

Cellini, Roberto; Scorcu, Antonello E.

**Working Paper**

## Istituzioni, Stabilità e Crescita nelle Regioni Italiane

Quaderni - Working Paper DSE, No. 251

**Provided in Cooperation with:**

University of Bologna, Department of Economics

*Suggested Citation:* Cellini, Roberto; Scorcu, Antonello E. (1996) : Istituzioni, Stabilità e Crescita nelle Regioni Italiane, Quaderni - Working Paper DSE, No. 251, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <http://dx.doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5059>

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/159094>

**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/>

# **ISTITUZIONI, STABILITA' E CRESCITA NELLE REGIONI ITALIANE**

**ROBERTO CELLINI - ANTONELLO E. SCORCU**

**Università di Bologna**

Aprile 1996

**Sintesi .** Il lavoro analizza la relazione tra la diversa *performance* nella crescita economica delle regioni italiane nel periodo 1970-91, da un lato, e le caratteristiche di assetto istituzionale e di stabilità economica e sociale dall'altro. Gli indicatori per tali fenomeni, che risultano rilevanti nelle comparazioni internazionali, hanno un effetto più sfumato nel caso dell'esperienza delle regioni italiane.

**Classificazione JEL :** O40 , R11 , K40 .

\* Il lavoro è frutto di riflessioni comuni; per gli aspetti formali, i paragrafi 2, 3.5 e 4 vanno attribuiti a R. Cellini e i rimanenti ad A. E. Scorcu. Gli autori desiderano ringraziare Guido Candela, Giulio Ecchia, Luigi Franzoni, Renzo Orsi, Massimo Ricottilli e Bruno Salituro per i commenti su precedenti versioni del lavoro.

# ISTITUZIONI, STABILITA' E CRESCITA NELLE REGIONI ITALIANE

## 1. Introduzione.

L'affermazione dei modelli di crescita endogena ha sollecitato, negli ultimi anni, numerose analisi empiriche. Nella maggior parte dei casi si tratta di studi *cross-country* che hanno analizzato l'influenza di variabili di natura economica, sociale ed istituzionale sulla *performance* di crescita dei diversi Paesi. Meno frequenti sono stati gli studi sulle regioni e poco è stato fatto per misurare empiricamente l'impatto delle variabili sociali ed istituzionali sulla crescita regionale.

Proprio l'attenzione rivolta a tali aspetti è una delle caratteristiche più innovative e interessanti dei modelli di *endogenous growth*, rispetto alla tradizionale modellistica neoclassica. Non possediamo modelli consolidati sulle interrelazioni tra crescita e diversi aspetti istituzionali, ma alcune riflessioni teoriche e talune evidenze empiriche (a livello di comparazioni internazionali) hanno acceso un vivace dibattito. E' stato in particolare suggerito che le variabili di assetto istituzionale (formale e informale) influenzano il grado di incertezza dell'economia, il processo di formazione delle aspettative degli agenti, il rendimento atteso degli investimenti e le stesse caratteristiche del processo di accumulazione; esse influenzano altresì l'efficacia dell'intervento pubblico e la capacità dei *policymaker* di indirizzare e coordinare le decisioni degli agenti, rendono possibile la diffusione di informazione e di tecnologia, e creano un ambiente ricettivo agli stimoli espansivi. In sintesi, le variabili istituzionali possono influenzare pesantemente la crescita, attraverso numerosi canali. Peraltro, i fenomeni istituzionali, sociali ed economici interagiscono tra loro in modo estremamente complesso, rendendo problematica l'identificazione dei nessi causali. Inoltre la valutazione dell'efficacia delle istituzioni sullo sviluppo economico è resa difficile dal fatto che ciascuna istituzione contiene sia aspetti fortemente idiosincratici, sia "relazioni di rete" con le altre istituzioni.

A questi aspetti è stata finora dedicata una limitata attenzione, con riferimento all'ambito regionale. C'è da notare, certo, che le differenze negli indici di assetto istituzionale sono più marcate tra Paesi di quanto non lo siano tra Regioni; in altre parole, "l'effetto Paese" è più facilmente identificabile dell'effetto Regione. Se, tuttavia, un effetto delle istituzioni locali (in senso lato) esiste ed è rilevante sulla crescita, ci attendiamo che l'analisi del caso italiano lo possa evidenziare bene.

L'individuazione degli appropriati indicatori (ossia delle variabili da usare come corrispondenti empirici) costituisce il punto cruciale per tutti i lavori quantitativi che indagano la relazione tra istituzioni e crescita. Nelle comparazioni internazionali (ad esempio Barro, 1991, Fischer, 1992) la stabilità macroeconomica è misurata dal tasso d'inflazione o dal rapporto debito pubblico/PIL e ciò che emerge è che un quadro di stabilità macroeconomica è condizione necessaria, benché non sufficiente, per avere una buona *performance* comparata di crescita. Nella nostra analisi interregionale, ovviamente, sarà necessario trovare corrispondenti empirici differenti, giacché il tasso di inflazione regionale non misura in modo adeguato la "stabilità economica regionale". Circa le variabili più propriamente istituzionali, le indagini *cross-country* considerano indici di democrazia e di

libertà civili variamente costruiti e il numero dei colpi di Stato o degli assassini politici<sup>1</sup>; anche in questo caso, l'evidenza emersa a livello internazionale sembra indicare, in prima approssimazione, che la stabilità politico-sociale è condizione necessaria benchè non sufficiente per la crescita.<sup>2</sup> Vedremo invece che indicatori più appropriati al caso regionale non sempre si rivelano particolarmente significativi.

Vogliamo sottolineare che in larga parte di questo lavoro ci siamo scontrati con carenze nei dati davvero rimarchevoli. E' probabile che in futuro sarà possibile utilizzare variabili che catturano meglio i fenomeni oggetto della presente analisi; quindi le attuali evidenze non possono che essere del tutto preliminari. Ciò nonostante le riteniamo importanti, perchè la complessità dei legami tra aspetti istituzionali e crescita economica è un argomento cruciale per lo sviluppo italiano e non si può rinunciare ad affrontarlo, anche dal punto di vista della misurazione empirica, sia pure con la consapevolezza della provvisorietà dei risultati.<sup>3</sup>

La struttura del lavoro è la seguente: il prossimo paragrafo riassume alcuni elementi stilizzati del processo di crescita delle regioni italiane negli anni Settanta e Ottanta. Il paragrafo 3 presenta i dati utilizzati e propone dapprima un'analisi di correlazione semplice tra la crescita della produttività e le variabili istituzionali ritenute rilevanti e, di seguito, un'analisi di causalità *à la Granger*. Il paragrafo 4 analizza gli stessi fattori avvalendosi di regressioni multiple *cross-section* e di regressioni su dati longitudinali. Le conclusioni sono nel paragrafo 5.

## 2. Risultati empirici noti e problemi aperti.

Pur essendoci in Italia una vasta letteratura che si è occupata di sviluppo regionale ben prima delle "nuove teorie della crescita", limiteremo la nostra attenzione a queste ultime. Dai recenti lavori sull'esperienza italiana (ad esempio Cellini-Scorcu, 1994, Mauro-Podrecca, 1994 e Paci-Pigliaru, 1995), al di là delle differenze nel periodo campionario e nei dati utilizzati, alcuni risultati sembrano emergere con univocità:

a) Il processo di convergenza tra i livelli di produttività del lavoro nelle regioni italiane si è interrotto alla fine degli anni Settanta e gli anni Ottanta hanno visto andamenti divergenti. Questo fatto può essere colto da due diversi elementi. In primo luogo dall'andamento nel tempo degli indici di dispersione della produttività nelle venti regioni (sigma-convergenza), indici che sono andati diminuendo per tutti gli anni Sessanta e Settanta, fino a raggiungere il loro valore minimo all'inizio degli anni Ottanta, dopodiché hanno iniziato ad aumentare. In secondo luogo, dall'effetto che la produttività di inizio periodo ha

---

<sup>1</sup> Per una rassegna vedi Alesina-Perotti, 1993.

<sup>2</sup> Diverse analisi , tuttavia, suggeriscono come questo possa essere l'effetto di pochi Paesi *outliers* o come gli effetti dell'instabilità abbiano significative ripercussioni nel breve periodo, ma dubbie nel lungo (cfr. Cellini-Cortese-Rossi, 1995).

<sup>3</sup> Una affascinante prospettiva di analisi delle relazioni tra istituzioni e crescita, differente dalla nostra, è in Putnam (1993).

sul successivo tasso di crescita (beta-convergenza): l'effetto risulta di segno negativo e significativo nel 1970-80, ma non nel decennio successivo<sup>4</sup>.

b) Il tasso d'investimento non è significativo nello spiegare i diversi tassi di crescita regionale, nel periodo che va dagli anni Sessanta a oggi. Anche tenendo conto dei possibili effetti di *spillover* territoriale (per cui la domanda di beni capitali avviene in una regione ma l'utilizzo avviene altrove), questo risultato è sorprendente (e inquietante) perchè gli investimenti sembrano essere, nei lavori di comparazione internazionale, uno dei pochi fattori robusti: la correlazione positiva tra tasso d'investimento e tasso di crescita della produttività non è infatti mai stata messa in discussione, se non dall'evidenza regionale italiana. Ancor più inquietante è che nessun disaggregato degli investimenti risulti correlato col tasso di crescita della produttività<sup>5</sup>.

c) La diversa propensione ad accumulare capitale umano appare essere significativa sulla crescita, o meno, a seconda della *proxy* utilizzata: le variabili di spesa non mostrano alcuna significatività, mentre i tassi di scolarità secondaria (del 1960 o del 1970) appaiono legati con segno positivo e in modo robusto, al tasso di crescita.

d) L'effetto dell'aumento dell'offerta di lavoro sulla variazione della produttività è di significatività dubbia.

e) La spesa per consumi pubblici ha un chiaro e forte effetto negativo sul tasso di crescita della produttività regionale.

