

Stimare l'economia sommersa con un approccio ad  
equazioni strutturali. Un'applicazione all'economia italiana  
(1962-2000)\*

Roberto Dell'Anno

*Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche,  
Università degli Studi di Salerno*

**DIRITTI, REGOLE, MERCATO**  
**Economia pubblica ed analisi economica del diritto**

---

XV Conferenza SIEP - Pavia, Università, 3 - 4 ottobre 2003

pubblicazione internet realizzata con contributo della



---

**società italiana di economia pubblica**

**dipartimento di economia pubblica e territoriale – università di Pavia**

# **Stimare l'economia sommersa con un approccio ad equazioni strutturali. Un'applicazione all'economia italiana (1962-00)\***

Roberto Dell'Anno<sup>†</sup>

## *Abstract*

*The aims of this paper are, firstly, to estimate the Italian shadow economy by means of a structural equation approach and, secondly, to verify the generality of the main criticisms about the reliability of the “MIMIC method” (or model approach) for this kind of analysis.*

*Using the Italian shadow economy, I will show how only some of these are confirmed, others exist as a consequence of the model implementation and sample and some more will be exposed to question this methodology. According to the obtained results, it is confirmed a sufficient reliability of this approach for the estimate of the size of underground economy.*

**Keywords:** Shadow Economy, Structural Equation Model, Tax Evasion

**JEL Classification:** O17, C39, H26.

---

\*Questa ricerca è stata finanziata da una Marie Curie Fellowship del programma della Comunità europea “Improving the Human Research Potential and the Socio-Economic Knowledge Base”, contratto numero HPMT-CT-2000-00139. L'autore è il solo responsabile per le informazioni pubblicate ed esse non costituiscono l'opinione della Comunità; la Comunità non è responsabile per l'uso che potrebbe essere fatto dei dati divulgati.

Questo paper è stato scritto quando l'autore era visiting presso il Department of Economics, University of Aarhus, si ringrazia per la loro ospitalità. Precedenti versioni del paper sono state presentate all'University of Aarhus ed alla Conferenza “Research in Economics: Methodology, Coherence and Effectiveness” (Siena, Italy). Si esprime particolare riconoscenza a Massimo Salzano e Peder J. Pedersen per il ruolo centrale svolto nella presente ricerca, si ringrazia inoltre David E.A. Giles ed i partecipanti delle precedenti presentazioni per gli utili commenti. La responsabilità di ogni errore residuo è, naturalmente, dell'autore.

<sup>†</sup>Dipartimento di Scienze Economiche e Statistiche, Università degli studi di Salerno, Via Ponte Don Melillo, 84084 Fisciano (Sa) – Italy; e-mail: [rdellanno@unisa.it](mailto:rdellanno@unisa.it)

## 1. Introduzione

Nel paper si perseguono due obiettivi: (a) stimare l'economia sommersa in Italia nel periodo 1962-2000 attraverso un approccio ad equazioni strutturali e (b) verificare la generalità delle principali critiche opposte all'attendibilità del *Model approach*.

Contestualmente si stimeranno e commenteranno alcune tra le più comuni determinanti dell'economia occulta e si cercherà di valutare l'ambigua relazione esistente tra tasso di crescita dell'economia ufficiale e la dinamica delle attività economiche non osservate.

L'approccio di modello o MIMIC (**M**ultiple **I**ndicators and **M**ultiple **C**auses) approach è una delle tecniche proposte per la stima dell'economia occulta che sta riscuotendo recentemente un rinnovato interesse. Esso considera la shadow economy come una "variabile latente", impostandone l'analisi con una modellistica statistica, precisamente **S**tructural **E**quation **M**odelling (SEM), generalmente adoperata dalla ricerca sociale (psicologia, sociologia, marketing, etc.) per l'analisi di variabili non osservabili (per es. attitudini, personalità, aspirazioni, soddisfacimento, ecc.).

Frey & Weck-Hanneman (1984) applicarono per primi il modello MIMIC di Zellner (1970), Goldberger (1972), Jöreskog & Goldberger (1975) al problema della stima dell'economia sommersa. Questo modello è una sottocategoria della classe di modelli LISREL "Linear Interdependent Structural Relationships" (vedi Jöreskog & Sörbom, 1993). Sull'esempio di Frey & Weck-Hanneman, altri economisti adottarono l'approccio delle equazioni strutturali alla stima della dimensione del sommerso: Aigner, Schneider & Ghosh (1988), Helberger & Knepel (1988), Loayza (1996), Pozo (1996), Giles (1995, 1998, 1999a 1999b), Tedds (1998), Eilat & Zinnes (2000)<sup>1</sup>, Salisu (2000)<sup>3</sup>, Cassar (2001), Prokhorov (2001), Giles & Tedds (2002), Chatterjee, Chaudhuri & Schneider (2003).

Il paper è organizzato in sette paragrafi. Nel paragrafo due saranno fornite alcune brevi nozioni dell'approccio statistico che sottintende il model approach e si deriverà la sottoclasse di modelli MIMIC. Nella terza sezione sarà discussa la specificazione del modello e le motivazioni economiche che hanno condotto alla scelta delle variabili (perché supporre un nesso di causalità tra queste e l'economia non ufficiale? Quali evidenze empiriche e teoriche vi sono in letteratura circa i "segni" delle relazioni tra *causes* ed *indicators* con l'economia informale?). Nel quarto paragrafo saranno fornite le stime dei parametri e testate le proprietà statistiche e d'adattamento ai dati dei modelli identificati. Particolare attenzione è dedicata a testare se l'assunzione di distribuzione multinormale, richiesta per preservare l'efficienza asintotica degli stimatori di Massima Verosimiglianza (MLE), è verificata. Nel quinto paragrafo sarà presentata la procedura

---

<sup>1</sup> Essi usano un Single Indicators Multiple Causes (SIMIC) model.

<sup>3</sup> Egli applica un Single Indicators Multiple Causes (SIMIC) model.

per la stima dell'underground economy in rapporto al PIL osservato e fornita un'analisi comparativa con altre stime del sommerso in Italia. Nella sezione sei saranno commentate le principali evidenze empiriche deducibili dalle stime ottenute. Il paper si chiude con alcune considerazioni circa l'affidabilità del model approach. Si esaminerà questa metodologia attraverso una rassegna critica delle obiezioni presenti in letteratura che saranno confrontate con i risultati ottenuti da questa analisi<sup>4</sup>.

## 2. Structural Equation Modelling: Il modello MIMIC

I modelli ad equazione strutturale (SEM) descrivono relazioni statistiche tra variabili latenti (inosservate) e manifeste (osservate). Tali relazioni implicano una struttura della matrice di covarianza empirica<sup>5</sup> (*dated covariance matrix*) la quale, una volta stimati i parametri può essere confrontata con la matrice di covarianza risultante dal modello (*model-implied covariance matrix*).

Testando se le due matrici sono statisticamente uguali, è possibile verificare se il modello ad equazioni strutturali stimato può essere considerato una plausibile struttura esplicativa delle relazioni tra le variabili esaminate.

Rispetto all'analisi di regressione e all'analisi fattoriale SEM è uno strumento relativamente giovane. Soltanto per citare alcune tra le principali analisi delle sue applicazioni, per la sociologia: Bielby & Hauser (1977), per la psicologia: Bentler (1986), per l'economia: Goldberg (1972), Aigner & al. (1984) e per una visione più generale dei SEM: Hayduk (1987), Bollen (1989), Hoyle (1995), Maruyama (1997), Byrne (1998). Come Cooley (1978) afferma, questo approccio permette di stabilire la plausibilità di un modello teorico e determinare il grado al quale le variabili esplicative (*causes*) influenzino la variabile dipendente (*latent*). SEM è un modo alternativo per testare la consistenza di una teoria "strutturale" attraverso i dati; in questo senso esso è una metodologia principalmente "confermativa" piuttosto che "esplorativa". Un ricercatore dovrebbe quindi usare il SEM per decidere se una particolare struttura interpretativa è valida, anziché adoperarlo come procedura per l'individuazione di un modello appropriato di spiegazione dei dati.

Nell'ambito della stima del sommerso è utilizzata una particolare formulazione del SEM: il **Multiple Indicators Multiple Causes** model. Il modello è stato introdotto, nella versione usata in questo lavoro, da Jöreskog & Goldberg (1975).

---

<sup>4</sup> Sono disponibili su richiesta all'autore (email: rdellanno@unisa.it) le appendici statistiche a supporto di alcune scelte metodologiche e per la descrizione di particolari test statistici, in particolare: Analisi di multinormalità; Analisi di stazionarietà; Stabilità intertemporale dei coefficienti; Test dell'ipotesi di correlazione tra errori strutturali e di misura, Analisi dei residui, Statistiche descrittive.

<sup>5</sup> Quindi un nome alternativo per questa metodologia è "analysis of covariance structures".

L'economia sommersa ( $\eta$ ) è linearmente determinata, soggetta a disturbo stocastico  $\zeta$ , da un insieme di cause esogene osservabili  $x_1, x_2, \dots, x_q$ :

$$\eta = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_q x_q + \zeta \quad (1)$$

La variabile latente ( $\eta$ ) determina linearmente, soggetta a disturbi stocastici  $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_m$ , un insieme di indicatori endogeni osservabili  $y_1, y_2, \dots, y_p$ :

$$y_1 = \lambda_1 \eta + \varepsilon_1, \quad y_2 = \lambda_2 \eta + \varepsilon_2, \quad \dots, \quad y_p = \lambda_p \eta + \varepsilon_p. \quad (2)$$

Lo *structural disturbance*  $\zeta$ , ed i *measurement errors*  $\varepsilon$  sono tutti normalmente distribuiti, mutuamente indipendenti e tutte le variabili sono prese con valore atteso uguale a zero.

