



MINISTERO DELL'ECONOMIA E DELLE FINANZE

IL RISCHIO USURA NELLE PROVINCE ITALIANE

di
Lucia Dalla Pellegrina
Giuseppe Macis
Matteo Manera
Donato Masciandaro

www.dt.tesoro.it



MINISTERO DELL'ECONOMIA E DELLE FINANZE

IL RISCHIO USURA NELLE PROVINCE ITALIANE

di
Lucia Dalla Pellegrina
Giuseppe Macis
Matteo Manera
Donato Masciandaro

INDICE

PREFAZIONE	VII
PARTE PRIMA	
L'USURA NELLE PROVINCE ITALIANE: UN'ANALISI ECONOMETRICA	1
1. INTRODUZIONE	1
2. LA METODOLOGIA: I MODELLI ECONOMETRICI	1
2.1 MODELLI PER DATI PANEL: EFFETTI FISSI ED EFFETTI CASUALI	1
2.2 MODELLI PER DATI COUNT	4
2.3 MODELLI COUNT E DATI PANEL	6
2.4 INFERENZA	8
3. LA METODOLOGIA: I DATI	9
4. I RISULTATI	11
5. PREVISIONI E CONFRONTO TRA MODELLI	12
6. CONCLUSIONI	12
TAVOLA 1 DETERMINANTI DEL FENOMENO USURA MODELLO POISSON	15
TAVOLA 2 DETERMINANTI DEL FENOMENO USURA MODELLO BINOMIALE NEGATIVA	15
TAVOLA 3 PREVISIONE DENUNCE PER USURA E CLASSI DI RISCHIO MODELLO POISSON	16
TAVOLA 4 PREVISIONE DENUNCE PER USURA E CLASSI DI RISCHIO MODELLO BINOMIALE NEGATIVA	18
TAVOLA 5 CORRELAZIONE TRA LE VARIABILI USATE NELLE STIME ECONOMETRICHE	20
TAVOLA 6 INDICE GLOBALE DI USURA E TECNICHE ECONOMETRICHE A CONFRONTO (CORRELAZIONE)	20
FIGURA 1 DELITTI DI USURA	21
FIGURA 2 SPORTELLI BANCHE DI CREDITO COOPERATIVO	22
FIGURA 3 SPORTELLI BANCHE POPOLARI	23
FIGURA 4 FINANZIAMENTI AGEVOLATI	24
FIGURA 5 SOFFERENZE	25
FIGURA 6 VALORE AGGIUNTO PROVINCIALE	26
FIGURA 7 TASSO DI DISOCCUPAZIONE NELLE PROVINCE ITALIANE	27
FIGURA 8 PROTESTI	28
FIGURA 9 ASSOCIAZIONI PER DELINQUERE DI STAMPO MAFIOSO	29

PARTE SECONDA

LA GEOGRAFIA DELL'USURA IN ITALIA

Analisi Descrittiva del Rischio Usura nelle Province Italiane 31

1. INTRODUZIONE 31

2. LA METODOLOGIA: LA LETTERATURA ESISTENTE 31

3. LA METODOLOGIA: IL MODELLO ECONOMICO DI ANALISI 35

3.1 LA DOMANDA D'USURA 37

3.2 L'OFFERTA DI USURA 38

4. LA METODOLOGIA: GLI INDICATORI 39

4.1 DAGLI INDICATORI DI ANOMALIA ALL'INDICE GLOBALE DI RISCHIO USURA 40

4.2 VULNERABILITÀ AMBIENTALE, FINANZIARIA ED ECONOMICA 44

TABELLA 1 COSTITUZIONE DELL'IGU 45

4.2.1 La vulnerabilità ambientale 45

4.2.2 La vulnerabilità finanziaria 46

4.2.3 La vulnerabilità economica 46

5. GLI INDICI DI ANOMALIA 47

5.1 LE ANOMALIE AMBIENTALI 47

FIGURA 1 SDECO - ASSOCIAZIONI A DELINQUERE - MEDIA 1999-2002 47

FIGURA 2 SDECO - ASSOCIAZIONI MAFIOSE - MEDIA 1999-2002 48

FIGURA 3 SDECO - DELITTI DI USURA - MEDIA 1999-2002 49

5.2 LE ANOMALIE FINANZIARIE 49

FIGURA 4 SDECO - SPORTELLI BANCARI - MEDIA 1999-2002 50

FIGURA 5 SDECO - DEPOSITI - MEDIA 1999-2002 50

FIGURA 6 SDECO - IMPIEGHI - MEDIA 1999-2002 51

FIGURA 7 SDECO - FINANZIAMENTI AGEVOLATI - MEDIA 1999-2002 51

FIGURA 8 SDECO - FINANZIAMENTI PER CASSA - MEDIA 1999-2002 52

FIGURA 9 SDECO - CREDITI DI FIRMA - MEDIA 1999-2002 53

FIGURA 10 SDECO - SOFFERENZE - MEDIA 1999-2002 54

5.3 LE ANOMALIE ECONOMICHE 54

FIGURA 11 SDECO - PROTESTI - MEDIA 1999-2002 54

FIGURA 12 SDECO - FALLIMENTI - MEDIA 1999-2002 55

FIGURA 13 SDECO - OCCUPAZIONE - MEDIA 1999-2002 56

FIGURA 14 SDECO - DISOCCUPAZIONE - MEDIA 1999-2002 56

6. GLI INDICATORI DI VULNERABILITÀ	57
FIGURA 15 INDICE DI VULNERABILITÀ AMBIENTALE	57
6.1 LA VULNERABILITÀ AMBIENTALE	58
FIGURA 16 INDICE DI VULNERABILITÀ FINANZIARIA	58
6.2 LA VULNERABILITÀ FINANZIARIA	59
FIGURA 17 INDICE DI VULNERABILITÀ ECONOMICA	59
6.3 LA VULNERABILITÀ ECONOMICA	59
7. L'INDICATORE GLOBALE DI RISCHIO USURA	60
TAVOLA 2 L'INDICE GLOBALE DI RISCHIO USURA	61
8. BIBLIOGRAFIA	63

PREFAZIONE

Il fenomeno criminale dell'usura sfugge, per la sua natura, ad una precisa valutazione quantitativa.

Una ricerca della Banca d'Italia stimava in oltre 300.000, nel 1993, le famiglie attratte dal mercato illegale, con un valore dei prestiti vicino ai 4000 miliardi di lire. Più recentemente, il Forum delle Associazioni antiusura ha sostenuto che nel 2002 fossero circa mezzo milione le persone in mano agli usurai o prossime a finirci. Infine, secondo dati del Sindacato nazionale antiusura e tutela dei consumatori (SNARP) nel 2003 sono state oltre 100.000 le vittime dell'usura.

Quello che si percepisce chiaramente è che l'usura oggi è qualitativamente e quantitativamente differente dal fenomeno come conosciuto nella tradizione culturale dei nostri genitori. Da un punto di vista dei soggetti usurati oggi l'usura interessa potenzialmente larghi strati della classe media. L'allargamento dei consumi considerati essenziali e la maggiore incertezza sulla stabilità e certezza dei redditi hanno infatti reso potenzialmente vulnerabili all'usura larghi strati di popolazione: da fenomeno individuale o legata ad una situazione di povertà, l'usura è oggi un fenomeno largamente esteso.

Parimenti, l'usuraio non è oggi un singolo individuo che approfitta di situazioni di debolezza esistenti nell'ambito sociale e geografico in cui è inserito. Questa figura, fortemente caricata da giudizi morali negativi, ma tutto sommato funzionale in una società in cui il settore finanziario era ancora esterno al settore a più basso reddito della società, non ha più niente a che vedere con il moderno usuraio, funzione svolta quasi esclusivamente dalla criminalità, in specie da quella organizzata.

Gli obbiettivi stessi dell'usuraio sono cambiati e puntano in misura minore ad ottenere un reddito esagerato ed ingiusto dal prestito. Il prestito usurario è invece il grimaldello utilizzato per impossessarsi del patrimonio del soggetto usurato.

Quest'ultima considerazione sottolinea – se mai ce ne fosse bisogno – il grado di pericolosità del fenomeno usurario e ne evidenzia i collegamenti strutturali con la criminalità organizzata e con il riciclaggio di denaro.

Il legislatore ha preso atto della globalità del fenomeno usura e del pericolo di un suo utilizzo per infiltrare il tessuto produttivo del paese e con la legge 108/96 ha espresso la volontà di combattere il fenomeno usura a tutto campo. La legge 108/96 ha infatti affrontato l'usura sia dal lato della repressione del fenomeno e dell'aiuto ai soggetti usurati per uscire dalla morsa degli usurai, sia dal lato della prevenzione e del sostegno ai soggetti finanziariamente deboli e perciò potenziali vittime dell'usura.

Nell'ambito dello sforzo di prevenzione il Ministero dell'economia e delle finanze gestisce il Fondo per la prevenzione del fenomeno dell'usura. Il Fondo dà un contributo a associazioni, fondazioni e confidi che operano a sostegno di soggetti a rischio di usura attraverso un sistema di garanzie e di prestiti bancari. Il Fondo ha erogato 100 miliardi di lire per ciascuno degli anni 1996, 1997 e 1998, finan-

do associazioni e confidi che hanno cominciato ad operare, in collaborazione con gli istituti di credito, per prevenire che singoli e piccole società in difficoltà finanziaria cadessero preda dell'usura.

I fondi stanziati con l'approvazione della legge 108 sono stati sufficienti per assicurare un'attività progressivamente crescente di fondazioni e confidi fino al 2000, cioè due anni dopo l'ultimo stanziamento, e ciò anche in considerazione del normale periodo di avvio delle attività che ha visto un ritmo ridotto di prestiti nei primi anni. Il Fondo è stato rifinanziato con 100 miliardi di lire per ciascuno degli anni 2001 e 2002, erogando i contributi nel 2002 e 2003. I buoni risultati raggiunti finora, non ultimo il fatto che a fronte di ca. € 260 milioni sono stati garantiti prestiti per quasi ca. € 400 milioni, sottolineano l'opportunità di procedere ad un prossimo rifinanziamento del Fondo.

Il Ministero ha commissionato la ricerca sulla distribuzione geografica dell'usura innanzitutto per poter meglio valutare dove più proficuamente possono essere allocati i contributi del Fondo. I risultati della ricerca ci danno una mappa del rischio di usura su base provinciale, permettendoci di valutare dove più urgenti sono le necessità di un intervento pubblico. Periodici aggiornamenti della ricerca ci daranno dati attendibili sull'evoluzione del fenomeno in Italia.

La ricerca ha tuttavia una seconda finalità, forse più ambiziosa, ed è quella di un rilancio del dibattito sull'usura come fenomeno economico. Negli ultimi anni l'informazione ha dato risalto ai fenomeni usurari, evidenziandone soprattutto gli aspetti sociali e criminali. Senza voler sminuire l'importanza di tali aspetti – anche per la loro drammaticità – riteniamo che non si possa combattere efficacemente il fenomeno usura senza analizzarne e eradicarne le basi economiche.

La ricerca sulla distribuzione geografica dell'usura dà un contributo alla comprensione di tale fenomeno potendo proporre una solida analisi economica del fenomeno e una sua validazione econometrica. Nel contempo la ricerca non cade nell'errore di limitarsi ad un'analisi basata su dati esclusivamente economici ma utilizza numerosi indicatori sociali e criminali per catturare la complessità del fenomeno usura.



L'USURA NELLE PROVINCE ITALIANE: UN'ANALISI ECONOMETRICA

Lucia Dalla Pellegrina* e Matteo Manera**

1. INTRODUZIONE

In questo lavoro si presenta uno studio econometrico volto a ottenere alcune previsioni circa l'incidenza del fenomeno usura nelle province italiane, partendo dai dati ufficiali relativi alle denunce. I risultati che ne derivano vengono successivamente confrontati con quelli ottenuti da Macis e Masciandaro (2004) utilizzando degli indicatori descrittivi. Il lavoro è organizzato come segue. Le tecniche econometriche applicate sono illustrate nel secondo paragrafo. La descrizione dei dati è invece argomento del terzo paragrafo. Il quarto paragrafo fornisce un commento ai risultati. Nel quinto paragrafo si confrontano i risultati con l'analisi prodotta in base agli indicatori descrittivi del rischio usura. Nel sesto paragrafo si presentano le conclusioni. Infine si vuole sottolineare che, riguardo allo stile di presentazione della nostra analisi, abbiamo cercato di privilegiare la chiarezza e la semplicità, in modo di consentirne la fruizione anche ai non accademici. Per gli approfondimenti scientifici in senso stretto, si rimanda ai riferimenti bibliografici.

2. LA METODOLOGIA: I MODELLI ECONOMETRICI

I dati di cui disponiamo sono di tipo *panel*, ossia rappresentati da osservazioni relative a un insieme di caratteristiche di più individui ripetute nel tempo, mentre la variabile dipendente è una variabile discreta di tipo *count*.

Il modelli più usati per questa tipologia di dati sono di tipo *count*, con l'aggiunta di un termine specifico per ciascun individuo che riflette l'eterogeneità individuale all'interno del campione. Tale modifica si inserisce nei modelli *panel* classici che distinguono tra effetti fissi ed effetti casuali.

2.1 Modelli per dati panel: effetti fissi ed effetti casuali

In termini generali, possiamo specificare il modello di riferimento di questo lavoro come:

$$(1) \quad y_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

* Centro Paolo Baffi, Università Luigi Bocconi, Milano.

** Facoltà di Scienze Statistiche, Università degli Studi di Milano-Bicocca e Fondazione Eni Enrico Mattei, Milano.

dove y_{it} è la variabile dipendente rappresentata dal numero di denunce per usura in ciascuna provincia, x_{it} è un vettore di variabili esplicative che non include la costante, β_{it} misura l'effetto parziale di x_{it} su y_{it} nel periodo t per la provincia i e α_0 rappresenta la costante comune a tutte le province.

Questo significa che gli effetti di una variazione in ciascuna delle variabili esplicative x sono gli stessi per tutte le province in tutti i periodi, ma che la media per la provincia i -esima può essere differente da quella per la provincia j -esima. Il coefficiente α_i , perciò, cattura gli effetti di quelle variabili che sono peculiari dell' i -esimo individuo e che sono costanti nel tempo. Il termine ε_{it} rappresenta il vettore degli errori, ipotizzati indipendenti e identicamente distribuiti tra gli individui e nel tempo, con media nulla e varianza pari a σ_ε^2 . Se si considerano i coefficienti α_i come N parametri fissi, la regressione (1) è definita come modello *panel* a effetti fissi.

Un modello alternativo rispetto a (1) ipotizza che i coefficienti relativi alle province siano differenti, ma che possano essere considerati come derivanti da una distribuzione con media μ e varianza σ_α^2 . In questo caso l'ipotesi essenziale è che tali valori siano indipendenti dalle variabili esplicative x_{it} . Il modello che ne scaturisce è detto a effetti casuali, in cui i termini α_i sono trattati come *random*. Tale modello può essere scritto come:

$$(2) \quad y_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + x_{it}'\beta_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2); \alpha_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\alpha^2)$$

dove $\alpha_i + \varepsilon_{it}$ è trattato come termine di errore, costituito da due componenti: la prima specifica per gli individui, costante nel tempo, e la seconda idiosincronica. Le componenti di errore, così come sono strutturate, esibiscono una particolare forma di autocorrelazione (sotto l'ipotesi $\sigma_\varepsilon^2 = 0$), fatto che suggerisce che sarebbe più corretto utilizzare una regressione GLS. Sfruttando alcune manipolazioni algebriche lo stimatore di β per il modello (2) può essere scritto come:

$$(3) \quad \hat{\beta}_{RE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \\ \times \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right)$$

dove $\psi = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2 + T\hat{\sigma}_\alpha^2}$ e $\bar{x} = (1/(NT)) \sum_{i,t} x_{it}$, ossia la media di x_{it}

calcolata tra tutte le province e nel corso del tempo.

E' facile verificare che se $\psi = 0$ si ottiene lo stimatore a effetti fissi e che se $T \rightarrow \infty \Rightarrow \psi \rightarrow 0$ allora lo stimatore a effetti casuali è asintoticamente equivalente allo stimatore a effetti fissi.

Alla medesima conclusione si giunge se $\hat{\sigma}_\alpha^2 \rightarrow \infty$, ovvero se la varianza stimata di α_i è significativamente superiore a quella di $\varepsilon_{i,t}$.

Nel caso estremo in cui $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = 0$, gli errori associati alle variazioni relative alle singole province sarebbero tutti nulli, perciò lo stimatore a effetti fissi produrrebbe una stima accurata di β .

Lo stimatore β_{RE} (3) può essere riscritto in un modo tale per cui risulta intuitiva e utile la differenza con lo stimatore a effetti fissi $\hat{\beta}_{RE}$:

$$(4) \quad \hat{\beta}_{RE} = \Delta \hat{\beta}_B + (I_k - \Delta) \hat{\beta}_{FE}$$

$$\text{dove } \hat{\beta}_B = \left(\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})'$$

è il cosiddetto stimatore *between*, ovvero uno stimatore che coglie le differenze tra le province del campione, tralasciando totalmente eventuali differenze relative alle singole province da un periodo all'altro; Δ è una matrice di pesi proporzionale all'inversa della matrice di covarianza di $\hat{\beta}_B$. In termini più chiari, lo stimatore a effetti casuali è una media ponderata dello stimatore a effetti fissi e dello stimatore *between*.

Se lo stimatore a effetti fissi $\hat{\beta}_{FE}$ risalta eventuali differenze relative a una provincia nel corso tempo, ossia differenze di tipo *within*, lo stimatore $\hat{\beta}_B$ ignora ogni informazione di questo tipo.

Lo stimatore a effetti casuali ipotizza che il termine α_i sia indipendente e identicamente distribuito, in altri termini che gli effetti casuali non risultino correlati con i regressori. Perciò è implicito anche ipotizzare che le caratteristiche non osservate delle province siano non correlate con le caratteristiche che, invece, sono osservate. Lo stimatore a effetti fissi, al contrario, non ipotizza tale assenza di correlazione: il termine potrebbe essere determinato da particolari caratteristiche dell' i -esima provincia invarianti nel tempo.

La differenza tra lo stimatore a effetti fissi e lo stimatore a effetti casuali può essere usata come base per un test di specificazione del tipo Hausman. Sotto l'ipotesi nulla di assenza di correlazione tra effetti e regressori, entrambi gli stimatori sono consistenti, ma lo stimatore a effetti casuali è più efficiente. Sotto l'ipotesi alternativa tra effetti e regressori l'unico stimatore consistente è quello a effetti fissi. Formalmente:

$$(5) \quad T_H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' [V(\hat{\beta}_{FE}) - V(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})$$

La statistica (5) si distribuisce come una χ^2_τ , dove τ rappresenta la dimensione del vettore di coefficienti β , $j = RE, FE$.

2.2 Modelli per dati count

I modelli *count* impiegati in questo lavoro si riferiscono a specificazioni in cui la variabile dipendente assume valori discreti nulli o interi positivi. Nel nostro caso, la variabile “denunce per usura” rispetta tale definizione, perciò l’impiego dei modelli *count* ci sembra adeguato. Tali modelli utilizzano prevalentemente due particolari distribuzioni statistiche discrete: la distribuzione di Poisson oppure la distribuzione Binomiale negativa.

Il modello di regressione di Poisson è derivato dalla distribuzione Poissoniana ipotizzando che il valore atteso della variabile dipendente sia funzione delle variabili indipendenti. In altri termini, ipotizziamo che y_i si distribuisca secondo una Poissoniana con funzione di densità di probabilità:

$$(6) \quad \Pr(y_i | \mu_i, \mathbf{x}_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad \text{con } y_i = 0, 1, 2, \dots$$

dove μ_i è la media della variabile dipendente. Il valore atteso e la varianza di y_i sono date da:

$$(7) \quad E(y_i | \mathbf{x}_i) = \text{Var}(y_i | \mathbf{x}_i) = \mu_i = \exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta})$$

dove $\boldsymbol{\beta}$ è un vettore di parametri e $\mathbf{x}_i$ un vettore di variabili esplicative. La prima parte dell’equazione (7) definisce una particolare proprietà del modello, nota come equidispersione, ovvero l’uguaglianza tra valore atteso e varianza della variabile dipendente. L’ultima parte della (7) garantisce invece che il valore atteso sia non negativo.

È immediato notare che la derivata del valore atteso rispetto a un qualsiasi è pari a:

$$(8) \quad \frac{\partial E(y | \mathbf{x})}{\partial \mathbf{x}_j} = \exp(\mathbf{x}' \boldsymbol{\beta}) \beta_j$$

da cui:

$$(9) \quad \beta_j = \frac{\partial E(y | \mathbf{x})}{\partial \mathbf{x}_j} \cdot \frac{1}{E(y | \mathbf{x})} = \frac{\partial \ln[E(y | \mathbf{x})]}{\partial \mathbf{x}_j}$$

Il modello definito dalle equazioni (6)-(9) è anche noto come log-lineare in quanto il logaritmo del valore atteso è lineare nei parametri:

$$(10) \quad \ln E(y_i | \mathbf{x}_i) = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}$$

La funzione di log-verosimiglianza associata al modello (6)-(9) è data da:

$$(11) \quad \ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n \{y_i \mathbf{x}_i' \beta - \exp(\mathbf{x}_i' \beta) - \ln y_i!\}$$

La derivata prima della (11) rispetto al parametro β è:

$$(12) \quad \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (y_i - \exp(\mathbf{x}_i' \beta)) \mathbf{x}_i = \sum_{i=1}^n (y_i - \mu_i),$$

mentre l'Hessiana corrispondente è:

$$(13) \quad \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial \beta'} = - \sum_{i=1}^n \lambda_i \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i',$$

dove $\lambda_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta)$. Da notare che la (13) è definita negativa per ogni $\mathbf{x}$ e β .

