrambi rassicuranti, mentre il test di Sargan di sovraidentificazione accetta l'ipotesi nulla che tutti gli strumenti selezionati siano validi. Tuttavia, essendo il coefficiente della variabile dipendente ritardata non significativo ($p\text{-value} > 0.05$), il modello statico ad effetti fissi con errori standard HAC sembrerebbe la specificazione migliore per il modello di crescita economica.

5. Conclusioni

La connotazione- e la successiva quantificazione degli effetti che i divari esistenti a livello sub nazionale, in termini di dotazione di capitale umano e di quantità di investimenti in R&S, determinano sull'intera economia nazionale, è stata effettuata essenzialmente in funzione dei seguenti fattori:

- la spesa in R&S delle imprese pubbliche e private in percentuale dei propri investimenti fissi lordi;
- l'investimento in capitale umano attraverso il numero di laureati nelle lauree tecnico-scientifiche sulla popolazione attiva tra i 25 e 64 anni di età.

ma anche qualche analogia. La prima macroscopica differenza è che tra il 2009 e il 2013 il pil italiano si è contratto e quello tedesco è aumentato; la seconda è che, come si è già accennato, le difficoltà della ripresa in Italia hanno acuito i divari regionali, mentre nello stesso periodo il coefficiente di variazione del PIL procapite in Germania non ha subito modifiche di rilievo. In Italia il peggioramento è riconducibile alle pesanti contrazioni dell'attività economica che hanno colpito le regioni meridionali più delle altre». Prometeia, A ciascuno il suo: il divario regionale in Italia e in Germania, 2014.

¹² $\text{VIF}_i = 1/(1-R_i^2)$.

I risultati ottenuti sembrerebbero confermare alcuni nessi causali già evidenziati in letteratura: l'investimento in capitale umano, attraverso l'istruzione scolastica, migliora la produttività fisica del lavoro (Lucas, 1988), mentre l'investimento in R&S, favorendo la capacità d'innovazione e organizzazione delle imprese, migliora la produttività fisica di tutti i fattori (Romer, 1990; Helpman e Grossman, 1991); risulta, inoltre, confermata anche l'esistenza all'interno del Paese di accentuate forme di dualismo, caratterizzate dalla sussistenza di sistemi economici fondati su meccanismi di sviluppo fra loro notevolmente diversi.

Come più volte evidenziato nel corso del presente studio, l'esame di tali risultati richiede, comunque, forti cautele interpretative; infatti, sebbene il segno delle stime sia quello atteso, i coefficienti delle due *dummy* territoriali sono molto sensibili ai cambi di specificazione (aggiunta o eliminazione di variabili) per la presenza di una (seppur) modesta multicollinearità tra le proxy del capitale umano.

L'analisi necessita evidentemente di ulteriori approfondimenti; in primo luogo andrebbe ampliato il periodo di riferimento, operazione possibile laddove si disponesse di serie storiche più ampie (purtroppo in atto non disponibili a livello regionale); potrebbe essere inoltre opportuno introdurre specificazioni diverse del modello proposto e differenti indicatori del capitale umano (Vittadini e Lovaglio, 2001; Dagum et al, 2003) e delle variabili rilevanti per la crescita territoriale, si pensi ad esempio ai tassi di migrazione netta o alla dotazione di infrastrutture (Wössmann 2003; Hanushek, 2001). Ancora, risulterebbe estremamente utile identificare insieme all'accumulazione di capitale umano (realizzata attraverso la spesa pubblica e privata in istruzione e la formazione di forza lavoro specializzata) e di innovazione (attraverso l'attività di R&S), i meccanismi di diffusione del ritardo di crescita del nostro Paese dovute al forte divario dal paese alla frontiera tecnologico-economica a prescindere dalla questione meridionale ma che potrebbero gravare sull'economia locale quali, ad esempio, l'elevata parcellizzazione produttiva, una minore trasparenza sulle effettive situazioni aziendali, l'irrisolto problema della fuga dei cervelli (con la complementare incapacità di attrarne dall'estero), la maggiore fragilità finanziaria ed il più elevato peso dell'economia sommersa e della criminalità.

Tuttavia, pur con i limiti suddetti, dall'analisi condotta possono ricavarsi alcune indicazioni non prive di interesse, anche in ragione delle interrelazioni tra le variabili considerate.

Innanzitutto, l'inadeguatezza della capacità esplicativa del modello *pooled* e la significatività statistica del modello ad effetti fissi con intercette diverse, consentono di mettere in evidenza come, con riferimento alla Sicilia, l'idoneità dell'area regionale nel trasformare il capitale umano in crescita e ricombinare idee innovative è sensibilmente più limitata rispetto al restante contesto nazionale. Risulterebbe poi che, *rebus sic stantibus*, la sola eliminazione del deficit nel capitale umano potrebbe non avere alcuna influenza per il sostegno di adeguati processi di crescita economica e di convergenza rispetto al resto del Paese.

