

Ardeni, Pier Giorgio

Working Paper

Crescita e fluttuazioni nell'economia italiana alla luce delle recenti teorie della crescita

Quaderni - Working Paper DSE, No. 187

Provided in Cooperation with:

University of Bologna, Department of Economics

Suggested Citation: Ardeni, Pier Giorgio (1993) : Crescita e fluttuazioni nell'economia italiana alla luce delle recenti teorie della crescita, Quaderni - Working Paper DSE, No. 187, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5139>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/159030>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>

Crescita e Fluttuazioni nell'Economia Italiana alla Luce delle Recenti Teorie della Crescita*

Pier Giorgio Ardeni

Dipartimento di Scienze Economiche
Università di Bologna
Strada Maggiore, 45 - Bologna
Tel 051-6402649 Fax 051-230197

Il progresso sarebbe una cosa molto apprezzabile, purchè avesse una fine.

Si farebbe volentieri una fermata per dire al passato, dall'alto del cavallo:

«Guarda, dove sono arrivato!».

Ma la malaugurata evoluzione continua, e dopo avere fatto troppe esperienze ci sentiamo molto male, con quelle quattro gambe estranee sotto la pancia, che non smettono mai di galoppare.

Robert Musil

Nachlass zu Lebzeiten (1936)

(«Pagine Postume Pubblicate in Vita», Einaudi (1970)).

J.E.L. CLASSIFICATION NUMBER: O47, E32

I recenti sviluppi teorici in tema di teoria della crescita e del ciclo e la disponibilità di nuove serie di dati di lungo periodo consentono una aggiornata esplorazione delle caratteristiche dello sviluppo economico italiano nell'ultimo secolo. In questo lavoro tale esplorazione prende tre direzioni. Una prima, prevalentemente descrittiva, basata su alcuni semplici esercizi di contabilità della crescita. Una seconda, di carattere inferenziale, basata su test di alcune ipotesi del modello neoclassico stocastico nelle due versioni con progresso tecnico esogeno e con tecnologia endogena. Una terza, basata sull'analisi delle componenti cicliche alla luce delle implicazioni dei modelli del ciclo reale fondati sul modello di crescita neoclassico. I risultati mostrano parziale supporto al modello originario, il fondamento di alcune delle ipotesi alternative e dei suggerimenti che le recenti teorie propongono e un'insoddisfacente spiegazione delle fluttuazioni osservate, che appaiono peraltro fortemente dipendenti dal metodo di scomposizione utilizzato.

Dicembre 1993

* Una precedente versione di questo lavoro è stata presentata al Convegno della Banca d'Italia "Ricerche Quantitative per la Politica Economica", tenuto presso la S.A.Di.Ba. di Perugia il 29-30 Settembre 1993. Ringrazio Paolo Onofri, Lorenzo Rampa, e i partecipanti al Convegno, nonchè Roberto Cellini, Mauro Gallegati, Paolo Pini, e Vera Zamagni per i commenti e gli utili suggerimenti.

1. Introduzione

La letteratura recente ha visto il rifiorire di contributi sulla teoria della crescita, dopo un lungo periodo di scarsa considerazione durato praticamente vent'anni. Parte di tale letteratura ha in realtà avuto in oggetto principalmente i temi legati allo sviluppo, quali quello della convergenza e del *catching-up*, ma le principali novità sul fronte teorico sono certamente venute dal fronte dei modelli di crescita propriamente detti. A ciò si aggiunga che il lodevole lavoro compiuto dagli storici economici, affiancati oggi più di un tempo da vevoli statistici, ha reso via via disponibile una considerevole mole di dati, aggiornati e più attendibili, spesso anche nuovi¹, tale da rendere affascinante ancorchè obbligato un ripensamento delle spiegazioni che della crescita venivano date fino a qualche tempo fa.

Molto del dibattito recente in tema di teoria della crescita si è sviluppato sulla contrapposizione tra modello originale solowiano (cfr. Solow (1956, 1957)) e teorie *endogene* del progresso tecnico (cfr. ad esempio, Romer (1986) e Lucas (1988)). In realtà la contrapposizione è per molti aspetti fuorviante (cfr. Mankiw, Romer e Weil (1992)), anche se vi sono certamente alcuni punti che qualificano le due impostazioni come radicalmente diverse. Entrambi i modelli sono *neoclassici*, ovvero si fondano sul medesimo concetto di funzione di produzione, le medesime ipotesi circa il comportamento degli agenti, e così via. I modelli che possiamo per brevità chiamare "endogeni" si innestano sul filone Ramsey-Cass-Koopmans ed hanno come referenti originari il lavoro di Arrow (1962) sul *learning-by-doing* e quello di Uzawa (1965). Sugli antenati, quindi, non vi è quindi una separazione radicale: appartengono tutti alla medesima famiglia. Eppure, il grado di parentela è andato affievolendosi, fino ad apparire completamente estranei. I modelli endogeni enfatizzano infatti la presenza di esternalità a livello della singola impresa (Romer (1986)), considerano esplicitamente il fattore *qualità* della manodopera (Lucas (1988)), l'accumulazione di altri fattori che non il capitale fisico (Lucas (1988)), l'investimento in R&S, la differenziazione del prodotto, la presenza di mercati oligopolisitici, la competizione internazionale e la differenziazione geografica e quant'altro². Gli è che oggi all'una spiegazione si vuole contrapporre l'altra, come con paradigmi alternativi. Ed in effetti, i tratti salienti che abbiamo menzionato li rendono per molti aspetti alternativi. Tuttavia, si può affermare che le ipotesi avanzate in molti contributi si possono *annidare* l'una nell'altra, ovvero scartare via via come scatole cinesi procedendo dalla più generale fino alla più particolare. Questo è il caso dei rendimenti costanti, ad esempio: se tale ipotesi non fosse valida, l'esplicitazione del fattore capitale umano non avrebbe senso; viceversa, se questo viene esplicitato, allora parlare di rendimenti costanti di scala in capitale e lavoro non ha significato se poi la funzione di produzione ha rendimenti crescenti di scala nei tre fattori congiuntamente considerati.

Dal punto di vista empirico, invece, l'elefante che irrompendo nella teoria ha squassato l'originale quiete solowiana appare avere partorito il topolino di poche regressioni dagli R^2 striminziti, prive di supporto teorico (la forma stimabile dei modelli resta ancora di là da venire) e un po' brancolanti nel buio della specificazione, di variabili e di forme funzionali. Va detto però che molto dell'interesse empirico è stato rivolto alle tematiche della crescita a livello mondiale, più che a quelle più standard della crescita capitalistica infra-paesi. Su

¹ Si considerino, ad esempio, le ormai note serie storiche di Summers e Heston (1988) e, per l'Italia, i dati di Rossi, Sorgato e Toniolo (1992).

² Per una illustrazione di alcuni dei recenti modelli di teoria della crescita, si veda Sala-i-Martin (1990a,b).

questo fronte, infatti, non si segnalano significative novità, novità che invece appaiono sul fronte della letteratura dei cicli economici. Un merito della letteratura recente, infatti, sta proprio nell'aver evidenziato lo stretto legame che esiste tra crescita e ciclo, quanto l'una sia il risvolto dell'altro, e quanto peraltro il vestito che vi è stato disegnato stia un po' stretto a questa economia artificiale in cui crescita e cicli sono generati da uno stesso propulsore.

Le recenti teorie dei *cicli economici reali*, in particolare, hanno enfatizzato tale legame: se il progresso tecnologico è all'origine della crescita, esso è anche responsabile delle fluttuazioni osservate, una volta raggiunto lo *steady state*, in quanto esso è governato da un processo stocastico (e non è più costante, come nel modello originale), secondo la versione del modello introdotta per la prima volta da Brock e Mirman (1972). Se poi esso si presenta come un processo ad alta correlazione seriale, allora si avrà il caratteristico fenomeno del ciclo economico *attorno allo steady state*. Da tale letteratura sono venuti, per lo più, gli stimoli ad una verifica empirica del modello: certo è che l'ipotesi teorica mantenuta è che in ogni caso il sistema sia nello *steady state* e sia governato dalle leggi stabilite nell'originario modello solowiano. Integrazioni tra i modelli endogeni e la teoria del ciclo reale sono giunte di recente, con esiti ancora non chiari³, ma restano ancora le spiegazioni "esogene" a trovare il maggiore consenso. Va detto, in ogni caso, che mentre taluni fatti fondamentali appaiono in linea con le predizioni del modello solowiano (la costanza del rapporto capitale-prodotto, consumi-prodotto ed investimenti-prodotto) non sono invece molti quelli che concordano con i modelli del ciclo reale, e l'evidenza empirica a favore di questi appare in ogni caso controversa.

In questo lavoro vogliamo affrontare l'analisi delle teorie recenti e meno recenti della crescita guardando all'esperienza storica di lungo periodo dell'economia italiana, quale essa può emergere dai dati ricostruiti da Rossi, Sorgato e Toniolo (1992). Nuove fonti statistiche sono senz'altro un'utile occasione per guardare indietro, sia in senso storico (partiremo dal 1890) che teorico (confronteremo le ipotesi del modello neoclassico "originale" con quelle "endogene") che empirico (un confronto con le conclusioni raggiunte da Fuà (1981) sui dati allora disponibili sarà inevitabile, così come con quelle relative ad altri paesi). Drammatizzando la contrapposizione tra modello solowiano ed ipotesi recenti, vedremo che la tenzone non è univocamente risolvibile a favore dell'uno o dell'altro, anche se certamente il povero Solow ne esce più provato dei suoi più giovani antagonisti. Tali risultati sono illustrati nel prosieguo: nella prima Parte, mediante un semplice esercizio di "contabilità della crescita" vecchio stile; nella seconda, mediante un test statistico delle ipotesi di convergenza (allo *steady state*) implicite nei due modelli; nella terza mediante un'analisi delle implicazioni cicliche della teoria della crescita, quali quelle avanzate dalle teorie dei cicli economici reali.

2. Le cifre della crescita italiana

2.1. Il quadro d'insieme

Si può senz'altro sostenere che grazie ai recenti studi in campo storico economico, particolarmente ad opera di Maddison, Fenoaltea, Toniolo, per citarne solo alcuni, l'analisi degli aspetti quantitativi dello sviluppo economico italiano di lungo periodo ha trovato nuova

³ Si vedano ad esempio King, Plosser e Rebelo (1988b) e Hercowitz e Sampson (1991).

linfa. Il lavoro di ricerca svolto da Maddison e da altri⁴, un lavoro sia statistico-economico che storico, ci permette infatti un approfondimento ed una migliore qualificazione delle tematiche connesse alla crescita dell'economia del nostro Paese, sia in riferimento all'inquadramento dello sviluppo economico italiano in senso temporale e comparato che dal punto di vista del dibattito teorico economico e storico economico. Come hanno già notato Rossi, Sorgato e Toniolo (1992), dopo il lavoro compiuto da Fuà (1969, 1981) la ricerca quantitativa sulle caratteristiche dello sviluppo economico italiano aveva segnato il passo, trovando nuovo impulso solo di recente grazie all'opera di revisione ed elaborazione delle principali fonti statistiche condotta dal ristretto gruppo di autori citati. I nuovi dati rielaborati da Rossi, Sorgato e Toniolo ci consentono oggi di rivisitare, e rivedere, i tratti salienti della crescita dell'economia italiana, anche alla luce del rinnovato dibattito sulle determinanti teoriche ed empiriche della crescita economica nei sistemi ad economia di mercato.

I dati forniti da Rossi, Sorgato e Toniolo (1992), per quanto ancora notevolmente aggregati, consentono intanto una messa a punto delle *cifre della crescita* ed un confronto internazionale dell'Italia con altri paesi industrializzati. Ma permettono anche di effettuare una prima sommaria ricerca di quei "fatti stilizzati" rilevanti che Kaldor ammonì dovevano essere elencati a supporto dell'analisi teorica. Il campione di dati annuali che noi utilizzeremo in questo lavoro proviene da due diverse fonti: una larga parte dei dati pubblicati in Appendice a Rossi, Sorgato e Toniolo (1992) e una parte di dati sulla scolarizzazione dell'Istat. Un primo gruppo di serie va dal 1890 al 1990 e comprende le serie del Valore Aggiunto al costo dei fattori dei quattro settori agricoltura, industria, servizi e Pubblica Amministrazione, gli impieghi del Prodotto Interno Lordo ai prezzi di mercato (consumi privati e pubblici, investimenti fissi lordi, importazioni, esportazioni e variazione delle scorte), i consumi finali interni delle famiglie per categorie, gli investimenti fissi lordi per tipo di beni e lo stock di capitale netto per tipo di beni. Tali dati sono in valori correnti e costanti in base 1985. Un secondo gruppo di serie va dal 1911 al 1990 e comprende le unità di lavoro standard occupate per settore, mentre un terzo gruppo, che parte dal 1893, comprende le retribuzioni lorde ed i redditi da lavoro dipendente per unità di lavoro standard per settore. Un quarto gruppo di serie (quelle direttamente di fonte Istat), infine, comprende il numero di alunni iscritti alle scuole medie inferiori e superiori, il numero di studenti iscritti all'Università ed il numero di laureati. L'anno di partenza è il 1911.

Un quadro d'insieme dello sviluppo economico italiano dal 1890 al 1990 viene dato nelle Tabelle 1, 2 e 3. Queste mostrano i tassi medi annui di crescita per diversi sottoperiodi, in valori aggregati (Tab.1), pro-capite (Tab.2) e per unità di lavoro standard occupate (Tab.3). Come hanno sottolineato Rossi, Sorgato e Toniolo, le nuove serie macroeconomiche consentono un revisione verso l'alto delle precedenti cifre della crescita, se confrontate con i dati di Fuà, mentre sono costruite in modo da replicare approssimativamente lo stesso profilo ciclico. Nell'arco di tempo che va dal 1890 al 1990 il PIL Italiano è cresciuto ad un tasso medio del 3.2% annuo, i consumi totali sono aumentati al passo del 3.1% all'anno, mentre gli investimenti sono cresciuti al ritmo del 5.1% annuo. Particolarmente forte è stata la velocità di accrescimento degli investimenti lordi in impianti e macchinari, pari al 6.3% annuo, meno forte quella della spesa pubblica (consumi pubblici), pari al 4.9%, più debole quella di consumi privati (2.8% annuo) e stock di capitale netto totale (2.8%). Si noti anche

⁴ Si vedano, ad esempio, Maddison (1991), Federico, Fenoaltea, Zamagni ed altri per la Banca d'Italia, in Rey (1991) e Rossi, Sorgato e Toniolo (1992).

Tabella 1. Indicatori della crescita economica italiana (1890-1990)

Tassi medi di crescita annui (percentuali) — Valori aggregati								
	1890	1890	1912	1912	1938	1950	1950	1973
	1990	1912	1990	1938	1950	1990	1973	1990
PIL	3.21	2.21	3.49	3.24	0.97	4.41	5.51	3.08
Valore Aggiunto Totale (esclusa agricoltura)	3.93	2.78	4.28	4.35	1.73	4.99	6.47	3.15
Valore Aggiunto industria	4.17	3.44	4.41	3.94	4.59	4.60	6.13	2.88
Consumi Totali	3.08	1.87	3.43	3.10	0.93	4.37	5.24	3.29
Consumi Privati	2.82	1.72	3.13	1.42	2.14	4.57	5.47	3.50
Consumi Pubblici	4.85	2.79	5.47	10.5	-0.28	3.72	4.55	2.55
Spesa pubblica (escl. spesa in investimenti fissi lordi)	5.73	3.32	6.46	13.4	-0.28	3.77	4.40	2.89
Esportazioni	14.8	3.93	17.7	2.27	74.3	9.39	12.4	5.09
Importazioni	5.29	4.03	5.66	0.24	7.12	8.54	11.6	4.55
Investimenti Fissi Lordi	5.05	3.65	5.42	4.77	6.39	5.42	8.09	2.04
Investimenti Fissi Lordi (escluse abitazioni)	5.26	4.45	5.44	4.14	7.02	5.59	7.77	3.15
Investimenti Fissi Lordi in impianti, macchinari	6.27	6.91	6.01	5.34	6.49	6.18	8.55	3.66
Stock di capitale netto totale	2.75	1.61	3.06	2.01	1.06	4.34	5.08	3.41
Stock di capitale (escluse abitazioni)	3.11	2.21	3.37	2.38	0.36	4.59	5.06	4.11
Stock di capitale in impianti, macchinari	3.86	2.93	4.14	3.04	-0.41	5.67	6.39	4.92
Capitale/prodotto	0.00	-0.41	0.10	-0.44	1.64	-0.03	-0.38	0.36
Reddito da lavoro dipendente			3.95	3.18	3.52	4.34	5.50	2.92
Retribuzioni lorde			3.49	3.11	2.05	3.97	4.96	2.79
Lavoro (ULS totali)			1.01	1.78	0.33	0.73	0.65	0.92
Alunni iscritti scuole medie			4.61	6.38	3.23	4.13	6.45	1.08
Studenti universitari totali (in corso e no)			5.53	4.13	9.83	4.96	5.69	3.97
Studenti medi e universitari totali			4.69	6.05	3.95	4.22	6.30	1.47
Laureati			5.60	6.78	7.55	3.86	5.07	1.88
Popolazione totale	0.61	0.68	0.59	0.67	0.70	0.53	0.69	0.31

che, nei cento anni trascorsi dal 1890, il rapporto capitale-prodotto non è mediamente cresciuto, rivelando un tasso di crescita medio annuo sull'intero periodo dello 0%! Nel primo sotto-periodo, la fase di sviluppo "Giolittiana" che va dal 1890 al 1912⁵, a fronte di un aumento del PIL del 2.2% annuo, si è avuto un aumento dei consumi totali dell'1.9% annuo contro un aumento degli investimenti fissi lordi totali del 3.7%. Ma se gli investimenti lordi in impianti e macchinari sono aumentati nel periodo ad un tasso del 6.9%, lo stock di capitale netto totale è cresciuto solamente dell'1.6% all'anno, cosicché il rapporto capitale/prodotto

⁵ La periodizzazione non è ovviamente ininfluenza per una disamina attenta delle tendenze di crescita. Ai vari sottoperiodi da noi prescelti corrispondono, a grandi linee, fasi di sviluppo che sono state "etichettate" in vario modo, non ultimo quello proposto da Fuà (1981). Per una discussione delle fasi di crescita dell'economia italiana secondo la periodizzazione proposta da Fuà, si veda Ardeni e Gallegati (1991, 1993).