Considerando i vettori:

$\mathbf{x}' = (x_1, x_2, \dots, x_q)$	Cause esogene osservabili
$\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_q)$	Parametri strutturali (Structural Model)
$\mathbf{y}' = (y_1, y_2, \dots, y_p)$	Indicatori endogeni osservabili
$\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$	Parametri strutturali (Measurement Model)
$\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p)$	Measurement errors
$\mathbf{v} = (v_1, v_2, \dots, v_p)$	Deviazioni standard delle $\varepsilon$

La (1) e (2) si possono scrivere come:

$$\eta = \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{x} + \zeta \quad (3)$$

$$\mathbf{y} = \boldsymbol{\lambda}\eta + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (4)$$

assumendo  $E(\zeta\varepsilon') = 0'$  e definendo  $E(\zeta^2) = \sigma^2$  e  $E(\varepsilon\varepsilon') = \boldsymbol{\Theta}^2$ , dove  $\boldsymbol{\Theta}$  è una matrice  $(p \times p)$

diagonale con  $v$ , disposti sulla diagonale<sup>6</sup>. Il modello può essere risolto nella forma ridotta in funzione delle sole variabili osservabili:

$$\mathbf{y} = \boldsymbol{\lambda}(\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{x} + \zeta) + \boldsymbol{\varepsilon} = \boldsymbol{\Pi}'\mathbf{x} + \mathbf{v} \quad (5)$$

le forme ridotte della matrice dei coefficienti e del vettore dei disturbi sono rispettivamente:

$$\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\gamma}\boldsymbol{\lambda}', \quad \mathbf{v} = \boldsymbol{\lambda}\zeta + \boldsymbol{\varepsilon}.$$

Con queste posizioni è ottenuta la matrice di covarianza implicita alla specificazione del modello (*covariance matrix model-implied*):

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}} = E(\mathbf{v}\mathbf{v}') = \sigma^2 \boldsymbol{\lambda}\boldsymbol{\lambda}' + \boldsymbol{\Theta}^2. \quad (6)$$

L'assunzione di indipendenza tra *structural disturbance*  $\zeta$ , e *measurement errors*  $\varepsilon$  è centrale per l'attendibilità delle stime. Purtroppo i precedenti studi ed i software

---

<sup>6</sup> Nel modello MIMIC standard i *measurement errors* si assumono essere indipendenti tra loro; questa condizione non è però necessaria per l'identificazione (Stapleton D.C. 1978, pp. 53). In questa analisi la maggioranza dei modelli stimati, presenta una covarianza tra tasso reale di crescita del PIL ( $Y_1$ ) e tasso di crescita del circolante ( $Y_2$ ) non statisticamente diversa da zero. Inoltre, nei modelli dove questa assunzione non è mantenuta, la differenza nelle stime dei coefficienti strutturali sono poco significative, per cui la restrizione standard è mantenuta al fine di poter disporre di maggiori gradi di libertà.

statistici utilizzati per le applicazioni del SEM non testano questa ipotesi. Da ciò consegue che la restrizione sui disturbi stocastici potrebbe essere considerata troppo restrittiva soprattutto se si utilizza un database economico e, conseguentemente, opponibile alla validità dell'approccio. Fortunatamente, come Hayduk (1987) mostra esso "...is purely a matter of arbitrary convention"<sup>7</sup> ed è possibile attraverso una riparametrizzazione del modello, testare la sopraccitata assunzione.<sup>8</sup>

Focalizzando la nostra attenzione alle applicazioni economiche del MIMIC è evidente come, dalle originarie stime ottenute da Frey & Weck-Hannemann (1984), il model approach abbia accresciuto la propria accuratezza statistica.

Secondo Schneider & Enste (2000), il MIMIC approach offre alcuni avanzamenti nelle tecniche di stime dell'underground economy. Questa metodologia consente ampia flessibilità nella definizione del framework: essa è potenzialmente inclusiva dei metodi indiretti e per tale ragione teoricamente superiore agli altri approcci. Cassar (2001) evidenzia come, a differenza degli approcci indiretti, essa non necessita di restrittive o implausibili assunzioni (ad eccezione del "*calibrating value*"). Ancora, Thomas (1992) afferma che il solo limite reale di questa tecnica non è nella sua struttura concettuale, ma nella scelta delle variabili. Queste considerazioni congiunte ai perfezionamenti introdotti da Giles (1995, 1999a) circa la presenza di radici unitarie nei dati, potrebbero motivare il rinnovato interesse che il model approach sta suscitando tra gli studiosi.

Purtroppo, Helberger & Knepel (1988) e Schneider (1997) individuano diverse critiche all'approccio di modello. Le principali obiezioni sono: (I) l'instabilità nei coefficienti stimati a modifiche nella dimensione del sample<sup>9</sup>; (II) l'estrema sensibilità delle stime dei parametri rispetto ad alternative specificazioni del modello<sup>10</sup>; (III) la difficoltà nel riadattare le procedure di stima del MIMIC all'analisi di serie storiche<sup>11</sup>; (IV) la complessità nell'ottenere dati affidabili ad esclusione delle variabili fiscali<sup>12</sup> (ad es. in merito alle variabili psicologiche o socioculturali); (V) la plausibilità delle "cause" e degli "indicatori" nello spiegare la variabilità della shadow economy<sup>13</sup>; (VI) l'ambigua interpretazione della variabile latente<sup>14</sup>.

Attraverso l'analisi del caso italiano, mostrerò come solo alcune di queste critiche sono confermate, altre esistono come conseguenza delle particolari specificazioni

---

<sup>7</sup> Hayduk L.A. (1987), pp. 193.

<sup>8</sup> Il test non rigetta l'ipotesi di indipendenza tra errori strutturali e di misura, per cui il MIMIC può essere correttamente implementato. La procedura ed i risultati dei test sono disponibili su richiesta all'autore.

<sup>9</sup> Helberger C., Knepel H. (1988), pp. 966.

<sup>10</sup> Helberger C., Knepel H. (1988), pp. 966.

<sup>11</sup> Schneider F. (1997), pp. 47.

<sup>12</sup> Schneider F. (1997), pp. 47.

<sup>13</sup> Schneider F. (1997) e Thomas J. (1992).

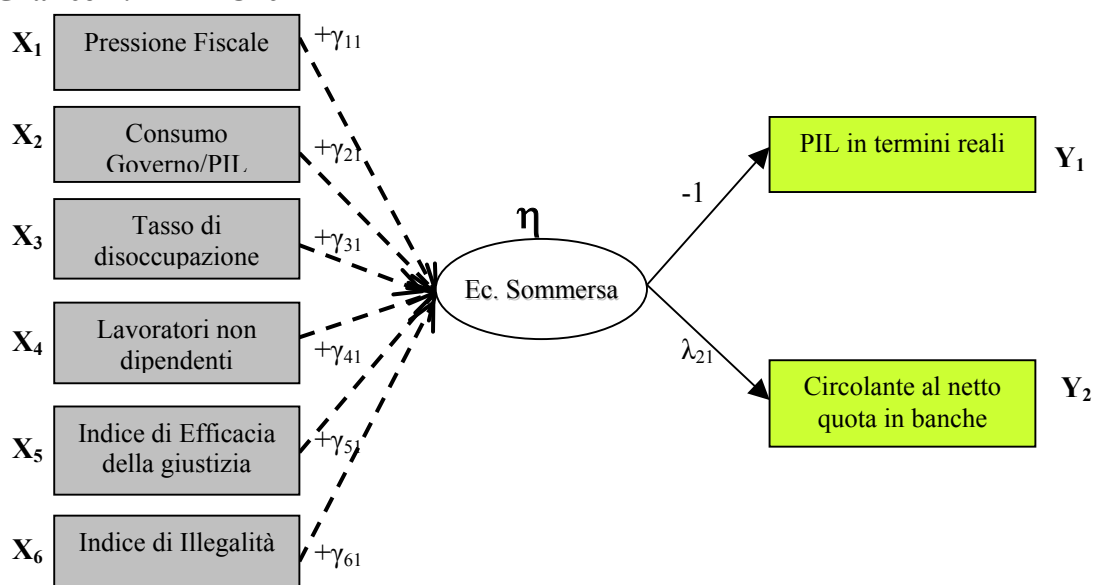
<sup>14</sup> Helberger C., Knepel H. (1988), pp. 970

econometriche del modello ed altre aggiuntive saranno presentate a critica della metodologia.

### 3. La specificazione del modello ed il background teorico

Il MIMIC approach considera la dimensione dell'economia sommersa come una variabile latente connessa da un lato, ad un insieme di indicatori misurabili (correlati alle variazioni dell'economia sommersa) e dall'altro, ad un gruppo di variabili supposte essere tra le principali determinanti delle attività economiche non dichiarate. La procedura di identificazione inizia dalla specificazione più generale (MIMIC 6-1-2)<sup>15</sup> e prosegue eliminando le variabili i cui parametri strutturali risultano statisticamente non significativi.

**Grafico 1: MIMIC 6-1-2**



La stima dell'economia sommersa è effettuata limitando l'analisi a combinazioni lineari di un numero ristretto di variabili, per cui certamente altre variabili e/o dati più appropriati possono essere impiegati per migliorare la comprensione di un fenomeno così complesso quale l'underground economy.

Per rimarcare quanto sia rilevante la scelta delle variabili in questo tipo di modellistica, prendiamo in prestito le parole di Duncan (1975), egli rileva che: *“The meaning of the latent variable depends completely on how correctly, precisely and comprehensively the causal and indicator variables correspond to the intended semantic content of the latent*

<sup>15</sup> Questa terminologia indica una struttura con sei cause e due indicatori di una variabile latente.



*variable*<sup>16</sup>, analogamente Thomas (1992) indica nella scelta delle variabili l'unico (potenziale) limite dell'approccio qui esaminato.

Per tener conto di queste osservazioni, si dedicheranno i successivi otto paragrafi a supportare teoricamente ed empiricamente la scelta delle variabili implementate nei modelli MIMIC.

### **Cause:**

#### **3.1 Pressione Fiscale**

In letteratura la più importante determinante dell'evasione è la pressione fiscale.

L'usuale ipotesi è che un incremento dell'aliquota d'imposta costituisca un incentivo ad operare nel mercato non ufficiale o occultare la base imponibile.