Di particolare rilievo è l'evidenza che, essendo l'investimento in innovazione e conoscenza tecnologica nell'Isola piuttosto basso, il costo complessivo sostenuto dalla Sicilia per implementare i processi o i prodotti innovativi generati dal resto del Paese non consente di recuperare il gap in termini di crescita e favorire dinamiche positive di convergenza. Inoltre, a causa dell'accumulazione di capitale umano limitata da fattori strutturali e geografici, la maggiore propensione innovativa del resto del Paese tende a fare aumentare le disparità regionali, alimentando un fenomeno di accentuazione della divergenza tra le aree territoriali (Grossman e Helpman, 1991).

Se tali evidenze fossero confermate, si sarebbe in presenza di una sorta di catena di circoli viziosi che, se non adeguatamente spezzata, potrebbe rendere inefficace qualsiasi intervento finalizzato allo sviluppo economico ed a significativi recuperi di competitività, tanto a livello locale che nazionale.

A tal proposito occorre ricordare che altri studi hanno evidenziato come, in un paese che investe poco in capitale umano, in cui la percentuale di laureati rimane bassa nei confronti dei competitori internazionali, l'ottimale interazione fra gli investimenti in R&S per le imprese e gli incrementi di specializzazione della forza lavoro, risulta di fondamentale importanza per ridurre i differenziali territoriali (Cannari et al. 2011; Baici e Casalone, 2005; Ciccone, 2004; Scoppa, 2009; Daniele e Malanima, 2011).

Inoltre, l'effetto geografico (rappresentato dalle *dummy*) negativo e significativo sulla competitività nazionale evidenzia l'importanza delle politiche nazionali nel determinare i percorsi di crescita delle diverse aree regionali ed, in particolare, della Sicilia. Ed è soprattutto alla luce di queste considerazioni che va interpretata la raccomandazione della Commissione Europea: "*Each region has a specific territorial capital that is distinct from that of other areas and generates a higher return for specific kinds of investments than for others, since these are better suited to the area and use its assets and potential more effectively. Territorial development*

policies (policies with a territorial approach to development) should first and foremost help areas to develop their territorial capital. They allow for all public policies with territorial impacts to be scrutinised and assessed so as to strengthen and increase their synergies and the sustainability of their outcomes. An important element in this respect is the cooperation of various actors, authorities and stakeholders. “ (Commissione Europea, 2005).

Sembrerebbe infine confermato che , per attenuare in modo sensibile il divario regionale sarebbe necessario che le politiche di sviluppo locale puntassero in modo deciso ad incentivare principalmente l'adozione di nuove tecnologie non solo più produttive in assoluto, ma, soprattutto più agevolmente disponibili e già in atto utilizzabili nell'Isola . “*La realizzazione di simili obiettivi rimane necessariamente legata, in primo luogo, al proseguimento, ed al rafforzamento, del processo di industrializzazione del Mezzogiorno, premessa per una maggiore competitività dell'intero sistema economico e condizione essenziale per lo sviluppo di un terziario pubblico e privato innovativo*” (Svimez, 2004 p. V).

Appendice A

La definizione delle variabili d'interesse e le fonti statistiche

Un punto delicato nelle analisi a livello territoriale è la disponibilità e l'attendibilità delle statistiche ufficiali che diminuisce a livello regionale disponendo, nella pratica, solo delle variabili del Conto delle risorse e degli impieghi. I problemi derivano essenzialmente dalle mancanze nell'offerta di dati omogenei in un arco temporale che si estenda per la gran parte del dopoguerra. Recentemente l'Istat, in occasione del 150° anniversario dell'Unità d'Italia, per la prima volta, ha messo a disposizione del Paese un archivio della statistica italiana che, attraverso un patrimonio di circa 1.500 serie storiche, racconta i mutamenti ambientali, sociali ed economici di cui l'Italia è stata protagonista dalla costituzione dello Stato unitario ai giorni nostri.

Tuttavia a livello regionale non sempre la ricostruzione delle serie è completa per il periodo 1970-2009.

Per condurre l'analisi è stato necessario, pertanto, produrre un adeguato dataset per tale intervallo di studio.

Le serie storiche utilizzate per la stima della crescita economica l'Italia, senza il contributo della Sicilia, e per la Sicilia sono:

