



Munich Personal RePEc Archive

Le determinanti del capitale sociale in Italia, 1993-2000: una analisi esplorativa

Damiano Fiorillo

19. May 2005

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/796/>
MPRA Paper No. 796, posted 14. November 2006

Le determinanti del capitale sociale in Italia, 1993-2000: una analisi esplorativa

Damiano Fiorillo*

* Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche, Università di Salerno, e-mail: dfiorillo@unisa.it.
Ringrazio Sergio Destefanis per gli ampi commenti e suggerimenti.

The determinants of social capital in Italy, 1993-2000: an explorative analysis

Damiano Fiorillo

Abstract

This paper studies the accumulation of social capital in Italy in the light of Durlauf's (2002) econometric approach. Social interactions are taken as a robust definition of social capital. The following empirical proxies are used: active and passive participation in various kinds of organisations and frequency of contact with friends. In order to merge information from different datasets, such as ISTAT's (Italian Central Statistical Office) Multiscopo survey and Bank of Italy's SHIW (Household Surveys of Income and Wealth), a statistical matching methodology is implemented to build pseudo panel data. The main results can be summed up as follows. Firstly, unlike in previous works for the US (Alesina and La Ferrara, 1999; Costa and Khan, 2001), income inequality is found not to matter for the accumulation of social capital. Secondly, participation turns out to be a "normal good", like in Alesina and La Ferrara (1999), as active and passive participation is positively related to median regional household income. Finally, some potential instrumental variables correlated with social capital accumulation and uncorrelated with household income are found, possibly providing means to deal with Durlauf's econometric identification problem.

JEL classification: C23, C24, C51, D71, Z13.

“what the empirical social capital literature ultimately needs is more matter and less art”

Durlauf e Fafchamps (2004)

1. Introduzione

Il capitale sociale ha acquisito in anni recenti una grande attenzione nella scienza economica e sociale ponendosi come un *missing link* in molti fenomeni economici e sociali. “Perhaps social capital, like Voltaire’s God, would have to have been invented had it not existed” hanno scritto Bowles e Gintis (2002, F120). Tuttavia, nonostante l’attenzione ricevuta, documentata dall’enorme incremento di pubblicazioni sull’argomento, diversi problemi restano ancora attuali ed aperti in letteratura e riguardano, ad esempio, che cosa il concetto rappresenta effettivamente, in che modo si può misurare ed accumulare e in che modo si trasmettono i suoi benefici economici.

Alcune di queste questioni le abbiamo affrontato in lavori precedenti[†] in cui abbiamo sviluppato una struttura concettuale del capitale sociale con cui abbiamo argomentato l’importanza delle relazioni interpersonali, delle norme sociali e della fiducia per le performance micro e macro economiche di una società e l’abbiamo poi sottoposta a verifica mediante l’analisi dei principali studi empirici relativi al legame tra il capitale sociale e le performance macroeconomiche. È emerso che i problemi di *exchangeability* e di identificazione che caratterizzano questi studi offrono lo stimolo per ulteriori e più approfondite investigazioni. Al riguardo Durlauf e Fafchamps (2004) sostengono “Data at lower levels of aggregation [...] are likely to be more amenable to persuasive analysis, provided the issues of exchangeability and identification can be addressed adequately”.

In questo lavoro consideriamo i suggerimenti di Durlauf e Fafchamps seriamente e investighiamo le determinanti del capitale sociale *within-country*. Scopi principali di questa analisi sono (i) di accertare se alcune variabili solitamente considerate come influenzate dal capitale sociale (in particolare il reddito procapite) a loro volta ne determinano l’accumulazione; (ii) di esplorare la possibilità che alcune variabili determinanti l’accumulazione del capitale sociale si possono configurare come variabili strumentali valide nel senso di Durlauf.

L’analisi della principale letteratura empirica macroeconomica ha evidenziato anche una visione del “sogno” del capitale sociale rappresentata dalla robustezza di una sola nozione e di una sola proxy empirica della struttura concettuale proposta: le relazioni interpersonali ripetute. In questo lavoro, quindi, utilizziamo quale concetto robusto di capitale sociale le relazioni interpersonali

[†] Si veda Fiorillo (2005a) e Fiorillo (2005b).

ripetute e come proxy empirica robusta la partecipazione attiva in una organizzazione sociale. Per ragioni essenzialmente legate alla disponibilità dei dati e alla possibilità di ottenere facilmente informazioni su altre variabili ci interessiamo anche alla partecipazione passiva in un gruppo sociale e alla frequenza con cui si incontrano gli amici. L'interesse alla prima misura è comunque motivata dal suo essere una misura consolidata delle relazioni interpersonali. L'interesse alla seconda misura dal suo essere una misura nuova e quindi poco frequente in letteratura.

Quale nazione campione della nostra analisi consideriamo l'Italia per la sua importanza storica nel dibattito sul capitale sociale: l'Italia è la nazione dove i sociologi per primi hanno studiato il capitale sociale ed i suoi effetti economici (Guiso et al. (2004)).

In letteratura, i lavori di Alesina e La Ferrara (1999) e di Costa e Khan (2001) per primi hanno analizzato le determinanti del capitale sociale, come da noi definito e misurato, con riferimento agli Stati Uniti. Come in questi lavori, noi studiamo in che modo le caratteristiche individuali e le caratteristiche della comunità influenzano la decisione di un individuo di partecipare ad una organizzazione sociale e di frequentare gli amici. Come caratteristiche individuali di una persona consideriamo l'età, il genere, il livello di istruzione, l'area geografica di nascita ecc..., mentre quali principali caratteristiche della comunità poniamo l'attenzione su livello e disuguaglianza del reddito. In particolare, siamo interessati a capire se anche in Italia la disuguaglianza del reddito riduce la partecipazione attiva e passiva e le relazioni interpersonali, come gli autori riscontrano per gli Stati Uniti.

Alesina e La Ferrara (2002) performano un simile studio per gli Stati Uniti anche per la fiducia interpersonale. Essi mostrano che la fiducia è legata alle caratteristiche individuali (età, istruzione, reddito familiare) ed è più bassa nelle comunità in cui è più elevata la disuguaglianza del reddito. Questa conclusione, sostanzialmente simile a quella mostrata in Alesina e La Ferrara (1999), il nostro studio di riferimento, rafforza la nostra scelta di utilizzare la proxy partecipazione (attiva e in qualche modo passiva) come proxy empirica in grado di dare conto anche dell'impegno civico e della fiducia

Per nostra conoscenza, questa è la prima analisi empirica applicata all'Italia che lega misure di partecipazione interpersonale e sociale a misure di caratteristiche individuali e comunitarie, ivi compreso il reddito.

Diversamente dagli Stati Uniti in cui la *General Social Survey* (GSS) contiene una varietà di indicatori sul comportamento economico, sociale e politico dei rispondenti americani, in Italia informazioni sul comportamento economico degli individui sono fornite dalla Survey del Reddito e della Ricchezza delle Famiglie della Banca d'Italia (SHIW), mentre informazioni sul comportamento sociale, culturale, politico ecc... sono desumibili dalle Indagini Multiscopo sulle Famiglie dell'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT). Al fine di ottenere un dataset contenente tutte le informazioni riguardanti la partecipazione attiva e passiva e le caratteristiche individuali e comunitarie dei rispondenti italiani ricorriamo alla

metodologia dello *statistical matching*. Questa tecnica lega sulla base di variabili comuni le informazioni disponibili da un primo dataset con le informazioni utilizzabili da un secondo dataset in modo da ottenere un dataset congiunto considerabile come un campione realmente rappresentativo della popolazione di interesse.

Allo scopo di esplorare le proprietà di una banca dati poco usata in lavori empirici, quale la Multiscopo dell'Istat, sono state applicate diverse metodologie di *matching* statistico e sono state adottate diverse specificazioni econometriche relative soprattutto alla unità di osservazione considerata. Contrariamente alle aspettative, non vi è completa congruenza tra le specificazioni. Comunque, un certo tipo di pattern si evidenzia soprattutto nelle specificazioni che usano campioni più numerosi.

Innanzitutto, diversamente dagli studi sugli Stati Uniti, si riscontra che la disuguaglianza del reddito non è una variabile rilevante nella determinazione delle diverse variabili di partecipazione. In secondo luogo, come in Alesina e La Ferrara si trova che la partecipazione attiva e passiva è un "bene normale" rispetto al reddito procapite regionale. Questo risultato rende poco credibile l'utilizzazione pura e semplice di variabili di partecipazione come proxy empiriche robuste di capitale sociale nel senso di Durlauf. Altre determinanti di quest'ultimo, tuttavia, per le quali si riscontra l'assenza di correlazione con reddito e variabili ad esso connesse, rappresentano altrettante variabili strumentali valide con cui considerare e trattare il problema dell'identificazione econometrica specificato in Durlauf (2002, F469)

Il lavoro è articolato come segue. La sezione 2 definisce gli obiettivi e la metodologia del lavoro. La sezione 3 descrive i dataset utilizzati e la metodologie del *matching* statistico. La sezione 4 espone la metodologia di *matching* utilizzata e le specificazioni econometriche ottenute. La sezione 5 fornisce risultati descrittivi. La sezione 6 presenta lo schema di analisi econometrico mentre le sezioni 7, 8, 9 discutono i risultati empirici. L'ultima sezione conclude.

2. L'analisi empirica: obiettivi e metodologia di fondo

L'Italia pur essendo una società omogenea con un comune sistema legale, amministrativo, giudiziario e fiscale, è la nazione in cui i sociologi per primi hanno studiato il capitale sociale ed i suoi effetti economici (Banfield (1958), Putnam (1993)), e per primi hanno mostrando l'ampia differenza nella sua dotazione tra le regioni del nord e le regioni del sud e sostenuto il carattere di *path dependence* della sua accumulazione ovvero di un processo ereditato dal passato contraddistinto da tempi lunghi e percorsi obbligati (Putnam (1993)). Mentre la tesi della dipendenza dal percorso storico è stata oggetto di un ampio e vivace dibattito tra gli studiosi

italiani[‡], essa non ha originato un simile impulso negli studi empirici[§] i quali si limitano a fornire una “geografia del capitale sociale” in Italia senza entrare nel merito dei fattori alla base della sua accumulazione. Né sono emersi, a nostra conoscenza, studi specifici sul modo in cui il comportamento individuale e comunitario produce effetti sul capitale sociale.

La novità del presente lavoro è quindi quella di studiare per l’Italia se, e in che modo, le caratteristiche individuali e le caratteristiche della comunità influenzano la decisione degli individui di partecipare e di svolgere attività gratuita per una organizzazione sociale, quale una associazione culturale, un partito politico, un sindacato ecc..., nonché di frequentare gli amici.

Quale caratteristica della comunità, consideriamo il livello e la disuguaglianza nel reddito. Tra le caratteristiche individuali, siamo particolarmente attenti al reddito familiare. Siamo interessati a capire, se anche in Italia, la disuguaglianza del reddito riduce la partecipazione e le relazioni sociali come per gli Stati Uniti. Siamo inoltre interessati a comprendere la natura del legame tra il reddito familiare e la partecipazione attiva e passiva.

Nel perseguire questo obiettivo, procediamo lungo le seguenti linee: i) ricorriamo alle Indagini Multiscopo sulle Famiglie dell’Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT), poco usate in lavori empirici, e le abbiniamo statisticamente alle Survey del Reddito e della Ricchezza delle Famiglie della Banca d’Italia (SHIW); ii) applichiamo diverse metodologie di *matching* statistico ottenendo diverse specificazioni econometriche relative soprattutto alla unità di osservazione considerata (cella o coorte) (Deaton (1985), Verbeek (1996)); iii) effettuiamo stime della relazione tra misure di partecipazione e caratteristiche individuali e comunitarie.

2.1. Il ricorso al *matching* statistico

Alesina e La Ferrara (1999) e Costa e Khan (2001) nei loro lavori sugli Stati Uniti usano come principale fonte di dati la General Social Survey (GSS), un dataset che contiene una varietà di indicatori sul comportamento economico, sociale e politico dei rispondenti.

Una simile survey non si riscontra in Italia dove la Survey del Reddito e della Ricchezza delle Famiglie della Banca d’Italia (SHIW) fornisce informazioni sul comportamento economico delle famiglie italiane, mentre le Indagini Multiscopo sulle Famiglie dell’Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) rilevano informazioni sul comportamento sociale, culturale, politico, etc... Al fine di ottenere un dataset contenente tutte le informazioni riguardanti la partecipazione attiva e passiva e le

[‡] Si vedano in particolare i lavori di Bagnasco (1994), Levi (1996), e Tarro (1996).

