

*Parole chiave:*

capitale sociale, istituzioni intermedie, associazionismo economico, analisi fattoriale.

A. Arrighetti, A. Lasagni e G. Seravalli

**CAPITALE SOCIALE,  
ASSOCIAZIONISMO ECONOMICO E ISTITUZIONI:  
INDICATORI STATISTICI DI SINTESI**

WP 4 /2001

Serie: Economia e Politica Economica



## ABSTRACT

Nel dibattito recente lo sviluppo economico è posto in relazione alla dotazione relativa del capitale sociale, alla diffusione di pratiche cooperative e associative tra imprese e all'azione e all'efficienza delle istituzioni. Mediante l'analisi fattoriale sono stati costruiti indici sintetici che consentono di valutare l'intensità di questi fattori per l'Italia a livello provinciale. Gli indicatori elaborati intendono arricchire l'offerta di strumenti analitici per lo studio della relazione tra sviluppo economico, offerta di beni pubblici e azione collettiva.



## 1. INTRODUZIONE<sup>1</sup>

Negli ultimi anni la letteratura economica ha evidenziato una crescente attenzione al ruolo che i fattori sociali e le strutture istituzionali svolgono nel condizionare e orientare i processi di sviluppo (North 1990; Weingast 1995; Sala-i-Martin 1997; Easterly e Levine 1997; Temple and Johnson 1998; Aron 2000)<sup>2</sup>. Numerosi contributi hanno mostrato come il livello di coesione sociale della comunità (Rodrik 1997; Ritzen, Easterly e Woolcock 2000), la diffusione di pratiche collaborative e associative (Putnam 1993a e 1993b; Narayan 1999)<sup>3</sup> e la dotazione di capitale sociale (Putnam 1993a; Narayan and Pritchett 1997; Woolcock 1998) possono avere effetti diretti sull'incremento del reddito procapite. Altri lavori hanno mostrato che la certezza nell'allocatione dei diritti di proprietà (Nugent 1993) e l'azione e l'efficienza delle istituzioni economiche e di governo<sup>4</sup> sono in grado di influenzare la crescita sia in termini di differenziali cross-country (Barro e Lee 1993; Mauro 1995; Knack and Keefer 1995; Evans 1996a; Alesina e Perotti 1996; World Bank 1997; Brunetti 1997; Knack and Keefer 1997) che di differenziali interregionali (Helliwell e Putman 1995; Barro e Sala-i-Martin 1995; Arrighetti e Seravalli 1999a; Dall'Aglio 1999).

La qualità delle elaborazioni teoriche e delle verifiche empiriche è stata sensibilmente incrementata dalla disponibilità di nuove misure e indicatori statistici (Taylor e Jodice 1988; Summers e Heston 1991; La Porta *et al.* 1998; Kaufmann, Kraay e Zoido-Labaton 1999). I risultati di questi tentativi appaiono particolarmente suggestivi perché, oltre a tracciare nuovi sentieri di ricerca e a evidenziare inedite relazioni tra variabili, hanno costretto l'economia tradizionale a fare i conti con la complessità, ma

---

<sup>1</sup> Gli autori sono grati a Salvatore Curatolo, Vincenzo Dall'Aglio, Mario Menegatti, Manuela Raimondi, Marco Riani e Guglielmo Wolleb per gli utili commenti ad una prima versione del lavoro.

<sup>2</sup> Per gli 'antefatti' di questo dibattito si vedano Adelman e Taft Morris (1965 e 1967).

<sup>3</sup> Le evidenze in merito alla relazione tra attività associativa e crescita non sono comunque concordi. Le stime di Knack e Keefer (1997), per esempio, indicano l'assenza di correlazione significativa tra le due variabili.

<sup>4</sup> Con i termini istituzioni economiche e governo (*government*) comunemente vengono intese entità organizzative e funzioni diverse, non sempre compatibili o coerenti. Generalmente a questi termini vengono associati il sistema legale, che definisce e protegge i diritti di proprietà e garantisce il rispetto dei contratti formali, la burocrazia pubblica (La Porta *et al.* 1998) e i diritti civili e le libertà di associazione (Narayan 1999). In una recente rassegna Aron (2000) segnala come "in the empirical literature the terms politics and institutions encompass a wide range of indicators, including institutional quality ( the enforcement of property rights), political instability (riots, coups, civil wars), characteristics of political regimes (elections, constitutions, executive powers), social capital (the extent of civic activity and organisations), and social characteristics (differences in income and in ethnic, religious and historical background). Economists often rely on several of these types of indicators to captures the features of institutions, although each has a potentially different channel of impact on growth" (p.100). Nonostante l'ampiezza dei criteri definitivi, alcune componenti dell'azione istituzionale di notevole rilevanza sul

anche con i ‘benefici’ analitici, di modelli interpretativi che integrano variabili economiche e informazioni di carattere socio-storico-istituzionale (Barro 1996).

Il presente lavoro si muove in questo ambito di ricerca e intende contribuire alla riflessione sui temi prima indicati fornendo alcuni indicatori statistici che si ritengono utili per lo studio del ruolo dei fattori socio-istituzionali nello sviluppo locale in Italia.

Dal punto di vista metodologico, il ricorso a variabili *proxy* e il carattere composito dei fenomeni analizzati hanno suggerito di privilegiare la costruzione di variabili sintetiche e l'utilizzo dell'analisi fattoriale come strumento che consente di riassumere il modello di correlazioni all'interno di un insieme di variabili osservate in un numero circoscritto di indici (definiti “fattori comuni”). Il principale obiettivo di questa procedura è, infatti, la riduzione delle informazioni statistiche rilevanti, identificando le caratteristiche (variabili ipotetiche o latenti) che consentono di 'spiegare' la maggior parte della varianza osservata in differenti variabili originarie<sup>5</sup>.

Il paper è suddiviso nelle seguenti parti. Nel paragrafo 2 vengono presentati gli indici sintetici che intendono misurare la dotazione relativa di “capitale sociale”<sup>6</sup>. In particolare sono state individuate due componenti principali: la prima è definita di

---

piano analitico non vengono incluse nella precedente classificazione. Per un approfondimento su questo tema si rinvia al § 3.

<sup>5</sup> La letteratura teorica relativa ai metodi di analisi fattoriale è piuttosto estesa e complessa. Secondo Corbetta (1992) è possibile distinguere tra l'analisi fattoriale “esplorativa” e quella “confermativa”. Nel primo caso, la metodologia è utile in quanto non si conoscono né il numero di dimensioni latenti né le caratteristiche dei legami fra variabili e fattori comuni. Nel secondo caso, si suppone che esista un modello teorico da stimare, quindi i vincoli alla struttura dell'analisi fattoriale sono suggeriti da modelli teorici preesistenti. Inoltre, Giampaglia (1995) sottolinea che nella versione “esplorativa” le ipotesi costituiscono un mero indicatore tecnico, mentre con l'analisi fattoriale “confermativa” si possono inserire connessioni o considerazioni più coerenti con il contesto di ricerca considerato. L'approccio scelto in questo paper è l'utilizzo dell'analisi fattoriale in termini “confermativi”. Quindi l'obiettivo è stimare la rilevanza delle dimensioni latenti presenti nel *set* di dati, ponendo a verifica un sistema di relazioni tra le variabili basato su un modello indicato dalla letteratura economica. Tale orientamento appare coerente con l'impostazione di Hair *et al.* (1995) “...in other situations, the analyst has preconceived thoughts on the actual structure of the data, based on theoretical support or prior research. The analyst may wish to test hypotheses involving such issues as which variables should be grouped together on a factor or the precise number of factors. In these instances, the analyst requires that factor analysis take a confirmatory approach - that is, assess the degree of to which the data meet the expected structure of the analyst.”. Nel presente lavoro quindi si è inteso costruire fattori “unici” (e non ruotati), in quanto il risultato rilevante è verificare se le *proxies* scelte siano sufficientemente correlate da produrre un unico indicatore sintetico. La normalità della distribuzione dei dati è spesso indicata come condizione essenziale per l'interpretazione corretta dei risultati ottenuti con questi metodi. Tuttavia, dal punto di vista statistico secondo Hair *et al.* (1995) questa ipotesi è necessaria soltanto per l'applicazione di particolari tests di significatività di uso non corrente. Inoltre, secondo Cunningham e Maloney (1998) “the principal component method of extracting factors was employed rather than the common maximum likelihood or other methods because it does not require normality in the distribution of the variables”. In sostanza, le posizioni degli studiosi su questo tema specifico sembrano controverse. In ogni caso, anche l'adozione di criteri particolarmente selettivi riguardo ai tests di normalità determinerebbe per il presente lavoro l'esclusione di poche variabili (in particolare per i fattori di ‘capitale sociale negativo’ e per la cooperazione in campo agricolo), quindi i risultati generali sembrano abbastanza robusti da questo punto di vista. Tutte le elaborazioni sono state realizzate con il software SPSS per Windows, versione 9.0.