Al solo fine di offrire una valutazione quantitativa di ciò che l'evidenza regionale italiana mostra, riportiamo la seguente tabella, tratta da Cellini-Scorcu, 1994, che mostra i risultati di una tipica regressione *cross-section*. In particolare si noti che il risultato di convergenza condizionata (ossia il coefficiente del livello della produttività a inizio periodo) si modifica nei due decenni, e che gli effetti degli investimenti e dell'offerta di lavoro non appaiono significativi.

TAB 2.1 - Convergenza condizionata nelle regioni italiane  
Variabile dipendente: Tasso di crescita della produttività regionale nel decennio.

	1970-80	1980-91
C	0,21 (7,96)	0,11 (1,95)
y0	-0,07 (-6,62)	-0,04 (-1,90)
sc60	0,01 (2,43)	0,009 (1,25)
inv	-0,004 (-0,80)	-0,001 (-0,19)
dlav	-0,005 (-0,37)	-0,02 (-0,94)
cpub	-0,02 (-2,99)	-0,02 (-2,51)
R-2	0,80	0,52
Err. st. regr.	0,003	0,004

Nota: C indica il termine costante; y0 è il livello (in log) della produttività a inizio decennio; sc60 è il tasso di scolarità secondaria superiore nel 1960 (log); inv è il log del rapporto Investimenti/Pil (media nel decennio); cpub è la quota del consumo pubblico sul PIL (in log), media negli anni del decennio; dlav è il tasso di crescita nel decennio delle unità effettive di lavoro. Tra parentesi il valore della statistica t di Student.

<sup>4</sup> Alcuni studi suggeriscono la seconda metà degli anni settanta come punto di svolta; l'anno esatto in cui situare la rottura dipende crucialmente dal periodo analizzato.

<sup>5</sup> De Long - Summers, 1991, suggeriscono che siano gli investimenti in macchinari la variabile rilevante, ma neppure questi, considerati separatamente, mostrano una significativa correlazione nel caso dell'esperienza regionale italiana (cfr. Acconcia, 1995). D'altra parte, lo stock di infrastrutture appare positivamente correlato col livello della produttività ma non col tasso di crescita (cfr. Baussola, 1995, e Picci, 1995).

I fattori appena illustrati sono quelli sui quali si è incentrato il confronto tra teorie esogene ed endogene di crescita. Le prime (ad es., Solow, 1956, e Mankiw-Romer-Weil, 1992) predicono la convergenza di un sistema economico verso uno stato stazionario e quindi la convergenza tra economie che condividono gli stessi parametri strutturali (e quindi lo stesso stato stazionario). Controllato per l'eventuale diversità dei parametri determinanti il sentiero di crescita di stato stazionario, ci si attende che le economie col livello di produttività minore crescano più velocemente di quelle con livello di produttività più elevato (*catching-up*); a livello sezionale dovrebbe quindi esistere una correlazione negativa tra il livello della produttività e il suo successivo tasso di crescita.

Ora, con riferimento all'Italia, tale processo di convergenza condizionata tra le produttività regionali appare avere avuto luogo solo fino agli anni Settanta; l'evidenza successiva darebbe conforto alle teorie di crescita endogena (Romer, 1986, Lucas, 1988) che, sottolineando l'importanza di economie di scala ed esternalità, negano che la convergenza sia un elemento caratterizzante il processo della crescita e predicono, anzi, andamenti divergenti tra le economie.

Quanto agli investimenti, secondo le teorie esogene essi incidono sul livello di stato stazionario a cui tende un'economia, e, nel periodo di transizione, influenzano positivamente la dinamica della produttività, ma non hanno effetto sul tasso di crescita di lungo periodo. Le teorie della crescita endogena sottolineano invece come i rendimenti crescenti e le esternalità derivanti dagli investimenti debbano avere un effetto positivo sul tasso di crescita anche nel lungo periodo. Proprio per questo motivo l'effetto di segno positivo degli investimenti sul tasso di crescita (robusto, se si eccettua il caso delle regioni italiane) viene visto come elemento di conforto alle teorie di crescita endogena<sup>6</sup>. Ragionamenti sostanzialmente identici valgono anche per il tasso di accumulazione del capitale umano e, con segno negativo, per il tasso di crescita dell'offerta di lavoro, che sono le determinanti dello stato stazionario secondo le teorie della crescita esogena, mentre sono le determinanti del tasso di crescita di lungo periodo secondo le teorie della crescita endogena. Infine, la spesa per consumi pubblici ha effetti di spiazzamento; nei modelli di crescita esogena ciò muta solo i livelli delle grandezze ottimali, e non i loro tassi di crescita nel lungo periodo, contrariamente a quanto suggerito dai modelli di crescita endogena.

Accanto alle variabili finora discusse, le diverse analisi empiriche hanno preso in considerazione, di volta in volta, aspetti più specifici, ad esempio la struttura finanziaria, l'apertura commerciale, i cambiamenti strutturali e, per quanto attiene agli aspetti di interesse per questo lavoro, il clima economico-sociale, gli elementi di assetto istituzionale, la stabilità. In modo del tutto generale, pertanto, il tasso di crescita della produttività ( $gy$ ) potrebbe essere espresso come funzione delle seguenti variabili:

$$[1] \quad gy = f(\text{catching-up, investimenti, scolarità, crescita forze di lavoro, consumo e deficit pubblico, debito pubblico, inflazione, cambiamenti strutturali, apertura commerciale, struttura finanziaria, assetto istituzionale, stabilità economico-sociale, grado d'incertezza, ...})$$

---

<sup>6</sup> Nei modelli di crescita esogena, infatti, la propensione ad accumulare capitale fisico è rilevante sulla produttività solo nel processo di transizione verso lo stato stazionario.

Noi intendiamo concentrarci sui fattori di natura socio-istituzionale presenti nella [1]. In realtà, sotto tale etichetta sono compresi molti differenti elementi, alcuni di natura formale (l'ampiezza delle economie, l'esistenza di statuti di autonomia amministrativa, ecc.), altri relativi all'organizzazione dei mercati (ad es., quelli del lavoro o quelli finanziari), altri ancora di natura informale o culturale. Abbiamo già accennato al fatto che non esiste uno specifico modello teorico che studi in modo compiuto e simultaneo tutti i sopracitati fattori. La riflessione su di essi è piuttosto stata sviluppata in contributi diversi, che si situano all'interno di differenti linee di ricerca. Inoltre, la precedente relazione è certamente parte di un sistema più ampio, nel quale le stesse variabili sociali e istituzionali sono influenzate dall'evoluzione economica. E' evidente, pertanto, che il nostro obiettivo non può essere quello di sottoporre a valutazione empirica diretta una teoria o un modello, anche perchè non sarebbe possibile individuare in modo univoco i corrispondenti empirici per i fattori menzionati. In modo più modesto, ci proponiamo di evidenziare e talvolta "misurare" alcune relazioni, così come emergono dai dati regionali.

### **3. Evidenze dalle correlazioni inter-regionali.**

In questa sezione si propone un'analisi di correlazione semplice e un'analisi di causalità bivariata tra alcune possibili *proxy* delle variabili istituzionali e sociali, e il livello e la crescita della produttività, rifuggendo da qualsiasi interpretazione strutturale.

#### **3.1. Le variabili considerate.**

Il processo di crescita è misurato, in modo del tutto tradizionale, dal livello e dal tasso di crescita della produttività del lavoro. Questa viene definita come il rapporto tra il PIL regionale, valutato a valori costanti 1985, e il numero di unità di lavoro standard<sup>7</sup>.

Indagheremo dapprima la stabilità della crescita. L'ipotesi di un tasso medio di crescita indipendente dalla variabilità dello stesso appare un'ipotesi di lavoro troppo semplificata<sup>8</sup>: la stabilità si configura, piuttosto, come un aspetto "ambientale" o "istituzionale", potenzialmente rilevante sulla *performance* media.

Il primo gruppo di variabili esplicative propriamente istituzionali concerne la dimensione e l'assetto "formale" delle Regioni. La misura appropriata della dimensione regionale è però tutt'altro che ovvia: abbiamo scelto di considerare la popolazione residente, ma in alternativa avremmo potuto scegliere l'estensione territoriale o l'ammontare di lavoro utilizzato<sup>9</sup>. Consideriamo inoltre la densità abitativa, che è senz'altro un aspetto rilevante dell'organizzazione del sistema economico. Circa l'aspetto giuridico-formale, considereremo

---

<sup>7</sup> Sulla metodologia impiegata nella costruzione dei dati si veda ISTAT (1990) e SVIMEZ (1993). In particolare, le unità standard cercano di cogliere le forme di lavoro part-time, irregolare e sommerso.

<sup>8</sup> Se emergesse un legame sistematico tra media e varianza del tasso di crescita della produttività, le due grandezze sarebbero determinate simultaneamente e una corretta interpretazione del processo di crescita richiederebbe di considerare esplicitamente due parametri.

<sup>9</sup> Peralto il lavoro è una grandezza endogena al problema esaminato, mentre la popolazione ha un grado di esogenità certamente maggiore nei confronti della situazione economica.

l'esistenza di regioni a statuto speciale, per valutare gli eventuali riflessi economici della diversità nel grado di autogoverno locale.