[§] Si vedano i lavori di Sessa (1998), Forni e Paba (2000), Arrighetti et al. (2001), Micucci e Nuzzo (2003).

caratteristiche individuali e comunitarie dei rispondenti italiani ricorriamo alla metodologia dello *statistical matching*.

Il *matching* statistico è un tentativo di risolvere il problema pratico che esiste quando nessun singolo dataset ha tutte le variabili necessarie ad eseguire regressioni rilevanti (Rubin (1986)). Questa tecnica lega, sulla base di variabili comuni, le informazioni disponibili da un primo dataset con le informazioni utilizzabili da un secondo dataset in modo da ottenere un dataset congiunto considerabile come un campione realmente rappresentativo della popolazione di interesse. Nel paragrafo 3 descriviamo i dataset utilizzati e gli approcci di *statistical matching* a cui si è fatto ricorso nel presente lavoro.

2.2. Dati Pseudo panel

In anni recenti diversi autori hanno discusso l'identificazione e la stima di modelli di panel data da *cross section* ripetute (Deaton (1985), Verbeek (1996)). Deaton (1985) mostra che in questi modelli i parametri possono essere identificati e stimati da una serie di *cross section* indipendenti. Nel suo approccio, gli individui che condividono alcune caratteristiche osservate comuni, come l'età o il genere, sono raggruppati in coorti: le medie entro queste coorti sono trattate come osservazioni in uno pseudo panel (o panel sintetico). Seguendo Verbeek (1996) si consideri un semplice modello lineare con effetti fissi individuali

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \mu_i \quad (4)$$

dove β è il parametro di interesse, α_i gli effetti individuali, x_{it} le variabili esplicative e μ_i il termine di errore con le usuali proprietà. Deaton (1985) propone l'uso di coorti per ottenere stimatori consistenti per β se sono disponibili *cross section* ripetute. Si definisca con C le coorti, che sono gruppi di individui che condividono alcune caratteristiche comuni. Queste coorti sono definite in modo che ciascun individuo è membro di una sola coorte, che è la stessa per tutti i periodi. Se si aggregano tutte le osservazioni a livello di coorte, il risultante modello può scriversi come

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct}\beta + \bar{\alpha}_{ct} + \bar{\mu}_{ct} \quad \text{con } c = 1, \dots, C; t = 1, \dots, T \quad (5)$$

dove \bar{y}_{ct} è il valore medio di tutti gli y_{it} osservati nella coorte c al tempo t , e analogamente per le altre variabili nel modello. Il dataset risultante è uno pseudo panel o panel sintetico con osservazioni ripetute su T periodi e C coorti.

In questo studio utilizziamo le metodologie di pseudo panel allo scopo di esplorare le proprietà di una banca dati poco usata negli studi empirici, quale la Multiscopo dell'Istat. Costruiamo diversi pseudo panel utilizzando per la

determinazione pratica delle coorti variabili che sono osservate per tutti gli individui nel campione.

2.3. Le questioni econometriche sollevate da Durlauf: identificazione con dati individuali

Riguardo l'ultimo aspetto sopra indicato è opportuno considerare il problema di identificazione posto da Durlauf (2002, 2004) quando i dati sono a livello individuale. Questo problema è considerato in questa sottosezione.

Quando il capitale sociale è i) endogeno, vale a dire che è influenzato dal capitale sociale della comunità, ii) una caratteristica del gruppo, cioè che l'output è influenzato dal comportamento e dalle caratteristiche degli altri iii) ed i dati sono individuali, un modello lineare (in media) di codeterminazione dell'output individuale, w_i , e del capitale sociale a livello di gruppo, SC_i , risulta

$$w_i = k + cX_i + dY_{g(i)} + J_1E(w_{g(i)}/F_{g(i)}) + J_2E(SC_{g(i)}/F_{g(i)}) + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$SC_i = \bar{k} + \bar{c}X_i + \bar{d}Y_{g(i)} + \bar{J}_1E(w_{g(i)}/F_{g(i)}) + \bar{J}_2E(SC_{g(i)}/F_{g(i)}) + \eta_i \quad (7)$$

dove ciascun agente i è membro di alcuni gruppi $g(i)$, X_i è un vettore di variabili misurate a livello individuale, $Y_{g(i)}$ è un vettore di variabili predeterminate al tempo della scelta (effetto contestuale), $E(w_{g(i)}/F_{g(i)})$ e $E(SC_{g(i)}/F_{g(i)})$ sono rispettivamente l'aspettativa sulla scelta media degli altri individui e sul capitale sociale della comunità (effetti endogeni) condizionati ad un insieme di informazioni $F_{g(i)}$.

L'identificazione di questo sistema richiede la stima delle variabili non osservate $E(w_{g(i)}/F_{g(i)})$ e $E(SC_{g(i)}/F_{g(i)})$. Assumendo che queste variabili non osservate sono una funzione lineare delle variabili $E(X_{g(i)}/F_{g(i)})$ e $E(Y_{g(i)}/F_{g(i)})$, dove $X_{g(i)}$ denota il valore medio di X_i nel gruppo $g(i)$, ovvero che

$$E(w_{g(i)}/F_{g(i)}) = \pi_0 + \pi_1E(X_{g(i)}/F_{g(i)}) + \pi_2E(Y_{g(i)}/F_{g(i)}) \quad (8)$$

e

$$E(SC_{g(i)}/F_{g(i)}) = \bar{\pi}_0 + \bar{\pi}_1E(X_{g(i)}/F_{g(i)}) + \bar{\pi}_2E(Y_{g(i)}/F_{g(i)}) \quad (9)$$

il problema della identificazione dipende in modo cruciale dalla relazione tra il vettore $X_{g(i)}$, che non appare nel sistema, e i vettori X_i e $Y_{g(i)}$ che invece sono presenti. L'idea chiave è che l'identificazione del sistema di equazioni (6) e (7) fallisce se $E(w_{g(i)}/F_{g(i)})$ e $E(SC_{g(i)}/F_{g(i)})$ sono linearmente dipendenti dagli altri termini della regressione, cioè $(1, X_i, Y_{g(i)})$.

In termini empirici, un requisito chiave è che ci siano almeno due variabili X_i le cui medie entro il gruppo non siano elementi di $Y_{g(i)}$. Quindi, sono necessarie due

caratteristiche che influenzino il comportamento individuale e le cui analoghe, a livello di gruppo, siano escluse dall'equazioni (6) e (7).

3. I dataset utilizzati e le metodologie del *matching* statistico

Nei paragrafi successivi procediamo a descrivere i dataset utilizzati (sezione 3.1) e le metodologie di *statistical matching* (sezione 3.2)

3.1. I Dataset utilizzati

In questo lavoro usiamo i micro-dati dell'Archivio Storico della Survey del Reddito e della Ricchezza delle Famiglie della Banca d'Italia (SHIW-HA) e i micro-dati dell'Indagine Multiscopo sulle Famiglie dell'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT). Iniziamo presentando le caratteristiche di questi dataset.

La Banca d'Italia ha condotto la Survey del Reddito e della Ricchezza delle Famiglie (SHIW) annualmente dal 1965 al 1987 (eccetto per il 1985). Dal 1987 la cadenza della Survey è biennale (eccetto per il 1998) e riguarda un campione rappresentativo di circa 8.000 famiglie e 24.000 individui. La SHIW fornisce informazioni dettagliate su reddito, risparmio, consumo e ricchezza delle famiglie italiane così come informazioni sulla partecipazione alla forza lavoro. Inoltre, il dataset contiene informazioni sulle caratteristiche personali di ciascun membro della famiglia come, l'età, il genere, l'educazione, il luogo di nascita e di residenza, etc...

In virtù di queste caratteristiche e della politica della Banca d'Italia di rendere liberamente disponibili i micro-dati, molte ricerche sulla distribuzione del reddito e, in generale, sul comportamento economico delle famiglie usano i dati SHIW**.

Noi usiamo i dati sulle caratteristiche personali e i dati sul reddito totale della famiglia per gli anni 1993, 1995, 1998 e 2000 considerando come unità di analisi l'individuo.

L'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) ha avviato il nuovo corso delle Indagini Multiscopo sulle Famiglie (MULTISCOPO) nel 1993. Ogni anno un campione rappresentativo di circa 20.000 famiglie e 60.000 individui è rilevato al fine di ottenere informazioni sugli aspetti fondamentali della vita quotidiana e sui relativi comportamenti. I principali contenuti informativi dell'indagine sono: famiglia, abitazione, luogo di residenza, istruzione e formazione, lavoro domestico ed extradomestico, spostamenti quotidiani, tempo libero e partecipazione sociale, stili di vita e condizioni di salute, uso dei servizi sanitari, micro-criminalità, funzionamento dei servizi di pubblica utilità. Utilizziamo i dati relativi alle caratteristiche personali, alla partecipazione sociale, alla famiglia, al lavoro

** Si veda Banca d'Italia (2000) per una lista completa di papers basati su dati SHIW.

domestico, al tempo libero, alla abitazione e alla microcriminalità per gli anni 1993, 1995, 1998 e 2000 considerando come unità di analisi l'individuo.

3.2. Statistical Matching

Lo *Statistical matching* è una metodologia con cui informazioni disponibili da due o più dataset possono essere combinate tra loro per consentire analisi che altrimenti non sarebbero possibili da un unico database^{††}. In un *match* statistico, record individuali da due o più fonti sono legati, sulla base della loro similarità, in un insieme di caratteristiche che sono misurate in ciascuna fonte.

Si considerino due dataset e si supponga che contengano due file: il file A ed il file B. Per realizzare un match statistico tra questi file, è necessario che informazioni comuni sulle unità siano disponibili in ciascun file. Sia X_A l'insieme di variabili misurate sul file A, ed X_B l'insieme di variabili misurate sul file B. Si assume che questi due insiemi di variabili possono essere trasformati in un insieme comune di caratteristiche. Indichiamo queste caratteristiche che sono misurate per gli individui in entrambi i dataset come il vettore $X = (X_1, \dots, X_P)$. Le rimanenti variabili in ognuno dei file, su cui non vi è sovrapposizione, sono indicate come $Y = (Y_1, \dots, Y_Q)$ nel file A e come $Z = (Z_1, \dots, Z_R)$ nel file B.

L'obiettivo dello *statistical matching* è di creare un file, il file C (file sintetico), in cui ciascun record contiene tutte le variabili X , Y e Z . Per ciascuna unità nel file A, è individuata una unità simile nel file B, dove la similarità è valutata in termini di una funzione delle variabili X . Le variabili Z nel file B sono poi attribuite al matching record del file A, dando origine a un record completo di dati (X, Y, Z) che non rappresenta una unità individuale quanto piuttosto ciò che è definito una unità sintetica (Rodgers (1984)).

Nel *matching* statistico si cerca una tecnica con cui il match tra due record è "chiuso" il più possibile. In letteratura una procedura comunemente utilizzata è quella della funzione di distanza $d(x_i, x_j)$ (*nearest neighbor match*) con cui si valuta la "chiusura" tra due record e si abbinano poi i due record la cui distanza è minima. Naturalmente, le variabili comuni ad entrambi i file, le variabili X , sono impiegate nella funzione di distanza secondo una forma del tipo

$$d(x_i, x_j) = \sum_{s=1}^S [w_s g_s(x_{is} - x_{js})] \quad (10)$$

^{††} Il *matching* statistico combina due o più data file per costruire un file artificiale in cui è molto improbabile che un individuo che è in un file è anche in qualunque altro file. Esso è in contrasto con l'*exact matching* o *record linkage* dove il medesimo individuo appare in entrambi i data file (Rässler (2002)).

dove s denota le variabili comuni X_1, \dots, X_s e w_s è il peso predefinito attribuito a ciascuna delle s variabili comuni per tenere conto della loro importanza nel processo di matching. La funzione g_s può essere di diverso tipo: distanza assoluta nei valori delle variabili X , quadrato della distanza, un indicatore di accordo o disaccordo (Rodgers (1984), (Rässler (2002))).

Un approccio tradizionale usato per ottenere il *matching* statistico è quello della *segmentazione* che consiste nel dividere il file A ed il file B in celle reciprocamente esclusive ed esaustive, definite identicamente in entrambi i file, effettuando un *exact matching* solo tra queste celle. La segmentazione spesso rappresenta anche il primo passo nell'applicare la funzione di distanza (10) a livello di cella^{††}.

