



Munich Personal RePEc Archive

Underground Employment and Unemployment in Italy: A Panel Analysis

Lisi, Gaetano

University of Cassino (Italy)

8 May 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/22508/>

MPRA Paper No. 22508, posted 09 May 2010 19:00 UTC

Underground Employment and Unemployment in Italy: A Panel Analysis *

Gaetano Lisi •

May, 2010

Abstract

This empirical paper investigates an important economic relationships, subject of great interest and currently open to debate: the link between underground employment and unemployment. While the literature is unanimous in considering underground employment and unemployment as strongly connected and interdependent phenomena, the link between existing causality is controversial. Two key results emerge from this analysis. The first shows that the unemployment affects (with positive sign) the underground employment and vice versa. The second demonstrates that the impact of unemployment on underground employment is stronger than the reverse.

JEL Classification: E26, O17, C23

Keywords: underground employment, underground economy, unemployment, panel models, instrumental variables

* I would like to thank Prof. Maurizio Pugno, Prof. Paolo Naticchioni and the participants to my seminar at the University of Cassino (September, 30, 2009) for several insightful remarks on earlier version of the paper. The usual disclaimer clause applies.

• Corresponding author. Department of Economic Sciences, University of Cassino, via S. Angelo, I-03043 Cassino (FR), Italy. Tel.: +39 0776 2994802; e-mail: gaetano.lisi@unicas.it.

Occupazione irregolare e disoccupazione in Italia: un'analisi panel regionale

Gaetano Lisi

Maggio, 2010

Abstract

Il lavoro indaga empiricamente un'importante relazione, oggetto di ampio interesse e di dibattito aperto in letteratura: il legame tra occupazione irregolare e disoccupazione. Sebbene la letteratura sia concorde nel ritenere l'occupazione irregolare e la disoccupazione fenomeni strettamente connessi ed interdipendenti, controverso appare il legame di causalità esistente. Due rilevanti risultati emergono dall'analisi. Il primo: la disoccupazione influenza (positivamente) l'occupazione irregolare e viceversa. Il secondo: l'impatto della disoccupazione sull'occupazione irregolare appare più forte di quello dell'occupazione irregolare sulla disoccupazione.

JEL Classification: E26, O17, C23

Keywords: lavoro irregolare, economia sommersa, disoccupazione, modelli panel, variabili strumentali

*Errors using inadequate data are much
but less those using no data at all*
Charles Babbage

1. Introduzione e motivazioni

Il dualismo economico-sociale esistente in Italia e conosciuto in tutto il mondo (la c.d. “questione meridionale”), si manifesta nella sua forma più eclatante con riferimento all’economia sommersa. L’Italia, infatti, è uno dei Paesi più industrializzati con la quota più alta di economia sommersa (cfr. Schneider, 2009); inoltre, nella medesima struttura istituzionale convivono due macro-aree caratterizzate da differenti livelli di occupazione irregolare (cfr. ISTAT, 2008a, 2008b).

Nelle regioni del Sud Italia, in cui più elevata è la quota di attività irregolari, si registrano anche i livelli più alti di disoccupazione (cfr. Boeri e Garibaldi, 2002, 2006 – figura 1).

La letteratura (sia empirica che teorica) è concorde nel ritenere che l’occupazione irregolare e la disoccupazione siano fenomeni strettamente connessi ed interdipendenti. Boeri e Garibaldi trovano conferma di ciò al punto che i due fenomeni sono da loro descritti come «[...] *due lati della stessa medaglia*» (2006, p. 20 – figura 2).

Controverso, tuttavia, è il legame di causalità esistente (cfr. Tanzi, 1999; Giles e Tedds, 2002). Ciò dipende dal fatto che la forza lavoro irregolare è notevolmente eterogenea. Infatti, una quota della forza lavoro irregolare è spesso erroneamente classificata tra i disoccupati ed è, quindi, annoverata tra la forza lavoro ufficiale; un’altra parte dei lavoratori irregolari, invece, è costituita da pensionati, minorenni, casalinghe, immigrati regolari e clandestini, che non fanno parte della forza lavoro inclusa nelle statistiche ufficiali. In aggiunta, ci sono individui che, allo stesso tempo, fanno parte sia della forza lavoro ufficiale che non ufficiale, il c.d. fenomeno del doppio lavoro (cfr. Tanzi, 1999).

Nei lavori empirici dedicati all’economia sommersa è prassi far uso del *model approach* o MIMIC (*Multiple Indicators Multiple Causes*) *method*, una metodologia di stima che tratta il sommerso come una variabile latente in funzione di una serie

di indicatori e di determinanti/cause. Tuttavia, l'uso di tale metodologia può essere sconsigliato dal fatto che l'economia sommersa non è propriamente una variabile non osservabile (cfr. Breusch, 2005).

In aggiunta, i lavori empirici che fanno uso anche di dati *panel* o *cross-section* focalizzano l'analisi sul confronto tra Paesi diversi (*between country analysis*), rendendo oltremodo difficile trarre conclusioni precise visto che i differenti contesti culturali ed istituzionali possono influenzare non poco il livello esistente di economia sommersa (cfr. Schneider e Torgler, 2007). Uno dei pochi lavori che ha fatto uso di un'analisi *panel within country* è quello di Schneider e Torgler (2007). Tale studio, però, si concentra sui cantoni svizzeri, dotati di ampia autonomia e, dunque, potenzialmente molto eterogenei dal punto di vista istituzionale.

L'interesse per la realtà italiana deriva proprio dal fatto che in un contesto istituzionale omogeneo convivono due macro aree differenti dal punto di vista economico-sociale.

Di conseguenza, sebbene la rilevanza dei fattori economico-istituzionali (quali la regolamentazione e il "peso" fiscale) nella spiegazione dell'economia sommersa sia una tesi ampiamente condivisa in letteratura (cfr. Schneider e Enste, 2000), è altrettanto condivisa l'idea che la corruzione, la *tax morality* (o *tax morale*¹) e la bassa qualità delle istituzioni siano fattori altrettanto cruciali (Tanzi, 1988; Johnson et al., 2000; Sarte, 2000; Fugazza e Jacques, 2004, Schneider, 2007; Schneider e Torgler, 2007).

Inoltre, non occorre dimenticare il ruolo imponente e negativo svolto dalla criminalità organizzata nel Mezzogiorno (cfr. Daniele e Marani, 2008; Marini e Turato, 2002 - figura 3). Tale discorso, tuttavia, può essere facilmente esteso anche al contesto europeo, visto che la corruzione e la criminalità sono particolarmente diffuse nei Paesi dell'Europa dell'Est, dove l'economia sommersa è più alta che nel resto d'Europa (cfr. Van Dijk, 2006; Johnson et al., 2000).

Nella presente analisi, variabili sia "ambientali" che economico-istituzionali sono prese in considerazione al fine di derivare correttamente l'effetto che la disoccupazione esercita sull'occupazione irregolare (un *topic* di primaria

¹ L'atteggiamento degli individui nei confronti dello Stato, cioè la maggiore o minore predisposizione a rispettarne le regole (cfr. Schneider, 2007; Schneider e Torgler, 2007).

importanza sotto tutti i punti di vista: teorico, empirico e di *policy*). Tenuto poi conto dello strettissimo legame esistente tra le due variabili, adeguati strumenti sono introdotti e la c.d. procedura a “tre passi” (*3SLS – three Stages Least Square*) è implementata (l’occupazione irregolare, infatti, oltre ad esserne influenzata, influenza essa stessa la disoccupazione).

Il resto del lavoro risulta così organizzato: il secondo paragrafo presenta un semplice modello teorico che mette in risalto la stretta relazione esistente tra occupazione irregolare e disoccupazione; il terzo espone, in modo sintetico, le linee guida seguite nell’importante fase della specificazione (scelta) del modello econometrico; il quarto paragrafo presenta l’analisi *panel* (*dataset* e risultati delle stime); il quinto affronta il problema dell’endogeneità dei regressori e, soprattutto, indaga il legame di causalità esistente tra occupazione irregolare e disoccupazione (“chi causa cosa”). Il sesto conclude il lavoro.