- La popolazione residente a inizio anno. Si tratta della popolazione ricostruita secondo la metodologia di calcolo disponibile sulle seguenti pubblicazioni: 1) per gli Anni 1952-1971, "Ricostruzione della popolazione residente per sesso, età e regione", Università degli Studi di Roma La Sapienza, Dipartimento di Scienze Demografiche, Fonti e Strumenti n. 1, 1983; 2) per gli anni 1972-1981, "Popolazione e bilanci demografici per sesso, età e regione, Ricostruzione per gli anni 1972-1981, supplemento al bollettino mensile di statistica, Anno 1985, n. 14, Istat; 3) per gli anni 1982-1991, "Ricostruzione della popolazione residente per età e sesso nelle province italiane, Speciale Informazioni n. 17, 1996 Istat; 4) per gli anni 1991-2001, "Ricostruzione della popolazione residente per età e sesso nei comuni italiani, informazioni n. 13, 2006 Istat. (Istat, Ricostruzione della popolazione residente e del bilancio demografico).
- Il PIL, le Importazioni nette di beni e servizi e gli Investimenti fissi lordi. Si tratta delle serie ricostruite del Conto economico delle risorse e degli impieghi interni (valori a prezzi correnti) stimate da SVIMEZ.
- La spesa in R&S delle imprese (in milioni di euro correnti). L'indicatore rileva la spesa per attività di ricerca e sviluppo intra-muros, ossia svolta all'interno di una impresa con proprio personale e proprie attrezzature, inclusa l'attività di ricerca e sviluppo affidata a singoli ricercatori che hanno con l'impresa un rapporto di collaborazione o di consulenza e non sono quindi vincolati da un rapporto di lavoro subordinato. Fino al 1990, i dati comprendono sia la componente intra-muros sia quella extra-muros. A partire dal 1991, nel computo della spesa è considerata solo la componente intra-muros. A livello nazionale la spesa per R&S per settore istituzionale è la serie ricostruita tenendo conto delle seguenti pubblicazioni 1) per gli anni 1970-1990; “Indagine statistica sulla ricerca scientifica effettuata in Italia”; 2) per gli anni 1991-1997 “ Indagine statistica sulla ricerca scientifica e lo sviluppo sperimentale nelle imprese e Indagine statistica sulla ricerca scientifica e lo sviluppo sperimentale negli enti della pubblica amministrazione “; 3) dal 1998, “ Rilevazione statistica sulla ricerca e sviluppo nelle imprese “; 4) per gli anni 1998-2000, “Indagine statistica sulla ricerca e sviluppo negli enti e nelle istituzioni” 5) per il 2001, “ Rilevazione statistica sulla R&S negli enti e nelle

istituzioni pubbliche e private”, 6) dal 2002;” Rilevazione statistica sulla R&S nelle istituzioni pubbliche e Rilevazione statistica sulla R&S nelle istituzioni private non profit”. Per la Sicilia per gli anni 1979-2009 la spesa è quella ricostruita dal Servizio Statistica e Analisi Economica della Regione Siciliana, Anno 2013. Per gli anni 1970-1978 la serie è frutto di una stima sulla base dei tassi di crescita della serie nazionale.

- I laureati dei gruppi del settore scientifico (corsi di laurea pre e post riforma nei gruppi Chimico-farmaceutico e Geo-biologico, Fisica, Matematica) e tecnologico (corsi di laurea pre e post riforma in Ingegneria, Architettura e Pianificazione territoriale ed urbanistica). La serie si riferisce ai laureati dell'anno solare indipendentemente dall'anno accademico in cui hanno finito il percorso di laurea. Nel dato fino al 2002-03 sono compresi i diplomi universitari e le lauree di 4-6 anni, successivamente sono compresi (oltre ai titoli universitari del vecchio ordinamento già citati) anche i titoli del nuovo ordinamento (lauree triennali, specialistiche/magistrali a ciclo unico). Per l'Italia la serie si basa sulle seguenti pubblicazioni 1) per gli anni 1970-1997, “Rilevazione sulle Università” dell'ISTAT , 2) per gli anni 1998-2009, “Rilevazione sulle Università” del MIUR. Per la Sicilia la serie si basa sulle seguenti pubblicazioni: 1) per gli anni 1970-1986 e per gli anni 1991-1996, “Annuario Statistico dell'Istruzione” dell'Istat, 2) per gli anni 1998-2009, “Indagine sull'Istruzione Universitaria” del MIUR. Per gli anni 1987-1990 la serie è stata stimata considerando il tasso di crescita nazionale dei laureati in tali gruppi e della popolazione mentre per il 1997, il dato è stimato come valore medio tra quello degli anni 1996 e 1998.
- La popolazione attiva in età 25-64 anni. Per gli anni 1977-2009 la serie regionale e nazionale è tratta dalla “Popolazione residente di 15 anni e più per condizione professionale, classe di età, sesso, regione e ripartizione geografica” ricostruita sulla base della Rilevazione trimestrale sulle forze di lavoro (fino al 2003) e della Rilevazione sulle forze di lavoro (dal 2004). Per gli anni 1970-1976 per l'Italia e per la Sicilia la serie è stata ricostruita sulla base delle quote della popolazione residente di 25-64 anni per condizione professionale sulla popolazione residente di 15 anni e più per condizione professionale e sesso.

Le serie del Conto economico delle risorse e degli impieghi e la spesa in R&S sono considerate ai prezzi costanti 2005, per depurarle dagli effetti inflazionistici.

Tabella 1.A Principali statistiche descrittive per le serie di interesse. Serie nei logaritmi.

	Media	SE media	Varianza	Asimmetria	Curtosi
Italia					
GDP	2.28	0.02	0.01	-0.54	-0.94
LAUREAFL	-0.80	0.03	0.03	0.91	-0.53
RSINV	0.84	0.02	0.02	-0.55	-0.76
GAPGE	-0.05	0.00	0.00	-0.76	0.21
Italia al netto della Sicilia					
GDP	2.29	0.02	0.01	-0.53	-0.96
LAUREAFL	-0.80	0.03	0.04	0.90	-0.56
RSINV	0.86	0.02	0.02	-0.55	-0.73
GAPGE	-0.64	0.02	0.02	0.98	-0.13
Sicilia					
GDP	2.11	0.01	0.01	-0.80	-0.53
LAUREAFL	-0.85	0.02	0.02	0.91	-0.08
RSINV	0.19	0.05	0.12	-0.10	-0.71
GAPGE	-0.21	0.00	0.00	0.27	-0.92