Il secondo gruppo di fattori esaminati contiene variabili di natura economico-istituzionale. In particolare ci siamo concentrati sull'assetto del mercato del credito e sul funzionamento del mercato del lavoro. La scelta di quale variabile usare come misura del grado d'imperfezione è però problematica. Relativamente al mercato finanziario, ci si è concentrati sulla densità degli sportelli bancari (ipotizzando -non senza forzature- che il grado d'imperfezione si riduca con la "densità finanziaria"), sul rapporto impieghi/depositi degli istituti bancari e sulle stime della sensitività del consumo al reddito corrente, che viene spesso interpretata come indicatore della presenza di vincoli di liquidità alle famiglie.

Anche la misura del funzionamento del mercato del lavoro è controversa. Il diverso grado di flessibilità e dinamicità potrebbe essere colto dai contratti di formazione e lavoro (Fabbri-Scorcu, 1991), ma l'effettivo funzionamento di questo strumento (che peraltro copre solo una parte del periodo esaminato) è stato limitato alle regioni settentrionali - e forse già questa è un'indicazione sul diverso grado di flessibilità. L'indicatore scelto nel caso presente è stato quindi il numero di partecipanti ai corsi di formazione professionale in rapporto alla popolazione, una materia in cui la competenza regionale è piuttosto ampia; per questa variabile, comunque, i dati di alcune regioni sono incompleti, specie negli anni Ottanta.

Il terzo gruppo di variabili tenta di cogliere aspetti legati al "clima sociale". Il primo indicatore considerato è il numero di ore di lavoro perse per sciopero (normalizzate per le unità effettive di lavoro), distinguendo tra ore perse per conflitti originati nell'ambito del rapporto di lavoro e ore di sciopero "per altre cause". Si deve riconoscere la parzialità di questo indicatore osservabile rispetto alle variabili latenti da catturare: dato un certo grado di conflittualità socio-economica, questo emerge più difficilmente nella forma di scioperi in una situazione economica caratterizzata da rapporti di produzione di natura informale (come avviene nel caso del "sommerso") o nel caso di piccole piuttosto che di grandi imprese. Una più puntuale misurazione del grado di conflittualità tramite le ore di sciopero per lavoratore dovrebbe essere aggiustata da varie correzioni "strutturali", un compito che sarebbe andato oltre gli obiettivi di questo lavoro<sup>10</sup>.

Il secondo indice preso in esame è l'indice di criminalità espresso nella forma che generalmente viene considerata nei confronti internazionali: il numero di omicidi volontari compiuti e tentati in rapporto alla popolazione. Anche in questo caso, si tratta di una misura del "disagio sociale" ristretta e parziale, ma che nei lavori *cross-country* si è rivelata statisticamente significativa. Abbiamo inoltre considerato anche il numero di rapine (sempre ponderato per la popolazione): tale indice è difficilmente comparabile per Paesi molto diversi, ma è invece affidabile nelle comparazioni inter-regionali.<sup>11</sup>

---

<sup>10</sup> E' opportuno anche rilevare l'incompletezza dei dati per questa variabile: nell'anno 1990, per es., non è stato reso disponibile il numero di ore perse per sciopero per cause esterne al conflitto di lavoro, per cui il dato è stato ricavato come media dei rapporti disponibili per gli altri anni. Per queste ragioni (significatività dei dati, diversa "copertura" del fenomeno), le indicazioni offerte devono essere considerate come valutazioni di massima.

<sup>11</sup> Data l'elevata correlazione tra tentati omicidi e omicidi, l'utilizzo della sola ultima variabile non avrebbe modificato sostanzialmente le conclusioni dell'analisi. Altri, più generici quozienti di criminalità talvolta utilizzati in letteratura non sembrano adeguati: in certi casi il disagio sociale viene sovrastimato (non sembra corretto "pesare" allo stesso modo il furto di un'autovettura o un omicidio) o sottostimato (alcuni tipi di reato spesso non sono nemmeno segnalati all'autorità di polizia). Inoltre, nel periodo esaminato, per alcune



Nella presente sezione consideriamo tutti questi fattori isolatamente, anche se non c'è dubbio che essi agiscano simultaneamente; la successiva sezione, centrata sull'analisi di regressione multipla, indicherà l'importanza relativa dei fenomeni analizzati.

### 3.2. Il legame tra stabilità economica e crescita.

Esiste una relazione empirica tra regolarità e intensità della crescita? Il *trade-off* tra investimenti a bassa redditività e basso rischio e investimenti a redditività e rischio elevati sottende una relazione positiva tra intensità della crescita e variabilità della stessa (Black, 1987). Stesso effetto comporta il fatto che in certe situazioni, un maggior rischio macroeconomico può sollecitare un risparmio (un'accumulazione) di natura precauzionale (Deveroux e Smith, 1994), benefico per la crescita. D'altro canto, una situazione stabile rende le formazioni delle aspettative più affidabile e ciò può determinare, tramite maggiori investimenti, un circolo virtuoso: a un elevato tasso medio di crescita della produttività si associa una ridotta variabilità dello stesso mentre situazioni di stagnazione (bassi tassi di crescita rispetto alla media) sono caratterizzate da fluttuazioni più accentuate. In riferimento all'esperienza regionale italiana, la situazione è descritta dalla Tab. 3.1.<sup>12</sup>

TAB. 3.1. - Correlazione tra il livello medio (del log) della produttività regionale nel quinquennio (y), il tasso di crescita della produttività (gy), con la deviazione standard del tasso di crescita (dstgy).

	1971-75	1976-80	1981-85	1986-91	1971-91
corr(y,dstgy)	0,389* (1,791)	-0,469**(-2,253)	-0,494**(-2,411)	-0,564**(-2,898)	-0,411*(-1,913)
corr. (gy,dstgy)	-0,552**(-2,890)	0,035 (0,149)	-0,306 (-1,364)	0,110 (0,470)	-0,229 (-0,998)

Nota: ns. elaborazione su dati ISTAT e SVIMEZ. In questa tavola e nelle successive, valori della statistica t sono tra parentesi; quelli significativamente diversi da zero al 5% (10%) sono indicati da \*\* (\*).

Nel caso in esame predomina (a parte la prima metà degli anni Settanta) un rapporto negativo tra *livello* della produttività e irregolarità del suo tasso di crescita: alti livelli di produttività si associano a una crescita più regolare. Si può anche notare che una crescita regolare (con ridotta variabilità relativamente alle altre regioni) non comporta effetti statisticamente significativi sull'intensità media della crescita stessa, di nuovo con esclusione

---

tipologie di reato è cambiata la classificazione adottata dall' ISTAT e non è possibile un confronto omogeneo nel tempo.

<sup>12</sup> Si noti che in letteratura è usuale considerare il logaritmo della produttività del lavoro come una serie storica integrata di ordine 1, per cui il suo tasso di crescita è stazionario: ha quindi senso ipotizzare costante il tasso di crescita medio e calcolare la variabilità della serie rispetto a tale valore. Nei campioni di grande dimensione, media e varianza del tasso di crescita risultano costanti, e la loro correlazione è necessariamente nulla. Per questa ragione, in linea teorica, gli eventuali effetti della variabilità della crescita vengono catturati dalla costante della regressione. Su intervalli di tempo finiti, tuttavia, questa semplificazione è ingiustificata se la serie del tasso di crescita ha -come nel caso presente- varianza condizionale variabile nel tempo.

del periodo 1970-75: solo in questo quinquennio la crescita è più intensa per le regioni in ritardo (*catching-up*) e, nel contempo, più regolare<sup>13</sup>.

In modo sintetico, appare corretto affermare che, per la maggior parte del periodo esaminato, vi è un legame di segno negativo tra livello della produttività ed instabilità del processo di crescita, mentre il legame tra il tasso di crescita e la sua stabilità è piuttosto dubbio.

### 3.3. Il legame tra assetto istituzionale e crescita.

Ricerchiamo ora eventuali legami tra gli elementi della struttura sociale e istituzionale delle regioni italiane e il processo di crescita economica.

La prima caratteristica istituzionale considerata è la popolazione residente (e la densità abitativa) in ciascuna regione.

TAB. 3.2- Correlazione tra livello (in log) (y) e tasso di crescita (gy) del log della produttività, con il numero dei residenti (pop) nella regione.

	1970	1975	1980	1985	1991
corr (y, pop)	0,376 (1,721)	0,435* (2,050)	0,410* (1,907)	0,436* (2,055)	0,391* (1,802)
corr (y, dens)	0,391* (1,802)	0,408* (1,896)	0,394* (1,819)	0,390 (1,780)	0,420* (1,963)
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-91	1970-91
corr (gy, pop <sup>o</sup> )	-0,077 (-0,328)	-0,106 (-0,452)	0,282 (1,247)	-0,136 (-0,582)	-0,031 (-0,131)
corr (gy, dens <sup>o</sup> )	-0,230 (-1,003)	-0,049 (-0,208)	0,197 (0,852)	0,496** (2,423)	0,058 (0,246)

Nota: ns. elaborazioni su dati ISTAT e SVIMEZ. Con <sup>o</sup> indichiamo il dato dell'anno di inizio periodo.

Sulla base della evidenza empirica presentata nella Tabella 3.2, sembrano emergere - con tutte le precauzioni imposte da questo tipo di analisi - alcuni vantaggi connessi a un'adeguata ampiezza: la correlazione tra il livello della produttività e la popolazione nei cinque anni considerati è positiva e significativamente diversa da zero. A grandi dimensioni regionali si associano *livelli* di produttività elevati, forse perchè regioni più ampie hanno consentito la concentrazione al loro interno di mansioni direzionali ad alto valore aggiunto e un migliore sfruttamento delle economie di agglomerazione.

La medesima evidenza emerge considerando la densità abitativa: la correlazione di essa col livello della produttività si mantiene sempre intorno a 0,4, mentre la correlazione tra essa e il tasso di crescita della produttività assume valori in genere non statisticamente diversi da zero (escluso il quinquennio 1980-85, dove è significativamente positiva).