2. Occupazione irregolare e disoccupazione: un modello di *job search*

Nei modelli di *job search*, la disoccupazione deriva dalla presenza di frizioni nel mercato del lavoro che impediscono il corretto incontro lavoratore-impresa. Tali frizioni vengono riassunte da una funzione di *matching*, $m = m(u, v)$, ipotizzata essere strettamente crescente e concava nei suoi due argomenti (il tasso di disoccupazione u e i posti vacanti v , mentre m è il numero di posti di lavoro formati per unità di tempo) ed omogenea di grado 1. L’ipotesi di rendimenti di scala costanti (i.e. di omogeneità di grado 1), permette di fare uso di un’unica variabile chiave: il rapporto tra posti vacanti e disoccupazione. Sebbene l’economia consista di due settori (regolare e sommerso), e ogni lavoratore non possa cercare lavoro in entrambi contemporaneamente (la cosiddetta ipotesi di *directed search* che implica l’esistenza di due diverse funzioni di *matching*, una per settore),² il pool dei disoccupati è unico. In sostanza, le frizioni sono ora date da:

$$\theta_r = \frac{v_r}{u}; \theta_s = \frac{v_s}{u}.$$

² In letteratura, si possono sostanzialmente distinguere due ipotesi circa la modalità di ricerca di un posto di lavoro: casuale (*random*) oppure orientata (*directed*). In breve, nella ricerca casuale un lavoratore non sceglie il settore in cui cercare lavoro, ma aspetta una qualsiasi opportunità di lavoro. L’ipotesi di *directed search* può essere giustificata dal fatto che esistono delle restrizioni (conosciute dai *job-seekers*) nella ricerca di un posto di lavoro regolare, come ad esempio un determinato livello di abilità (*skill*), tenuto conto della maggiore produttività/specializzazione dei posti di lavoro regolari (Boeri e Garibaldi, 2006).

dove i pedici r (regolare) e s (sommerso) identificano il settore. Le tensioni nel mercato del lavoro in entrambi i settori sono ricavate in modo standard: in sostanza, al fine d'impedire l'apertura infinita di posti di lavoro, in equilibrio il valore di un ulteriore posto vacante deve essere pari a zero (la cosiddetta condizione di zero-profitti). Di conseguenza, in equilibrio il valore di ogni impresa è dato dall'uguaglianza tra i costi attesi di copertura di una vacancy e i profitti netti scontati derivanti dalla produzione:

$$\frac{c_r}{f(\theta_r)} = \frac{\pi_r}{r + \delta} \quad [1]$$

$$\frac{c_s}{f(\theta_s)} = \frac{\pi_s}{r + \delta + \rho} \quad [2]$$

dove c è il costo di apertura di un posto vacante, $f(\theta_i)$ è la probabilità istantanea di coprire una *vacancy* (decescente in $\theta_i \forall i$), π sono i profitti al netto del salario (e della tassazione nel settore regolare), r è il tasso di interesse, δ è il tasso di distruzione di un posto di lavoro, infine ρ è il tasso al quale le attività irregolari sono scoperte e sanzionate. Le equazioni [1] e [2] consentono di determinare le variabili del modello, i.e. θ_r e θ_s .

Per definizione, la disoccupazione è la differenza tra la forza lavoro (per semplicità normalizzata ad 1) e l'occupazione nei due settori:

$$u = 1 - n_r - n_s \quad [3]$$

dove n_r e n_s sono, rispettivamente, l'occupazione di stato stazionario nel settore regolare e in quello sommerso. Dal momento che un lavoratore incontra un posto di lavoro vacante al tasso istantaneo $g(\theta_i)$, crescente in $\theta_i \forall i$, e che i posti di lavoro già coperti sono distrutti al tasso δ (nel sommerso tale tasso è aumentato della probabilità di essere scoperti e sanzionati ρ), le equazioni che esprimono l'evoluzione nel tempo dell'occupazione nei due settori sono le seguenti:

$$\dot{n}_r = u \cdot g(\theta_r) - \delta \cdot n_r$$

$$\dot{n}_s = u \cdot g(\theta_s) - (\delta + \rho) \cdot n_s$$

In stato stazionario ($\dot{n}_r = \dot{n}_s = 0$) si ha, dunque, che:

$$n_r = \frac{u \cdot g(\theta_r)}{\delta} \quad [4]$$

$$n_s = \frac{u \cdot g(\theta_s)}{\delta + \rho} \quad [5]$$

Infine, la disoccupazione è data dalle equazioni [3], [4] e [5]:

$$u = \frac{\delta \cdot (\delta + \rho)}{g(\theta_r) \cdot (\delta + \rho) + g(\theta_s) \cdot \delta + \delta \cdot (\delta + \rho)} \quad [6]$$

con $\partial u / \partial \theta_r < 0$ e $\partial u / \partial \theta_s < 0$.

Tuttavia, poiché è ragionevole ipotizzare che i due settori si muovano in direzioni opposte, abbiano cioè andamenti differenti (cfr. Busato e Chiarini, 2004), l'effetto che l'occupazione irregolare ha sulla disoccupazione è a priori ambiguo.³ Questo semplice modello teorico, quindi, testimonia l'ambigua ma stretta relazione esistente tra le due variabili.

3. La specificazione del modello

Le analisi basate su dati *panel* sono un potente (se non il più potente) strumento di indagine statistico-econometrica. La combinazione dell'informazione *cross-section* (longitudinale) con quella *time-series* (temporale) permette di formulare e stimare modelli interpretativi migliori dei fenomeni economici oggetto di studio (Baltagi e Griffin, 1984).

I modelli *panel* possono avere diverse specificazioni. Partendo dalla più generale, il cui scopo è spesso soltanto descrittivo, si ha che:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} \cdot x_{it} + \varepsilon_{it} \quad [7]$$

dove le ipotesi principali sono: a) il "vero" legame tra y e x è lineare e nello specifico statico; b) x è esogena, i.e. non è correlata con il termine di errore che ha media nulla, varianza costante e non è auto-correlato, i.e. $\varepsilon \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. Il modello [7] tiene conto di diverse forme di eterogeneità: i parametri α_{it} , β_{it} e l'errore ε_{it} possono variare nel tempo e fra individui. Al fine di far acquisire al modello capacità esplicativa e permettere allo stesso di essere operativo, occorre strutturarlo con ulteriori ipotesi (Golinelli e Bontempi, 2007).

³ Una semplice spiegazione economica ai risultati [5] e [6] può essere la seguente: un aumento del tasso di disoccupazione implica un aumento dell'occupazione irregolare poiché, intuitivamente, ciò comporta un aumento della manodopera a disposizione delle imprese che assumono in nero; viceversa, un aumento dei posti di lavoro irregolari può non ridurre il tasso di disoccupazione ufficiale per due motivi: i) difficilmente coloro che trovano un lavoro irregolare si dichiareranno occupati irregolari; ii) un aumento dei posti di lavoro irregolari può implicare una riduzione di quelli regolari e dunque dei lavoratori "ufficiali", con il conseguente aumento dei disoccupati.

La specificazione più semplice del modello [7] include coefficienti costanti, sia per le intercette ($\alpha_{it} = \alpha$) che per le pendenze ($\beta_{it} = \beta$). In questo caso (*pooled regression model*) si procede stimando il modello con il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS). Tuttavia, essendo spesso tale specificazione eccessivamente vincolata, seguendo la logica “dal-generale-al-particolare” è preferibile iniziare da modelli meno vincolati per poi verificare l’ammissibilità delle restrizioni implicate dal modello *pooled*.

La maggior parte delle applicazioni economiche tendono ad essere caratterizzate da un grande numero di osservazioni individuali, N , e da poche osservazioni temporali, T (Baltagi, 2008). In questi casi, le tecniche tendono a concentrarsi sulla variabilità individuale. Precisamente, come nel caso dell’analisi proposta,⁴ quando $N > T$ e T non è sufficientemente grande per poter fare inferenza sui singoli individui, è prassi comune adottare la scelta di un’unica pendenza per tutti gli individui (Golinelli e Bontempi, 2007):

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta \cdot x_{it} + \varepsilon_{it} \quad [8]$$

Nei modelli *panel*, i.e. nell’equazione [8], il termine di errore $\varepsilon_{i,t}$ può essere scomposto in due modi differenti:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \tau_t + v_{it} \quad [8']$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it} \quad [8'']$$

dove μ_i è l’effetto specifico individuale (o *cross-section*) non osservabile, τ_t è l’effetto specifico temporale non osservabile, e $v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ denota il tradizionale disturbo stocastico.