Appendice B

Modello 1: Pooled OLS and dependent variable logGEDP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.778838	0.070337	-11.0730	<0.0001	***
logLAURFL	-0.362555	0.071899	-5.0426	<0.0001	***
logRINV	0.379128	0.0824018	4.6010	<0.0001	***
Sum squared resid	1.709351	S.E. of regression		0.145269	
R-squared	0.554961	Adjusted R-squared		0.543972	
F(2, 81)	50.50318	P-value(F)		5.76e-15	
Log-likelihood	44.38668	Akaike criterion		-82.77336	
Schwarz criterion	-75.48091	Hannan-Quinn		-79.84186	
Rho	0.964658	Durbin-Watson		0.149624	

Test for addition of dummy t - F(41, 40) = 1.98798 with p-value = 0.0158633

Wald test for heteroskedasticity - Chi-square(2) = 25.0969 with p-value = 3.55033e-006

Variance Inflation Factors:

logLAURFL 1.066

logRINV 1.066

Diagnostics: assuming a balanced panel with 2 cross-sectional units observed over 42 periods

Fixed effects estimator allows for differing intercepts by cross-sectional unit slope standard errors in parentheses, p-values in brackets

const:	-0.32976	(0.027896)	[0.00000]
logLAURFL:	-0.083107	(0.028079)	[0.00405]
logRINV:	-0.04635	(0.018272)	[0.01314]

Joint significance of differing group means: F(1, 80) = 866.457 with p-value 1.11506e-044

Breusch-Pagan test statistic: LM = 183.386 with p-value = 8.83217e-042

Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom

Modello 2: Fixed-effects and dependent variable logGEDP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.329759	0.0358126	-9.2079	<0.0001	***
logLAURFL	-0.0831065	0.0485585	-1.7115	0.0909	*
logRINV	-0.0463501	0.00379249	-12.2215	<0.0001	***
Sum squared resid	0.144484	S.E. of regression		0.042498	
LSDV R-squared	0.962383	Within R-squared		0.243132	
LSDV F(3, 80)	682.2268	P-value(F)		7.33e-57	
Log-likelihood	148.1560	Akaike criterion		-288.3120	
Schwarz criterion	-278.5888	Hannan-Quinn		-284.4034	
Rho	0.936930	Durbin-Watson		0.215157	

Test for differing group intercepts F(1, 80) = 866.457 with p-value = 1.11506e-044

Wald test for heteroskedasticity: Chi-square(2) = 1.16802 with p-value = 0.557659

Test for addition of dt -F(41, 39) = 3.84805 with p-value = 2.396e-005

Modello 2_a: Fixed-effects, dependent variable logGEDP and dt variables

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.230496	0.0296095	-7.7845	<0.0001	***
logLAURFL	0.0976594	0.0326386	2.9921	0.0048	***
logRINV	-0.0488267	0.0240658	-2.0289	0.0493	**
1971	-0.00131349	0.0271158	-0.0484	0.9616	
1972	0.0106398	0.0271504	0.3919	0.6973	
1973	0.0315434	0.0274672	1.1484	0.2578	

1974	0.056026	0.0279957	2.0012	0.0524	*
1975	0.0348542	0.02799	1.2452	0.2205	
1976	0.027613	0.0280526	0.9843	0.3310	
1977	0.00815023	0.0284247	0.2867	0.7758	
1978	0.0208309	0.0286173	0.7279	0.4710	
1979	0.0368515	0.0291311	1.2650	0.2134	
1980	0.0653034	0.0279284	2.3382	0.0246	**
1981	0.0766705	0.0277684	2.7611	0.0087	***
1982	0.0976762	0.0275611	3.5440	0.0010	***
1983	0.108682	0.0276711	3.9276	0.0003	***
1984	0.106685	0.0277916	3.8387	0.0004	***
1985	0.10564	0.0280681	3.7637	0.0006	***
1986	0.106153	0.0280508	3.7843	0.0005	***
1987	0.120972	0.0278489	4.3439	<0.0001	***
1988	0.126299	0.028046	4.5033	<0.0001	***
1989	0.111446	0.0280536	3.9726	0.0003	***
1990	0.0940579	0.0282293	3.3319	0.0019	***
1991	0.0758109	0.0280151	2.7061	0.0100	**
1992	0.0670803	0.0281082	2.3865	0.0220	**
1993	0.0712746	0.0280685	2.5393	0.0152	**
1994	0.0542726	0.0279857	1.9393	0.0597	*
1995	0.0352836	0.0274203	1.2868	0.2058	
1996	0.0344974	0.0272871	1.2642	0.2136	
1997	0.0464991	0.0272362	1.7073	0.0957	*
1998	0.0447994	0.0281435	1.5918	0.1195	
1999	0.0336226	0.0278961	1.2053	0.2354	
2000	0.0404292	0.0281845	1.4344	0.1594	
2001	0.0434027	0.0285237	1.5216	0.1362	
2002	0.0488616	0.028412	1.7198	0.0934	*
2003	0.0422501	0.0290507	1.4544	0.1538	
2004	0.035614	0.0303593	1.1731	0.2479	
2005	0.0366343	0.0311711	1.1753	0.2470	
2006	0.0140953	0.0308727	0.4566	0.6505	
2007	-0.0174671	0.0304207	-0.5742	0.5691	
2008	-0.0379994	0.0311042	-1.2217	0.2292	
2009	-0.0316275	0.0323563	-0.9775	0.3344	
2010	-0.0693619	0.0323969	-2.1410	0.0386	**
2011	-0.103849	0.0329688	-3.1499	0.0031	***
Sum squared resid		0.028637	S.E. of regression		0.027098
LSDV R-squared		0.992544	Within R-squared		0.849988
LSDV F(44, 39)		117.9963	P-value(F)		5.30e-31
Log-likelihood		216.1319	Akaike criterion		-342.2638
Schwarz criterion		-232.8771	Hannan-Quinn		-298.2913
Rho		0.799325	Durbin-Watson		0.314110