E' difficile affermare se la dimensione (e la densità abitativa) siano fattori rilevanti sul livello della produttività (ad esempio per l'esistenza di economie di scala amministrative

<sup>13</sup> Un risultato simile, ma riferito a due *panel*, di 92 Nazioni e al gruppo dell'OCSE e valido per un periodo di tempo più ampio, è quello di Ramey e Ramey (1994).

o per le opportunità di diversificazione produttiva consentita), o piuttosto conseguenze del passato potere di attrazione su aree limitrofe di nuclei territoriali economicamente sviluppati. In ogni caso, questo effetto appare essere del tutto secondario per quanto riguarda l'intensità del processo di crescita: nell'intervallo 1970-91, la relazione tra popolazione e crescita della produttività è infatti instabile e di dubbia significatività statistica. Solo nella prima metà degli anni Ottanta, un periodo caratterizzato dai processi di concentrazione e ristrutturazione industriale, la correlazione tra queste variabili demografiche e la crescita è positiva e di una certa entità.

Al contrario (a completamento dell'esposizione del paragrafo 3.2), l'ampiezza della regione sembra influenzare positivamente la regolarità della crescita: nel periodo 1971-91 la correlazione tra la deviazione standard del tasso di crescita e la popolazione media risulta pari a -0,570. Tale relazione si mantiene negativa anche in ciascuno degli intervalli quinquennali considerati<sup>14</sup>. Questo risultato non deve sorprendere: esso testimonia che le regioni grandi riescono a operare un'efficace diversificazione riguardo ai disturbi di natura settoriale, a differenza di quelle più piccole. La diversa grandezza delle regioni può quindi suggerire *a priori* l'esistenza di diverse capacità regionali di assorbimento dei disturbi.

La conclusione che quindi sembra possibile trarre è che le regioni di ampiezza maggiore pur non crescendo più della media, si caratterizzano per una maggiore stabilità del processo di crescita; in altre parole, la dimensione regionale ha una funzione stabilizzante, anche se ciò non implica una "omogeneità interna" maggiore.

Il secondo elemento di natura istituzionale concerne l'esistenza, per alcune regioni, di uno statuto speciale. Le regioni, intesa in senso istituzionale, è ben distinta dalla regione economica, e il legislatore non ha certo legato l'adozione di un particolare assetto istituzionale alle condizioni economiche: nel gruppo di regioni a statuto speciale sono presenti aree sia avanzate, sia in ritardo di sviluppo. Non sorprenderà quindi che l'indicatore di correlazione semplice tra livello della produttività e assetto amministrativo a statuto ordinario o speciale non sia significativo. Per valutare tale correlazione (che coinvolge una variabile di tipo dummy), dobbiamo ricorrere alla statistica  $t_k$  di Kendal, basata sulla concordanza di rango. Dalla tab. 3.3 si nota che nessuno dei coefficienti, però, risulta statisticamente significativo e ciò segnala che un alto grado di autonomia regionale non si accompagna a un livello di produttività maggiore; ugualmente, non emerge una differente capacità di risposte alle situazioni congiunturali.<sup>15</sup> E' tuttavia da segnalare come nella seconda metà degli anni Settanta e per tutti gli anni Ottanta nelle regioni a statuto speciale la crescita sia stata relativamente più debole. La presenza del Friuli Venezia-Giulia (che consegue il tasso di crescita più elevato dopo Abruzzo e Molise), non basta infatti a controbilanciare l'effetto negativo di Valle d'Aosta e Sardegna, le due regioni che in assoluto hanno avuto la minore crescita.

---

<sup>14</sup> Per brevità, i valori dei coefficienti di correlazione, leggermente inferiori a quello calcolato sull'intero periodo, non sono riportati. Si perviene a risultati analoghi anche sostituendo la popolazione con il numero delle unità di lavoro standard.

<sup>15</sup> Non è opportuno, peraltro, derivare alcun giudizio sulle capacità di stabilizzazione per tali regioni: è possibile che, in assenza di un regime istituzionale particolare, queste regioni avrebbero potuto sperimentare una crescita "tendenziale" ancor più ridotta. Questo punto viene ripreso e ampliato nel paragrafo 4.2, nel corso dell'analisi *panel*, in cui si ipotizzano sentieri di equilibrio diversi per le venti regioni.

TAB. 3.3 -  $t$  di Kendall tra il rango della produttività e del suo tasso di crescita e dell'assetto istituzionale delle regioni (rss statuto ordinario= 1, statuto speciale=2).

	1970	1975	1980	1985	1991
$t_k$ (y, rss)	-0,047	-0,026	0,021	0,005	0,016
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-91	1971-91
$t_k$ (gy, rss)	-0,068	0,195	0,037	0,100	0,205

Nota: ns. elaborazione su dati ISTAT e SVIMEZ; il valore critico al 5% della statistica  $t_k$  è 0,326 (vedi Kendall e Gibson, 1990, App. A, p. 205). Valori positivi di  $t_k$  stanno ad indicare che le regioni con un più elevato livello di produttività (o tasso di crescita) sono quelle a statuto ordinario.

Gli indicatori dimensionali e di assetto amministrativo non esauriscono certo gli "effetti istituzionali". Molti recenti lavori hanno segnalato l'importanza della struttura finanziaria sulla *performance* di crescita (ad es., Azariadis-Drazen, 1990, Faini-Galli-Giannini, 1992, King-Levine, 1993). Secondo la visione tradizionalmente accolta, la presenza di imperfezioni sui mercati finanziari distorce e riduce gli investimenti e quindi l'intensità della crescita. In un'ottica alternativa, la presenza di vincoli di liquidità sui consumatori comporta un accrescimento del tasso di risparmio e quindi delle possibilità di accumulazione, accelerando il tasso di crescita (Jappelli-Pagano, 1994).

La variabile che abbiamo scelto in questa sede per cogliere gli aspetti di organizzazione istituzionale del mercato del credito è il numero di sportelli bancari (per 10.000 abitanti, in log). Abbiamo considerato un anno per ciascuno dei due decenni, il 1976 e il 1986; la correlazione tra la distribuzione di questi indicatori è 0,992, a riprova del fatto che si tratta di un indicatore di indubbia natura strutturale (anche perchè soggetta a una rigida regolamentazione per la maggior parte del periodo sotto esame). Dalla Tab. 3.4 - righe 1 e 2, si evince come il legame tra tale variabile e il livello della produttività sia piuttosto robusto, mentre è dubbia la correlazione col tasso di crescita; come ricordato, peraltro, la teoria economica non offre indicazioni unanimesi al proposito.

Legato a comportamenti di natura economica degli istituti bancari è il rapporto impieghi/depositi; purtroppo possediamo dati solo per gli anni più recenti e abbiamo scelto di riportare solo le correlazioni col valore che questo rapporto ha assunto nel 1988 (Tab. 3.4, righe 3 e 4): tali correlazioni sono lontane dall'essere statisticamente significative.

La terza variabile legata a comportamenti sul mercato del credito, che prendiamo in considerazione, è il coefficiente di sensitività del consumo al reddito corrente, così come stimato nell'analisi regionale di Scorcu-Cellini (1995); da detta analisi, peraltro, emerge che l'interpretazione di tale coefficiente come indicatore dei vincoli di liquidità cui sono soggette le famiglie, è quantomeno parziale. Dalle righe 5 e 6 della Tab. 3.4 si nota una tendenza di valori più elevati della sensitività del consumo al reddito corrente ad accompagnarsi a più elevati livelli e tassi di crescita della produttività. Una possibile interpretazione potrebbe essere che i vincoli di liquidità emergono con maggiore evidenza laddove le esigenze di credito sono più pronunciate e ciò accade verosimilmente nelle regioni più sviluppate.

TAB. 3.4 - Correlazione tra variabili di natura finanziaria e livello e crescita della produttività.

	1980 (per y); 1970-80 (per gy)	1990 (per y); 1980-90 (per gy)
1) corr(y, sportb) (t.stat)	0,579** (3,013)	0,486** (2,359)
2) corr(gy, sportb) (t.stat)	-0,049 (-0,208)	0,077 (0,328)
3) corr(y, impdep88) (t.stat)	0,366 (1,669)	0,333 (1,589)
4) corr(gy, impdep88) (t.stat)	0,395 * (1,824)	0,089 (0,393)
5) corr(y, senscy) (t.stat)	0,394 * (1,821)	0,504 ** (2,477)
6) corr(gy, senscy) (t.stat)	0,114 (0,487)	0,555 ** (2,832)

Note: righe 1 e 2: la correlazione è tra numero degli sportelli bancari nel 1976 (1986) e livello e tasso di crescita della produttività del lavoro rispettivamente nel 1980 (1990) e nell'intervallo 1970-80 (1980-90); righe 3 e 4: impdep88 indica il rapporto impieghi depositi degli istituti bancari nell'anno 1988; righe 5 e 6: senscy indica il coefficiente di sensitività del consumo al reddito corrente per ciascuna regione, stimato con stime di sistema in Scorcu-Cellini (1995) per il periodo 1970-91.

Fonti: ns elaborazione su dati ISTAT, SVIMEZ, Banca d'Italia.

Influenze importanti nella creazione del capitale umano e dello stock sociale di conoscenze sono esercitate anche dalla formazione professionale. L'incompletezza dei dati relativi a questa variabile ha suggerito di considerare esclusivamente medie decennali; peraltro è opportuno sottolineare che la distribuzione territoriale dei valori nei due decenni è elevata (+ 0,696) e quindi essa coglie effettivamente un aspetto strutturale. Anche in questo caso l'associazione più importante appare quella tra la diffusione della formazione professionale e il *livello* della produttività: il coefficiente di correlazione è positivo e stabile (anche se non è possibile considerarlo significativamente diverso da zero) per cui le regioni maggiormente sviluppate sono anche quelle capaci di attivarsi meglio nel campo della formazione professionale. Al contrario, i risultati sui tassi di crescita sono deboli (riga2).