Se $\varepsilon_{it} = \mu_i + \tau_t + v_{it}$, come nella [8’], si parla di modelli *panel* a “componente di errore a due vie” (*Two-way Error Component Regression Model*); viceversa, se $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$, come nella [8’’], si parla di modelli *panel* a “componente di errore ad una via” (*One-way Error Component Regression Model*). In entrambi i casi, ciò che conta è l’assunzione circa la natura degli effetti specifici non osservabili. Se μ_i e τ_t sono ipotizzati deterministici, si parla di modello *panel* ad “effetti fissi” (*Fixed Effect Model*); se, invece, sono ipotizzati stocastici, si parla di modello *panel* ad “effetti casuali” (*Random Effect Model*).

⁴ Come si vedrà meglio in seguito, la presente analisi fa riferimento ad un *panel dataset* composto, per ogni variabile, da 20 osservazioni *cross-section* e 11 osservazioni temporali.

Per Baltagi (2008), il modello ad effetti fissi è un'adeguata specificazione se l'analisi è focalizzata su un insieme specificato di N unità e l'inferenza è indirizzata all'andamento delle medesime unità; viceversa, il modello ad effetti casuali è la specificazione più adeguata se le N unità osservate sono casualmente selezionate dalla popolazione e si vuole inferire dal campione all'intera popolazione.

In aggiunta, se gli effetti specifici non osservabili rappresentano anche variabili omesse, è altamente probabile che questi effetti siano correlati con gli altri regressori del modello, rendendo quindi indispensabile il ricorso ad un modello *panel* ad effetti fissi (Judson e Owen, 1999).⁵

L'esistenza di una correlazione tra le variabili incluse nel modello e gli effetti specifici non osservabili può essere motivo di "ricchezza" per l'analisi. Tale correlazione, infatti, potrebbe essere spiegata dall'esistenza di esternalità (sia positive che negative) prodotte dalle variabili incluse nell'analisi.

Infine, nelle applicazioni *panel* caratterizzate da poche osservazioni temporali, è prassi utilizzare la più semplice specificazione *one-way* (Baltagi, 2008).

4. L'analisi *panel*

Identificare l'effetto che la disoccupazione ha sull'occupazione irregolare è tutt'altro che semplice, per via del fatto che entrambe le variabili sono endogene, i.e. sono determinate simultaneamente in equilibrio. Il primo passo per affrontare correttamente la questione consiste nel controllare tale effetto tenendo conto di una serie di variabili che potrebbero influenzare sia il tasso di disoccupazione che l'occupazione irregolare, compresa l'eterogeneità non osservabile specifica di ogni unità *cross-section*.

Formalmente, dati i suggerimenti presenti in letteratura (e sintetizzati nel precedente paragrafo), il modello econometrico scelto risulta essere il seguente:

$$y_{it} = \beta \cdot x_{it} + \gamma' Z_{it} + \mu_i + v_{it} \quad [9]$$

⁵ Poiché il modello ad effetti casuali tratta gli effetti non osservabili in modo stocastico, la differenza principale rispetto al modello ad effetti fissi è l'assunzione che tali effetti non siano correlati con i regressori del modello (per tutte le i e t). Tuttavia, anche nei casi in cui è valido il modello RE (*random effect*), il modello FE (*fixed effect*) è comunque consistente anche se non più efficiente (Golinelli e Bontempi, 2007).

dove $y_{i,t}$ è il log della variabile scelta per identificare l'occupazione irregolare nella regione i al tempo t , $x_{i,t}$ è il log della principale variabile esplicativa di interesse (i.e. il tasso di disoccupazione); $Z_{i,t}$ è un insieme di variabili di controllo; μ_i sono gli effetti fissi non-osservabili specifici di ogni regione; infine, v_{it} è il termine di errore indipendente e identicamente distribuito (*iid*), quindi, omoschedastico e non autocorrelato.⁶

Il campione di dati è costituito da un *panel* riguardante le 20 regioni d'Italia con 11 osservazioni temporali comprese tra il 1995 ed il 2005, per un totale di 220 osservazioni. Più precisamente, il *panel* utilizzato è composto da 11 variabili (cfr. il dettaglio riportato nella tabella 1) rilevate nelle 20 regioni italiane per 11 periodi.

La variabile dipendente è il *tasso di irregolarità (LS)*, calcolato come rapporto percentuale tra le unità di lavoro irregolari di una regione e il complesso delle unità di lavoro occupate nella stessa area territoriale (cfr. tabella 2).⁷

La scelta delle variabili esplicative da includere nell'analisi è stata suggerita dal fatto, ormai consolidato, che la dimensione del sommerso, oltre a dipendere da fattori economico-istituzionali, dipende anche dal contesto ambientale in cui imprese e lavoratori si trovano ad operare.

Seguendo Daniele e Marani (2008), come *proxy* della dimensione e della struttura economica regionale, si introducono due variabili: l'indice sintetico di dotazione infrastrutturale (*INFR*) e il tasso di industrializzazione (*IND*).

Al fine di cogliere l'incidenza della variabile "criminalità organizzata" (*IOCR*), è stato inserito nel modello un indice (regionale) dato dalla somma dei reati tipici delle organizzazioni di tipo mafioso denunciati (i.e. estorsioni e associazioni a delinquere) ogni 10.000 abitanti.

⁶ Nei modelli *panel* "a componente di errore" (*Error Component Regression Model*) si assume che i disturbi della regressione siano omoschedastici, con la stessa varianza nel tempo e tra individui. Tale ipotesi, sebbene possa essere in alcuni casi restrittiva, determinerà (in caso di eteroschedasticità) degli stimatori sempre consistenti ma inefficienti (Wooldridge, 2002; Baltagi, 2008). Un discorso analogo può essere fatto per la correlazione seriale.

⁷ Le unità di lavoro (ULA) rappresentano una misura di quanto il fattore lavoro contribuisca alla produzione del Paese in un determinato periodo. Sono calcolate attraverso la trasformazione ad unità a tempo pieno delle posizioni lavorative ricoperte da ciascuna persona occupata nel periodo di riferimento (per ulteriori dettagli, cfr. ISTAT, 2008a, 2008b).

Per quanto riguarda la variabile “corruzione” (*ICO*), si è costruito un indice (regionale) dato dalla somma delle sentenze di condanna per corruzione, peculato, abuso di ufficio e concussione ogni 10.000 abitanti.⁸

Tra le variabili di controllo vanno incluse quelle usualmente annoverate tra le determinanti e/o indicatrici del sommerso (cfr. Amendola e Dell’Anno, 2008; Dell’Anno, 2003; Dell’Anno e Schneider, 2003), i.e. il PIL pro-capite regionale (*GDP*), il tasso di disoccupazione regionale (*U*), le entrate fiscali (*TAX*) e un indice relativo al peso della regolamentazione (*REG*).⁹ Le ultime due variabili incluse nel modello sono *individual-invariant* (cioè si riferiscono all’intero territorio nazionale) e hanno lo scopo di sintetizzare il contesto economico-istituzionale comune a tutte e 20 le regioni.

Vengono introdotte, infine, due variabili strettamente legate al sommerso: la composizione percentuale dell’entità dell’evasione IRAP (Imposta Regionale sulle Attività Produttive), come *proxy* della *tax morality* regionale (*EF*); e il tasso di istruzione regionale (*ISTR*), precisamente la percentuale regionale di laureati e diplomati. Per quanto riguarda la prima, l’intuizione sottostante è la forte correlazione (negativa) esistente tra *tax morality* ed evasione fiscale (cfr. Schneider, 2007; Schneider e Torgler, 2007); mentre, per quanto riguarda l’istruzione, il suo ruolo chiave nella riduzione del lavoro sommerso è confermato da recenti studi empirici (cfr. Cappariello e Zizza, 2009).