Ampi studi hanno fornito fondamento teorico all'ipotesi che l'economia sommersa ed in particolar modo l'evasione fiscale cresca all'aumentare dell'imposizione. Per quanto concerne le ricerche empiriche, solo per nominare alcune tra le più recenti: Thomas (1992), Lippert & Walker (1997), Schneider (1994a, 1994b, 1997, 1998), Schneider & Enste (2000), Johnson, Kaufmann & Shleifer (1997), Johnson, Kaufmann & Zoido-Lobaton (1998), Tanzi (1999), Giles (1997, 1999b), Tedds (1998), Giles & Tedds (2002), ecc.

Tra costoro Johnson & al. (1998) considerano la pressione fiscale una tra le tre principali determinanti<sup>17</sup> dell'economia sommersa; Schneider & Enste (2000) sostengono che imposizione fiscale e attività regolamentatrice dello Stato sono i moventi principali che influiscono sulla crescita dell'hidden economy. Inoltre, in tutte le stime ottenute con il MIMIC questa variabile è inclusa tra le cause del sommerso ed è stimata una significativa (e diretta) relazione con l'economia occulta.

Nei modelli successivamente stimati, la variabile "pressione fiscale" è misurata come ammontare totale di imposte dirette, indirette e contributi sociali espressi in percentuale del prodotto interno lordo.

#### **3.2 Consumo in termini reali del settore pubblico**

Aigner & al. (1988), affermano che un incremento della dimensione del settore pubblico, e/o nel grado di regolamentazione del sistema economico, fornisca un forte incentivo a partecipare all'economia informale. Johnson, Kaufmann, & Shleifer (1997) e Johnson, Kaufmann, & Zoido-Lobaton (1998) concordano che il grado di "*...regulatory and burocracy discretion is a key determinant of underground activity*"<sup>18</sup>.

---

<sup>16</sup> Duncan O. D. (1975), pp. 149, citato in Giles D.E.A., Tedds L.M. (2002), pp. 103.

<sup>17</sup> Le altre due cause sono la regolamentazione e la corruzione.

<sup>18</sup> Johnson S., Kaufmann D., Zoido-Lobáton P. (1998), pp. 391.

Ancora, Frey & Weck-Hanneman (1984) e Giles & Tedds (2002) stimano un significativo e positivo legame tra la proxy del “regulation burden” e l’economia sommersa.

Al fine di stimare questa componente è considerata, quale proxy di tutte le attività dello Stato, il consumo delle amministrazioni pubbliche espresso in termini reali.

Un eventuale segno positivo di questo coefficiente supporterebbe l’ipotesi che una maggiore presenza dello Stato nel mercato, ed un conseguente aumento della regolamentazione pubblica, rappresenti un incentivo ad operare nell’economia non ufficiale.

### **3.3 Tasso di disoccupazione**

Giles & Tedds (2002) sostengono che esistono due forze antagoniste che determinano la relazione tra tasso di disoccupazione ed economia sommersa. Da un lato un incremento della disoccupazione dovrebbe implicare un decremento nell’economia sommersa, dal momento che l’underground economy è positivamente correlata al tasso di crescita del PIL e quest’ultimo è negativamente correlato alla disoccupazione. Dall’altro alcuni disoccupati “ufficiali” impiegano parte del loro tempo libero in occupazioni non dichiarate, determinando così una positiva correlazione con il sommerso.

Tanzi (1999) scrive che “...*the relation between the shadow economy and the unemployment rate is ambiguous*”<sup>19</sup>. Egli osserva come la forza lavoro dell’economia occulta sia composta da lavoratori molto eterogenei. Una parte di questi sono classificati come disoccupati perché inclusi nella forza lavoro ufficiale, l’altra parte dei lavoratori “in nero” annovera pensionati, immigrati clandestini, minorenni, casalinghe che non rientrano nella definizione di forza lavoro ufficiale, inoltre, ci sono persone che svolgono contemporaneamente un lavoro legale ed un secondo lavoro irregolare<sup>20</sup>. In questo senso, il tasso di disoccupazione, rilevato nelle statistiche ufficiali, è debolmente correlato all’economia sommersa<sup>21</sup>. Nello stesso lavoro Tanzi sostiene che “...*for OECD countries there seems to be a broad relation between the panel data of the size of underground economy and the official unemployment rates*”<sup>22</sup>.

### **3.4 Lavoratori non dipendenti**

Un’altra determinante dell’economia informale considerata è la percentuale dei lavoratori non dipendenti rispetto alla forza lavoro. Come osservano Bordignon &

---

<sup>19</sup> Tanzi V. (1999), pp. 341.

<sup>20</sup> Tanzi V. (1999), pp. 343.

<sup>21</sup> A conferma di questa osservazione, l’evidenza empirica in Italia mostra che soltanto il 30% dei lavoratori non-regolari sono componenti della forza lavoro ufficiale (ISTAT, 2001).

<sup>22</sup> Tanzi V. (1999), pp. 343

Zanardi (1997), la consistente diffusione delle piccole imprese ed il grande numero di professionisti ed auto-impiegati rispetto alla forza lavoro totale<sup>23</sup> è una tra le principali caratteristiche che distinguono il sistema produttivo italiano dalle altre economie dell'Europa occidentale.

Come i due autori rilevano: *“a large proportion of professionals and self-employed implies greater possibilities for transferring expenses from consumption to production (to be deducted from taxes), simplified accounting, and easier path collusion with customers”*<sup>24</sup>.

### Indici di *Rule of Law*:

Le ultime due determinanti dell'economia sommersa sono connesse alle caratteristiche sociologiche e ad aspetti inerenti il sistema di repressione del crimine. Questi regressori si fondano rispettivamente su due assunzioni:

- (1) L'efficacia degli accertamenti fiscali si può inferire dall'efficacia della giustizia penale.
- (2) Una maggiore illegalità nella società riduce il deterrente “morale” e di “social stigma” che gli individui devono “accettare” nel momento in cui decidono di partecipare al mercato irregolare ed evadere il fisco.

Naturalmente le variabili che si proporranno rappresentano solo un tentativo al fine di includere fattori socio-culturali, nell'analisi del sommerso che, nell'opinione dell'autore, svolgono un ruolo essenziale per comprendere correttamente l'economia informale<sup>25</sup>.

Purtroppo sono diverse le ragioni per dubitare dell'effettiva correlazione delle proxy con i fenomeni di interesse. Innanzi tutto, quantificare con un indice il “contratto sociale” Stato-cittadino o il “rapporto” società civile-cittadino è impresa di per sé molto ardua. Obiezioni possono essere opposte alla prima ipotesi formulata (assunzione che l'efficacia dello Stato nel far rispettare le norme tributarie sia inferibile dalla sua capacità di condannare i reati penali): i due sistemi sono per procedure, strutture ed “interesse politico” sostanzialmente autonomi. In particolare, è opinione abbastanza

---

<sup>23</sup> “According to OECD estimates for 1993, the ratio of self-employed to the total workforce, net of farm workers, was 26,7% in Italy as compared to 8,4% in Germany, 8,8% in France, and 13,1% in the United Kingdom. Companies with more than 100 employees at the end of 1980s accounted for just a little over 20% of the total workforce as compared to over 80% in the UK and Germany.” Bordignon M., Zanardi A. (1997), pp. 172.

<sup>24</sup> Bordignon M., Zanardi A. (1997), pp. 172.

<sup>25</sup> Versioni precedenti dei modelli qui considerati sono stati stimati con indici alternativi proposti in letteratura (es. gli indici di corruzione, index of economic freedom, etc.), sfortunatamente essi non coprono periodi di rilevazione sufficientemente ampi da consentire una corretta implementazione nel model approach.

diffusa che la classe politica italiana abbia ignorato il problema dell'evasione fiscale e contributiva (soprattutto in alcune aree del Paese) almeno fino al trattato di Maastricht (Bovi & Castellucci, 2001)<sup>26</sup>.

Circa l'attendibilità del numero di reati denunciati quale indice d'illegalità, si può notare come esso può ridursi non solo in funzione di un maggior rispetto della legge, ma al contrario per il diffondersi di un senso di sfiducia nella giustizia che conduce a non denunciare i reati di cui si è vittima.

In base a queste considerazioni, i risultati relativi ai due indici devono essere valutati con cautela. Per non inficiare l'attendibilità delle stime saranno comunque forniti test e stime per modelli che non includono le sopraccitate variabili.

### **3.5 Indice di efficacia del sistema giudiziario**

Per considerare tra le determinanti dell'economia sommersa l'efficacia della lotta al crimine, viene proposto un indice costruito con le statistiche criminali pubblicato dall'ISTAT (2000). Esso è calcolato dividendo il numero dei condannati per furto, rapina, truffa, frode e sequestro di persona a scopo d'estorsione, per il numero degli stessi reati denunciati all'autorità giudiziaria nello stesso anno.

Seguendo Eilat and Zinnes (2000), si assume che un inefficace sistema giudiziario riduca i benefici dell'essere "onesti" (accesso al sistema di tutela dei diritti sanciti dalla legge) per cui, diventa relativamente più attraente partecipare all'economia illegale. Se si accetta l'ipotesi che l'efficacia della giustizia penale sia una proxy dell'efficacia della giustizia "tributaria" allora ci aspetteremo una correlazione negativa tra questa variabile e l'economia sommersa.

### **3.6 Indice d'illegalità**

L'ultima potenziale causa considerata è il tasso di crescita dei reati denunciati ogni 100.000 residenti<sup>27</sup>. Questo indice può essere inteso con un duplice significato: (1) come proxy dell'illegalità nella società. In questa accezione, un incremento della criminalità implicherebbe un decadimento della moralità pubblica e la conseguente riduzione del deterrente di "social stigma" (costo reputazionale) verso i comportamenti devianti; (2) come indice dell'efficacia delle forze di polizia nel contrastare (prevenire) il crimine. In merito a questo tipo di variabile Eilat & Zinnes (2000) affermano che la

---

<sup>26</sup> Questo "disinteresse" verso un adeguato contrasto all'economia sommersa (constatabile con l'utilizzo periodico dei condoni fiscali, le lungaggini dei contenziosi tributari, l'inadeguatezza di controlli, ecc.) può motivarsi dal fatto che essa è stata considerata, come una sorta di "contrappasso" da corrispondere per l'inefficienza dei servizi pubblici offerti.