<sup>6</sup> Una prima applicazione di questo schema è in Arrighetti, Lasagni e Raimondi (2000).

capitale sociale “positivo”, secondo l'interpretazione proposta da Putnam (1993a) ed è collegata essenzialmente al livello di *civiness* presente nella comunità locale, mentre la seconda è legata ai fenomeni di “illecito economico”, in base alle indicazioni della letteratura specifica sulla “defezione economica”<sup>7</sup>. Successivamente, nel paragrafo 3, vengono descritte le caratteristiche della variabile sintetica finalizzata a cogliere le peculiarità dell'azione istituzionale più formalizzata (cioè il ruolo delle istituzioni intermedie: scuole tecnico-professionali, banche locali, amministrazioni locali, camere di commercio, ecc.). Infine, nel paragrafo 4 vengono presentati gli indici di sintesi costruiti per analizzare la diffusione geografica relativa delle varie tipologie di associazionismo (associazioni di natura economica, organizzazioni di rappresentanza degli interessi, cooperative, consorzi, ecc.).

Per quanto è stato possibile, i riferimenti temporali delle variabili sono relativi a periodi lontani dal presente (nella maggior parte dei casi le osservazioni sono relative agli anni Sessanta e Settanta e, in alcune circostanze, riguardano periodi precedenti)<sup>8</sup>. Questa scelta riflette l'esigenza di individuare i caratteri “strutturali” dei fenomeni esaminati e di evitare problemi di endogeneità che hanno indebolito non pochi lavori di carattere econometrico riguardanti la relazione tra capitale sociale ed efficienza istituzionale e tra azione istituzionale, *civiness* e crescita economica (Aron 2000).

Le informazioni relative alle variabili a livello provinciale<sup>9</sup> sono state ricavate dalla banca dati ISL (Istituzioni e Sviluppo Locale) messa a punto da un gruppo di ricerca presso la Sezione di Scienze Economiche della Facoltà di Economia di Parma<sup>10</sup>.

## 2. GLI INDICATORI SINTETICI DI CAPITALE SOCIALE E DI ILLECITO ECONOMICO

Il capitale sociale – inteso come insieme di regole e comportamenti sociali (fiducia, reciprocità, senso civico, ecc.) che possono favorire il coordinamento delle azioni individuali (e il superamento dei dilemmi dell'azione collettiva) (Bourdieu 1986;

---

<sup>7</sup> Si veda, fra gli altri, Sutherland (1961).

<sup>8</sup> In alcuni casi non è stato possibile ottenere dati riferiti esattamente al medesimo intervallo temporale, tuttavia è ragionevole ipotizzare che la distribuzione relativa a livello geografico dei fenomeni oggetto di studio non sia mutata in modo rilevante nell'arco di pochi anni.

<sup>9</sup> Al criterio “provinciale” è stato tuttavia necessario apportare alcune deroghe: infatti, per molti indicatori non erano disponibili i dati relativi alle province di Pordenone, Isernia e Oristano, in quanto esse sono state costituite in forma autonoma solo successivamente. Si è ritenuto, quindi, necessario, nel caso di Friuli Venezia Giulia, Molise e Sardegna, fare riferimento al dato regionale, anziché a quello provinciale. Di conseguenza il numero complessivo di osservazioni è pari a 88 (85 province più 3 regioni).

<sup>10</sup> Per una descrizione più dettagliata della banca dati ISL si veda Arrighetti *et al.* (2000).

Coleman 1988; Putnam 1993a e 1993b ; Woolcock 1998; Rossing-Feldman e Assaf 1999) – si ritiene determini un impatto positivo sulla crescita economica attraverso due meccanismi: a livello microeconomico rende più efficienti gli scambi di mercato riducendo i costi transazionali e accentuando le sanzioni indirette (sociali) alla defezione (Coleman 1988); a livello macroeconomico aumenta la qualità e la quantità di beni pubblici offerti, migliora la capacità operativa dei soggetti istituzionali, accentua l'efficacia della regolazione e quindi riduce l'incertezza del sistema. Ambedue le componenti agiscono in senso positivo sullo sviluppo (Grootaert 1998).

Il nesso tra livello di capitale sociale, efficienza dei soggetti istituzionali e sviluppo economico è stato studiato da Putnam (1993a)<sup>11</sup>. Le ipotesi teoriche e i risultati empirici contenuti in questo lavoro sembrano suggerire una relazione causale essenzialmente unidirezionale: il capitale sociale è la sola variabile indipendente che può spiegare sia le differenze nei livelli di rendimento istituzionale che il divario di sviluppo economico<sup>12</sup>. Inoltre, lo stesso stock di capitale sociale presente nel sistema è determinato principalmente dalla storia, dalle tradizioni e dal contesto sociale<sup>13</sup>. In tale interpretazione sembra, dunque, improbabile che le strutture istituzionali (centrali e locali) possano svolgere un significativo ruolo autonomo.

Questa enfasi posta su un'unica variabile esplicativa ha provocato una serie di reazioni critiche da parte di numerosi altri studiosi, i quali hanno sottolineato l'importanza del contributo autonomo dei fattori politici ed istituzionali nel condizionare il livello e la qualità del capitale sociale esistente in una data società o comunità<sup>14</sup>.

In ogni caso, qualsiasi ipotesi venga formulata sulla direzione del nesso di causalità, la misurazione del livello di *civicness* risulta un aspetto rilevante dello studio delle relazioni esistenti tra i fattori culturali, l'impegno civico, l'operare delle istituzioni e la performance del sistema economico.

In Putnam (1993a) vengono individuate almeno tre variabili rappresentative del senso civico per l'Italia:

LETTUR65: la quota percentuale della popolazione totale che leggeva abitualmente nel 1965 (ISTAT 1965);

---

<sup>11</sup> Il campo di applicazione del saggio di Putnam è la riforma regionale italiana degli anni Settanta: come *proxy* del rendimento istituzionale viene utilizzato il grado di efficienza con cui le regioni italiane hanno realizzato i processi di attuazione della riforma, misurato da differenti indicatori riferiti a sei Regioni italiane, e cioè Lombardia, Emilia Romagna, Veneto, Lazio, Basilicata e Puglia.

<sup>12</sup> In questa direzione interpretativa si vedano anche Knack e Keefer (1997), La Porta *et al.* (1997), Goldin e Katz (1999), Knack (2000).

<sup>13</sup> Con riferimento ad ipotesi alternative sulle determinanti della formazione del capitale sociale si vedano Di Pasquale e Glaeser (1999), Alesina e La Ferrara (2000) e Glaeser, Laibson e Sacerdote (2000).

PREFER63: la percentuale di voti di preferenza espressi in occasione delle elezioni politiche del 1963 sul totale dei votanti recatisi alle urne (ISTAT 1963a);

REFER74: la percentuale degli elettori che si sono recati alle urne in occasione della consultazione referendaria (sulla proposta di abrogazione della legge sul divorzio) del 1974 sul totale degli aventi diritto (ISTAT 1974a);

La prima e la terza variabile si ritiene possano essere *proxy* dirette della dotazione di capitale sociale, mentre si può ipotizzare che la seconda sia correlata negativamente alle precedenti in quanto manifesterebbe una “propensione” a concepire la politica come relazione clientelare (*patron-client*).

I dati contenuti nella Tab.1, che rappresentano una estensione della metodologia di Putnam (1993a) dal livello regionale a quello provinciale, sembrano confermare il segno atteso per i fenomeni osservati: il livello di cultura personale (approssimato dalla propensione alla lettura) è positivamente correlato alla partecipazione al referendum, ma presenta una relazione inversa con la *proxy* dell’orientamento “clientelare” alla partecipazione alla vita politica (PREFER63). I coefficienti di correlazione sono molto significativi, e sia il test di Bartlett che il test di adeguatezza campionaria di Kayser-Meyer-Olkin (KMO) indicano che l'analisi fattoriale è adeguata al campione utilizzato<sup>15</sup>.

Dunque è sembrato ragionevole procedere nella costruzione di un fattore denominato CAPSOC. La varianza totale spiegata dal fattore è superiore all'83%, mentre le correlazioni tra le variabili originarie e l'indicatore sintetico (comunemente definiti *factor loadings*) indicano che il grado di comunalità è significativamente elevato<sup>16</sup>.