Test for differing group intercepts - $F(1, 39) = 727.351$ with p-value = $7.83096e-027$

Wald test for heteroskedasticity: Chi-square(2) = $2.27354e-028$, with p-value = 1

Modello 2_b: Fixed-effects, dependent variable logGDP and dt variables

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.209666	0.0207099	-10.1240	<0.0001	***
logLAURFL	0.0954364	0.0181864	5.2477	<0.0001	***

logRINV	-0.0453322	0.00134776	-33.6352	<0.0001	***
1974	0.03272	0.00593	5.5175	<0.0001	***
1980	0.04158	0.01407	2.9549	0.0047	***
1981	0.05282	0.01902	2.7772	0.0076	***
1982	0.07341	0.02315	3.1714	0.0025	***
1983	0.08405	0.0347	2.4221	0.0189	**
1984	0.08188	0.03143	2.6047	0.0119	**
1985	0.08078	0.02623	3.0794	0.0033	***
1986	0.0812	0.01941	4.1832	0.0001	***
1987	0.09667	0.0157	6.1567	<0.0001	***
1988	0.10124	0.01422	7.1182	<0.0001	***
1989	0.08644	0.00615	14.0668	<0.0001	***
1990	0.06885	0.01365	5.0444	<0.0001	***
1991	0.05083	0.01279	3.9729	0.0002	***
1992	0.04195	0.01531	2.7397	0.0084	***
1993	0.04616	0.01043	4.4242	<0.0001	***
1994	0.0292	0.00276	10.5723	<0.0001	***
1997	0.02222	0.01129	1.9674	0.0544	*
1998	0.0198	0.00254	7.7925	<0.0001	***
2000	0.01554	0.00878	1.7703	0.0824	*
2001	0.01849	0.00527	3.512	0.0009	***
2002	0.02414	0.00436	5.5316	<0.0001	***
2003	0.01745	0.00254	6.8606	<0.0001	***
2007	-0.0421312	0.01015	-4.1507	0.0001	***
2008	-0.0629475	0.01374	-4.5820	<0.0001	***
2009	-0.0569982	0.02144	-2.6589	0.0103	**
2010	-0.0946323	0.01687	-5.6100	<0.0001	***
2011	-0.129214	0.00736	-17.5503	<0.0001	***
Sum squared resid	0.034062	S.E. of regression		0.025351	
LSDV R-squared	0.991132	Within R-squared		0.821571	
LSDV F(30, 53)	197.4476	P-value(F)		1.05e-44	
Log-likelihood	208.8458	Akaike criterion		-355.6917	
Schwarz criterion	-280.3363	Hannan-Quinn		-325.3995	
Rho	0.731444	Durbin-Watson		0.434140	

Test for differing group intercepts - $F(1, 53) = 1708.97$ with p-value = $5.22985e-042$

Wald test for heteroskedasticity : $\text{Chi-square}(2) = 0.209305$ with p-value = 0.900637

Model 15: Fixed-effects, dependent variable d_LGEDP and dt variables

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.00260794	0.0131445	-0.1984	0.8438	
d_LRINV	-0.0170674	2.79038e-010	-61165056.4736	<0.0001	***
d_LLAURFL	0.101012	8.13483e-010	124172096.8229	<0.0001	***
1972	0.0157651	0.00205516	7.6710	<0.0001	***
1973	0.0265016	0.00953324	2.7799	0.0084	***
1974	0.0310806	0.0167566	1.8548	0.0714	*
1975	-0.0183367	0.00407085	-4.5044	<0.0001	***
1976	-0.00498989	0.0316639	-0.1576	0.8756	
1977	-0.0156327	0.0108279	-1.4437	0.1570	
1978	0.0164294	0.00481042	3.4154	0.0015	***
1979	0.0209494	0.00752875	2.7826	0.0084	***