<sup>27</sup> Sono considerati solo i delitti che danno luogo a procedimenti penali da parte dell'autorità giudiziaria.

percezione della protezione offerta dalle forze di polizia rappresenta un elemento importante nella valutazione del “costo opportunità” di diventare irregolari.

### **Indicatori:**

#### **3.7 Prodotto interno lordo in termini reali** (variabile di scala)

L'analisi di questa variabile è cruciale per il problema dell'identificazione, e per le conseguenze teoriche che essa implica, principalmente perché essa è scelta come variabile di scala (o reference variable).

A priori, non è possibile determinare quale sia l'effetto del sommerso sull'economia ufficiale. Una riduzione delle attività regolari produce la perdita di posti di lavoro e quindi “indirizza” più individui verso il lavoro nero, oppure al contrario, una contrazione del PIL riduce la domanda per prodotti “del mercato sommerso” e quindi si contrappone al primo effetto?

L'evasione fiscale rappresenta un “ancora di salvataggio” per le imprese e gli individui in difficoltà economica, per cui essa aumenta quando il tasso di crescita si riduce, oppure più crescita significa maggiori opportunità di evadere?

Rispondere a questi quesiti è un compito molto arduo in special modo perché, nel SEM formulato, questa deve essere una scelta esogena del ricercatore.

La motivazione statistica di questa esigenza è che le forme ridotte (3) e (4) rimangono le stesse quando  $\lambda$  è moltiplicato per uno scalare e  $\gamma$  e  $\sigma$  sono divisi per lo stesso scalare. Conseguentemente per stimare non solo la dimensione relativa dei parametri, ma i loro livelli, è necessario fissare una scala alla variabile non osservata. Una naturale normalizzazione potrebbe essere assegnare alla variabile latente una varianza unitaria ma, un'alternativa più conveniente, è fissare un coefficiente diverso da zero alla forma ridotta (4). Così facendo, modificando la scala di  $\eta$  si violerebbe la normalizzazione. In questo modo, fissando la scala della matrice dei coefficienti di misurazione (measurement coefficient matrix) si fissa la scala di  $\eta$  (Stapleton, 1978). Il valore da assegnare al parametro fisso è arbitrario, ma utilizzando un valore unitario positivo (o negativo) risulta più semplice osservare la dimensione relativa delle altre variabili indicatore<sup>28</sup>.

La scelta del “segno” del coefficiente di scala ( $\lambda_{11}$ ) è basata su motivazioni teoriche ed evidenze empiriche. In letteratura il dibattito sugli effetti dell'economia sommersa sulla crescita economica è ancora molto aperto, particolarmente interessante in questo senso è una recente survey di Eilat & Zinnes (2000). Seguendo la loro rassegna, nella tavola 3 è

---

<sup>28</sup> “For instance if the estimate of one of the other elements of  $\lambda$  is 3, then the corresponding indicator variable is 3 times as important as the variable that is the basis for normalization”. Giles D.E.A., Tedds L.M. (2002), pp. 109.

sintetizzata, un'ampia letteratura empirica, dove specifico interesse è prestato alle precedenti ricerche utilizzando il model approach.

**Tavola 3: Relazione Economia Sommersa – Tasso di crescita del PIL**

	<b>Autori</b>	<b>Paesi</b>	<b>Note</b>
<b>Relazione POSITIVA</b>	Adam, Ginsburgh (1985)	Belgio	---
	Tedds (1998)	Canada	MIMIC method
	Giles (1999b)	Nuova Zelanda	MIMIC method
	Giles, Tedds (2002)	Canada	MIMIC method
	Chatterjee, Chaudhuri, Schneider (2003)	18 Paesi asiatici	MIMIC method
	Frey, Weck-Hannemann (1984)	17 Paesi OECD	MIMIC method
<b>Relazione NEGATIVA</b>	Helberger, Knepel (1988)	17 Paesi OECD	MIMIC method
	Loyaza (1996)	14 Paesi dell'America Latina	MIMIC method. In economie dove <sup>29</sup> : “(1) the statutory tax burden is larger than the optimal tax burden and (2) the enforcement of compliance is too weak”, allora: “The increase of the relative size of the informal economy generates a reduction of official economic growth” <sup>30</sup> . “The negative effect is due to the shadow economy’s congestion effects that: (1) reduce the availability of public services to the official economy and (2) result in the existing public services being used less efficiently”.
	Kaufmann, Kaliberda (1996)	Paesi con economie in transizione	L’economia sommersa attenua la riduzione del PIL ufficiale, in special modo nei Paesi che hanno avuto una forte recessione. Essi rilevano che per ogni 10 punti percentuali di riduzione del PIL ufficiale, la quota dell’economia irregolare ha un incremento di almeno il 4 per cento <sup>31</sup> .
	Eilat, Zinnes (2000)	24 Paesi in transizione	“A change in GDP is associated with an opposite change in the shadow’s size..[e]..a one-dollar fall in GDP is associated with a 31 percent increase in the size of the shadow economy” <sup>32</sup> .
	Schneider, Enste (2000)	76 Paesi	“According to some studies, a growing shadow economy has a negative impact on official GDP growth” <sup>33</sup> .

Poichè nel MIMIC model, se il “segno” del coefficiente di scala ( $\lambda_{11}$ ) è modificato, tutti i parametri strutturali delle cause mutano da positivi a negativi (mantenedo gli stessi

<sup>29</sup> Citato in Schneider F., Enste D., (2000), pp. 27.

<sup>30</sup> In particolare, ad ogni incremento unitario dell’economia sommersa (in percentuale rispetto al PIL ufficiale), corrisponde una riduzione del tasso di crescita del PIL ufficiale procapite espresso in termini reali del 1,22 per cento.

<sup>31</sup> Eilat Y., Zinnes C. (2000), pp. 46.

<sup>32</sup> Eilat Y., Zinnes C. (2000), pp. 47.

<sup>33</sup> Schneider F., Enste D., (2000), pp. 44.

valori assoluti), è possibile ricorrere ad una dimostrazione per assurdo per tentare di risolvere questa ambigua relazione.

E' assegnato un valore (+1) a  $\lambda_{11}$  ( $Y_1 = \lambda_{11}\eta + \varepsilon_1$ ), conseguentemente i coefficienti di  $X_1$  e  $X_2$  risultano negativi<sup>34</sup>, ma il risultato è incompatibile con affermate teorie e studi empirici che assegnano un legame “positivo” tra economia irregolare e pressione fiscale e/o il consumo pubblico. Per tale ragione è accettata come maggiormente credibile l'ipotesi che supporta il segno “meno” per la relazione tra sommerso e tasso di crescita del PIL. Verrà quindi seguita l'ipotesi di Frey & Weck-Hannemann (1984), Loayza (1996), Kaufmann & Kaliberda (1996), Eilat & Zinnes (2000).

### **3.8 Tasso di crescita del circolante, al netto della quota di “cassa contante”, detenuta dalle banche**

L'approccio monetario per la stima della dimensione del sommerso, si basa sull'assunzione che, le transazioni monetarie, sono pagate esclusivamente in contanti poiché rispetto alle altre forme di pagamento, (carte di credito, assegni, trasferimenti bancari, ecc.) non lasciano tracce rilevabili dai controlli fiscali. Se questa assunzione è accettata, è possibile stimare l'economia sommersa confrontando la domanda corrente di circolante con la domanda potenziale che ci si dovrebbe attendere se non ci fosse economia occulta. In particolare, il metodo del currency-ratio stima variazioni nel circolante rapportato ad un più ampio aggregato monetario. Nei modelli stimati non è utilizzato questo rapporto come indicatore dell'economia sommersa, ma unicamente il tasso di crescita del contante. Le motivazioni che hanno fatto protendere per questa scelta sono sintetizzabili in:

- (1) Un'ampia fluttuazione del tasso d'interesse nel sample considerato, modifica consistentemente il “costo opportunità” di detenere contante piuttosto che depositi.
- (2) Le innovazioni introdotte nel sistema bancario, l'aumento delle carte di credito, nuove formule di sistema del debito, etc. incentivano gli agenti economici a detenere più moneta rispetto a quanto ciò non fosse prima<sup>35</sup>.
- (3) *“New investment incentives caused further increases in M3. All of these changes affected the ratio of currency either M1 or M3 for reasons unrelated to the size of the hidden economy”*<sup>36</sup>.

Seguendo Giles & Tedds (2002), è considerato il tasso di crescita del circolante al netto della quota di moneta detenuta dalle banche come maggiormente attendibile del currency-ratio.

---

<sup>34</sup> L'economia sommersa si riduce al crescere di pressione fiscale e consumo pubblico.

<sup>35</sup> Giles D.E.A, Tedds L.M. (2002), pp. 125.

<sup>36</sup> Giles D.E.A, Tedds L.M. (2002), pp. 125.

#### 4. Identificazione del Modello

I modelli ad equazioni strutturali sono “*regression equations with less restrictive assumptions that allow measurement error in the explanatory as well as the dependent variables*”<sup>37</sup>. Per la terminologia di Lisrel, il sistema di equazioni con le relazioni tra la variabile latente ( $\eta$ ) e le cause ( $X_q$ ) è chiamato “modello strutturale”, i legami tra gli indicatori ( $Y_p$ ) e l’economia sommersa, “modello di misurazione”. La rappresentazione analitica del modello più generale (MIMIC 6-1-2) è la seguente:

##### Modello Strutturale

$$\eta = \gamma_{11}X_1 + \gamma_{12}X_2 + \gamma_{13}X_3 + \gamma_{14}X_4 + \gamma_{15}X_5 + \gamma_{16}X_6 + \zeta \quad (7)$$

##### Modello di Misurazione

$$Y_1 = \lambda_{11}\eta + \varepsilon_1 \quad (8)$$

$$Y_2 = \lambda_{21}\eta + \varepsilon_2 \quad (9)$$

Per identificare un SEM ci si può avvalere di tre condizioni ma, sfortunatamente, nessuna di queste è una condizione necessaria e sufficiente (Bollen, 1989). Nel caso particolare di questo lavoro le seguenti restrizioni sono rispettate:

La condizione necessaria (ma non sufficiente), nota come *t-rule*, afferma che il numero di *nonredundant elements* nella matrice di covarianza delle variabili osservate deve essere maggiore o uguale al numero di parametri da stimare presenti nella matrice di covarianza implicita al modello (*model-implied covariance matrix*)<sup>38</sup>. Condizione sufficiente (ma non necessaria) per l’identificazione è che il numero di “indicatori” sia minimo due, il numero di “cause” sia minimo uno e che a  $\eta$  sia assegnata una scala (*MIMIC rule*)<sup>39</sup>.