Nonostante il contributo di Putnam non fornisca specifici riferimenti alla relazione tra capitale sociale e diffusione di condotte illecite, le informazioni statistiche circa la propensione alla defezione e all’opportunità economico possono contribuire alla elaborazione di indici di ‘capitale sociale negativo’.

---

<sup>14</sup> Cfr. Tarrow (1996), Levi (1996), de Rienzo (1998).

<sup>15</sup> Questi due tests consentono di valutare l'applicabilità della metodologia scelta rispetto ai dati disponibili. Mediante il test di sfericità di Bartlett viene verificata l'ipotesi nulla di assenza di correlazione tra le variabili, mentre il test di adeguatezza campionaria di Kayser-Meyer-Olkin consente di quantificare il grado delle interrelazioni tra le variabili e di valutare se l'uso dell'analisi fattoriale è corretto. Questo indice è il rapporto tra la somma dei coefficienti di correlazione iniziali (al quadrato) e la somma dei coefficienti di correlazione iniziali (al quadrato) più la somma dei coefficienti di correlazione al netto dei fattori estratti (al quadrato) (Fabbris, 1997). Il principio sottostante è il seguente: se i fattori specifici non dominano in maniera rilevante quelli comuni (cioè se il denominatore non è molto più grande del numeratore), allora l'analisi ha avuto successo.

<sup>16</sup> Secondo Fabbris (1997), “una percentuale di varianza spiegata del 75% si considera in genere un traguardo, ma spesso si tollerano percentuali inferiori a questo valore [...]. Nell'analisi di dati tratti da indagini sociali, con decine di variabili, anche una frazione del 60%, o anche minore, può essere considerato un buon risultato”.

TABELLA 1.

VARIABILE SINTETICA DEL CAPITALE SOCIALE (ANALISI FATTORIALE DI CAPSOC).

*A. Statistiche descrittive*

	MIN	MAX	MEDIA	DEV.STD.
LETTUR65	17,1	79,1	47,55	16,85
PREFER63	31,5	190,5	107,07	48,24
REFER74	67,6	96,2	87,69	7,38

*B. Matrice dei coefficienti di correlazione di Pearson*

	LETT65	PREF63	REFER74
LETTUR65	1		
PREFER63	-0,752(**)	1	
REFER74	0,707(**)	-0,793(**)	1

*C. Correlazioni tra le variabili originarie e l'indicatore sintetico (factor loadings)*

VARIABILI	FACTOR LOADINGS
LETTUR65	0,896
PREF63	-0,931
REFER74	0,913
TEST DI SFERICITÀ DI BARLETT:	
$\chi^2$ APPROSS. (3 GRADI LIBERTÀ)	162,3(**)
TEST DI ADEGUATEZZA CAMPIONARIA KMO	0,743
% DI VARIANZA CUMULATA SPIEGATA	83,41

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

Note: \*\*Significatività al livello 0,01 (2 code). \*Significatività al livello 0,05 (2 code).

L'analisi economica dell'attività criminale (o più in generale dell'illegalità) ha acquisito un significativo rilievo a partire dagli anni '60<sup>17</sup>. Negli anni più recenti si è osservato che bassi tassi di criminalità economica riducono i costi transazionali aumentando l'efficienza degli scambi regolati attraverso il mercato (Dei Ottati 1995). Comunque

<sup>17</sup> Per una recente rassegna della letteratura rilevante si veda Scitutto (2000), e i suoi riferimenti bibliografici.

comportamenti fondati sulla reciprocità e un elevato livello di capitale sociale non determinano automaticamente effetti favorevoli allo sviluppo. Gruppi sociali molto coesi o organizzazioni economiche fortemente autoregolate, infatti, possono dare origine a forme di capitale sociale 'negativo' che si traduce nella diffusione di pratiche collusive, di corruzione e di riduzione della trasparenza dell'amministrazione pubblica (Mauro 1995, World Bank 1997, Portes 1998).

La propensione all'illecito economico è approssimata dal fattore OPPORT58, costruito sulla base di due variabili:

INSOLV58: numero di protesti levati su cambiali ordinarie e su assegni bancari e numero di tratte non accettate ogni 1.000 abitanti nel 1958 (ISTAT 1958a, e ISTAT 1960);

CRIMEC58: numero di delitti, contro il patrimonio, l'economia pubblica, l'industria e il commercio<sup>18</sup> denunciati (e per i quali l'Autorità giudiziaria ha iniziato l'azione penale) ogni 1.000 abitanti nel 1958 (ISTAT 1958a e ISTAT 1960).

La Tab. 2 mostra che le due variabili sono significativamente correlate, anche se il coefficiente di correlazione non è particolarmente elevato. Il test di Bartlett consente di rifiutare l'ipotesi di assenza di correlazione tra gli indicatori, mentre il test KMO suggerisce qualche cautela nell'interpretazione dei risultati. La varianza totale spiegata dal fattore è circa il 62%.

Successivamente per questa variabile è stata predisposta una versione più recente, OPPORT98, derivante dall'analisi fattoriale di:

INSOLV98: il numero di protesti levati (su cambiali ordinarie, su assegni bancari e numero di tratte non accettate) ogni 1.000 abitanti nel 1996 (ISTAT 1998a e ISTAT 1998b);

CRIMEC98: il numero dei delitti, contro il patrimonio, l'economia pubblica, l'industria e il commerci, denunciati (e per i quali l'Autorità giudiziaria ha iniziato l'azione penale) ogni 1.000 abitanti nel 1996 (ISTAT 1998a e ISTAT 1998b).

I risultati per il nuovo fattore (Tab. 3) sono molto simili ai precedenti, ma è opportuno notare che il coefficiente di correlazione è maggiore, mentre la varianza totale spiegata per OPPORT98 è pari al 64,7%.

---

<sup>18</sup> I delitti contro il patrimonio comprendono: truffa, insolvenza fraudolenta, ecc., mentre i delitti contro l'economia pubblica, l'industria e il commercio riguardano: frode nell'esercizio del commercio, arbitraria invasione aziendale, bancarotta, emissione di assegni a vuoto, ecc.

TABELLA 2.

VARIABILE SINTETICA DELLA PROPENSIONE ALL'ILLECITO ECONOMICO (ANALISI FATTORIALE DI OPPORT58).

*A. Statistiche descrittive*

	MIN	MAX	MEDIA	DEV.STD.
INSOLV58	55,23	517,35	192,19	87,95
CRIMEC58	0,08	1,91	0,335	0,252

*B. Matrice dei coefficienti di correlazione di Pearson*

	INSOLV58	CRIMEC58
INSOLV58	1	
CRIMEC58	0,247(*)	1

*C. Correlazioni tra le variabili originarie e l'indicatore sintetico (factor loadings)*

VARIABILI	FACTOR LOADINGS
INSOLV58	0,790
CRIMEC58	0,790
TEST DI SFERICITÀ DI BARLETT: $\chi^2$ APPROSS. (1 GRADI DI LIBERTÀ)	5,3(*)
TEST DI ADEGUATEZZA CAMPIONARIA KMO % DI VARIANZA CUMULATA SPIEGATA	0,500 62,35

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

Note: \*\*Significatività al livello 0,01 (2 code). \*Significatività al livello 0,05 (2 code).

TABELLA 3.

VARIABILE SINTETICA DELLA PROPENSIONE ALL'ILLECITO ECONOMICO (ANALISI FATTORIALE DI OPPORT98).

*A. Statistiche descrittive*

	MIN	MAX	MEDIA	DEV.STD.
INSOLV98	8,98	124,84	44,27	23,09
CRIMEC98	0,92	20,88	3,83	2,59

*B. Matrice dei coefficienti di correlazione di Pearson*

	INSOV98	CRIMEC98
INSOLV98	1	
CRIMEC98	0,295(**)	1

*C. Correlazioni tra le variabili originarie e l'indicatore sintetico (factor loadings)*

VARIABILI	FACTOR LOADINGS
INSOLV98	0,805
CRIMEC98	0,805
TEST DI SFERICITÀ DI BARLETT: $\chi^2$ APPROSS. (1 GRADI DI LIBERTÀ)	7,7(**)
TEST DI ADEGUATEZZA CAMPIONARIA KMO	0,500
% DI VARIANZA CUMULATA SPIEGATA	64,76

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

Note: \*\*Significatività al livello 0,01 (2 code). \*Significatività al livello 0,05 (2 code).