TAB. 3.5 - Correlazione tra livello medio (del log) della produttività (y) e il suo tasso di crescita (gy), con il numero medio dei partecipanti ai corsi di formazione professionale (in rapporto alla popolazione) (fprof).

	1970-80	1980-90
1) corr(y, fprof)	0,355 (1,613)	0,358 (1,628)
2) corr(gy, fprof)	0,214 (0,929)	0,098 (0,418)

Fonte: ns. elaborazione su dati ISTAT e SVIMEZ.

### 3.4 Il legame tra stabilità sociale e crescita.

Come anticipato, il grado di coesione e stabilità sociale è misurato attraverso due indicatori, i quali, anche se di immediata interpretazione, considerano un'accezione piuttosto ristretta di fenomeni estremamente complessi. Inoltre i dati si prestano talvolta a interpretazioni non univoche e magari differenti da regione e regione: ad esempio, un abbassamento dei quozienti di delittuosità potrebbe essere l'effetto di maggiori condizioni di legalità, ma anche dell'instaurarsi di una sorta di "pax criminale".

Nel tempo vi è un'elevata stabilità della distribuzione territoriale dei quozienti di delittuosità, nonostante l'intensità media dello stesso sia variabile nel tempo<sup>16</sup>: sembra esistere un fattore nazionale che modifica il livello medio del quoziente di delittuosità, ma che lascia le differenze territoriali in buona parte immutate, per cui emerge un "effetto strutturale" regionale.

Esiste, allora, una relazione tra il disagio sociale (così come misurato dagli indici di criminalità) e lo sviluppo economico? Un tentativo di risposta è offerta dalla Tab. 3.6. Emerge una relazione negativa tra livello della produttività e omicidi: un maggior benessere economico si associa a una riduzione del numero di omicidi compiuti e tentati pro-capite. La relazione, dapprima debole, diventa sempre più netta e al termine degli anni Ottanta risulta significativamente diversa da zero. Un trend analogo è condiviso dalla relazione tra quoziente di rapine e livello della produttività: dapprima positiva, tale correlazione si riduce nel corso degli anni Ottanta. Ciò, è evidente, non significa instaurare alcun legame causale tra le variabili, anche perchè la relazione potrebbe essere spuria ed emergere semplicemente come effetto di una terza variabile: ad esempio, un aumento del livello medio di istruzione può giustificare sia una riduzione della propensione a delinquere (e, più in generale, un miglior clima sociale) sia un maggior livello di sviluppo. Circa le relazioni tra la crescita della produttività e livello e crescita della delittuosità, le righe 2 e 3 evidenziano come sia azzardato trarre una qualsiasi conclusione, essendo i valori altamente instabili.

TAB. 3.6 - Correlazione tra (log della) produttività e quozienti di delittuosità (riga1); tasso di crescita della produttività e quozienti di delittuosità (riga 2); crescita della produttività e crescita della delittuosità (riga 3).

	1970	1975	1980	1985	1991
1) corr (y, om)	-0,188 (-0,808)	-0,154 (-0,661)	-0,345 (-1,560)	-0,431* (-2,026)	-0,567**(-3,005)
corr (y, rap)	0,316 (1,413)	0,469** (2,253)	0,152 (0,652)	0,070 (0,298)	-0,041 (-0,174)
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-91	1970-91
2) corr (gy, om <sup>o</sup> )	-0,084 (-0,358)	-0,389* (-1,791)	-0,185 (-0,799)	-0,227 (-0,989)	-0,455**(-2,168)
corr (gy, rap <sup>o</sup> )	-0,326 (-1,463)	-0,233 (-1,016)	0,147 (0,630)	0,351 (1,590)	-0,223 (0,970)
3) corr (gy, gom)	-0,118 (-0,504)	0,427* (2,003)	-0,289 (-1,281)	0,011 (0,047)	0,019 (0,081)
corr(gy, grap)	-0,116 (-0,495)	0,168 (0,723)	-0,145 (0,622)	-0,420* (1,963)	-0,147 (-0,630)

Nota: ns. elaborazione su dati ISTAT e SVIMEZ. Con <sup>o</sup> indichiamo il dato dell'anno iniziale del periodo.

Il secondo elemento di disagio sociale che è stato considerato è il numero di ore pro-lavoratore perse per sciopero, divise poi tra ore perse per cause inerenti i conflitti di lavoro (hlpl) e ore perse per altre cause (hple). Per queste variabili (e in particolar modo per hlpe) solo in parte possiamo assegnare una distribuzione territoriale tipica e quindi considerarle come un elemento strutturale. La distribuzione territoriale del numero di ore di sciopero per

<sup>16</sup>La correlazione delle distribuzioni regionali del numero di omicidi volontari e tentati omicidi volontari per abitante per quinquenni successivi tra il 1970 e il 1975 è 0,853, tra il 1975 e il 1980 è 0,831, tra il 1980 e il 1985 è 0,902 e infine tra il 1985 e il 1991 è 0,948.

unità di lavoro rimane infatti stabile nel corso del tempo, nonostante variazioni rimarchevoli nel livello annuale di conflittualità soprattutto per le ore di sciopero per cause esterne ai conflitti di lavoro (il coefficiente di correlazione tra le frequenze regionali per il 1970, 1975, 1980, 1985 e 1991 e la loro distribuzione media è sempre elevata), mentre nel caso dei conflitti originati all'interno del rapporto di lavoro i corrispondenti coefficienti di correlazione sono superiori a 0,8 solo fino al 1980, per poi cadere a 0,491 nel 1985 e a 0,087 nel 1991. Pure con le riserve riguardo l'adeguatezza di questo indicatore, non è difficile ricavare alcune sommarie indicazioni (v. Tab. 3.7).

A parità di altri elementi, è ipotizzabile che un clima sociale relativamente peggiore (alti livelli di hlpl e, soprattutto, di hlpe), si accompagni a una riduzione del processo di crescita. I dati empirici (a parte l'impossibilità di accertarsi della correttezza dell'assunto di *ceteris paribus*) offrono solo un limitato supporto alla prima ipotesi. Per buona parte del periodo in esame (tutti gli anni Settanta) la relazione tra il livello della produttività e le ore di sciopero, indipendentemente dalla causa, è positiva. E' però interessante notare come il legame tra y e hlpe sia solido anche negli anni Ottanta. Peraltro, è indubbio che il clima sociale e il comportamento sindacale non sia esogeno rispetto alla *performance* nella crescita. Nel 1991 il (debole) legame tra crescita e ore di sciopero per cause di lavoro cambia di segno, quasi a significare una modifica nel legame interpretativo: solo all'inizio degli anni Novanta sembra scioperare maggiormente chi sta peggio (forse per la riduzione dei meccanismi di sostegno delle zone più depresse?)

I legami tra crescita della produttività e variazione del numero di ore di sciopero complessive per lavoratore (dhlpt), numero di ore di sciopero per cause legate al rapporto di lavoro (dhlpl), numero di ore di sciopero per altri motivi (dhlpe), al contrario, appaiono instabili e non significativi. I coefficienti di correlazione calcolati utilizzando i quozienti di inizio o fine intervallo non modificano le conclusioni qualitative e a risultati analoghi si perviene calcolando la correlazione tra i valori annuali delle variabili in questione, valori peraltro influenzati da disturbi di breve periodo.

TAB. 3.7 - Correlazione tra il (log)livello della produttività (y) col numero di ore di sciopero per cause legate al rapporto di lavoro (hlpl) e numero di ore di sciopero per altri motivi (hlpe) e correlazione del tasso di crescita della produttività (gy) con la variazione delle ore di sciopero.

	1970	1975	1980	1985	1991
corr (y,hlpl)	0,641**(3,543)	0,436**(2,005)	0,342(1,544)	0,065(0,276)	-0,260(-1,142)
corr (y,hlpe)	0,583**(3,044)	0,404*(1,874)	0,576**(2,989)	0,574**(2,974)	0,327(1,468)
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1970-91
corr (gy,dhlpl)	0,427* (2,003)	0,342 (1,544)	-0,563** (-2,89)	0,165 (0,710)	0,351 (1,590)
corr (gy,dhlpe)	0,057 (0,242)	0,253 (1,109)	-0,336 (1,513)	-0,128 (-0,547)	0,170 (0,732)

Nota: ns. elaborazioni su dati ISTAT e SVIMEZ

L'interpretazione in termini dinamici delle correlazioni della Tab. 3.7, considerando il tasso di crescita della produttività e del disagio sociale, sembra giustificata solo riguardo alle ore di sciopero per cause di lavoro. Per buona parte del periodo un *incremento* di gy si

accompagna a una significativa crescita di  $hpl$ ; successivamente la relazione non è significativa.

In conclusione, il legame tra scioperi e andamento economico è piuttosto debole, come è suggerito anche dall'analisi di Putnam (1993, p. 137); alcuni effetti appaiono instabili e sembrano avere rilevanza più nel breve che non nel lungo periodo. E' comunque opportuno riaffermare che semplici correlazioni non consentono interpretazioni strutturali precise: l'esistenza di significative relazioni causali, ad esempio, non può essere rilevato sulla base dell'analisi di correlazioni semplici.