Infine, gli effetti fissi controllano per altre variabili (fattori) non osservabili e/o non inclusi nell’analisi, specifici di ogni unità *cross-section* (i.e. le regioni).

Una prima, assolutamente non esauriente, analisi delle relazioni tra le variabili inserite nel modello, è fornita dalle correlazioni semplici (cfr. tab. 3).

La tabella 4 mostra, invece, i risultati della stima del modello ad effetti fissi (i.e. dell’equazione [9]), in cui si è fatto uso dello stimatore *Within*. Tutte le variabili incluse nel modello sono espresse in logaritmi, al fine di ottenere dai coefficienti stimati delle misure di elasticità immediatamente confrontabili.¹⁰

⁸ Poiché i distretti di Corte d’Appello sono per lo più territorialmente riferibili alla ripartizione delle regioni amministrative (con alcune eccezioni superabili attraverso specifici accorpamenti) è stato possibile creare una mappatura regionale del fenomeno in considerazione.

⁹ Per la variabile *REG* la disponibilità di dati è quinquennale. Si è proceduto, quindi, ad un loro estensione: ad esempio, il dato del 1995 è stato usato anche per il 1996, 1997, 1998, 1999 fino alla disponibilità del nuovo dato nel 2000.

¹⁰ Nell’analisi, l’uso del logaritmo naturale è espresso dalle lettere minuscole.

L'effetto della disoccupazione sull'occupazione irregolare è positivo, significativo e robusto al controllo delle altre determinanti del sommerso. In particolare, un incremento del 1% nella disoccupazione è associato ad un aumento dello 0.102% dell'occupazione irregolare.

Per quanto riguarda le altre variabili, sono statisticamente non significative *reg*, *tax* e *gdp*. Riguardo la variabile *tax*, ciò è solo parzialmente sorprendente, visto che la relazione tra la percentuale di economia sommersa e la quota di gettito fiscale è meno semplice di quanto appare (cfr. Johnson et al., 1998, 1999; Friedman et al., 2000; Bovi e Dell'Anno, 2007). Inoltre, sebbene non significativo, il segno della relazione tra il PIL (*gdp*) e l'economia sommersa è positivo. Riguardo a tale relazione, la letteratura empirica mostra una notevole eterogeneità nei risultati anche facendo uso della stessa metodologia di stima dell'economia sommersa (cfr. Eilat e Zinnes, 2000; Dell'Anno, 2003).¹¹ Infine, attesi e significativi sono i segni delle variabili *ico*, *iocr* (positivi), e *ind*, *istr* (negativi).

5. Il legame di causalità

Come in precedenza accennato, la disoccupazione e l'occupazione irregolare sono variabili endogene. Ciò significa che l'effetto in precedenza riscontrato, seppure sottoposto al controllo (i.e. depurato dell'effetto) di una serie di variabili che si presume influenzino entrambe le variabili, può derivare da una relazione di causa-effetto ben più complessa. Infatti, la disoccupazione influenza l'occupazione irregolare perché a sua volta l'occupazione irregolare influenza la disoccupazione.

Di conseguenza, il problema non è tanto, o solo, quello dell'endogeneità dei regressori, ma anche, e soprattutto, l'identificazione del legame di causalità esistente. In sostanza, occorre stimare il seguente sistema (modello) di due equazioni strutturali:¹²

$$\begin{cases} ls_{it} = \beta^u \cdot u_{it} + \xi' Z_{it} + \mu_i + \zeta_{it} \\ u_{it} = \beta^{ls} \cdot ls_{it} + \zeta' Z_{it} + \omega_i + v_{it} \end{cases} \quad [10]$$

¹¹ Tale ambiguità deriva dal fatto che le attività irregolari pur essendo anticicliche contribuiscono al reddito e alla produzione nazionale (Busato e Chiarini, 2004).

¹² Per equazione strutturale s'intende un'equazione in cui l'endogena compare anche nel lato destro (tra le esplicative) ed è determinata simultaneamente con la dipendente (Stock e Andrews, 2005).

nella [10], infatti, l'occupazione irregolare e la disoccupazione sono, al tempo stesso, variabili esplicative e dipendenti, funzioni dello stesso *set* di variabili esogene (dove $Z_{i,t}$ è l'insieme delle variabili di controllo; μ_i e ω_i sono gli effetti fissi non-osservabili specifici di ogni regione; ζ_{it} e ν_{it} sono i termini di errore *iid*). Al fine di superare il problema dell'endogeneità dei regressori, la letteratura empirica suggerisce il ricorso a modelli con variabili strumentali (cfr. Hausman e Taylor, 1981; Amemiya e MaCurdy, 1986; Breusch, Mizon e Schmidt, 1989). Tali procedure, però, sono soggette a problematiche non banali, quali l'individuazione di strumenti idonei e la loro efficacia. Difficoltà particolarmente evidente nello specifico dell'analisi proposta, tenuto conto dello strettissimo legame esistente tra l'occupazione irregolare e la disoccupazione.

L'uso di variabili ritardate come strumenti (cfr. Anderson e Hsiao, 1981; Arellano, 1989; Arellano e Bond, 1991), inoltre, è sconsigliato dalla ridotta dimensione temporale del *dataset*.

Si ritiene che esistano solo pochissime variabili (strumenti) capaci di rappresentare una fonte di esogeneità nella variazione dell'esplicativa e in grado, quindi, di identificare il corretto legame di causalità esistente. Tra di esse, due risultano particolarmente indicate:

- i) la quota regionale di immigrazione irregolare, come strumento del tasso di irregolarità;
- ii) la quota regionale di lavoratori socialmente utili o di pubblica utilità, come strumento del tasso di disoccupazione.

I motivi della scelta sono assolutamente chiari: i lavoratori irregolari non fanno parte della forza lavoro e possono essere utilizzati solo per mansioni irregolari, mentre i lavoratori socialmente utili sono di fatto disoccupati che lavorano (sebbene a tempo determinato e per specifici progetti) e non hanno alcun interesse/vantaggio a lavorare irregolarmente.

Seguendo Bianchi et al. (2008), vengono usate le domande di regolarizzazione per identificare la componente irregolare dell'immigrazione (*IRR*). Inoltre, al fine di allungare la serie di dati disponibili sulla variabile *IRR*, si fa uso del numero di

permessi di soggiorno (*MIGR*).¹³ Nel far ciò ci si basa sulla forte, positiva e stabile correlazione nel tempo e nello spazio tra la quota di immigrazione regolare e quella irregolare (cfr. Bianchi et al., 2008):¹⁴

$$\overline{IRR}_{it} = \omega_{it} \cdot MIGR_{it}$$

Tale stima è usata solo per gli anni in cui non sono disponibili dati sulle regolarizzazioni e il “peso” $\omega_{it} = \frac{IRR_{it}}{MIGR_{it}}$ è calcolato, invece, con riferimento agli anni in cui si sono poste in essere le regolarizzazioni.¹⁵ Bianchi et al. (2008) mostrano che la differenza tra la quota di immigrazione irregolare effettiva (IRR_{it}) e quella stimata mediante i permessi di soggiorno (\overline{IRR}_{it}) è quasi trascurabile.

Per quanto riguarda i lavoratori socialmente utili (*LSU*) o di pubblica utilità, la difficoltà nel reperire i dati deriva dal fatto che i progetti per tali tipologie di lavori possono essere promossi e realizzati anche dai comuni, cioè dalle più piccole amministrazioni pubbliche. Per facilitare la mappatura del fenomeno a livello regionale si è fatto riferimento ai soli progetti provinciali e regionali.