### 3. L'INDICE SINTETICO RELATIVO ALL'ATTIVISMO DELLE ISTITUZIONI INTERMEDIE

Come si è accennato nell'introduzione, è stato predisposto un indicatore finalizzato a misurare la capacità di iniziativa locale delle istituzioni intermedie. L'ipotesi su cui si basa il modello teorico di riferimento (Arrighetti e Seravalli 1999a e 1999b; Arrighetti, Seravalli e Wolleb 1999) è che la capacità di stimolare lo sviluppo economico locale è tanto più elevata tanto maggiore è l'offerta di beni pubblici selettivi di natura materiale e immateriale<sup>19</sup> a sostegno diretto dell'attività economica e indiretto della coesione sociale e dell'azione collettiva tra gli individui. In questo schema le istituzioni e i governi locali non forniscono solo regole di condotta o esercitano funzioni di *enforcement*. Provvedono anche alla realizzazione di beni pubblici di carattere tangibile e intangibile che permettono il superamento di problemi di coordinamento e di incompletezza dei mercati locali ed entrano come input nei processi produttivi e nelle interazioni sociali a livello comunitario.

L'importanza dell'offerta di beni pubblici selettivi è confermata dai risultati di Arrighetti e Seravalli (1999a) e Dall'Aglio (1999), nei quali viene ipotizzato che la dimensione relativa dei costi di coordinamento per la produzione di beni pubblici e l'incertezza riguardo alla distribuzione dei benefici derivanti da tali beni possano condizionare la scelta effettuata dagli agenti economici riguardo alle soluzioni organizzative più efficienti in ogni contesto locale. Di conseguenza, una delle condizioni essenziali per il consolidamento dello sviluppo è che le istituzioni siano in grado di cogliere l'esistenza delle *complementarità* economiche e di garantire l'offerta "appropriata" di beni pubblici.

In questa attività le istituzioni possono riuscire o fallire. Possono non essere in grado di cogliere le potenzialità di un sistema locale; oppure, pur cogliendole, possono non essere nelle condizioni di garantire il *mix* adeguato di beni pubblici. Inoltre, le complementarità cambiano nel tempo e le istituzioni devono essere sufficientemente flessibili nel cambiare il *mix* di beni pubblici offerto. La capacità delle istituzioni di offrire i beni pubblici "appropriati" dipende anche dal sistema in cui esse entrano in relazione reciproca. Da qui il concetto di "architettura delle istituzioni" (Arrighetti, Seravalli e Wolleb (1999). Ciò che è efficiente o inefficiente è un sistema, non un dato numero di istituzioni singolarmente prese.

---

<sup>19</sup> Un approccio simile è presente in Evans (1996b) e Tandler (1997).

In questo approccio il nesso azione istituzionale e capitale sociale muta rispetto alle ipotesi sviluppate in alcuni dei contributi analizzati in precedenza. La relazione unidirezionale (capitale sociale=>rendimento istituzionale) viene sostituita con un legame di natura cumulativa (ambidue le componenti si rafforzano reciprocamente) (Nugent 1993; Evans 1996a; Das Gupta, Grandvoinet e Romani 2000; Narayan 1999). Ne deriva che “possibilities for civic action are enhanced by the provision of public goods, (...). A more radical view of synergy focuses on ‘embeddedness’. It questions the assumption of distinct public and private spheres and sees trust and productive informal networks not only as a property of civil society but as spanning the public-private divide.” (Evans 1996b, p. 1036).

Allo scopo di individuare le caratteristiche dell’attivismo e dell’iniziativa delle istituzioni intermedie, è stato elaborato il fattore ISTIT. L’analisi fattoriale ha avuto come riferimento le seguenti variabili:

BP: indicatore del grado di importanza delle banche locali nelle diverse economie provinciali nel 1960, ricavato moltiplicando il rapporto percentuale fra l’ammontare degli impieghi di banche popolari, cooperative, casse di risparmio e monti di prima categoria (Banca d’Italia - Servizio Studi, 1960) e l’ammontare degli impieghi del complesso delle aziende di credito nel 1960 (Banca d’Italia - Servizio Studi, 1960) per il grado di specializzazione provinciale nell’industria manifatturiera<sup>20</sup>;

FACAM: fattore relativo alla capacità relazionale e al radicamento nel territorio delle Camere di Commercio risultante dall’analisi fattoriale su due variabili *proxies*: la prima è un indicatore del grado di integrazione tra le strutture di governo camerale e la popolazione delle imprese di riferimento misurata in termini di rapporto fra numero di riunioni degli organi collegiali camerali nel 1953 (Unione Italiana Camere di Commercio, Industria e Agricoltura, 1954) e numero di imprese censite nel 1951 (ISTAT 1951b); la seconda è una *dummy* per l’esistenza di Camere di Commercio prima del Regio Decreto del 1862, con il quale vennero istituite appunto le Camere di Commercio in tutte le province del Regno d’Italia<sup>21</sup>; la percentuale di varianza originaria spiegata dal nuovo fattore FACAM è pari al 65.6%;

---

<sup>20</sup> L’indice di specializzazione di una provincia *i* nel settore *j* è calcolato, in riferimento alla popolazione in condizione professionale, come:

$$S_{ij} = (a_{ij} / a_j) / (a_i / a)$$

dove  $a_{ij}$  indica gli attivi nella provincia *i* nel settore *j*;  $a_j$  gli attivi in Italia nel settore *j*;  $a_i$  gli attivi nella provincia *i*;  $a$  gli attivi in Italia (ISTAT 1951a).

<sup>21</sup> La variabile è stata costruita sulla base di informazioni raccolte in Camera di Commercio di Parma, Archivio Storico, fonti varie.

SPESTRUT: è un indicatore dell'impegno relativo mostrato da parte degli enti locali nel cercare di favorire lo sviluppo economico mediante la fornitura di beni pubblici in grado di creare "economie esterne", misurato dalla media dei rapporti tra pagamenti liquidati dalle amministrazioni comunali per la costruzione e la manutenzione di opere pubbliche e per l'istruzione negli anni 1961,1962 e 1963 (ISTAT 1963b) e il totale dei pagamenti per oneri patrimoniali, spese generali, polizia, sanità e igiene, sicurezza pubblica e giustizia (ISTAT 1963b);

RTEC51: indicatore del grado di "eccedenza" di istruzione tecnica e professionale rispetto al livello di industrializzazione nel 1951, costituito dai valori dei residui (non standardizzati) dell'equazione di regressione che fa dipendere il tasso di istruzione tecnica e professionale nell'anno scolastico 1950-51 dalla percentuale di attivi nell'industria sul totale degli attivi nel 1951 (ISTAT 1950-51).

Le caratteristiche del fattore ISTIT sono illustrate nella Tab. 4. Si può notare che i valori dei coefficienti di correlazione sono significativi, mentre sia il test di Bartlett che il test di adeguatezza campionaria di KMO assumono valori abbastanza robusti, per cui l'uso dell'analisi fattoriale risulta appropriato. La varianza complessiva spiegata da ISTIT è vicina al 50%, e i valori dei *factor loadings* sono elevati per tutte le variabili.

#### 4. GLI INDICI SINTETICI DI ASSOCIAZIONISMO ECONOMICO E GENERALE

Nonostante l'estensione quantitativa e la sua rilevanza negli schemi interpretativi incentrati sul capitale sociale (Putnam, 1993b; Helliwell e Putnam 1995) e sull'attivismo istituzionale (Evans 1996a; Narayan 1999; Arrighetti e Seravalli 1999a), il tentativo di misurare l'importanza relativa delle iniziative associative in campo economico presenti sul territorio italiano è risultato ostacolato dalla scarsità delle informazioni statistiche disponibili. Un importante lavoro di raccolta di dati sull'attività delle associazioni operanti sul territorio, non direttamente collegate agli organismi esistenti a livello nazionale o regionale, è rappresentato da Mortara (1985). Tale ricerca consente di ottenere stime affidabili della consistenza numerica dell'associazionismo economico alla fine del 1982 per ogni provincia. Queste informazioni sono state integrate con *proxies* della propensione delle imprese all'azione collettiva in ambiti settoriali differenziati (agricoltura; artigianato; industria e servizi)

TABELLA 4.

VARIABILE SINTETICA DELL'ATTIVISMO DELLE ISTITUZIONI INTERMEDIE (ANALISI FATTORIALE DI ISTIT).