### 3.5 - Analisi di causalità.

Un passo intermedio tra una procedura puramente descrittiva effettuata in precedenza e quella più strutturata presentata nel paragrafo successivo, può essere rappresentata dall'analisi di causalità *à la* Granger. E' ben noto il significato (puramente statistico) di tale legame causale; le "relazioni di causalità" di questo tipo sono inoltre molto sensibili all'introduzione di ulteriori variabili esplicative, per cui possono emergere differenze interpretative sostanziali sulla base di differenti insiemi di regressori.

Avremmo voluto condurre test di causalità utilizzando l'intero *panel* di dati a nostra disposizione; tuttavia vi sarebbero stati molti problemi relativi alle proprietà degli stimatori *panel* da utilizzare: le relazioni da sottoporre a stima sono infatti di tipo dinamico (con la variabile indipendente ritardata tra i regressori) e nel caso di variabili integrate di ordine 1 (quali sono molte delle nostre) lo stimatore ad effetti fissi (richiesto nel nostro caso) risulta distorto e inconsistente (v. Pesaran-Smith, 1995); altri stimatori suggeriti da recenti lavori (in particolare lo stimatore a variabili strumentali di Anderson-Hsiao) producono, sui nostri dati, stime con proprietà insoddisfacenti. In conclusione, ci è sembrato opportuno procedere all'analisi di causalità regione per regione.

Ci siamo perciò limitati ad assumere come ipotesi nulla la non-causalità e abbiamo effettuato l'esame, secondo la formulazione di Granger-Sims, sia nel caso di uno che di due ritardi; in questo secondo caso, quasi sempre il risultato è di accettazione della non causalità, mentre la Tab. 3.8 riporta i risultati dei test basati su regressioni con un solo ritardo. L'interpretazione dei test è immediata: ad esempio, l'ipotesi di un'influenza degli omocidi sul livello della produttività è sottoposta a verifica tramite la regressione della riga 1 della tavola 3.8:

$$[2] \quad y_t = a + b y_{t-1} + c om_{t-1} + u_t$$

Mediante un test F si è sottoposta a verifica l'ipotesi  $c=0$ , rifiutandola a un livello di significatività del 5% in un solo caso su 20 regressioni effettuate. Per evidenti ragioni abbiamo limitato l'analisi ai casi in cui l'indicatore presenta variazioni tra anno e anno (cioè per le variabili  $om$ ,  $rap$ ,  $hpl$  e  $hple$ ).

Abbiamo valutato l'esistenza di influenze degli indici di disagio sociale sulla produttività, sia in termini di livelli che di tassi di crescita delle variabili. Gli effetti causali



dei fattori sociali e istituzionali risultano sempre estremamente deboli, salvo che per il caso delle rapine<sup>17</sup>.

Tab. 3.8 - Test di causalità di Granger.

H0	
1 y non è G-causato da om	1
2 gy non è G-causato da $\Delta$ om	1
=====	
3 y non è G-causato da rap	4
4 gy non è G-causato da $\Delta$ rap	1
=====	
5 y non è G-causato da hlpl	
6 gy non è G-causato da $\Delta$ hlpl	2
=====	
7 y non è G-causato da hlpe	1
8 gy non è G-causato da $\Delta$ hlpe	1

Nota: L'ipotesi nulla è l'assenza di causalità a la Granger; il numero riportato indica i casi di rifiuto (su un totale di 20) ad un livello di significatività del 5% (p-value < 0,05).

Altri test, per brevità non riportati, suggeriscono la possibile presenza di deboli effetti di causalità in senso opposto: il livello della produttività sembra influenzare il tasso di criminalità (nella forma di omicidi e rapine) e le ore di sciopero per lavoratore perse per conflitti di lavoro; la relativa interpretazione sembra ovvia: un passato incremento della produttività riduce la conflittualità.

I legami tra la sfera sociale e la crescita economica variabili si presentano oltremodo complessi e l'assunto di esogenità degli indicatori utilizzati tradizionalmente imposto alle analisi di questo tipo non appare completamente giustificato.

#### 4. Evidenze dalle regressioni.

##### 4.1 Regressioni *cross-section*.

Consideriamo dapprima regressioni *cross-section*, focalizzando l'attenzione sui fattori istituzionali (quali la dimensione della regione e l'ordinamento a statuto speciale o meno), sulla stabilità sociale (espressa da indici di criminalità e da indici di conflittualità nei rapporti di lavoro) e sulla stabilità macroeconomica (misurata dalla variabilità del tasso di crescita della produttività).

Data la differenza tra *performance* della crescita negli anni Settanta e Ottanta, segnalata da precedenti lavori, ogni regressione è stata effettuata sui due decenni separatamente.

Il tasso di crescita della produttività del lavoro in ogni regione è stato regredito contro una costante (c), il livello della produttività all'inizio del decennio ( $y_0$ ), il livello di scolarità

<sup>17</sup> A un'analogia conclusione si perviene nei casi intermedi, in cui si valuta la presenza di un legame tra il livello di una variabile e la variazione (o il tasso di crescita) dell'altra, casi che per brevità non sono riportati.

superiore - ossia la percentuale di iscritti alla secondaria sulla popolazione compresa tra 14 e 19 anni nell'anno 1960 (sc60) e, infine, il valore medio nel decennio del rapporto consumo pubblico/PIL (in log). Inoltre, sono state aggiunte, di volta in volta, le variabili socio-istituzionali oggetto specifico dell'analisi. La regressione effettuata è quindi:

$$gy = c + \alpha_1 (y0) + \alpha_2 (sc60) + \alpha_3 (cpub) + \alpha_4 (\text{altre variabili}) + u$$

Circa le variabili istituzionali, l'attenzione si è concentrata sulla *dummy* per le cinque regioni a statuto speciale (rss) e sulla popolazione all'inizio del decennio quale indicatore della dimensione regionale (pop). Come indici di disagio sociale sono stati presi in esame l'indice di criminalità relativo a omicidi compiuti e tentati (om), nonché l'indice di conflittualità sul lavoro dato dalle ore totali di sciopero per unità effettiva di lavoro (hpt). Queste variabili, come già affermato, catturano fenomeni diversi, ma nella logica dei modelli di crescita endogena dovrebbero avere il medesimo effetto - negativo - sulla crescita della produttività. Infine, come indicatore della stabilità della crescita abbiamo considerato la deviazione standard dei tassi di crescita della produttività nei due decenni.

Alle tradizionali variabili economiche, di assodata importanza e sempre inserite nella regressione di base, abbiamo aggiunto i precedenti indicatori, uno per volta: essi appaiono generalmente poco significativi (Tab. 4.1, col. (1)). Anche nel caso in cui tutti gli indicatori siano considerati simultaneamente, nessuno di essi appare statisticamente significativo, eccezion fatta per la *dummy* per le regioni a statuto speciale nel decennio Ottanta. Specificazioni alternative offrono una limitata evidenza di significatività positiva, solo per l'indicatore di autonomia amministrativa - di nuovo - e per l'indicatore di dimensione, nel decennio Ottanta. Il risultato di una possibile specificazione -cui si perviene eliminando le variabili via via meno significative- è riportato nella colonna (2) delle Tab 4.1.

Notiamo un interessante risultato: la considerazione delle variabili istituzionali determina un significativo fenomeno di *catching-up* tra le regioni, anche nel corso degli anni Ottanta (benchè di entità minore rispetto al decennio precedente)<sup>18</sup>. In altre parole, la convergenza condizionata tra le regioni non sembra essersi arrestata, qualora si considerino tra le variabili di condizionamento anche quelle che abbiamo etichettato come "istituzionali". L'evidenza presentata in questa sede suggerisce quindi che dette variabili istituzionali siano state fattore di rallentamento della convergenza nel corso degli anni Ottanta, dato che, quando se ne considera esplicitamente l'effetto, tale convergenza condizionata emerge con maggiore forza.

---

<sup>18</sup> Questa evidenza emerge sia nella colonna 2 della Tab. 4.1, sia in tutte le regressioni di cui alla colonna 1.

TAB. 4.1 - Regressione multipla con variabili istituzionali.

(a) Variabile dipendente: Tasso di crescita della produttività nel periodo 1970-80

Regressore	(1)	(2)
C	+	2,42 (8,27)
y0	-	-0,79 (-7,14)
sc60	+	0,19 (3,32)
cpub	-	-0,30 (-4,60)
rss	0,026 (1,31)	0,03 (1,56)
pop70	0,16e-10 (0,29)	0,38e-10 (0,90)
dens70	0,70e-7 (0,08)	
om70	-37,84 (-0,07)	
hplt	0,003 (0,75)	
hple	0,018 (1,01)	
dstgy	-0,005 (-0,53)	
sportb	0,027 (1,29)	
impdep88	0,152 (2,14)	
senscy	0,093 (1,13)	
fprof	4,037 (0,76)	
R-2		0,82
Err. std regr.		0,032

(b) Variabile dipendente: Tasso di crescita della produttività nel periodo 1980-90

Regressore	(1)	(2)
C	+	2,08 (3,08)
y0	-	-0,67 (-3,02)
sc60	[+]	0,20 (2,70)
cpub	-	-0,30 (-3,54)
rss	0,026 (1,06)	0,05 (1,83)
pop80	0,46e-10 (1,18)	0,79e-10 (1,87)
dens 80	0,17e-3 (2,20)	
om80	298,73 (0,79)	
hplt	0,001 (0,13)	
hple	-0,023 (-1,02)	
dstgy	-0,008 (-0,53)	
sportb	-0,032 (-1,34)	
impdep88	-0,086 (-1,03)	
senscy	0,145 (1,80)	
fprof	-0,354 (-0,15)	
R-2		0,62
Err. st. regr.		0,033

Note: Colonna (1): Risultati delle regressioni in cui C, y0, sc60 e cpub sono sempre inseriti (i coefficienti risultano avere i segni riportati, e sono sempre significativi, a meno che non siano segnati in [ ]); inoltre, vengono aggiunti, uno per volta i regressori : rss (dummy per le regioni a stat. spec.), pop### (popolazione nel 19##), dens### (ab. per km2), om### (quoziente di omicidi tentati e consumati per ab.), hplt (ore perse totali, media nel decennio), hple (ore perse per motivi esterni alle cause di lavoro, media nel decennio), dstgy, deviazione standard del tasso di crescita del reddito negli anni del decennio), sportb (sportelli bancari per

10000 ab. nel 1976 e 86, rispet.), impdep88 (rapporto impieghi/depositi degli istituti bancari, 1988), senscy (sensibilità del consumo al reddito corrente), fprof (iscritti ai corsi di formazione professionale).