L'esogeneità rispetto alla dipendente, è sola una delle due proprietà chiave di un buono strumento. Occorre, infatti, che lo strumento non sia debole, cioè deve essere in grado di spiegare adeguatamente la variabile endogena da strumentare (Stock e Andrews, 2005).¹⁶ Le regressioni univariate, implementate a tale scopo, confermano che gli strumenti scelti non sono deboli, infatti:

$$ls_{it} = 0.459 + 0.522 irr_{it} ; \quad u_{it} = 0.553 + 0.555 lsu_{it}$$

(0.167) (0.144) (0.163) (0.160)

¹³ Durante il periodo campionario considerato, infatti, sebbene le autorità italiane abbiano attuato diverse e massicce procedure di regolarizzazione di immigrati in precedenza irregolari, si avrebbero dati disponibili soltanto per i periodi 1995, 1998, 2002.

¹⁴ In Italia la stragrande maggioranza dei cittadini stranieri regolari, ma anche naturalizzati, sono stati in passato “clandestini”. Con le sanatorie del 1986, 1990, 1995, 1998, 2002 e l'ultima del 2009, infatti, sono stati rilasciati circa 1 milione 700 mila permessi di soggiorno. Inoltre, gli stessi Decreti flussi che prevedono l'ingresso in Italia con visto per lavoro a chiamata del datore di lavoro, sono in realtà sanatorie camuffate (il lavoratore straniero prima si fa un periodo di praticantato in nero, solitamente 3 o 4 anni, poi se ne torna nel paese di origine a prendersi il visto regolare). È dunque evidente che, nonostante ci sia una domanda di manodopera che non riesce ad essere soddisfatta dai lavoratori italiani, non esiste un modo per incrociare la domanda e l'offerta di lavoro con i cittadini provenienti dall'estero. In sostanza: a parte i ricongiungimenti familiari, non esiste un modo per entrare in Italia regolarmente e quindi si è costretti alla clandestinità. (Fonte: <http://www.meltingpot.org/articolo14959.html>).

¹⁵ Il “peso” calcolato nel 1995, quindi, viene usato sino alla disponibilità del nuovo dato, nel 1998, e così via.

¹⁶ Inoltre, condizione (necessaria) di identificazione dei parametri è che il numero di strumenti esogeni sia uguale o superiore al numero di variabili endogene da strumentare.

dove $irr = \ln(IRR)$, $lsu = \ln(LSU)$ e i numeri in parentesi sono gli *standard errors* associati ai coefficienti stimati. La statistica F di entrambe le regressioni, usata per indagare se uno strumento è debole o meno, è superiore al limite inferiore indicato in letteratura (cfr. Shea, 1997; Godfrey, 1999; Stock e Yogo, 2002; Stock e Andrews, 2005).¹⁷

Infine, tenuto conto della reciproca dipendenza di ls e u , si fa ricorso alla c.d. procedura in "tre fasi" (*3SLS - three Stages Least Square*). Tale procedura presenta, rispetto all'approccio *two-stages*, il vantaggio di una maggiore efficienza dovuta al fatto che la correlazione tra gli errori delle due equazioni strutturali viene presa in considerazione.

6. Risultati delle stime

La stima del modello [10], riportata in tabella 5, offre un risultato molto interessante, sebbene non sorprendente, che permette di chiarire il legame di causalità indagato: il tasso di disoccupazione influenza (positivamente) il sommerso e viceversa. I coefficienti, infatti, sono entrambi significativi e con segno positivo. Quindi,

La relazione di causalità che lega il tasso di disoccupazione e il tasso di irregolarità sembra essere bidirezionale. Tale relazione, inoltre, risulta essere asimmetrica, visto che l'impatto di u su ls è più "forte" di quello di ls su u .

Precisamente, un incremento del 1% nella disoccupazione è associato ad un aumento dello 0.045% dell'occupazione irregolare. Viceversa, un incremento del 1% nell'occupazione irregolare è associato ad un aumento dello 0.022% della disoccupazione. Di conseguenza, un provvedimento di politica economica che produce un effetto su una di queste due variabili, implicherebbe anche un effetto sull'altra.

Rispetto alla stima precedente (cfr. tab. 4), il coefficiente associato ad u è più basso e meno significativo (vi era, quindi, una evidente distorsione verso l'alto delle stime quando non si teneva conto del legame di causalità).

In aggiunta, alcune ulteriori interessanti considerazioni possono essere fatte:

¹⁷ Al fine di indagare se uno strumento è debole o meno, Stock e Yogo (2002) sviluppano dei test basati sulla statistica F , sotto l'ipotesi nulla che il coefficiente associato allo strumento sia nullo nella regressione univariata. Precisamente, il test F rigetta l'ipotesi nulla di strumento debole, al livello di confidenza del 5%, se $F > 10,3$ (Stock e Andrews, 2005). In sostanza, una bassa statistica F segnala che uno strumento è debole.

- Le variabili “corruzione” (*ico*) e “criminalità organizzata” (*iocr*) sono significative solo con riferimento alla dipendente *ls*. Questo risultato, da un lato conferma la mancanza di conclusioni univoche nella letteratura empirica che si occupa del legame tra disoccupazione e criminalità (cfr. Marselli e Vannini, 2000),¹⁸ dall’altro evidenzia il forte legame di tali fattori con l’estensione del settore sommerso (cfr. Van Dijk, 2006);
- Il *PIL* è significativo solo con riferimento alla dipendente *u* (ovviamente con segno negativo). Ciò conferma, da un lato l’anticiclicità della disoccupazione e, dall’altro, l’ambiguità presente in letteratura circa il segno della relazione *PIL* e sommerso;
- Le variabili *tax* e *reg* sono statisticamente significative (con segno positivo) solo con riferimento alla variabile *u* (il che giustificerebbe le richieste, spesso *bipartisan*, di una maggiore liberalizzazione del mercato del lavoro).
- L’istruzione (*istr*) è statisticamente significativa solo nella riduzione dell’occupazione irregolare. Questo si spiegherebbe con il fatto che, in mercati del lavoro “saturi”, l’istruzione garantisce migliori ma non sempre maggiori opportunità di lavoro.

¹⁸ Occorre sottolineare, però, che nello specifico si fa riferimento alla sola criminalità organizzata e non anche alla microcriminalità. Ragion per cui tale ambiguità risulta essere ulteriormente accentuata nella presente analisi.

Bibliografia specifica

- Amemiya, T. e MaCurdy, T. E. (1986). Instrumental Variable Estimation of an Error Components Models. *Econometrica*, 54, 869-881;
- Amendola, A., e Dell'Anno, R. (2008). Istituzioni, Disuguaglianza ed Economia Sommersa: quale relazione ? *Quaderno n. 24/2008*, Dipartimento di Scienze Economiche, Matematiche e Statistiche; Università degli Studi di Foggia;
- Anderson, T. W., e Hsiao, C. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 598-606;
- Andrews, D. W. K., e Stock J. H. (2005). Inference with Weak Instruments. *Cowles Foundation Discussion Paper*, n. 1530;
- Arellano, M. (1989). A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data. *Economics Letters*, vol. 31(4), 337-341;
- Arellano, M., e Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297;
- Baltagi, B. H., e Griffin, J. M. (1984). Short and Long Run Effects in Pooled Models. *International Economic Review*, vol. 25(3), 631-45;
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data* (fourth edition). John Wiley and Sons, New York;
- Boeri, T., e Garibaldi, P. (2002). Shadow Activity and Unemployment in a Depressed Labour Market, *CEPR Discussion Paper*, n. 3433;
- Boeri, T., e Garibaldi, P. (2006). Shadow Sorting. *Fondazione Collegio Carlo Alberto Working Paper Series*, n. 10;
- Bovi, M., e Dell'Anno, R. (2007). The Changing Nature of the OECD Shadow Economy. *ISAE Working Paper*, n. 81;
- Breusch, T., Mizon, G., e Schmidt, P. (1989). Efficient Estimation Using Panel Data. *Econometrica*, 57, 695-700;
- Breusch, T. (2005). Estimating the underground economy using MIMIC models. *Working Paper University of Canberra, Australia*;
- Busato, F., e Chiarini, B. (2004). Market and Underground Activities in a Two Sector Dynamic Equilibrium Model. *Economic Theory*, 23(4): 831-861;
- Cappariello, R., e Zizza, R. (2009). *Dropping the Books and Working Off the Books*. Temi di discussione, *Working Papers*, Ufficio Studi Banca d'Italia, n. 702;
- Daniele, V., e Marani, U. (2008). Criminalità e investimenti esteri. Un'analisi per le province italiane. *Working Paper, Università Magna Graecia di Catanzaro*;
- Dell'Anno, R. (2003). Estimating the Shadow Economy in Italy: a Structural Equation Approach, *Working Paper No. 2003-07*, University of Aarhus;
- Dell'Anno, R., e Schneider, F. (2003). The Shadow Economy of Italy and Other OECD Countries: What do We Know ? *Journal of Public Finance and Public Choice*, XXI (2-3), 97-120;
- Eilat Y., e Zinnes, C. (2000). The Evolution of the Shadow Economy in Transition Countries: Consequences for Economic Growth and Donor Assistance. *CAER II Discussion Paper No. 83. Harvard Institute for International Development*;
- Friedman, E., Johnson, S., Kaufmann, D., e Zoido-Lobaton, P. (2000). Dodging the Grabbing Hand: the Determinants of Unofficial Activity in 69 Countries. *Journal of Public Economics*, 76, 459-493;
- Fugazza, M., e Jacques, F. (2004). Labour Market Institutions, Taxation and the Underground Economy. *Journal of Public Economics*, 88;
- Giles D. E. A., e Tedds, L. M. (2002). Taxes and the Canadian Underground Economy. *Canadian Tax paper n.106. Canadian Tax Foundation*;