*A. Statistiche descrittive*

	MIN	MAX	MEDIA	DEV.STD.
BP	0	102	37,81	21,56
FACAM	-1	3	0	1
RTEC51	-20	24	0	7,85
SPESTRUT	0	1	0,48	0,14

*B. Matrice dei coefficienti di correlazione di Pearson*

	BP	FACAM	RTEC51	SPESTRUT
BP	1			
FACAM	0,284(**)	1		
RTEC51	0,238 (*)	0,297(**)	1	
SPESTRUT	0,464(**)	0,262 (*)	0,422(**)	1

*C. Correlazioni tra le variabili originarie e l'indicatore sintetico (factor loadings)*

VARIABILI	FACTOR LOADINGS
BP	0,712
FACAM	0,619
RTEC51	0,692
SPESTRUT	0,790

TEST DI SFERICITÀ DI BARLETT:

$\chi^2$  APPROSS. (6 GRADI DI LIBERTÀ) 50,33(\*\*)

TEST DI ADEGUATEZZA CAMPIONARIA KMO:

0,663

% DI VARIANZA CUMULATA SPIEGATA

49,83

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

Note: \*\*Significatività al livello 0,01 (2 code). \*Significatività al livello 0,05 (2 code).

Una prima tipologia di fenomeni associativi per i quali è stato possibile costruire indici statistici sintetici è costituito da dati relativi alle forme di collaborazione (e azione collettiva) tra le imprese. Innanzitutto, sono state considerate due variabili *proxies* della partecipazione delle imprese artigiane alle attività delle associazioni locali:

TART70: densità associativa degli artigiani nel 1970, cioè il rapporto fra il numero di artigiani aderenti alle diverse associazioni artigiane<sup>22</sup> e il numero di imprese iscritte all'Albo delle imprese artigiane<sup>23</sup> sempre nel 1970;

VOTALB70: indicatore del grado di partecipazione degli iscritti all'Albo delle imprese artigiane alla vita delle organizzazioni di rappresentanza espresso in termini di rapporto fra i voti complessivi validi degli artigiani alle elezioni delle Commissioni Provinciali dell'Artigianato nel 1970 e il totale degli iscritti all'Albo (vedi TART70);

L'esperienza italiana della cooperazione è stata analizzata in numerosi lavori<sup>24</sup>. Tuttavia non è particolarmente agevole la raccolta di dati statistici affidabili per valutarne il ruolo specifico. Motivazioni di completezza e di qualità informativa hanno suggerito di circoscrivere l'attenzione alla propensione all'associazionismo (cooperativo) nel mondo agricolo:

AGCO70Q: la quota percentuale di aziende agricole conferenti prodotti a cooperative agricole o ad organismi simili sul totale delle aziende agricole esistenti nel 1970 (ISTAT 1974b).

Infine, sono state considerate due ulteriori variabili:

UG65: il rapporto percentuale fra numero di associati a gruppi d'acquisto o ad unioni volontarie nel 1965 (Ministero dell'Industria, del Commercio e dell'Artigianato, 1966) e il numero di licenze di commercio fisso esistenti nel 1965 (ISTAT 1964-67);

AFID74: variabile dicotomica che assume valore 1 se nella provincia di riferimento è presente un consorzio di garanzia fidi associato a Artigianfidi costituito prima o durante il 1974<sup>25</sup>; 0 se altrimenti.

La Tab. 5 mostra le correlazioni bivariate tra le variabili considerate. Si può notare che tutti i valori sono significativi per TART70, mentre per le altre variabili i coefficienti di correlazione non risultano particolarmente elevati. In ogni caso, sulla base dei consueti tests di adeguatezza campionaria (Bartlett e KMO) si può osservare

---

<sup>22</sup> Le stime sono state ottenute ipotizzando che sia uguale, provincia per provincia e per tutte le organizzazioni artigiane, la percentuale di iscritti alla CNA sui voti ottenuti sempre dalle liste CNA.

<sup>23</sup> Informazioni raccolte presso le sedi nazionali delle Associazioni artigiane, controllate con dati Artigiancassa.

<sup>24</sup> Cfr. Fornasari e Zamagni (1997), Nomisma (1995) e, per l'agricoltura, Giacomini e Petriccione (1993).

<sup>25</sup> Informazioni fornite da Artigianfidi, Ufficio Studi il 16 settembre 1999.

che non risulta inappropriato utilizzare l'analisi fattoriale. La varianza cumulata spiegata dal fattore estratto (AZ\_IMP1) è superiore al 45%, mentre il grado di comunalità per le variabili può essere considerato complessivamente accettabile.

E' sembrato interessante tentare l'elaborazione di un indicatore di associazionismo tra imprese (AZ\_IMP2) di contenuto simile al precedente, ma con riferimento temporale più recente. A questo fine si sono utilizzate variabili che fanno riferimento ai fenomeni già inclusi nell'indicatore precedente, cioè l'associazionismo artigiano e la cooperazione in agricoltura:

TART95: la densità associativa degli artigiani nel 1995 in termini del rapporto fra il numero di artigiani aderenti alle diverse associazioni artigiane (stime ottenute sulla base degli abbinamenti richiesti dalle aziende artigiane per la delega dei pagamenti INPS alle associazioni quali CNA, Confartigianato, ecc.) e il numero di imprese iscritte all'Albo delle imprese artigiane<sup>26</sup>;

AGCO90Q: la quota percentuale di aziende agricole conferenti prodotti a cooperative agricole o ad organismi simili sul totale delle aziende agricole nel 1990 (ISTAT 1993).

Sono stati inclusi, inoltre, indicatori di partecipazione delle imprese ad iniziative consortili, rilevati solo recentemente:

VIND: il numero di imprese industriali (escluse industrie estrattive e minerarie) associate o consorziate ogni 1.000 imprese industriali (ISTAT 1994);

VSER: il numero di imprese dei servizi (esclusa la pubblica amministrazione) associate o consorziate ogni 1.000 imprese dei SERVIZI (ISTAT 1994);

INDCZ91: il numero di consorzi, società consortili e altre forme associative di tipo consortile iscritte nei Registri della Camera di Commercio prima o durante il 1991 ogni 10.000 imprese iscritte nel 1991<sup>27</sup>;

CNZEXP99: il numero delle imprese associate ad un consorzio per la promozione e/o la vendita all'estero ogni 10.000 imprese censite dal Censimento Intermedio 1996 (Ministero Commercio Estero<sup>28</sup> e ISTAT 1996).

Come si può osservare dalle informazioni riportate nella Tab. 6, il grado di correlazione è particolarmente elevato per gli indicatori di azione collettiva VIND e VSER.

---

<sup>26</sup> Vedi nota 23.

<sup>27</sup> Informazioni fornite da Camera di Commercio di Parma sulla base di interrogazioni dell'Archivio del Registro delle Imprese, febbraio 2000. Sono stati esclusi consorzi, società consortili ecc. con attività economica dichiarata nei settori Costruzioni e Energia.

<sup>28</sup> Informazioni raccolte presso il Ministero del Commercio Estero, Ufficio Promozione e Sviluppo, Archivio domande di contributo Legge 83 del 1989 per i consorzi all'export, giugno 2000.

TABELLA 5.

VARIABILE SINTETICA DELL'ASSOCIAZIONISMO ECONOMICO (ANALISI FATTORIALE DI AZ\_IMP1).

*A. Statistiche descrittive*

	MIN	MAX	MEDIA	DEV.STD.
TART70	0,066	0,82	0,29	0,203
VOTALB70	0,25	0,75	0,50	0,115
AGCO70Q	0,01	66,20	12,95	16,182
UG65	0	10,89	2,03	2,4189
AFID74	0	1	0,56	0,499

*B. Matrice dei coefficienti di correlazione di Pearson*

	TART70	VOTALB70	AGCO70Q	UG65	AFID74
TART70	1				
VOTALB70	0,657(**)	1			
AGCO70Q	0,440(**)	0,271 (*)	1		
UG65	0,529(**)	0,330(**)	0,235(*)	1	
AFID74	0,316(**)	0,157	0,186	0,294(**)	1

*C. CORRELAZIONI TRA LE VARIABILI ORIGINARIE E L'INDICATORE SINTETICO (FACTOR LOADINGS)*

VARIABILI	FACTOR LOADINGS
TART70	0,887
VOTALB70	0,762
AGCO70Q	0,352
UG65	0,716
AFID74	0,507

TEST DI SFERICITÀ DI BARLETT:

$\chi^2$  APPROSS. (10 GRADI DI LIBERTÀ) 105,47(\*\*)

TEST DI ADEGUATEZZA CAMPIONARIA KMO:

0,686

% DI VARIANZA CUMULATA SPIEGATA

48,61

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

Note: \*\*Significatività al livello 0,01 (2 code). \*Significatività al livello 0,05 (2 code).