Tabella 2. Indicatori della crescita economica italiana (1890-1990)

	Tassi medi di crescita annui (percentuali) — Valori pro-capite							
	1890 1990	1890 1912	1912 1990	1912 1938	1938 1950	1950 1990	1950 1973	1973 1990
PIL	2.58	1.52	2.88	2.56	0.25	3.86	4.79	2.75
Valore Aggiunto Totale (esclusa Agricoltura)	3.30	2.09	3.66	3.65	1.00	4.43	5.74	2.83
Valore Aggiunto Industria	3.53	2.75	3.79	3.26	3.84	4.05	5.40	2.56
Consumi totali	2.46	1.18	2.82	2.43	0.22	3.82	4.52	2.97
Consumi Privati	2.19	1.04	2.52	0.76	1.42	4.02	4.75	3.17
Consumi Pubblici	4.21	2.10	4.84	9.77	-0.98	3.18	3.84	2.22
Spesa pubblica (esclusa spesa in investimenti fissi)	5.07	2.62	5.81	12.6	-0.98	3.22	3.69	2.57
Esportazioni	14.1	3.23	17.0	1.56	72.9	8.82	11.6	4.76
Importazioni	4.65	3.33	5.04	-0.42	6.37	7.97	10.8	4.22
Investimenti Fissi Lordi	4.39	2.96	4.78	4.06	5.61	4.87	7.35	1.72
Investimenti Fissi Lordi (escluse abitazioni)	4.61	3.75	4.81	3.44	6.23	5.03	7.03	2.83
Investimenti Fissi Lordi in impianti, macchinari	5.61	6.19	5.37	4.63	5.71	5.62	7.81	3.33
Stock di capitale netto totale	2.12	0.93	2.45	1.33	0.36	3.79	4.36	3.08
Stock di capitale (escluse abitazioni)	2.48	1.52	2.76	1.70	-0.32	4.04	4.34	3.78
Stock di capitale in impianti, macchinari	3.23	2.24	3.53	2.36	-1.10	5.11	5.66	4.58
Redditi da lavoro dipendente			3.34	2.51	2.80	3.79	4.78	2.60
Retribuzioni lorde			2.88	2.43	1.34	3.43	4.24	2.47
Lavoro (ULS totali)			0.42	1.11	-0.36	0.20	-0.03	0.60
Alunni iscritti scuole medie			3.99	5.69	2.50	3.58	5.72	0.76
Studenti laureati			5.03	6.22	6.83	3.31	4.36	1.56
Studenti universitari totali (in corso e no)			4.92	3.47	9.06	4.41	4.97	3.65
Studenti medi e universitari totali (= tasso di scolarità su pop. totale)			4.07	5.36	3.22	3.67	5.57	1.15
Tasso di scolarità (studenti totali su popolazione tra 15 e 24 anni)			4.50	5.56	3.83	4.22	6.16	1.66

è diminuito al tasso del 0.4% annuo.

Dal 1911 al 1990, periodo per il quale anche le serie sulla forza-lavoro, gli occupati e la scolarizzazione sono disponibili, il quadro macroeconomico conferma gli andamenti medi annui globali descritti. Si noti che nell'ottantennio considerato i redditi da lavoro dipendente sono complessivamente cresciuti del 4% all'anno, più velocemente del PIL (3.5%), dei consumi privati (3.1%) e della stessa occupazione effettiva (1%). Viceversa, la scolarizzazione, media ed universitaria, ha avuto ritmi di incremento molto consistenti. Tra il 1911 ed il 1938, il PIL è cresciuto del 3.2% all'anno⁶, più dello stock di capitale netto totale (2%) e delle unità di lavoro effettive occupate (1.8%). Da notare il forte incremento

⁶ Contro il 2.2 di Fuà (1969), come segnalano Rossi, Sorgato e Toniolo (1992).

Tabella 3. Indicatori della crescita economica italiana (1890-1990)

Tassi medi di crescita annui (percentuali) — Valori per unità di lavoro standard totali

	1912 1990	1912 1938	1938 1950	1950 1990	1950 1973	1973 1990
PIL	2.52	1.63	0.62	3.65	4.83	2.13
Valore Aggiunto Totale (esclusa Agricoltura)	3.32	2.75	1.45	4.23	5.79	2.20
Valore Aggiunto Industria (per ULS totali)	3.45	2.30	4.39	3.83	5.43	1.93
Valore Aggiunto Industria (per ULS industria)	3.85	3.56	3.73	3.86	4.49	3.27
Consumi totali	2.47	1.53	0.54	3.62	4.57	2.34
Consumi Privati	2.14	-0.26	1.83	3.81	4.80	2.55
Consumi Pubblici	4.55	9.09	-0.76	2.98	3.89	1.61
Spesa pubblica (esclusa spesa in investimenti fissi lordi)	5.53	11.9	-0.78	3.02	3.74	1.95
Esportazioni	16.7	0.35	74.9	8.62	11.7	4.14
Importazioni	4.66	-1.50	7.00	7.75	10.9	3.58
Investimenti Fissi Lordi	4.41	2.97	6.30	4.64	7.37	1.09
Investimenti Fissi Lordi (escluse abitazioni)	4.44	2.36	6.90	4.80	7.04	2.19
Investimenti Fissi Lordi in impianti, macchinari	4.98	3.52	6.34	5.38	7.82	2.69
Stock di capitale netto totale	2.08	0.34	0.74	3.58	4.41	2.47
Stock di capitale netto (escluse abitazioni)	2.38	0.70	0.06	3.84	4.39	3.16
Stock di capitale in impianti, macchinari	3.14	1.34	-0.70	4.90	5.71	3.95
Redditi da lavoro dipendente	2.94	1.44	3.21	3.58	4.82	1.98
Retribuzioni lorde	2.48	1.36	1.74	3.22	4.28	1.85
Alunni iscritti scuole medie	3.61	4.67	2.88	3.38	5.78	0.15
Studenti laureati	4.44	4.57	7.26	3.12	4.42	0.96
Studenti universitari totali	4.55	2.45	9.47	4.22	5.04	3.03
Studenti medi e universitari totali	3.69	4.34	3.61	3.47	5.63	0.55

registrato dalla spesa pubblica (10.5% annuo), dovuto verosimilmente alla politica di riarmo seguita dal regime Fascista. La fase della Seconda Guerra Mondiale e della prima ricostruzione segna un'ovvia stagnazione, che viene definitivamente superata con l'avvio del *boom* economico degli anni cinquanta e sessanta. Tra il 1950 ed il 1990 il PIL è cresciuto ad un tasso del 4.4% annuo, i consumi totali del 5.2% e gli investimenti lordi del 5.4%. L'aumento del PIL è stato approssimativamente seguito da un pari aumento dello stock di capitale netto totale, cresciuto al ritmo del 4.3% annuo, ma non da un eguale aumento della forza-lavoro occupata effettiva, cresciuta soltanto dello 0.7% all'anno. Se poi consideriamo che lo stock netto di impianti e macchinari è aumentato del 5.7% annuo, possiamo senz'altro concludere che lo sviluppo economico italiano del dopoguerra è stato prevalentemente *capital-intensive*, ovvero *labor-saving*, grazie all'introduzione di tecnologie risparmiatrici di manodopera e richiedenti una forza-lavoro viepiù qualificata, come viene indirettamente confermato dai tassi di crescita medi annui del corpo studentesco e del numero di laureati (4.2% e 3.9%, rispettivamente).

La suddivisione del periodo 1950-1990 nei due sotto-periodi 1950-1973 e 1973-1990 conferma il *productivity slowdown* registrato in altri paesi⁷, anche se nel caso italiano esso appare certamente più contenuto. A fronte di un tasso di incremento del PIL del 5.5% annuo

⁷ Si vedano, ad esempio, Romer (1990) e Baily e Schultze (1990).

tra il 1950 ed il 1973 si registra infatti un tasso del 3.1% tra il 1973 ed il 1990. Se i consumi totali passano dal 5.2% al 2.9%, è nel caso degli investimenti lordi totali che si ha un vero e proprio crollo, passando questi da un tasso di crescita medio annuo del 8.1% ad uno del 2%. Sono gli investimenti lordi in impianti e macchinari che vedono un vero e proprio boom nel primo sottoperiodo, con un tasso di aumento annuo del 8.6%, a fronte di un aumento delle unità di lavoro occupate effettive del 0.7% annuo. Va notato che, ad una prima valutazione sommaria, sembrerebbe confermata la congettura di Paul Romer, secondo cui "increases in the labor force might slow technological change and increases in capital might speed it up" (1990, p. 337). Se nel periodo del *boom* lo stock di capitale netto totale e lo stock di soli macchinari ed impianti sono cresciuti al ritmo del 5.1% e del 6.4% annui, rispettivamente (contro il 5% del PIL ed il 6.1% del VA industriale), laddove il numero di studenti medi ed universitari ed il numero di laureati sono aumentati del 6.3% e 5.1%, rispettivamente (contro un aumento della forza-lavoro occupata effettiva dello 0.7% annuo), nel secondo periodo ai *diminuiti* tassi di aumento del PIL (3.1% annuo) e del VA industriale (2.9%) hanno corrisposto un *minore* tasso di aumento medio annuo del capitale totale del 4.1% e dello stock di impianti e macchinari del 4.9%, un *aumento* del numero di studenti del 1.5% e del numero di laureati del 1.9%, a fronte di un *aumentato* tasso di incremento delle unità di lavoro occupate del 0.9%. Come sostiene Romer, dunque, "the rate of technological change depends on the amount of educated human capital" e "an increase in the labor force can reduce the rate of technological change" (1990, p. 337)? Implicitamente, è appena il caso di dirlo, si intende qui che "the rate of technological change" misura quella che è stata definita *total factor productivity growth*⁸: la crescita dell'output dipende dall'investimento in capitale fisico ed umano, non dall'aumento della forza-lavoro occupata. Vedremo più avanti, più in dettaglio, se tale ipotesi trova conforto nel caso italiano, ma è certo che già da queste prime indicazioni possiamo dire che essa non appare del tutto implausibile.

I numeri della Tabella 2 (tassi di crescita medi annui dei valori pro-capite) confermano gli andamenti emersi dalla Tabella 1. La crescita del PIL e di tutte le variabili appare più smorzata, in ragione del forte incremento della popolazione italiana registrato nell'ultimo secolo fino alla fine degli anni sessanta. È interessante notare che se negli anni del *boom* le unità di lavoro occupate effettive pro-capite sono addirittura diminuite ad un tasso del 0.03% annuo (praticamente costanti), lo stock di capitale netto totale per persona è aumentato del 4.4% all'anno, e lo stesso tasso di scolarità media ed universitaria è cresciuto al ritmo del 5.6% annuo (contro un aumento del PIL pro-capite del 4.8% annuo). Nell'ultimo periodo, invece, a fronte di un aumento del PIL pro-capite del 2.8% annuo abbiamo avuto un aumento dello stock di capitale per persona del 3.1% all'anno, un più modesto aumento del tasso di scolarità (1.2% annuo) ed un incremento annuale delle unità occupate sul totale della popolazione italiana pari allo 0.6%. I numeri della Tabella 3 (tassi di crescita medi annui dei valori per unità di lavoro standard occupate), al contrario, raccontano un altro pezzo della storia. E' vero che ad un alto tasso di aumento dello stock di capitale per unità di lavoro effettiva corrisponde un alto tasso di aumento del PIL per unità di lavoro effettiva (e lo stesso dicasi per il numero di studenti e di laureati per unità di lavoro), ma è altresì vero che tale aumento del capitale *fisico* ed *umano* appare troppo basso, almeno secondo quanto prevederebbe la teoria, dovendosi ponderare questo con la quota di reddito attribuita al capitale (fisico ed

⁸ Tale concetto fu inizialmente introdotto da Stigler (1947), e fu poi ripreso da Abramovitz (1957) e Solow (1957).

umano), che con le cifre menzionate dovrebbe avvicinarsi all'unità, riducendo così a zero la quota destinata al fattore lavoro. Come vedremo più avanti, infatti, secondo il semplice schema neoclassico⁹, in assenza di fattori esogeni, il tasso di crescita del prodotto dovrebbe essere pari alla somma dei tassi di crescita dei fattori di produzione (capitale e lavoro) ponderati per le rispettive quote di reddito. Se dunque la quota del capitale fosse ad esempio pari alla metà del reddito totale, capitale e lavoro dovrebbero crescere ad un tasso doppio di quello del prodotto, per poter spiegarne completamente la crescita. Queste prime considerazioni sembrerebbero portare, pertanto, ad una momentanea messa in mora dell'ipotesi di rendimenti costanti di scala, favorendo di nuovo l'ipotesi (la successiva, a questo punto della storia) di Paul Romer di rendimenti crescenti dei fattori accumulabili. Ma prima di scartare la ormai consolidata assunzione neoclassica attendiamo una più approfondita disamina dei dati disponibili, non senza il supporto di qualche strumento statistico ed inferenziale più raffinato che illustreremo nella seconda Parte.

2.2. La contabilità della crescita italiana

Il quadro d'insieme appena visto ci ha già fornito una prima serie di indicazioni qualitative e quantitative sulla crescita economica italiana. Se i dati di lungo periodo mostrano che il prodotto lordo pro-capite è andato via via crescendo a ritmi sempre maggiori (dall'1.5% medio annuo tra il 1891 ed il 1912 al 2.6% annuo tra il 1912 ed il 1938 al 4.8% annuo tra il 1950 ed il 1973 per ridiscendere al 2.8% annuo tra il 1973 ed il 1990), e simile andamento ha mostrato la produttività del lavoro (passando da un tasso dell'1.6% tra il 1912 ed il 1938 ad un 4.8% tra il 1950 ed il 1973 ad un 2.1 tra il 1973 ed il 1990), si tratta di vedere quali fattori hanno contribuito a tale sviluppo, se la diminuzione nei tassi di variazione dell'ultimo periodo corrisponda ad un fenomeno transitorio o viceversa se transitorio sia stato il ritmo straordinario di crescita degli anni del *boom*, e più in generale quali variabili abbiano avuto effetto permanente e quali temporaneo sugli andamenti di lungo periodo osservati.

A partire dagli anni cinquanta vari autori quali Abramovitz (1956), Solow (1957), Kendrick (1961) e Denison (1962) hanno proposto uno schema di misurazione del cosiddetto *progresso tecnico*, ovvero dell'aumento della produttività, che è divenuto noto con il nome di *contabilità della crescita*. Come ricorda Abramovitz (1989), la "contabilità della crescita" nacque come tentativo di rispondere alla domanda che era già stata di John Stuart Mill: quanto dell'aumento del prodotto è dovuto all'aumento di ognuno dei fattori di produzione e quanto all'aumento della produttività di questi? Alla base di tale "contabilità" sta il concetto di funzione di produzione, ovvero di un *output* che è funzione degli *input* lavoro, capitale accumulato e produttività degli stessi *input*. Secondo il modello neoclassico aggregato di crescita, così come formalizzato, ad esempio, da Solow (1956), l'output Y dipende dallo stock di capitale K , dal lavoro L e dalla "tecnologia" A , secondo la funzione di produzione *well-behaved* con rendimenti costanti di scala in capitale e lavoro:

⁹ Che assume rendimenti costanti di scala e funzione di produzione lineare omogenea nei due fattori di produzione.

$$(1) \quad Y = F(K, L, A).$$

Solow propose una funzione di tipo Cobb-Douglas, caratterizzata da omogeneità lineare e progresso tecnico non incorporato neutrale alla Hicks, catturato dal termine A (che indica così un fattore di scala le cui variazioni vengono considerate esogene):

$$(2) \quad Y = A(t) K^\alpha L^{1-\alpha}$$

dove α ed $(1-\alpha)$ rappresentano le quote di reddito distribuite ai fattori capitale e lavoro, rispettivamente. Il fattore A rappresenta pertanto il cambiamento di scala, ovvero il cambiamento tecnologico, responsabile, a parità di input utilizzati, dell'aumento dell'output. Dalla (2) segue infatti che l'impatto del progresso tecnico può essere approssimato da un tasso di crescita *residuo*. Esprimendo la (2) in logaritmi naturali si ha infatti:

$$(3) \quad \ln Y = \ln A + \alpha \ln K + (1-\alpha) \ln L$$

Calcolando la derivata rispetto al tempo di entrambi i membri della (3) si ottiene così:

$$(4) \quad \frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \alpha \frac{\dot{K}}{K} - (1-\alpha) \frac{\dot{L}}{L}$$

ovvero il tasso di crescita di A rappresenta la variazione percentuale dell'output non spiegata dalla variazione percentuale degli input ponderata per le rispettive quote. Come Domar ha più realisticamente scritto "A is a residual. It absorbs, like a sponge, all increases in output not accounted for by the growth of explicitly recognized inputs" (1961, p. 712).