- Godfrey, L. (1999). Instrument Relevance in Multivariate Linear Models. *Review of Economics and Statistics*, 81, 550-552;
- Golinelli, R., e Bontempi, M. E. (2007). *Panel Data Econometrics: Theory and Applications in STATA*, mimeo;
- Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46, 1251-1271;
- Hausman J., Taylor W., (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effect. *Econometrica*, 49, 1377-1398;
- ISTAT (2008a). *La misura dell'occupazione non regolare nelle stime di contabilità nazionale (anni 1980-2005)*. Statistiche in breve;
- ISTAT (2008b). *La misura dell'economia sommersa secondo le statistiche ufficiali (anni 2000-2006)*. Statistiche in breve;
- Johnson, S., Kaufmann, D., e Zoido-Lobaton, P. (1998). Regulatory Discretion and the Unofficial Economy. *American Economic Review*, 88 (2);
- Johnson, S., Kaufmann, D., e Zoido-Lobaton, P. (1999). Corruption, Public Finances, and the Unofficial Economy. *Policy Research Working Paper Series*, 2169;
- Johnson, S., Kaufmann, D., McMillan, J., e Woodruff, C. (2000). Why do Firms Hide ? Bribes and Unofficial Activity after Communism. *Journal of Public Economics*, 76: 495-520;
- Judson, R. A., e Owen, A. L. (1999). Estimating Dynamic Panel Data Models: a Guide for Macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), 9-15;
- Marini D., e Turato, F. (2002). Nord-Est e Mezzogiorno: nuove relazioni, vecchi stereotipi. *Rapporti Formez-Fondazione Nord-Est*, aprile;
- Marselli, R., e Vannini, M. (2000). Quanto incide la disoccupazione sui tassi di criminalità ? *Rivista di Politica Economica*, 273-299.
- Sarte, P.D. G. (2000). Informality and Rent-seeking Bureaucracies in a Model of Long run Growth. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, pp.173-197;
- Schneider, F., e Enste, D. H. (2000). Shadow Economies: Size, Causes and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38 (1), 77-114;
- Schneider, F. (2007). Shadow Economies and Corruption All Over the World: New Estimates for 145 Countries. *Economics e-Journal*, n. 2007-9 (July);
- Schneider, F. (2009). The Size of the Shadow Economy in 21 OECD Countries (in % of "official" GDP) using the MIMIC Method and Currency Demand Approach: From 1989/90 to 2009 (<http://www.econ.jku.at/Schneider>);
- Schneider, F., e Torgler, B. (2007). Shadow Economy, Tax Morale, Governance and Institutional Quality: A Panel Analysis. *Working Paper University of Linz*, n. 0701;
- Shea, J. (1997). Instrument Relevance in Multivariate Linear Models: A Simple Measure. *Review of Economics and Statistics*, 79, 348-352;
- Stock, J. H., e Yogo, M. (2002). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. *NBER Working Paper*, n. 0284;
- Tanzi, V. (1988). Corruption around the World: Causes, Consequences, Scope and Cures. *IMF Working Paper*, Washington, D.C., n. 63;
- Tanzi, V. (1999). Uses and Abuses of Estimates of the Underground Economy. *The Economic Journal*, 109 (June), pp. 338-347;
- Van Dijk, J. (2006). *Organized Crime and Collective Victimization*. Paper for International Conference on Corruption and Organized Crime: Bridging Criminal and Economic Policies, June 23-24, 2006, Center for the Study of Democracy, Sofia, Bulgaria;
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

Figure e Tabelle

Figura 1. Occupazione irregolare e disoccupazione nelle regioni italiane
(fonte: Boeri e Garibaldi, 2006)

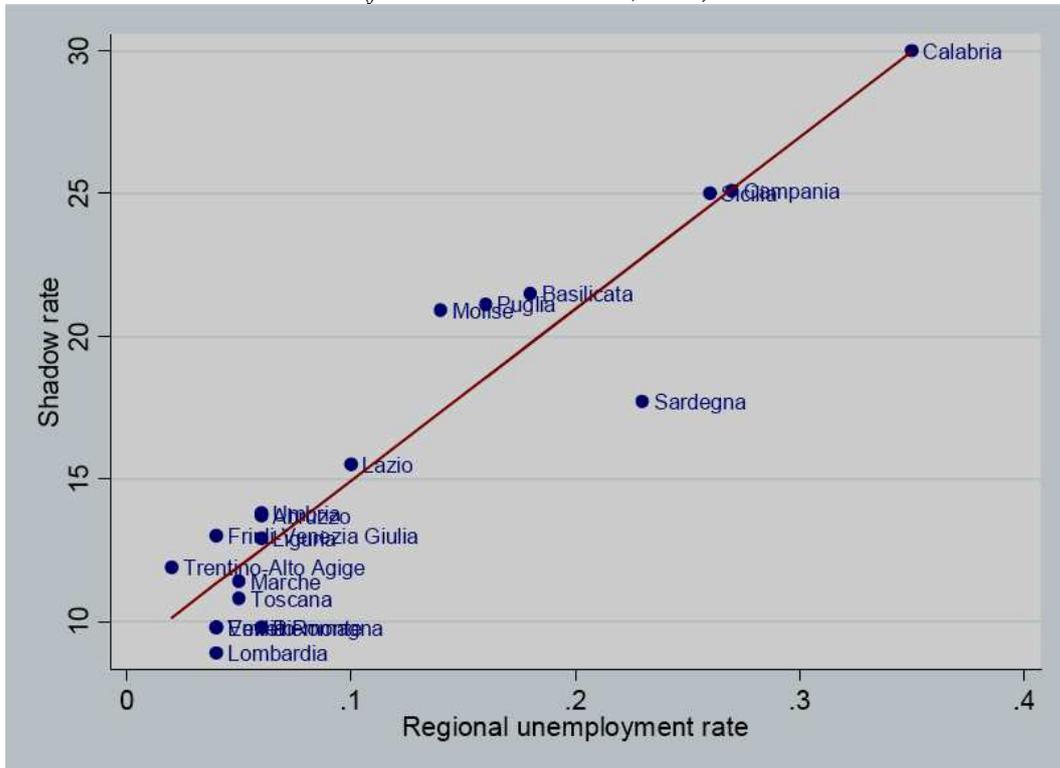


Figura 2. Occupazione irregolare e disoccupazione nel tempo in Italia
(fonte: Boeri e Garibaldi, 2006)