Naturalmente non esistono soluzioni analitiche per $\hat{\beta}$, ma si deve far riferimento a metodi numerici.

Alternativamente alla distribuzione Poisson, che prevede l'uguaglianza tra valore atteso e varianza, si può usare una distribuzione che consente una maggiore flessibilità nella modellizzazione della varianza: la Binomiale negativa.

La più comune specificazione del modello di regressione Binomiale negativa prevede che la varianza sia pari a:

$$(14) \quad \text{Var}(y_i | \mathbf{x}_i) = \omega(\mu_i, \alpha) = \mu_i + \alpha \mu_i^2$$

mentre la forma del valore atteso è la stessa del modello Poissoniano:

$$(15) \quad \mu_i = \exp(\mathbf{x}_i' \beta)$$

La funzione di densità della Binomiale negativa è definita come segue:

$$(16) \quad f(y | \mu, \alpha) = \frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{\Gamma(y + 1) \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^y$$

dove $\alpha \geq 0$ e $y = 0, 1, 2, \dots$ e $\Gamma(\cdot)$ è la funzione Gamma. Tale distribuzione si riduce alla Poissoniana se $\alpha = 0$. Si dimostra, in generale, che:

$$(17) \quad \Gamma(y + \alpha) / \Gamma(\alpha) = \prod_{j=0}^{y-1} \ln(j + \alpha)$$

se y è un numero intero. Perciò:

$$(18) \quad \ln \left(\frac{\Gamma(y + \alpha^{-1})}{\Gamma(\alpha^{-1})} \right) = \sum_{j=0}^{y-1} \ln(j + \alpha^{-1})$$

A questo punto la funzione di log-verosimiglianza può essere definita come:

$$(19) \quad \ln \left[L(\alpha, \beta) = \sum_{i=0}^n \left(\sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \alpha^{-1}) \right) - \ln y_i! \right. \\ \left. - (y_i + \alpha^{-1}) \ln(1 + \alpha \exp(\mathbf{x}_i' \beta) + y_i \ln \alpha + y_i \mathbf{x}_i' \beta \right]$$

Dalla (19) siamo in grado di ottenere le stime per β e α ponendo uguali a zero le due rispettive condizioni del primo ordine:

$$\frac{\partial \ln L(\alpha, \beta)}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n \frac{y_i - \mu_i}{1 + \alpha \mu_i} \mathbf{x}_i$$

$$\frac{\partial \ln L(\alpha, \beta)}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{1}{\alpha^2} \left(\ln(1 + \alpha \mu_i) - \sum_{j=0}^{y_i-1} \frac{1}{(j + \alpha^{-1})} \right) - \frac{y_i - \mu_i}{\alpha(1 + \alpha \mu_i)} \right]$$

Sia $\hat{\beta}$ che $\hat{\alpha}$ si distribuiscono come una normale con medie rispettivamente uguali a β e α , e varianze pari a:

$$V(\hat{\beta}) = \left(\sum_{i=1}^n \frac{\mu_i}{1 + \alpha \mu_i} \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i' \right)^{-1}$$

$$V(\hat{\alpha}) = \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{\alpha^4} \left(\ln(1 + \alpha \mu_i) - \sum_{j=0}^{y_i-1} \frac{1}{(j + \alpha^{-1})} \right)^2 - \frac{\mu_i}{\alpha^2(1 + \alpha \mu_i)} \right)^{-1}$$

con $\text{Cov}(\hat{\beta}, \hat{\alpha}) = 0$

2.3 Modelli count e dati panel

Per i dati *panel* con una variabile *count* che si distribuisce come una Poisson, $y_{it} \sim P[\mu_{it} = \alpha_i \lambda_{it}]$, dove $i = 1, \dots, n$, $t = 1, \dots, T$, $\lambda_{it} = \exp(\mathbf{x}_{it}' \beta)$ e α_i è il parametro che si riferisce all'effetto tipico di ogni individuo, la funzione di densità congiunta per l' i -esimo individuo nel caso di effetti fissi, è:

$$\Pr(y_{i1}, \dots, y_{iT} | \alpha_i, \beta) = \prod_t \left(\exp(-\alpha_i \lambda_{it}) (\alpha_i \lambda_{it})^{y_{it}} / y_{it}! \right)$$

La corrispondente funzione di log-verosimiglianza è data da:

$$(20) \quad \begin{aligned} \text{Ln Pr}(y_{i1}, \dots, y_{iT} | \alpha_i, \beta) = & -\alpha_i \sum_t \lambda_{it} + \ln \alpha_i \sum_t y_{it} \\ & + \sum_t y_{it} \ln \lambda_{it} - \ln \sum_t y_{it}! \end{aligned}$$

Differenziando la (20) rispetto ad α_i e risolvendo per la condizione del primo ordine si ottiene la stima di α_i :

$$(21) \quad \hat{\alpha}_i = \frac{\sum_t y_{it}}{\sum_t \lambda_{it}}$$

Sostituendo nella (20) si ottiene la cosiddetta funzione di verosimiglianza concentrata:

$$(22) \quad L_{conc}(\beta) = \prod_i \left[\exp\left(-\sum_t y_{it}\right) \prod_t \left(\frac{\sum_t y_{it}}{\sum_t \lambda_{it}}\right)^{y_{it}} \prod_t \lambda_{it}^{y_{it}} / \prod_t y_{it}! \right]$$

Differenziando la (22) rispetto a β si ottiene la condizione del primo ordine:

$$(23) \quad \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \left(y_{it} - \lambda_{it} \frac{\bar{y}_i}{\bar{\lambda}_i} \right) = 0$$

dove $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_t y_{it}$, $\bar{\lambda}_i = \frac{1}{T} \sum_t \lambda_{it}$ e $\lambda_{it} = \exp(\mathbf{x}_{it}' \beta)$.

La distribuzione dello stimatore di β è quella di un tipico stimatore di massima verosimiglianza.

Per quanto riguarda la Binomiale negativa, il procedimento è identico, ciò che varia è, ovviamente, la funzione di distribuzione di y_{it} e i suoi parametri: $\alpha_i \lambda_{it}$ e α_i - dove α_i è un parametro di sovra-dispersione - così che il valore atteso sia $\alpha_i \lambda_{it}$ e la varianza $(\alpha_i \lambda_{it}) / (1 + \alpha_i \lambda_{it})$.

Nel caso di effetti casuali, si ipotizza che α_i si distribuisca come una funzione Gamma con parametri (δ, δ) , in modo tale che risulti $E(\alpha_i) = 1$ e $V(\alpha_i) = 1/\delta$. Per il modello Poissoniano, la funzione di densità congiunta è:

$$(24) \quad \begin{aligned} \text{Pr}(y_{i1}, \dots, y_{iT}) = & \left[\prod_t \frac{\lambda_{it}^{y_{it}}}{y_{it}!} \right] \times \left(\frac{\delta}{\sum_t \lambda_{it} + \delta} \right)^\delta \\ & \times \left(\sum_t \lambda_{it} + \delta \right)^{\sum_t y_{it}} \frac{\Gamma(\sum_t \lambda_{it} + \delta)}{\Gamma(\delta)} \end{aligned}$$

La condizione del primo ordine per giungere allo stimatore β a effetti casuali è:

$$(25) \quad \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \left(y_{it} - \lambda_{it} \frac{\bar{y}_i + \delta/T}{\bar{\lambda}_i + \delta/T} \right) = 0$$

da cui si perviene alla stima di β attraverso la stima della matrice di varianza e covarianza.

Per quanto riguarda il modello Binomiale con effetti casuali, si ipotizza che $(1 + \alpha_i / \lambda_i)^{-1}$ sia distribuito come una Beta con parametri (a, b) .

In questo caso, Husman, Hall e Griliches (1984) dimostrano che per questo modello, la funzione di densità congiunta per l' i -esimo individuo è:

$$(26) \quad \Pr(y_{i1}, \dots, y_{iT}) = \left(\prod_t \frac{\Gamma(\lambda_{it} + y_{it})!}{\Gamma(\lambda_{it})! \Gamma(y_{it} + 1)!} \right) \left(\frac{\Gamma(a + b) \Gamma(a + \sum_t \lambda_{it}) \Gamma(b + \sum_t y_{it})}{\Gamma(a) \Gamma(b) \Gamma(a + b + \sum_t \lambda_{it} + \sum_t y_{it})} \right)$$

Di conseguenza, la (26) è la base per la stima di massima verosimiglianza di β , a e b .

2.4 Inferenza

Nei modelli con dati *panel* e con una variabile dipendente di tipo *count*, come nel nostro caso, il punto più interessante è dato dall'ultimo passo dell'esercizio econometrico, ossia l'inferenza.

Date le stime dei parametri del modello, è possibile realizzare previsioni sul valore che la variabile dipendente potrebbe assumere in ogni provincia.

Partiamo dal modello Poissoniano e supponiamo di voler prevedere il valore della variabile dipendente per una data provincia, ovvero per p , e utilizziamo la funzione esponenziale del valore atteso. In questo caso la previsione per la provincia p è:

$$\hat{y}_p = \exp(\mathbf{x}_p' \hat{\beta})$$

L'intervallo di confidenza per :

$$y_p \in \hat{y}_p \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{\mu}_p \mathbf{x}_p' V(\hat{\beta}) \mathbf{x}_p}$$

con $\hat{\mu}_p \sim N(\hat{\mu}_p, V(\hat{\mu}_p))$, dove la probabilità che y_p ricada in esso è pari al complemento a uno del livello di significatività α prescelto.

Per il modello relativo alla Binomiale negativa, la varianza è della forma $\omega(\mu_i, \alpha)$. La varianza stimata per y_p è $\omega(\hat{\mu}_p, \hat{\alpha})$, la varianza per $\hat{y}_p$ è $\omega(\hat{\mu}_p, \hat{\alpha}) + \hat{\mu}_p \mathbf{x}_p' V(\hat{\beta}) \mathbf{x}_p$, e in tal caso l'intervallo di confidenza per y_p è:

$$y_p \in \hat{y}_p \pm 2 \sqrt{\omega(\hat{\mu}_p, \hat{\alpha}) + \hat{\mu}_p \mathbf{x}_p' V(\hat{\beta}) \mathbf{x}_p}$$

3. LA METODOLOGIA: I DATI

Le regressioni effettuate si riferiscono alle osservazioni relative al periodo 1999-2002 nelle 103 province italiane, per un totale di 412 osservazioni. Il dataset così costruito offre perciò la possibilità di effettuare stime di tipo panel, indubbiamente superiori in termini di consistenza rispetto a quanto si potrebbe ottenere con regressioni cross-section relative ad un solo periodo.

Il primo stadio dell'analisi è quello di scelta delle variabili. L'elevata correlazione tra alcune di esse, infatti, non permette l'uso di tutte le informazioni usate per la costruzione dell'indice globale di rischio usura in Macis e Masciandaro (2004). Tuttavia, questo ultimo aspetto offre indubbiamente vantaggi in termini di raccolta dei dati per successive rielaborazioni delle previsioni di incidenza dell'usura rispetto a quanto dovrebbe farsi per l'aggiornamento dell'indice globale di rischio usura. Secondariamente, con l'analisi econometrica si depura il calcolo del rischio usura da eventuali duplicazioni derivanti dall'alta correlazione tra variabili esplicative del fenomeno.

Le variabili scelte sono indicatori rappresentativi da un lato, dell'offerta di usura, e dall'altro della domanda di credito illegale.

Per quanto riguarda il primo aspetto, l'offerta di credito usurario, ci è sembrato corretto farlo coincidere, essendo il territorio di analisi il nostro Paese, con fenomeni di associazione di tipo mafioso. Dal lato della domanda, invece, abbiamo preso in considerazione variabili di tipo finanziario-creditizio ed economico-sociale.

Nell'ambito delle variabili creditizie si è ulteriormente suddiviso tra quantità e qualità del credito.

In particolare, per ciò che riguarda l'aspetto dimensionale, si sono scelti quali indicatori il numero di sportelli bancari e l'ammontare di credito agevolato concesso, che rappresentano rispettivamente la presenza del settore creditizio privato e pubblico nel contesto provinciale. La prima variabile è rappresentativa della presenza attiva, sul territorio provinciale, di istituti di credito abili nel contrastare il fenomeno usura, in quanto strettamente legate alla realtà locale e in possesso di un notevole vantaggio informativo in merito alle specifiche realtà economiche provinciali. Non a caso, infatti, la nostra scelta è ricaduta non sulla totalità degli istituti di credito, ma solo sulle Banche di Credito Cooperativo e sulle Banche Popolari.

Più complicata si è rivelata la scelta di una proxy per la presenza di finanziamenti pubblici nelle province. L'indicatore più vicino ai nostri scopi ci è sembrato essere ben rappresentato dal volume di credito agevolato. Data la loro natura, ci si attende perciò che queste due variabili siano negativamente correlate con il numero di denunce per usura.

Dall'altro lato, ci è sembrato opportuno misurare la qualità del credito con l'entità delle sofferenze registrate in ogni singola provincia. Se è vero, infatti, che il ricorso al credito illegale è uno stadio successivo al deterioramento della posizione finanziaria degli agenti economici, allora dovremmo osservare una relazione positiva tra il volume delle sofferenze e le denunce per usura.

Le variabili socio-economiche catturano da un lato la maggiore propensione all'uso di credito informale/usurario come conseguenza della difficoltà a reperire credito in assenza di redditi stabili (il tasso di disoccupazione), dall'altro il volume di attività economica presente nelle varie province (PIL).

A queste si aggiunge un'altra variabile di disagio economico, vale a dire i protesti. Un recente dibattito, infatti, discute la tendenza a far coincidere il tentativo di ridurre le posizioni di rischio degli istituti di credito, quindi la contrazione dei finanziamenti, con la presenza di protesti levati a carico dei propri debitori. A sua volta, però, la riduzione dei finanziamenti potrebbe innescare un fenomeno pro-ciclicamente avverso in quanto il puro segnale di illiquidità, rappresentato dal protesto, si potrebbe riflettere in un vero stato di insolvenza provocato proprio dal razionamento dei finanziamenti, associato ad un conseguente sbocco sui mercati illegali.

Segue la descrizione dettagliata delle variabili impiegate nell'analisi. L'illustrazione della rispettiva incidenza nelle varie province è indicata nelle Figure 1-9. I dati si riferiscono al 31/12 di ogni anno.

Le variabili relative alle denunce di usura sono state fornite dal Ministero dell'Economia.

Le variabili relative al sistema bancario-creditizio sono tratte dal Bollettino Statistico della Banca d'Italia:

- Sportelli (TDB10207): contiene il numero degli sportelli per provincia. Per questa variabile è stato possibile suddividere i dati in base alla tipologia di banca: popolare, di credito cooperativo, SpA. Come sottolineato, al fine di catturare la presenza delle banche locali sul territorio provinciale (in quanto più vicine alla realtà delle famiglie e delle piccole-medie imprese), si è scelta una variabile aggregata data dalla somma degli sportelli delle banche popolari e di credito cooperativo.
- Finanziamenti agevolati (TDB10440): contiene gli importi, in milioni di Euro, dei finanziamenti tassi inferiori rispetto a quelli di mercato in virtù di provvedimenti legislativi di agevolazione del costo del credito.
- Crediti in sofferenza (TDB30210): contiene i crediti per cassa vantati verso clienti in stato di insolvenza per il cui recupero sono state iniziate azioni giudiziali, nonché i crediti per cassa vantati dai clienti che versano in gravi e non transitorie difficoltà economiche e finanziarie tali da consigliare, per il rientro dell'esposizione, l'inizio di atti di rigore. I valori sono espressi in milioni di Euro.

Le variabili relative alla situazione socio-economica delle Province provengono dall'Istituto Tagliacarne (PIL) e dall'ISTAT (Disoccupazione e Protesti):

- PIL: contiene il livello del valore aggiunto provinciale lordo a prezzi correnti in ciascun anno di riferimento, ed è espresso in milioni di Euro.
- Disoccupazione: contiene il tasso di disoccupazione a livello provinciale in ciascun anno di riferimento.
- Protesti: contiene il numero dei protesti levati nei capoluoghi di provincia.

La variabile relativa all'offerta di usura (fonte ISTAT) è espressa in unità:

- Delitti per associazione di tipo mafioso (art. 416 bis C.P.): contro lo Stato, le altre istituzioni sociali e l'ordine pubblico.

Nella Tabella 5 si riportano le correlazioni tra le variabili usate per le stime econometriche. Come si può notare, a parte l'elevata correlazione tra tasso di disoccupazione o PIL e i rispettivi termini al quadrato, le restanti variabili non presentano particolari problemi per il processo di stima.

4. I RISULTATI

Per quanto riguarda le variabili relative alla domanda, e precisamente al sistema bancario, i segni dei parametri ottenuti nelle regressioni (Tabelle 1 e 2) confermano decisamente le attese, anche se la significatività dell'impatto di ogni singola variabile muta da caso a caso. Un maggiore numero di sportelli di Istituti di Credito Cooperativo e Banche Popolari, sebbene tenda a ridurre la propensione al credito usurario, è debolmente significativa (al 10 per cento solo nelle stime random effects). L'ammontare di finanziamenti agevolati sembra invece avere un impatto più significativo sulla riduzione delle denunce, mentre i crediti in sofferenza incidono pesantemente sul ricorso al credito d'usura (anche in questo caso le stime random effects forniscono risultati molto significativi).

Dall'altro lato della domanda, anche le variabili socio-economiche offrono risultati in linea con le nostre aspettative. Il tasso di disoccupazione, infatti, ha un impatto positivo e fortemente significativo sul numero di denunce per usura, ad indicare che il fenomeno dilaga presso realtà disagiate dove il mercato del lavoro presenta aspetti sommersi e spesso garantisce flussi di reddito intermittenti. La presenza di redditi stabili, anche se non necessariamente elevati, è infatti un requisito essenziale per l'accesso al credito formale: laddove mancano le prospettive presenti e future (basso livello di istruzione) per il conseguimento di un flusso di reddito continuo è forte il ricorso al finanziamento informale e spesso illegale.

Il PIL segnala, a nostro avviso correttamente, la maggiore portata del fenomeno usura in territori in cui il volume delle attività economiche è più consistente. Questo risultato conferma un aspetto ormai da molti sottolineato (Masciandaro 2000): ciò che sembra essersi affermato in Italia, a differenza di altre economie meno sviluppate, è un mercato dell'usura rivolto alle piccole-medie imprese in difficoltà con fini prevalentemente di riciclaggio. Lo scopo degli usurai, in questo caso, non è quello di trarre profitti direttamente dalla richiesta di interessi elevati o dall'entrata in possesso delle garanzie, bensì quello di appropriarsi di un esercizio o un'impresa apparentemente "puliti" dove far convogliare flussi di denaro provenienti da attività illecite.

Per le variabili socio-economiche sono stati inclusi anche i rispettivi termini al quadrato, in quanto, come spesso accade, per tali variabili potrebbero essere presenti fenomeni di non linearità. I risultati che emergono sottolineano infatti una tendenza di un effetto positivo per entrambe le variabili, ma decrescente in termi-

ni marginali, come si può osservare dal segno negativo dei termini al quadrato. In questo caso le stime relative alla binomiale negativa con effetti fissi non sono coerenti con gli altri metodi adottati. Tuttavia, dati i risultati del test di Hausman¹, ci pare sensato fare affidamento sulle stime random effects, che confermano quanto precedentemente affermato.

La variabile protesti non offre invece particolari informazioni sulla sua incidenza nei confronti del fenomeno, in quanto non significativa in nessuno dei criteri di stima adottati.

Infine, l'offerta di credito usurario, la cui proxy è misurata dai delitti di stampo mafioso, è indubbiamente significativa (all'1 per cento di confidenza) e presenta un impatto decisamente di segno positivo sul numero di denunce per usura².

5. PREVISIONI E CONFRONTO TRA MODELLI

Seguendo la procedura descritta nei precedenti paragrafi, si sono effettuate le previsioni circa il numero di casi di usura in ciascuna provincia, sulla base dei dati impiegati e delle tecniche di stima utilizzate. Inoltre, per poter confrontare tali previsioni con l'indice globale di usura calcolato nella prima parte della ricerca, si sono suddivise tali previsioni in sestili, assegnando a ciascun sestile un grado di rischio definito da A ad F, secondo il criterio illustrato per il calcolo dell'indice globale di usura. I risultati così ottenuti sono riportati nelle Tabelle 3 e 4.

La Tabella 6 si riferisce invece alla correlazione tra l'indice globale di rischio usura e i metodi econometrici qui utilizzati.

Come si può notare i due criteri (indice globale di rischio usura e metodi econometrici) presentano una correlazione molto elevata. In particolare la correlazione tra l'indice globale di rischio e le stime effettuate assumendo che le denunce per usura abbiano una distribuzione Poissoniana riportano una correlazione pari a 44 e 68 per cento, rispettivamente per i modelli ad effetti fissi e casuali. Analogamente, anche la correlazione tra l'indice globale di rischio e le stime effettuate assumendo che le denunce per usura abbiano una distribuzione Binomiale Negativa riportano una correlazione pari a 68 e 65 per cento, ancora rispettivamente per i modelli ad effetti fissi e casuali.