Gli studi di Abramovitz (1956), Solow (1957), Kendrick (1961) e Denison (1962) citati hanno ognuno presentato risultati circa il calcolo del contributo dei fattori capitale a lavoro alla crescita dell'output, e purtroppo hanno tutti lasciato aperta la questione di quanta parte della produttività del lavoro sia attribuibile all'aumento del capitale per lavoratore. Solow (1957) definì il residuo di cui alla (4) come *cambiamento tecnologico*, ma fu più efficace Abramovitz nel chiamare la differenza tra il tasso di crescita dell'output e quello dei fattori, per il suo contenuto indifferenziato, "some sort of measure of our ignorance about the causes of economic growth" (1956, p.11). Questa misura del progresso tecnico, ovvero della produttività totale dei fattori (*total factor productivity*), viene oggi semplicemente indicata con il nome di *residuo di Solow*.

La disponibilità di un campione sufficientemente lungo ed aggiornato di dati quale quello illustrato in precedenza consente anche a noi di effettuare un piccolo esercizio di contabilità della crescita italiana. La letteratura recente ha infatti riproposto una serie di versioni aggiornate di *growth accounting*, particolarmente con Denison (1985) e Jorgenson, Gollop e Fraumeni (1987), e vi sono anche stati autori, come Baily e Schultze, che sono giunti alla conclusione che "the simple neoclassical growth model does reasonably well in tracking longer-term swings in U.S. growth rates" (1990, p. 370). Pur tenendo presenti le limitazioni che tale esercizio comporta, come argomentato ad esempio da Abramovitz (1989), vogliamo qui tentare un primo scrutinio del semplice modello neoclassico quale i dati a nostra disposizione consentono, prima di affrontare le più corpose motivazioni teoriche avanzate da Paul Romer sull'inadeguatezza dell'originale schema solowiano.

Bisogna innanzitutto premettere che, con i dati a nostra disposizione, non disponendo di serie storiche sullo stock di capitale per settori di utilizzo (ma solo per tipo di beni) siamo in grado di fare solo un calcolo sull'aggregato, considerando come indicatore dell'output il prodotto interno lordo (PIL). Non essendovi neppure dati sul reddito disponibile (o addirittura

sul reddito nazionale netto o lordo), il PIL è infatti misura che più si avvicina alla definizione di reddito distribuito ai fattori di produzione, più del valore aggiunto. Peraltro, gli stessi dati sulla distribuzione del reddito sarebbero disponibili solo a partire dal 1950, e quindi anche una misura precisa delle quote dei fattori risulta mancante. Le serie relative alla distribuzione del reddito nazionale netto indicano che la quota di reddito attribuita al lavoro dipendente ha oscillato tra il 1950 ed il 1990 tra il 42% ed il 50% (ma tale misura varia a seconda della definizione di reddito che si utilizza). Per altri paesi (cfr. Maddison (1987)), tale quota non scende mai sotto il 40% anche se può aumentare fino al 75% se si include il prelievo netto della Pubblica Amministrazione) e supera il 50% in ogni caso anche per l'Italia se si considera il rapporto tra reddito da lavoro dipendente e prodotto interno lordo.

Fatte queste premesse, abbiamo proceduto al nostro esercizio di contabilità considerando le seguenti variabili: *output* (misurato dal PIL), Y ; *capitale* (misurato dallo stock di capitale totale), K ; *lavoro* (misurato dalle unità di lavoro standard occupate), L . Assumendo quote dei fattori *costanti*, si ottengono i tassi di crescita per vari sottoperiodi riportati nelle Tabelle 4 e 6: *TFP* rappresenta il residuo di Solow; *LATC* è il tasso di *labor-augmenting technical change*, calcolato come tasso di crescita del residuo *TFP* diviso per la quota del lavoro $(1-\alpha)$; *AL* è il tasso di crescita dell'*augmented labor*, ovvero *LATC* più tasso di crescita della produttività del lavoro (Y/L) , che corrisponde al tasso di crescita dell'input di lavoro effettivo più il tasso di crescita del cambiamento tecnico. Per questo primo esercizio abbiamo considerato i due casi di $\alpha=0.5$ ed $\alpha=0.3$.

I numeri riportati in Tabella 4 sono sez'altro più grezzi se confrontati con quelli di Denison, Jorgenson, Abramovitz e Baily e Schultze, in quanto molti dei fattori responsabili della crescita del prodotto e della produttività identificati da quegli autori vengono inglobati, nel nostro caso, nel residuo *TFP*. La tabella riporta i tassi di crescita di Y , K , L , di due diverse misure della produttività del lavoro (YPC è l'output pro-capite mentre YPU è l'output per unità di lavoro), e del residuo *TFP* calcolato nei due casi di $\alpha=0.5$ e $\alpha=0.3$. I risultati della prima parte della tabella mostrano che nell'intero periodo 1912-1990 una buona parte della crescita della produttività del lavoro (output per unità di lavoro) è attribuibile alla crescita della produttività totale dei fattori *TFP* (58% per $\alpha=0.5$ e 74% con $\alpha=0.3$). Tale valutazione non cambia se si considera il solo dopoguerra (1950-1990) o il periodo dal 1950 al 1968 in cui si è avuto il maggiore tasso di incremento medio annuo della produttività del lavoro (5.1%): nel primo caso il contributo del tasso di crescita del residuo *TFP* risulta pari a 51% e 71%, mentre nel secondo esso è pari a 59% e 76% (per $\alpha=0.5$ e $\alpha=0.3$, rispettivamente). Similmente a quanto verificatosi negli U.S.A. (cfr. Baily e Schultze (1990, Table 1, p. 373)) appare verosimile che il rallentamento verificatosi nel tasso di crescita della produttività del lavoro (dal 4.4% del 68-73 al 2.7% del 73-80 al 1.7% del 80-90) possa essere attribuibile al rallentamento della crescita del residuo *TFP*.

E' evidente che considerare tassi di crescita medi annui per gruppi di anni, necessario per eliminare le variazioni cicliche o di breve periodo, rende tali valutazioni comunque molto approssimative. In particolare, la risposta alla domanda se periodi di crescita rapida di capitale o lavoro corrispondano a periodi di rapida crescita del *TFP* non può che essere indicativa. La Tabella 5 riporta le correlazioni osservate tra tassi di crescita dei fattori K ed L e tassi di crescita di output Y e *TFP*. La correlazione tra crescita del fattore lavoro e crescita del *TFP* appare negativa nell'intero periodo e positiva in alcuni sottoperiodi, particolarmente dopo il 1968. Quella tra capitale e *TFP* risulta invece positiva nell'intero periodo (anche se di modesta entità), ma negativa in alcuni sottoperiodi, particolarmente tra il 1950 ed il 1973. Si ha dunque che per entrambi i fattori al periodo di più rapida crescita dell'output corrisponde

Tabella 4. Tassi annuali di crescita medi di output, capitale, lavoro, produttività del lavoro, produttività totale dei fattori (*TFP*). Vari sottoperiodi.

	<i>Y</i>	<i>L</i>	<i>K</i>	<i>YPC</i>	<i>YPU</i>	<i>TFP</i>	
						$\alpha=0.5$	$\alpha=0.3$
1912-1990	3.49	1.01	3.06	2.88	2.52	1.45	1.86
1912-1938	3.24	1.78	2.01	2.56	1.63	1.34	1.39
1912-1929	3.28	2.39	1.66	2.69	1.14	1.25	1.10
1929-1938	3.13	0.66	2.75	2.29	2.47	1.42	1.84
1929-1949	1.85	0.40	1.77	1.09	1.43	0.76	1.03
1938-1949	0.51	0.38	0.99	-0.19	0.11	-0.17	-0.05
1950-1990	4.41	0.73	4.34	3.86	3.65	1.87	2.59
1950-1973	5.51	0.65	5.08	4.79	4.83	2.64	3.53
1950-1968	5.77	0.65	4.85	5.04	5.09	3.01	3.86
1968-1973	5.00	0.54	6.02	4.32	4.44	1.72	2.82
1973-1990	3.08	0.92	3.41	2.75	2.13	0.91	1.41
1973-1980	4.17	1.35	4.22	3.72	2.76	1.38	1.95
1980-1990	2.40	0.70	2.87	2.18	1.69	0.61	1.05

una correlazione negativa tra crescita dei fattori e cambiamento tecnologico. Similmente a quanto avvenuto negli Stati Uniti, sembra dunque esservi una correlazione negativa tra tasso di crescita di capitale e lavoro e tasso di crescita del *TFP* (ma il giudizio va necessariamente sospeso non avendo "depurato" i dati delle variazioni cicliche di breve periodo)¹⁰. Dai dati raggruppati per sottoperiodi (come nella Tabella 4) emerge invece, con una certa evidenza, una correlazione positiva ed è quindi chiaro che vi è presente un forte effetto ciclico che rende le correlazioni anno-per-anno non attendibili per una valutazione delle caratteristiche di lungo periodo che appaiono di segno opposto. Baily e Schultze sostengono che "neoclassical theory itself suggests that the rate of *TFP* growth and the rate of growth of capital are positively correlated. La rate of growth of the capital-labor ratio consistent with a nondeclining return to capital is equal to the rate of *TFP* growth divided by the labor share of income. Even off the steady state, we would expect changes in the rate of technological advance to induce changes in the rate of capital growth. Rather than a null hypothesis that capital growth and *TFP* growth are uncorrelated, a more appropriate null is that they have a positive correlation" (1990, pp. 375-376). Cosa concludere quindi circa le correlazioni osservate nel caso italiano? Senz'altro un incerto supporto alle argomentazioni di Baily e Schultze e, di nuovo, un (mezzo) punto a favore delle ipotesi avanzate da Paul Romer.

¹⁰ Baily e Schultze (1990) commentano la correlazione negativa osservata nel caso americano come "un inizio non molto promettente per evidenziare la presenza rendimenti crescenti". Romer (1990) ha cercato di spiegarsi tale apparente *puzzle* che contraddiceva la sua congettura circa l'esistenza di rendimenti crescenti argomentando che incrementi dell'input di lavoro abbasserebbero il salario reale e quindi scoraggerebbero l'innovazione tecnologica.

Tabella 5. Correlazioni tra tassi di crescita. Vari sottoperiodi.

	L,Y	L,TFP		K,Y	K,TFP	
		$\alpha=0.5$	$\alpha=0.3$		$\alpha=0.5$	$\alpha=0.3$
1912-1990	-0.08	-0.23	-0.28	0.21	0.08	0.13
1912-1938	-0.21	-0.39	-0.45	-0.15	-0.22	-0.19
1912-1929	-0.25	-0.42	-0.47	-0.20	-0.27	-0.25
1929-1938	0.11	-0.15	-0.24	0.23	0.08	0.09
1929-1949	0.17	0.06	0.04	0.51	0.43	0.44
1938-1949	0.16	0.08	0.06	0.59	0.53	0.53
1950-1990	0.29	0.14	0.04	0.34	0.04	0.19
1950-1973	0.34	0.07	-0.07	-0.13	-0.50	-0.34
1950-1968	0.18	-0.09	-0.28	-0.09	-0.50	-0.30
1968-1973	0.62	0.46	0.37	0.47	0.38	0.43
1973-1990	0.78	0.62	0.63	0.41	0.15	0.21
1973-1980	0.84	0.73	0.74	0.26	0.08	0.11
1980-1990	0.55	0.31	0.27	0.11	-0.13	-0.10

Come abbiamo visto, il modello neoclassico di crescita assume che la tecnologia sia *labor-augmenting*. Se la propensione al risparmio s è una quota costante dell'output, il tasso di crescita della forza lavoro è una costante n ed il tasso di crescita della tecnologia è una costante g ed infine il tasso di deprezzamento del capitale fisico è una costante δ , allora la nota equazione di crescita di steady-state si può scrivere come:

$$(5) \quad \dot{k}^* = sf(k^*) - (n + g + \delta) k^*$$

dove $k^* = K/AL$ ed f rappresenta la funzione di produzione intensiva, pari a Y/AL . Come è noto, il modello fornisce quattro indicazioni per economie con tassi costanti di crescita di lavoro e tecnologia: 1) tali economie convergono a sentieri di crescita di *steady state*; 2) una volta raggiunto lo *steady state*, il rapporto capitale-prodotto è costante e così il tasso di profitto marginale; 3) salari e produttività del lavoro crescono allo stesso tasso di crescita g della tecnologia; 4) l'output cresce ad un tasso costante $n+g$.

La Tabella 6 mostra i tassi di crescita del *labor-augmenting technical change (LATC)* ed il tasso di crescita dell'*augmented labor*, calcolati per $\alpha=0.5$ e $\alpha=0.3$, oltre al rapporto capitale-prodotto K/Y ed al tasso di profitto. Quest'ultimo è stato calcolato come il rapporto tra reddito del fattore capitale e input di capitale (cfr. Baily e Schultze (1990)). Come per gli U.S.A. questi numeri non supportano del tutto l'idea che l'economia italiana stia convergendo, o l'abbia già fatto in passato, ad un singolo sentiero di crescita di *steady state*. Per $\alpha=0.5$, il tasso di crescita del *LATC* è stato pari al 2.5% nel periodo 12-29, 2.8% nel 29-38, 3.8% nel 50-90 (ma con un aumento e poi una progressiva diminuzione in quest'ultimo periodo). Dunque *non* un tasso costante, come predirebbe il modello di Solow, ma nemmeno crescente, come proporrebbe il modello a rendimenti crescenti di Romer. Certo, vari fattori che andrebbero considerati esplicitamente entrano qui in gioco, come ad esempio una troppo grossolana specificazione della "tecnologia" o una non garantita assunzione di costanza della

Tabella 6. Tassi annuali di crescita medi del cambiamento tecnologico *labor augmenting* (LATC) e *augmented labor* (AL). Vari sottoperiodi.

	LATC $\alpha=0.5$		AL $\alpha=0.3$		K/Y	Tasso di profitto $\alpha=0.5$ $\alpha=0.3$	
	1912-1990	2.91	3.92	2.66		3.67	3.28
1912-1938	2.68	4.47	1.98	3.76	3.20	16.0	9.60
1912-1929	2.51	4.90	1.58	3.97	3.14	16.4	9.87
1929-1938	2.84	3.51	2.62	3.29	3.31	15.1	9.06
1929-1949	1.52	1.93	1.48	1.88	3.45	14.6	8.79
1938-1949	-0.35	0.02	-0.07	0.30	3.54	14.3	8.61
1950-1990	3.75	4.48	3.70	4.44	3.26	15.3	9.22
1950-1973	5.29	5.94	5.04	5.70	3.11	16.0	9.65
1950-1968	6.03	6.69	5.51	6.16	3.08	16.2	9.74
1968-1973	3.45	3.99	4.03	4.57	3.19	15.6	9.40
1973-1990	1.83	2.75	2.02	2.94	3.47	14.3	8.63
1973-1980	2.77	4.12	2.79	4.15	3.38	14.7	8.85
1980-1990	1.23	1.93	1.50	2.20	3.53	14.1	8.49

propensione al risparmio. Parzialmente diverso è invece il discorso per quanto riguarda il rapporto capitale-prodotto ed il tasso di profitto: mentre il primo sembra essere leggermente cresciuto (da 3.14 nel periodo 1912-29, a 3.31 nel 1929-38, a 3.08 nel 1950-68, a 3.19 nel 1968-73, a 3.38 nel 1973-80 per finire con 3.53 nel 1980-90), il secondo è stato sostanzialmente costante: per una volta, dunque, un punto a favore di Solow.

Una conferma dei risultati ottenuti sinora si ha dal secondo esercizio di contabilità della crescita, svolto secondo lo schema suggerito da Abramovitz (1989), e riportato in Tabella 7. Questa mostra i tassi di crescita dell'output pro-capite *YPC*, ovvero della produttività del lavoro *YPU*, e del capitale pro-capite *KPC*, ovvero del capitale per unità di lavoro *KPU*, nonché dei residui *TFP* relativi, sempre nei due casi di $\alpha=0.5$ e $\alpha=0.3$. Emerge chiaramente che i tassi di crescita della produttività e del rapporto capitale-lavoro sono stati molto simili nei vari periodi (pur se leggermente minore il secondo). Eppure, con $\alpha=0.5$, ad esempio, il rapporto capitale-lavoro avrebbe dovuto crescere ad un tasso doppio di quello del prodotto per lavoratore: ciò significa che il residuo in questo caso cattura circa la metà dell'intera crescita della produttività del lavoro. Tale risultato appare, di nuovo, incoraggiante rispetto a quello di Abramovitz (per il quale il residuo catturava quasi l'intera crescita della produttività), ma ancora insoddisfacente dal punto di vista della teoria neoclassica.