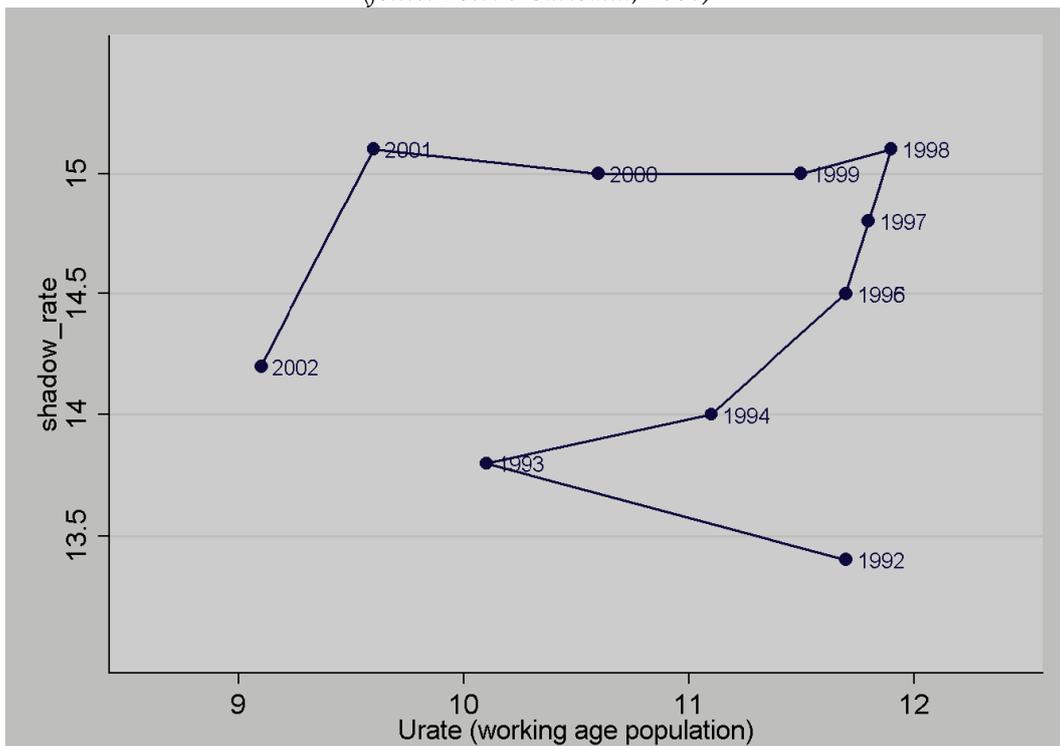
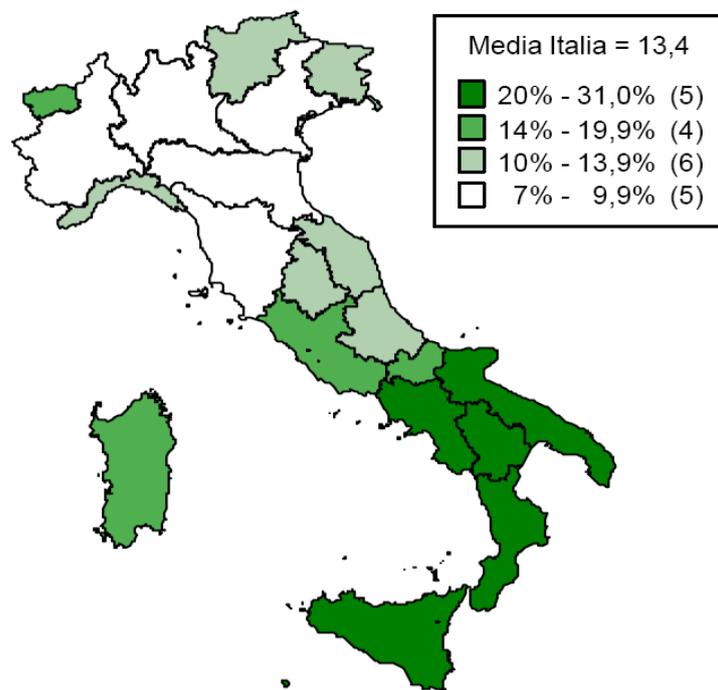
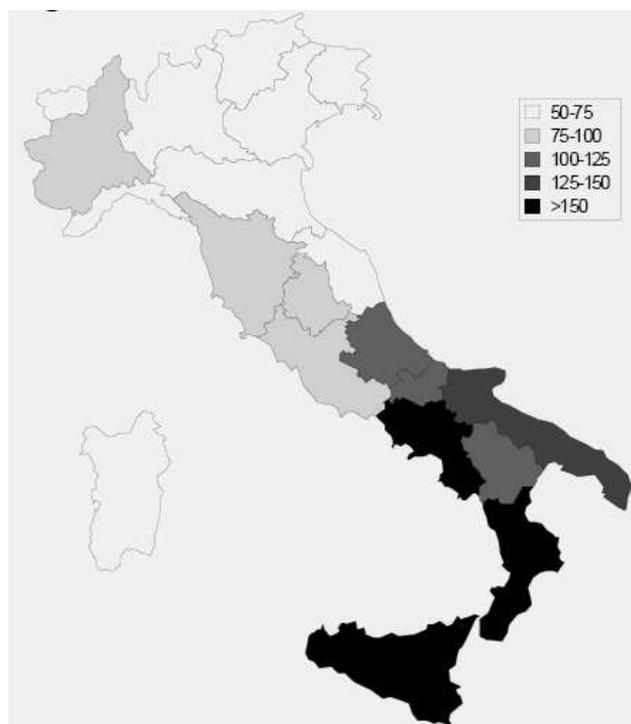


Figura 3. Economia sommersa e criminalità organizzata in Italia



Tassi di irregolarità (fonte: ISTAT, 2005)



Indice di criminalità organizzata (fonte: Daniele e Marani, 2008)

Tabella 1. Descrizione delle variabili e delle fonti

<i>Variabile</i>	<i>Descrizione</i>	<i>Fonte</i>
<i>LS</i>	Tasso di irregolarità regionale	ISTAT
<i>MIGR e IRR</i>	Permessi di soggiorno e numero di regolarizzazioni ogni 10.000 abitanti (indice regionale successivamente moltiplicato per 100)	Ministero dell'Interno
<i>LSU</i>	Numero di lavoratori socialmente utili e/o di pubblica utilità ogni 10.000 abitanti (indice regionale successivamente moltiplicato per 100)	INPS, Regioni, Provincie
<i>GDP</i>	PIL regionale pro-capite	ISTAT
<i>INFR</i>	Indice di dotazione infrastrutturale regionale (indicatore Italia = 100)	Istituto Tagliacarne
<i>IND</i>	Occupati totali regionali industria in senso stretto (media annua in migliaia) in rapporto agli occupati totali regionali (media annua in migliaia)	Elaborazione su dati ISTAT
<i>ISTR</i>	Composizione percentuale di laureati e diplomati sulla popolazione residente regionale di 15 anni e oltre	ISTAT
<i>U</i>	Tasso di disoccupazione regionale	ISTAT
<i>EF</i>	Composizione percentuale dell'entità dell'evasione IRAP (come <i>proxy</i> della <i>tax morality</i>)	Agenzia delle Entrate
<i>ICO</i>	Somma delle sentenze di condanna per corruzione, peculato, abuso di ufficio e concussione ogni 10.000 abitanti (indice regionale successivamente moltiplicato per 100)	Elaborazione su dati Casellario Giudiziale Centrale
<i>IOCR</i>	Somma dei reati tipici delle organizzazioni criminali denunciati (estorsioni e associazioni a delinquere, comprese quelle di tipo mafioso) ogni 10.000 abitanti (indice regionale successivamente moltiplicato per 100)	Elaborazione su dati ISTAT ("sistema informativo territoriale sulla giustizia")
<i>TAX</i>	Entrate fiscali totali riscosse dallo Stato italiano in percentuale del PIL	OECD
<i>REG</i>	Indice di regolamentazione (Italia)	OECD

Tabella 2. Tassi di irregolarità (*) – Totale economia (fonte: ISTAT)