6. CONCLUSIONI

Nel presente studio si è cercato di testare le ragioni teoriche che giustificano la domanda e l'offerta di usura, attraverso uno studio econometrico. Se in Macis e Masciandaro (2004) si è compiuta un'analisi descrittiva delle potenziali determi-

¹ Nel nostro specifico caso, il test di Hausman non rifiuta l'ipotesi nulla sia per il modello Poisson che per il binomiale (rispettivamente i valori della χ^2_7 , sono pari a 8.48 e 6.89 al 5 per cento di significatività), avallando in entrambi i casi la specificazione Random Effects.

² Tuttavia, essendo il numero di delitti di stampo mafioso un'approssimazione dell'offerta di usura, il risultato va interpretato con una certa cautela.

nanti del fenomeno, passando attraverso la costruzione di un indice globale di rischio, al quale si sono associate delle fasce di rischio per ciascuna provincia italiana, in questo lavoro si arriva, attraverso l'analisi econometrica che si rivela più parsimoniosa in termini di raccolta di informazioni, alla previsione del numero di denunce in ogni provincia, sulla base delle informazioni relative a tutto il campione di dati utilizzato.

I due metodi messi a confronto riferiscono un'elevata correlazione tra l'Indice Globale di rischio Usura (IGU) e i due modelli econometrici utilizzati (Poisson e Binomiale Negativa), mettendo in luce una forte similarità di risultati in termini di rischio usura.

Bibliografia

- Baltagi B.H., *Econometric analysis of panel data*, 2^a edizione, John Wiley & Sons, 2001.
- Colin Cameron A. e Pravin K. Trivedi, *Regression analysis of count data*, Econometric Society Monograph No. 30, Cambridge University Press, 1998.
- Greene W.H., *Econometric analysis*, Prentice Hall, 4^a edizione, 2003.
- Hausman J.A., Hall B.H. e Griliches Z., *Econometric models for count data with an application to the patents-R and D relationship*, *Econometrica*, No. 52, 1984.
- Macis G. e Masciandaro D., *La geografia dell'usura in Italia*, Centro Paolo Baffi, Università Bocconi, 2004, mimeo.
- Manera M. e Galeotti M., *Microeconometria. Metodi e applicazioni*, edizioni Carocci, Roma, in corso di pubblicazione.
- Masciandaro, Donato (2000a), White Caterpillar, Grey Chrysalis, Black Butterfly: Organized Crime, Financial Crimes and Entrepreneur Distress, *Journal of Financial Crime*, gennaio, n. 1, pp. 274-287.
- Wooldridge J.M., *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, 2002.

Tavola 1 - DETERMINANTI DEL FENOMENO USURA MODELLO POISSON

VARIABILE DIPENDENTE: DENUNCE USURA PER PROVINCIA	EFFETTI FISSI	EFFETTI CASUALI
Delitti ass. tipo mafioso	0.006*** (3.50)	0.006*** (3.96)
Tasso di disoccupazione	0.106*** (3.15)	0.115*** (5.54)
Tasso di disoccupazione^2	-0.002** (2.29)	-0.002*** (3.46)
Crediti in sofferenza	0.000 (1.61)	0.000*** (3.24)
Protesti	-0.000 (0.79)	-0.000 (0.58)
Finanziamenti agevolati	-0.001 (1.51)	-0.000** (2.09)
Sportelli BCC e BP	-0.002 (1.43)	-0.001* (1.71)
PIL	0.000 (0.15)	0.000*** (5.43)
PIL^2	-0.000 (0.19)	-0.000*** (3.70)
Costante	0.447 (0.94)	0.416*** (2.64)
Numero di osservazioni	412	412
Numero di province	103	103

Valore assoluto del test *t* asintotico in parentesi

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%.

Tavola 2 - DETERMINANTI DEL FENOMENO USURA MODELLO BINOMIALE NEGATIVA

VARIABILE DIPENDENTE: DENUNCE USURA PER PROVINCIA	EFFETTI FISSI	EFFETTI CASUALI
Delitti ass. tipo mafioso	0.028*** (2.60)	0.006*** (2.95)
Tasso di disoccupazione	0.345*** (9.76)	0.119*** (5.89)
Tasso di disoccupazione^2	-0.010*** (6.79)	-0.002*** (3.51)
Crediti in sofferenza	0.000 (0.76)	0.000*** (3.06)
Protesti	-0.000 (0.98)	-0.000 (0.98)
Finanziamenti agevolati	-0.001*** (2.58)	-0.000* (1.83)
Sportelli BCC e BP	0.004 (1.08)	-0.001* (1.86)
PIL	-0.000** (2.21)	0.000*** (7.75)
PIL^2	0.000*** (3.54)	-0.000*** (5.34)
Costante	0.595 (.)	-0.120 (0.66)
Numero di osservazioni	412	412
Numero di Province	103	103

Valore assoluto del test *t* asintotico in parentesi

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo all'1%.

Tavola 3 - PREVISIONE DENUNCE PER USURA E CLASSI DI RISCHIO MODELLO POISSON

PROVINCE	EFFETTI FISSI (FE)	CLASSE DI RISCHIO (FE)	EFFETTI CASUALI (RE)	CLASSE DI RISCHIO (RE)
Agrigento	11.50	B	8.04	B
Alessandria	7.00	B	3.98	D
Ancona	2.50	E	3.66	E
Aosta	5.25	C	2.73	F
Arezzo	3.25	D	3.49	E
Ascoli Piceno	3.50	D	4.07	D
Asti	2.50	E	2.64	F
Avellino	8.50	B	6.93	B
Bari	15.75	A	19.09	A
Belluno	1.75	F	2.71	F
Benevento	11.00	B	6.74	B
Bergamo	9.25	B	5.06	C
Biella	3.50	D	2.84	F
Bologna	6.50	C	6.11	C
Bolzano	1.00	F	2.32	F
Brescia	8.00	B	6.06	C
Brindisi	9.00	B	8.15	B
Cagliari	5.50	C	7.53	B
Caltanissetta	4.00	D	8.07	B
Campobasso	11.50	B	6.15	C
Caserta	14.00	A	14.44	A
Catania	20.00	A	17.58	A
Catanzaro	14.00	A	10.01	A
Chieti	6.25	C	4.09	D
Como	5.25	C	3.87	D
Cosenza	13.75	B	12.18	A
Cremona	1.50	F	2.74	F
Crotone	3.00	E	6.80	B
Cuneo	9.00	B	3.63	E
Enna	3.00	E	6.69	B
Ferrara	1.75	F	4.20	D
Firenze	12.75	B	8.94	B
Foggia	3.50	D	9.15	A
Forlì-Cesena	4.75	D	3.19	E
Frosinone	9.00	B	8.22	B
Genova	15.00	A	11.50	A
Gorizia	0.75	F	2.74	F
Grosseto	1.75	F	3.98	D
Imperia	4.75	D	3.45	E
Isernia	2.75	E	4.71	C
L'Aquila	5.60	C	4.86	C
La Spezia	5.40	C	4.19	D
Latina	15.25	A	6.74	B
Lecce	14.25	A	11.16	A
Lecco	0.25	F	2.49	F
Livorno	6.50	C	5.22	C
Lodi	2.75	E	3.14	F
Lucca	6.00	C	4.23	D
Macerata	2.75	E	3.37	E
Mantova	1.00	F	3.11	F
Massa Carrara	1.75	F	4.60	C
Matera	1.75	F	6.16	C

Segue: Tavola 3 - PREVISIONE DENUNCE PER USURA E CLASSI DI RISCHIO MODELLO POISSON

PROVINCE	EFFETTI FISSI (FE)	CLASSE DI RISCHIO (FE)	EFFETTI CASUALI (RE)	CLASSE DI RISCHIO (RE)
Messina	18.50	A	11.32	A
Milano	47.00	A	36.60	A
Modena	1.50	F	4.13	D
Napoli	56.00	A	158.75	A
Novara	4.50	D	3.58	E
Nuoro	1.25	F	6.01	C
Oristano	0.75	F	6.35	C
Padova	5.75	C	4.67	C
Palermo	14.50	A	22.48	A
Parma	4.75	D	3.64	E
Pavia	2.25	E	4.00	D
Perugia	5.50	C	5.26	C
Pesaro-Urbino	1.50	F	3.27	E
Pescara	13.00	B	4.06	D
Piacenza	0.75	F	3.15	E
Pisa	2.25	E	4.26	D
Pistoia	8.25	B	3.64	E
Pordenone	1.50	F	2.54	F
Potenza	5.00	C	6.68	B
Prato	2.75	E	3.95	D
Ragusa	6.00	C	5.77	C
Ravenna	1.75	F	3.11	F
Reggio Calabria	16.00	A	12.28	A
Reggio Emilia	1.50	F	3.11	F
Rieti	6.00	C	4.64	C
Rimini	3.00	E	3.73	E
Roma	128.00	A	216.01	A
Rovigo	2.00	E	3.63	E
Salerno	16.25	A	14.11	A
Sassari	4.75	D	6.49	B
Savona	3.50	D	4.01	D
Siena	2.25	E	2.77	F
Siracusa	13.75	B	7.83	B
Sondrio	1.75	F	2.25	F
Taranto	16.00	A	10.78	A
Teramo	5.75	C	3.78	E
Terni	4.25	D	4.08	D
Torino	27.75	A	27.76	A
Trapani	4.25	D	6.78	B
Trento	2.25	E	2.16	F
Treviso	2.00	E	3.68	E
Trieste	3.25	D	4.19	D
Udine	7.00	B	3.33	E
Varese	6.00	C	6.03	C
Venezia	5.25	C	6.83	B
Verbano-Cusio-Ossola	2.50	E	3.04	F
Vercelli	0.75	F	2.84	F
Verona	6.75	B	4.56	D
Vibo Valentia	3.75	D	7.44	B
Vicenza	3.25	D	3.57	E
Viterbo	3.75	D	5.58	C

Tavola 4 - PREVISIONE DENUNCE PER USURA E CLASSI DI RISCHIO MODELLO BINOMIALE NEGATIVA

PROVINCE	EFFETTI FISSI (FE)	CLASSE DI RISCHIO (FE)	EFFETTI CASUALI (RE)	CLASSE DI RISCHIO (RE)
Agrigento	9.86	B	7.93	B
Alessandria	4.49	D	3.99	D
Ancona	4.08	E	3.70	E
Aosta	3.16	F	2.69	F
Arezzo	3.94	E	3.52	E
Ascoli Piceno	4.64	D	4.06	D
Asti	3.04	F	2.61	F
Avellino	8.12	B	6.85	B
Bari	21.79	A	19.22	A
Belluno	3.08	F	2.72	F
Benevento	8.03	B	6.60	B
Bergamo	5.24	C	5.58	C
Biella	3.30	F	2.80	F
Bologna	6.42	C	6.63	B
Bolzano	2.37	F	2.55	F
Brescia	6.17	C	6.72	B
Brindisi	9.71	B	7.88	B
Cagliari	8.81	B	7.50	B
Caltanissetta	10.05	B	7.83	B
Campobasso	7.33	C	6.04	C
Caserta	18.10	A	14.06	A
Catania	21.88	A	17.03	A
Catanzaro	13.20	A	9.62	A
Chieti	4.64	D	4.05	D
Como	4.27	E	3.99	D
Cosenza	15.23	A	11.92	A
Cremona	3.03	F	2.81	F
Crotone	8.33	B	6.59	B
Cuneo	3.93	E	3.80	E
Enna	8.76	B	6.49	C
Ferrara	4.77	D	4.22	D
Firenze	9.78	B	9.38	A
Foggia	10.79	A	9.06	B
Forlì-Cesena	3.52	F	3.27	E
Frosinone	9.59	B	8.09	B
Genova	13.15	A	11.69	A
Gorizia	3.15	F	2.72	F
Grosseto	4.58	D	3.94	E
Imperia	4.00	E	3.40	E
Isernia	5.58	C	4.58	C
L'Aquila	5.64	C	4.77	C
La Spezia	4.88	D	4.12	D
Latina	7.76	B	6.65	B
Lecce	13.29	A	11.05	A
Lecco	2.80	F	2.53	F
Livorno	6.01	C	5.18	C
Lodi	3.57	E	3.15	F
Lucca	4.84	D	4.20	D
Macerata	3.84	E	3.35	E
Mantova	3.50	F	3.16	F
Massa Carrara	5.40	C	4.50	D
Matera	7.36	C	6.02	C

Segue: Tavola 4 - PREVISIONE DENUNCE PER USURA E CLASSI DI RISCHIO MODELLO BINOMIALE NEGATIVA

PROVINCE	EFFETTI FISSI (FE)	CLASSE DI RISCHIO (FE)	EFFETTI CASUALI (RE)	CLASSE DI RISCHIO (RE)
Messina	14.17	A	11.07	A
Milano	55.21	A	42.89	A
Modena	4.41	D	4.40	D
Napoli	207.54	A	143.54	A
Novara	4.02	E	3.63	E
Nuoro	7.14	C	5.90	C
Oristano	7.78	B	6.20	C
Padova	4.91	C	5.06	C
Palermo	29.39	A	21.45	A
Parma	4.09	E	3.70	E
Pavia	4.49	D	4.07	D
Perugia	5.90	C	5.32	C
Pesaro-Urbino	3.69	E	3.28	E
Pescara	4.68	D	4.00	D
Piacenza	3.56	E	3.17	F
Pisa	4.87	D	4.27	D
Pistoia	4.16	E	3.62	E
Pordenone	2.86	F	2.57	F
Potenza	7.86	B	6.58	B
Prato	4.56	D	3.90	E
Ragusa	6.72	C	5.68	C
Ravenna	3.45	F	3.16	F
Reggio Calabria	16.93	A	11.68	A
Reggio Emilia	3.40	F	3.22	E
Rieti	5.44	C	4.55	C
Rimini	4.20	E	3.77	E
Roma	343.97	A	215.48	A
Rovigo	4.14	E	3.64	E
Salerno	15.97	A	14.10	A
Sassari	7.58	B	6.38	C
Savona	4.62	D	3.98	D
Siena	3.14	F	2.78	F
Siracusa	9.41	B	7.64	B
Sondrio	2.52	F	2.27	F
Taranto	13.12	A	10.54	A
Teramo	4.35	D	3.73	E
Terni	4.74	D	4.02	D
Torino	30.89	A	30.47	A
Trapani	7.96	B	6.67	B
Trento	2.14	F	2.42	F
Treviso	3.79	E	4.06	D
Trieste	4.85	D	4.14	D
Udine	3.55	E	3.51	E
Varese	6.48	C	6.41	C
Venezia	7.44	C	7.21	B
Verbanio-Cusio-Ossola	3.50	F	3.01	F
Vercelli	3.28	F	2.81	F
Verona	4.73	D	4.98	C
Vibo Valentia	9.84	B	7.19	B
Vicenza	3.65	E	3.96	D
Viterbo	6.50	C	5.51	C

Tavola 5 - CORRELAZIONE TRA LE VARIABILI USATE NELLE STIME ECONOMETRICHE

	Delitti ass. maf.	Tasso di disocc.	Tasso di disocc. ^2	Crediti in soffer.	Protesti	Finan. age- volati	Sport. BCC/BP	PIL	PIL ^2
Delitti ass. maf.	1								
Tasso di disocc.	0.4548	1							
Tasso di disocc.^2	0.4894	0.9684	1						
Crediti in soffer.	0.5803	0.1748	0.1615	1					
Protesti	0.757	0.2928	0.2853	0.8177	1				
Finan. agevolati	0.4407	0.0677	0.0773	0.6903	0.642	1			
Sport. BCC/BP	0.2247	-0.3114	-0.2494	0.4999	0.4035	0.6364	1		
PIL	0.4828	-0.0899	-0.0743	0.8227	0.7302	0.8039	0.7575	1	
PIL^2	0.3801	-0.0576	-0.0608	0.7705	0.651	0.6968	0.696	0.9369	1

Tavola 6 - INDICE GLOBALE DI USURA E TECNICHE ECONOMETRICHE A CONFRONTO (CORRELAZIONE)

Correlazione tra classe di rischio dell'Indice globale di usura e sestile Poisson (FE)	0.44
Correlazione tra classe di rischio dell'Indice globale di usura e sestile Poisson (RE)	0.68
Correlazione tra classe di rischio dell'Indice globale di usura e sestile Binom. Neg. (FE)	0.68
Correlazione tra classe di rischio dell'Indice globale di usura e sestile Binom. Neg. (RE)	0.65