Come hanno recentemente suggerito Paul Romer (1986) e Robert Lucas (1988) i *patterns* di crescita osservati a livello internazionale non sono coerenti con il semplice modello neoclassico: in particolare, l'introduzione di esternalità o di rendimenti crescenti nel capitale implicherebbero che la quota di reddito attribuita al capitale sottostima l'elasticità rispetto al capitale stesso (ovvero la variazione percentuale dell'output dovuta ad una data variazione percentuale dell'input di capitale). In effetti, il contributo del capitale fisico alla

Tabella 7. Crescita della produttività e del rapporto capitale-lavoro

	YPC	KPC	TFP		YPU	KPU	TFP	
			$\alpha=0.5$	$\alpha=0.3$			$\alpha=0.5$	$\alpha=0.3$
1912-1990	2.88	2.45	1.65	2.14	2.52	2.08	1.48	1.89
1912-1938	2.56	1.33	1.90	2.16	1.63	0.34	1.46	1.53
1912-1929	2.69	1.07	2.16	2.37	1.14	-0.56	1.42	1.31
1929-1938	2.29	1.92	1.33	1.71	2.47	2.10	1.42	1.84
1929-1949	1.09	1.02	0.58	0.78	1.43	1.37	0.74	1.02
1938-1949	-0.19	0.30	-0.34	-0.28	0.11	0.62	-0.19	-0.07
1950-1990	3.86	3.79	1.96	2.72	3.65	3.58	1.85	2.57
1950-1973	4.79	4.36	2.61	3.48	4.83	4.41	2.62	3.51
1950-1968	5.04	4.13	2.97	3.80	5.09	4.19	3.00	3.84
1968-1973	4.32	5.33	1.66	2.72	4.44	5.45	1.71	2.80
1973-1990	2.75	3.08	1.21	1.83	2.13	2.47	0.89	1.39
1973-1980	3.72	3.77	1.83	2.59	2.76	2.83	1.35	1.92
1980-1990	2.18	2.65	0.85	1.38	1.69	2.16	0.61	1.04

crescita dell'output appariva già nei lavori di Abramovitz (1956) e Denison (1962) stranamente piccolo. Se la congettura è corretta, quindi, anche nel caso italiano dovremmo rivedere il valore di α utilizzato per il calcolo di TFP: come detto infatti, appare esistere una relazione di proporzionalità stretta o addirittura, per meglio dire, crescente: dunque che l'esponente sia maggiore di uno?

Nel suo articolo sul *productivity slowdown* Paul Romer ha scritto: "It appears that the conventional growth accounting analysis substantially underestimates the role of capital accumulation in growth. *The correct weight on the rate of growth of capital in a growth accounting exercise may be closer to 1 than to 0.25.* The true elasticity of output with respect to changes in capital may be greater than the share of capital in total income because of positive externalities associated with investment. This view is consistent with the long-run growth of output and productivity and can explain growth *without introducing exogenous technological change*" (1987, pp. 165-166, il corsivo è mio). Dunque l'esperienza storica italiana appare in favore della congettura di Romer, ed anzi ad essa si adattano le sue stesse parole: "There, the data seem to be telling us that output responds much less to increases in the amount of labor supplied than a simple model like $Y=K^\alpha L^{1-\alpha}$ would suggest, whatever value we assign to α . Long-run data suggest that the exponent on labor may be substantially smaller than its share in income, possibly on the order of 0.1 or 0.2" (1987, p. 166).

Una possibile rilettura del modello che consenta di mantenere il significato originario dei coefficienti α e $(1-\alpha)$ di quote del reddito spettanti ai fattori capitale e lavoro è quella di Romer (1986), illustrata da Sala-i-Martin (1990). Romer assume rendimenti crescenti *a livello aggregato* e rendimenti costanti di scala *al livello della singola impresa* (ovvero i rendimenti crescenti sono *esterni* all'impresa). Lo stock di capitale *aggregato* misura così il cambiamento tecnologico (l'accumulazione di conoscenza), ed è esogeno rispetto all'impresa. Mentre la funzione di produzione della singola impresa sarà lineare omogenea in capitale e lavoro (il capitale aggregato è un dato per l'impresa, anche se entra nella sua funzione di produzione con esponente minore di 1), la funzione di produzione aggregata avrà rendimenti crescenti in

Tabella 8. Residuo calcolato per $\alpha+\eta=1$ da una funzione di produzione aggregata (*TFP*) e in unità di lavoro (*TFPPU*)

	<i>TFP</i>	<i>TFPPU</i>
1912-1990	0.90	0.44
1912-1938	1.38	1.28
1912-1929	1.29	1.70
1929-1938	0.38	0.36
1929-1949	0.49	0.06
1938-1949	-0.49	-0.51
1950-1990	0.90	0.06
1950-1973	0.73	0.42
1950-1968	0.68	0.90
1968-1973	-1.73	-1.01
1973-1990	-0.90	-0.33
1973-1980	-0.80	-0.06
1980-1990	-0.90	-0.47

capitale e lavoro:

$$(6) \quad Y = K^\alpha L^{1-\alpha} K^\eta = K^{\alpha+\eta} L^{1-\alpha}$$

Come sottolinea Sala-i-Martin, se $\alpha+\eta < 1$, "the model is exactly equal to the Ramsey-Cass-Koopmans model (only that the relevant capital share is not α but $\alpha+\eta$)" (1990, p. 20). In questo caso il modello non genera crescita positiva in *steady state*, come invece accade nel modello di Solow con progresso tecnico esogeno. "Increasing returns to scale by themselves are not enough to generate persistent positive growth! What we need is *very* increasing returns. That is, we need η large enough so as to satisfy $\alpha+\eta=1$ " (p. 20, corsivo nell'originale).

A scopo illustrativo abbiamo voluto raccogliere il suggerimento e tentare un piccolo esercizio di contabilità della crescita, per quanto non "ortodosso", calcolando il residuo *TFP* per una funzione di produzione con $\alpha+\eta=1$. Il risultato è illustrato in Tabella 8: il confronto va fatto, per la prima serie (*TFP*) con i tassi di crescita del residuo di cui alla Tabella 4, mentre per la seconda (*TFPPU*) con i tassi di crescita del residuo di cui alla Tabella 7. E' interessante notare che ora i tassi di crescita del residuo si sono drasticamente ridotti e che la produttività totale dei fattori non spiegata viene a contribuire in maniera molto minore alla crescita della produttività del lavoro. Le correlazioni tra tassi di crescita di lavoro e capitale e residuo *TFP* (riportate in Tabella 9) non danno invece una risposta univoca (talune sono negative, talaltre positive) anche se possiamo notare che presentano valori estremamente piccoli. Questi risultati quindi confermano che senz'altro la quota del reddito attribuita al capitale sottostima l'elasticità dell'output rispetto al capitale, secondo quanto congetturato da Romer.

I risultati delle correlazioni vanno inoltre intesi sempre molto criticamente, in quanto includono le variazioni lungo il ciclo, che andrebbero invece depurate. Se tuttavia l'ipotesi

Tabella 9. Correlazioni tra tassi di crescita di lavoro (L) e capitale (K) e residuo (TFP) nel caso di rendimenti crescenti di scala ($\alpha+\eta=1$)

	L	K
1912-1990	-0.07	-0.04
1912-1938	-0.22	-0.28
1912-1929	-0.26	-0.32
1929-1938	0.07	0.04
1929-1949	0.12	0.39
1938-1949	0.12	0.52
1950-1990	0.35	-0.30
1950-1973	0.33	-0.72
1950-1968	0.25	-0.77
1968-1973	0.63	0.27
1973-1990	0.59	0.03
1973-1980	0.72	0.01
1980-1990	0.40	-0.20

di rendimenti crescenti ("molto" crescenti) può lasciare perplessi, si ha tuttavia la chiara impressione che la formulazione del modello neoclassico originario vada emendata, non essendo possibile suffragarla empiricamente da quasi nessun punto di vista. Resta da vedere se è solo, per così dire, un problema "interno" allo schema solowiano che un arricchimento del modello in termini di qualificazione delle variabili potrebbe risolvere (lasciando inalterate le ipotesi di rendimenti costanti di scala e di progresso tecnico esogeno), o se invece la strada più appropriata è quella indicata da Romer e altri, mediante l'ipotesi di rendimenti crescenti, eternalità o funzioni di produzione convesse.

Già prima dei recenti contributi sulla teoria "endogena" della crescita, ad esempio, la letteratura aveva sottolineato l'importanza del capitale umano nel processo di sviluppo. I lavori di Denison (1985) e Jorgenson, Gollop e Fraumeni (1987), peraltro, hanno fornito nuovi risultati sulla contabilità della crescita tenendo conto del miglioramento della "qualità" della manodopera e della scolarizzazione¹¹, pur mantenendosi fedeli all'originale modello neoclassico. Una quantificazione dell'importanza del fattore *qualità della manodopera* è tuttavia nel nostro caso impossibile da effettuarsi per il periodo da noi considerato e per i dati a nostra disposizione. Ciononostante, raccogliendo il suggerimento di Mankiw, Romer e Weil (1992), possiamo emendare il modello solowiano di base e procedere ad una contabilità del contributo dei vari fattori nel modo standard. Se definiamo la funzione di produzione:

$$(7) \quad Y = K^\alpha H^\beta AL^{1-\alpha-\beta}$$

dove H è lo stock di *capitale umano*, possiamo calcolare un residuo che rappresenti la produttività totale dei fattori nel modo usuale. Nella (7) α è la quota di reddito del capitale

¹¹ Secondo le cifre riportate da Denison (1985) il fattore *education* contribuisce all crescita dell'output per una quota pari a quella dello stock di capitale fisico (circa il 23%).

Tabella 10. Tassi di crescita

Output (Y), capitale (K), lavoro (L) e capitale umano: numero di studenti scuole medie ($H1$), numero di studenti universitari ($H2$), studenti scuole medie e universitari totali ($H3$), laureati ($H4$).

	Y	L	K	$H1$	$H2$	$H3$	$H4$
1912-1990	3.49	1.01	3.06	4.61	5.53	4.69	5.60
1912-1938	3.24	1.78	2.01	6.38	4.13	6.05	6.78
1912-1929	3.28	2.39	1.66	4.24	3.05	3.99	8.31
1929-1938	3.13	0.66	2.75	8.52	6.77	8.30	3.23
1929-1949	1.85	0.40	1.77	5.13	9.04	5.58	6.35
1938-1949	0.51	0.38	0.99	2.62	10.46	3.54	8.52
1950-1990	4.41	0.73	4.34	4.14	4.96	4.22	3.86
1950-1973	5.51	0.65	5.08	6.45	5.69	6.30	5.07
1950-1968	5.77	0.65	4.85	6.84	4.85	6.49	4.96
1968-1973	5.00	0.54	6.02	4.96	9.07	5.54	8.17
1973-1990	3.08	0.92	3.41	1.08	3.97	1.47	1.88
1973-1980	4.17	1.35	4.22	2.85	5.36	3.02	1.80
1980-1990	2.40	0.70	2.87	-0.29	-0.28	-0.41	1.53

fisico, mentre β rappresenta la quota spettante al capitale umano. Si assume che $\alpha + \beta < 1$.

Se la pratica definizione "empirica" di investimento in capitale umano appare senz'altro difficoltosa, ai fini del nostro esercizio di contabilità della crescita possiamo considerare l'investimento in capitale umano più immediato quale è quello rappresentato dalla *istruzione scolastica* e, in particolare, la scolarizzazione secondaria ed universitaria, per la quale sono disponibili i dati di lungo periodo¹². La scolarizzazione superiore appare essere un indicatore importante per un paese a sviluppo maturo quale è l'Italia, pur considerando che essa è riferita alla popolazione totale e non tanto alla forza-lavoro: tuttavia, nel lungo periodo, si può ritenere, in buona approssimazione, che la popolazione scolarizzata venga completamente assorbita nella forza lavoro occupata, al di là dei fattori ciclici e temporanei che ne possano impedire l'inserimento. Nel nostro esercizio abbiamo preso in considerazione quattro diversi indicatori: il numero di alunni iscritti alle scuole medie (inferiori e superiori), che indichiamo con $H1$; il numero di studenti iscritti all'Università (in corso e fuori corso), $H2$; il numero totale di studenti medi e universitari, $H3 = H1 + H2$; il numero di (studenti) laureati, $H4$. Seguendo le indicazioni di Mankiw, Romer e Weil abbiamo ipotizzato che $\alpha = 0.3$ e $\beta = 0.3$, cosicché la quota spettante al fattore lavoro "fisico" risultasse pari a 0.4.

I tassi di crescita di output, capitale, lavoro, e delle quattro misure del capitale umano sono riportati in Tabella 10, mentre Tabella 11 mostra invece i tassi di crescita dei residui TFP calcolati utilizzando le quattro diverse variabili rappresentanti il capitale umano. L'ipotesi che abbiamo fatto, in tutti i casi, è di $\alpha = 0.3$ e $\beta = 0.3$, con una quota del fattore lavoro pari

¹² Nel loro lavoro, Mankiw, Romer e Weil (1992) hanno utilizzato il tasso di scolarità secondaria, escludendo la scolarizzazione superiore ed universitaria, sulla popolazione in età scolare (ma la loro era un'analisi *cross-country*, nel qual caso la scelta appare più consona).

Tabella 11. Tassi di crescita della produttività totale dei fattori (residui *TFP*) secondo le quattro variabili di capitale umano.

	<i>TFP1</i>	<i>TFP2</i>	<i>TFP3</i>	<i>TFP4</i>
1912-1990	0.78	0.50	0.48	0.76
1912-1938	0.01	0.68	-0.11	0.11
1912-1929	0.55	0.90	-0.66	0.63
1929-1938	-0.51	0.00	1.07	-0.45
1929-1949	-0.38	-1.55	-0.74	-0.51
1938-1949	-0.72	-3.08	-2.49	-1.00
1950-1990	1.57	1.32	1.65	1.55
1950-1973	1.79	2.02	2.20	1.83
1950-1968	2.00	2.59	2.56	2.10
1968-1973	1.49	0.26	0.53	1.32
1973-1990	1.36	0.49	1.12	1.24
1973-1980	1.50	0.75	1.82	1.45
1980-1990	1.35	1.34	0.80	1.38

quindi a 0.4. Va innanzitutto notato che appare esserci una stretta relazione tra tassi di crescita del capitale umano e tassi di crescita dell'output, certamente molto più stretta di quella tra unità di lavoro occupate ed output. In particolare, nel secondo dopoguerra tale relazione appare evidente, ed è certo singolare che lo *slowdown* dell'output successivo al 1973 si sia accompagnato ad un marcato *slowdown* della scolarizzazione secondaria e superiore. Tuttavia, sappiamo come i fattori in gioco siano in questo caso molti e di diversa natura, e sarebbe arbitrario dedurre una relazione diretta di causalità. Certo è che ad una lenta crescita della forza lavoro occupata si è accompagnato un marcato miglioramento della sua *qualità*. Detto questo, l'evidenza per quanto riguarda il calcolo dei residui non appare invece troppo soddisfacente. I tassi di crescita dei residui nei vari periodi risultano infatti tendenzialmente minori che non quelli calcolati in Tabella 4 (per $\alpha=0.3$). L'introduzione del capitale umano migliora quindi l'adattamento empirico del modello solowiano "corretto", secondo quanto sostenuto anche da Mankiw, Romer e Weil, ma non in misura soddisfacente. Il progresso tecnico, misurato dal *LATC* cresce ancora in modo evidente e finanche variabile nei vari sottoperiodi (si veda Tabella 12). Di nuovo, sembra infatti essere l'ipotesi di rendimenti costanti di scala, o comunque la sottostima dell'elasticità dell'output al capitale ad essere responsabile del calcolo di un residuo ancora troppo consistente.

Un differente modo di considerare il capitale umano esplicitamente nella funzione di produzione è quello che è stato proposto da Lucas (1988), la cui formulazione è apparentemente identica a quella di Mankiw, Romer e Weil (1992). Lucas tuttavia sostiene che si hanno rendimenti costanti di scala in tutti gli input che sono *accumulabili*. Anche il capitale umano si accumula mediante investimento e pertanto *tutti* gli input sono accumulabili. In Lucas il fattore "lavoro" è il fattore composito formato da "numero di unità" *L* per "capitale umano" *H*, ovvero il grado di *skill* di tali unità. Pertanto la quota spettante al fattore lavoro, β , va attribuita ad entrambi gli inputs, capitale umano e numero di unità di lavoro. Se

Tabella 12. Tassi di crescita del *labor-augmenting technical change* (LATC) secondo le quattro variabili di capitale umano.