TABELLA 6.  
VARIABILE SINTETICA DELL'ASSOCIAZIONISMO ECONOMICO (ANALISI FATTORIALE DI AZ\_IMP2).

*A. Statistiche descrittive*

	MIN	MAX	MEDIA	DEV.STD.
TART95	0,046	0,936	0,49	0,194
AGCO90Q	1,477	83,894	18,64	16,627
VIND	11,853	73,028	29,64	12,178
VSER	12,502	83,349	30,96	13,183
INDCZ91	0,560	32,650	7,82	4,920
CNZEXP99	0	124,600	23,73	29,287

*B. Matrice dei coefficienti di correlazione di Pearson*

	TART95	AGCO90Q	VIND	VSER	INDCZ91	CNZEXP99
TART95	1					
AGCO90Q	0,189	1				
VIND	0,194	0,423(**)	1			
VSER	0,304(**)	0,683(**)	0,639(**)	1		
INDCZ91	0,094	0,167	0,437(**)	0,348(**)	1	
CNZEXP99	0,089	0,14	0,455(**)	0,403(**)	0,152	1

*C. Correlazioni tra le variabili originarie e l'indicatore sintetico (factor loadings)*

VARIABILI	FACTOR LOADINGS
TART95	0,387
AGCO90Q	0,700
VIND	0,831
VSER	0,893
INDCZ91	0,531
CNZEXP99	0,554
TEST DI SFERICITÀ DI BARLETT: $\chi^2$ APPROSS. (15 GRADI DI LIBERTÀ)	151,13(**)
TEST DI ADEGUATEZZA CAMPIONARIA KMO: % DI VARIANZA CUMULATA SPIEGATA	0,690 45,27

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

Note: \*\*Significatività al livello 0,01 (2 code). \*Significatività al livello 0,05 (2 code).

Sulla base della significatività dei test di adeguatezza campionaria (Bartlett e KMO), si può procedere con la costruzione del fattore AZ\_IMP2. La varianza totale spiegata appare di poco superiore al 45% e i valori dei *factor loadings* risultano elevati per tutte le variabili ad eccezione di TART95.

Dopo aver considerato le informazioni disponibili riguardanti le forme associative di carattere propriamente economico, è interessante considerare anche dati che possono fornire un'indicazione più generale sulla propensione alla cooperazione e alla predisposizione di iniziative collettive non solo sul piano economico ma anche su quello culturale. In questo senso le informazioni contenute nel censimento realizzato dal CIRIEC e pubblicato in Mortara (1985) sono risultate di grande utilità. Il fattore di associazionismo generale (ASSOC), infatti, è stato elaborato sulla base delle seguenti variabili tratte dal lavoro appena ricordato:

ASECO\_AV: il numero medio di associazioni di tipo tecnico-economico ogni 100.000 abitanti nel 1982 (Mortara 1985 e ISTAT 1983);

ASCUL\_AV: il numero medio di associazioni di tipo culturale ogni 100.000 abitanti nel 1982 (Mortara 1985 e ISTAT 1983).

Come si può osservare nella Tab. 7, la correlazione tra le due variabili è significativa e abbastanza elevata. Nonostante il valore non elevato del test di adeguatezza campionaria KMO, la significatività del test di sfericità di Bartlett può suggerire che sia ragionevole provare a costruire un fattore sintetico tra le variabili considerate. In questo caso, la varianza complessiva spiegata sulla base del fattore ASSOC è superiore al 74%.

## 5. CONCLUSIONI

L'obiettivo del presente lavoro è essenzialmente metodologico e riguarda la predisposizione di variabili sintetiche dirette a misurare la dotazione relativa del capitale sociale, la propensione all'associazionismo generale e economico e la capacità di iniziativa delle istituzioni intermedie in Italia. Attraverso l'analisi fattoriale sono stati costruiti indici che consentono di valutare l'intensità dei fenomeni esaminati a livello provinciale. Gli indicatori elaborati intendono arricchire l'offerta di strumenti analitici per lo studio della relazione tra sviluppo economico, offerta di beni pubblici categoriali e azione collettiva.

TABELLA 7.

VARIABILE SINTETICA DELL'ASSOCIAZIONISMO GENERALE (ANALISI FATTORIALE DI ASSOC).

*A. Statistiche descrittive*

	MIN	MAX	MEDIA	DEV.STD.
ASECO_AV	0	3	0,76	0,59
ASCUL_AV	0	18	3,05	2,88

*B. Matrice dei coefficienti di correlazione di Pearson*

	ASECO_AV	ASCUL_AV
ASECO_AV	1	
ASCUL_AV	0,497(**)	1

*C. Correlazioni tra le variabili originarie e l'indicatore sintetico (factor loadings)*

VARIABILI	FACTOR LOADINGS
ASECO_AV	0,865
ASCUL_AV	0,865
TEST DI SFERICITÀ DI BARLETT: $\chi^2$ APPROSS. (1 GRADI DI LIBERTÀ)	24,24(**)
TEST DI ADEGUATEZZA CAMPIONARIA KMO: % DI VARIANZA CUMULATA SPIEGATA	0,500 74,84

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

Note: \*\*Significatività al livello 0,01 (2 code). \*Significatività al livello 0,05 (2 code).

## RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

Adelman, I. e C. Taft Morris (1965), "A Factor Analysis of the Interrelationship Between Social and Political Variables and Per Capita Gross National Product", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 79, n.4, pp.555-578.

Adelman, I. e C. Taft Morris (1967), *Society, Politics and Economic Development*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press.

Alesina, A. e E. La Ferrara (2000), "Participation in Heterogeneous Communities", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, August, n. 3

Alesina, A. e R. Perotti (1996), "Income Distribution, Political Instability and Investment", in *European Economic Review*, vol. 80, pp. 1203-1228.

Aron, J. (2000), "Growth and Institutions: A Review of the Evidence", in *The World Bank Research Observer*, vol. 15, n. 1.

Arrighetti, A., e G. Seravalli (a cura di) (1999a), *Istituzioni intermedie e sviluppo locale*, Roma, Donzelli Editore.

Arrighetti, A. e G. Seravalli (1999b), "Istituzioni e costi di coordinamento", Istituto di scienze economiche, Università di Parma, Working Paper n.6.

Arrighetti, A., e G. Seravalli e G. Wolleb (1999), "Istituzioni e sviluppo locale: uno schema interpretativo", Università di Parma Dipartimento di Economia, mimeo.

Arrighetti, A., A. Lasagni, G. Seravalli, e G. Wolleb (a cura di) (2000), "La banca dati ISL", Università di Parma, Dipartimento di Economia, mimeo.

Arrighetti, A., A. Lasagni e M. Raimondi (2000), "Capitale sociale, istituzioni e rendimento istituzionale", Università di Parma Dipartimento di Economia, mimeo.

Banca d'Italia - Servizio Studi (1960), *Bollettino mensile*,

Barro, R. (1996), "Democracy and Growth", in *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n. 1, pp.1-27

Barro, R. e J. Lee (1993), "Looser and Winners in Economic Growth", in NBER Working Paper, n.4341

Barro, R. e Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, Mc Graw Hill

Bourdieu, P. (1986), "The Forms of Capital", in J. Richardson (ed.), *Handbook of Theory and Research for Sociology of Education*, Westport, Greenwood Press.

Brunetti, A. (1997), "Political Variables in Cross-country Growth Analysis", in *Journal of Economic Surveys*, vol. 11, n. 2.