La regressione sul periodo unificato 1970-90 conferma nella sostanza l'interpretazione offerta in precedenza: la significatività delle variabili aggiuntive varia da specificazione a specificazione, ma mentre l'indice di criminalità, di conflittualità sociale e di variabilità economica si mantengono generalmente non significativi, la variabile popolazione e la variabile *dummy* per le regioni a statuto speciale risultano in diverse specificazioni positive e significative, talchè riteniamo che la regressione riportata nella seguente tabella 4.2 possa essere considerata quella maggiormente adeguata sull'intervallo 1970-90 nella valutazione degli effetti delle variabili istituzionali. E' da sottolineare che un effetto significativo nel ventennio non appare essere esercitato dagli indici di criminalità o di instabilità sociale.

TAB. 4.2. Regressione multipla con variabili istituzionali

Variabile dipendente: Tasso di crescita della produttività nel periodo 1970-90.

	Coefficiente	(t-stat.)
C	0,143	(9,41)
y0	-0,047	(-8,39)
sc60	0,013	(4,24)
cpub	-0,023	(-6,70)
rss	0,003	(2,18)
pop70	4,64e-10	(2,00)
R-2.	0,86	
Err. st. regr.	0,02	

#### 4.2 Regressioni *panel*.

Nella seconda parte dell'indagine di regressione abbiamo utilizzato tutti i dati annuali per ogni regione, potendo così contare su un *panel* di 440 osservazioni.

Il primo problema che si pone in un'analisi che introduce esplicitamente problemi di serie temporali, riguarda la presenza di radici unitarie nelle serie storiche. Se consideriamo la produttività del lavoro o il reddito procapite nelle singole regioni - ciascuna con 22 osservazioni - per ognuna non si può rifiutare l'ipotesi nulla di presenza di radice unitaria, anche se sappiamo bene che questo potrebbe essere il risultato della bassa potenza dei test. D'altra parte, sulla base di informazione a priori, possiamo ritenere ragionevole che un processo con radice unitaria rappresenti adeguatamente i dati. Sulla scorta di questo assunto, abbiamo sottoposto a regressione un modello a meccanismo di correzione dell'errore (similmente a Cellini, 1994, Cellini-Scorcu, 1994 e Canning-Dunn-Moore, 1995) del tipo:

$$[3] \quad g y_t = \alpha (y^* - y)_{t-1} + \beta \Delta x_t$$

dove  $g y$  è il tasso di crescita annuale della produttività del lavoro,  $y^*=f(x)$  è il livello di equilibrio della produttività del lavoro, che ipotizziamo essere funzione dell'insieme di

variabili  $x$ , vale a dire: il trend, le propensioni a accumulare capitale fisico e umano, il tasso di crescita delle forze di lavoro, la spesa pubblica e di una serie di variabili istituzionali - dimensione regionale, tasso di criminalità, conflittualità totale sul lavoro. Le variabili  $\Delta x$  sono le differenze prime dei regressori considerati, incluse per catturare la dinamica di breve periodo (o risposta d'impatto) della produttività del lavoro.

Dopo avere eliminato i regressori non significativi ed effettuato i test per valutare la presenza degli effetti individuali fissi e la loro eventuale ortogonalità ai regressori, siamo arrivati alla specificazione considerata in Tab. 4.3 nella quale riportiamo esclusivamente le stime con effetti individuali fissi.

TAB. 4.3. Regressione su dati annuali panel con specificazione di tipo ECM ed effetti individuali fissi.

Variabile dipendente: tasso annuale di crescita della produttività .

Regressore	Valore del coefficiente	(t-stat.)
trend	0,26 e-2	(5,04)
cpub(-1)	-0,058	(-2,77)
dlav(-1)	-0,034	(-12,16)
om(-1)	-77,17	(-1,40)
hpt(-1)	0,11e-2	(-3,34)
y(-1)	-0,195	(-7,88)
$\Delta$ dlav	-0,030	(-17,04)
$\Delta$ cpub	-0,700	(-30,05)
$\Delta$ om	-103,89	(-1,77)
R-2.	0,78	
Err. st. regr.	0,013	

Note: Stima con effetti individuali fissi. Per evitare valori negativi al tasso di variazione delle unità di lavoro è stato aggiunto 0,06, prima di considerarne il valore logaritmico.

E' da notare l'effetto negativo e significativo della conflittualità nel lavoro e l'effetto negativo (anche se di dubbia significatività statistica) dell'indice di criminalità, sul livello di equilibrio di lungo periodo della produttività - risultati che non erano emersi in precedenza con chiarezza. A conferma delle considerazioni svolte nel paragrafo precedente, non si sono trovate variabili istituzionali statisticamente significative, nè per la dinamica di lungo periodo, nè per la parte relativa al breve periodo. Tuttavia, la presenza di significativi effetti individuali specifici segnala un'eterogeneità tra le regioni che naturalmente si presta a essere imputata a effetti istituzionali, intesi in senso lato, che non sono stati colti dagli indicatori introdotti. D'altro canto, lo stimatore *within* non può stimare il coefficiente per variabili che mutino tra regione e regione ma non nel tempo (essi sono come effetti fissi, già espressi dal termine costante), ma se effettuassimo la stima OLS (imponendo un'unica costante per tutte le regioni), sia la variabile "regione a statuto speciale", sia il tasso di scolarità nel 1960 apparirebbero positivi e fortemente significativi, a testimonianza del fatto che tali variabili contribuiscono a determinare -certo in modo più complesso di quanto emerge dal lavoro - la specificità regionale.

## 5. Conclusioni.

Data la carenza di dati di lungo periodo, l'analisi empirica dei processi di crescita economica, considerata dalla letteratura più recente, si è concentrata su periodi di tempo relativamente brevi (come quello seguente al secondo dopoguerra), ed ha allargato il numero di Paesi presi in considerazione.

Ma è opportuno assimilare storie molto diverse, per trarre indicazioni comuni sulla crescita? S. Kuznets (1965, p. 29) ci ricorda che:

“...le differenze quantitative, quando superano una certa ampiezza, sono sintomo di basilari differenze qualitative: considerazione che andrebbe tenuta a mente anche nell'esame delle trasformazioni storiche”

Non è quindi certo sorprendente che nelle analisi *cross-section* emergano indicazioni differenti, date le differenti situazioni di partenza, storiche e culturali, oltre che economiche dei Paesi considerati. La significatività di variabili *dummy* per continente, ad esempio, è un'ovvia conseguenza di questo modo di procedere.

Alla base del nostro lavoro vi è la rilevante differenza negli indicatori economici e sociali tra le regioni italiane, ma nel rispetto dell'avvertimento di Kuznets, si è assunto che il confronto tra regioni sia più robusto di quello tra Nazioni, perchè più probabile è il rispetto dell'assunto di *ceteris paribus*: innumerevoli aspetti storici, istituzionali ecc. sono infatti comuni allo sviluppo economico delle diverse regioni.

L'obiettivo centrale del nostro lavoro è stato quello di valutare il ruolo nel processo di crescita, accanto alle tradizionali variabili di carattere economico (tasso di accumulazione di capitale fisico e umano, dinamica delle forze di lavoro ecc.), di alcune variabili istituzionali (la presenza di speciali forme di autonomia amministrativa, l'ampiezza della regione, la diffusione della formazione professionale, la capillarità del sistema bancario) e sociali (quozienti di delittuosità e di conflittualità sociale). Poichè alle variabili istituzionali è sotteso un concetto di regione come entità politica, piuttosto che socio-economica, questo tentativo si scontra con la difficoltà di usare agglomerazioni geografiche appropriate. Riteniamo comunque che questa difficoltà non sia tale da inficiare il risultato complessivo dell'analisi. Accanto a questi aspetti un'ulteriore questione affrontata è quella dell'eventuale legame tra intensità e stabilità della crescita.

Le variabili considerate nel lavoro sono da ritenersi, in linea di massima, come opportuni aggiustamenti per l'ambito regionale delle variabili che recenti lavori empirici hanno introdotto per i confronti internazionali.

I risultati emersi sono piuttosto articolati e non si prestano certo, anche per il carattere preliminare dell'analisi, a conclusioni nette. E' comunque opportuno tentare una lettura complessiva dell'evidenza empirica presentata.

In ambito *cross-section* le variabili istituzionali più rilevanti sono quelle di assetto demografico ed amministrativo; più in generale, la considerazione delle variabili istituzionali rende significativa l'evidenza di convergenza condizionata tra le regioni, anche nel corso degli anni Ottanta -a differenza di quanto emerge in lavori che non considerano tali elementi. In un contesto di regressioni dinamiche su dati *panel*, gli effetti individuali fissi sono presenti e significativi, e la dinamica degli indici di criminalità e di conflittualità sociale sembra avere un certo impatto sul sentiero di equilibrio di lungo periodo della produttività di ciascuna economia regionale, con segno concorde con quanto suggerito dai recenti modelli di crescita endogena.