Un aspetto spesso sottovalutato nelle precedenti analisi con i SEM del sommerso, è la verifica dell’ipotesi di normalità multivariata. Questa assunzione è cruciale sia per preservare le proprietà statistiche degli stimatori (efficienza asintotica) che l’attendibilità dei test “chi-quadro” adoperati per valutare l’adattamento del modello ai dati. Nella tavola 2(a) sono riportate i risultati di 12 differenti specificazioni per stimare l’economia sommersa italiana.

---

<sup>37</sup> Bollen K.A. (1989), pp. v.

<sup>38</sup> Bollen K.A. (1989), pp. 93. In altre parole, il numero di varianze e covarianza osservate nel sample deve essere maggiore o uguale al numero dei parametri da stimare (incluso anche la varianza della variabile latente, le varianze degli errori, le covarianze tra le variabili osservate, ecc.).

<sup>39</sup> Bollen K.A. (1989), pp. 331.



**Tavola 2: Output LISREL – Coefficienti e Test –**

Modelli	Pressione Fiscale	Consumo Governo	Tasso di disoccupaz.	Lavoratori non depend.	Efficacia Giustizia	Indice di Illegalità	Circolante	Chi-square (p-value) <sup>1</sup>	RMSEA (p-value) <sup>2</sup>	Multi Normal. <sup>3</sup>	Df <sup>4</sup>
<b>MIMIC 6-1-2</b>	0,58* (2,89)	1,23* (3,79)	0,51 (1,94)	0,50 (1,78)	1,51* (2,75)	4,49 (1,52)	-0,01 (-1,84)	7,81* (0,9865)	0,000* (1,00)	0,000	18
<b><u>MIMIC 5-1-2</u></b>	0,56* (2,74)	1,31* (4,03)	0,53* (1,98)	0,72* (2,15)	1,17* (2,25)	--	-0,01 (-1,83)	7,40* (0,8804)	0,000* (0,94)	0,111*	13
<b>SIMIC 5-1-1</b>	0,49* (2,34)	1,28* (3,87)	0,62* (2,28)	0,69* (2,02)	1,30* (2,46)	--	--	0,00* (1,00)	0,00* (1,00)	0,009	8
<b>MIMIC 5-1-2</b>	0,59* (2,79)	1,35* (4,02)	0,49 (1,79)	0,94* (2,90)	--	1,74 (0,64)	-0,00 (-2,11)	5,78* (0,9539)	0,000* (0,98)	0,000	13
<b>MIMIC 4-1-2</b>	0,61* (2,92)	1,20* (3,63)	0,45 (1,66)	--	1,51* (2,98)	--	-0,01 (-1,71)	7,42* (0,4921)	0,000* (0,63)	0,183*	8
<b><u>SIMIC 4-1-1</u></b>	0,54* (2,53)	1,18* (3,51)	0,54* (1,97)	--	1,53* (3,15)	--	--	0,00* (1,00)	0,00* (1,00)	0,022	4
<b>MIMIC 4-1-2 No var. legalità</b>	0,57* (2,74)	1,37* (4,11)	0,50 (1,82)	0,96* (2,95)	--	--	0,00 (-2,08)	5,64* (0,6879)	0,000* (0,79)	0,188*	8
<b>MIMIC 4-1-2 No var. lavoro</b>	0,69* (3,37)	1,11* (3,35)	--	--	1,77* (3,36)	5,49 (1,95)	0,00 (2,02)	3,96* (0,8607)	0,000* (0,92)	0,000	9
<b>MIMIC 4-1-2 No var. governo</b>	--	--	0,69* (2,26)	0,44 (1,12)	1,94* (3,04)	5,79 (1,79)	-0,26 (-1,20)	2,52* (0,9804)	0,000* (0,99)	0,000	9
<b>MIMIC 3-1-2</b>	0,65* (2,98)	1,24* (3,57)	0,36 (1,28)	--	--	--	0,00 (2,05)	5,69* (0,2238)	0,073* (0,32)	0,284*	4
<b><u>MIMIC 3-1-2</u></b>	0,67* (3,22)	1,19* (3,53)	--	--	1,43* (2,79)	--	-0,01* (-1,99)	4,04* (0,5441)	0,000* (0,65)	0,326*	5
<b><u>MIMIC 3-1-2</u></b>	0,65* (3,08)	1,34* (3,95)	--	0,86* (2,64)	--	--	0,00* (-2,34)	2,77* (0,7351)	0,000* (0,81)	0,616*	5

**Note:**

la t-statistica è data in parentesi; \* Significa  $|t\text{-value}| > 1,96$ .

<sup>1</sup> Se il modello è corretto ed i parametri della popolazione sono conosciuti, allora la matrice S (sample covariance matrix) sarà uguale a  $\Sigma(\theta)$  (model-implied covariance matrix) per cui un perfetto adattamento ai dati corrisponde ad un  $p\text{-value}=0,000$ . Il test è attendibile in presenza di un ampio sample ed una distribuzione multinormale. Questo punto è molto rilevante per la valutazione dell'affidabilità delle precedenti analisi del sommerso.

<sup>2</sup> p-value per test di buon adattamento ai dati (RMSEA < 0,05).

<sup>3</sup> E' riportato l'output di PRELIS 2.53: Test di "Multivariate Normality for Continuous Variables", p-value di skewness e curtosi (Mardia, 1970). D'agostino (1986, pp. 391) raccomanda  $N > 100$  per questo test. Nel nostro caso, il sample è di circa 80 dati per cui, i risultati devono essere interpretati prudentemente. Solo quando la multinormalità è presente (o la curtosi non è eccessiva), lo stimatore di massima verosimiglianza è utilizzabile.

<sup>4</sup> I gradi di libertà sono determinati da  $0,5(p+q)(p+q+1)-t$ , dove "p" è il numero di indicatori, "q" il numero di cause e "t" è il numero dei parametri da stimare.

## 5. L'economia Sommersa in Italia (1962-2000)

I modelli selezionati sono: 2 modelli MIMIC 3-1-2, un SIMIC 4-1-1 ed un MIMIC 5-1-2.

La scelta è basata sul confronto tra: la significatività statistica dei parametri, la parsimonia della specificazione, il p-value dei test “chi-quadro” e Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), e se il modello è distribuito multinormalmente. Fortunatamente la selezione è semplificata dalla prossimità delle stime e stabilità dei coefficienti alle diverse specificazioni.

Per quanto concerne la scelta del tipo di stimatori, ad eccezione per il SIMIC<sup>40</sup>, è possibile utilizzare il miglior stimatore per la metodologia Lisrel: il MLE.

L'indice dell'economia sommersa è stimato con l'equazione (5.1), i coefficienti strutturali sono moltiplicati per i dati “filtrati” per eliminare la radice unitaria, per cui la variabile latente è stimata nella stessa trasformazione delle variabili indipendenti (differenze prime)<sup>41</sup>:

$$\Delta \hat{\eta} = \hat{\gamma}_{11} \Delta X_1 + \hat{\gamma}_{12} \Delta X_2 + \hat{\gamma}_{13} \Delta X_3 + \hat{\gamma}_{14} \Delta X_4 + \hat{\gamma}_{15} \Delta X_5 \quad (5.1)$$

Successivamente l'indice è convertito in una serie storica in livelli. Per ottenere i valori “assoluti” dell'underground economy in termini di PIL ufficiale, è richiesto un valore conosciuto a priori.

Per attribuire maggiore attendibilità a questa informazione esogena, è scelto un anno in cui sono disponibili numerose stime dell'economia sommersa. L'anno di riferimento è il 1978 perché per esso è possibile costruire una media con otto differenti stime e quasi tutti i tipi di metodologie<sup>42</sup>.