- Coleman, J. (1988), "Social Capital in the Creation of Human Capital", in *American Journal of Sociology*, vol. 94, pp. 95-120.
- Corbetta P. (1992), *Metodi di analisi multivariata per le scienze sociali*, Il Mulino, Bologna.
- Cunningham, W. V. e W. F. Maloney (1998), "Heterogeneity among Mexico's micro-enterprises: an application of factor and cluster analysis", World Bank Policy Research Working Paper.
- Dall'Aglio, V. (1999), "Istituzioni intermedie e dinamica della distribuzione del reddito nelle province italiane: una verifica empirica non parametrica", in A. Arrighetti e G. Seravalli (a cura di) (1999a).
- Das Gupta, M., H. Grandvinnet e M. Romani (2000), "State-Community Synergies in Development: Laying the Basis for Collective Action", World Bank Working Paper n. 2439.
- Dei Ottati, G. (1995), *Tra mercato e comunità: aspetti concettuali e ricerche empiriche sul distretto industriale*, Milano, F. Angeli
- De Renzio, P. (1998), "Capitale sociale e buon governo", in *Politica Internazionale*, n. 5, (settembre-ottobre).
- DiPasquale, D. e E. Glaeser (1999), "Incentives and Social Capital: Are Homeowners Better Citizens?", in *Journal of Urban Economics*, vol. 45, n. 2, pp.354-384.
- Easterly, W. e R. Levine (1997), "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n. 4, pp. 1203-50
- Evans, P. (1996a), "Development Strategies across the Publi-Private Divide", in *World Development*, vol. 24, n. 6, pp. 1033-1037
- Evans, P. (1996b), "Government Action, Social Capital and Development: Reviewng the Evidence on Synergy", in *World Development*, vol.24, n.6, pp. 1119-1132
- Fabbris, L. (1997), *Statistica multivariata. Analisi esplorativa dei dati*, Milano: McGraw-Hill.
- Fornasari M. e V. Zamagni (1997), *Il movimento cooperativo in Italia. Un profilo storico-economico (1854-1992)*, Firenze, Vallecchi Editore.
- Giacomini, C. e G. Petriccione (1993), "Sviluppo e crisi della cooperazione agro-alimentare negli anni ottanta", in A. Pacciani e Petriccione G. (a cura di), *La cooperazione agro-alimentare*, Bologna, Il Mulino.
- Giampaglia, G. (1995), "Dai modelli a indicatori multipli ai modelli LISREL: una rivoluzione silenziosa nella ricerca sociale", *Sociologia e ricerca sociale*, Vol. 46, pp. 47-65.

- Glaeser, E., D. Laibson, B. Sacerdote (2000), "The Economic Approach to Social Capital", NBER Working Paper Series, n. 7728.
- Goldin, C. e L. Katz (1999), "Human Capital and Social Capital. The Rise of Secondary School in America, 1910-1940", in *Journal of Interdisciplinary History*, , vol.29, pp. 683-723.
- Grootaert, C. (1998), "Social Capital: the Missing Link", World Bank, Social Capital Initiative, Working Paper n.3, April
- Hair, J.F., Anderson R.E., Tatham R.L. e W. C. Black (1995), *Multivariate data analysis with readings*, Englewood Cliffs (N.J.): Prentice-Hall.
- Helliwell, J. F. e R. Putnam (1995), "Economic Growth and Social Capital in Italy", in *Eastern Economic Journal*, vol. 21, n. 3.
- ISTAT (1950-1951), *Annuario statistico dell'istruzione italiana*, Roma.
- ISTAT (1951a), *Censimento generale della popolazione*, Roma.
- ISTAT (1951b), *Censimento dell'industria e del commercio*, Roma.
- ISTAT (1958a), *Annuario di statistiche giudiziarie*, Roma.
- ISTAT (1958b), *Statistiche giudiziarie civili*, Roma.
- ISTAT (1960), *Annuario di statistiche provinciali*, Roma.
- ISTAT (1963a), *Elezione della Camera dei Deputati, Vol. II, Voti di lista e voti di preferenza*, Roma.
- ISTAT (1963b), *Bilanci delle amministrazioni regionali, provinciali e comunali*, Roma.
- ISTAT (1964-1967), *Annuario di statistiche provinciali*, Roma.
- ISTAT (1965), *Indagine speciale sulle letture in Italia*, Roma.
- ISTAT (1974a), *Annuario di statistiche provinciali*, Roma.
- ISTAT (1974b), *Censimento dell'agricoltura*, Roma.
- ISTAT (1983), *Annuario di statistiche demografiche*, Roma.
- ISTAT (1993), *Censimento dell'agricoltura*, Roma.
- ISTAT (1994), *Censimento dell'industria e dei servizi*, Roma.
- ISTAT (1996), *Censimento intermedio dell'industria e dei servizi*, Roma.
- ISTAT (1998a), *Popolazione regionale, popolazione provinciale, popolazione dei grandi comuni per sesso, età e stato civile al 1° gennaio dell'anno*, Roma.

- ISTAT (1998b), *Annuario di statistiche giudiziarie*, Roma.
- Kaufmann, D., A. Kraay e P. Zoido-Labaton (1999), "Aggregating Governance Indicators", World Bank, Working Paper n. 2195
- Knack, S. (2000), "Social Capital and the Quality of Government: Evidence from U.S. States", in World Bank, Working Paper n. 2504.
- Knack, S. and P. Keefer (1995) "Institutions and Economic Performance: Cross-country Tests Using Alternative Institutional Measures", in *Economics and Politics*, vol. 7, pp. 207-227.
- Knack, S. and P. Keefer (1997) "Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-country Investigation", in *Quarterly Journal of Economics*, vol.112, n. 4, pp.1251-1288.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer e R. Vishny (1997), "Trust in Large Organizations", in *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 87, pp.333-338.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer e R. Vishny (1998), "The Quality of Government", NBER, Working Paper n. 6727.
- Levi, M. (1996), "Social and Unsocial Capital: a Review Essay of Robert Putnam "Making Democracy Work", in *Politics & Society*, vol. 24, n. 1, pp. 45-55.
- Mauro, P. (1995) "Corruption and Growth" in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, n. 3,, pp. 681-712.
- Ministero dell'Industria, del Commercio e dell'Artigianato (1966), *Caratteri strutturali del sistema distributivo in Italia nel 1965*, Roma.
- Mortara, A.(a cura di) (1985), *Le associazioni italiane*, CIRIEC, Milano, Franco Angeli.
- Narayan, D. (1999), "Social Capital and the State: Complementarity and Substitution", World Bank, Working Paper n. 2167.
- Narayan, D. and L. Pritchett (1997) "Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania", Social Development and Development Research Group, Policy Research Working Paper n. 1796.
- Nomisma (1995), *Regole e istituzioni per un mercato efficiente. La forma cooperativa fra antiche esperienze e nuovi bisogni*, Bologna.
- North, D. (1990), *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Nugent, J.B. (1993), "Between State, Market and Households: A Neoinstitutional Analysis of Local Organizations and Institutions", in *World Development*, vol. 21, n.4, pp. 623-632

- Portes, A. (1998) "Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology", in *Annual Review of Sociology*, vol. 22, pp. 1-24
- Putnam, R. D., (1993a), *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton, Princeton University Press (Trad it. *La tradizione civica delle regioni italiane*, Milano: Saggi Mondadori, 1993.
- Putnam, R. D., (1993b), "The Prosperous Community. Social Capital and Public Life", in *American Prospect*, vol. 13, pp.35-42.
- Ritzen, J., W. Easterly and M. Woolcock (2000), "On 'Good' Politicians and 'Bad' Policies: Social Cohesion, Institutions and Growth", World Bank, Working Paper n.2448.
- Rodrik, D. (1997), "Where Did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict and Growth Collapses", NBER, Working Paper n. 6350
- Rossing Feldman, T. e S. Assaf (1999), "Social Capital: Conceptual Framework and Empirical Evidence", World Bank, Social Capital Initiative, Working Paper n. 5.
- Sala-i-Martin, X. (1997), "I Just Run Two Million Regressions", in *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol.87, n.2, pp. 179-183
- Sciutto, M.C. (2000), "Criminalità economica, istituzioni intermedie e capitale sociale", Tesi di laurea, Facoltà di Economia, Università di Parma.
- Summers, R. e A. Heston (1991), "The Penn World Tables (Mark 5): an Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 8, maggio, pp. 327-368
- Sutherland E.H. (1961), *White-collar crime*, New York.
- Tarrow, S. (1996), "Making social science work across space and time: a critical reflection on Robert Putnam's Making democracy work", in *American Review of Political Science Review*, Vol. 9, n.2, Giugno.
- Taylor, C. e D. Jodice (1988), *World Handbook of Political and Social Indicators*, New Haven, Yale University Press.
- Temple, J. and P. Johnson (1998), "Social Capability and Economic Growth", in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n.3, pp. 965-990.
- Tendler, J. (1997), *Good Government in the Tropics*, Baltimore, John Hopkins University Press
- Unione Italiana Camere di Commercio, Industria e Agricoltura (1954), *Rassegna dell'attività delle Camere per il 1953*, Roma.