Lo *Statistical matching* si basa su una assunzione semplice, secondo cui i campioni da abbinare sono rappresentativi della popolazione di interesse, e su una assunzione implicita: le variabili Y e Z sono indipendenti data una osservazione della variabili X , ovvero la distribuzione condizionale di Y , dato X , è indipendente dalla distribuzione condizionale di Z , dato X . Questa ipotesi comporta praticamente, innanzitutto, che le distribuzioni empiriche delle variabili X , Y e Z del risultante file statisticamente abbinato sono identiche alle distribuzioni empiriche delle variabili X , Y e Z dei file originari. In seconda istanza, che l'unico test per valutare la validità di una tecnica di *matching* è quello basato sulla distribuzioni marginali delle variabili. Generalmente un abbinamento statistico è considerato di successo se i momenti riguardanti le variabili X , Y e Z sono "simili" per la distribuzione artificiale nel file statisticamente abbinato e per la distribuzione iniziale nei file originari (Rässler (2002)).

La letteratura evidenzia che lo *statistical matching* funziona bene quando i dataset sono simili rispetto alla dimensione e stratificazione del campione, alla popolazione di interesse, al periodo di tempo preso in esame, ai pesi utilizzati e al tipo di questioni domandate (Ingram e Moriarity (2004)).

4. *Statistical matching* con approccio tradizionale

In questo lavoro il dataset A è la MULTISCOPO ed il dataset B è la SHIW-HA. Entrambi i campioni sono rappresentativi della popolazione di interesse e sono simili rispetto alla stratificazione del campione, al periodo di tempo preso in esame, ai pesi utilizzati e al tipo di questioni domandate. Divergono rispetto alla dimensione avendo la MULTISCOPO una numerosità maggiore.

Le variabili X , comuni ad entrambi i dataset, sono le caratteristiche personali degli individui (genere, età, stato civile, istruzione, regione di residenza, condizione

^{††} Per una sintesi esauriente degli approcci tradizionali di *matching* statistico si veda Rässler (2002, cap. 3).

professionale, tipo di occupazione e settore di attività). Le variabili Y , disponibili solo nel dataset A, riguardano la partecipazione sociale passiva e attiva, la frequenza di incontri con gli amici, il numero dei figli, le ore passate a guardare la tv, il lavoro domestico, le ore di trasporto per andare a lavoro o a scuola, la microcriminalità, l'ambiente in cui è inserito l'abitazione di residenza del rispondente. Le variabili Z , disponibili solo nel dataset B, sono la regione, lo stato di nascita e il reddito disponibile della famiglia, dal quale calcoliamo il reddito mediano e l'indice di Gini.

Usiamo una metodologia tradizionale di *statistical matching* basata sulla costruzione di celle dalle variabili comuni e realizzata in tre stadi (si veda tabella 1).

Nel primo stadio, costruiamo le celle (C) applicando una procedura di segmentazione ad entrambi i dataset sulla base di tre criteri: i) le variabili comuni selezionate sono classificate in modo simile in entrambe le survey; ii) le variabili comuni selezionate sono osservate per tutti gli individui nei campioni; iii) le variabili comuni selezionate sono considerate determinanti importanti della partecipazione sociale nella MULTISCOPO. L'unità di riferimento per la costruzione della cella è l'individuo.

Nel secondo stadio, per ognuno dei dataset della MULTISCOPO e della SHIW-HA, calcoliamo, all'interno delle stesse celle (C), la media pesata delle variabili di interesse (\bar{Y}_c nella MULTISCOPO e \bar{Z}_c nella SHIW-HA). Nel terzo stadio, effettuiamo un *exact matching* tra i due dataset sulla base delle medesimo numero di cella^{§§}. Il dataset risultante è un pseudo panel con osservazioni ripetute su 4 anni e C celle (o coorti) del tipo indicato nella (5).

Al fine di disporre di celle aventi diversa numerosità e dimensioni utilizziamo tre diverse procedure tradizionali di costruzione delle celle (o coorti) che definiamo: 1) approccio base; 2) primo approccio allargato; 3) secondo approccio allargato (si veda appendice A per una descrizione della numerosità e dimensione delle celle in ognuna delle procedure usate). I panel sintetici ottenuti da questi tre approcci alternativi li definiamo rispettivamente come 1) MULTISHIW-1; 2) MULTISHIW-2; 3) MULTISHIW-3.

5. Risultati descrittivi

Presentiamo ora alcune semplici statistiche descrittive delle misure di capitale sociale utilizzate. Queste statistiche sono riportate nell'appendice B.

La tabella 2, panel A, mostra il trend delle misure di capitale sociale nella MULTISCOPO.

^{§§} La procedura adottata può essere interpretata anche come la minimizzazione di una funzione di distanza del tipo (10) applicata a livello di cella in cui il peso attribuito alle celle è sempre uguale ad uno e la funzione di distanza è un indicatore di accordo.

Tab. 1. *Matching* statistico con approccio tradizionale.

Primo e secondo stadio

MULTISCOPO: campione destinatario prima del <i>matching</i>					
Obs	X	Y	Celle*	\bar{Y}_c	\bar{Z}_c
1	x_1	y_1	c_1	\bar{y}_1	
2	x_2	y_2	c_2	\bar{y}_2	
...	
n_A	x_{n_A}	y_{n_A}	c_{n_C}	\bar{y}_{n_C}	

*con $n_C \leq n_A$

Primo e secondo stadio

SHIW-HA: campione donatore prima del <i>matching</i>					
Obs	X	Z	Celle*	\bar{Y}_c	\bar{Z}_c
1	x_1	z_1	c_1		\bar{z}_1
2	x_2	z_2	c_2		\bar{z}_2
...
n_B	x_{n_B}	y_{n_B}	c_{n_C}		\bar{z}_{n_C}

* con $n_C \leq n_B$

Terzo stadio

MULTISCOPO dopo il <i>matching</i>			
Obs	Celle	\bar{Y}_c	\bar{Z}_c
1	c_1	\bar{y}_1	\bar{z}_1
2	c_2	\bar{y}_2	\bar{z}_2
...
n_C	c_{n_C}	\bar{y}_{n_C}	\bar{z}_{n_C}

Fonte: nostra elaborazione da Rässler (2002).

In media la partecipazione ad almeno una tra le riunioni di partiti politici, sindacati, associazioni di volontariato, ecologiche e culturali (Group) è del 21,76 per cento. Inoltre, c'è una modesta variazione nella partecipazione da un anno all'altro. La partecipazione nei vari gruppi è compresa tra lo 0,0199 delle associazioni ecologiche e lo 0,0977 delle associazioni culturali.

Tab. 2.
Panel A. Trend nelle misure di capitale sociale, 1993-2000 (valori medi)

	1993	1995	1998	2000	Periodo
Group	0,2161	0,2263	0,2101	0,2201	0,2176
A-Group	0,1157	0,1255	0,1164	0,1316	0,1219
Ppol	0,047	0,0496	0,0357	0,0414	0,0428
Psind	0,0833	0,087	0,0817	0,0813	0,0832
Pvol	0,0614	0,0685	0,0641	0,0736	0,0668
Pecol	0,0228	0,0224	0,0162	0,0195	0,0199
Pcul	0,0977	0,1067	0,0952	0,10	0,0997
A-Ppol	0,0187	0,0194	0,014	0,0175	0,0172
A-Sind	0,0167	0,0165	0,0165	0,0169	0,0166
A-Avol	0,0782	0,0869	0,0803	0,0939	0,0845
A-Anovol	0,0305	0,0341	0,0343	0,041	0,0349
Amici	0,7634	0,769	0,7326	0,7637	0,7554

Panel B. Trend nella misura di eterogeneità del reddito (valori medi)

	1993	1995	1998	2000
Gini ^a	0,5245	0,4952	0,4940	0,4988

Fonte: MULTISCOPO (Panel A) e SHIW-HA (Panel B)

a) coefficiente di Gini calcolato sul reddito familiare totale nella regione dove il rispondente vive

La partecipazione alle riunioni sindacali è la seconda categoria più popolare, con un tasso del 0,0832, seguita dalle riunioni in associazioni di volontariato (0,0668) e dei partiti politici (0,0428).

L'attività gratuita è anch'essa bassa: il 12,19 per cento dei rispondenti svolge attività volontaria per almeno un gruppo tra associazioni di volontariato, non di volontariato, partiti politici e sindacati (A-Group). Anche la variazione di questa variabile nel periodo preso in esame è contenuta.

L'attività gratuita più diffusa è quella per una associazione di volontariato con un tasso del 0,0845, seguita da quella per una associazione non di volontariato (0,0349). L'attività gratuita per un partito politico e per un sindacato hanno, rispettivamente, tassi del 0,0172 e del 0,0166.

L'altra variabile del panel A della tabella 2 è la frequenza con cui ci si incontra con gli amici (Amici). In media il 75,54% dei rispondenti si incontra con gli amici una o più volte a settimana.

Consideriamo il trend nelle misure di capitale sociale. Nella MULTISCOPO la frazione di individui che partecipa ad almeno una tra le riunioni di partiti politici, sindacati, associazioni di volontariato, ecologiche e culturali (Group) si è ridotta tra il 1995 ed il 1998, passando rispettivamente dal 22,63 percento al 21 percento, per poi aumentare nel 2000 e portarsi ad un livello (22 percento) superiore a quello di inizio periodo (21,61 percento).

La partecipazione attiva, ovvero l'attività volontaria per almeno un gruppo tra associazioni di volontariato, non di volontariato, partiti politici e sindacati (A-Group), è aumentata dal 11,57 percento del 1993 al 13,16 percento del 2000, pur registrando un declino tra il 1995 ed il 1998.

Nel periodo in esame, la frequenza con cui si incontrano gli amici una o più volte a settimana è rimasta sostanzialmente stabile. Tuttavia, anche questa variabile, come la partecipazione passiva ed attiva, ha registrato una riduzione tra il 1995 ed il 1998 di circa il 3 percento.

Nell'ambito delle singole partecipazioni passive, la partecipazione a riunioni di associazioni di volontariato e la partecipazione a riunioni di associazioni culturali hanno registrato un piccolo incremento tra il 1993 ed il 2000. La prima è aumentata dal 6,14 percento al 6,41 percento, mentre la seconda dal 9,77 percento al 10 percento. Nel periodo 1993-2000 registrano un lieve decremento la partecipazione a riunioni politiche e quella a riunioni di associazioni ecologiche. Stabile risulta la partecipazione a riunioni sindacali. Per tutte le variabili, il trend è negativo tra il 1995 ed il 1998.

Riguardo l'attività gratuita per una organizzazione sociale, quella svolta per una associazione non di volontariato è l'unica a registrare un trend crescente nel periodo, passando dallo 0,0305 del 1993 allo 0,041 del 2000. Anche l'attività gratuita per una associazione di volontariato presenta un trend nel complesso crescente con un livello di attività del 9,39 percento nel 2000. Stazionaria è l'attività gratuita per un sindacato, mentre in diminuzione risulta quella per un partito politico^{***}.

Il panel B della tabella 2 mostra il trend nella misura di eterogeneità del reddito calcolata a livello regionale. In media, la disuguaglianza del reddito evidenzia un trend decrescente tra il 1993 ed il 1995 (da 0,5245 a 0,4952) e una sostanziale stabilità nel periodo successivo (1995-2000).

^{***} Il trend della media delle misure di capitale sociale nelle diverse specificazioni econometriche (MULTISHIW-1, MULTISHIW-2, MULTISHIW-3) replica il trend della media delle misure del capitale sociale della MULTISCOPO. Tuttavia, le specificazioni econometriche che appaiono più "simili" alla MULTISCOPO risultano essere quelle che utilizzano una maggiore numerosità di cella (MS-1 e MS-2)

Se la riduzione della eterogeneità del reddito conduce ad un incremento nel capitale sociale, dobbiamo attenderci un incremento delle misure di capitale sociale tra il 1993 ed il 1995. E questo, come si evince dal panel A della tabella 2, sembrerebbe effettivamente verificarsi, sebbene in misura moderata.