1980	0.0238482	0.0137331	1.7366	0.0906	*
1981	0.0127849	0.00829584	1.5411	0.1316	
1982	0.019841	0.0100021	1.9837	0.0546	*
1983	0.0106435	0.00228823	4.6514	<0.0001	***
1984	-0.000807399	0.0171627	-0.0470	0.9627	
1985	0.00216706	0.0166932	0.1298	0.8974	
1986	0.00208494	0.0196966	0.1059	0.9163	
1987	0.0228456	0.0138624	1.6480	0.1076	
1988	0.00101706	0.0197719	0.0514	0.9592	
1989	-0.0114046	0.0204983	-0.5564	0.5812	
1990	-0.016713	0.00701744	-2.3816	0.0223	**
1991	-0.0136608	0.0125036	-1.0925	0.2815	
1992	-0.00775083	0.0124131	-0.6244	0.5361	
1993	0.00675787	0.0172836	0.3910	0.6980	
1994	-0.0145631	0.0227692	-0.6396	0.5263	
1995	-0.00928818	0.0320336	-0.2900	0.7734	
1996	0.003111	0.0101377	0.3069	0.7606	
1997	0.0111008	0.0122995	0.9025	0.3725	
1998	-0.00626285	0.01069	-0.5859	0.5614	
1999	-0.00702554	0.0180457	-0.3893	0.6992	
2000	0.00797192	0.0162786	0.4897	0.6271	
2001	0.0045255	0.0109271	0.4142	0.6811	
2002	0.00908124	0.0119902	0.7574	0.4535	
2003	-0.00573069	0.00749261	-0.7648	0.4491	
2004	-0.00700989	0.0171625	-0.4084	0.6852	
2005	0.00267246	0.00398632	0.6704	0.5067	
2006	-0.0187811	0.0144041	-1.3039	0.2001	
2007	-0.0276373	0.0142009	-1.9462	0.0591	*
2008	-0.0203288	0.0098929	-2.0549	0.0468	**
2009	0.00530337	0.00572709	0.9260	0.3603	
2010	-0.0346854	0.0184111	-1.8839	0.0672	*
2011	-0.0330154	0.0240055	-1.3753	0.1771	
Sum squared resid	0.008329	S.E. of regression		0.014805	
LSDV R-squared	0.712903	Within R-squared		0.712710	
LSDV F(43, 38)	2.194408	P-value(F)		0.007662	
Log-likelihood	260.6329	Akaike criterion		-433.2659	
Schwarz criterion	-327.3702	Hannan-Quinn		-390.7504	
Rho	0.097129	Durbin-Watson		1.677115	

Test for differing group intercepts -F(1, 38) = 0.0961311 p-value = 0.758217

Test for normality of residual - Chi-square(2) = 2.12768 p-value = 0.345127

Modello 3: 1-step dynamic panel, Including equations in levels, and dependent variable d_LGEDP

	Coefficient	Std. Error	z	p-value	
d_LGEDP(-1)	0.0440807	0.083763	0.5263	0.5987	
const	0.0134925	0.0106261	1.2697	0.2042	
d_LLAURFL	0.141553	0.033682	4.2026	<0.0001	***
d_LRINV	-0.0179134	0.00947774	-1.8900	0.0588	*
1973	0.0121145	0.0119483	1.0139	0.3106	
1974	0.0142961	0.012121	1.1794	0.2382	
1975	-0.0360306	0.0122528	-2.9406	0.0033	***

1976	-0.0192656	0.0118258	-1.6291	0.1033	
1977	-0.03031	0.0117727	-2.5746	0.0100	**
1978	0.00101682	0.011879	0.0856	0.9318	
1979	0.00402353	0.0120133	0.3349	0.7377	
1980	0.0080528	0.0121479	0.6629	0.5074	
1981	-0.00406782	0.0119816	-0.3395	0.7342	
1982	0.00354158	0.0119509	0.2963	0.7670	
1983	-0.00541012	0.011962	-0.4523	0.6511	
1984	-0.0167053	0.0118573	-1.4089	0.1589	
1985	-0.011739	0.0117874	-0.9959	0.3193	
1986	-0.0121074	0.0147953	-0.8183	0.4132	
1987	0.00592958	0.0119989	0.4942	0.6212	
1988	-0.0160629	0.0122379	-1.3126	0.1893	
1989	-0.0266781	0.0117895	-2.2629	0.0236	**
1990	-0.0321829	0.0118891	-2.7069	0.0068	***
1991	-0.0289535	0.0118637	-2.4405	0.0147	**
1992	-0.0235742	0.0119153	-1.9785	0.0479	**
1993	-0.00918585	0.0118558	-0.7748	0.4385	
1994	-0.0317132	0.0119521	-2.6534	0.0080	***
1995	-0.0260752	0.0120854	-2.1576	0.0310	**
1996	-0.0142466	0.0119993	-1.1873	0.2351	
1997	-0.00640733	0.0120573	-0.5314	0.5951	
1998	-0.0236297	0.0121866	-1.9390	0.0525	*
1999	-0.0241695	0.0120011	-2.0139	0.0440	**
2000	-0.00797212	0.0118541	-0.6725	0.5013	
2001	-0.0131495	0.01203	-1.0931	0.2744	
2002	-0.00838481	0.0119914	-0.6992	0.4844	
2003	-0.023852	0.0121084	-1.9699	0.0489	**
2004	-0.0252085	0.0122273	-2.0617	0.0392	**
2005	-0.0152754	0.0121247	-1.2599	0.2077	
2006	-0.0353773	0.0118963	-2.9738	0.0029	***
2007	-0.0426483	0.0118439	-3.6009	0.0003	***
2008	-0.034678	0.0120196	-2.8851	0.0039	***
2009	-0.00925262	0.0120067	-0.7706	0.4409	
2010	-0.0521367	0.0120376	-4.3312	<0.0001	***
2011	-0.0503958	0.0140219	-3.5941	0.0003	***
Sum squared resid		0.007606	S.E. of regression	0.014337	