**Tavola 3: L'economia sommersa in Italia (1976-1980)**

N°	Metodi di stima	Valore medio ('76-'80)
<b>Metodi Diretti:</b>		
1)	Tax Auditing	3,9
<b>Metodi Indiretti:</b>		
2)	Discrepanza tra spesa e reddito	4,3
3)	Discrepanza tra occupazione ufficiale ed effettiva	18,4
4)	Currency demand (Tanzi) <sup>43</sup>	15,9
5)	Cash-deposit ratio	27,2
6)	Transaction Approach	26,4
<b>Model Approach:</b>		
7)	MIMIC Method	10,5
<b>Media 1978</b>		<b>15,2</b>

**Fonte:** Estratto da Schneider & Enste, (2000), tab.12, pp. 43.

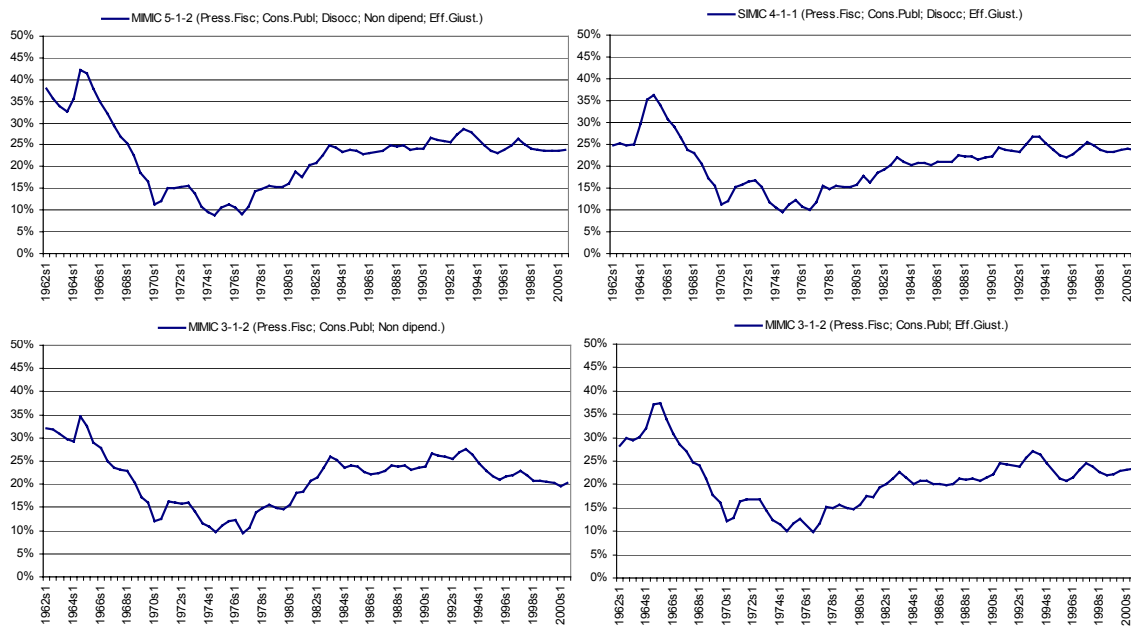
<sup>40</sup> E' considerato uno tra i modelli migliori, perché pur se non multinormalmente distribuito, presenta il miglior p-value per il test “chi-quadro” e per il RMSEA.

<sup>41</sup> Al fine di rendere le serie stazionarie: X1, X2, X3, X4, X5 sono considerate in differenze prime, X6, Y1, Y2 sono trasformate in differenze prime dei logaritmi. Il SEM permette inoltre di considerare (e stimare) le correlazioni tra le X-variabili. Nell'analisi, come prevedibile, è statisticamente non uguale a zero la correlazione tra pressione fiscale e consumo delle amministrazioni pubbliche come anche l'indice d'efficacia del sistema giudiziario e l'indice di illegalità.

<sup>42</sup> Schneider F., Enste D. (2000)

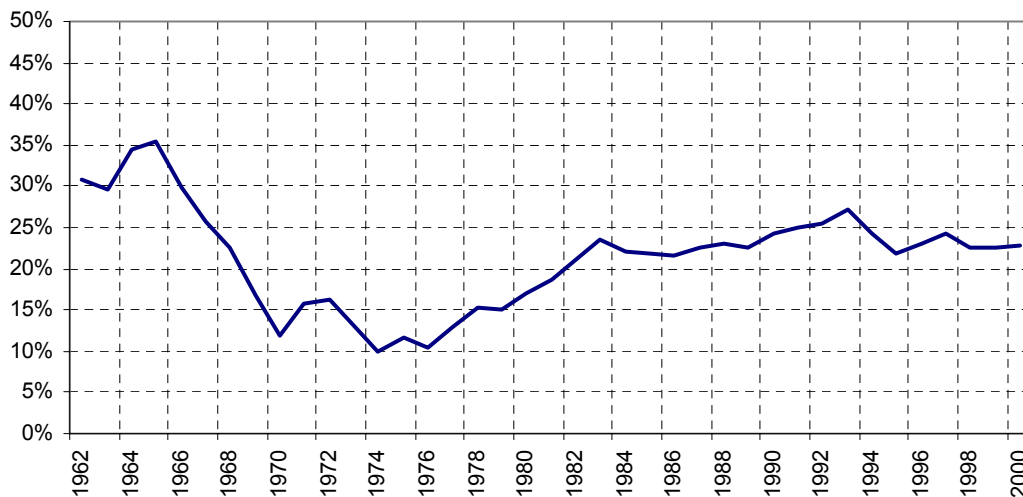
<sup>43</sup> Questo valore è calcolato come media tra 13,2 (Schneider & Enste, 2000) e 18,6 (Bovi & Castellucci, 2001).

**Grafico 2: Stime - MIMIC (5-1-2); SIMIC (4-1-1); MIMIC (3-1-2)a; MIMIC (3-1-2)b**



Le stime ottenute sono molto simili e i residui normalmente distribuiti, per cui è possibile rappresentare un indice costruito come media di questi quattro modelli (MIMIC 5-1-2, SIMIC 4-1-1, MIMIC 3-1-2a, MIMIC 3-1-2b).

**Grafico 3: L'economia sommersa in percentuale del PIL in termini reali**



Seguentemente è mostrato un confronto con recenti stime ottenute utilizzando altri due metodi, il “currency demand approach” (Schneider<sup>44</sup>, 2000; Schneider & Enste<sup>45</sup>, 2000) ed il metodo Tanzi (Bovi & Castellucci, 2001). Le stime del MIMIC non si discostano

<sup>44</sup> Schneider F. (2000), pp. 86, per le stime dal 1994 al 1998.

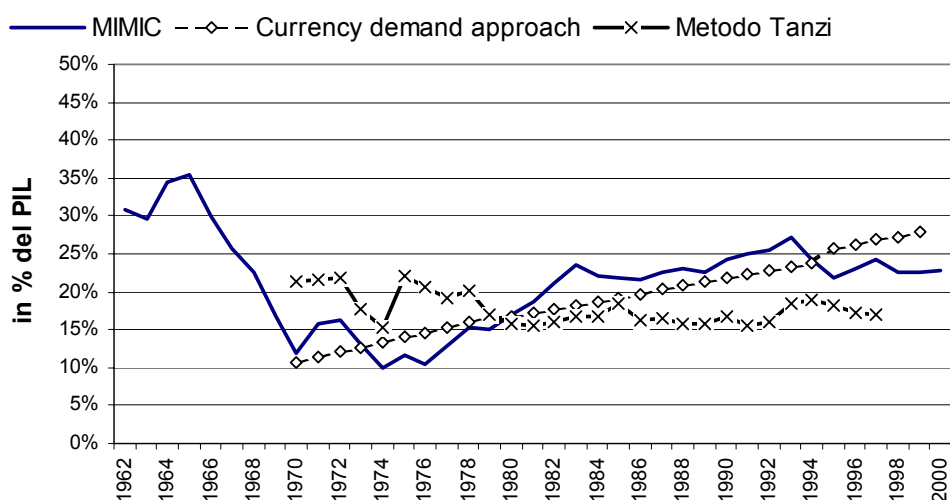
<sup>45</sup> Schneider F, Enste D., (2000), pp. 41. Per il periodo 1970-1994 sono disponibili solo i dati del 1970, 1980, e 1994; per calcolare la serie storica indice è stato considerata un'interpolazione lineare.

sensibilmente dalle precedenti ricerche. In particolare, i risultati comuni al currency approach sono:

- L'incremento del sommerso nel periodo tra 1974 ed il 1984;
- La sua dimensione, intorno al 25 percento del PIL ufficiale, negli ultimi dieci anni.

Per quanto concerne il metodo Tanzi, nonostante i valori calcolati qui siano maggiori di quelli calcolati da Bovi e Castellucci (di circa il 6 percento dopo il 1982), c'è una convergenza con il loro risultato di sostanziale stabilità negli ultimi quindici anni.

**Grafico 4: Confronto con altre recenti stime**



## 6. I Risultati del Model Approach

Le conclusioni di questo lavoro supportano le seguenti asserzioni:

- La dimensione dell'economia sommersa varia tra un massimo del 37 percento, nel 1965, ad un minimo del 10 percento del PIL ufficiale nel 1975.
- Il trend dell'economia sommersa, dopo dieci anni di riduzione (1965-1974), aumenta nel periodo 1975-1984, per rimanere stabile, al di sotto del 25 percento, negli ultimi quindici anni.

I risultati di queste stime trovano parziale supporto in recenti studi empirici dell'economia sommersa in Italia (Schneider, 2000; Schneider & Enste, 2000; Bovi & Castellucci, 2001).

Le cause che spiegano la consistente riduzione del sommerso nel periodo tra il 1966 ed il 1970 (-21,62%) sono riconducibili ad<sup>46</sup>: un decremento dell'efficacia del sistema giudiziario (-20,67%), del tasso di auto impiego (-2,23%) e del consumo del governo (-1,87%). Commentando la significatività statistica delle determinanti e degli indicatori dell'economia irregolare:

<sup>46</sup> In parentesi sono riportati i valori medi dei tassi di crescita annuali.

- (1) La pressione fiscale ( $X_1$ ) e la presenza del settore pubblico nel mercato, misurato come consumo del governo ( $X_2$ ) sono sempre statisticamente significativi e positivamente correlati all'economia sommersa.
- (2) Le variabili relative al mercato del lavoro ( $X_3$  e  $X_4$ ) non presentano un forte legame con l'hidden economy. La loro significatività statistica è incerta: nei 16 modelli stimati, dove queste erano incluse, i coefficienti di disoccupazione ed auto-impiego non sono diversi da zero rispettivamente nove e sette volte. In ogni modo un aumento del tasso di disoccupazione o di auto-impiego causa un incremento nella shadow economy.

Per quanto concerne le determinanti dell'economia irregolare connesse con l'efficacia della giustizia penale e l'indice di illegalità, i risultati empirici suggeriscono:

- (3) L'efficacia della giustizia misurata come tasso di condannati per alcuni delitti (con fini economici) sul numero di denunce per la stessa tipologia di crimine ( $X_5$ ) è positivamente correlata con il sommerso. Questo risultato è di difficile interpretazione. Una possibile spiegazione di questo segno inatteso del coefficiente potrebbe essere che, l'efficacia dello Stato nel punire il crimine sia incorrelata con l'efficacia dell'auditing fiscale, per cui la significatività del coefficiente può scaturire da una correlazione spuria con l'economia informale<sup>47</sup>.
- (4) L'ammontare totale dei delitti denunciati ( $X_6$ ), utilizzato come proxy dell'illegalità, non ha statisticamente significato in nessuno dei modelli stimati. Per cui, se essa è considerata una buona approssimazione del "rispetto della legge" nel sistema socio-economico italiano, allora non sono confermate le teorie basate sui "social customs" per spiegare il livello d'evasione fiscale.