Weingast, B. (1995), "The Economic Role of Political Institutions: Market-preserving Federalism and Economic Development", in *Journal of Law, Economics, and Organization*, vol 11, pp. 1-31

Woolcock, M. (1998), "Social Capital and Economic Development: Toward a Theoretical Synthesis and Policy Framework", in *Theory and Society*, vol. 27, n.2, pp. 151-208

World Bank (1997), *World Development Report 1997: The State in a Changing World*, Oxford, Oxford University Press

## APPENDICE

### I VALORI DEI PUNTEGGI FATTORIALI A LIVELLO PROVINCIALE

PROVINCIA	CAPSOC	OPPORT58	OPPORT98	ISTIT	AZ IMP1	AZ IMP2	ASSOC
Torino	0,883	0,236	-0,519	-0,167	0,185	-0,695	0,606
Vercelli	0,879	-0,819	-1,397	0,630	-0,117	-0,878	0,201
Novara	0,901	-0,700	-0,871	1,157	-0,712	0,924	-0,652
Cuneo	0,485	-1,282	-0,869	0,439	-0,619	-0,430	-0,747
Asti	0,621	-0,975	-0,801	0,741	0,508	-0,260	0,019
Alessandria	0,560	0,087	-0,363	0,303	0,413	-0,181	-0,374
Aosta	0,366	-0,945	-0,244	0,896	-0,488	-0,753	2,671
Varese	1,035	-0,692	-0,059	0,346	0,067	-0,222	-0,902
Como	1,246	-0,377	-0,748	0,454	0,446	0,174	-0,925
Sondrio	0,168	-1,526	-1,018	3,083	0,619	0,294	0,443
Milano	1,336	0,706	2,909	0,181	-0,225	-0,427	1,651
Bergamo	0,706	-0,787	-0,641	1,260	1,441	-0,310	-1,047
Brescia	0,880	-0,884	-0,327	0,605	0,077	-0,607	-0,715
Pavia	0,867	-0,937	-0,023	0,585	0,213	-0,465	-0,502
Cremona	1,163	-1,342	-0,573	1,774	0,412	0,506	-0,819
Mantova	1,218	-0,807	-0,748	1,555	-0,595	0,886	-0,777
Bolzano	0,698	-0,294	-1,498	1,623	1,669	-0,871	1,082
Trento	0,866	-0,878	-1,353	1,055	1,701	0,925	3,642
Verona	0,847	-0,604	0,170	1,495	-0,215	0,274	0,530
Vicenza	0,701	-0,955	-1,194	1,442	0,486	0,772	0,088
Belluno	0,498	-1,395	-1,589	2,076	1,927	1,991	0,267
Treviso	0,880	-1,251	-1,190	0,884	0,683	0,721	0,312
Venezia	0,839	0,058	-0,456	0,367	-0,114	1,212	0,488
Padova	0,621	-0,268	-0,694	0,990	0,427	0,592	0,679
Rovigo	0,336	-1,001	-0,983	1,374	-0,010	0,958	0,520
Friuli V. G.	0,810	-0,720	-0,976	0,624	0,626	0,846	1,891
Imperia	0,586	0,016	0,095	-0,649	-0,415	-0,964	-0,907
Savona	1,021	0,011	-0,781	0,056	-0,431	-0,942	-0,488
Genova	0,869	0,168	-0,610	-0,268	0,206	-0,413	1,446
La Spezia	0,794	0,145	-0,157	0,101	0,282	1,139	-0,939
Piacenza	0,766	-0,929	-0,894	1,489	1,009	0,449	-0,281
Parma	0,850	-0,716	-0,444	1,090	1,986	1,975	0,725
Reggio Emilia	0,477	-1,396	-0,697	0,476	2,359	2,212	0,505
Modena	0,801	-0,905	-0,866	1,524	1,873	2,331	-0,229
Bologna	1,137	0,218	-0,536	0,162	2,155	1,697	1,516
Ferrara	0,886	-0,587	-1,037	0,403	1,629	1,611	-0,046
Ravenna	0,976	-0,498	-0,906	0,447	2,470	3,076	0,852
Forlì	0,651	0,003	-0,641	-0,037	1,248	1,352	-0,403
Massa Carrara	0,468	1,270	0,856	-0,465	-0,486	-0,256	-0,381
Lucca	0,387	0,600	0,151	0,100	-0,818	-0,432	-0,536
Pistoia	0,865	0,518	0,414	0,368	0,799	0,107	-0,089
Firenze	1,133	1,501	-0,339	-0,200	1,173	0,385	1,128
Livorno	0,753	2,302	-0,150	-0,315	0,343	-0,260	-0,098
Pisa	0,791	0,976	-1,077	-0,418	0,025	0,854	0,476

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.

# I VALORI DEI PUNTEGGI FATTORIALI A LIVELLO PROVINCIALE

(continua)

PROVINCIA	CAPSOC	OPPORT58	OPPORT98	ISTIT	AZ_IMP1	AZ_IMP2	ASSOC
Arezzo	0,613	-0,563	-0,076	0,569	1,431	0,937	-0,524
Siena	0,779	4,079	-0,111	-0,459	1,516	1,036	1,443
Grosseto	1,021	1,434	-0,248	-0,552	1,345	0,864	-0,366
Perugia	0,089	-0,270	-0,294	0,557	-0,629	1,885	1,358
Terni	0,383	0,689	0,102	-0,556	-1,070	0,975	2,379
Pesaro	0,198	-0,192	-0,204	-0,242	0,985	0,721	0,949
Ancona	0,333	-0,021	-0,477	0,458	0,451	0,819	0,287
Macerata	0,467	0,185	-0,182	0,481	-0,566	0,088	1,471
Ascoli Piceno	-0,048	0,298	-0,142	0,192	-0,534	0,481	-0,066
Viterbo	0,162	0,162	0,373	-1,224	0,416	-0,091	-0,112
Rieti	0,197	-0,647	0,279	0,021	-0,808	-0,754	-0,254
Roma	0,259	2,393	3,792	-1,408	-0,478	-0,792	3,224
Latina	-0,343	0,500	1,689	-0,786	-0,943	-1,099	-0,997
Frosinone	-0,917	-0,467	1,465	-0,552	-1,065	-0,740	-0,805
L'Aquila	-0,693	-0,376	-0,204	-1,296	-0,134	-0,627	0,666
Teramo	-0,931	-0,273	1,875	0,562	-0,696	-0,522	-0,560
Pescara	-0,596	0,250	1,660	-0,022	-0,649	-0,983	-0,394
Chieti	-0,921	-0,301	0,639	0,094	-0,707	-0,318	-0,987
Molise	-0,816	1,866	-0,098	-1,428	-0,590	-0,596	-0,579
Caserta	-1,688	-0,381	1,878	-1,172	-1,432	-1,211	-0,663
Benevento	-1,462	-0,775	1,204	-0,693	-0,907	-1,339	-0,545
Napoli	-1,391	1,932	2,711	-1,222	-1,268	-1,222	-0,367
Avellino	-2,089	-0,625	0,339	-0,443	-0,928	-1,276	-1,132
Salerno	-1,323	0,306	1,807	-0,958	-0,621	-1,200	-0,587
Foggia	-1,104	1,071	-0,168	-1,082	-0,309	-0,616	-1,211
Bari	-0,830	0,427	0,431	-1,118	0,051	-0,417	-0,762
Taranto	-0,522	2,237	1,530	-1,168	-0,339	-0,658	-0,607
Brindisi	-0,797	0,889	0,799	-1,051	-0,513	-0,773	-0,707
Lecce	-1,193	-0,698	0,131	-0,955	-0,086	-0,746	-1,150
Potenza	-1,211	-0,729	-0,190	0,367	-0,972	0,067	-0,920
Matera	-0,842	-0,183	0,766	0,725	-1,267	0,820	-0,007
Cosenza	-1,651	-0,369	0,312	-0,285	-1,234	-1,366	-0,645
Catanzaro	-1,828	-0,139	-1,013	-0,718	-1,565	-0,997	-0,436
Reggio Calabria	-1,650	-0,224	0,710	-1,285	-1,232	-0,975	0,054
Trapani	-1,509	-0,455	0,542	-1,817	0,255	-0,270	-1,074
Palermo	-1,594	-0,097	0,365	-1,083	-1,042	-0,826	-0,232
Messina	-1,353	-0,105	1,041	-1,626	-1,257	-1,399	-0,562
Agrigento	-2,059	0,081	-0,715	-1,368	-1,090	-0,487	-0,853
Caltanissetta	-1,727	1,586	-0,141	-1,189	-0,296	-1,235	-0,879
Enna	-1,901	-0,267	-0,017	-0,461	-1,127	-0,805	-1,044
Catania	-1,181	1,566	0,134	-1,632	-1,211	-0,988	-0,151
Ragusa	-0,924	0,314	0,768	-1,116	-1,099	-0,958	0,064
Siracusa	-1,190	1,539	0,292	-1,474	-1,416	-0,824	-0,808
Sardegna	-0,836	0,004	0,320	-1,224	-0,583	-0,482	-0,790

Fonte: Banca dati ISL - Università di Parma.