Number of instruments = 148

Test for AR(1) errors: $z = -3.00071$ [0.0027]

Test for AR(2) errors: $z = 0.716522$ [0.4737]

Sargan over-identification test: Chi-square(105) = 128.267 [0.0611]

Wald (joint) test: Chi-square(3) = 21.949 [0.0001]

Wald (time dummies): Chi-square(39) = 321.003 [0.0000]

Riferimenti bibliografici

Anghion P. e Howitt P. (1998), Endogeneous Growth Theory, Cambridge MA; MIT Press

Arbia, G e Piras, G. (2005). Convergence in Per-capita GDP across European Regions using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects. ISAE Working Paper No. 51. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=936327>.

Arellano, M. e Bond S. (1998), Dynamic panel data estimation using DPD98 for Gauss: A guide for users. Mimeo. Available at <ftp://ftp.cemfi.es/pdf/papers/ma/dpd98.pdf>

Arellano, M. e Bover O. (1995), Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68: 29–51

Arnone M., Carta M., Provenzano V. (2014), Europe 2020 SI-LAB: A new center for economic and social development in Sicily, *Advanced Engineering Forum* Vol. 11 (2014) pp 47-52. Online available since 2014/Jun/06 at www.scientific.net

Ascari G., Di Cosmo V. (2004) Determination of Total Factor Productivity in Italian Regions, Pavia: Università degli studi di Pavia - Dipartimento di economia politica e metodi quantitativi, Working Paper # 170 (12-04)

Baici E., Casalone G. (2005) Has human capital accounted for regional economic growth in Italy? A panel analysis on the 1980-2001 period, SEMEQ Department - Faculty of Economics - University of Eastern Piedmont, Working Papers 101

Baltagi B.H. (1995), *Econometric analysis of panel data*, Wiley

Barro R. (1997), *Determinants of economic growth: A cross-country empirical study*, Cambridge, MA; MIT Press

Becker, G. S., (1993). *Human Capital*. III ed. University of Chicago Press. Chicago.

Birkinshaw, J. (2014) Do we still need managers?, *Business Strategy Review*, 2 Jun 2014 DOI: 10.1111/j.1467-8616.2014.01042X- London Business School.

Blundell, R., Dearden, L., Meghir, C. e Sianesi, B. (1999), Human Capital Investment: The Returns from Education and Training to the Individual, the Firm and the Economy, *Fiscal Studies* vol. 20, no. 1, pp. 1–2

Blundell, R., and S. Bond. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87: 115–14

Bollino, C.A., Polinori, P., (2007). Ricostruzione del valore aggiunto su scala comunale e percorsi di crescita a livello micro-territoriale: il caso dell'Umbria. *Scienze Regionali* 6, n°2, 35-73.

Bond, S & Windmeijer, F. (2002), Projection Estimators for Autoregressive Panel Data Models, *Econometrics Journal*, vol 5(2)., pp. 457 – 479

Bond, S, Bowsher, C & Windmeijer, F. (2001), Criterion-based inference for GMM in autoregressive panel data models, *Economics Letters*, vol 73(3)., pp. 379 – 388

Bugamelli M., Cannari L., Lotti F. e Magri S., 2012. "The innovation gap of Italy's production system: roots and possible solutions," *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)* 121, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Cammelli A., (2006) Le lauree scientifiche e tecnologiche: dall'accesso all'Università alla prova del mercato del lavoro, www.almalaurea.it/.../lauree_scientifiche/lauree_scientifiche.pdf

Cannari L., Bronzini R. e Magnani M., (2011), Economic integration between the Mezzogiorno and the Centre North, Workshop and Conferences 9, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Cicccone A. (2004), "Human Capital as a Factor of Growth and Employment at the Regional level: The Case of Italy", Report for the European Commission, DG for Employment and Social Affairs, Brussels.

Cipollone P., Montanaro P. e Sestito P. (2010), L'istruzione, in Banca d'Italia (2010), *Il Mezzogiorno e la politica economica dell'Italia*, Seminari e convegni, n. 4, file:///D:/ciclo/4_volume_mezzogiorno_2010_banca%20d'italia.pdf

Commissione Europea (2005), *Territorial state and perspectives of the European Union, Scoping document and summary of political messages*, http://www.eu2005.lu/en/actualites/documents_travail/2005/05/20regio/Min_DOC_1_fin.pdf

Dagum C., Vittadini G., Lovaglio P e Costa M. (2003), A Multiequational Recursive model of human capital, income and wealth of households with application, 2003 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic statistics Section [CD-ROM], Alexandria, VA: American Statistical Association

Daniele V., Malanima P. (2011), *Il divario Nord-Sud in Italia. 1861-2011*, Rubbettino

Del Monte A. (2000), "Diffusione dell'ITC e sviluppo del Mezzogiorno", XXVI Convegno dell'Industria, Palermo, 27-28 settembre

Denison, E. E . (1962), *The sources of economic growth in the U.S. and the alternatives before us*, Supplementary Paper No. 13. New York Committee for Economic Development

—— (1979), *Accounting for slower economic growth*. Washington, DC: Brookings Institution

European Commission (2015), Innovation Union Scoreboard 2014, http://ec.europa.eu/enterprise/policies/innovation/policy/innovation-scoreboard/index_en.htm

Gong G. e KELLER W., “Convergence and polarization in global income levels: a review of recent results on the role of international technology diffusion”, *Research Policy*, vol. 32, n. 6, 2003.