6. Strategia econometrica

Assumiamo che il capitale sociale per l'unità sintetica i nella comunità c al tempo t sia descritto dal seguente modello

$$Y_{ict}^* = X_{ict}\beta + Z_c\gamma + R_c\delta + T\lambda + u_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

dove X_{ict} è il vettore delle caratteristiche individuali, Z_c è il vettore delle variabili di comunità (contenente l'eterogeneità in termini di reddito), R_c è una dummy per la regione in cui l'individuo risiede, T è una dummy dell'anno, u_i è la variabile casuale degli effetti individuali ed ε_{it} è il termine di errore normalmente distribuito. Y_{ict}^* è la variabile "latente". Denotato Y_{ict} la variabile dipendente osservata, allora

$$Y_{ict} = \begin{cases} 0 & \text{if } Y_{ict}^* \leq 0 \\ Y_{ict}^* & \text{if } Y_{ict}^* > 0 \end{cases} \quad (14)$$

Tuttavia, nel presente lavoro anziché stimare il modello tobit (13)-(14) preferiamo ricondurci ad un modello OLS soprattutto per la maggiore facilità che hanno i comuni pacchetti statistici nel performare diagnostiche.

Usiamo a questo scopo una trasformazione logistica della variabile dipendente osservata Y_{ict} del tipo $\ln\left(0.001 + \frac{Y_{ict} - 0.001}{1 - Y_{ict} + 0.001}\right) \equiv ly_{ict}$ e quindi applichiamo stime OLS al modello

$$ly_{ict} = X_{ict}\beta + Z_c\gamma + R_c\delta + T\lambda + u_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

considerando le unità sintetiche e prendendo la regione come dimensione della comunità. Siamo interessati al vettore dei coefficienti β e γ al fine di ottenere indicazioni riguardo le determinanti individuali e comunitarie del capitale sociale.

7. Evidenze empiriche

Usiamo una strategia descrittiva secondo cui per ogni misura di capitale sociale riportiamo le stime dei coefficienti β e γ delle diverse specificazioni di

matching statistico a cui si è fatto ricorso, nell'obiettivo di verificarne la congruenza. Il test di specificazione di Hausman ci fa scegliere stime OLS con effetti fissi.

I regressori utilizzati sono sostanzialmente quelli di Alesina e La Ferrara (1999). Non includiamo, tuttavia, il numero dei figli e le ore di lavoro (partime, fulltime) poiché questi regressori per effetto di valori mancanti restringono i dataset meno numerosi a pochissime osservazioni. Vi sono anche alcune variabili utilizzate nel presente lavoro e non in Alesina e La Ferrara (1999). Si tratta delle ore dedicate ai lavori domestici e delle ore dedicate a guardare la televisione. Non disponiamo di misure di diversità etnica e quindi facciamo ricorso all'area geografica di nascita nell'obiettivo di capire se i fattori culturali e sociali dell'area territoriale di origine possono influenzare i pattern di partecipazione.

La lista completa con tutti i regressori utilizzati è riportata nell'appendice B.

Per alcuni dataset non sono disponibili i coefficienti delle dummy dell'età e dell'istruzione a causa della loro perfetta multicollinearità con le medesime variabili usate nella costruzione delle celle. Non riportiamo infine i regressori riguardanti l'anno e le regioni. Il percorso delle dummy temporali mostra un trend in linea con quello riportato nel panel A della tabella 2, mentre il percorso delle diverse dummy regionali indica pattern regionali che rispecchiano quelli ben conosciuti in letteratura (Putnam (1993), Forni e Paba (2000)). Entrambi gli insiemi di dummy sono statisticamente significativi.

Per ragioni di chiarezza espositiva, presentiamo i risultati nel seguente ordine: partecipazione attiva, partecipazione passiva e frequenza di incontri con amici una o più volte a settimana.

8. Partecipazione attiva

Poiché la partecipazione attiva è abbastanza eterogenea, analizziamo singolarmente i diversi tipi di attività gratuita per una organizzazione sociale.

8.1. Attività gratuita per almeno un gruppo sociale

Nella tabella 4 la variabile dipendente è l'attività gratuita per almeno un gruppo sociale compreso tra partito politico, sindacato, associazione di volontariato e associazione non di volontariato. Si tratta di una variabile mutuata dalla definizione della variabile Group in Alesina e La Ferrara (1999).

[inserire tabella 4 appendice C]

L'attività gratuita per almeno un gruppo sociale presenta una riduzione in corrispondenza degli individui più anziani e con un livello di istruzione,

rispettivamente, più basso e più alto. Inoltre, essa si riduce all'aumentare delle ore dedicate al lavoro domestico e a guardare la tv (specificazione MS-2).

In tutte le specificazioni, il coefficiente del reddito familiare entra con il segno opposto a quello atteso mentre i coefficienti del reddito mediano entrano con i segni giusti, tuttavia, essi non sono statisticamente significativi. Stessa conclusione può trarsi per il coefficiente di Gini.

Vi è, infine, evidenza statistica che i nati nelle regioni del Nord Ovest presentano un livello di attività gratuita più basso dei nati nelle regioni del Centro e del Nord Est (la variabile omessa)(MS-2).

8.2. Attività gratuita per un partito politico e per un sindacato

Nella tabella 5 la variabile dipendente è l'attività gratuita per un partito politico.

[inserire tabella 5]

L'attività gratuita per un partito politico replica i risultati appena descritti per l'attività gratuita in almeno un gruppo sociale. Essa, cioè, presenta una contrazione in corrispondenza degli individui più anziani e con un livello di istruzione, rispettivamente, più basso e più alto, così come si riduce all'aumentare delle ore spese per le cure domestiche e per guardare la televisione (MS-2).

Essa, inoltre, è crescente, a tassi decrescenti, nelle comunità più ricche (MS-1, MS-2); è decrescente per gli individui nati nelle regioni del Nord Ovest ed è crescente per gli individui nati nei paesi dell'Ocse (MS-2). Per gli altri regressori non è possibile individuare risultati univoci.

Nella tabella 5 riportiamo anche la variabile dipendente attività gratuita per un sindacato.

L'attività gratuita per un sindacato, per quanto riguarda le caratteristiche individuali, replica i risultati conseguiti per l'attività gratuita ad un partito politico. Risultati interessanti sono conseguiti per il reddito, familiare e mediano, e per il coefficiente di Gini. Infatti, questo tipo di attività gratuita è crescente nel reddito familiare e nelle comunità più ricche, a tassi decrescenti (MS-2, MS-3), ed è decrescente nel livello di disegualianza del reddito (tutte le specificazioni).

Risultati meno conclusivi si hanno invece per le variabili riguardanti l'area geografica di nascita, con l'eccezione per il regressore Nord Ovest il cui coefficiente è negativo e statisticamente significativo al livello del 1 per cento (MS-2).

8.3. *Attività gratuita per una associazione di volontariato e non di volontariato*

Nella tabella 6 la variabile dipendente è l'attività gratuita per una associazione di volontariato.

[inserire tabella 6]

L'attività gratuita per una associazione di volontariato coinvolge maggiormente la popolazione più giovane e con un livello di istruzione, rispettivamente, più basso e più alto e risulta negativamente associata alle ore trascorse a guardare la televisione (specificazione MS-2). Inoltre, essa è un "bene inferiore" rispetto al reddito familiare. In tutte le specificazioni, il reddito mediano entra con gli opportuni segni ed è statisticamente significativo al livello del 1 per cento nella specificazione MS-2. Riguardo l'area geografica di nascita, emerge che i nati nel Resto del Mondo e nelle regioni del Nord Ovest presentano un livello di partecipazione più basso rispetto ai nati in Italia e nelle regioni del Centro e del Nord Est. Evidenza statistica opposta si riscontra per gli originari dei paesi dell'Ocse. Risultati meno conclusivi si hanno per i coefficienti delle variabili oredomestiche e Gini

Nella tabella 6 è riportata anche la variabile dipendente attività gratuita per una associazione non di volontariato. L'attività gratuita per una associazione non di volontariato è quella che presenta i risultati più contrastati.

Incongruenze tra le specificazioni si verificano per le dummy *eta30* ed *eta31a40* e per il regressore *oredomestiche*. Le dummy dell'età entrano nella specificazione MS-2 con segno positivo mentre nella specificazione MS-3 con segno negativo. Entrambi i coefficienti sono statisticamente significativi, sebbene con diverso livello. Le ore domestiche sono statisticamente significative al livello del 1 per cento con il giusto segno nella MS-2, e significative al livello del 1 per cento con segno opposto nella MS-3.

Risultati non univoci si hanno per i regressori del reddito familiare, del reddito mediano e dell'area geografica di nascita, con l'eccezione della variabile *nord ovest* che risulta negativa e statisticamente significativa al livello del cinque per cento.

Emerge, quindi, che questa attività gratuita decresce con la popolazione più anziana e con un livello di istruzione rispettivamente inferiore ai 9 anni e superiore ai 16 anni. Decresce all'aumentare delle ore trascorse a guardare la televisione e all'aumentare della disegualianza del reddito, così come decresce per la popolazione nate nelle regioni del Nord Ovest.

9. Partecipazione Passiva

Anche per la partecipazione passiva, procediamo ad analizzare singolarmente i diversi tipi di partecipazione alle riunioni di organizzazioni sociali.

9.1. Partecipazione passiva ad almeno un gruppo sociale

Nella tabella 7 la variabile dipendente è la partecipazione ad almeno una tra le riunioni di partiti politici, sindacati, associazioni di volontariato, ecologiche e culturali. Si tratta di una variabile mutuata da Alesina e La Ferrara (1999).

[inserire tabella 7]

Innanzitutto, consideriamo l'età. Nelle specificazioni più numerose (MS-2, MS-3) le dummy dell'età sono positive e statisticamente significative. C'è evidenza quindi che gli individui più giovani partecipano di più di quelli più anziani (variabile omessa). In secondo luogo, esaminiamo gli anni di scuola. Nelle specificazioni che non contengono valori mancanti, la variabile che cattura gli individui con meno di 9 anni di istruzione è associata negativamente con la partecipazione ad almeno un gruppo ed è statisticamente significativa nella MS-2. La dummy che riflette individui con educazione superiore ai 16 anni è anch'essa negativa, ma statisticamente non significativa.

Analizziamo ora le variabili tempo trascorso a guardare la tv e reddito familiare. Putnam (1995, 2000) sostiene che negli Stati Uniti il tempo trascorso a guardare la televisione riduce la partecipazione mentre Alesina e La Ferrara (1999) mostrano che la partecipazione è un "bene normale" nel reddito familiare. Noi riscontriamo che la variabile *oretv* ha il giusto segno ed è statisticamente significativa nelle specificazioni più numerose (MS-1, MS-2), mentre il reddito familiare, pur essendo significativo al livello del 10 per cento, presenta il segno opposto a quello atteso nella specificazione MS-2.

La variabile tempo dedicato al lavoro domestico mostra l'opportuno segno ed è statisticamente significativa al livello del 1 per cento nelle specificazioni più numerose.

Estendiamo l'analisi alle variabili che catturano le caratteristiche della comunità dove il rispondente vive. Nella tabella 7, nelle specificazioni più numerose (MS-1, MS-2), i coefficienti delle variabili del reddito indicano che le comunità più ricche partecipano di più e ad un tasso decrescente mentre il coefficiente di Gini cambia di segno e non è statisticamente significativo.

Concludiamo l'analisi considerando il luogo di nascita del rispondente. Qui, le variabili omesse sono le regioni del Centro e del Nord Est e l'Italia. Le variabili Sud e Resto del Mondo pur presentando un segno negativo nelle specificazioni meno numerose (MS-2 e MS-3), non sono statisticamente significative.

È opportuno confrontare questi risultati con quelli conseguiti sulla partecipazione attiva (tabella 4). Emerge chiaramente che il livello e l'intensità della partecipazione in una organizzazione sociale sono influenzate dalle medesime caratteristiche individuali. Esse, infatti, risultano associate positivamente agli individui più giovani e con un livello di istruzione più basso e negativamente al tempo dedicato al lavoro domestico e a guardare la tv.

9.2. Partecipazione a riunioni di partiti politici e di sindacati

Nella tabella 8 riportiamo come variabile dipendente la partecipazione a riunioni di partiti politici.

[inserire tabella 8]

Le dummy dell'età e dell'istruzione replicano i risultati evidenziati sulla partecipazione ad almeno una organizzazione sociale. Tuttavia, le dummy dell'età sono positive e statisticamente significative solo nella specificazione MS-2, mentre la dummy dell'istruzione più elevata è statisticamente significativa anche nella MS-2. Nella specificazione MS-2, risulta ancora che le variabili ore dedicate al lavoro domestico e a guardare la televisione sono negative e statisticamente significative al livello del 1 per cento. Ancora nella MS-2 è significativo, al livello del 1 per cento, anche il coefficiente del reddito familiare ma con segno negativo.