FIGURA 1 - DELITTI DI USURA

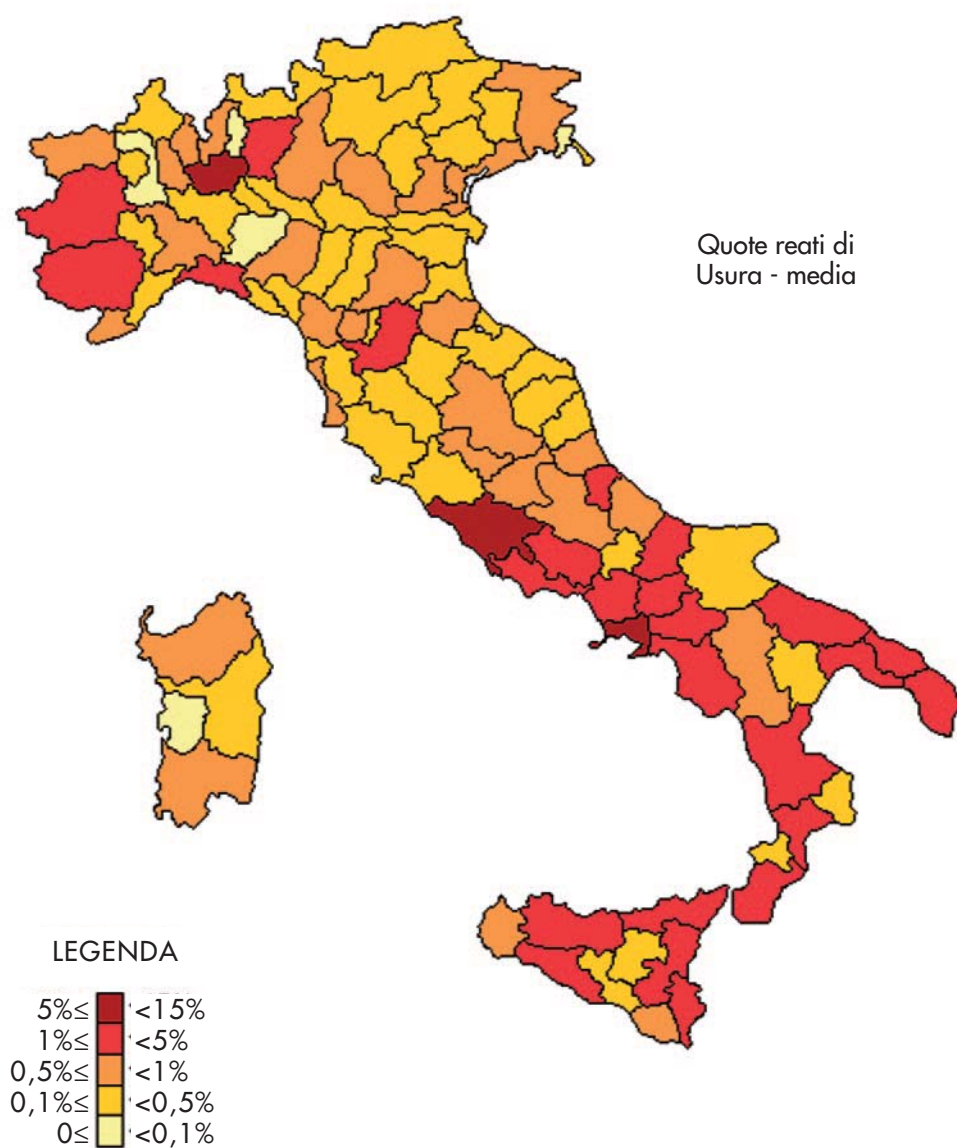


FIGURA 2 - SPORTELLI BANCHE DI CREDITO COOPERATIVO

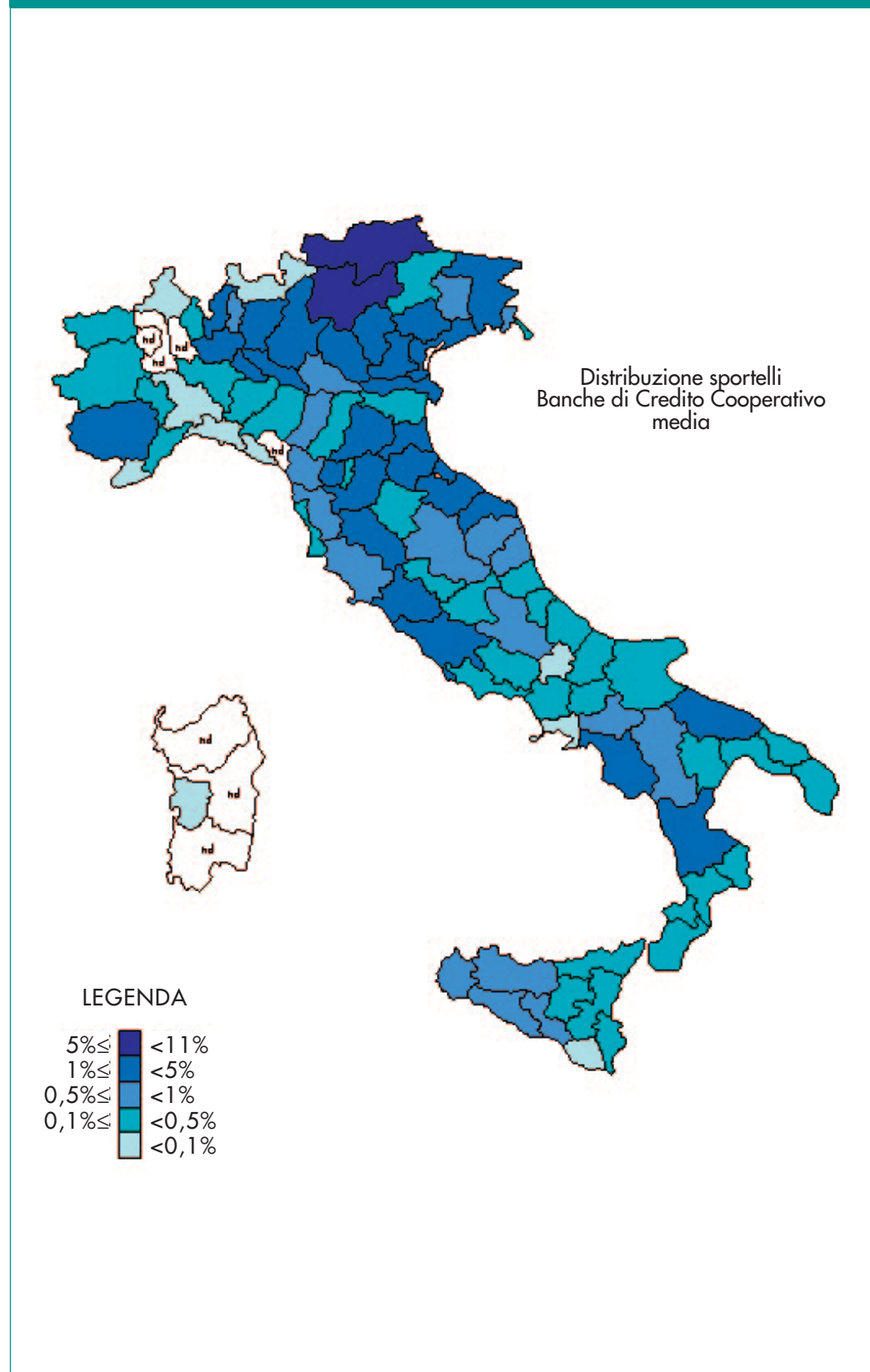


FIGURA 3 - SPORTELLI BANCHE POPOLARI

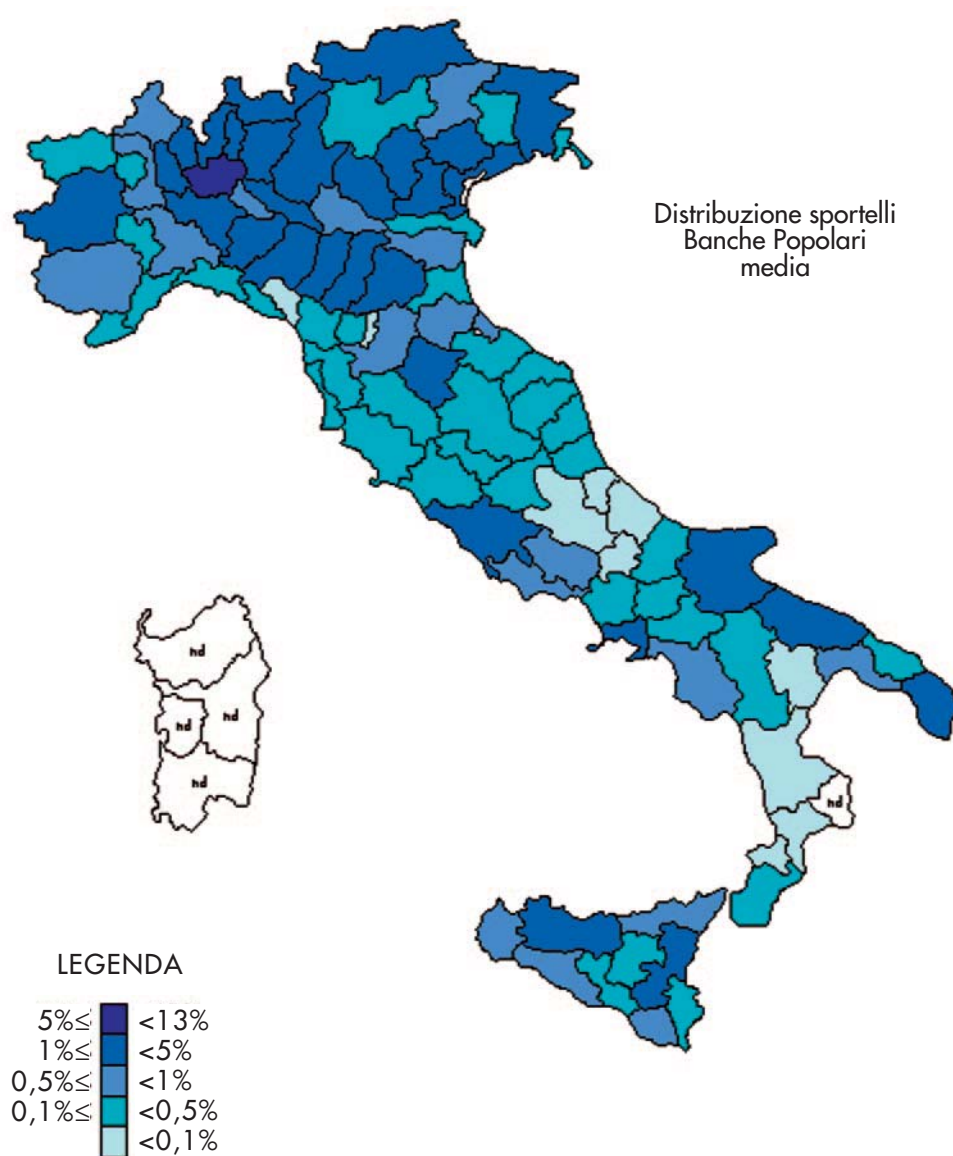


FIGURA 4 - FINANZIAMENTI AGEVOLATI

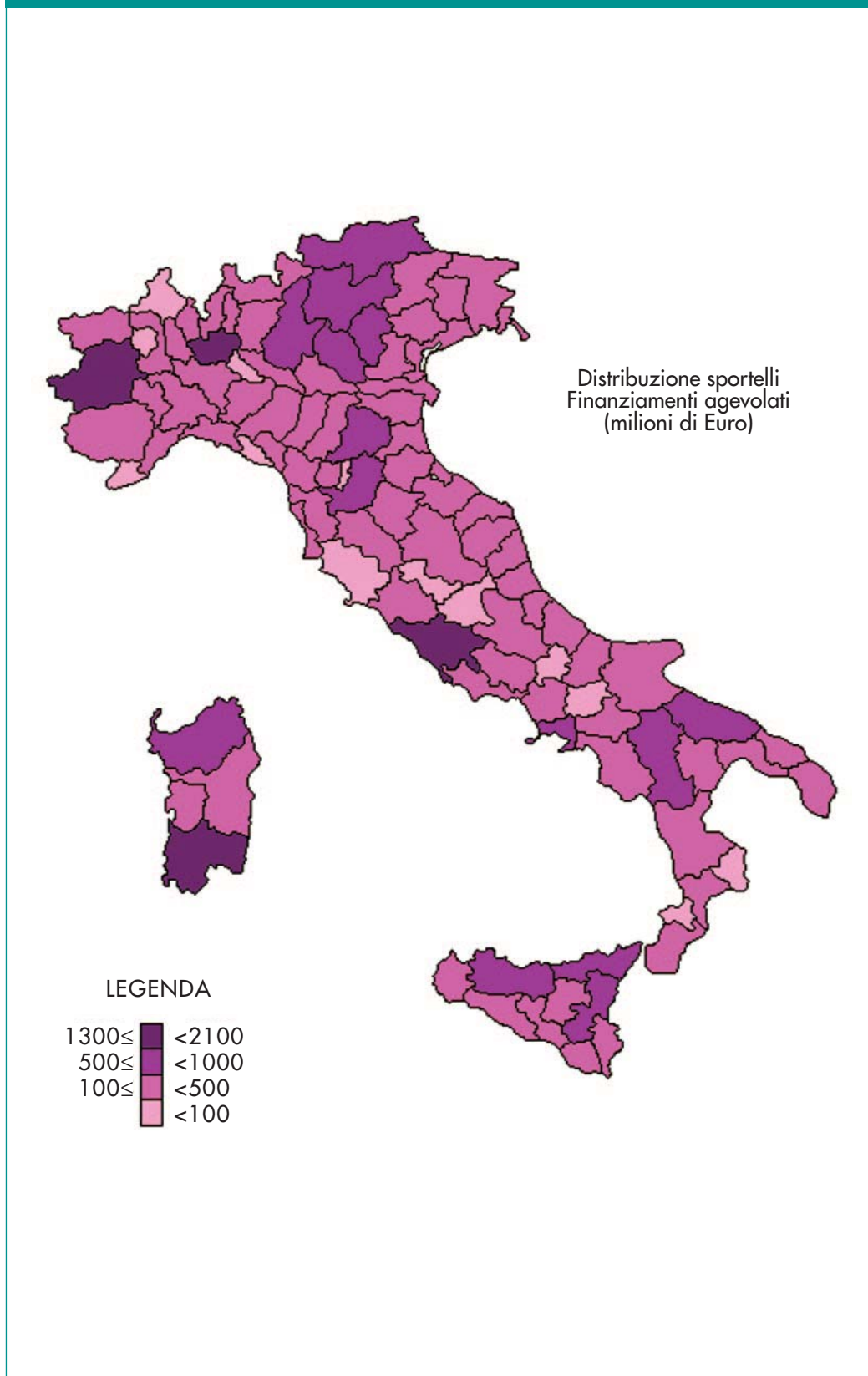


FIGURA 5 - SOFFERENZE

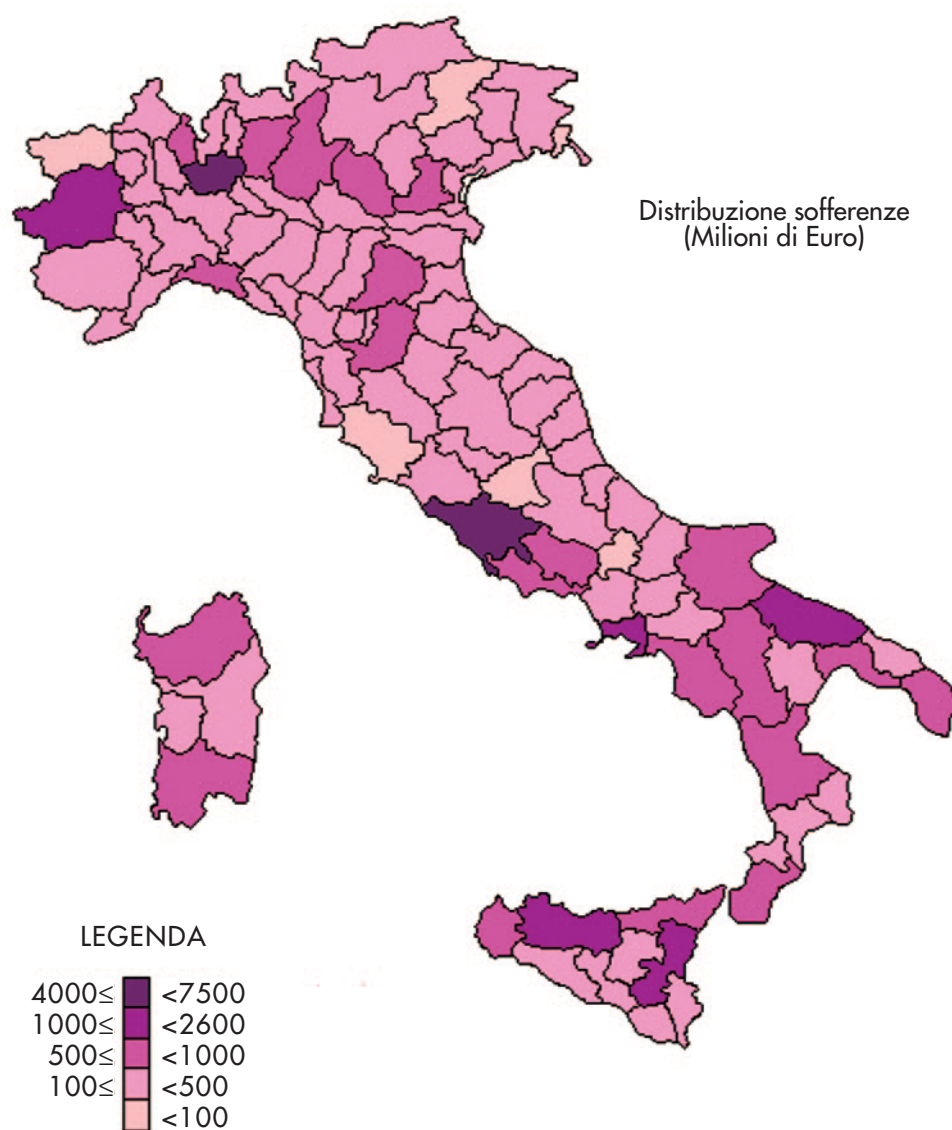


FIGURA 6 - VALORE AGGIUNTO PROVINCIALE

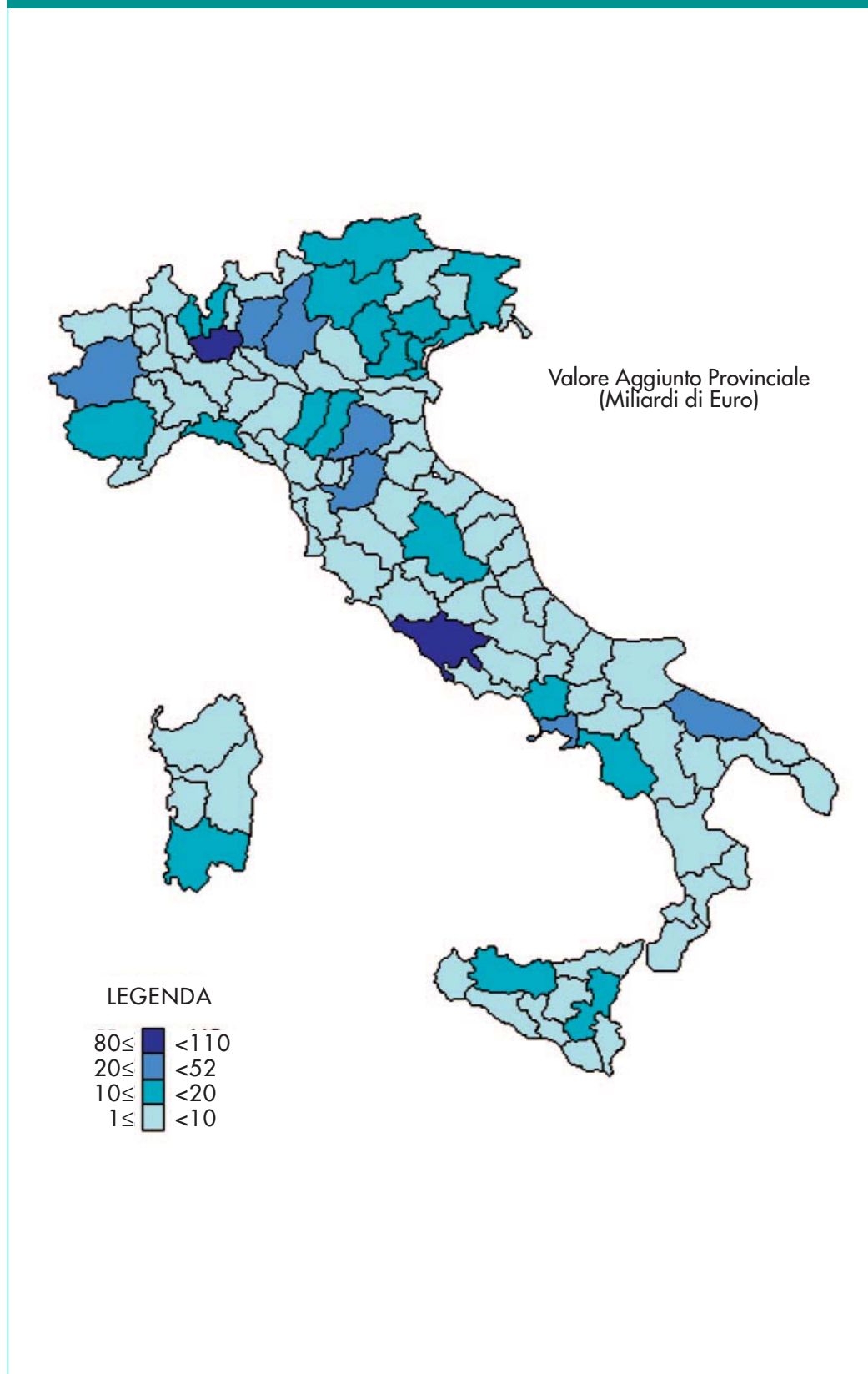


FIGURA 7 - TASSO DI DISOCCUPAZIONE NELLE PROVINCE ITALIANE

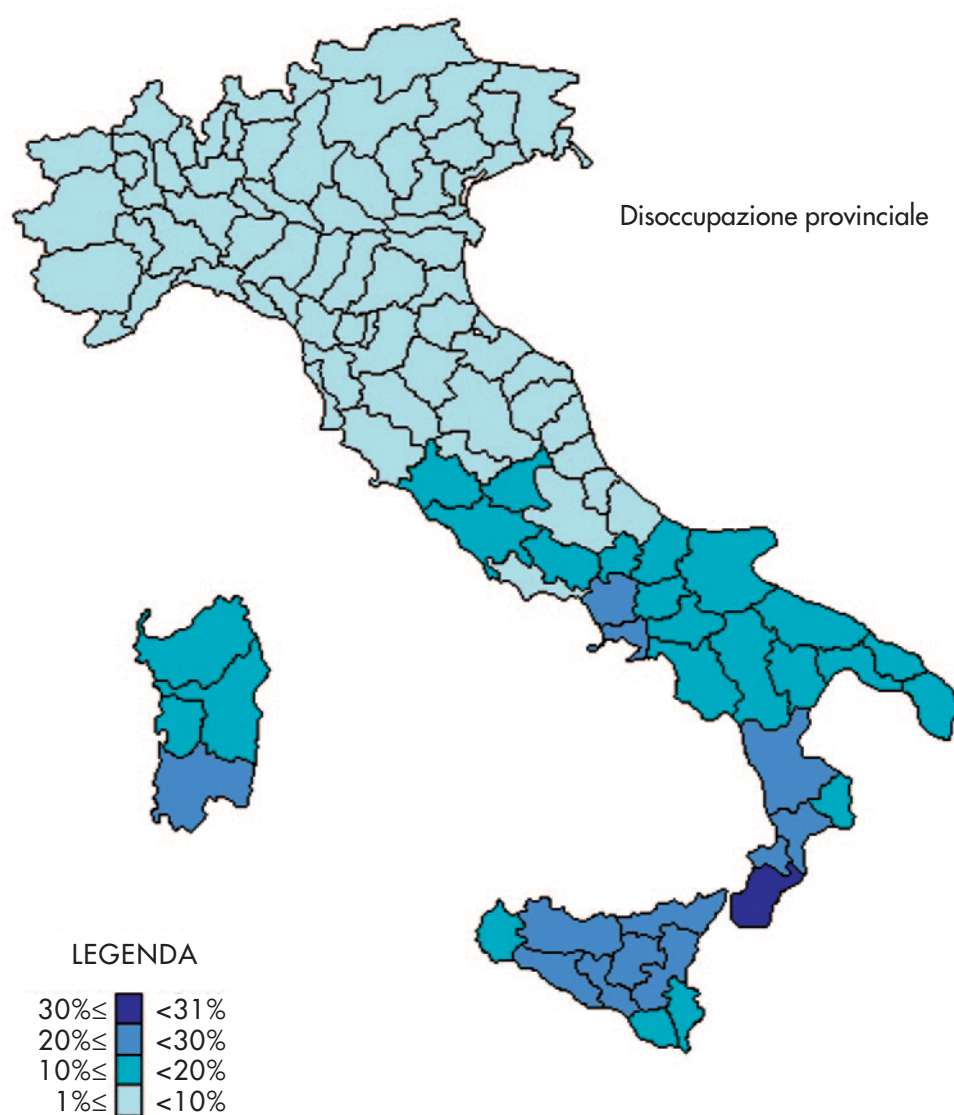


FIGURA 8 - PROTESTI

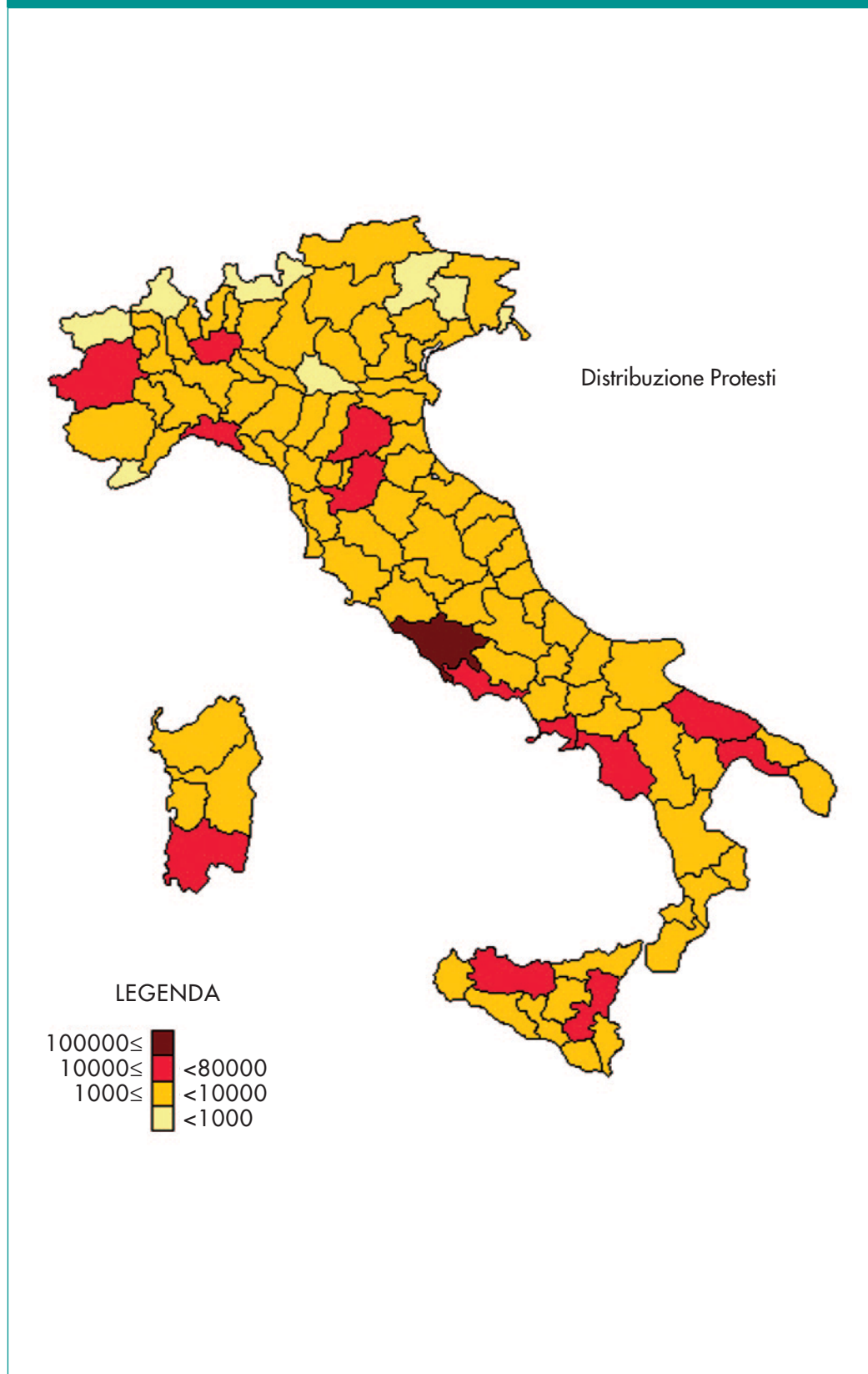
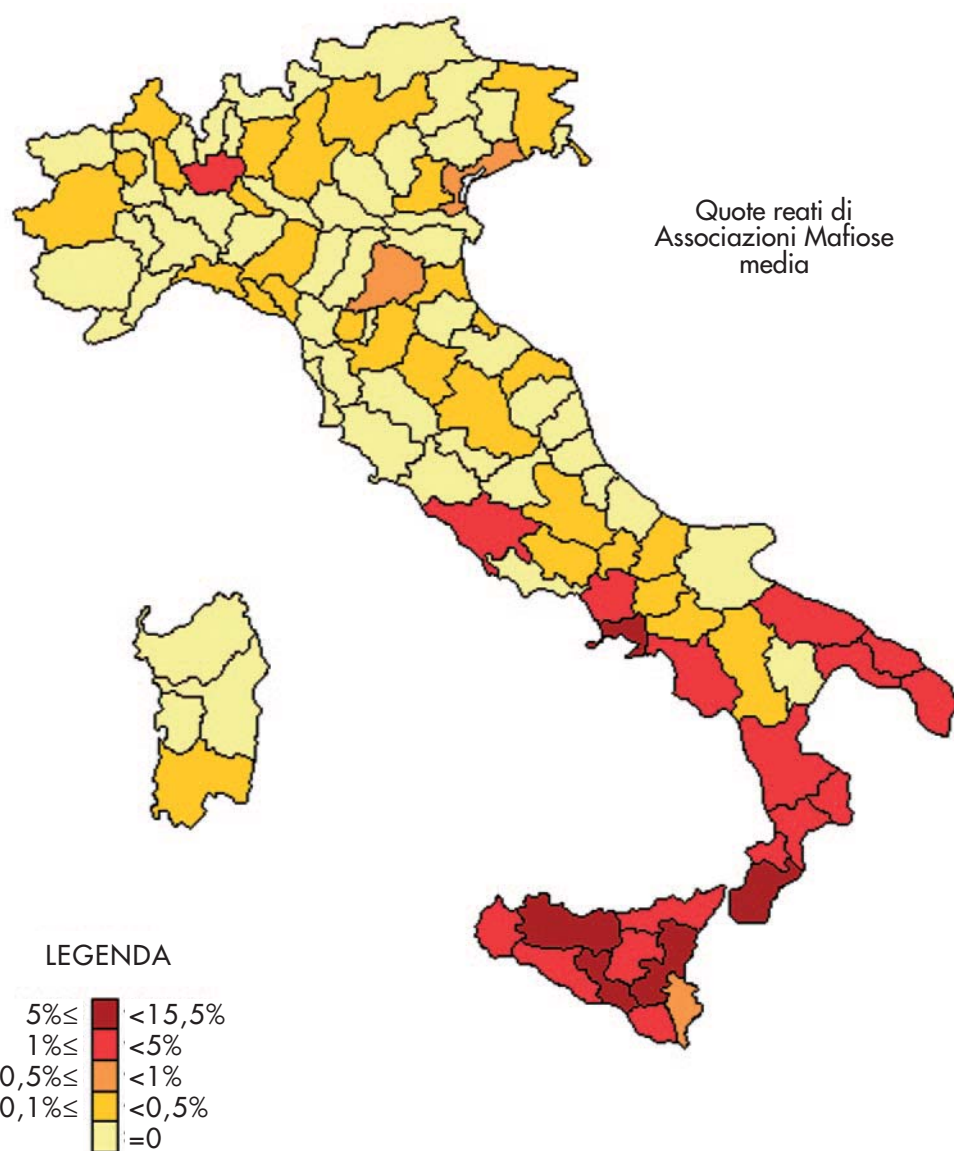


FIGURA 9 - ASSOCIAZIONI PER DELINQUERE DI STAMPO MAFIOSO



LA GEOGRAFIA DELL' USURA IN ITALIA

Analisi Descrittiva del Rischio Usura nelle Province Italiane

Giuseppe Macis* e Donato Masciandaro**

1. INTRODUZIONE

L'obiettivo di questo lavoro è proporre un'analisi descrittiva del rischio usura nelle province italiane, che si affianca allo studio econometrico di Dalla Pellegrina e Manera [2004]. L'approccio che seguiamo per analizzare il fenomeno del credito illegale si basa su una ipotesi fondamentale: l'usura può essere studiata come un mercato del credito "speciale", individuandone le peculiarità sia dal lato della domanda che da quello dell'offerta. Dal lato della domanda occorre comprendere quali siano le ragioni che spingono, in un dato territorio, una famiglia o un'impresa a rivolgersi al canale illegale del credito; dal lato dell'offerta, sempre in un dato territorio, la formazione di credito usurario può dipendere, a parità di ogni altra condizione, dalla presenza di forme di criminalità, anche e soprattutto nella forma di criminalità organizzata.

L'individuazione di indicatori descrittivi del fenomeno risponde a due necessità, una strettamente conoscitiva e un'altra più operativa. Sul piano operativo, gli indicatori del rischio usura possono essere utilizzati in due direzioni, tra loro complementari: da un lato, divenire patrimonio di conoscenza per tutte quelle istituzioni ed autorità, pubbliche e private, impegnate nel disegno e nella messa in opera politica di prevenzione e repressione del fenomeno dell'usura nei diversi contesti provinciali; dall'altro lato, costituire un elemento di valutazione nel definire i criteri di assegnazione dei fondi anti-usura.

Il lavoro è organizzato come segue. I paragrafi secondo, terzo e quarto illustrano gli aspetti metodologici, mentre i paragrafi quarto e quinto presentano l'analisi dei dati attraverso gli indicatori di anomalia e di vulnerabilità. Il settimo ed ultimo paragrafo è dedicato all'Indice Globale di rischio Usura nelle province italiane. Infine vogliamo sottolineare che, riguardo allo stile di presentazione della nostra analisi, abbiamo cercato di privilegiare la chiarezza e la semplicità, al fine di consentirne la fruizione anche ai non accademici. Per gli approfondimenti scientifici in senso stretto, si rimanda ai riferimenti bibliografici.

2. LA METODOLOGIA: LA LETTERATURA ESISTENTE

La ricerca di indicatori sintetici del fenomeno dell'usura si è fondata sui più recenti contributi dell'analisi economica sul tema. Masciandaro [1997], [2001] ha proposto un modello formale per l'analisi teorica del mercato dell'usura.

* Centro Paolo Baffi, Università Luigi Bocconi, Milano.

** Centro Paolo Baffi, Università Luigi Bocconi, Milano, e Dipartimento di Scienze Economiche, Matematiche e Statistiche, Facoltà di Economia, Università di Lecce.

Si considera un agente economico, imprenditore o consumatore, che intende finanziare un progetto di spesa, trovandosi di fronte sia datori di fondi legali (banche) che datori di fondi illegali (usurai).

Dal lato della domanda di credito, l'agente economico può rivolgersi sia alle banche che agli usurai. In quest'ultimo caso, egli deve sopportare un "costo dell'illegalità": entrare in contatto con un usuraio significa accettare di pagare un "premio al rischio" che il prestatore richiede o in cambio di supposti vantaggi comparati rispetto alla banca (pronta disponibilità della liquidità, pratiche di affidamento immediate e riservate), ovvero a copertura di una maggiore rischiosità del cliente, che si manifesterebbe per il solo fatto di rivolgersi al credito illegale. Inoltre il costo dell'illegalità viene percepito in maniera diversa a seconda della propensione al rischio del prenditore (sensibilità all'illegalità). Gli operatori economici che si rivolgono al mercato illegale possono allora essere classificati in opportunisti, immeritevoli bisognosi, immeritevoli non bisognosi, meritevoli razionati.

Dal lato dell'offerta di credito, ciò che invece differenzia il contratto bancario da quello usuraio è il diverso ruolo della garanzia. La banca conferisce alla garanzia un valore economico minore di quello attribuito dal prenditore di fondi, per la presenza di imperfezioni e costi di transazione di varia natura (presenza di lunghi tempi di recupero, costi di trasferimento). Per gli usurai, invece, può accadere che il valore della garanzia sia maggiore di quello nominale legale, per la presenza di un valore d'uso peculiare, illegale, che ne sintetizza la funzionalità rispetto a scopi illeciti (riciclaggio, cattura e sudditanza del soggetto economico, benefici personali in senso lato). Il plusvalore attribuito alla garanzia dall'usuraio si definisce "beneficio illegale".

Il contratto di credito usurario può essere costruito non in modo da massimizzare la probabilità di ottenere il rimborso ma con la finalità di appropriarsi della garanzia, alla quale l'usuraio assegna un valore d'uso peculiare e illegale superiore al valore economico.

Il modello arriva a concludere che il numero dei contratti di usura aumenta se diminuisce: il costo dell'illegalità; la sensibilità all'illegalità; ovvero aumenta: il plusvalore illegale della garanzia; il valore economico della garanzia; il deprezzamento legale della garanzia; l'importo del finanziamento iniziale; il razionamento di soggetti meritevoli; il numero dei progetti immeritevoli. L'analisi teorica presentata consente di mettere in evidenza la peculiarità dei contratti usurari rispetto a quelli legali, attraverso la specificità dell'offerta e l'eterogeneità dei prenditori di fondi. Inoltre si è sottolineata l'insufficienza del solo livello dei tassi d'interesse per discriminare tra un contratto usurario e uno legale.

Il modello del credito d'usura è stato poi sviluppato in senso dinamico e con una simulazione numerica in Masciandaro, Peccati e Tagliani [1997], mentre in Masciandaro e Porta [1998] è stato utilizzato come base per un'analisi macroeconomica dei mercati dell'usura nelle diverse regioni italiane. Il lavoro di Masciandaro [2001] è stato poi esteso con una parte empirica in Masciandaro e Battaglini [2000], proseguendo nella medesima impostazione, per cui il contratto d'usura è *qualitativamente* diverso da quello bancario, a seguito di imperfezioni *esterne* ai mercati del cre-

dito, legate ad inefficienze proprie dei meccanismi di tutela e di trasferimento dei diritti di proprietà. In un contesto in cui la tutela e il trasferimento dei diritti di proprietà sono imperfetti, infatti, il valore dei beni e delle proprietà fungibili da garanzia per i prestiti dipendono dalla “tecnologia” a disposizione del creditore per farli rispettare. La specificità del credito usurario nasce proprio da una diversa “tecnologia” (illegale) nel recupero dei crediti e quindi da una diversa valutazione delle garanzie offerte e delle prospettive reddituali attese del debitore. In questo articolo – in particolare – si mostra come un agente possa trovare *ex ante* ottimo farsi finanziare da un usuraio anche quando non sia razionato al momento della scelta delle fonti di finanziamento, e anche accettando di pagare tassi di interesse più alti. La ragione, come spesso accade, può riassumersi in un dilemma di scelta. La banca (il prestatore legale) offre credito più a buon mercato, ma, in caso di una bassa probabilità di realizzazione di reddito nel breve periodo, fornisce minori garanzie di rinegoziazione del debito nel caso di illiquidità. Il debitore, quindi, teme che in caso di illiquidità non riuscirà a godere di tutto il surplus che l'investimento potrebbe produrre, perché si troverebbe costretto a fallire. L'usuraio, invece, riesce a recuperare la garanzia con maggiore facilità (utilizzando, se necessario, metodi illegali): grazie a tale vantaggio, e alla capacità di estrarre maggiori benefici privati dall'investimento, sceglie in caso di illiquidità di rinegoziare con probabilità più alta, garantendo più alta probabilità di continuazione al debitore. Riconoscendo questo, però, l'usuraio sarà disposto a prestare all'investitore ad un costo più alto. L'investitore dovrà scegliere fra un costo certo più alto del credito, ma maggiore probabilità di rinegoziare se le cose vanno male; oppure minor costo del debito, ma maggiore probabilità di non rinegoziare: questo è il dilemma di scelta.