Per quanto concerne gli indicatori, sono evidenziati due risultati nel contesto italiano:

- (5) La relazione tra economia sommersa e tasso di crescita del PIL ( $Y_1$ ) è negativa; in accordo con Frey & Weck-Hanneman (1984) e contrariamente al MIMIC implementato in Nuova Zelanda (Giles, 1999b) e Canada (Giles & Tedds, 2002).
- (6) I test di significatività statistica calcolati, supportano l'affermazione che: il tasso di crescita del circolante al netto della quota detenuta dalle banche ( $Y_2$ ), su cui è basato il "currency approach" (metodo di Gutmann, 1977), non è rilevante come indicatore dell'economia sommersa italiana nel periodo analizzato.

In conclusione, i principali risultati dell'analisi econometrica, convergono sulle conclusioni evidenziate da Schneider (1997) e Schneider & Enste (2000) secondo cui, un aumento della pressione fiscale e contributiva, associata ad un incremento dell'attività regolamentatrice dello Stato, "*...are the major driving forces behind the size and growth of the shadow economy*"<sup>48</sup>.

---

<sup>47</sup> In particolare, è stimata una covarianza statisticamente significativa tra auto-impiego ed indice di efficacia della giustizia. In contrasto con l'ipotesi d'affidabilità di questo indice: la variabile è sensibile a riduzioni del sample: se il dataset è ridotto di 30 osservazioni, il coefficiente ( $\gamma_{51}$ ) diventa non statisticamente diverso da zero.

<sup>48</sup> Schneider F., Enste D., (2000), pp. 44.

## 7. Conclusioni

Seguendo l'approccio introdotto da Frey & Weck-Hanneman (1984), viene stimata l'economia sommersa negli ultimi quaranta anni utilizzando dati semestrali. Sono applicati modelli MIMIC e SIMIC all'economia italiana, al fine di (1) testare la significatività statistica di alcune tra le maggiori determinanti delle attività economiche informali, (2) la relazione tra tasso di crescita del PIL e l'economia irregolare.

In questo lavoro, è testata l'ipotesi di normalità multivariata<sup>49</sup> dei modelli statistici utilizzata. Questa procedura è specificatamente condotta per assicurare un corretto uso del MLE e quindi impiegare stimatori asintoticamente non distorti, consistenti ed asintoticamente efficienti (Bollen, 1989). La multinormalità è riscontrata in metà dei modelli stimati ed in tutte le specificazioni più parsimoniose<sup>50</sup>.

Seguendo Giles (1995, 1997, 1999a, 1999b), Tedds (1998), Prokhov (2001), Giles & Tedds (2002) è verificata la presenza di radice unitaria e applicate le conseguenti correzioni. In oltre, per preservare le distribuzioni asintotiche dei test è utilizzato un relativamente ampio sample di dati (circa ottanta osservazioni).

Questi accorgimenti preliminari rendono inconsistenti le critiche circa l'instabilità intertemporale dei parametri (critica I)<sup>51</sup> e la sensibilità dei coefficienti ad "...*alternative schemes of weighting the index they* [cioè Frey & Weck-Hanneman (1984)] *use*"<sup>52</sup> (critica II). Con riferimento alle difficoltà di utilizzo del MIMIC method con serie storiche (critica III), questa rimane una delle principali limitazioni a questo approccio. In particolare le difficoltà (1) nel calcolare l'intervallo di confidenza relativo alla stima della variabile latente; (2) testare l'ipotesi di indipendenza tra disturbi "strutturali" e di "misurazione"; (3) identificare esaustivamente le proprietà dei residui e (4) usare modelli ad equazioni strutturali con piccoli sample di dati e serie storiche. Questi rimangono rilevanti ostacoli al fine di assegnare piena attendibilità ai risultati.

In merito alla plausibilità degli indicatori e delle variabili esplicative (critica IV e V), ed il reale significato della variabile latente (critica VI), rappresentano obiezioni difficili da confutare poiché esse riferiscono alle assunzioni teoriche sulle quali si fondano la scelta delle variabili e dei dati.

In particolare, il costrutto teorico definito "economia sommersa" potrebbe avere altri potenziali significati, ad esempio progresso socio-economico, welfare state, ed allo stesso tempo altre e più appropriate variabili potrebbero essere considerate per interpretare con

---

<sup>49</sup> Precisamente è testato se la skewness e la curtosi sono congiuntamente approssimabili ad una distribuzione multinormale (test di Mardia) e la normalità univariata (test di Jarque-Bera). Per maggiori dettagli vedi Bollen K. A. (1989).

<sup>50</sup> La non multinormalità è determinata dall'eccessiva curtosi nelle serie storiche del tasso di disoccupazione ( $X_3$ ) e crimini denunciati (indice di illegalità,  $X_6$ ).

<sup>51</sup> Helberger C., Knepel H., (1988), pp. 969.

<sup>52</sup> Helberger C., Knepel H., (1988), pp. 966.

maggiore precisione la variabile latente. In questa prospettiva, il limitato numero di variabili (specialmente indicatori) utilizzati nel modello presentato, lascia spazio per ulteriori miglioramenti.

In base alle nostre stime, altre osservazioni possono essere opposte alla metodologia usata:

- nella nostra analisi, la variabilità dell'economia sommersa "spiegata" dai modelli è molto bassa (oscilla dall'1% del MIMIC 5-1-2 e 3-1-2) al 34 % del SIMIC 4-1-1)<sup>53</sup>.
- La frequente possibilità per il model approach di imbattersi in problemi di matrice non-definita positivamente. Come dimostrano studi con il metodo Monte Carlo [vedi Anderson & Gerbing (1984) e Boomsma (1982, 1985)], quando i dati forniscono relativamente poca informazione (ridotto numero di osservazioni, poche variabili indicatore, missing values, ecc.), problematiche relative a matrici non-definite positive diventano frequenti (Bollen & Long, 1993). Purtroppo, questi sono i tipici inconvenienti incontrati da questo tipo di applicazioni in economia.
- La notevole dipendenza dei risultati dalla scelta del coefficiente di scala ( $\lambda_{11}$ ). In particolare, se il parametro di scala è scelto uguale a +1 (invece di -1), La stima dell'economia sommersa diventa speculare alla serie storica rappresenta nel grafico 4 (passando ancora per l'altro valore esogeno nell'anno 1978). Questo significa che i segni dei coefficienti associati alle determinanti dell'hidden economy e conseguentemente la relativa stima del sommerso è implicitamente una funzione dell'intervento del ricercatore.

Sebbene le obiezioni evidenziate e le (ancora) poche applicazioni di questa metodologia, se consideriamo le alternative econometriche alla stima dell'economia occulta, l'approccio di modello potrebbe essere considerato una relativamente robusta metodologia in questo campo. In conclusione si concorda con l'opinione di Giles & Tedds (2002), secondo cui il model approach è ancora un "work in progress" ed ulteriori miglioramenti sono "*not only possible but necessary*"<sup>54</sup>.

---

<sup>53</sup> Questo valore può essere interpretato come l' $R^2$  nell'analisi di regressione, con la differenza di non assegnargli il significato di misura di adattamento del modello ai dati. Kelloway K. E. (1998), pp. 28.

<sup>54</sup> Giles D.E.A., Tedds L.M., (2002), pp. 103.

## Bibliografia

- Adam Markus, Ginsburgh C. Victor (1985). The Effects of Irregular Markets on Macroeconomic Policy: Some Estimates for Belgium. *European Economic Review*, 29/1, pp. 15-33.
- Aigner D.J., Hsiao C., Kapteyn A., Wansbeek T. (1984). Latent variable models in econometrics. In Z. Griliches and M.D. Intriligator, eds., *Handbook of Econometrics*, Vol.2. Amsterdam: North-Holland, pp.1321-1393.
- Aigner Dennis J., Schneider Friedrich, Ghosh Damayanti (1988). Me and my shadow: estimating the size of the U.S. hidden economy from time series data. *Dynamic Econometric modelling. Proceedings of the Third International Symposium in Economic Theory and Econometrics*. Edited by Barnett W. Berndt E. White H. Cambridge University Press, pp. 297- 334.
- Anderson J.C., Gerbing D.W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, 49, 155-173.
- Bendelac Jacques, Clair Pierre-Maurice (1993), Macroeconomic Measure of the Hidden Economy, *International Institute of Public Finance*, 49<sup>th</sup> Congress, Berlin, 1993.
- Bentler P. M. (1986). Structural Equation Modelling and Psycometrika: An historical perspective on growth and achievements. *Psycometrika*, 51, pp. 35-51.
- Bielby W.T., Hauser M. (1977). Structural equation models. *Annual Review of Sociology*, 3, pp. 137-161.
- Bollen K. A. (1989). Structural equations with latent variables. New York: John Wiley & Sons.
- Bollen K.A., Long, J. S. (1993). Testing structural equation models. Beverly Hills, CA: Sage.
- Boomsma A. (1982). The robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models. In K. J. Jöreskog and H. Wold (Eds.), *Systems under indirect observation: Causality, structure, prediction (Part 1)*. Amsterdam: North-Holland.
- Boomsma, A. (1985). Nonconvergence, improper solutions, and starting values in LISREL maximum likelihood estimation. *Psychometrika*, 50, 229-242.
- Bordignon Massimo, Zanardi Alberto (1997). Tax Evasion in Italy. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia Volume 56, N. 3-4*, pp. 169-210.
- Bovi Maurizio, Castellucci Laura (2001). Cosa sappiamo dell'economia sommersa in Italia al di là dei luoghi comuni? Alcune proposizioni empiricamente fondate. *Economia Pubblica. Anno XXXI – n.6*, pp. 77-119.
- Browen M. W. (1982). Covariance structures. In D. M. Hawkins, ed., *Topics in Multivariate Analysis*. Cambridge University Press, pp. 72-141.
- Byrne Barbara M. (1998). Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates. Multivariate applications book series
- Cassar Alan. (2001). An index of the underground economy in Malta. *Bank of Valletta Review*, No. 23, Spring, pp. 44-62.
- Chatterjee S., Chaudhuri K., Schneider F., (2003). The Size and Development of the Indian Shadow Economy and a Comparison with other 18 asian countries: An Empirical Investigation. Presented at European Public Choice Society, Annual meeting 2003 in Aarhus (DK) (mimeo).
- Cooley W. W. (1978). Explanatory observational studies. *Educational Researcher*, pp. 9-15.