Nella specificazione MS-1, il coefficiente di Gini è positivo e statisticamente significativo al livello del 5 per cento. Tuttavia, nelle restanti specificazioni presenta un segno negativo e non significativo. Riguardo l'area geografica di nascita, la MS-2 mostra che i nati in Italia e nelle regioni del Nord Est presentano un livello di partecipazione superiore a quelli nati all'estero e nelle restanti regioni italiane.

Nella tabella 8 riportiamo anche la variabile dipendente partecipazione a riunioni di sindacati.

La specificazione MS-2 indica che la partecipazione a riunioni di sindacati è minore in corrispondenza degli individui più anziani e degli individui con livelli di istruzione più bassi e più alti. In tutte le specificazioni, il tempo trascorso a guardare la tv riduce la partecipazione sindacale risultando tuttavia statisticamente significativo solo nelle specificazioni MS-2.

Incongruenze tra le specificazioni riguardano la variabili ore domestiche. Le ore domestiche sono statisticamente significative al livello del 1 per cento con il giusto segno nella MS-2 e significative al livello del 5 per cento con segno opposto nella MS-3.

Il segno dei coefficienti del reddito segnala che la partecipazione sindacale è legata negativamente al reddito (MS-1, MS-2) e positivamente alle comunità più ricche (tutte le specificazioni). Tuttavia, i coefficienti di queste variabili non sono mai significativi. La specificazione MS-2 mostra che gli individui nati nelle regioni

del Nord Ovest e del Sud partecipano di meno di quelli nati nelle regioni del Centro e del Nord Est mentre gli individui nati nel Resto del Mondo partecipano di più di quelli di origine italiana.

Il coefficiente di Gini è positivo e statisticamente significativo nella MS-1, tuttavia presenta segno negativo e statisticamente non significativo nelle specificazioni MS-2 e MS-3.

9.3. Partecipazione a riunioni di associazioni di volontariato

Nella tabella 9 riportiamo la variabile dipendente partecipazione a riunioni di associazioni di volontariato.

[inserire tabella 9]

Anche per questo tipo di partecipazione passiva, le dummy dell'età e dell'istruzione più bassa e più alta continuano ad essere statisticamente significative nella MS-2 con segno, rispettivamente, positivo e negativo. Nelle specificazioni MS-1 e MS-2 il coefficiente del regressore ore trascorse davanti alla televisione presenta il giusto segno ed è statisticamente significativo a livello del 1 per cento.

Nelle specificazioni MS-1 e MS-2, inoltre, la partecipazione a riunioni di associazioni di volontariato è decrescente nel reddito familiare e crescente, a tassi decrescenti, nelle comunità più ricche. Nelle specificazioni meno numerose, infine, l'indice di Gini presenta l'opportuno segno negativo ma non è mai statisticamente significativo, così come accade ai regressori nati nel Nord Ovest e nel Resto del Mondo in tutte le specificazioni.

Nella tabella 9 riportiamo anche la variabile dipendente partecipazione a riunioni di associazioni ecologiche.

Innanzitutto, nella specificazione MS-2 la distribuzione delle variabili dell'età, statisticamente significativa al livello del 1 per cento, mostra che i giovani partecipano di più degli anziani. In secondo luogo, anche per questo tipo di partecipazione passiva, gli individui con minore e maggiore grado di educazione partecipano di meno. In terzo luogo, in tutte le specificazioni, la variabile tempo trascorso a guardare la tv, sebbene presenta il giusto segno, non è statisticamente significativa. Inoltre, nella specificazione MS-2, vi è evidenza che le ore spese per il lavoro domestico riducono anche questo tipo di partecipazione passiva.

Una incongruenza tra le specificazioni adottate si verifica per la variabile reddito. Nella MS-3, il coefficiente del reddito mediano, e del suo quadrato, sono significativi ma presentano il segno non corretto. Nelle altre specificazioni il segno è corretto ma non è significativo.

Infine, in tutte le specificazioni, vi è evidenza che i nati nelle regioni dell'Italia Centrale ed Orientale presentano un pattern di partecipazione a riunioni di associazioni ecologiche superiore a quello dei nati nelle restanti regioni italiane.

9.4. Partecipazione a riunioni di associazioni culturali

Nella tabella 10 la variabile dipendente è la partecipazione a riunioni di associazioni culturali.

[inserire tabella 10]

Riscontriamo, per questa partecipazione, le seguenti evidenze: i) è decrescente nell'età e nei livelli più bassi di istruzione (MS-2); ii) è decrescente nelle ore dedicata ai lavori domestici (MS-2) e nelle ore trascorse a guardare la tv (MS-1, MS-2); iii) è crescente, a tassi decrescenti, nelle comunità più ricche (MS-2, MS-3); iv) è decrescente nei nati nelle regioni del Nord Ovest (MS-2 e MS-3); v) è crescente nei nati nei paesi del Resto del Mondo (MS-1).

Evidenze non conclusive si riscontrano per i coefficienti del reddito familiare e di Gini.

10. Frequenza di incontro con gli amici

Nella tabella 11 la variabile dipendente è la frequenza di incontro con gli amici una o più volte a settimana (nel tempo libero).

[inserire tabella 11]

Per facilitare il confronto con i risultati conseguiti sulla partecipazione concentriamo i commenti sulla specificazione econometrica MS-2.

Relativamente all'età, il gruppo che incontra più frequentemente gli amici è quello con una età inferiore ai trenta. C'è evidenza di un effetto non monotonic del livello di istruzione. I laureati presentano un grado di frequenza superiore a coloro che hanno una istruzione inferiore, tuttavia questa evidenza non è significativa. Le ore trascorse per lavori domestici sono negative e significative. Negative sono anche le ore trascorse per guardare la televisione, ma anche questa evidenza non è significativa. Anche il reddito familiare ed il coefficiente di Gini entrano nella regressione con segno negativo ma non significativo. Il reddito mediano presenta un andamento negativo più che proporzionale, ma ancora questi effetti sono statisticamente non significativi.

Per quanto riguarda l'area geografica di nascita, come era legittimo attendersi, gli originari del Sud incontrano più frequentemente gli amici rispetto agli originari del Centro e del Nord Est. Questo risultato si estende anche agli originari esteri di un paese Ocse.

11. Sommario dei risultati e conclusioni

Per convenienza del lettore concentriamo i commenti sulla specificazione econometrica MS-2 che ha R^2 within quasi sempre più alto. Non si desumono peraltro dalle altre procedure di *matching* conclusioni sostanzialmente differenti da quelle rilevabili sulla specificazione MS-2.

Relativamente all'età sembra chiaro che sia per la partecipazione attiva sia per la partecipazione passiva i gruppi di età che forniscono più partecipazione sono quelli eta30 ed eta31a40. Questo risultato contrasta con l'evidenza per gli Stati Uniti di Alesina e La Ferrara, tuttavia bene si accorda con altri riscontri relativi alla realtà italiana (Depedri (2003)).

Nuovamente, sia per la partecipazione attiva sia per la partecipazione passiva c'è evidenza di un effetto non monotono del livello di istruzione. Tranne in alcuni rari casi, la partecipazione a riunioni di associazioni culturali, ad esempio, i laureati presentano gradi di partecipazione inferiori a coloro che hanno una istruzione inferiore. Questo risultato si accorda solo in parte con l'evidenza empirica per gli Stati Uniti di Alesina e La Ferrara. Una possibile spiegazione potrebbe essere la seguente. Nel caso dell'Italia, anche se i laureati avessero una più elevata percezione delle loro abilità ad influenzare risultati socio-economici ed instaurassero maggiori iterazioni sociali (Alesina e La Ferrara (1999, 20)) quest'ultime non sarebbero veicolate dalla partecipazione in organizzazioni sociali (oppure in organizzazioni sociali del tipo considerate).

Coerentemente con quanto ipotizzato da Putnam (1995), le ore trascorse a guardare la televisione sono negative e significative per quasi tutte le regressioni e lo stesso si può dire per le ore impiegate per i lavori domestici. Riprenderemo in seguito questo punto quando dedicheremo qualche considerazione alla rilevanza dei presenti risultati per le questioni econometriche sollevate da Duraluf.

Considerazioni meno nette si possono fare per i regressori seguenti (con una possibile importante eccezione). Il reddito familiare entra nelle regressioni prevalentemente con un segno negativo, ma è raramente significativo. Confrontando i nostri risultati con quelli di Alesina e La Ferrara vale la pena rilevare che nelle regressioni di quegli autori non si utilizzano procedure di panel vere e proprie. Il coefficiente positivo del reddito familiare, da loro mostrato, potrebbe dunque essere ascrivito ad eterogeneità individuale residua.

Per quanto riguarda il reddito mediano della regione di residenza è plausibile rilevare un certo pattern. Questa variabile entra spesso nelle regressioni con un andamento positivo meno che proporzionale. In quattro casi, attività gratuita per un partito politico, sindacato, una associazione di volontariato e partecipazione a riunioni di una associazione di volontariato, questi effetti sono statisticamente significativi.

Ben poco si può dire invece per l'indice di Gini. È spesso negativo ma assai poco significativo. In un paio di casi è significativo e positivo. È comunque evidente

che per ragioni di dati questa variabile non si applica a livello di aggregazione territoriale considerata rilevante da Alesina e La Ferrara.

Per quanto riguarda l'area geografica di nascita, per la partecipazione attiva, essere originario del Nord Est o del Centro dà certamente un vantaggio in termini di partecipazione rispetto all'essere originario del Nord Ovest. Questo vantaggio si estende anche rispetto agli originari del Mezzogiorno per la partecipazione passiva politica, sindacale e ad una associazione ecologica.

Infine, come era lecito attendersi, i tassi di partecipazione per le persone di origine italiana sono generalmente più alti che per le persone provenienti dall'estero. Tuttavia, solo per la partecipazione passiva politica e la partecipazione attiva in una associazione di volontariato questi effetti sono statisticamente significativi.

Relativamente allo svolgimento di ulteriori analisi tese ad accertare il ruolo causale del capitale sociale nello sviluppo economico, possiamo fare la notazione seguente: esiste effettivamente un ruolo significativo del reddito procapite regionale nella determinazione di diverse variabili di partecipazione. Questo risultato rende poco credibile l'utilizzazione pura e semplice di variabili di partecipazione come proxy empiriche robuste di capitale sociale nel senso di Durlauf. In particolare, sembrerebbe difficile che vengano ad essere adempiute le condizioni necessarie all'identificazione.

Per quanto concerne invece la possibilità che alcune variabili determinanti l'accumulazione di capitale sociale si possano configurare come variabili strumentali valide nel senso di Durlauf, possiamo fare le seguenti considerazioni. Poiché nel presente lavoro non abbiamo stimato alcuna relazione causale che andasse dal capitale sociale allo sviluppo non è possibile dire, a questo riguardo, nulla di conclusivo. Tuttavia, è lecito suggerire che variabili come le "oredomestiche" e le "oretv" possano risultare abbastanza interessanti in questo ambito. A priori esse, infatti, non dovrebbero essere sistematicamente correlate con il livello del reddito e potrebbero soddisfare le condizioni per l'identificazione specificate in Durlauf (2002, F469).

Bibliografia

- [1]Banfield E. G., (1958), *The moral basis of a backward society*, Free Press, NY
- [2]Alesina A., La Ferrara E. (1999), Participations in heterogeneous communities, *NBER Working Paper*, 7155..
- [3]Alesina A., La Ferrara E. (2002), Who trusts others?, *Journal of Public Economics*, 85, 207-234
- [4]Arrighetti A., Lasagni A., Seravalli G. (2001), Capitale sociale, associazionismo economico e istituzioni: indicatori statistici di sintesi, *Working Paper*, 4, Dipartimento di Economia, Università di Parma.
- [5]Bagnasco A., (1994), Regioni, tradizione civica, modernizzazione italiana: un commento alla ricerca di Putnam, *Stato e Mercato*, 40.
- [6]Banca d'Italia, *Archivio storico dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane*, anni 1989-2000, Roma.
- [7]Beugelsdijk S., Van Schaik T. (2001), Social capital and regional economic growth, *CentER Discussion Paper*, 102, Tilburg University.
- [8]Brandolini A., Cipollone P., Sestito P., (2000), Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998, Banca d'Italia, mimeo.
- [9]Brandolini A., (1999), The distribution of personal income in post-war Italy: source description, data quality, and the time pattern of income inequality, *Giornale degli economisti ed annali di economia*, 183-239.
- [10]Costa D. L., Kahn M. E., (2001), Understanding the decline in social capital, 1952-1998, *NBER Working Paper*, 8295.
- [11]Costa D. L., Kahn M. E., (2003), Understanding the decline in social capital, 1952-1998, *Kyklos*, 56, 17-46.
- [12]Dapedri S., (2003), la ricerca: metodologia, campione e principali risultati, in Borzaga C., Musella M., *Produttività ed efficienza nelle organizzazioni nonprofit*, Edizioni 31, Trento.
- [13]Durlauf S.N., Fafchamps M., (2004), Social capital, *NBER Working Paper*, 10485.
- [14]Durlauf S.N., (2002), On the empirics of social capital, *Economic Journal*, 112, F459-F479.
- [15]Fiorillo D., (2005b), Il Capitale sociale conta per gli outcomes economici? una verifica della robustezza dalla letteratura esistente, *DISES Working Paper* 3.163, Università di Salerno.
- [16]Fiorillo D., (2005a), Capitale sociale: uno o molti? Pochi. *DISES Working Paper*

3.162, Università di Salerno.