	LATC H1	LATC H2	LATC H3	LATC H4
1912-1990	1.96	1.27	1.22	1.90
1912-1938	0.02	1.71	-0.27	0.27
1912-1929	1.38	2.27	-1.66	1.57
1929-1938	-1.29	0.01	2.67	-1.12
1929-1949	-0.95	-3.88	-1.86	-1.28
1938-1949	-1.82	-7.70	-6.24	-2.50
1950-1990	3.93	3.31	4.14	3.87
1950-1973	4.48	5.05	5.51	4.59
1950-1968	5.00	6.49	6.42	5.26
1968-1973	3.74	0.65	1.33	3.30
1973-1990	3.41	1.24	2.81	3.11
1973-1980	3.76	1.88	4.55	3.64
1980-1990	3.37	3.36	2.00	3.46

$\alpha+\beta=1$ (la funzione ha rendimenti costanti di scala in capitale fisico e lavoro, inteso come numero di unità per livello di *skill*), essa non è tuttavia lineare omogenea in K , L , e H congiuntamente. Viceversa, Mankiw, Romer e Weil assumono che $\alpha+\beta<1$ (ma nel loro caso ciò è giustificato dal fatto che essi necessitano di valutare la funzione nello *steady state*). Con Lucas si ottengono dunque rendimenti di scala crescenti senza alterare le quote di capitale e lavoro, e quindi senza l'introduzione di esternalità a livello aggregato, bensì mediante la composizione dei fattori capitale umano e lavoro in un unico fattore. La funzione di produzione di cui alla (7) viene così leggermente modificata nella:

$$(8) \quad Y = A K^\alpha (uH)^\beta L^\beta \quad \alpha+\beta=1$$

dove u è la frazione di tempo dedicata alla accumulazione di capitale umano.

Cosa si ottiene dal calcolo del *residuo* risultante dalla (8)? Ai fini di questo semplice esercizio (il cui scopo, di nuovo, è solo indicativo) abbiamo calcolato il tasso di crescita di A , la produttività totale dei fattori "non spiegata", ipotizzando che $\alpha=\beta=0.5$. I risultati, riportati nella Tabella 13, indicano che il tasso di crescita del residuo *TFP* così calcolato è ulteriormente diminuito, riducendosi quasi a zero per $H1$ ed $H4$ nella media dell'intero periodo 1912-1990. Dunque il *labor augmenting technical change* sta tutto nella variazione dello stock di capitale umano? Se una simile conclusione è forse troppo affrettata a non suffragata da un'evidenza robusta, è vero che il messaggio che questi esercizi di contabilità offrono è che probabilmente Paul Romer ha davvero ragione laddove afferma che non è tanto l'elasticità del capitale ad essere sottostimata, quanto quella delle unità di lavoro ad essere sovrastimata. Ovvero, se lasciamo che il contributo della crescita delle unità di lavoro sia minore di quanto solitamente si assume, come abbiamo visto in questo ultimo esempio, e facciamo altresì che quello del capitale fisico ed umano sia maggiore, allora otteniamo una

Tabella 13. Tassi di crescita del residuo *TFP* calcolato per la funzione di produzione aggregata (8) con $\alpha=\beta=0.5$, secondo le quattro variabili di capitale umano.

	<i>TFP(H1)</i>	<i>TFP(H2)</i>	<i>TFP(H3)</i>	<i>TFP(H4)</i>
1912-1990	0.07	-0.20	-0.22	0.04
1912-1938	-0.56	0.10	-0.69	-0.47
1912-1929	-0.01	0.33	-1.24	0.05
1929-1938	-1.13	-0.61	0.45	-1.06
1929-1949	-0.77	-1.94	-1.14	-0.90
1938-1949	-0.96	-3.31	-2.73	-1.24
1950-1990	0.63	0.38	0.71	0.60
1950-1973	0.70	0.93	1.12	0.75
1950-1968	0.96	1.56	1.53	1.06
1968-1973	0.23	-0.99	-0.72	0.06
1973-1990	0.59	-0.27	0.35	0.47
1973-1980	0.52	-0.22	0.84	0.47
1980-1990	0.70	0.70	0.15	0.74

"spiegazione" della crescita numericamente più convincente ed un residuo che per quanto continui a misurare il nostro livello di ignoranza ci dice che invero sappiamo già molto (anche se, ancora, non abbastanza).

3. Un test statistico della teoria della crescita

Come è già stato messo in luce da più parti (si veda, ad esempio, Maddison (1989)), molti paesi industrializzati hanno tipicamente esibito tassi di crescita sostenuti per lunghi periodi di tempo, costanti nel tempo e tra paesi. Anche se solo indirettamente, tale indicazione è stata interpretata come evidenza di crescita di *steady state*¹³, con ciò intendendosi che i livelli di talune variabili *chiave* crescono a tassi costanti, possibilmente differenti. Come è noto, il modello neoclassico fondamentale prevede un'economia abitata da un'unità familiare consumatrice rappresentativa che offre inelasticamente una quantità fissa del proprio lavoro e decide in ogni periodo quanto consumare e quanto investire di un output (reddito) dato. Se la funzione di produzione è lineare omogenea negli input capitale e lavoro e l'equazione di accumulazione di capitale è quella lineare usuale, allora il modello implica che i tassi di crescita di *steady state* di output, consumo, investimento e stock di capitale pro-capite siano tutti uguali al tasso di crescita del progresso tecnico *labor augmenting*, esogenamente dato,

¹³ Come i *great ratios* di Kosobud e Klein (1961), ormai storico fondamento empirico delle ipotesi della crescita bilanciata.

ed il tasso di crescita dell'impegno di lavoro (*work effort*) sia nullo. Di conseguenza il rapporto tra consumi, investimenti ed output è costante nello *steady state*¹⁴.

Tuttavia, come abbiamo visto nella prima Parte, l'indicazione di tassi di crescita sostenuti e costanti non appare affatto garantita, e lo stesso tasso di crescita del progresso tecnico *labor augmenting* appare lungi dall'essere costante. Se ciò è vero per l'Italia, lo è ancor più per altri paesi (e si vedano, di nuovo, Baily e Schultze (1990) e Romer (1990)). La stessa produttività totale dei fattori (il *residuo di Solow*), ovvero il progresso tecnico, mostra tipicamente una variabilità eccessiva, oltre ad una dimensione talvolta troppo ampia, da risultare poco difendibile come misurazione del *progresso* tecnologico dagli stessi suoi sostenitori (da Abramovitz (1956) ad Abramovitz (1989)). Le consistenti "correzioni" apportate da Paul Romer, Robert Lucas ed un sempre maggiore numero di altri *followers* allo schema neoclassico di base hanno poi contribuito ad allungare l'elenco delle giustificazioni possibili dell'apparente fallimento delle predizioni fondamentali del modello: l'esistenza di rendimenti di scala non costanti (crescenti) e di esternalità (equilibri subottimali), l'importanza del capitale umano, della conoscenza e della diffusione del capitale intangibile (con o senza esclusività e appropriabilità), la necessità di specificare un'equazione di accumulazione per tutti gli input, l'esigenza di qualificare i dati mediante specificazione della qualità della forza-lavoro in unità fisiche-per-ore, e così via.

Ma, ingrossandosi il *cahier des doleances*, anche il lavoro dell'economista *empirico* si è fatto faticoso, ed anche da quella parte oggi giunge qualche lamentela. Il modello di base suddetto, infatti, prevede che tutte le variabili, con l'eccezione dell'impegno di lavoro, crescano allo stesso tasso: in assenza di incertezza, ciò equivale a considerare come "motore" della crescita un progresso tecnico *labor augmenting* deterministico che cresce ad un tasso costante, il generatore della tendenza (*trend*) di lungo periodo dell'economia. Nel linguaggio di Nelson e Plosser (1982), ciò significa che le serie storiche sono *stazionarie nel trend* e, inoltre, hanno un trend deterministico *comune*. Come è noto, la caratterizzazione di molte serie storiche macroeconomiche come stazionarie nel trend, ovvero evolventesi attorno ad un trend lineare deterministico, è stata, da Nelson e Plosser in avanti, ampiamente criticata. Dal punto di vista teorico, poi, la già debole capacità del modello di replicare l'alta correlazione seriale osservata per molte serie storiche macroeconomiche (se non grazie all'introduzione di un meccanismo esogeno di "trascinamento" nello stesso processo di generazione del progresso tecnico) è stata ulteriormente accentuata dalla spuria rimozione di componenti a bassa frequenza che verrebbe compiuta da un trend deterministico¹⁵, e dalla generazione di componenti cicliche di grande ampiezza anch'esse spurie. Queste ed altre questioni relative alla caratterizzazione delle componenti di trend e di ciclo rimandano evidentemente ai metodi di scomposizione delle serie storiche in componenti non osservate ed ai criteri (teorici e statistici) che li sottintendono. In ogni caso, esse sottolineano quanto teoria della crescita e teoria del ciclo (ovvero spiegazione dei movimenti di lungo periodo e spiegazione del breve) siano in realtà l'una il rovescio della medaglia dell'altra, ovvero quanto alterando la specificazione dell'una modifichi le premesse, ed i risultati, dell'altra. Di questo, parleremo più diffusamente nella terza Parte.

Una via d'uscita alla mancanza di supporto empirico per l'ipotesi di trend lineare deterministico è stata offerta dai modelli di crescita in condizioni di incertezza, nei quali si

¹⁴ Si veda, ad esempio, King, Plosser, Rebelo (1988a).

¹⁵ Cfr. King e Rebelo (1993).

genera un sentiero di crescita stocastico. Il modello neoclassico di crescita in condizioni di incertezza, il cui capostipite è senz'altro quello di Brock e Mirman (1972), sono in sostanza un'estensione del modello in condizione di certezza, il quale, nel caso lineare, può facilmente essere modificato introducendovi elementi stocastici. Se, ad esempio, l'output è prodotto mediante una funzione di produzione soggetta a *shocks* casuali, allora il processo che governa il progresso tecnico sarà un processo *stocastico*. Se poi questo è un processo stocastico *integrato* (ad esempio, una *random walk* con intercetta), allora l'economia possiede uno *steady state* stocastico unico. In questo caso, ogni variabile sarà formata da un *trend stocastico comune* (il progresso tecnico) più una componente *stazionaria* (la deviazione dal trend comune)¹⁶.

Se dunque il modello è quello stocastico di crescita, in cui le variabili sono non stazionarie in quanto possiedono un trend stocastico¹⁷, la semplice rimozione di un trend deterministico non eliminerebbe la nonstazionarietà. Ma neppure la differenze prime dei valori logaritmici sarebbero la soluzione, in quanto le rilevanti correlazioni tra i *livelli* verrebbero alterate. La soluzione sta nel fatto che la presenza di un trend stocastico comune indica la presenza di *cointegrazione*, ed è questa che va evidenziata ai fini della caratterizzazione del sentiero di *steady state*. Se le serie logaritmiche di output, consumo e investimenti sono non stazionarie ed hanno un trend stocastico comune, allora significherà che talune loro combinazioni lineari sono stazionarie se vi è una fonte comune di crescita. Questo è il corrispettivo stocastico del fatto che nel modello in condizioni di certezza il rapporto consumi-prodotto ed investimenti-prodotto è costante nello *steady state*: nel modello stocastico, tali rapporti saranno *stazionari*.

Le implicazioni di lungo periodo del modello stocastico di crescita bilanciata sono già state studiate secondo l'approccio ora accennato da King, Plosser, Stock e Watson (1991) e Neusser (1991), i primi enfatizzando l'analisi delle fluttuazioni derivanti dalla individuazione di trend stocastici comuni, il secondo mettendo in luce le differenze riscontrabili nei movimenti di lungo periodo tra paesi¹⁸. Se tali contributi hanno già riproposto l'efficacia esplicativa del semplice modello di crescita bilanciata (una volta di più i *great ratios* appaiono conformarsi alle predizioni della teoria), bisogna pur dire che non hanno per nulla scalfito il mistero del residuo di Solow, ovvero delle determinanti del "fattore comune di crescita" denominato progresso tecnologico¹⁹. Inoltre, ai fini della qualificazione delle implicazioni di lungo periodo della teoria neoclassica della crescita, bisogna anche dire che trenta anni di dati, per quanto a cadenza trimestrale, non appaiono sufficienti a mostrare crescita bilanciata e sentieri di *steady state* (ma le analisi degli Abramovitz, dei Denison e dei Maddison non erano forse secolari?).

¹⁶ Cfr. King, Plosser e Rebelo (1988b).

¹⁷ Va detto che per *trend stocastico* si intende comunque un processo stocastico *integrato*: in una *random walk* logaritmica con *drift*, infatti, l'intercetta indica il tasso *medio* di crescita (trend), attorno al quale si determinano variazioni erratiche *white noise*.

¹⁸ A questo proposito va menzionato anche il lavoro di Onofri, Paruolo e Salituro (1991), un'analisi dei dati italiani degli ultimi trenta anni lungo le linee di King, Plosser, Stock e Watson (1991).

¹⁹ Peraltro, è lo stesso modello stocastico di crescita che non lo consente: le determinanti teoriche fondamentali sono infatti rimaste inalterate.

Per esplorare le implicazioni del modello neoclassico di crescita stocastico abbiamo anche noi adottato la medesima ipotesi: per un'economia sul sentiero di *steady state*, consumi, investimenti ed output devono essere cointegrati, ed in particolare il processo stocastico multivariato X_t , formato dai logaritmi naturali di output ($\log Y_t$), consumi ($\log C_t$) ed investimenti ($\log I_t$) deve avere una rappresentazione a *trend comuni*, nel senso di Stock e Watson (1988):

$$(9) \quad X_t = \begin{bmatrix} \log Y_t \\ \log C_t \\ \log I_t \end{bmatrix} = A \tau_t + u_t$$

dove τ_t è una *random walk* con una *drift* condivisa dalle varie componenti di X_t , ed A è il complemento ortogonale di β , la matrice dei vettori di cointegrazione²⁰. Tale rappresentazione impone alla componenti non stazionarie di X_t la stessa intercetta. Premoltiplicando la (9) per un'appropriata matrice β' , implica che $\log Y_t - \log C_t$ e $\log Y_t - \log I_t$ siano serie stazionarie, dove allora:

$$(10) \quad \beta' = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{bmatrix}$$

Le colonne di β sono dette *vettori di cointegrazione* (cfr. Engle and Granger (1987)).

Abbiamo pertanto implementato la procedura per la verifica dell'ipotesi di cointegrazione tra $\log Y_t - \log C_t$ e $\log Y_t - \log I_t$, sui medesimi dati già utilizzati nella prima Parte, secondo l'approccio alla verifica dell'ipotesi di cointegrazione proposto da Soren Johansen²¹. Definiamo un modello VAR per X_t , con errori normalmente distribuiti:

$$(11) \quad X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t$$

che, scritto in forma *error-correction*, diviene:

$$(12) \quad X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t$$

ed assumiamo l'ipotesi nulla:

$$(13) \quad H_1(r) : \Pi = \alpha \beta'$$

dove α e β sono matrici $p \times r$. L'ipotesi H_1 è un'ipotesi circa il rango ridotto di Π , che implica che sotto certe condizioni i processi ΔX_t , X_t e $\beta' X_t$ sono stazionari. Pertanto, $\beta' X_t$ rappresenta le relazioni di cointegrazione tra le variabili X_t . L'interesse della formulazione della (12) e della ipotesi di cointegrazione (13) sta nel fatto che esse consentono un test di ipotesi sulle relazioni *di lungo periodo* tra le variabili e sulle *dinamiche di breve* delle stesse. Una volta calcolata la stima di massima verosimiglianza della (13), si può effettuare un test LR della ipotesi $H_1(r)$ nel modello VAR pieno (12), che sarà la nulla iniziale H_0 . Tale test (*trace test*) è un test di $H_1(r)$ contro H_0 . Un test alternativo è il cosiddetto λ_{\max} , un test di $H_1(r-1)$ contro $H_1(r)$.

²⁰ Ovvero A è un vettore da $\text{Sp}([1,1,0]')$.

²¹ Cfr. ad esempio, Johansen (1989).

Tabella 14. Risultati dell'analisi di cointegrazione per un VAR a due ritardi ($k=2$) in output, $\log Y$, consumi, $\log C$, ed investimenti, $\log I$. 1911-1990.