In buona sostanza, i modelli sul credito d'usura cercano di sviluppare un approccio in cui il contratto di credito illegale è il risultato delle scelte di soggetti razionali, dal lato della domanda come da quello dell'offerta, in un contesto ambientale caratterizzato da fallimenti informativi e/o istituzionali. A queste conclusioni giunge anche l'analisi di Costa [1997], che, offre riflessioni sulla natura del credito usurario e sulle caratteristiche relative di mutuant e mutuatari.

La riflessione teorica sull'usura è stata accompagnata da alcuni tentativi di offrire delle verifiche empiriche. In Guiso [1996], per stimare la dimensione potenziale del mercato dell'usura, si parte dalla quota di famiglie e imprese a cui è stato negato il credito e si ipotizza che le persone razionate nel mercato ufficiale siano i potenziali richiedenti in quello illegale. La dimensione potenziale del mercato dell'usura, in termini di numero di famiglie che possono essere interessate a prendere a prestito nel mercato illegale, è stata ottenuta sommando le seguenti due componenti:

- la *quota delle famiglie razionate*, sopra citata, moltiplicata per il totale delle famiglie nella popolazione (19.200.000 circa);
- la *quota delle imprese razionate manifatturiere razionate*, moltiplicata per il numero delle famiglie in cui almeno un componente è lavoratore autonomo (pari a circa il 20%).

La somma è pari a 223.000 famiglie nel 1987 e a 660.000 nel 1993; di queste circa la metà nel 1987 e i due terzi nel 1993 vi potrebbero aver fatto ricorso per finanziare esigenze connesse con l'esercizio della propria attività. Per quanto riguarda il "giro d'affari", o meglio il volume di credito potenzialmente erogato, la stima della dimensione teorica del mercato è pari a 2.300 miliardi di lire circa nel 1987 e 7.600 miliardi di lire nel 1993. Tali cifre sono ottenute ipotizzando che la dimensione media del prestito richiesto per esigenze di consumo sia uguale a quella media concessa nel campo del credito al consumo (circa 5 milioni di lire nel periodo considerato) e a 15 milioni di lire per i prestiti richiesti da lavoratori autonomi per finalità connesse con l'esercizio della propria attività. Supposto che il razionamento sia per le famiglie una condizione necessaria, ma non sufficiente per l'effettivo ricorso all'usura, le stime sopra fornite corrispondono alla dimensione massima potenziale del credito illegale. Per passare dalla dimensione potenziale a quella effettiva, occorrono informazioni, da un lato, sulla rete di aiuti attivabili da parenti amici in simili situazioni e, dall'altro, sull'intensità del razionamento (e, più precisamente, sul tasso marginale di sostituzione tra consumo corrente e futuro: tanto più alto sarà tale tasso, tanto più disposto il prenditore a pagare un elevato tasso di interesse). Apportati gli opportuni correttivi sopra visti alla stima della dimensione potenziale del mercato dell'usura, si ottengono i seguenti dati sulla dimensione effettiva: il numero di famiglie complessivamente attratte dal mercato illegale è stato stimato pari a 342.000 nel 1993 (contro 80.000 circa nel 1987), mentre il volume totale dei prestiti si aggirerebbe intorno ai 3.900 miliardi di lire nel 1993 (contro i circa 800 miliardi del 1987); il mercato del 1993 sarebbe costituito al 90% di prestiti per l'esercizio di attività produttive e per il restante 10% per finalità di consumo.

Goisis e Parravicini [1999] hanno proposto un'analisi empirica dei rapporti tra tassi d'interesse usurari e mercati regionali del credito in Italia. Sono state analizzate, sulla base dei dati del 1995, le variabili che influiscono sulla scelta dei tassi di interesse praticati (e come tali variabili riflettono le specificità delle varie realtà territoriali) ottenendo i seguenti riscontri:

- il rapporto tra le sofferenze e il credito concesso (indicatore di rischiosità), più elevato nell'Italia del Sud come sopra detto, è correlato positivamente con il tasso di interesse;
- il rapporto tra sportelli bancari e popolazione (indice di concorrenzialità) è correlato negativamente con il livello dei tassi: le regioni meridionali presentano in effetti una bassa presenza di insediamenti bancari;
- la produttività media per addetto nei diversi settori produttivi (indice di rischiosità e di disponibilità a richiedere credito), inferiore al Sud rispetto al Nord, è significativamente correlata in senso inverso con i tassi di interesse;
- la propensione media al risparmio (indicatore della disponibilità di risorse finanziarie in un dato contesto regionale) mostra una debole correlazione negativa con i tassi di interesse;
- il rapporto tra impieghi totali e popolazione (indicatore della vivacità del mercato del credito regionale) mostra una significativa correlazione negativa con i tassi sugli impieghi;

- il rapporto tra fallimenti dichiarati e chiusi (indice dell'efficienza e velocità della giustizia e della burocrazia) ha una forte correlazione positiva con il livello dei tassi ed è drammaticamente più alto nell'Italia meridionale.

Utilizzando i dati relativi al triennio 1995-1997, si è poi definito all'interno di modelli uniequazionali l'effetto congiunto di queste variabili sul tasso di interesse: tutte le variabili presentano i segni sopra previsti e le tre variabili più significative (sofferenze, produttività per addetto e presenza di sportelli) contribuiscono a spiegare gran parte dell'andamento dei tassi di interesse. L'analisi empirica conferma che esiste una relazione sistematica e di segno positivo tra i tassi di interesse, da un lato, e, dall'altro, le sofferenze e gli indici di rischiosità del credito; negativa appare invece la relazione tra i tassi, la densità degli sportelli sulla popolazione e la produttività media degli addetti ai vari settori economici. Nell'Italia meridionale tutti gli indicatori sopra elencati concorrono all'innalzamento dei tassi di interesse: in questa situazione, l'introduzione di soglie usuarie identiche per tutto il Paese, nonostante l'esistenza di aree a maggior rischio di insolvenza, rischia di indebolire ancora di più i mercati ufficiali, rafforzando paradossalmente quelli usurari. Ad analoghi risultati conduce la simulazione econometrica proposta in Masciandaro [1998], che ha stimato gli ipotetici effetti dell'introduzione di un tasso soglia nel periodo 1991-1995, nelle diverse regioni italiane.

3. LA METODOLOGIA: IL MODELLO ECONOMICO DI ANALISI

L'analisi teorica del fenomeno dell'usura, sopra ricordata, consente di cogliere la specificità di tale contratto illegale di credito. Le ipotesi e i risultati di tale approccio possono essere così sintetizzati ed utilizzati ai fini del presente lavoro.

Per quel che riguarda l'offerta di usura, occorre mettere in luce una diversità nelle preferenze tra i fornitori legali di credito e gli usurai, pur essendo entrambi orientati alla massimizzazione dei profitti attesi, che si riflette nel ruolo giocato dalla garanzia che affianca tipicamente i contratti di credito. Le banche disegnano il contratto in modo da massimizzare le probabilità di rientro del prestito, maggiorato degli interessi, e trovano costoso il trasferimento di proprietà della garanzia. Gli usurai trovano invece vantaggioso il trasferimento nelle proprie mani della proprietà della garanzia, in quanto fonte di un valore d'uso illecito, assente nelle valutazioni della banca.