[17]Forni M., Paba S. (2000), The sources of local growth: evidence from Italy, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 59, 1-49.

[18]Guiso, L., Sapienza, P., Zingales, L. (2000), The role of capital social in financial development, *American Economic Review*, 94(3), 526-556.

[19]Ingram D. D., Moriarity C., (2004), *Statistical match of the 1995 National Health I Interview Survey and the march 1996 Current Population Survey*, National Center for Health Statistics.

[20]Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT), *Indagine Multiscopo sulle famiglie, aspetti della vita quotidiana*, anni 1993-2001, Roma.

[21]Levi M., (1996), Social and unsocial capital: a review essay of Robert Putnam "Making Democracy Work", *Politics & Society*, 24, 45-55.

[22]Little R. J. A., (1988), Missing-data adjustments in large surveys, *Journal of Business & Economic Statistics*, 6, 287-296.

[23]Mátyás L., Sevestre P., (1996), *The econometrics of panel data*, Kluwer Academic Publishers.

[24]Micucci G., Nuzzo G., (2003), La misurazione del capitale sociale: evidenze da un'analisi sul territorio italiano, Paper presentato al convegno *Economie locali, modelli di agglomerazione e apertura internazionale*, Bologna, 20 novembre 2003.

[25]Putnam R. (with Robert Leonardi and Raffaella Nanetti), (1993), *Making democracy work*, Princeton NJ: Princeton University Press.

[26]Putnam R., (1995), Tuning in, tuning out: the strange disappearance of social capital in America, *Political Science & Politics*, December, 664-683.

[27]Putnam R., (2000), *Blowing alone*, Simon and Schuster, NY.

[28]Rässler S., (2002), *Statistical matching*, Springer, New York.

[29]Rodgers W. L., (1984), An evaluation of statistical matching, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2, 91-102

[30]Rubin B. R., (1986), Statistical matching using file concatenation with adjusted weights and multiple imputations, *Journal of Business & Economic Statistics*, 4, 87-94.

[31]Rubin B. R., (1987), *Multiple imputation for nonresponse in surveys*, Wiley, New York.

[32]Sessa C., (1998), I beni relazionali nelle province italiane: una metodologia di misurazione, *Economia e Lavoro*, 2, 27-48.

[33] Tarrow S., (1996), Making social science work across space and time: a critical

review on Robert Putnam' Making Democracy Work, *American Review of Political Science Review*, 9.

APPENDICE A – Statistical Matching

Tab. D. Dataset SHIW-HA e MULTISCOPO

<i>Anno</i>	<i>Obs SHIW</i>	<i>Obs MULTISCOPO</i>
1993	24013	55844
1995	23924	60890
1998	20901	77443
2000	22268	58653

Fonte: SHIW-HA e MULTISCOPO

Tab. D1. Approccio base: celle

<i>Anno</i>	<i>Individui all'interno delle Celle</i>	<i>Numero di Celle</i>	<i>Individui medi per Cella</i>
1993	40287	3910	10,32
1995	43395	4048	10,72
1998	53522	4218	12,68
2000	40497	4100	9,87

Fonte: nostre elaborazioni sui dataset originari

Tab. D2. Approccio allargato del primo tipo: celle

<i>Anno</i>	<i>Individui all'interno delle Celle</i>	<i>Numero di Celle</i>	<i>Individui medi per Cella</i>
1993	51204	896	57,14
1995	55768	904	61,69
1998	69929	885	79,01
2000	52829	877	60,23

Fonte: nostre elaborazioni sui dataset originari

Tab. D3. Approccio allargato del secondo tipo: celle

<i>Anno</i>	<i>Individui all'interno delle Celle</i>	<i>Numero di Celle</i>	<i>Individui medi per Cella</i>
1993	52482	190	276,22
1995	57224	190	301,17
1998	73482	190	386,74
2000	55686	190	293,08

Fonte: nostre elaborazioni sui dataset originari

APPENDICE B – La legenda delle tabelle

Di seguito sono riportate le variabili usate e le loro fonti, seguite da statistiche sommarie. I dataset usati sono abbreviati come MULTISCOPO per l'Indagine Multiscopo sulle Famiglie dell'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) e SHIW-HA per l'Archivio Storico della Survey del Reddito delle Famiglie e della Ricchezza della Banca d'Italia (SHIW-HA).

Celle: costruite combinando le variabili: regione di residenza, genere, età, stato civile, istruzione, condizione professionale, occupazione e settore economico. [Fonte: nostro calcolo abbinando statisticamente la MULTISCOPO e la SHIW-HA]

Ppol: partecipazione a riunioni di partiti politici (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1]

Psind: partecipazione a riunioni sindacali (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

Pvol: partecipazione a riunioni di associazioni o gruppi di volontariato (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

Pecol: partecipazione a riunioni di associazioni ecologiche (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

Pcul: partecipazione a riunioni di associazioni culturali, ricreative o di altro tipo (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

Group: partecipazione ad almeno una tra le riunioni di partiti politici, sindacati, associazioni di volontariato, ecologiche e culturali (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

A-Avol: Attività gratuita per una associazione di volontariato (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

A-Anovol: Attività gratuita per una associazione non di volontariato (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

A-Ppol: Attività gratuita per un partito politico (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

A-Sind: Attività gratuita per un sindacato (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

A-Group: Attività gratuita per almeno una tra associazioni di volontariato, di non volontariato, partito politico e sindacato (negli ultimi 12 mesi). [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 ed 1].

Amici: incontro con gli amici una o più volte a settimana (nel tempo libero) [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 e 1].

Coniugato: dummy uguale ad uno se il rispondente è coniugato [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Eta30: dummy uguale ad uno se il rispondente ha meno di 30 anni [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Eta31a40: dummy uguale ad uno se il rispondente ha tra i 31 e i 40 anni [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Eta41a50: dummy uguale ad uno se il rispondente ha tra i 41 e i 50 anni [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Eta51a65: dummy uguale ad uno se il rispondente ha tra i 51 e i 65 anni [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Lowedu: dummy uguale ad uno se il rispondente ha meno di 9 anni di istruzione [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Highedu: dummy uguale ad uno se il rispondente ha più di 16 anni di istruzione. [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Fulltime: dummy uguale ad uno se il rispondente lavora full time [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Partime: dummy uguale ad uno se il rispondente lavora part time [Fonte: nostro calcolo sulla MULTISCOPO].

Nfigli: numero di figli [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 1 e 12].

Scippi: numero di scippi subiti [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 1 e 9].

Borseggi: numero di borseggi subiti [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 1 e 9].

Oredomestiche: numero di ore di lavoro domestico e familiare a settimana [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 e 99].

Oretv: numero di ore quotidiane dedicate a guardare la tv [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 0 e 24].

Ln(reddito): logaritmo naturale del reddito familiare del rispondente [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla SHIW-HA].

Ln(reddito)mdn: logaritmo naturale della mediana del reddito familiare nella regione dove il rispondente vive [Fonte: nostro calcolo (mediana ponderata per cella) sulla SHIW-HA].

Ln(reddito)mdn2: quadrato del logaritmo naturale della mediana del reddito familiare nella regione dove il rispondente vive [Fonte: nostro calcolo (mediana ponderata per cella) sulla SHIW-HA].

Gini: coefficiente di Gini sul reddito familiare nella regione dove il rispondente vive [Fonte: nostro calcolo sulla SHIW-HA].

Parcheggio: difficoltà di parcheggio nella zona in cui si vive [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 1 e 5].

Traffico: traffico nella zona in cui si vive [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 1 e 5].

Inquinamento: Inquinamento dell'aria nella zona in cui si vive [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 1 e 5].

Criminalità: rischio di criminalità nella zona in cui si vive [Fonte: nostro calcolo (media ponderata per cella) sulla MULTISCOPO. Variabile compresa tra 1 e 5].

NOvest: dummy uguale ad uno se il rispondente è nato nelle regioni del Nord Ovest [Fonte: nostro calcolo sulla SHIW-HA. Variabile compresa tra 0 e 1].

Sud: dummy uguale ad uno se il rispondente è nato nelle regioni del Sud [Fonte: nostro calcolo sulla SHIW-HA. Variabile compresa tra 0 e 1].

Ocse: dummy uguale ad uno se il rispondente è nato in Europa Occidentale (escluso l'Italia), America del Nord e Oceania [Fonte: nostro calcolo sulla SHIW-HA. Variabile compresa tra 0 e 1].

Resto Mondo: dummy uguale ad uno se il rispondente è nato in Europa Orientale, America Centrale e Meridionale, Africa e Asia [Fonte: nostro calcolo sulla SHIW-HA. Variabile compresa tra 0 e 1].

MULTISHIW-1

Tab. B1. Statistiche descrittive

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Group	15936	0.2438	0.2978	0	1
A-Group	15898	0.1306	0.2242	0	1
Ppol	15883	0.0504	0.1463	0	1
Psind	15848	0.1058	0.2134	0	1
Pvol	15837	0.0686	0.1653	0	1
Pecol	15793	0.0206	0.0933	0	1
Pcul	15840	0.1061	0.2086	0	1
A-Avol	15865	0.0872	0.1844	0	1
A-Anovol	15848	0.0374	0.1230	0	1
A-Pol	15866	0.0216	0.0969	0	1
A-Sind	15855	0.0212	0.0934	0	1
Amici	16276	0.7134	0.3039	0	1
Coniugato	16276	0.6120	0.4872	0	1
Eta≤30	16276	0.2205	0.4146	0	1
Eta31a40	16276	0.2272	0.4190	0	1
Eta41a50	16276	0.2045	0.4034	0	1
Eta51a65	16276	0.2294	0.4205	0	1
Lowedu	16276	0.5623	0.4961	0	1
Highedu	16276	0.1166	0.3209	0	1
Nfigli	7152	1.9030	0.9607	0	10
Oredomes	14654	18.570	16.086	0	99
Oretv	13926	2.7214	1.0257	0	15
Fulltime	13052	0.6618	0.4730	0	1
Partime	13052	0.1147	0.3187	0	1
Scippi	16224	0.0126	0.0914	0	4
Borseggi	16187	0.0193	0.1151	0	5
Parcheggio	16161	2.8738	0.7609	1	5
Traffico	16140	2.5951	0.6797	1	5
Inquinamento	16147	2.8611	0.7054	1	5
Criminalità	16151	3.0289	0.6568	1	5
Ln(reddito)	16258	10.731	0.6336	2.8564	13.5555
Ln(reddito)mdn	16245	10.680	0.6754	2.8564	13.5555
Ln(reddito)mdn2	16245	114.53	13.943	8.1594	183.7528
Gini	16276	0.3496	0.0305	0.2655	0.4195
NOvest	16276	0.1604	0.3670	0	1
Sud	16276	0.3695	0.4827	0	1
Ocse	16276	0.0109	0.1040	0	1
Resto Mondo	16276	0.0125	0.1112	0	1