Likelihood ratio test per H_1							
$H_1(r)$	λ_{\max} TEST		TRACE TEST				
	Statistic	95%	$H_1(r)$	Statistic	95%		
$r \leq 2$	6.121	9.094	$r \leq 2$	6.121	9.094		
$r \leq 1$	17.347	15.752	$r \leq 1$	23.468	20.168		
$r \leq 0$	28.990	21.894	$r \leq 0$	52.459	35.068		
Matrici dei coefficienti stimate sotto $H_1(r=2)$							
	α			β			
	.021	-.023		-31.272	-5.942		
	.024	-.026		24.110	6.912		
	-.054	-.029		6.407	-0.532		
				25.114	-5.873		
	Π			Γ			
	-.516	.343	.146	.664	-.099	.299	.120
	-.614	.414	.170	.762	-.176	.538	.086
	1.871	-1.509	-.333	-1.199	2.822	-3.383	-.284

I primi risultati di tali test sono illustrati nelle Tabelle 14, 15 e 16. Abbiamo stimato un VAR con $k=2$ (dopo una ricerca sul *fit* di diversi possibili ordini di ritardi) in tre variabili, dove Y_t è misurato dal PIL, C_t dai Consumi Totali e I_t dagli Investimenti Fissi Lordi Totali su di un campione dal 1911 al 1990 (per renderlo poi comparabile con i risultati relativi alla considerazione delle serie sul capitale umano)²². I test del rango ridotto, ovvero della ipotesi H_1 , sono riportati in Tabella 14, e con essi le matrici stimate dei coefficienti α , β , Π e Γ . Sulla base dei risultati dei test possiamo accettare l'ipotesi che $r=2$, ovvero che vi siano 2 vettori di cointegrazione ed un solo trend stocastico comune. L'analisi seguente è quindi basata sull'ipotesi che $r=2$. Per verificare se i vettori di cointegrazione si conformino alle ipotesi teoriche, ovvero che i rapporti consumi-prodotto ed investimenti-prodotto siano stazionari, abbiamo proceduto poi ad un test di restrizioni lineari sulla matrice β : in particolare abbiamo voluto verificare se i coefficienti di $\log Y_t$ e $\log C_t$ e $\log Y_t$ e $\log I_t$, rispettivamente, siano uguali ed opposti in segno. L'ipotesi di crescita bilanciata corrisponde infatti ad una relazione *di lungo periodo* (riguarda infatti rapporti tra variabili *nello steady state*) ed è quindi appropriato verificarla mediante un test sui coefficienti dei vettori di cointegrazione che descrivono appunto le relazioni di lungo periodo tra le variabili del modello.

Un test di vincoli lineari sui coefficienti si può formulare secondo la seguente ipotesi²³:

²² Va detto comunque che i risultati sull'intero periodo 1890-1990 per quanto riguarda il sistema tri-variato in output, consumi ed investimenti non mostrano significative differenze. I risultati sono disponibili su richiesta.

²³ Anche in questo caso il test è del tipo LR, con una distribuzione χ^2 con $p-s$ gradi di libertà dove p è il numero di variabili ed s il numero di vincoli imposti.

$$(14) \quad H_2 : \beta = B \phi$$

Nel nostro caso, per il modello (12) che prevede la presenza di un termine di intercetta μ vincolato abbiamo così formulato H_2 in due diversi modi: $H_{2,1}$ vincola a zero il coefficiente dell'intercetta, mentre $H_{2,2}$ lascia libera l'intercetta nello spazio di cointegrazione. Il test dell'ipotesi di crescita bilanciata pertanto corrisponde nei due casi, rispettivamente, a:

$$(15) \quad H_{2,1} : \beta = B_1 \phi \quad \text{con} \quad B_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 \end{bmatrix}'$$

e

$$(16) \quad H_{2,2} : \beta = B_2 \phi \quad \text{con} \quad B_2 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & -1 & 0 \\ 1 & -1 & 0 & 0 \end{bmatrix}'$$

I risultati delle due verifiche di ipotesi sono riportati in Tabella 15. Come si può vedere, mentre $H_{2,1}$ viene rifiutata, $H_{2,2}$ può essere accettata ad un livello di significatività standard.

Se dunque appare confermata dai dati l'ipotesi di stazionarietà dei *great ratios*, resta da chiedersi se il movimento delle variabili attorno ai loro livelli di lungo periodo, determinato dai due vettori di cointegrazione e quindi guidato dal trend stocastico comune, corrisponda a quanto la teoria predice, ovvero che il motore del sistema giace nel progresso tecnologico, il quale si manifesta mediante shocks alla produttività, cioè all'output, nell'ipotesi che esso sia *labor augmenting*, e non piuttosto nelle variazioni dei consumi e degli investimenti. Se ad esempio vogliamo verificare se il trend stocastico comune abbia "origine" dall'output, cioè che siano gli shocks alla produttività ad essere responsabili, *in primis*, del

Tabella 15. Test dell'ipotesi di crescita bilanciata

Likelihood ratio test per H_2						
$H_{2,1}$: 148.84	H_1 : 160.05	$\chi^2(4)$: 22.414 (p=.00017)				
$H_{2,2}$: 156.10	H_1 : 160.05	$\chi^2(2)$: 7.889 (p=.01936)				
Matrici dei coefficienti stimate sotto $H_{2,2}(r=2)$ (e dopo normalizzazione di β rispetto a β_1)						
	α			β		
	-.656	.139		1.000	1.000	
	-.765	.150		-.771	-1.153	
	1.702	.170		-.205	.0900	
				-.803	.9880	
	Π				Γ	
	-.516	.343	.147	.665	-.061	.298
	-.615	.415	.170	.767	-.120	.532
	1.871	-1.509	-.333	-1.199	2.724	-3.352
						-.271

Tabella 16. Test di esogeneità debole

Likelihood ratio test sotto le varie H_3			
Y	$H_{3,1}$: 138.45	H_i : 160.05	$\chi^2(6)$: 43.204 (p=.00000)
C	$H_{3,2}$: 140.07	H_i : 160.05	$\chi^2(6)$: 39.962 (p=.00000)
I	$H_{3,3}$: 142.16	H_i : 160.05	$\chi^2(6)$: 35.979 (p=.00000)

trend stocastico comune che guida il sistema, ciò equivale ad un test di esogeneità debole dell'output rispetto a β , il vettore di cointegrazione²⁴. Ebbene, il risultato di tali test di esogeneità debole rispetto al vettore β sono questa volta insoddisfacenti, al meno dal punto di vista del modello neoclassico che sottintende le ipotesi che stiamo qui analizzando. La Tabella 16 evidenzia che nessuna delle tre variabili è debolmente esogena rispetto alle due relazioni di lungo periodo che le legano. Ora, *questo non significa che il trend comune non abbia origine negli shocks all'output o al consumo o agli investimenti, bensì che tutti e tre i tipi di shock contribuiscono alla sua formazione* (in proporzioni non note, ma certo tali che nessuno dei tre prevale significativamente).

Di nuovo, tale evidenza ci porta a quanto già emerso dagli esercizi di contabilità, e cioè che se si ritiene soddisfacente l'ipotesi secondo la quale sono gli shocks alla produttività, e cioè il processo stocastico che governa il progresso tecnologico, ad essere la sola fonte responsabile del trend di crescita, allora questa non appare suffragata dall'evidenza empirica. Se il modello neoclassico della crescita nella sua "versione" stocastica aveva avuto il pregio di soddisfare il requisito minimo di non controfattualità di generare variabili non stazionarie caratterizzate da un trend stocastico comune, ebbene tale modello non appare sufficientemente ricco per adeguarsi a quanto l'esperienza italiana sembra dimostrare. Si noti, di nuovo, che *quanto emerso non implica che la tecnologia non sia responsabile del trend comune osservato, ma che vi siano altri fattori, assieme ad essa, a contribuire a tale trend*.

Una modificazione del modello stocastico di base che va nella direzione di una maggiore ricchezza euristica viene dal modello neoclassico "aumentato" dalla introduzione di capitale umano nella funzione di produzione (come ad esempio in Lucas (1988)), nel quale il tasso di crescita di lungo periodo viene ad essere un risultato endogeno del processo di accumulazione di capitale umano e fisico. Un chiaro esempio di un siffatto modello è dato in King, Plosser e Rebelo (1988b). Si suppone che la funzione di produzione dell'output sia omogenea lineare nei fattori compositi capitale e lavoro (il primo dato dalla frazione di capitale fisico allocato alla produzione dell'output per lo stesso stock di capitale fisico, il secondo dalla frazione di tempo allocata alla produzione dell'output per lo stock di capitale umano) e che la funzione di "produzione" del capitale umano sia anch'essa omogenea nei fattori compositi capitale fisico e lavoro. Così come l'equazione di accumulazione del capitale fisico prende la forma usuale, così l'equazione di accumulazione di capitale umano dipenderà dall'investimento in capitale umano, a sua volta soggetto ad uno shock temporaneo analogo

²⁴ Dal punto di vista statistico ciò equivale a chiedersi se il complemento ortogonale della matrice degli aggiustamenti α , sia pari ad un vettore colonna di zeri con un valore unitario nella i -esima cella. Se ad esempio vogliamo verificare che sia l'output (la prima variabile nell'ordine nel VAR) responsabile del trend stocastico comune, ciò equivale a vincolare al valore 1 la prima cella di tale complemento ortogonale. Anche i test di esogeneità debole sono del tipo LR con distribuzione χ^2 .

a quello che governa la funzione di produzione dell'output. Similmente al modello neoclassico stocastico semplice, nello *steady state* il tasso di crescita del capitale umano è uguale a quello del capitale fisico, che a sua volta coincide con quello dell'investimento, del consumo e dell'output. A differenza del modello originario, sebbene non esista un *livello* dello stock di capitale fisico di *steady state*, esiste un *rapporto* di *steady state* tra capitale fisico e capitale umano. Inoltre, in tale modello, gli shocks (che per ipotesi sono *temporanei*, ovvero stazionari, in quanto processi *white noise*) alle funzioni di produzione di output e capitale umano hanno *effetto permanente* sul livello di attività, in quanto determinano variazioni delle quantità di risorse allocate alla crescita. Ovvero, modelli di crescita endogena di questo tipo generano serie storiche integrate, nonostante che il processo che governa gli shocks sia stazionario (King, Plosser, Rebelo (1988b, p. 325)).

Il processo stocastico che governa la legge di moto di capitale fisico e umano è pertanto composto da due tipi di shocks e, sebbene le serie storiche dei due tipi di capitale siano integrate, il loro rapporto sarà stazionario, come nel modello originario. Ciò implica che capitale fisico e capitale umano siano cointegrati. Una seconda implicazione è che la legge di moto del sistema è così, in via di principio, governata da *due* trend stocastici comuni, generati da due differenti disturbi stazionari.

Raccogliendo queste indicazioni, abbiamo così analizzato un sistema composto dalle quattro variabili output Y_t , capitale fisico K_t , capitale umano H_t e unità di lavoro L_t . Secondo il modello neoclassico di base, come abbiamo detto, output e capitale fisico crescono allo stesso tasso in *steady state*, ovvero il loro rapporto deve essere stazionario, mentre il tasso di crescita delle unità di lavoro occupate deve essere nullo²⁵. Secondo la versione "aumentata" alla Lucas, anche il rapporto tra capitale fisico e umano deve essere stazionario in *steady state*. Pertanto, in un sistema nelle quattro variabili suddette dovremmo avere due vettori di cointegrazione, e due trend stocastici comuni, dati dalla tecnologia dell'output e dalla tecnologia del capitale umano.

I risultati di una serie di test compiuti sul campione di dati italiani usato nella Prima Parte per valori logaritmici di output (Y_t), stock di capitale fisico (K_t), capitale umano (H_t) e unità di lavoro occupate (L_t) sono riportati nelle Tabelle 17, 18 e 19. Di nuovo, Y_t è misurato dal PIL, K_t dallo stock di capitale fisso, H_t dal numero di studenti medi e universitari totali e L_t dalle unità di lavoro standard occupate sul periodo che va dal 1911 al 1990. Il modello utilizzato è lo stesso di cui sopra alla (12), un VAR con intercetta possibilmente non nulla e un valore (stimato) di $k=2$. Seguendo l'approccio suggerito da Johansen (1992), abbiamo in questo caso voluto sincerarci della presenza nel modello di un trend deterministico (ovvero di un'intercetta nelle variabili non stazionarie espresse nelle differenze prime). Un'esame dei dati suggerisce, infatti, che non è così chiaro se un trend lineare sia necessario nella formulazione del modello (12) da sottoporre a stima. Tabella 17 riporta il test di rango ridotto per la determinazione del rango di cointegrazione in presenza di intercetta nei tre casi (da leggersi da sinistra verso destra): $\mu_0=0$, cioè intercetta nulla; $\mu_0=\alpha\beta_0$, cioè intercetta vincolata; $\mu_0=\mu_0$, che corrisponde ad intercetta non vincolata. Leggendo la tabella da sinistra a destra e dall'alto in basso, troviamo che l'ipotesi che il rango di cointegrazione sia zero (assenza di cointegrazione) è da rifiutarsi in tutti e tre i casi, mentre quella di rango pari a 1 (un solo vettore di cointegrazione), si rifiuta per valori di μ_0 vincolati a zero ma non per μ_0 vincolato

²⁵ Questo, di nuovo, in quanto output e capitale fisico crescono allo stesso tasso della tecnologia, che è *labor augmenting* ed è quindi tale che, in *steady state*, le unità di lavoro occupate sono costanti.

ad appartenere alla matrice Π . Così, si può concludere che non possiamo rifiutare l'ipotesi che tra le quattro variabili un solo vettore di cointegrazione sia presente (e non due, come avremmo voluto), e che un trend lineare sia presente.

Tabella 17. Determinazione del rango di cointegrazione secondo le varie ipotesi sul coefficiente dell'intercetta

r	μ_0	Test	95%	μ_0	Test	95%	μ_0	Test	95%
0	0	49.00	39.89	$\alpha\beta_0$	62.47	53.12	μ_0	54.79	47.21
1	0	26.40	24.31	$\alpha\beta_0$	30.92	34.91	μ_0	24.34	29.68
2	0	7.82	12.53	$\alpha\beta_0$	11.85	19.96	μ_0	8.83	15.41
3	0	1.17	3.84	$\alpha\beta_0$	5.18	9.24	μ_0	3.60	3.76

Le matrici dei coefficienti stimate sotto l'ipotesi nulla di un solo vettore di cointegrazione ed un'intercetta vincolata sono riportate invece in Tabella 18. I coefficienti del vettore β stimati indicano che il contributo del capitale umano appare piccolo se confrontato agli altri fattori. I coefficienti del vettore α stimati risultano invece molto vicini a zero per le variabili K e H . Abbiamo pertanto sottoposto a verifica una serie di ipotesi lineari su tali coefficienti stimati: definiamo ipotesi del tipo H_2 i vincoli lineari sui coefficienti di β , ipotesi del tipo H_3 i vincoli lineari imposti ai coefficienti di α e, infine, ipotesi del tipo H_4 i vincoli lineari imposti ai coefficienti di α e β congiuntamente (cfr. Johansen e Juselius (1992))²⁶.

Le ipotesi del tipo H_2 sono²⁷, come abbiamo visto (equazione (14)), ipotesi del tipo:

$$(17) \quad H_2 : \quad \beta = B \phi$$

dove il numero di colonne di B dà il numero di vincoli lineari testati e le righe indicano quali dei cinque coefficienti di β viene vincolato²⁸. Le ipotesi del tipo H_3 sono ipotesi sui coefficienti di α ²⁹:

²⁶ Nella terminologia di Johansen e Juselius (1992), la loro "sequenza" di test porta a definire quelli che abbiamo chiamato H_2 , H_3 , e H_4 , rispettivamente come test H_5 , di esogeneità debole, e H_6 .

²⁷ E' implicito che queste come le altre ipotesi sono tutte condizionali al fatto che il rango di cointegrazione sia pari ad $r=1$.

²⁸ Se, ad esempio, la prima colonna di B è un vettore del tipo $[1 -1 0 0 0]'$; la seconda un vettore del tipo $[0 0 1 -1 0]$ e la terza un vettore del tipo $[0 0 0 0 1]$, si ha un test di tre vincoli, che stabiliscono che i coefficienti di Y_i e K_i sono uguali e di segno opposto, così come i coefficienti di H_i e L_i , mentre l'intercetta viene lasciata libera. In questo caso possiamo scrivere tale ipotesi come $\beta_1 = -\beta_2$ e $\beta_3 = -\beta_4$. Un eguale matrice senza il terzo vettore equivarrebbe ad un test della medesima ipotesi, con in più il vincolo che l'intercetta sia nulla, ovvero $\beta_5 = 0$.

²⁹ Per un esempio, si veda Johansen e Juselius (1990).

Tabella 18. VAR del secondo ordine ($k=2$) in $\log Y$, $\log K$, $\log H$, e $\log L$. 1911-1990.

Matrici dei coefficienti stimate sotto $H_1(r=1)$			
	originali		normalizzate
	α	β	α
	0.03392	-7.68182	-0.26060
	-0.00001	8.10911	0.00102
	0.00006	0.34432	-0.00484
	0.00323	-7.95722	-0.02478
		57.56019	1.03585
			-7.49304

$$(18) \quad H_3 : \quad \alpha = A \psi$$

dove, di nuovo, il numero di colonne di A dà il numero di vincoli lineari testati³⁰. Infine, le ipotesi del tipo H_4 sono ipotesi congiunte, tali che:

$$(19) \quad H_4 : \quad \alpha = A \psi; \quad \beta = B \phi.$$

Particolari test delle ipotesi H_2 , H_3 e H_4 sono il test di stazionarietà delle variabili, il test di esogeneità debole ed il test di esclusione³¹. Tutte le ipotesi sottoposte a verifica sono ipotesi lineari sulla relazione di cointegrazione trovata, le quali, come sottolineano Johansen e Juselius (1992, p. 225) sono strutturali nel senso che non dipendono dalla normalizzazione del vettore β . I risultati principali e più interessanti sono elencati in Tabella 19³².