- D'Agostino R. B. (1986). Tests for the normal distribution. In R.B. D'agostino and M.A. Stephens, eds. *Goodness-of-Fit Techniques*. New York: Marcel Dekker, pp. 367-419.
- Duncan Otis D. (1975). Introduction to structural Equation Models. New York: Academic Press.
- Eilat Y., 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.
- Frey Bruno, Weck Hannelore (1983). Estimating the Shadow Economy: a "Naïve" Approach. *Oxford Economic Papers*, 35, pp. 23-44.
- Frey Bruno, Weck-Hanneman Hannelore (1984). The Hidden Economy as an "Unobservable" variable. *European Economic Review*, Vol. 26, No. 1, pp. 33-53.
- Giles David E.A. (1995). Measuring the size of the hidden economy and the tax gap in New Zealand: an econometric analysis. *Working Paper No. 5a, Working Paper on Monitoring the Health of the Tax System*, Inland Revenue Department, Wellington.
- Giles David E.A. (1997). The hidden Economy and the tax gap in New Zealand: a latent variable analysis. *Discussion Paper 97-8*, Department of Economics, University of Victoria, Canada.
- Giles David E.A. (1998). The Underground Economy: Minimizing the Size of Government. *Working Paper*, Department of Economics, University of Victoria, Canada.
- Giles David E.A. (1999a). Measuring the hidden Economy: Implications for Econometric Modeling". *The Economic Journal*, Vol. 109, No 46, pp.370-380.
- Giles David E.A. (1999b). Modeling the hidden Economy in the Tax-gap in New Zeland. *Working Paper*, Department of Economics, University of Victoria, Canada.
- Giles David E.A., Tedds Lindsay M. (2002). Taxes and the Canadian Underground Economy. *Canadian Tax paper n.106*. Canadian Tax Foundation. Toronto.
- Goldberger A. S. (1972). Structural Equation Methods in the Social Sciences. *Econometrica*, Vol.40, pp. 979-1001.
- Gutmann P. M. (1977). Subterranean Economy. *Financial Analysis Journal*, November, 34, pp. 26-27.
- Hayduk L. A. (1987). Structural equation modelling with LISREL. Essential and advances. The Johns Hopkins University Press. London.
- Helberger C., Knepel H. (1988). How big is the Shadow Economy? A Re-Analysis of the Unobserved-Variable Approach of B.S. Frey and H. Weck-Hannemann. *European Economic Review*, 32 pp.965-976.
- Hoyle R. H. (ed.) (1995). Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications. Thousand Oaks, CA: Sage.
- ISTAT (2001). Le stime Istat sull'economia sommersa, Dossier 2. Audizione del presidente dell'Istituto nazionale di statistica (23 luglio 2001), Roma. *Documenti on-line*.
- ISTAT (2000). *Annuario statistiche giudiziarie penali*. Roma
- Johnson S., Kaufmann D., Shleifer A. (1997). The Unofficial Economy in Transition. *Brooking Papers of Economic Activity*, 0:2, pp. 159-221.
- Johnson S., Kaufmann D., Zoido-Lobatón P. (1998). Regulatory Discretion and the Unofficial Economy. *American Economic Review*, 88:2, pp. 387-92.
- Jöreskog K., Goldberger A. S. (1975). Estimation of a model with multiple indicators and multiple causes of a single latent variable, *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp. 631-639.

- Kaufmann D., Kaliberda A. (1996). Integrating the Unofficial Economy into the Dynamics of Post-Socialist Economies: A Framework of Analysis and Evidence, in *Economic Transition in the Newly Independent States*, B. Kaminski editor, Armonk, New York: M.E. Sharpe Press.
- Kelloway E. K. (1998). Using LISREL for Structural Equation Modeling. A Researcher's Guide Sage Publications.
- Lippert Owen, Walker Michael (eds.) (1997). The Underground Economy: Global Evidences of its Size and Impact. Vancouver, B.C., The Frazer Institute.
- Loayza Norman V. (1996). The Economics of the Informal Sector: A Simple Model and Some Empirical Evidence from Latin America. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 45, pp. 129-162.
- Mardia K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, pp. 519-530.
- Maruyama Geoffrey M. (1997). Basic of Structural Equation Modeling, SAGE Publications.
- Pozo Susan (ed.) (1996). Exploring the Underground Economy. Studies of Illegal and Unreported Activity. *Michigan, W.E. Upjohn, Institute for Employment Research*.
- Prokhorov Artem (2001). The Russian Underground Economy as a "Hidden" Variable. Presented at Midwest Slavic Conference, Cleveland, Ohio, March 29-31.
- Schneider F. (1994a). Measuring the Size and Development of the Shadow Economy. Can the Causes be Found and the Obstacles be Overcome?. In Brandstaetter, Hermann, and Guth, Werner (eds.), *Essays on Economic Psychology*, Berlin, Heidelberg, Springer Publishing Company, pp. 193-212.
- Schneider F. (1994b). Can the Shadow Economy be reduced Through Major Tax Reforms? An Empirical Investigation for Austria. *Supplement to Public Finance / Finances Publiques*, 49, pp. 137-152.
- Schneider F. (1997). The shadow economies of Western Europe. *Economic Affairs*, 17:3 pp.42-48, September.
- Schneider F. (1998). Further empirical results of the size of the shadow economy of 17 OECD-countries over time, Paper presented at the 54. Congress of the IIPF Cordoba, Argentina and discussion paper, Department of Economics, University of Linz, Linz, Austria.
- Schneider, F., Eneste D. (2000). Shadow Economies Around the world: Size, Causes, and Consequences, *IMF Working Paper* n.26.
- Tanzi Vito (1999). Uses and Abuses of Estimates of the Underground Economy." *The Economic Journal*, 109 (June), pp. 338-347.
- Tedds Lindsay (1998). Measuring the size of the hidden Economy in Canada. *MA extended essay, University of Victoria, Department of Economics*.
- Thomas Jim (1992). *Informal economic activity*. LSE, Handbooks in Economics, London, Harvester Wheatsheaf.
- Stapleton David C. (1978). Analyzing political participation data with a MIMIC Model. *Sociological Methodology* Vol. 15. pp. 52-74.
- Zellner A. (1970). Estimation of regression relationships containing unobservable variables, *International Economic Review*, 11, pp. 441-454.

**Appendice – Fonti statistiche –**

<b>Var.</b>	<b>CAUSE</b>	<b>Fonti</b>	<b>Unit root</b>	<b>Transf. usata</b>	<b>Note</b>
X <sub>1</sub>	Gettito fiscale / PIL	OECD – Economic Outlook.	I(1)	$\Delta(X_1)$	(Imposte dirette totali +Imposte indirette totali +Contributi sociali ricevuti dal governo)/PIL
X <sub>2</sub>	Spesa per beni di consumo finali del settore pubblico	OECD - Economic Outlook.	I(1)	$\Delta(X_2)$	Consumo del governo, Valore (Appropriation Account)/deflattore del consumo del governo
X <sub>3</sub>	Tasso di disoccupazione	OECD - Economic Outlook.	I(1)	$\Delta(X_3)$	-
X <sub>4</sub>	Lavoratori non-dipendenti/ Forza lavoro	OECD - Economic Outlook.	I(1)	$\Delta(X_4)$	-
X <sub>5</sub>	Condannati per furto, rapina, estorsione, sequestro di persona, appropriazione indebita, truffe ed altre frodi / numero degli stessi delitti denunciati per i quali l'autorità giudiziaria è iniziata l'azione penale	ISTAT - Annuario statistiche giudiziarie penali - anno 2000 Base: Tav 8.2 e 8.1	I(1)	$\Delta(X_5)$	E' modificata la frequenza da annuale a semestrale mediante interpolazione. Per calcolare il II semestre 2000 è supposto 2001 uguale a 2000. Ci sono dati mancanti negli anni 1974-1975. Essi sono sostituiti con le medie del periodo '70-'78.
X <sub>6</sub>	Delitti denunciati per i quali l'autorità giudiziaria ha iniziato l'azione penale (per 100.000 abitanti)	ISTAT - Annuario statistiche giudiziarie penali - anno 2000 Tav 8.1	I(1)	$\Delta LN(X_6)$	E' modificata la frequenza da annuale a semestrale mediante interpolazione. Per calcolare il II semestre 2000 è supposto 2001 uguale a 2001.
<b>INDICATORI</b>					
Y <sub>1</sub>	Prodotto Interno Lordo in termini reali	OECD - Economic Outlook.	I(1)	$\Delta LN(Y_1)$	PIL / deflattore del PIL
Y <sub>2</sub>	Totale dei biglietti di banca e monete di Stato in circolazione, al netto della quota di cassa contante detenuta dalle banche	B.I.P. (Base informativa pubblica della Banca d'Italia) TDA00100-S787365M TAME0210-S445908M	I(1)	$\Delta LN(Y_2)$	E' modificata la frequenza da mensile a semestrale. Nel 1998, c'è una variazione nel metodo per stimare una delle componenti della serie ( <i>cassa contante</i> ). Per rendere omogenea la serie è sottratta una costante (€ 677 mil.) negli ultimi sei semestri.

**Note:** (p-value sono calcolati sui dati trasformati).

<sup>1</sup> “ $\Delta$ ” significa differenza prima, “LN” significa logaritmo naturale.