MULTISHIW-2

Tab. B2. Statistiche descrittive

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Group	3219	0.2314	0.1852	0	1
A-Group	3210	0.1269	0.1260	0	1
Ppol	3211	0.0514	0.0802	0	1
Psind	3197	0.0900	0.1075	0	1
Pvol	3192	0.0678	0.0845	0	1
Pecol	3181	0.0228	0.0422	0	0.3673
Pcul	3189	0.1118	0.1250	0	1
A-Avolm	3206	0.0860	0.0984	0	1
A-Anovlm	3197	0.0375	0.0583	0	1
A-Pol	3202	0.0205	0.0457	0	1
A-Sindm	3201	0.0191	0.0404	0	1
Amici	3562	0.7087	0.2006	0	1
Coniugato	3562	0.5845	0.4928	0	1
Eta≤30	3562	0.2080	0.4059	0	1
Eta31a40	3562	0.1953	0.3965	0	1
Eta41a50	3562	0.1959	0.3969	0	1
Eta51a65	3562	0.2012	0.4010	0	1
Lowedu	3562	0.5946	0.4910	0	1
Highedu	3562	0.2021	0.4016	0	1
Nfigli	1758	1.9832	0.5981	0	5.1489
Oredomes	3022	19.743	14.636	0	80
Oretv	3082	2.8383	0.7046	0	10
Fulltime	2496	0.4735	0.4994	0	1
Partime	2496	0.1630	0.3694	0	1
Scippi	3412	0.0127	0.0374	0	0.5552
Borseggi	3404	0.0170	0.0431	0	1
Parcheggio	3527	2.8704	0.4464	1	5
Traffico	3515	2.6026	0.4053	1	5
Inquinamento	3527	2.8733	0.4373	1	5
Criminalità	3524	3.063	0.4181	1	5
Ln(reddito)	3559	10.803	0.4939	6.9606	13.2325
Ln(reddito)mdn	3562	10.474	0.2519	9.9507	10.9520
Ln(reddito)mdn2	3562	109.76	5.2648	99.0171	119.947
Gini	3562	0.4901	0.0586	0.33	0.6096
NOvest	3562	0.1235	0.3290	0	1
Sud	3562	0.4205	0.4937	0	1
Ocse	3562	0.0123	0.1104	0	1
Resto Mondo	3562	0.0143	0.1188	0	1

MULTISHIW-3

Tab. B3. Statistiche descrittive

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Group	646	0.2409	0.1497	0	0.7323
A-Group	646	0.1337	0.0944	0	0.4643
Ppol	643	0.0535	0.0541	0	0.3417
Psind	641	0.0924	0.0656	0	0.3793
Pvol	640	0.0718	0.0566	0	0.2750
Pecol	640	0.0261	0.0276	0	0.1892
Pcul	645	0.1187	0.0988	0	0.4569
A-Avol	644	0.0902	0.0689	0	0.3411
A-Anovol	643	0.0401	0.0395	0	0.2417
A-Pol	642	0.0216	0.0267	0	0.1707
A-Sind	644	0.0196	0.0220	0	0.1754
Amici	760	0.7493	0.0837	0.4887	0.9523
Coniugato	760	0.5473	0.4980	0	1
Eta≤30	760	0.3171	0.4656	0	1
Eta31a40	760	0.1513	0.3585	0	1
Eta41a50	760	0.1565	0.3636	0	1
Eta51a65	760	0.1986	0.3992	0	1
Lowedu	760	0.6000	0.4902	0	1
Highedu	760	0.2000	0.4002	0	1
Nfigli	343	2.0410	0.4974	1.009	3.5921
Oredomes	619	18.624	11.808	0.7076	44.9953
Oretv	660	2.7879	0.4094	1.6525	4.5327
Fulltime	501	0.4830	0.5002	0	1
Partime	501	0.1636	0.3703	0	1
Scippi	712	0.0107	0.0130	0	0.0899
Borseggi	711	0.0166	0.0179	0	0.1613
Parcheggio	753	2.9066	0.2844	1.9598	3.4891
Traffico	751	2.6341	0.2423	1.8776	3.3815
Inquinamento	755	2.9175	0.3057	2.0565	3.7600
Criminalità	755	3.0874	0.3080	2.1382	3.8363
Ln(reddito)	760	10.977	0.4426	9.0478	13.2325
Ln(reddito)mdn	760	10.646	0.1589	10.3006	10.9520
Ln(reddito)mdn2	760	113.36	3.3767	106.1038	119.9478
Gini	760	0.5071	0.0440	0.4028	0.593
NOvest	760	0.3644	0.4815	0	1
Sud	760	0.1263	0.3324	0	1
Ocse	760	0.0092	0.0955	0	1
Resto Mondo	760	0.0157	0.1247	0	1

Tab. 4. A-Group

	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	9.6167* (2.2842)	0.1740 (0.1970)
Eta31a40	D	6.9976* (1.8501)	0.1837 (0.1915)
Eta41a50	D	4.7503* (1.3104)	0.1665 (0.1884)
Eta51a65	D	2.9241* (0.7633)	0.2397 (0.1742)
Low edu	D	-2.0452* (0.3160)	D
High edu	D	-0.7474** (0.3580)	D
Oredomestiche	0.0044 (0.0098)	-0.0399* (0.0119)	0.0111 (0.0208)
Oretv	-0.2740* (0.0850)	-1.0036* (0.1759)	0.0730 (0.3603)
Ln(reddito)	-0.3344 (0.3920)	-0.2276 (0.2448)	-0.0201 (0.1209)
Ln(reddito)mdn	1.2076 (1.2613)	68.7857 (44.9871)	38.1197 (37.7101)
Ln(reddito)mdn2	-0.0591 (0.0615)	-3.3612 (2.1411)	-1.7942 (1.7864)
Gini	-0.8232 (3.3353)	-0.9575 (2.8199)	0.4815 (2.5951)
Nord Ovest	0.0607 (0.3590)	-0.9227*** (0.4924)	0.0696 (0.1656)
Sud	-0.1289 (0.3210)	-0.1593 (0.4482)	-0.1113 (0.1859)
Ocse	0.5556 (0.7459)	-0.1981 (0.8930)	-0.0951 (0.6716)
Resto Mondo	0.1259 (0.7049)	-0.7872 (0.9412)	0.0519 (0.4347)
Obs	12220	2472	504
R ² within ^a	0.0088	0.1572	0.0467

D = Dropped. La variabile dipendente è l'attività gratuita per almeno una tra un partito politico, un sindacato, una associazione di volontariato ed una associazione non di volontariato (negli ultimi 12 mesi) (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 percento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzata si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Variabili di controllo addizionali inoltre risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno. Nota: a) R² spiegato dai regressori una volta che si è tenuto conto dei regressori fissi.

Tab. 5. A-Ppol e A-Sind

	A-Ppol			A-Sind		
	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	4.3409*** (2.4278)	1.1052*** (0.6549)	D	5.5243** (2.4434)	0.2735 (0.6084)
Eta31a40	D	3.9985** (1.9666)	0.6382 (0.6386)	D	6.7274* (1.9789)	-0.0120 (0.5931)
Eta41a50	D	2.8485** (1.3932)	1.5884* (0.6269)	D	4.8031* (1.4021)	0.2798 (0.5821)
Eta51a65	D	2.1942* (0.8105)	0.4272 (0.5825)	D	3.6213* (0.8159)	0.4622 (0.5411)
Low edu	D	-2.1842* (0.3359)	D	D	-1.9840* (0.3382)	D
High edu	D	-1.8881* (0.3811)	D	D	-2.4234* (0.3839)	D
Oredomestiche	0.0027 (0.0068)	-0.1355* (0.0126)	-0.0840 (0.0693)	-0.0018 (0.0065)	-0.1196* (0.0127)	-0.0769 (0.0644)
Oretv	0.0417 (0.0589)	-0.3770** (0.1870)	0.0078 (1.2103)	0.0040 (0.0563)	-0.4737* (0.1881)	-0.7174 (1.1219)
Ln(reddito)	0.2238 (0.2715)	0.25247 (0.2600)	-0.0840 (0.4046)	0.1506 (0.2594)	0.4007 (0.2620)	0.7477** (0.3752)
Ln(reddito)mdn	0.0317 (0.8735)	88.2207*** (47.7662)	-103.3564 (125.6621)	-0.3342 (0.8346)	86.3248*** (48.0740)	74.1668 (116.7483)
Ln(reddito)mdn2	-0.0060 (0.0426)	-4.2800*** (2.2735)	4.8240 (5.9512)	0.0142 (0.0407)	-4.1850*** (2.2880)	-3.8219 (5.5290)
Gini	2.4873 (2.3129)	-3.0540 (2.9920)	0.9042 (8.6331)	-0.2150 (2.2104)	-0.5869 (3.0165)	-16.5928** (8.0207)
Nord Ovest	-0.0704 (0.2490)	-1.6855* (0.5239)	0.6952 (0.5548)	0.2398 (0.2382)	-1.4273* (0.5283)	0.3116 (0.5153)
Sud	-0.1184 (0.2228)	-0.6022 (0.4757)	0.9564 (0.6305)	-0.2482 (0.2129)	-0.4827 (0.4808)	0.0664 (0.5857)
Ocse	-0.0416 (0.5168)	1.6642*** (0.9469)	1.8118 (2.5380)	0.5988 (0.4937)	-0.3567 (0.9544)	-0.5042 (2.3578)
Resto Mondo	-0.5357 (0.4881)	-1.4797 (0.9980)	1.1622 (1.4452)	0.6699 (0.4670)	-0.1399 (1.0058)	1.5700 (1.3427)
Obs	12199	2465	501	12193	2468	502
R ² within	0.0037	0.2232	0.0612	0.0037	0.1755	0.0759

D = Dropped. Le variabili dipendenti sono l'attività gratuita per un partito politico e per un sindacato (negli ultimi 12 mesi) (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 per cento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzata si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Come variabili di controllo addizionali inoltre risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno.

Tab. 6. A-Avol e A-Anovol

	A-Avol			A-Anovol		
	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	10.6347* (2.3895)	0.1156 (0.3013)	D	11.2556* (2.4893)	-0.8768** (0.4081)
Eta31a40	D	8.0411* (1.9354)	0.2410 (0.2932)	D	7.7617* (2.0164)	-0.8121** (0.3971)
Eta41a50	D	6.1998* (1.3707)	0.2716 (0.2883)	D	5.0268* (1.4291)	-0.4220 (0.3905)
Eta51a65	D	3.5467* (0.7985)	0.1484 (0.2683)	D	3.0838* (0.8319)	-0.5594 (0.3654)
Low edu	D	-2.6594* (0.3306)	D	D	-2.6480* (0.3446)	D
High edu	D	-1.1136* (0.3746)	D	D	-1.5717* (0.3911)	D
Oredomestiche	0.0131 (0.0094)	-0.0183 (0.0124)	0.0180 (0.0318)	0.0004 (0.0081)	-0.0557* (0.0129)	0.1594* (0.0432)
Oretv	-0.2108* (0.0817)	-0.6975* (0.1840)	-0.3524 (0.5509)	- 0.1426** (0.0699)	-0.7379* (0.1914)	0.9341 (0.7536)
Ln(reddito)	-0.7116*** (0.3765)	-0.3995 (0.2562)	-0.0008 (0.1849)	0.0604 (0.3220)	-0.0167 (0.2676)	0.3545 (0.2519)
Ln(reddito)mdn	0.0702 (1.2105)	120.4428* (47.0498)	52.5864 (58.1439)	0.8490 (1.0356)	69.9405 (48.9630)	-89.5918 (78.6927)
Ln(reddito)mdn2	-0.0376 (0.0591)	-5.8195* (2.2393)	-2.3261 (2.7537)	-0.0576 (0.0505)	-3.3957 (2.3305)	4.1647 (3.7273)
Gini	3.4165 (3.2085)	-0.2892 (2.9492)	-3.0133 (3.9828)	-6.550** (2.7435)	-6.8525** (3.0735)	1.2440 (5.3891)
Nord Ovest	0.1288 (0.3451)	-0.8655*** (0.5156)	-0.2239 (0.2552)	0.2529 (0.2959)	-1.2447** (0.5358)	-0.1574 (0.3434)
Sud	-0.0355 (0.3089)	-0.1981 (0.4688)	0.0775 (0.2900)	0.3463 (0.2641)	-0.6089 (0.4875)	-0.1885 (0.3850)
Ocse	1.3237*** (0.7157)	-1.4604 (0.9339)	-0.1277 (1.0267)	0.2964 (0.6127)	-0.5307 (0.9868)	-0.2106 (1.5807)
Resto Mondo	-0.1255 (0.6776)	-1.841*** (0.9843)	-0.1059 (0.6646)	0.6586 (0.5791)	0.0868 (1.0230)	-0.1387 (0.9001)
Obs	12198	2470	502	12188	2463	501
R ² within	0.0102	0.1698	0.0563	0.0107	0.1602	0.1157

D = Dropped. La variabile dipendente è l'attività gratuita per una associazione di volontariato e per una associazione non di volontariato (negli ultimi 12 mesi) (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 per cento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzata si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Come variabili di controllo aggiuntive inoltre risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno.