Riportare i risultati di tutti i test sarebbe stato troppo dispendioso: possiamo pertanto riassumerne i principali tratti³³. Le ipotesi del tipo H_2 misurano, in definitiva, il contributo di ogni variabile alla relazione di lungo periodo identificata. I risultati dei test non sono ovviamente univoci ma appaiono comunque interessanti. Innanzitutto, va notato che, così come, secondo il test di stazionarietà, nessuna singola variabile appare "responsabile" della stazionarietà del vettore di cointegrazione β , nessuna coppia o tripla di variabili contribuisce *da sola* al vettore di cointegrazione³⁴. Tuttavia, emerge con chiarezza che il capitale umano

³⁰ In realtà, A è una matrice di 0 e di 1: essa avrà un numero di colonne pari al numero di variabili su cui si vuole effettuare un test di esogeneità debole rispetto a β ed ogni colonna avrà tanti zeri ed un 1 nella i -esima cella, corrispondente alla i -esima variabile su cui si vuole effettuare il test.

³¹ Questi test si riferiscono al contributo di ogni variabile al vettore di cointegrazione (riguardano cioè β): il primo verifica che il vettore non sia formato da una sola variabile (che è quindi stazionaria); il secondo se qualche variabile sia debolmente esogena rispetto alle altre nel vettore, mentre il terzo verifica se qualche variabile possa essere esclusa dal vettore (se cioè non contribuisca in misura nulla alla stazionarietà di questo). Tutti i test sono del tipo LR con distribuzione χ^2 .

³² Tutti i test sono distribuiti come variabili casuali χ^2 : la tabella riporta pertanto il valore della statistica ed il livello di significatività sotto l'ipotesi testata.

³³ In particolare, per quanto riguarda i vincoli su α , dal momento che non abbiamo nessuna particolare ipotesi sui coefficienti di α , oltre a quella di esogeneità debole, da sottoporre a verifica, i vari test possono essere visti come forma di analisi dei dati più che di specificazione in senso stretto. Sui risultati di questi non ci dilunghiamo, quindi, se non nei casi in cui si segnalano livelli di accettazione significativi.

³⁴ Per questi ultimi test i risultati non sono riportati nella tabella, venendo tutti rifiutati.

Tabella 19. Test di ipotesi di vincoli lineari

Ipotesi testata	Y	KT	HT	LT	costante
stazionarietà	16.838	17.139	14.582	11.034	
p	0.000	0.000	0.002	0.011	
esogeneità debole	10.634	0.031	0.008	0.728	
p	0.001	0.858	0.927	0.393	
esclusione	7.611	9.920	0.127	10.129	8.954
p	0.008	0.001	0.721	0.001	0.002

Ipotesi testata	Coefficienti stimati						
	χ^2	p	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
$\beta_1 = -\beta_2$	0.133	0.714	1.000	-1.000	-0.081	0.993	-7.312
$\beta_1 = -\beta_3$	9.096	0.002	1.000	0.935	-1.000	-6.934	57.208
$\beta_1 = -\beta_4$	10.680	0.001	1.000	0.176	-0.988	-1.000	9.179
$\beta_1 = -\beta_5$	6.996	0.008	1.000	-1.084	0.078	0.232	-1.000
$\beta_2 = -\beta_3$	8.509	0.003	1.000	2.303	-2.303	-7.329	60.974
$\beta_2 = -\beta_4$	0.003	0.954	1.000	-1.055	-0.047	1.055	-7.648
$\beta_2 = -\beta_5$	11.081	0.000	1.000	-1.065	0.094	-0.028	1.065
$\beta_3 = -\beta_4$	9.764	0.001	1.000	-0.822	-0.112	0.112	-0.674
$\beta_3 = -\beta_5$	8.693	0.003	1.000	-1.158	0.155	0.138	-0.155
$\beta_4 = -\beta_5$	8.692	0.003	1.000	-1.124	0.120	0.139	-0.139
$\beta_4 = \beta_5$	9.143	0.002	1.000	-1.106	0.118	0.093	0.093
$\beta_3 = \beta_5$	9.155	0.002	1.000	-1.071	0.083	0.096	0.083
$\beta_2 = \beta_5$	6.800	0.009	1.000	-1.120	0.104	0.258	-1.120
$\beta_1 = \beta_5$	10.859	0.000	1.000	-1.176	0.189	-0.005	1.000
$\beta_3 = \beta_4$	7.383	0.006	1.000	-1.360	0.340	0.340	-2.034
$\beta_2 = \beta_4$	11.799	0.000	1.000	-0.414	-0.514	-0.414	4.726
$\beta_1 = \beta_4$	0.009	0.921	1.000	-1.050	-0.044	1.000	-7.222
$\beta_3 = \beta_4 = \beta_5$	9.159	0.010	1.000	-1.082	0.094	0.094	0.094
$\beta_2 = \beta_4 = \beta_5$	12.804	0.001	1.000	0.132	-1.089	0.132	0.132
$\beta_1 = -\beta_2 = -\beta_3 = -\beta_4 = -\beta_5$	27.079	0.000	1.000	-1.000	-1.000	-1.000	-1.000
$\beta_2 = \beta_3 = .3, \beta_4 = \beta_5 = .4$	21.930	0.000	1.000	-0.300	-0.300	-0.400	-0.400
$\beta_2 = .3, \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = .7$	25.030	0.000	1.000	-0.300	-0.700	-0.700	-0.700
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .0$	12.451	0.005	1.000	-0.900	-0.100	0.000	1.332
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = 1.0$	3.228	0.357	1.000	-0.900	-0.100	1.000	-8.488
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .9$	2.680	0.443	1.000	-0.900	-0.100	0.900	-7.508
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .7$	2.186	0.534	1.000	-0.900	-0.100	0.700	-5.551
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .6$	2.592	0.458	1.000	-0.900	-0.100	0.600	-4.573
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .5$	3.648	0.302	1.000	-0.900	-0.100	0.500	-3.596
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .4$	5.344	0.148	1.000	-0.900	-0.100	0.400	-2.618
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .3$	7.435	0.059	1.000	-0.900	-0.100	0.300	-1.637
$\beta_2 = .9, \beta_3 = 0, \beta_4 = .3$	7.896	0.048	1.000	-0.900	0.000	0.300	-3.073
$\beta_2 = .9, \beta_3 = .1, \beta_4 = .2$	9.519	0.023	1.000	-0.900	-0.100	0.200	-0.652
$\beta_2 = 1, \beta_3 = .1, \beta_4 = .2$	14.073	0.002	1.000	-1.000	-0.100	0.200	0.766
$\beta_1 = -\beta_2, \beta_3 = \beta_4$	9.147	0.010	1.000	-1.000	0.074	0.074	-0.554
$\beta_1 = -\beta_2, \beta_3 = \beta_4 = \beta_5$	9.473	0.023	1.000	-1.000	0.049	0.049	0.049
$\beta_1 = -\beta_2, \beta_3 = -0.05*\beta_4$	1.004	0.605	1.000	-1.000	-0.118	1.066	-7.509
$\beta_1 = -\beta_2, \beta_3 = -0.10*\beta_4$	0.435	0.804	1.000	-1.000	-0.104	1.048	-7.529
$\beta_1 = -\beta_2, \beta_3 = -0.15*\beta_4$	0.301	0.859	1.000	-1.000	-0.067	0.933	-6.975

contribuisce in misura minima alla relazione di lungo periodo trovata. Infatti, un test dell'ipotesi che il contributo di $\log H$ sia nullo (test di esclusione) viene accettato ad un livello ben maggiore del 5% (è pari quasi al 28%): ciò significa che porre uguale a zero il suo

coefficiente non altera la relazione di lungo periodo. Peraltro, il capitale umano non appare debolmente esogeno rispetto al vettore di cointegrazione (non può cioè essere spiegato dalle altre tre variabili nella relazione di cointegrazione). Il test di esogeneità segnala infatti che è l'output Y l'unica variabile debolmente esogena rispetto alle altre, e possiamo pertanto leggere la relazione di cointegrazione come qualcosa di simile ad una "funzione di produzione" con l'output come variabile "dipendente". Tuttavia, se si vuole capire quali variabili siano responsabili della relazione di lungo periodo trovata, per quanto appaia che il capitale umano potrebbe essere significativamente escluso, non è la funzione di produzione neoclassica ad emergere (indirettamente) come relazione di lungo periodo tra output, capitale e lavoro ed un trend deterministico (l'intercetta non vincolata). Nelle ipotesi che vengono accettate, il coefficiente di K è pari a 1, quello di H a 0.1, mentre il coefficiente di L oscilla tra -0.3 e -1. L'ipotesi che i coefficienti di capitale fisico e lavoro sommino ad uno non appare quindi essere suffragata dai dati. Per contro, il modello che emerge sembra essere più del tipo:

$$(20) \quad Y = A K^\alpha H^\beta L^\gamma$$

dove γ non è però uguale a $1-\alpha-\beta$ ³⁵: per $\alpha=0.9$ e $\beta=0.1$, le ipotesi con valori di γ compresi tra -0.3 e -1.0 vengono tutte accettate. Una interessante variante del modello (20) è

$$(21) \quad Y = A K H^\beta L^{\beta-1}$$

che, in logaritmi, corrisponde all'equazione stimata

$$(22) \quad y = a + k + 0.063 h - 0.937 l$$

che risponde all'ipotesi nulla che $\alpha=1$ e $\gamma=\beta-1$, la quale viene accettata ad un livello dell'85%. L'equazione (21) è interessante perchè dice che, nel lungo periodo, lo stock di capitale fisico per unità di prodotto per lavoratore è proporzionale al valore unitario dello stock di capitale umano per lavoratore:

$$(23) \quad \left(\frac{1}{HL}\right)^\beta = A \frac{K}{Y} \frac{1}{L}$$

Le due ipotesi fondamentali della teoria della crescita endogena che vi siano due trend stocastici e che capitale fisico e umano siano cointegrati non appaiono dunque verificate. La prima fallisce infatti laddove troviamo un solo vettore di cointegrazione (e quindi tre trend stocastici comuni); la seconda laddove un test dell'ipotesi che output e lavoro hanno coefficienti nulli nel vettore di cointegrazione viene rifiutato. Tuttavia, la elasticità stimata nella (22) dell'output al capitale è certamente un forte indizio di rendimenti crescenti, così come l'elasticità negativa del lavoro avvalorata la congettura di Romer secondo la quale l'aumento dell'occupazione disincentivando l'innovazione sfavorirebbe la crescita.

4. Crescita e fluttuazioni

Come abbiamo visto, l'evidenza empirica in favore di alcune delle più semplici ipotesi del modello neoclassico di crescita non è troppo debole, le ipotesi introdotte allo scopo di

³⁵ Se accettiamo che $\alpha=1$, l'ipotesi che $\gamma=1-\alpha-\beta$ corrisponde a $\gamma=-\beta$, ma questa viene rifiutata.

rendere endogeno il meccanismo del cambiamento tecnologico richiedono ancora un approfondimento, e in definitiva è come se emergessero vecchie risposte a nuovi quesiti. Le elasticità stimate sono troppo basse? I rendimenti costanti di scala sono un'assunzione troppo forte? Il tasso di crescita non è costante ma crescente? Eppure, capitale fisico ed umano non appaiono essere cointegrati, ovvero il rapporto tra capitale fisico e umano non è costante. Il valore negativo dell'elasticità dell'output al lavoro è davvero plausibile, secondo le ipotesi di Romer? Esiste una componente deterministica a spiegare la stazionarietà della relazione tra output, capitale e lavoro, che sembra riproporre il vecchio modello solowiano. Quest'ultimo aspetto, infatti, quasi a farsi gioco di un'ampia mole di risultati di segno opposto, va proprio nella direzione del modello neoclassico di crescita. Come argomenta Prescott (1986), ad esempio, il residuo di Solow che egli calcola su dati americani dal 1955 al 1984, presenta un correlogramma molto simile a quello di una random walk con drift. Ma se dunque tale random walk con drift è il residuo calcolato di output meno capitale meno lavoro (ponderati con le rispettive elasticità), allora non potranno che essere cointegrati. La *drift* stimata nella relazione di cointegrazione sarebbe dunque il tasso di crescita *medio* vero (non osservato) del progresso tecnologico, così come lo avevamo definito all'inizio, quella definizione un po' priva di contenuto che però fa tornare i conti.

La teoria economica ha tradizionalmente considerato l'analisi della crescita e del ciclo separatamente, principalmente in ragione del fatto che si riteneva la prima dipendesse dalla dinamica dell'accumulazione del capitale e dal progresso tecnologico e la seconda dal modo in cui capitale e lavoro vengono utilizzati nel processo produttivo, *per un dato stock di capitale ed una data tecnologia*. Recentemente, tuttavia, si è venuta affermando l'idea che gli *shock* tecnologici siano all'origine delle stesse fluttuazioni cicliche, come nei modelli *real business cycles*, cosicché i due fenomeni (crescita e ciclo) non sarebbero che differenti manifestazioni dello stesso processo. Prescott (1986) ha sottolineato, ad esempio, la necessità di tenere conto simultaneamente, nell'analisi teorica come in quella empirica, di crescita e ciclo. In pratica, tuttavia, come puntualizza McCallum (1990, p. 38) "the Kydland and Prescott (1982, 1986) studies have not provided an integration at either the theoretical or the empirical level. Thus, their theoretical specification pertains to an economy in which there is no growth, either in total or in per-capita terms. And the Kydland-Prescott empirical procedure involves detrending of the data series prior to analysis, so the economy's growth is abstracted for before the study of cycles is begun".

La teoria dei cicli economici *reali*, come detto, enfatizza gli *shock* tecnologici come fonte primaria delle fluttuazioni attorno al sentiero di *steady state*. Il modello proposto da Prescott (1986) si basa sull'originale schema solowiano nella aggiornata versione stocastica, dove le oscillazioni attorno allo *steady state* (che resta il sentiero cui l'economia converge) sono determinate dal processo stocastico che governa la tecnologia. Come messo in luce, ad esempio, da King, Plosser e Rebelo (1988b), il modello genera comunque risultati molto simili al modello originale non stocastico. Il progresso tecnologico esogeno cresce ad un tasso costante che darà il *trend comune* alle altre variabili del modello (output, consumi, investimenti e capitale) in quanto anch'esse crescono allo stesso tasso. Nel modello originario tale trend è lineare deterministico, mentre nel modello stocastico è anch'esso stocastico. Nel primo caso, dunque, le oscillazioni di Kydland e Prescott sono dovute al fatto che il processo stocastico che governa il trend, pur se stazionario nel trend, contiene una componente, anch'essa stazionaria per definizione, che genera un movimento oscillatorio pur essendo *mean reverting*. In questo modo, *detrendizzando linearmente* le variabili si potranno osservare quei movimenti che definiremo "cicli economici".

In seguito al lavoro di Nelson e Plosser (1982), tuttavia, è andata maturando la convinzione che le serie storiche osservate non corrispondano al *pattern* atteso, ovvero non sembra possibile scomporle in una componente lineare di trend, che rappresenterebbe la componente di crescita, ed una stazionaria che rappresenterebbe il ciclo. Nelson e Plosser hanno sostenuto che le fluttuazioni osservate nell'output sono prevalentemente dovute a movimenti *del trend* più che della componente ciclica. Come abbiamo visto, però, tale caratterizzazione ha trovato una giustificazione all'interno dello schema neoclassico, laddove il modello stocastico per l'appunto definisce il trend comune come stocastico, trend che continua a rappresentare il processo che governa l'evoluzione del progresso tecnologico. E' interessante però notare che qui si genera una contraddizione. Se infatti tale processo è una semplice *random walk* con *drift* la stessa definizione di "ciclo" diviene problematica, in quanto non vi è più, per definizione, una componente stazionaria oscillatoria. Tutti i movimenti osservati sono dovuti al trend, le cui oscillazioni dipendono dagli *shock* tecnologici che sono, per assunzione, *white noise* incorrelati. Se viceversa si assume che tali *shock* abbiano correlazione seriale, allora si potrà avere una vera e propria componente ciclica, rimanendo il trend stocastico. Ma è la correlazione seriale nella tecnologia che non viene convincentemente spiegata. Una differente impostazione è quella invece proposta da King, Plosser e Rebelo (1988b) mediante l'introduzione del capitale umano, in un modello simile a quello di Lucas (1988). In questo caso, il tasso di crescita di *steady state* dipende dal rapporto tra capitale fisico e umano, che si determina endogenamente. Il modello di crescita endogena ha il pregio di generare un trend stocastico *endogeno* (al contrario dei precedenti dove il trend, deterministico o stocastico era comunque esogeno), ma presenta il difetto di implicare radici *esattamente* uguali all'unità con funzioni di produzione *esattamente* omogenee di grado 1, e si può facilmente intuire come tali assunzioni non potranno che essere soddisfatte approssimativamente. Inoltre, anche nella versione *endogena* del modello non appare esserci molto spazio per una componente ciclica residua ma significativa: cosicché, resta aperto lo iato tra crescita e ciclo, uno iato su cui la teoria endogena della crescita non è ancora riuscita ad apporre un sutura convincente.