Regioni	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Piemonte	10.3	10.8	10.6	10.2	10.5	11.1	10.8	9.5	8.3	8.8	9.7
Valle d'Aosta	16.0	15.3	15.7	17.5	16.3	15.5	10.0	9.9	9.8	10.6	10.8
Lombardia	11.4	11.2	11.1	10.9	10.5	10.2	9.4	8.1	7.0	7.6	7.8
Trentino Alto Adige	12.8	13.8	14.1	14.9	12.6	12.8	9.1	8.6	8.4	8.4	9.0
Veneto	11.2	11.0	10.9	11.4	11.1	11.5	9.9	8.8	7.9	8.3	8.7
Friuli Venezia Giulia	11.5	11.5	11.1	11.4	13.0	12.6	11.4	10.7	9.9	9.8	10.2
Liguria	12.8	13.5	13.3	13.8	13.7	13.2	14.0	12.2	10.9	11.7	12.5
Emilia Romagna	10.7	10.5	10.6	10.8	10.8	10.5	9.4	8.5	7.4	7.5	8.0
Toscana	11.9	12.3	12.9	12.9	12.9	13.0	10.6	9.5	8.4	8.4	9.0
Umbria	14.7	14.1	15.2	14.4	15.1	17.1	14.8	13.0	11.0	12.0	12.3
Marche	11.7	11.7	12.0	12.0	12.9	13.9	11.8	10.5	9.8	9.8	9.5
Lazio	16.5	16.5	17.0	17.2	16.9	17.2	15.1	13.1	11.0	12.1	11.9
Abruzzo	12.1	12.8	12.9	13.4	13.2	13.9	13.5	13.6	12.0	12.0	12.5
Molise	14.2	15.6	15.9	16.5	16.2	18.0	18.2	18.5	18.1	17.3	18.6
Campania	23.8	23.8	25.0	26.2	25.6	24.7	23.0	22.2	21.2	21.0	20.0
Puglia	19.4	19.5	19.4	19.4	19.5	20.4	18.8	18.2	16.9	15.5	16.4
Basilicata	17.1	17.5	18.1	19.9	19.8	22.1	19.0	19.3	19.8	18.7	20.1
Calabria	28.1	27.3	27.5	28.3	28.0	29.1	26.0	26.0	24.7	26.2	26.9
Sicilia	20.3	21.1	21.9	23.4	23.5	23.3	23.0	21.9	21.4	19.7	21.4
Sardegna	16.4	17.5	18.7	19.7	19.5	18.4	18.4	17.2	18.2	19.6	19.4
Totale Italia	14.5	14.5	14.8	15.1	15.0	15.0	13.8	12.7	11.6	11.7	12.1
<i>Nord-ovest</i>	11.3	11.3	11.2	11.0	10.8	10.8	10.2	8.9	7.7	8.3	8.8
<i>Nord-est</i>	11.2	11.1	11.1	11.5	11.3	11.3	9.8	8.9	8.0	8.2	8.6
<i>Centro</i>	14.2	14.2	14.8	14.9	14.9	15.4	13.1	11.5	10.0	10.5	10.7
<i>Mezzogiorno</i>	20.7	20.9	21.6	22.5	22.3	22.4	21.1	20.4	19.7	19.2	19.6

(*) incidenza % delle unità di lavoro non regolari sul totale delle unità di lavoro.

Tabella 3. Matrice delle correlazioni semplici

	ls	gdp	infr	ind	u	ef	co	ocr	tax	reg	istr
ls	1.0000										
gdp	-0.8470 0.0000	1.0000									
infr	-0.3251 0.0000	0.3401 0.0000	1.0000								
ind	-0.6418 0.0000	0.4447 0.0000	0.0975 0.2892	1.0000							
u	0.8737 0.0000	-0.9112 0.0000	-0.3027 0.0001	-0.5797 0.0000	1.0000						
ef	0.8746 0.0000	-0.8285 0.0000	-0.2692 0.0001	-0.6508 0.0000	0.8236 0.0000	1.0000					
co	0.1700 0.0161	-0.3206 0.0000	0.1107 0.1187	-0.0675 0.4639	0.2020 0.0104	0.1380 0.0513	1.0000				
ocr	0.7666 0.0000	-0.7989 0.0000	-0.2101 0.0213	-0.3495 0.0001	0.7917 0.0000	0.7457 0.0000	0.2028 0.0263	1.0000			
tax	0.1079 0.1106	-0.0622 0.3589	0.0000 1.0000	0.0320 0.7287	-0.0010 0.9901	-0.0000 1.0000	0.2864 0.0000	-0.0226 0.8061	1.0000		
reg	0.1301 0.0540	-0.3235 0.0000	0.0000 1.0000	0.0254 0.7831	0.0756 0.3421	0.0000 1.0000	0.4250 0.0000	-0.0158 0.8639	0.1706 0.0113	1.0000	
istr	-0.5235 0.0000	0.6012 0.0000	0.5139 0.0000	0.1872 0.0407	-0.5550 0.0000	-0.4710 0.0000	-0.1321 0.1503	-0.3430 0.0001	-0.3225 0.0003	-0.2861 0.001	1.0000

Nota: valore/segno e significatività (*p-value*).

Tabella 4. Stima modello panel ad effetti fissi – stimatore Within

	<i>ls = ln(LS)</i>
<i>u</i>	0.102 *** (0.039)
<i>gdp</i>	0.004 (0.003)
<i>ef</i>	dropped (<i>time-invariant</i>)
<i>infr</i>	dropped (<i>time-invariant</i>)
<i>ind</i>	-0.304 *** (0.040)
<i>istr</i>	-0.287 *** (0.034)
<i>ico</i>	0.030 ** (0.013)
<i>iocr</i>	0.233 *** (0.050)
<i>reg</i>	0.028 (0.641)
<i>tax</i>	0.004 (0.004)

Note: Le variabili e le fonti sono descritte nella tabella 1 (le lettere minuscole identificano il logaritmo naturale delle variabili). Gli *standard errors* sono presentati in parentesi. *, **, e *** denotano il rigetto dell'ipotesi nulla (coefficiente = 0) al livello di significatività rispettivamente del 10%, 5%, e 1%.

Statistiche aggregate

R-sq: within = 0.4458 Number of obs = 220
 between = 0.3743
 overall = 0.3821 corr(u_i, Xb) = 0.1170

F(8,192) = 27.54
 Prob > F = 0.0000

F test that all u_i=0: F(19, 192) = 16.70 Prob > F = 0.0000

Tabella 5. Stima modello strutturale (3SLS) – stimatore Within

<i>dependent variable</i> →	<i>ls = ln(LS)</i>	<i>u = ln(U)</i>
<i>u</i>	0.045 ** (0.019)	-
<i>ls</i>	-	0.022 *** (0.007)
<i>gdp</i>	0.003 (0.006)	-0.017 * (0.010)
<i>ef</i>	dropped (<i>time-invariant</i>)	dropped (<i>time-invariant</i>)
<i>infr</i>	dropped (<i>time-invariant</i>)	dropped (<i>time-invariant</i>)
<i>ind</i>	-0.236 ** (0.110)	-0.142 (0.167)
<i>istr</i>	-0.229 *** (0.067)	-0.190 (0.298)
<i>ico</i>	0.031 *** (0.010)	0.047 (0.138)
<i>iocr</i>	0.278 ** (0.113)	0.157 (0.211)
<i>reg</i>	0.047 (0.057)	0.452 *** (0.119)
<i>tax</i>	0.005 (0.012)	0.024 *** (0.005)

Note: idem tabella 4. Strumento per *ls*: *irr*; strumento per *u*: *lsu*.

Statistiche aggregate

Three-stage least squares regression ♦

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
<i>ls</i>	220	9	.1047685	0.3251	572.71	0.0000
<i>u</i>	220	9	.107568	0.2150	478.65	0.0000

♦ Non esistono, al momento, routine in STATA in grado di eseguire la procedura 3SLS con dati *panel*. In alternativa si può usare, come nello specifico, la funzione STATA *xtdata, fe*, digitando successivamente il semplice comando *reg3*. Per maggiori dettagli circa l'uso di tale routine si consulti l'help del software. La stessa procedura è usata in: Tao, X., and Andrew, A. (2007). *The Effects of Trade, Specialisation and Financial Integration for Business Cycle Synchronisation*. University of Bath, mimeo.