Tab. 7. Group

	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	10.2927* (2.0173)	0.2037 (0.1938)
Eta31a40	D	7.3975* (1.635)	0.3868** (0.1889)
Eta41a50	D	4.6766* (1.1580)	0.3170*** (0.1862)
Eta51a65	D	2.6898* (0.6738)	0.3667** (0.1734)
Low edu	D	-1.4733* (0.2803)	D
High edu	D	-0.2086 (0.3176)	D
Oredomestiche	0.0025 (0.0100)	-0.0707* (0.0104)	-0.0521* (0.0209)
Oretv	-0.1719** (0.0861)	-0.8991* (0.1556)	0.4073 (0.3610)
Ln(reddito)	-0.5154 (0.3969)	-0.381*** (0.2167)	0.0266 (0.1215)
Ln(reddito)mdn	0.7477 (1.2758)	103.9149* (39.7996)	-14.4943 (37.5396)
Ln(reddito)mdn2	-0.0324 (0.0623)	-5.0146* (1.8943)	0.6554 (1.7788)
Gini	5.0809 (3.3787)	-1.9177 (2.5003)	2.2648 (2.5838)
Nord Ovest	0.1130 (0.3631)	-0.4056 (0.4356)	0.0170 (0.1650)
Sud	0.4088 (0.3250)	-0.2021 (0.3967)	-0.0563 (0.1852)
Ocse	0.4871 (0.7514)	-0.3573 (0.7933)	0.2706 (0.6706)
Resto Mondo	0.4186 (0.7217)	-0.7453 (0.8330)	-0.0234 (0.4336)
Obs	12253	2481	503
R ² within	0.0110	0.1936	0.0785

D = Dropped. La variabile dipendenti è la partecipazione ad almeno una tra le riunioni di partiti politici, sindacali, associazioni di volontariato, ecologiche, culturali (negli ultimi 12 mesi) (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 percento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzata si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Come variabili di controllo addizionali inoltre risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno.

Tab. 8. Ppol e Psind

	Ppol			Psind		
	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	8.5987* (2.4796)	0.5535 (0.4725)	D	14.0932* (2.3865)	0.0139 (0.3278)
Eta31a40	D	7.5281* (2.0105)	0.1715 (0.4603)	D	13.4316* (1.9342)	-0.0578 (0.3181)
Eta41a50	D	4.1516* (1.4242)	0.5517 (0.4536)	D	9.2322* (1.3701)	-0.0094 (0.3135)
Eta51a65	D	2.2056* (0.8292)	0.2544 (0.4231)	D	5.2865* (0.7988)	-0.0808 (0.2920)
Low edu	D	-2.5831* (0.3449)	D	D	-1.5659* (0.3322)	D
High edu	D	-1.7675* (0.3920)	D	D	-1.8234* (0.3775)	D
Oredomestiche	-0.0088 (0.0084)	-0.1556* (0.0128)	-0.0118 (0.0505)	0.0001 (0.0089)	-.12718* (0.0123)	0.0679** (0.0346)
Oretv	0.0115 (0.0725)	-0.6299* (0.1911)	-0.6369 (0.8814)	-0.0545 (0.0766)	-0.9039* (0.1838)	-0.3295 (0.6092)
Ln(reddito)	-0.3378 (0.3338)	-0.1147* (0.2663)	0.2138 (0.2965)	-0.5241 (0.3524)	-0.2023 (0.2564)	0.0571 (0.2026)
Ln(reddito)mdn	0.9802 (1.0719)	77.6765 (48.9371)	-137.3377 (91.2193)	0.6136 (1.1317)	68.5907 (47.2151)	47.2084 (62.9610)
Ln(reddito)mdn2	-0.0300 (0.0523)	-3.8313 (2.3291)	6.5787 (4.3227)	-0.0172 (0.0552)	-3.4009 (2.2472)	-2.3490 (2.9828)
Gini	6.5274** (2.8395)	-3.5924 (3.0760)	-1.8615 (6.2346)	5.1118*** (3.0037)	-0.8973 (2.9585)	-0.8484 (4.2784)
Nord Ovest	0.1792 (0.3055)	-1.5343* (0.5352)	0.2099 (0.3987)	0.0041 (0.3230)	-0.91*** (0.5185)	-0.0424 (0.2728)
Sud	0.1849 (0.2737)	-0.9679** (0.4872)	0.2626 (0.4474)	0.3861 (0.2890)	-0.918** (0.4697)	0.0292 (0.3061)
Ocse	0.2425 (0.6355)	-1.665*** (0.9739)	0.6233 (1.8407)	0.2725 (0.6667)	-0.7028 (0.9380)	0.1482 (1.2565)
Resto Mondo	-0.6617 (0.6083)	-1.755*** (1.0226)	0.3134 (1.0470)	1.2989* (0.6458)	-0.8982 (0.9835)	0.1091 (0.7152)
Obs	12217	2474	500	12194	2466	498
R ² within	0.0071	0.2711	0.0636	0.0067	0.2070	0.0913

D = Dropped. La variabile dipendente è la partecipazione a riunioni di partiti politici e di sindacati (negli ultimi 12 mesi) (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 percento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzate si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Come variabili di controllo aggiuntive risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno.

Tab. 9. Pvol e Pecol

	Pvol			Pecol		
	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	15.1992* (2.4412)	0.2101 (0.3534)	D	14.1147* (2.3804)	-0.1685 (0.4671)
Eta31a40	D	11.0771* (1.9802)	0.3832 (0.3452)	D	9.6875* (1.9301)	-0.0963 (0.4547)
Eta41a50	D	7.4001* (1.4024)	0.4367 (0.3386)	D	6.9502* (1.3674)	-0.0567 (0.4504)
Eta51a65	D	3.8497* (0.8181)	0.4063 (0.3137)	D	3.3447* (0.7984)	-0.1472 (0.4174)
Low edu	D	-2.1828* (0.3405)	D	D	-3.0534* (0.3316)	D
High edu	D	-1.0995* (0.3881)	D	D	-0.9147** (0.3775)	D
Oredomestiche	0.0084 (0.0092)	-0.0397* (0.0126)	0.0227 (0.0373)	0.0048 (0.0068)	-0.0706* (0.0123)	0.0050 (0.0494)
Oretv	-0.2317* (0.0797)	-0.6502* (0.1883)	-0.4424 (0.6548)	-0.0301 (0.0587)	-0.2692 (0.1835)	-0.8222 (0.8684)
Ln(reddito)	-0.9941* (0.3671)	-0.3136 (0.2632)	0.1884 (0.2178)	0.1703 (0.2703)	-0.1151 (0.2565)	-0.2140 (0.2900)
Ln(reddito)mdn	0.9951 (1.1787)	126.3713* (48.3897)	65.8509 (67.9742)	0.6018 (0.8693)	25.7276 (47.1739)	-173.28** (90.2381)
Ln(reddito)mdn2	-0.0221 (0.0575)	-6.0442* (2.3031)	-2.9866 (3.2207)	-0.0437 (0.0424)	-1.2615 (2.2453)	8.3566** (4.2764)
Gini	4.8360 (3.1247)	-2.8403 (3.0280)	-0.3150 (4.6212)	0.0641 (2.3060)	-4.2852 (2.9502)	5.5167 (6.2381)
Nord Ovest	-0.1349 (0.3366)	-0.8279 (0.5303)	-0.1876 (0.2947)	- 0.41190*** (0.2488)	-1.304* (0.5170)	-0.2410 (0.3914)
Sud	0.0092 (0.3014)	-0.3295 (0.4831)	-0.1387 (0.3307)	-0.3276 (0.2225)	-0.783*** (0.4709)	-0.2644 (0.4449)
Ocse	0.3657 (0.6975)	-0.8423 (0.9601)	-0.0320 (1.1947)	-0.0099 (0.5140)	-1.3247 (0.9373)	-0.3089 (1.7965)
Resto Mondo	-1.0864 (0.6690)	-0.9408 (1.0072)	-0.1490 (0.7719)	0.7627 (0.4932)	1.2984 (0.9801)	0.2565 (1.0219)
Obs	12191	2464	498	12157	2456	498
R ² within	0.0132	0.1515	0.0645	0.0015	0.2111	0.1030

D = Dropped. La variabile dipendenti è la partecipazione a riunioni di associazioni di volontariato e di di associazioni ecologiche (negli ultimi 12 mesi) (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 percento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzata si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Come variabili di controllo aggiuntive inoltre risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno.

Tab. 10. Pcul

	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	11.7744* (2.2973)	0.1115 (0.3252)
Eta31a40	D	8.2044* (1.8639)	0.3137 (0.3162)
Eta41a50	D	5.2727* (1.3206)	0.2308 (0.3115)
Eta51a65	D	2.6888* (0.7706)	0.0635 (0.2880)
Low edu	D	-3.0187* (0.3202)	D
High edu	D	0.5240 (0.3642)	D
Oredomestiche	0.0031 (0.0096)	-0.0684* (0.0119)	0.0006 (0.0346)
Oretv	-0.158*** (0.0829)	-0.6958* (0.1773)	0.4550 (0.6047)
Ln(reddito)	-0.1325 (0.3819)	-0.2953 (0.2475)	0.0494 (0.2012)
Ln(reddito)mdn	-0.1422 (1.2287)	53.4769 (45.5737)	103.5798*** (62.2948)
Ln(reddito)mdn2	0.0067 (0.0600)	-2.5785 (2.1692)	-4.7324 (2.9512)
Gini	0.3903 (3.2599)	-1.1925 (2.8535)	1.2323 (4.2832)
Nord Ovest	0.2060 (0.3502)	-1.0541** (0.4995)	-0.2720 (0.2733)
Sud	0.1939 (0.3132)	-0.4004 (0.4550)	-0.4111 (0.3069)
Ocse	0.1408 (0.7219)	-0.9106 (0.9034)	-0.2934 (1.1094)
Resto Mondo	1.5997** (0.6968)	-1.0760 (0.9476)	-0.3056 (0.7177)
Obs	12191	2462	502
R ² within	0.0063	0.2371	0.0779

D = Dropped. La variabile dipendente è la partecipazione a riunioni di associazioni culturali (negli ultimi 12 mesi) (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 per cento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzate si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Come variabili di controllo aggiuntive risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno.

Tab. 11. Amici

	<i>MS-1</i>	<i>MS-2</i>	<i>MS-3</i>
Eta30	D	2.4200** (1.2148)	0.0219 (0.0458)
Eta31a40	D	0.5877 (0.9862)	-0.0102 (0.0452)
Eta41a50	D	0.3573 (0.6985)	-0.0091 (0.0446)
Eta51a65	D	0.5235 (0.4066)	0.0163 (0.0412)
Low edu	D	0.0549 (0.1683)	D
High edu	D	0.1748 (0.1904)	D
Oredomestiche	-0.0365* (0.0075)	-0.0178* (0.0062)	-0.0020 (0.0050)
Oretv	-0.0004 (0.0649)	-0.0229 (0.0937)	0.1402 (0.0858)
Ln(reddito)	0.0427 (0.2993)	-0.0546 (0.1308)	0.0322 (0.0289)
Ln(reddito)mdn	-0.1520 (0.9632)	-26.1204 (24.0238)	11.3107 (9.0738)
Ln(reddito)mdn2	0.0125 (0.0470)	1.2736 (1.1434)	-0.5688 (0.4298)
Gini	-1.1082 (2.5459)	-1.8024 (1.5021)	-0.1043 (0.6253)
Nord Ovest	0.2224 (0.2720)	0.3388 (0.2625)	-0.0144 (0.0400)
Sud	-0.2396 (0.2445)	0.4002*** (0.2383)	-0.0547 (0.0452)
Ocse	0.2608 (0.5675)	0.8047*** (0.4800)	-0.0650 (0.1638)
Resto Mondo	0.1930 (0.5400)	-0.0631 (0.4953)	-0.0682 (0.1047)
Obs	12314	2501	512
R ² within	0.0097	0.0944	0.1375

D = Dropped. La variabile dipendente è la frequenza di incontri con amici una o più volte a settimana (media ponderata per cella (coorte)). I coefficienti riportati sono stime OLS con effetti fissi. I simboli *, **, *** denotano che il coefficiente è statisticamente differente da zero a livello del 1, del 5 e del 10 per cento. Il campione è uno pseudo panel per gli anni 1993 (variabile omessa), 1995, 1998, 2000. Per una descrizione di tutte le variabili utilizzata si veda l'appendice B. Tutte le regressioni includono, come controlli non riportati, l'essere coniugato, il numero degli scippi e dei borseggi subiti, la difficoltà di parcheggio, il traffico, l'inquinamento e il rischio di criminalità. Come variabili di controllo aggiuntive inoltre risultano diciotto dummy regionali e tre dummy per l'anno.