Per quel che concerne la domanda di usura, i prenditori di fondi sono considerati tutti soggetti economici, anch'essi orientati alla massimizzazione dei profitti attesi, e sono più o meno sensibili, a parità di altre condizioni, alla natura più o meno legale dei contratti di finanziamento (soglia di legalità) relativi ai propri progetti di spesa, siano essi di investimento o di consumo.

Il superamento della soglia della legalità, scelta comunque razionale (nel senso della teoria economica), può essere causato da motivi diversi, che dipendono da soggetto a soggetto; ci può essere lo stato di bisogno, ma ci può essere anche la convenienza economica.

Passando ai risultati teorici, la prima conclusione è che le determinanti l'ampiezza del mercato dell'usura dipendono dalla struttura comparata dei mercati del credito, legale ed illegale. La conseguenza è che, in un dato territorio, l'analisi della diffusione dei fenomeni usurari deve partire dalla ricerca di indicatori diretti ed indiretti del grado di competitività presente sia sui mercati legali sia sui mercati illegali. In secondo luogo, l'elemento comune a tutte le configurazioni dei mercati è rappresentato dal ruolo giocato dal rischio di contrarre prestiti usurari, così come percepito dai potenziali debitori. Se il costo dell'illecito tende a cadere, come pure se cade la sensibilità degli operatori alle violazioni della legalità, aumentano gli utenti del mercato usuraio. È verosimile pensare, ad esempio, che la domanda d'usura si accresca quando in un dato contesto si ritengano minimi i costi dell'entrare in contatto con i canali illegali del credito; ovvero che tale domanda cresca in situazioni congiunturali difficili, in cui lo stato di bisogno e di necessità può abbassare la ritrosia degli operatori a violare la legalità. In terzo luogo, la capacità che gli usurari hanno di dare un plusvalore illegale all'evento rappresentato dal mancato rimborso del debito e dall'appropriazione della garanzia diviene per loro un vantaggio competitivo quanto più i mercati legali si allontanano dalla perfetta concorrenza. In queste situazioni, quanto più gli usurari riescono ad individuare beni e servizi il cui esproprio è conveniente – ancorché ottenuto con mezzi e/o finalità illeciti – tanto più potranno offrire contratti di credito.

Analogamente, e sempre quando i mercati usurari sono più competitivi di quelli legali, i progetti immeritevoli di credito – cioè caratterizzati da un valore atteso del reddito ad assicurazione del rimborso minore del finanziamento iniziale – possono divenire appetibili agli occhi degli usurari, interessati ad appropriarsi del bene posto in garanzia. In parallelo, un ruolo importante è giocato dall'efficacia delle norme che determinano il deprezzamento della garanzia agli occhi delle banche, nel caso di trasferimento della sua proprietà in caso di mancato rimborso del prestito. Tanto più alti sono i costi ed i ritardi nei meccanismi di trasferimento dei diritti di proprietà, tanto più la garanzia viene deprezzata sui mercati legali, tanto più vantaggio traggono gli usurari. Diviene allora interessante capire quanto il disegno di contratti bancari efficienti risulta essere ostacolato dalle norme legate alla tutela ed al trasferimento dei diritti di proprietà, ma soprattutto dalla loro pratica attuazione, che può variare da territorio a territorio.

Inoltre, mercati legali sempre più monopolistici aumentano il numero degli operatori razionati, che non possono che rivolgersi al credito usuraio. L'analisi dei fenomeni di razionamento, peraltro collegata allo studio della configurazione dei mercati, già ricordata, risulta centrale per comprendere le dimensioni del bacino, potenziale ed effettivo, del mercato dell'usura.

L'analisi teorica suggerisce così di guardare la fisionomia: a) dei mercati legali ed illegali del credito; b) del contesto ambientale, in termini di propensione all'illegalità, tutela dei diritti di proprietà ed efficacia dei meccanismi di riallocazione della stessa, natura dei progetti di spesa e di investimento da finanziare.

3.1 La domanda d'usura

L'usura, al di là delle specifiche figure assunte dall'usurato e dall'usuraio, nonché dalle tecniche usuraie utilizzate, tende a soddisfare i bisogni espressi da quattro diversi bacini di utenza, che esprimono ciascuno una differente fisionomia della domanda d'usura. Va subito rilevato che in ognuno di tali bacini di utenza possiamo ritrovare soggetti economici appartenenti alle due categorie più frequentemente coinvolte nei casi di usura: le famiglie e le piccole e medie imprese, industriali e della distribuzione.

La domanda di usura proviene da operatori che, almeno in linea di principio, dobbiamo supporre pongano a confronto i canali di credito legale ed illegale. L'usura rappresenta perciò un canale di credito alternativo a quello legale (che per semplicità d'ora in poi identifichiamo in quello bancario) in cui possono essere – di volta in volta – illegali o criminali: la fonte della liquidità erogata; le caratteristiche del contratto di credito; gli strumenti che garantiscono la eleggibilità e/o la rinegoziabilità di tale credito. Noi concentriamo in questa sede l'attenzione sulle caratteristiche del contratto d'usura.

Nel modello teorico viene ipotizzato che i debitori scelgano simultaneamente tra credito legale e credito illegale, tenendo conto comunque che la propensione a varcare la soglia della illegalità varia da soggetto a soggetto. Per avvicinare la trattazione al dibattito in corso in Italia, per cui generalmente si suppone che il potenziale usurato sia necessariamente un cliente rifiutato dal creditore legale (sia cioè sempre e comunque un soggetto razionato), partiremo da questo caso, sottolineando solo che è una delle possibili fattispecie, a cui dovremo aggiungere quei debitori che trovano conveniente il credito usuraio, senza avere subito alcun razionamento – effettivo o potenziale – dai canali legali. Inoltre, le considerazioni sviluppate sul piano teorico sulla base del solo criterio di efficienza, vengono integrate sulla base del criterio della solidarietà, mantenendo comunque inalterato l'approccio scientifico di base.

Partendo dunque dal credito legale, i soggetti che potenzialmente domandano credito alle banche possono essere distinti in due categorie, rispetto alle loro potenzialità di ripagare i fondi da loro richiesti: soggetti meritevoli, in quanto solvibili ed affidabili, e soggetti immeritevoli. La banca deve valutare al meglio il merito di credito; ma, in presenza di asimmetrie informative ed incertezza, possono verificarsi fenomeni di razionamento sul mercato legale dei crediti che possono riflettersi sullo sviluppo del mercato illegale.

- **Razionamento del credito a *soggetti meritevoli*.** Il finanziamento di un'attività economica o di un progetto di investimento meritevole di credito viene negato, per carenze informative a livello di sistema o di singola banca; è questo un tipico fallimento del mercato, inefficiente dal punto di vista economico; se poi il cliente razionato si rivolge al credito di usura, abbiamo anche una iniquità sociale. In primo luogo, dunque, le banche possono negare il credito a soggetti che, per il loro profilo reddituale o patrimoniale, o per la profittabilità dei loro progetti, viceversa lo meriterebbero: i meritevoli razionati sono

così la prima categoria di operatori da tutelare, in quanto il loro razionamento è inefficiente (il criterio è quello dell'efficienza).

- Razionamento del credito a *soggetti immeritevoli ma bisognosi*. In secondo luogo vi sono soggetti a cui il credito è stato giustamente negato in base all'analisi tecnica, ma che versano in situazioni gravi ed eccezionali di bisogno; anche costoro, definibili gli immeritevoli bisognosi sono da proteggere, in quanto il loro razionamento è iniquo (il criterio è quello della solidarietà).
- Razionamento del credito a *soggetti immeritevoli non bisognosi*. Vi è dunque una terza categoria di individui o imprese che non sono meritevoli di credito, in virtù dei principi economici, né versano nella situazione di bisogno; per costoro, in quanto immeritevoli non bisognosi, non si può pensare di chiedere alcun tipo di tutela, né in base all'efficienza né in virtù della solidarietà. Anzi: sono soggetti che hanno formulato scelte di investimento o di consumo non coerenti con una allocazione efficiente delle risorse, ed il cui non soddisfacimento non provoca significative riduzioni di equità; dunque devono essere esclusi dal credito.
- Infine, bisogna considerare la quarta ed ultima categoria, costituita da coloro che entrano in contatto – almeno inizialmente – con il credito usuraio sulla base di una serie di valutazioni legate alla sua convenienza, globalmente intesa (condizioni iniziali, flessibilità nella concessione e nell'erogazione, utilizzo di garanzie non accettate dai creditori legali ecc.). Definiamo tali debitori come *soggetti opportunistici*; anch'essi, come è ovvio, non sono meritevoli di alcuna tutela sociale.

3.2 L'offerta di usura

Il mercato del credito d'usura affianca ad una specificità dal lato della domanda una specificità dal lato dell'offerta. È necessario riflettere sulla diversità del contratto d'usura rispetto al contratto bancario anche sotto questo punto di vista.

Occorre ribadire con forza la diversità del contratto d'usura da quello di credito legale. In generale la “funzione obiettivo” dell'usuraio è diversa da quella del creditore legale: non gli interessa – se non come caso particolare – la restituzione della somma pattuita, ma mira a determinare situazioni non desiderabili sul piano economico e sociale, in quanto inefficienti, o inique. A tal fine, il livello dei tassi di interesse diviene uno solo dei possibili strumenti. Emblematico, in questo senso, il differente ruolo della garanzia nel contratto bancario rispetto al contratto usuraio. La letteratura microeconomica sui contratti bancari ha rilevato il valore essenzialmente segnaletico della garanzia, in presenza di asimmetrie informative tra banca e debitore. Infatti, se il creditore ed il debitore avessero lo stesso patrimonio informativo, la definizione delle caratteristiche del prestito non presenterebbe difficoltà particolari. Se però il creditore è meno informato dei debitori, diviene più difficile l'allocazione efficiente delle risorse, in quanto condizioni di prestito via via più onerose vengono accettate non solo dai prenditori di fondi con i progetti di investimento più promettenti, ma anche da quelli a più alto rischio di fallimento; si pre-

senta così il cosiddetto rischio della selezione avversa dei debitori. La garanzia può divenire uno strumento di segnalazione della qualità del debitore: garanzie più alte riflettono progetti di investimento migliori.

Nel caso dell'usura, la garanzia può invece divenire l'effettivo oggetto di interesse del creditore. L'usuraio offre un contratto le cui condizioni cercano, al contrario del prestito bancario, di minimizzare le probabilità di restituzione del prestito, in modo da impossessarsi della garanzia. Gli esempi sono molteplici: dai contratti diffusi nell'economia rurale indiana, in cui il proprietario terriero presta ad usura ai propri braccianti, con la conseguenza, in caso di inadempienza, di ridurli di fatto in uno stato di schiavitù; ai contratti di usura offerti dalla criminalità organizzata, in cui l'obiettivo del contratto è impossessarsi dell'azienda dell'usurato, o della sua dipendenza o soggezione personale, utile per altre finalità criminose: controllo del territorio, ricettazione, riciclaggio; ai contratti d'usura a sfondo sessuale. Un caso specifico del ruolo della garanzia nel contratto d'usura è rappresentato dalla situazione in cui tale contratto utilizza come *collateral* un bene non fungibile a tale scopo nei mercati legali. Dunque, poiché il potenziale usurato (o debitore), o meglio la sua impresa o attività, possiedono per l'usuraio (o creditore) un valore economico assente invece nelle analisi costi-benefici del creditore legale, si può spiegare razionalmente l'offerta di un contratto d'usura sulle basi di caratteristiche che il contratto di credito legale non può avere per definizione, in quanto il credito usurario è appunto volto non a riottenere il valore del credito, ma ad appropriarsi di un valore economico diverso, o a massimizzare la probabilità che tale evento accada.

4. LA METODOLOGIA: GLI INDICATORI

L'analisi teorica e formale – sintetizzata nel precedente paragrafo – ha così portato ad individuare un approccio economico allo studio del fenomeno dell'usura ed alla sua eziologia. Tale approccio può essere riformulato in termini quantitativi, ed in modo funzionale allo studio delle concrete realtà territoriali.

Sulla base di tali risultati è infatti possibile organizzare tutte le informazioni disponibili sui fenomeni di usura (indicatori diretti), inquadrandoli però in un contesto più generale di caratteristiche finanziarie, economiche ed istituzionali in senso lato in cui tali fenomeni si generano (indicatori indiretti).

Gli indicatori possono essere classificati in tre grandi categorie, riferibili rispettivamente alla vulnerabilità *ambientale*, *finanziaria* ed *economica*.

Gli aspetti da sottolineare riguardo a tali indicatori sono due. Il primo riguarda l'originalità degli indici costruiti: si fa un passo in più rispetto alle tradizionali statistiche, relativizzando le caratteristiche di ciascuna provincia alla rispettiva importanza economica nazionale e, in un secondo passo, confrontando le province con quella che mostra le anomalie più elevate in modo da pervenire ad un indice di rischio assoluta.

In secondo luogo, ma senza sminuire la validità degli stessi indici, si riconosce l'esistenza di altri strumenti più avanzati e affinati, gli strumenti econometrici, che

consentono non solo di dare una fisionomia più precisa ai mercati potenziali dell'usura, ma anche di fare delle previsioni su quello che potrebbe essere il rischio usura futuro nelle province italiane.

La costruzione di indici che riassumono le caratteristiche del bacino potenziale dell'usura dipende, innanzitutto, dalla necessità di individuare strumenti efficaci nella definizione della politica di prevenzione, oltre che di contrasto, al diffondersi degli scambi usurari. Quindi, al centro dell'analisi, vi è il rischio usura. Inoltre, per "misurare" tale rischio, non si può fare affidamento esclusivamente sui dati relativi all'usura denunciata: occorre affrontare con successo le difficoltà che si presentano volendo analizzare un fenomeno non osservabile per definizione, essendo – com'è noto – il fenomeno dell'usura effettiva sistematicamente non coincidente con i reati di usura denunciati. In tali contesti e/o situazioni congiunturali, l'usura effettiva può essere sottostimata a causa del fenomeno della mancata denuncia, che può avere, a sua volta, origini differenti. In altre situazioni, l'usura effettiva può essere sovrastimata per la presenza della cosiddetta "calunnia d'usura". La strada della definizione di indici che colgono il peso dei diversi fattori che concorrono a formare la domanda e l'offerta potenziale di usura, diviene allora obbligata.

4.1 Dagli indicatori di anomalia all'Indice Globale di rischio Usura

L'analisi dei dati è caratterizzata dall'utilizzo di particolari indicatori che evidenziano le anomalie e le vulnerabilità delle province italiane rispetto a un determinato fenomeno. Ogni variabile è pesata per l'importanza economica relativa di ciascuna provincia, ovvero per la quota di PIL cui ogni realtà territoriale contribuisce¹.

Per costruire gli indici ci avvaliamo dei dati sul Valore Aggiunto² (VA), ossia del PIL a livello provinciale. Il VA di ogni singola provincia è utilizzato per costruire il cosiddetto indice $ECO_{i,j}$:

$$ECO_{i,j} = \frac{\frac{fen_{i,j}}{fen_{iN}}}{\frac{VA_j}{PIL}}$$

dove $fen_{i,j}$ è il numero di osservazioni dell' i -esimo fenomeno nella j -esima provincia, fen_{iN} è il totale delle osservazioni dell' i -esimo fenomeno su tutto il territorio nazionale, VA_j è il valore aggiunto della j -esima provincia e PIL è, chiaramente, il Prodotto Interno Lordo italiano.

L'indice $ECO_{i,j}$ rappresenta allora la percentuale di un dato fenomeno di una certa provincia rapportata all'importanza economica relativa di tale provincia. L'indice

¹ L'analisi dei dati è stata eseguita anche tenendo conto dell'ampiezza demografica di ciascuna provincia, tuttavia non ne riportiamo i risultati, poiché le conclusioni cui si è giunti non presentano apprezzabili differenze con i dati pesati con il PIL provinciale.

² Fonte: Istituto Guglielmo Tagliacarne.

$ECO_{i,j}$ può assumere valori maggiori di zero o, al più, uguali a zero. Il valore nullo caratterizza la situazione in cui il fenomeno oggetto di studio non si è manifestato. I valori maggiori di zero possono essere interpretati in due modi, a seconda che ci si riferisca ad un fenomeno “positivo” per la provincia (per esempio, il numero degli sportelli bancari o, ancora, l’ammontare degli impieghi e dei depositi a livello provinciale), o ad un fenomeno “negativo”, ossia non auspicabile (per esempio, i reati denunciati alle Autorità Giudiziarie, il numero dei protesti levati, il tutto sempre con riferimento alla provincia). Nel primo caso, i valori compresi tra zero e uno fotografano una situazione in cui la provincia non esprime appieno le proprie potenzialità: data la quota di PIL prodotta, l’incidenza del fenomeno osservato è ad essa inferiore. Da questo punto di vista si può definire “anomala” la provincia che non raggiunge quote di un certo fenomeno almeno pari alla quota di VA prodotta al suo interno. Un valore di $ECO_{i,j}$ pari all’unità è indice di “normalità” della provincia, ossia, l’importanza di tale provincia, con riferimento ad una certa variabile, è pari all’importanza economica di quella stessa provincia a livello nazionale. I valori di $ECO_{i,j}$ maggiori dell’unità sono indicatori di assenza di anomalie. In questo caso la provincia esprime, in riferimento ad un dato evento, un’incidenza maggiore della propria importanza economica.

Per i fenomeni del secondo caso, il ragionamento da seguire è invertito. Valori dell’indice $ECO_{i,j}$ minori dell’unità indicano l’assenza di anomalie, in quanto l’incidenza del fenomeno indesiderato è inferiore rispetto all’importanza economica della provincia. Valori maggiori dell’unità indicano, al contrario, la presenza di anomalie, dovute all’eccessiva quota di eventi negativi in rapporto alla quota di partecipazione al PIL. L’unità rappresenta, come nel primo caso, la situazione normale, in cui, cioè, l’importanza relativa del fenomeno in questione è pari all’importanza economica relativa della provincia a livello nazionale.

Dall’indice $ECO_{i,j}$ si ottiene la cosiddetta Soglia di Scostamento $ECO_{i,j}$, $SSECO_{i,j}$. Distinguiamo i due casi appena trattati:

fenomeni “positivi”	fenomeni “negativi”
$SSECO_{i,j} = 1 - ECO_{i,j}$	$SSECO_{i,j} = ECO_{i,j} - 1$

Il significato dell’indice $SSECO_{i,j}$ appena definito è di facile intuizione. $SSECO_{i,j}$ rappresenta lo scostamento percentuale dalla “normalità”, ossia il peso della deviazione dalla media nazionale del fenomeno, ovvero dal valore unitario dell’indice $ECO_{i,j}$. Il calcolo di $SSECO_{i,j}$ per i due casi sopra menzionati, permette di ottenere un indice interpretabile in modo univoco per entrambi i tipi di fenomeni. $SSECO_{i,j}$ può assumere valori compresi tra -1 e zero, indicativi di anomalie provinciali; il valore nullo, indicativo del caso in cui la provincia sia “in linea” con la propria quota di VA rispetto al fenomeno studiato ($ECO_{i,j}=1$); valori maggiori di zero, nel caso in cui la provincia mostri robustezza relativamente al fenomeno in questione. Lo studio delle anomalie si sposta, dunque, dai valori minori/uguali/maggiori di uno, al segno del valore di $SSECO_{i,j}$.

Con gli indici visti finora si quantifica l'anomalia riferita ad una determinata variabile per una determinata provincia, ovvero si dà un valore assoluto al livello di tale anomalia. Il passo successivo è quello di relativizzare tale valore assoluto, ossia di ottenere un indicatore che sia capace di mettere a confronto diretto ogni singola provincia con tutte le altre, e per farlo abbiamo bisogno di un valore di riferimento con cui si possano confrontare le province. Ciò che facciamo è prendere in considerazione, per ogni fenomeno i , la provincia che mostra il maggior valore dell'indice $SSECO_{i,j}$, e rapportare ad esso il valore di tutte le altre province, in modo da ottenere un indice relativo, che ci consente, cioè, di stilare una classifica di "anomalia decrescente". Definiamo il nuovo indice col nome di Soglia di Divergenza $ECO_{i,j}$, $SDECO_{i,j}$:

$$SDECO_{i,j} = \frac{SSECO_{i,j}}{SSECO_{i,jMAX}}$$

dove, $SSECO_{i,jMAX}$ è, appunto, il valore massimo dell'indice $SSECO_{i,j}$. I valori che tale indice può assumere sono uguali o minori dell'unità. Il valore unitario è, ovviamente, assunto dalla provincia che presenta il valore massimo di $SSECO_{i,j}$, ossia la provincia che mostra la massima deviazione dalla norma rispetto al fenomeno considerato. Seguono, in ordine decrescente, le altre province, con valori di $SDECO_{i,j}$ via via inferiori, che indicano la percentuale di anomalia con riferimento all'anomalia massima. I valori negativi indicano, infine, l'assenza di anomalie, ovvero la robustezza della provincia riferita ad un dato evento.

Le Soglie di Divergenza così calcolate possono risultare elevate in valore assoluto per due ordini di motivi. Innanzi tutto, può capitare che le Soglie di Scostamento siano prossime agli estremi, ovvero che ci siano province con anomalie simili; in secondo luogo, può presentarsi la situazione in cui la Soglia di Scostamento massima sia ridotta, ovvero la situazione in cui la variabile in questione presenti una dispersione elevata nell'intero territorio nazionale.