Siamo peraltro consapevoli che questo lavoro econometrico sugli effetti delle variabili istituzionali sulla crescita regionale consegna risultati necessariamente parziali e lontani dal fornire un quadro esaustivo di sicura interpretazione delle relazioni in oggetto. Le variabili istituzionali considerate ricoprono a livello regionale un ruolo più sfumato di quanto emerge dai confronti internazionali. I motivi di questo risultato possono essere molteplici.

Innanzitutto si potrebbe sostenere che la strumentazione di indagine mutuata dai confronti internazionali non sia appropriata al caso regionale, dove le differenze istituzionali sono troppo modeste per dare luogo a evidenze robuste. Noi non concordiamo con detta posizione estrema. Tuttavia siamo pronti a riconoscere una serie di “critiche interne” che non mettono in dubbio l’adeguatezza della metodologia, ma ne sottolineano alcuni punti delicati.

Primo, le variabili osservate descrivono in modo molto parziale l’efficienza del “funzionamento istituzionale”; inoltre è difficile misurare il “clima sociale” di un’area geografica avvalendosi di un numero limitato di indicatori statistici, per i quali esistono dei problemi di rilevazione. I fattori indagati potrebbero essere importanti (esistono infatti significativi effetti fissi nelle regressioni *panel*) ma le variabili considerate non li catturano adeguatamente o il periodo esaminato è troppo breve.

Secondo, dall’analisi di correlazione, che pure consente di individuare alcune peculiarità nel complesso legame tra struttura sociale e sistema economico, non è possibile trarre un’unica chiave interpretativa. Non a caso, un ulteriore argomento (non necessariamente alternativo) pone in luce i legami che rendono endogena, almeno in parte, la situazione sociale rispetto a quella economica.

Infine, potrebbe darsi che ove gli effetti istituzionali e di stabilità agiscano sulla crescita tramite le decisioni di investimento, la scarsa significatività, nel caso italiano, degli investimenti sulla crescita vanifichi l’effetto delle variabili istituzionali. Per valutare meglio questo aspetto proponiamo la seguente tabella sulla relazione tra investimenti per lavoratore (in log, media nel decennio) e le variabili istituzionali. Vi è un solo caso di significatività statistica e un risultato del tutto analogo emerge anche per la correlazione (su tutti i dati annuali) tra gli investimenti e le variabili istituzionali per le quali possediamo osservazioni annuali, nonchè per i regressori in regressioni multiple. Sembra pertanto corretto sintetizzare che queste variabili istituzionali hanno scarso effetto nello spiegare il diverso grado di investimento nelle regioni e - *a fortiori* - il diverso tasso di crescita.

TAB 5.1 - Correlazione tra gli investimenti e le variabili istituzionali.

Corr (t-stat)	1970-80	1980-90
[Inv, om]	0,121 (0,517)	-0,149 (0,865)
[Inv, hplt]	-0,165 (-0,710)	-0,122 (-0,520)
[Inv, hple]	-0,120 (-0,514)	-0,218 (-0,948)
[Inv, sportb]	-0,009 (-0,038)	0,134 (0,574)
[Inv, fprof]	-0,182 (-0,785)	0,548 (2,785)**

Nota: Inv indica il dato medio nel decennio del logaritmo degli investimenti per unità di lavoro; le altre variabili hanno il consueto significato e ne è stato considerato o il dato medio per gli anni del decennio (om,hplt, hple, fprof) o l’unico dato disponibile nel decennio (sportb).

Fonte: ns. elaborazioni su dati ISTAT, SVIMEZ.

In conclusione, se l'assenza di convergenza condizionata rende problematica la lettura del processo di crescita tramite i tradizionali modelli con progresso tecnico esogeno, anche l'adeguatezza dei modelli di crescita endogena è tutt'altro che ovvia.

Quali riflessioni "in positivo" possiamo allora proporre? I legami tra istituzioni (in senso lato) e crescita sono estremamente complessi e le teorie di crescita endogena hanno avuto il merito di sottolineare il problema.

Nel caso delle regioni italiane gli effetti di alcuni indicatori di assetto istituzionale sono deboli, forse anche per via dell'influenza esercitata dall'economia sull'assetto sociale, un legame che nella letteratura in questione non viene sempre tenuto nella giusta considerazione. Perciò, anche ove fosse possibile modificare con opportuni interventi comportamenti e configurazioni istituzionali, non si potrebbe essere certi con ciò di modificare la *performance* economica.

Può apparire banale e certo semplicistico (o forse anche provocatorio) ma la mole di evidenza empirica prodotta da questo lavoro, sebbene del tutto preliminare, può indurre a pensare che sia un adeguato livello di sviluppo economico l'elemento in grado di ridurre le differenze negli assetti istituzionali -formali e informali- tra le regioni italiane.



## Riferimenti Bibliografici

- Acconcia A., 1995, Differenziali di produttività, intervento pubblico ed investimenti privati: l'analisi delle regioni italiane nel periodo 1970-91, Quaderni del Dipartimento di Teoria e Storia dell'Economia Pubblica, Università di Napoli.
- Alesina A. Perotti R., 1994, The Political Economy of Growth: A Critical Survey of the Recent Literature, *The World Bank Economic Review*, vol 8 n. 3, pp. 351-371.
- Azariadis C., Drazen A., 1990, Threshold Externalities in Economic Development, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, pp.501-526.
- Barro R. J., 1991, Economic Growth in a Cross Section of Countries, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n. 2, pp. 407-443.
- Barro R. J., Sala-i-Martin X. 1991, Convergence across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 107-157, vol.1.
- Barro R. J., Sala-i-Martin X., 1992, Convergence, *Journal of Political Economy*, vol. 100, n. 2, pp. 223-251.
- Baussola M., 1995, Crescita economica regionale, convergenza e investimenti in infrastrutture, mimeo, Università Cattolica del Sacro Cuore.
- Black F., *Business Cycles and Equilibrium*, Cambridge, Mass., Basil Blackwell.
- Bodo G., Sestito P., 1991, *Le vie dello sviluppo. Dall'analisi del dualismo territoriale una proposta per il Mezzogiorno*, Bologna, il Mulino.
- Canning D., Dunn P., Moore M., 1995, Testing the augmented Solow and endogenous growth models, mimeo, University of Belfast.
- Cellini R., 1994, Implications of Solow's growth model in the presence of a stochastic steady-state, *Journal of Macroeconomics*, in corso di pubblicazione.
- Cellini R., Cortese M., Rossi N., 1996, Catastrophes and Growth, working paper, Università di Torvergata.
- Cellini R., Scorcu A.E., 1994, How Many Italies? What Data Show About Growth and Convergence across Italian Regions, 1970-1991, Dip. di Scienze Economiche, Università di Bologna, working paper n. 215.
- De Long J. B., Summers L.H, 1991, Equipment Investment and Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n.2. pp. 445-502.
- Devereux M.B., Smith G.W., 1994, International Risk Sharing and Economic Growth, *International Economic Review*, vol. 35, n. 2, pp. 535-550.
- Fabrizi P., Scorcu A. E., 1990 , Il mercato del lavoro tra sussidi e carenze informative, *Rivista di Politica Economica*, anno LXXX, serie III, n. 4, pp. 41-68.
- Faini R., Galli G., Giannini C., 1992, Finance and Development. The Case of Southern Italy, CEPR Discussion Paper N. 674.
- Fischer S., 1992, Crescita: il ruolo dei fattori macroeconomici, *Rivista di Politica Economica*, vol. 82, pp. 477-507.

- Giannola A., 1989, (a cura di) *Economia e Mezzogiorno: accumulazione, imprese e territorio*, Milano, F. Angeli.
- ISTAT, 1990, Nuova Contabilità Nazionale, Annali di Statistica., serie IX, vol. 9, Roma.
- Jappelli T., Pagano M., 1994, Savings, Growth, and Liquidity Constraints, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109 n.1 pp. 83-109.
- Kendall M., Gibson J., 1990, *Rank Correlation Methods*, London C. Griffin
- King R., Levine R., 1993, Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence, *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, pp. 513-542.
- Kuznets S., 1965, *Sviluppo economico e struttura*, Milano, il Saggiatore.
- Lucas R. E., 1988, On the Mechanics of Development Planning, *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, n. 2, pp. 3-42.
- Mankiw N. G., Romer D. , Weil D., 1992, A Contribution to the Empirics of the Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, n. 2, pp. 407-437.
- Mauro L., Podrecca E., 1994, The Case of Italian Regions: Convergence or Dualism?, *Economic Notes*, vol. 23, n. 3, pp. 447-472.
- Negri Zamagni. V., 1978, *Industrializzazione e squilibri regionali in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- Paci R., Pigliaru P., 1995, Differenziali di crescita nelle regioni italiane: Un'analisi *cross-section*, *Rivista di Politica Economica*, vol. 85 n. 11, pp.
- Picci L., 1995, Productivity and Infrastructure in the Italian Regions, Dip. di Scienze Economiche, Università di Bologna, working paper n. 230.
- Putnam R., 1993, *Making Democracy Work*, Princeton University Press, Princeton, trad. it. *La tradizione civica nelle regioni italiane*, Mondadori, Milano.
- Ramey G., Ramey V. A., 1994, Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth, NBER working paper, n. 4959.
- Romer P., 1986, Increasing Returns and Long Run Growth, *Journal of Political Economy*, vol. 94, n. 5, pp. 1002-1037.
- Scorcu A.E., Cellini R., 1995, Consumo, reddito e vincoli di liquidità: un'analisi regionale, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, vol. 103 n.4 (in corso di stampa).
- Solow R. M., 1956, A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, n. 1, 65-94.
- SVIMEZ, 1993, *I conti economici del Centro-Nord e del Mezzogiorno nel ventennio 1970-1989*, Bologna, il Mulino.