Le implicazioni suddette della teoria della crescita per l'analisi del ciclo e delle fluttuazioni sono state da noi esplorate in un ultimo esercizio che ora illustreremo. Fedeli all'approccio di Prescott (1986) e Kydland e Prescott (1989) abbiamo effettuato una prima *detrendizzazione* delle variabili mediante l'applicazione del filtro di Hodrick e Prescott (1980). Il filtro HP è una procedura ottimizzante che genera un trend "liscio", e si basa su di una trasformazione lineare dei dati che è *la stessa per tutte le serie considerate*. La motivazione di Kydland e Prescott è che "it makes little sense to carry out the analogue of growth accounting with the inputs to the production function subject to one transformation and the output subject to another" (1989, p. 8). L'adesione all'originale schema solowiano spiega dunque la necessità di adottare un approccio alla scomposizione delle serie in *trend* e *ciclo* che mantenga inalterato il rapporto tra le componenti di crescita dei principali aggregati economici. Alla scomposizione mediante il filtro HP abbiamo però voluto affiancare un secondo tipo di *detrendizzazione*, mediante il modello a componenti inosservate di Harvey (1985), che questi chiama *strutturale*. Secondo tale metodo, il trend ed il ciclo sono *indipendenti*, contrariamente al filtro HP dove il rapporto tra varianza del ciclo e varianza del trend è fisso, e le due componenti sono perfettamente correlate.

Il vantaggio del metodo di Harvey è che possiamo ipotizzare comportamenti diversi per serie diverse: anche se ammettiamo uno stesso trend di crescita, perchè mai ipotizzare una stessa deviazione (proporzionalmente) da tale trend per serie diverse, come ad esempio,

consumi ed investimenti?³⁶. Inoltre, come hanno di recente messo in evidenza King e Rebelo (1992), la detrendizzazione mediante il filtro HP "removes important time series components that have traditionally been regarded as representing business cycle phenomena" (p. 208). Secondo Harvey e Jaeger (1991), poi, il filtro HP può creare cicli spurii e distorcere le stime della componente ciclica. Abbiamo pertanto effettuato una scomposizione delle serie secondo l'approccio strutturale sotto due differenti ipotesi: nel primo caso, imponendo che il trend nelle serie *sia lo stesso*, ma lasciando la varianza della componente ciclica non vincolata; nel secondo lasciando che entrambe le varianze del trend e del ciclo potessero assumere qualunque valore il modello stimasse³⁷. Nel seguito, indicheremo il primo come SM (un trend *smooth* come per HP), ed il secondo con ST (un trend stocastico puro).

Seguendo lo schema espositivo di Kydland e Prescott, guarderemo al comportamento ciclico degli aggregati alla luce di tre tipi di informazioni: l'ampiezza delle fluttuazioni (indicata dalla variabilità); il grado di co-movimento con l'output (la correlazione incrociata come misura di pro- o anti-ciclicità); lo spostamento di fase di una variabile relativa al "ciclo economico" definito dal comportamento del ciclo dell'output (se la correlazione incrociata cresce anticipando o ritardando). In tutti i casi, il *ciclo* è definito dal metodo applicato (HP, SM o ST) ed è poi riportato al livello della variabile: in questo senso quindi esso misura una *deviazione percentuale del livello osservato dal trend*. Così, le deviazioni standard saranno espresse in percentuale, e non in valore assoluto. Di seguito, sono riportate nelle Tabelle 20, 21A e 21B le principali statistiche per alcune delle serie storiche già analizzate nella prima Parte. Presenteremo qui solo quelle relative ad output, consumi, investimenti, capitale fisico e umano e lavoro, che abbiamo studiato in dettaglio nella seconda parte³⁸.

Le caratteristiche cicliche fondamentali delle sei variabili considerate che emergono dalle Tabelle 20 e 21 si possono così riassumere. Nell'intero periodo 1911-90 le unità di

Tabella 20. Deviazioni standard delle componenti cicliche (in percentuale)

	1911 - 1990			1911 - 1938			1950 - 1990		
	HP	SM	ST	HP	SM	ST	HP	SM	ST
Y_t	0.84	0.94	0.36	1.14	1.26	0.52	0.16	0.24	0.08
C_t	1.02	1.16	0.15	1.56	1.76	0.21	0.18	0.26	0.05
I_t	2.49	2.28	1.35	3.11	2.83	1.79	0.50	0.47	0.26
K_t	0.16	0.01	0.01	0.17	0.01	0.01	0.12	0.00	0.00
H_t	0.67	0.37	0.06	1.02	0.56	0.08	0.20	0.13	0.03
L_t	0.27	0.14	0.09	0.40	0.23	0.12	0.14	0.05	0.05

³⁶ Come è noto, queste presentano una volatilità diversa le cui ragioni sono prima ancora teoriche che empiriche.

³⁷ Il metodo di Harvey si basa sulla stima mediante il filtro di Kalman di un modello scritto in forma *state space* che, nella formulazione più generale, prevede un trend che si evolve come una *random walk*, la cui *drift* può a sua volta essere stocastica ed evolversi anch'essa come una *random walk* (senza drift). La componente ciclica viene stimata indipendentemente, sotto l'assunzione di stazionarietà. Per un'illustrazione del metodo, cfr. Harvey (1985). Per un'applicazione ai dati italiani di lungo periodo (quelli di Fuà), cfr. Ardeni e Gallegati (1991).

³⁸ Un'indagine approfondita delle caratteristiche cicliche delle serie di Rossi, Sorgato e Toniolo (1992) e di molte altre è contenuta in Ardeni e Gallegati (1992), cui rimandiamo.

Tabella 21A. Correlazioni incrociate tra componenti cicliche delle variabili e componente ciclica dell'output. Vari sottoperiodi.

	1911 - 1990			1911 - 1938			1950 - 1990		
	HP	SM	ST	HP	SM	ST	HP	SM	ST
$C_p Y_{t+3}$	-0.094	0.019	-0.220	-0.020	0.091	-0.039	-0.206	0.288	0.489
$C_p Y_{t+2}$	0.152	0.261	0.034	0.327	0.410	0.242	-0.019	0.452	0.705
$C_p Y_{t+1}$	0.556	0.608	0.344	0.725	0.754	0.503	0.364	0.685	0.696
$C_p Y_t$	0.895	0.890	0.526	0.965	0.960	0.568	0.765	0.880	0.476
$C_p Y_{t-1}$	0.784	0.813	0.419	0.797	0.829	0.318	0.760	0.873	0.063
$C_p Y_{t-2}$	0.457	0.551	0.087	0.426	0.515	-0.094	0.617	0.805	-0.395
$C_p Y_{t-3}$	0.151	0.284	-0.283	0.054	0.179	-0.474	0.495	0.740	-0.719
$I_p Y_{t+3}$	0.236	0.173	0.415	0.184	0.097	0.471	-0.181	-0.253	-0.375
$I_p Y_{t+2}$	0.168	0.118	0.327	-0.115	-0.157	0.116	-0.001	-0.177	0.069
$I_p Y_{t+1}$	0.100	0.063	0.146	-0.481	-0.477	-0.308	0.432	0.076	0.570
$I_p Y_t$	-0.077	-0.091	-0.121	-0.724	-0.693	-0.635	0.715	0.212	0.875
$I_p Y_{t-1}$	-0.312	-0.305	-0.361	-0.609	-0.571	-0.681	0.469	0.011	0.788
$I_p Y_{t-2}$	-0.356	-0.340	-0.441	-0.407	-0.364	-0.544	0.113	-0.255	0.375
$I_p Y_{t-3}$	-0.223	-0.208	-0.356	-0.204	-0.156	-0.302	-0.150	-0.443	-0.170
$K_p Y_{t+3}$	0.256	-0.078	0.050	0.766	0.156	0.298	-0.187	0.040	-0.276
$K_p Y_{t+2}$	0.354	-0.086	-0.002	0.744	0.036	0.204	-0.157	-0.120	-0.481
$K_p Y_{t+1}$	0.415	0.000	0.049	0.572	-0.088	0.010	0.017	-0.048	-0.329
$K_p Y_t$	0.387	0.075	0.138	0.215	-0.092	-0.166	0.321	0.200	0.107
$K_p Y_{t-1}$	0.281	0.048	0.049	-0.085	0.020	-0.150	0.524	0.324	0.321
$K_p Y_{t-2}$	0.143	-0.031	-0.095	-0.356	0.146	-0.081	0.611	0.226	0.271
$K_p Y_{t-3}$	0.029	-0.068	-0.117	-0.565	0.124	-0.075	0.629	0.036	0.146

lavoro occupate sono da 1/4 ad 1/5 meno variabili dell'output. Lo stock di capitale umano (ricordiamo che viene espresso dalla scolarizzazione media ed universitaria) è anch'esso meno variabile dell'output, ma tale variabilità varia a sua volta a seconda del metodo di detrendizzazione; lo stesso discorso vale per lo stock di capitale fisico. Più variabili, invece, sono i consumi e gli investimenti. Diverso è invece il discorso per i due sottoperiodi 1911-1938 e 1950-1990. L'output mostra infatti una molto spiccata variabilità nel primo periodo, così come tutte le altre variabili. Nel secondo periodo, gli investimenti sono tre volte più variabili dell'output, mentre le unità di lavoro occupate mostrano una variabilità che si avvicina a quella dell'output. E' interessante notare, in ogni caso, quanto diverse siano le ampiezze delle oscillazioni a seconda dei metodi di detrendizzazione.

I consumi totali appaiono, nell'intero periodo, altamente prociclici, come era logico attendersi³⁹. Tuttavia, le correlazioni mostrano che essi tendono ad *anticipare* il ciclo, se tale componente è calcolata con il metodo ST, particolarmente nel periodo 1950-90. Gli investimenti appaiono invece anticiclici nel primo periodo e prociclici nel secondo⁴⁰. Lo

³⁹ Questo risultato contrasta con quello di Kydland e Prescott (1989), che è controintuitivo: ma su questo loro non commentano.

⁴⁰ Questo risultato di segno ambiguo è confermato nel lavoro di Correia, Neves e Rebelo (1992), un'applicazione del filtro HP a dati annuali dal 1850 al 1990 di USA e Regno Unito.

Tabella 21B. Correlazioni incrociate tra componenti cicliche delle variabili e componente ciclica dell'output. Vari sottoperiodi (segue).

	1911 - 1990			1911 - 1938			1950 - 1990		
	HP	SM	ST	HP	SM	ST	HP	SM	ST
$H_p Y_{t+3}$	0.012	0.170	-0.071	0.148	0.472	0.201	-0.006	0.253	-0.126
$H_p Y_{t+2}$	0.226	0.352	-0.015	0.261	0.536	0.237	0.157	0.387	-0.291
$H_p Y_{t+1}$	0.385	0.445	0.008	0.352	0.531	0.167	0.303	0.514	-0.401
$H_p Y_t$	0.482	0.464	0.016	0.445	0.492	0.016	0.289	0.491	-0.420
$H_p Y_{t-1}$	0.541	0.469	0.006	0.533	0.466	-0.145	0.248	0.459	-0.338
$H_p Y_{t-2}$	0.572	0.475	-0.020	0.568	0.412	-0.290	0.234	0.483	-0.161
$H_p Y_{t-3}$	0.542	0.453	-0.052	0.548	0.352	-0.392	0.234	0.507	0.136
$L_p Y_{t+3}$	-0.095	0.036	-0.071	-0.011	0.100	0.201	-0.160	-0.081	-0.126
$L_p Y_{t+2}$	-0.176	-0.074	-0.015	-0.158	-0.018	0.237	-0.085	-0.092	-0.291
$L_p Y_{t+1}$	-0.273	-0.213	0.008	-0.385	-0.230	0.167	0.176	0.153	-0.401
$L_p Y_t$	-0.171	-0.063	0.016	-0.428	-0.190	0.016	0.522	0.446	-0.420
$L_p Y_{t-1}$	-0.049	0.090	0.006	-0.356	-0.045	-0.145	0.590	0.374	-0.338
$L_p Y_{t-2}$	-0.002	0.116	-0.020	-0.286	0.050	-0.290	0.504	0.171	-0.161
$L_p Y_{t-3}$	-0.001	0.068	-0.052	-0.252	0.050	-0.392	0.431	0.055	0.136

stock di capitale varia debolmente lungo il ciclo ed è essenzialmente a-ciclico. Tuttavia, esso appare anticipare, più che posticipare il ciclo⁴¹. Per ciò che riguarda il capitale umano i risultati sono, come si dice, *mixed*. Esso appare anti-ciclico secondo il metodo ST, pro-ciclico secondo il metodo SM ed essenzialmente a-ciclico secondo il metodo HP nel secondo periodo, mentre nel primo periodo è sostanzialmente pro-ciclico. Lo stesso discorso vale per le unità di lavoro occupate (per il secondo periodo), che però nel primo periodo si rivelano anti-cicliche⁴². Certo è che il giudizio in questo caso appare estremamente dipendente dal metodo utilizzato e pertanto non può che gettare un'ombra sulle conclusioni che Kydland e Prescott traggono dai risultati ottenuti.

In definitiva, dunque, questi risultati non sembrerebbero suffragare in pieno quelle teorie, come quella dei cicli *reali*, che vedono nella tecnologia la causa principale del ciclo. I dati non sembrano corroborare del tutto tale visione di un ciclo di equilibrio: secondo tali teorie, infatti, consumi, investimenti e prodotto dovrebbero essere correlati positivamente se lo *shock* dominante è quello tecnologico. Viceversa, se fosse ad esempio la spesa pubblica (od il prelievo fiscale) la causa dominante degli *shock*, allora dovremmo assistere ad un declino del consumo corrente e futuro, e degli investimenti, ed un aumento dell'occupazione. In quest'analisi non abbiamo considerato i fattori nominali (moneta, prezzi e salari) che probabilmente giocano la loro parte (cfr. Ardeni e Gallegati (1992)). Viceversa, l'andamento ciclico dell'occupazione (sostanzialmente anti-ciclico) appare favorire l'ipotesi di *shock* di natura tecnologica, così come l'anticiclicità dello stock di capitale umano sembrerebbe

⁴¹ Di nuovo, in contrasto con Kydland e Prescott (il loro campione va dal 1954 al 1989 per dati USA) ed in accordo con Correia, Neves e Rebelo.

⁴² Questo conferma i risultati di Correia, Neves e Rebelo, ma solo per il periodo 1889-1914 per gli USA. Per il Regno Unito e per il periodo 1914-1950 per gli USA essi trovano una buona prociclicità dell'occupazione.

confermare la supposizione avanzata da Paul Romer: un'aumento dell'occupazione favorisce la caduta dei salari e quindi sfavorisce l'innovazione tecnologica. Occupazione e prodotto sono così negativamente correlate, così come innovazione tecnologica (ed accumulazione di capitale umano) e prodotto.

5. Conclusioni

Le conclusioni da trarre da questa esplorazione dei dati di lungo periodo dell'economia italiana si possono così schematicamente sintetizzare. Per quanto rudimentali, gli esercizi di contabilità della crescita segnalano quanto era già noto: un residuo che "spiega" buona parte dei tassi di crescita della produttività totale dei fattori, l'inadeguatezza dell'originale schema solowiano e la necessità di integrarlo concettualmente ed empiricamente. Peraltro, appare che quanto ipotizzato da Romer e altri, ovvero che le elasticità dell'output a capitale e lavoro siano sottostimate, appare confermato. Inoltre, l'introduzione del capitale umano negli esercizi di contabilità non migliora significativamente i risultati. Se questi siano la conseguenza di rendimenti crescenti, esternalità o quant'altro, resta da verificare.

Un test statistico più raffinato, quale quello effettuato mediante l'analisi di cointegrazione di un sistema VAR in output, consumi ed investimenti ed output, lavoro e capitale fisico ed umano conferma sostanzialmente due elementi. I *great ratios* appaiono ancora in buona evidenza, segnalando quanto negli esercizi di contabilità sembrava sfuggire, ovvero che vi sono consistenti indicazioni di convergenza dell'economia italiana allo *steady state*. Quanto però questo sia quello indicato da Solow, che in definitiva è dovuto al progresso tecnologico esogeno, e quanto invece sia quello previsto nei modelli in cui questi è endogeno, non appare chiaro. Certo è che output, capitale e lavoro appaiono convergere, ma non il capitale umano. Non sembra dunque quest'ultimo responsabile della convergenza, nè appare muoversi in sintonia con le altre variabili quanto le teorie recenti lascerebbero supporre.

Infine, se le recenti teorie dei *real business cycles* hanno enfatizzato lo stretto legame che esiste tra crescita e ciclo, potendosi spiegare entrambi grazie all'ipotesi di *shock* tecnologici, i risultati condotti sul comportamento ciclico delle variabili fondamentali del modello di crescita non suffragano le teorie del ciclo di equilibrio, nelle quali le oscillazioni attorno al sentiero di *steady state* sono ottimali e temporanee, ma mostrano invece che ivi rimane qualcosa di non spiegato e che importanti fattori all'origine delle fluttuazioni osservate escono dall'orizzonte dello schema fondamentale solowiano, e vanno ricercati verosimilmente nei fattori monetari e nominali che quello schema non considerava, non essendo questi determinanti allo sviluppo di lungo periodo.

Bibliografia

- Abramovitz, M. (1956), "Resource and Output Trends in the United States since 1870", *American Economic Review*, 46, pp. 5-23.
- Abramovitz, M. (1989), *Thinking About Growth*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Ardeni, P.G., Gallegati, M. (1991), "Long-Term Trends and Cycles in the Italian Economy (1861-1988)", *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, pp. 193-235.