Gli indici fin qui visti possono essere definiti indici "di anomalia" in quanto rappresentativi di situazioni che deviano dalla situazione "normale" che, da un punto di vista puramente logico, è rappresentata da province che esprimono livelli di particolari fenomeni pari alla propria importanza relativa in termini di VA o di popolazione. Da tali rapporti di anomalia si può passare ad un cosiddetto indice di "vulnerabilità". Il nostro scopo è, infatti, quello di stabilire, o cercare di stabilire, un livello di vulnerabilità riguardante un certo fenomeno in una particolare provincia. L'indice di vulnerabilità, $V_{i,j}$, è costruito a partire dalle Soglie di Scostamento. Dopo aver riclassificato in ordine decrescente le $SSECO_{i,j}$, si assegna ad ogni provincia, a partire dalla più anomala per arrivare a quella che mostra il minor livello di anomalia, un *valore assoluto di vulnerabilità* ($v_{i,j}$). La scelta del $v_{i,j}$ è discrezionale, l'importante è dare un ordine decre-

scente di vulnerabilità alle 103 province italiane. E il numero totale delle province è il più semplice e completo ordinamento che si possa trovare: assegnando un $v_{i,j}$ pari a 103 alla provincia maggiormente anomala per la $SSECO_{i,j}$, si assegnano facilmente anche le vulnerabilità assolute alle altre province, a scendere fino alla meno anomala, cui assegniamo il $v_{i,j}$ unitario. A questo punto entra nuovamente in gioco la Soglia di Divergenza. $SDECO_{i,j}$ viene ponderato per $v_{i,j}$, in modo da arrivare all'Indice di Vulnerabilità $IV_{i,j}$, definito come segue:

$$IV_{i,j} = v_{i,j} SDECO_{i,j}^*$$

in cui:

$$SDECO_{i,j}^* = \begin{cases} SDECO_{i,j} & \text{se } SDECO_{i,j} > 0 \\ 0 & \text{se } SDECO_{i,j} \leq 0 \end{cases}$$

La distribuzione dell'indice $IV_{i,j}$ sarà quindi troncata in corrispondenza del punto in cui una provincia cessa di presentare anomalie nella Soglia di Scostamento. Ricordando il *range* di variazione degli indici utilizzati, se ne ottiene con facilità quello di $IV_{i,j}$. Il suo valore massimo è 103, corrispondente alla provincia con Soglia di Scostamento massima, pari all'unità, moltiplicata per $v_{i,j}$, che, per definizione, per quella specifica provincia, è pari a 103. L' $IV_{i,j}$ decresce fino a raggiungere il proprio limite inferiore, che è pari a zero per le province che non presentano anomalie e che, per questo motivo, non presentano vulnerabilità di sorta. Una provincia con $IV_{i,j}$ positivo è considerata una provincia "a rischio", e la gravità di tale vulnerabilità è misurata dal valore assunto da $IV_{i,j}$ stesso.

Introduciamo, infine, il cosiddetto indice $RATIO_{ik,j}$, che ci consente di verificare la presenza di anomalie di un fenomeno i in rapporto ad un'altra variabile di riferimento k :

$$RATIO_{ik,j} = \frac{\frac{fen_{i,j}}{fen_{iN}}}{\frac{fen_{k,j}}{fen_{kN}}}$$

dove il numeratore è il tasso della j -esima provincia per fenomeno i sul fenomeno k e il denominatore il tasso nazionale delle stesse variabili. $RATIO_{ik,j}$ può assumere valori minori, uguali o maggiori di 1, e comunque sempre positivi. Anche in questo caso bisogna distinguere i fenomeni "positivi" da quelli "negativi". Quando l'indice assume valori minori di 1 significa che in quella provincia l'incidenza provinciale del fenomeno i in esame è inferiore rispetto alla media nazionale. Per i fenomeni "positivi" ciò significa che nelle province che mostrano valori minori di 1 esiste una qualche forma di anomalia. Per i fenomeni "negativi", al con-

trario, indicano assenza di anomalie. Valori uguali all'unità indicano "normalità" del fenomeno, ovvero la provincia è perfettamente in linea con la media nazionale. I valori maggiori di 1 indicano, invece, che la provincia è sopra la media nazionale. Per i fenomeni "positivi" ciò si traduce nell'assenza di particolari anomalie. Per quelli "negativi", al contrario, indicano presenza di anomalie rispetto all'intero territorio nazionale.

Definiamo anche per $RATIO_{ik,j}$ gli altri indici basati su $ECO_{i,j}$.

$$\begin{array}{ll} \text{fenomeni "positivi"} & \text{fenomeni "negativi"} \\ SSRATIO_{ik,j} = 1 - RATIO_{ik,j} & SSRATIO_{ik,j} = RATIO_{ik,j} - 1 \end{array}$$

Il calcolo di $SDRATIO_{ik,j}$ è del tutto simile alle precedenti Soglie di Divergenza:

$$SDRATIO_{ik,j} = \frac{SSRATIO_{ik,j}}{SSRATIO_{ik,jMAX}}$$

Anche l'Indice di Vulnerabilità è ottenuto con lo stesso procedimento, $IV_{ik,j}$:

$$IV_{ik,j} = v_{ik,j} SDRATIO_{ik,j}^*$$

in cui:

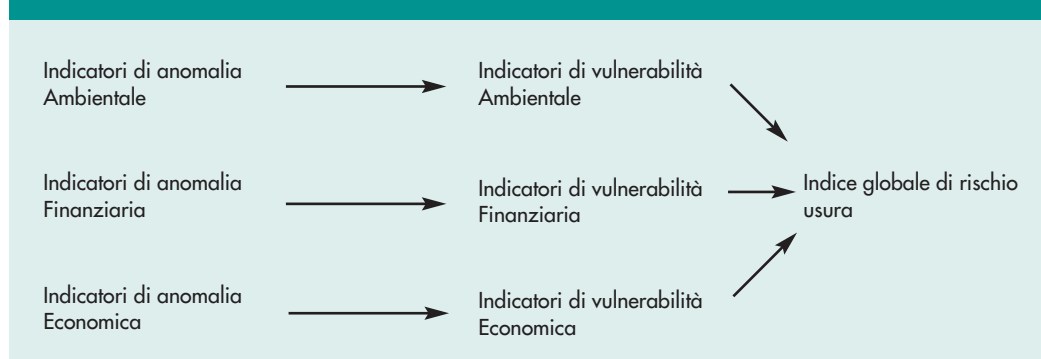
$$SDRATIO_{ik,j}^* = \begin{cases} SDRATIO_{ik,j} & \text{se } SDRATIO_{ik,j} > 0 \\ 0 & \text{se } SDRATIO_{ik,j} \leq 0 \end{cases}$$

I valori che tali indici possono assumere, i loro significati e interpretazioni sono esattamente gli stessi descritti per gli indici basati su $ECO_{i,j}$. Da precisare, infine, che il rapporto $RATIO_{ik,j}$ è utilizzato solamente per verificare eventuali anomalie e vulnerabilità rispetto a variabili quali la disoccupazione e l'occupazione provinciali.

Una volta in possesso di tali indici è possibile fare l'ultimo passo dell'analisi, quello che ci consente di giungere ad un indicatore globale di rischio usura. In altri termini, una valutazione del rischio di vulnerabilità di un dato territorio sarà rappresentata da una media delle valutazioni del rischio di vulnerabilità ambientale, finanziaria ed economica.

4.2 Vulnerabilità ambientale, finanziaria ed economica

Dunque, la struttura logica dei passaggi per giungere al cosiddetto Indice Globale di rischio Usura (IGU) è rappresentata nella Tabella 1.

TABELLA 1 - COSTRUZIONE DELL'IGU

In dettaglio, il calcolo dell'Indice Globale del rischio Usura procede attraverso i seguenti passaggi:

1. di ogni fenomeno rilevante per l'analisi sono stati calcolati gli indici ECO, da cui si perviene alle Soglie di Divergenza e da qui agli Indici di Vulnerabilità;
2. per ogni fase si calcola la media degli Indici di Vulnerabilità dei fenomeni ad essa relativi: se tale valore è positivo, il giudizio è di vulnerabilità, se tale valore è nullo o negativo, il rischio è nullo;
3. si giunge all'IGU facendo la media degli Indici di Vulnerabilità dei tre stadi di sviluppo di una attività criminale, accumulazione, riciclaggio e investimento: il valore positivo è indice di esposizione al rischio di criminalità e, di riflesso, al rischio usura; il valore nullo e negativo è indice di assenza di rischio.

L'IGU così costruito ci dà una visione d'insieme della vulnerabilità e rischiosità di ciascuna provincia italiana.

4.2.1 La vulnerabilità ambientale

Nel nostro Paese, l'offerta potenziale d'usura sarà tanto più alta quanto maggiore è la presenza di criminalità organizzata. Per "quantificare" la vulnerabilità ambientale a causa della presenza di criminalità organizzata, ipotizziamo che l'intensità di tale presenza in un certo territorio e la diffusione dei relativi mercati illegali, rappresenti un buon indicatore. Le variabili che abbiamo rintracciato per studiare la vulnerabilità ambientale sono tre: le denunce per reati di associazioni a delinquere³ (art. 416 C.P.), le denunce per reati di associazione a delinquere di stampo mafioso⁴ (art. 416 bis C.P.) e le denunce per reati di usura⁵.

Utilizzando tali variabili tracciamo il profilo della presenza di attività criminali organizzate e, coadiuvati dai dati relativi alla situazione economica generale, riu-

³ Fonte: ISTAT.

⁴ Fonte: ISTAT.

⁵ Fonte: Ministero dell'Economia.

sciamo a *relativizzare* tale presenza in termini di impatto (vulnerabilità) sul territorio. L'ipotesi da cui partiamo è che un'elevata presenza di fenomeni criminosi si traduca in una più elevata probabilità di esistenza di mercati usurari.

4.2.2 La vulnerabilità finanziaria

La domanda potenziale d'usura sarà tanto più alta quanto maggiore è la vulnerabilità finanziaria. Per il rischio di vulnerabilità finanziaria l'individuazione di indicatori di rischio deve avvenire con particolare cautela. L'ipotesi cruciale è che, in un dato territorio, quanto meno efficace è la presenza del sistema legale del credito, tanto più forte è il rischio usura.

Le variabili che utilizziamo si riferiscono al comparto bancario in termini di presenza nelle province: numero di sportelli, in particolare di Banche S.p.A., di Banche di Credito Cooperativo e di Banche Popolari; in termini di attività e passività: impieghi e depositi, finanziamenti agevolati, finanziamenti per cassa, crediti di firma, sofferenze⁶. Il rischio di usura, è ipotizzato essere inversamente legato al numero di sportelli di banche, nonché all'utilizzo degli strumenti di finanziamento che esse offrono. Le sofferenze rappresentano, invece, un indicatore di malessere del sistema economico e si ipotizza che al crescere delle sofferenze cresca anche la probabilità che ci si possa rivolgere al credito di usura. Anche queste variabili sono rapportate all'importanza economica di ciascuna provincia a livello nazionale.

4.2.3 La vulnerabilità economica

La domanda potenziale d'usura sarà tanto più alta quanto maggiore è la vulnerabilità economica. Come per la vulnerabilità finanziaria, anche per la vulnerabilità economica occorre procedere con prudenza. L'ipotesi cruciale è che la domanda d'usura sarà tanto più probabile quanto più esistono fragilità nel sistema del mercato del lavoro e imprenditoriale di una certa provincia. Perciò, il rischio di usura è tanto più elevato quanto maggiormente il tessuto economico di una provincia non è sufficientemente sviluppato. Coerentemente con tale indicazione teorica abbiamo individuato alcune variabili che ben si adattano al nostro obiettivo: il tasso di occupazione e di disoccupazione⁷ come indicatori del grado di salute del mercato del lavoro. Per quel che concerne le variabili relative alle imprese, abbiamo preso in considerazione i protesti levati e i fallimenti dichiarati in ogni provincia⁸ come fenomeni indicatori di malessere dell'attività produttiva.

I valori di tutte variabili utilizzate si riferiscono alla media del quadriennio che va dal 1999 al 2002.

⁶ Fonte: Banca d'Italia.

⁷ Fonte: ISTAT.

⁸ Fonte: ISTAT. I protesti e i fallimenti, pur essendo variabili di tipo "giudiziario", appartengono alla sfera economica degli agenti del mercato e rappresentano anch'essi un indicatore delle fragilità del tessuto economico di un dato territorio.

5. GLI INDICI DI ANOMALIA

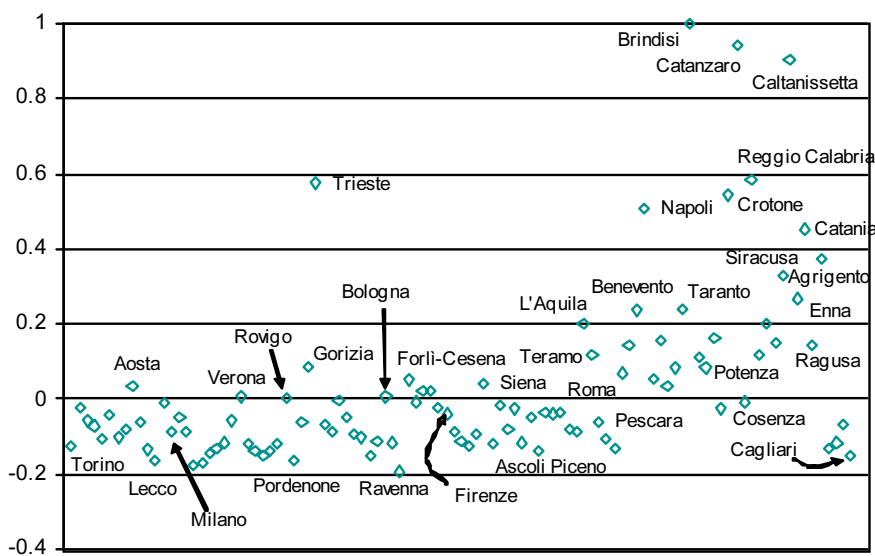
Considerando che la costruzione degli indici di anomalia procede alla derivazione di un indice partendo dal precedente, se ne conclude che la descrizione dei risultati evidenziati da ciascuno di essi per ogni provincia è la medesima per ogni indice. Limitarsi alla descrizione di uno solo di essi non è perciò riduttivo ai fini del presente lavoro. Per dare una visione d'insieme della dimensione “provincia/nazione” è utile l'ultimo indice di anomalia derivato: la Soglia di Divergenza (ricordiamo che tale indice mette in luce le anomalie provinciali confrontando ogni provincia con quella maggiormente anomala).

5.1 Le anomalie ambientali

Dalla Figura 1 alla Figura 3 si può immediatamente notare come le anomalie riferite ai fenomeni criminali si presentino crescenti a partire dal nord Italia procedendo lungo la penisola verso le province meridionali. Ciò non significa che i reati per associazioni a delinquere, quelli di stampo mafioso e quelli di usura, siano una peculiarità del Sud. Le statistiche tradizionali (numeri di reati) dicono che tutto il territorio nazionale è colpito da fenomeni criminosi, con le province maggiormente popolate in testa: Milano, Roma e Napoli. Gli indici da noi calcolati modificano tale scenario.

La Figura 1 (nell'asse delle ascisse, in ordine Nord-Sud, le 103 province d'Italia) si riferisce alla media delle associazioni a delinquere denunciate nel quadriennio 1999-2002. La SDECO rivela come Brindisi sia la provincia che presenta l'anoma-

FIGURA 1 - SDECO ASSOCIAZIONI A DELINQUERE - MEDIA 1999-2002

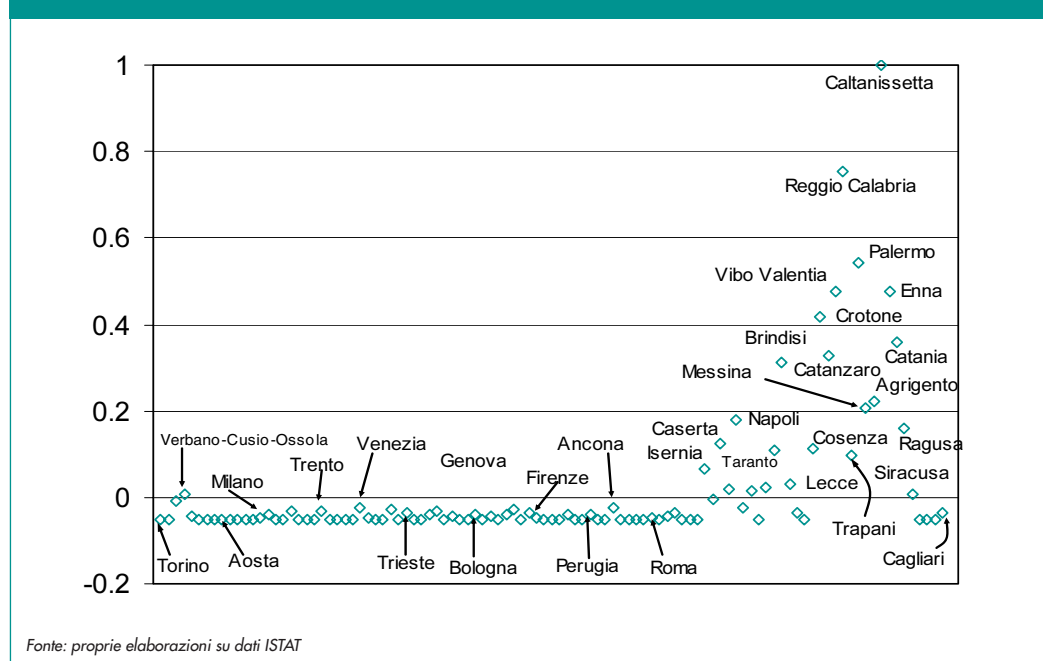


Fonte: proprie elaborazioni su dati ISTAT

lia più evidente. Una SDECO molto prossima all'unità caratterizza anche Catanzaro (0.94) e Caltanissetta (0.91), seguono Reggio Calabria (0.58), Crotone (0.55), Napoli (0.51) e Catania (0.45). Anche le restanti province del Sud hanno delle Soglie di Divergenza positive, indicative di presenza di anomalie. Sempre nel Sud, solo Vibo Valentia, Cosenza e le quattro province sarde non presentano anomalie. Nel Centro, solo alcune province presentano anomalie: L'Aquila (0.2), Teramo (1.2), Massa Carrara (0.024) e Lucca (0.022). Nel Nord, la grande maggioranza non ne presenta. Non mancano, però, le eccezioni. Eccezioni che hanno il loro culmine nella provincia di Trieste: la SDECO ha un valore di 0.57 che la porta in quinta posizione assoluta in Italia, subito alle spalle di Reggio Calabria e davanti a Crotone. Tra le altre province settentrionali che presentano anomalie si segnalano Aosta, Verona, Rovigo, Gorizia e Bologna, tutte con indici inferiori a 0.01, ma pur sempre positivi.

La Figura 2, relativa alle associazioni di stampo mafioso, risalta la peculiarità meridionale del reato. Una distribuzione delle anomalie pressoché piatta, evidenzia l'assenza di anomalie nelle province del Nord e del Centro. Senza anomalie anche le quattro province sarde e quella di Avellino, Foggia, Campobasso e le province lucane. A presentare le più elevate anomalie sono Caltanissetta, Reggio Calabria e Palermo, seguite dalle altre province siciliane e calabresi. Tutte le province del Centro e del Nord, con l'esclusione di Verbano-Cusio-Ossola – con una SDECO pari a 0.005 – non presentano anomalie.

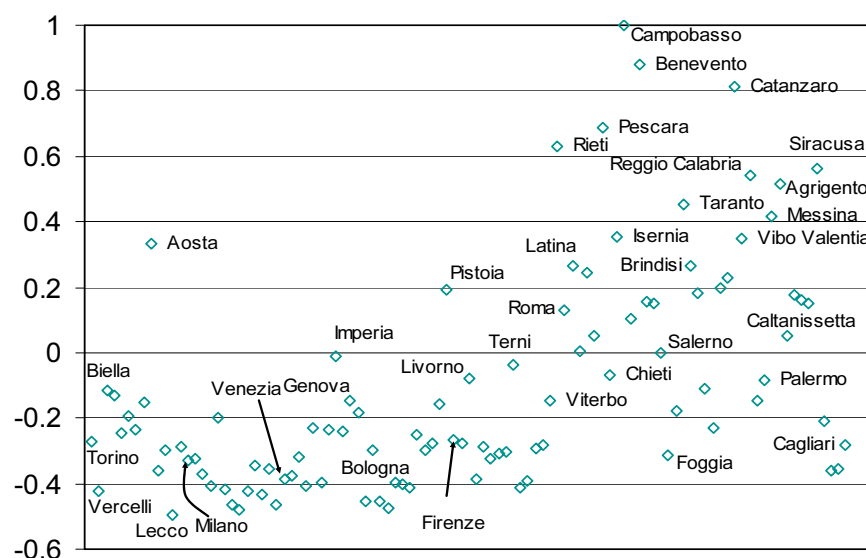
FIGURA 2 - SDECO - ASSOCIAZIONI MAFIOSE - MEDIA 1999-2002



L'ultima variabile relativa alla vulnerabilità ambientale è quella relativa alle denunce per usura. Anche in questo caso è evidente la tendenza all'incremento delle anomalie in direzione Nord-Sud, ma la dispersione dei dati è maggiore. La pro-

vincia di riferimento ossia quella che presenta il valore unitario, è quella di Campobasso, seguita da Benevento (0.88) e Catanzaro (0.81); nelle prime posizioni anche Pescara (0.69), Rieti (0.63) e Siracusa (0.56). Valori positivi della SDECO anche per la maggior parte delle province meridionali, con l'esclusione delle province lucane e sarde, più quelle di Foggia, Bari, Palermo e Trapani. Nel centro Italia non si riscontrano particolari anomalie, salvo per Roma (0.13), Latina (0.26), le già citate Rieti e Pescara, L'Aquila (0.24) e Teramo (0.05). Al Nord, unica provincia a mostrare anomalie è quella di Aosta – con una SDECO uguale a 0.33 – che la pone sullo stesso piano di Vibo Valentia, Isernia e Latina per livello di anomalia riferito al reato di usura. Tutte le restanti province del Nord non mostrano indici oltre la soglia di anomalia.