Greene W.H. (1997), *Econometric Analysis*, Prentice Hall

Grossman G.M e Helpman E., (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge: MIT Press

Guagnini M., Mussida C. (2009), *Popolazione, istruzione e sviluppo economico. Un’analisi provinciale, regionale*, Associazione Italiana di Scienze Regionali (AISRe), XXX Conferenza scientifica annuale AISRe, Firenze, 9-11 settembre 2009.

Hanushek E.A., (2001), *Deconstructing RAND*, www.educationnext.org/2001sp/65.html

Howitt, P. (2000), *Endogenous Growth and Cross-Country Income Differences*, *American Economic Review*, 90(4): 829-846.

Iammarino S. (2001), “Sviluppo e diffusione dell’ITC: L’Italia negli Anni novanta”, *Studi e Note di Economia*, 2: 13-44.

ISTAT (2011), *Migrazioni internazionali e interne della popolazione residente*; http://www.istat.it/it/files/2012/12/Migrazioni_popolazione-residente.pdf

ISTAT (2014), *Noi Italia. 100 statistiche per capire il Paese in cui viviamo*, <http://noi-italia2014.istat.it/>

Jones C. I. (1995), *R&D-Based Models of Economic Growth*, *Journal of Political Economy*, August, 103 (4), 759–784.

Lucas R. E. (1988), *On the Mechanics of Economic Development*, *Journal of Monetary Economics* 22: 3–42

Lynch L. M. (2004), *Reorienting training policies to meet the challenger of information and communication technologies*, in Paganetto (a cura di) *Knowledge economy, information technologies and growth*, Ashgate Publishing Company, Aldershot, England.

Martin R. (2012), *Regional economic resilience, hysteresis and recessionary shocks*, *Journal of Economic Geography*, 12, 1: 1-32.

Mazzola F., Musolino D. e Provenzano V., (2014) *Reti, nuovi settori e sostenibilità. Prospettive per l’analisi e le politiche regionali*, Franco Angeli

OECD (2013), *Supporting Investment in Knowledge Capital, Growth and Innovation*

OCSE (2014), *Education at a Glance*

Ofria F. (2007) *Sulle cause della crescita della produttività del lavoro: una verifica empirica dell’approccio Kaldor-Verdoorn per il Centronord e il Mezzogiorno d’Italia*, Associazione Italiana di Scienze Regionali (AISRe), XXVIII Conferenza scientifica annuale AISRe, Firenze, Bolzano, 26-28 Settembre 2007.

Palma D., Coletta G. e Zini A., (2003), *Effetti del cambiamento tecnologico sullo sviluppo economico: un’analisi econometrica "panel" sui sei maggiori paesi OCSE.; Energia, ambiente e innovazione issue: 6, volume: 49*

Papagni E. (1995), *Sviluppo duale e progresso tecnico nell’economia italiana*, Franco Angeli

Romer, P. M. (1986), *Increasing Returns and Long-Run Growth*, *Journal of Political Economy* 94 (October): 1002–1037.

———. (1987), *Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization*, *American Economic Review* 77, no. 2: 56–62.

Scoppa V. (2009), *The Quality of Human and Physical Capital and Technological Gaps across Italian Regions*, MPRA Paper No. 15740, posted 16. June 2009 00:34 UTC, <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/15740/>

Sianesi, B. e Van Reenen J. (2003), *The Returns to Education: Macroeconomics*, *Journal of Economic Surveys*, Volume 17, Issue 2, April 2003 Pages 157–200

Schultz, T.W., (1961), *Investment in Human Capital*, *American Economic Review*, 51, 1-17

Solow R. M. (1957), *Technical Change and the Aggregate Production Function*, *Review of Economics and Statistics* 39 (August): 312–320

———. (1999), *Monopolistic competition and macroeconomic theory*, Cambridge University Press, Cambridge.

Svimez (2004), *Rapporto 2003 sull’economia del Mezzogiorno*, Bologna, Il Mulino.

Svimez (2014), *Rapporto 2003 sull’economia del Mezzogiorno*, Bologna, Il Mulino.

Taylor J. (2003), “Spatial disparities in economic performance: the key role of human capital”, *Italian Journal of Regional Science*, 2(2): 5-27

Visco I. (2014), Convegno biennale del Centro Studi della Confindustria “Il capitale sociale: la forza del Paese”, Bari 29/03/2014

Vittadini, G., Lovaglio, P.G. (2001), The Estimate of Latent Variables in a Structural Model: an alternative Approach to PLS. In PLS and Related Methods. Proceedings of the PLS International Symposium. CISIA CERESTA, Montreuil, France, 423-434.

Wößmann L. (2003), Specifying Human Capital, Journal of Economic Surveys, 17(3), 239-70.