FIGURA 3 - SDECO DELITTI DI USURA - MEDIA 1999-2002

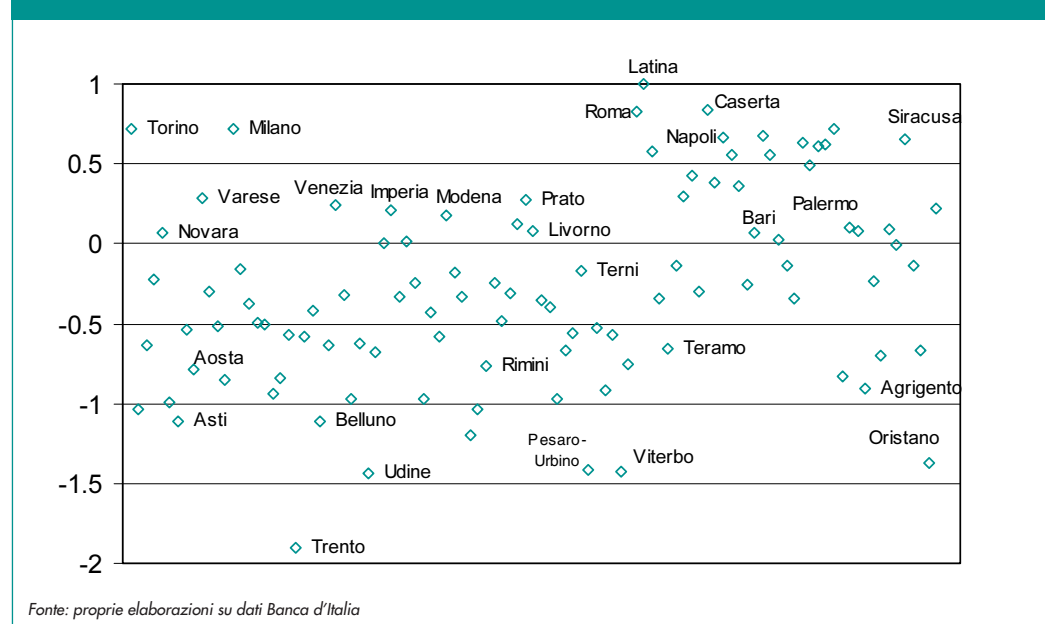


Fonte: proprie elaborazioni su dati ISTAT

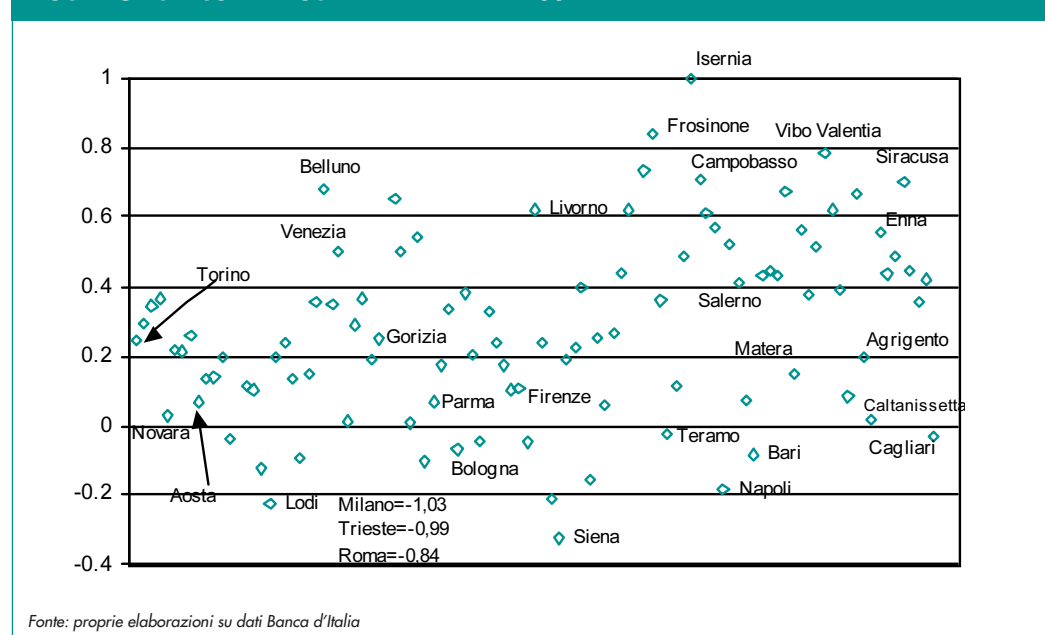
5.2 Le anomalie finanziarie

In valori assoluti non c'è dubbio che le province che presentano i valori più elevati delle variabili finanziarie siano anche quelle che presentano un'economia maggiormente sviluppata. Milano e Roma, nelle statistiche tradizionali, esprimono i valori più elevati sia per quanto riguarda la presenza di sportelli nel territorio, sia per quanto riguarda il valore dei depositi, degli impieghi, dei finanziamenti, del livello di crediti in sofferenza. Subito dopo i capoluoghi della Lombardia e del Lazio, i valori più elevati di tali variabili riguardano le regioni del Nord-Est, la provincia di Torino e quella di Napoli.

Nella valutazione della vulnerabilità finanziaria, si pesano tali valori assoluti con le quote di PIL provinciale, e si descrivono le anomalie delle province rispetto a tali variabili.

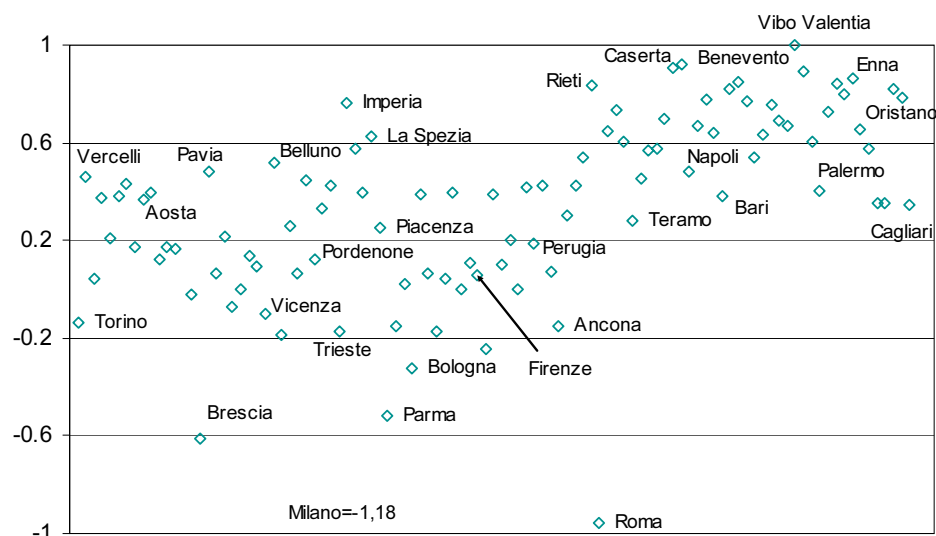
FIGURA 4 - SDECO - SPORTELLI BANCARI - MEDIA 1999-2002

La Figura 4 riporta le anomalie relative alla presenza bancaria sul territorio (totale degli sportelli di banche S.p.A., Banche di Credito Cooperativo e Banche Popolari). E' evidente che la maggioranza delle province italiane non presenta anomalie (indice minore di zero). La provincia più anomala è Latina (1), seguita da Caserta (0.84) e Roma (0.82). E' immediato riscontrare che le province maggiormente popolate presentano anomalie: oltre Roma, Torino (0.8), Milano (0.71) e Napoli (0.67) si posizionano nelle prime posizioni per presenza di anomalie.

FIGURA 5 - SDECO - DEPOSITI - MEDIA 1999-2002

La Figura 5 riferisce di anomalie sui depositi bancari per la maggioranza delle province. Milano, Roma e Napoli, carenti dal punto di vista del numero di sportelli bancari in rapporto alla quota di PIL che producono, non presentano anomalie per l'ammontare dei depositi. Sono le province di Isernia (1), Frosinone (0.84) e Vibo Valentia (0.78)

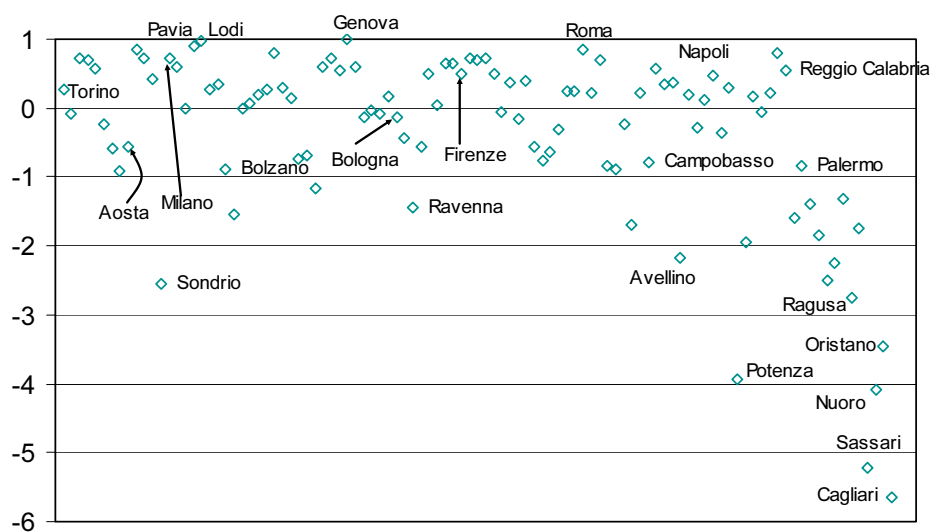
FIGURA 6 - SDECO - IMPIEGHI - MEDIA 1999-2002



Fonte: proprie elaborazioni su dati Banca d'Italia

ad essere caratterizzate dalle anomalie più importanti, seguite dalle altre province del Centro e del Sud. Tra le province del Nord che presentano anomalie rimarchiamo la presenza di Belluno (0.68), Venezia (0.5), Torino (0.24), Firenze (0.1) ed Aosta (0.07).

FIGURA 7 - SDECO - FINANZIAMENTI AGEVOLATI - MEDIA 1999-2002

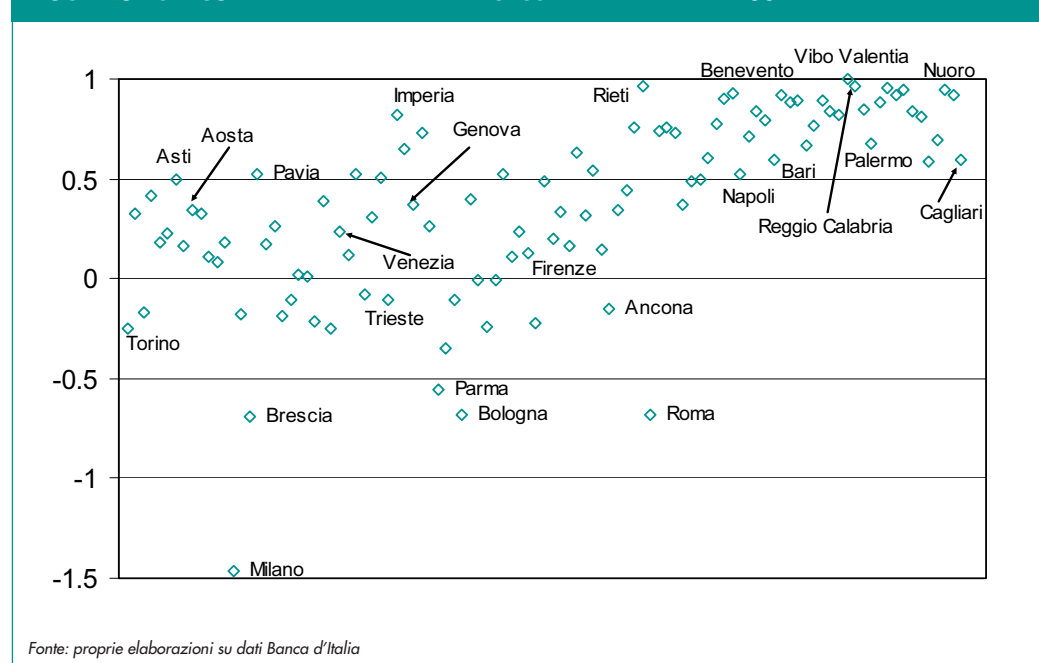


Fonte: proprie elaborazioni su dati Banca d'Italia

Le anomalie sugli impieghi presentano un andamento più regolare rispetto alle anomalie sui depositi. Dalla Figura 6 si intuiscono le anomalie crescenti in direzione Nord-Sud. Roma e Milano, le province *outlier* della serie, non presentano un indice anomalo, così come gran parte delle altre province del Nord. Le province del Centro presentano un andamento contrastato, ma anche qui è evidente il trend crescente in direzione Centro-Nord Centro-Sud. Tutte le province del Sud, nessuna esclusa, presenta anomalie sui livelli degli impieghi espressi in base al PIL. Le province che mostrano le maggiori anomalie sono Vibo Valentia (1), Benevento (0.92) e Caserta (0.91).

La Figura 7 si riferisce alle anomalie sull'emissione di finanziamenti agevolati. Tenendo distinti Nord, Centro, Sud e Isole, è intuibile un trend lineare dal Nord al Sud, con una caduta repentina dell'andamento a partire dalle province siciliane fino a quelle sarde, con l'aggiunta di Potenza, Matera, Avellino e Chieti. La quasi totalità delle province mostra, perciò, anomalie sui finanziamenti agevolati. Nel Nord, le uniche province a non presentare anomalie sono quelle di Sondrio (-2.54), Trento (-1.55) Ravenna (-1.45) e Gorizia (-1.16).

FIGURA 8 - SDECO - FINANZIAMENTI PER CASSA - MEDIA 1999-2002

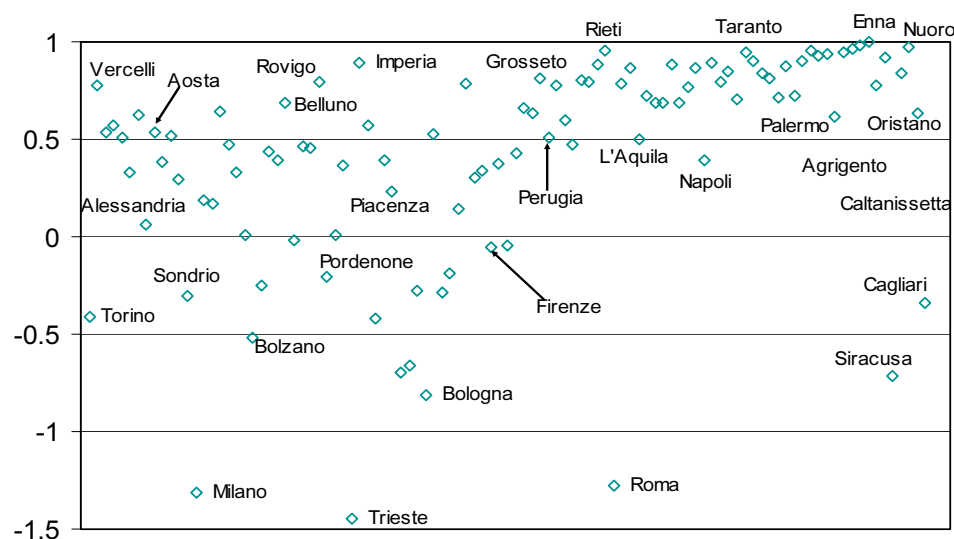


Le anomalie per i finanziamenti per cassa, in Figura 8, presentano un andamento crescente partendo dal Nord e scendendo lungo le province della penisola. E' evidente, comunque, che la maggioranza delle province presenta indici maggiori di zero, indicatori di presenza di anomalie.

Vibo Valentia è la provincia con l'anomalia massima (1), seguita dalla provincia di Reggio Calabria (0.99), da Agrigento (0.96) e dalle restanti province meridionali. Pur presentando tutte anomalie sui finanziamenti per cassa, è immediato notare

che una distinzione tra Nord e Sud è ancora possibile: la maggior parte delle province del Nord ha anomalie comprese tra 0 e 0.5, mentre quelle del Sud tra 0.5 e 1. Le province del Centro si collocano, ancora una volta in una via di mezzo, con anomalie sopra lo 0.5 per le province del Centro-Sud e minori di 0.5 per il Centro-Nord.

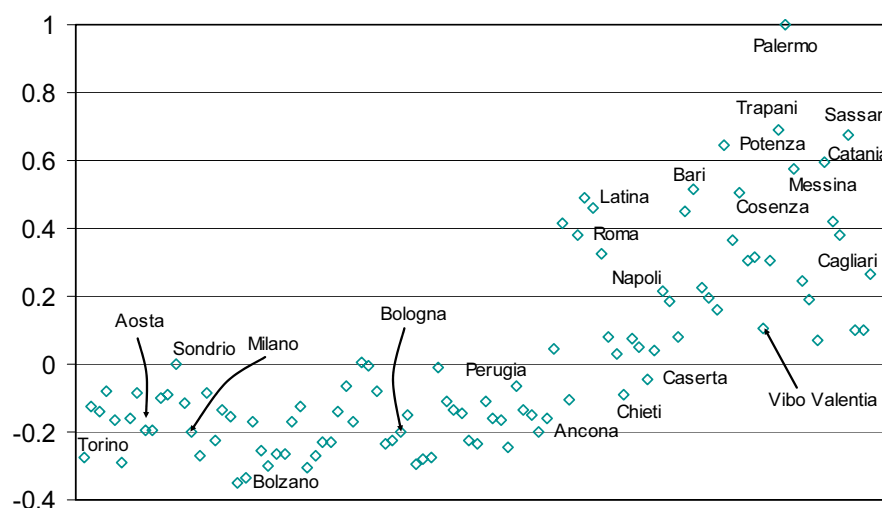
FIGURA 9 - SDECO - CREDITI DI FIRMA - MEDIA 1999-2002



Fonte: proprie elaborazioni su dati Banca d'Italia

La maggioranza delle province presenta anomalie anche relativamente all'emissione di crediti di firma (Figura 9). Sono le province del Sud ad essere maggiormente anomale, con Enna (1) innanzi a tutte, seguita da Caltanissetta (0.98) e Nuoro (0.97). Tutte le altre province del Sud presentano valori che segnalano anomalie, con l'eccezione delle sole province di Cagliari e Siracusa, che mostrano valori dell'indice SDECO pari rispettivamente a -0.34 e -0.72. Nel Nord, le province con le maggiori anomalie sono Vercelli (0.78), Verbano-Cusio-Ossola (0.57) e Aosta (0.58). Roma (-1.27), Milano (-1.3) e Trieste (-1.4) chiudono la graduatoria non presentando anomalie.

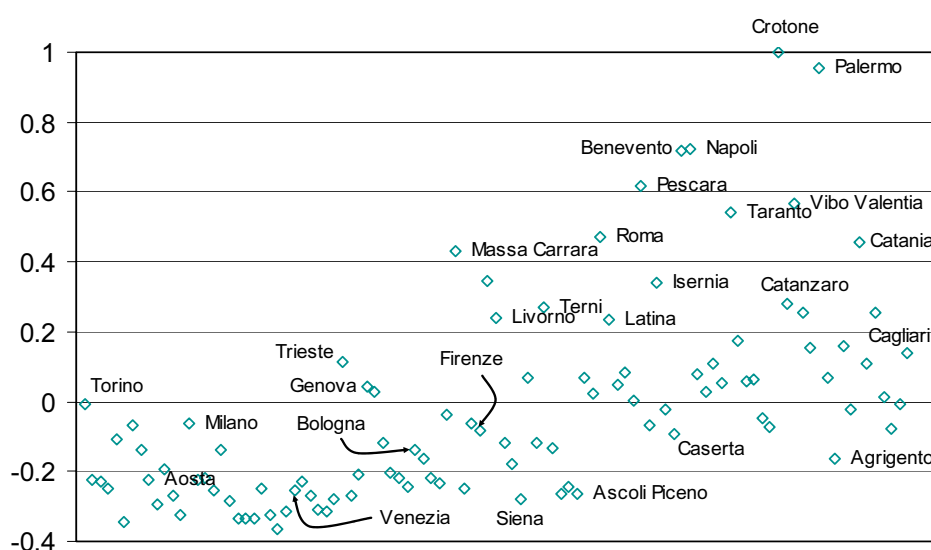
La distribuzione delle anomalie riferite ai crediti in sofferenza, in Figura 10, rivela un andamento crescente dalle province del Nord verso quelle del Sud. La provincia con la maggiore anomalia è Palermo (1), subito dopo il capoluogo siciliano si collocano le province di Trapani (0.79) e Sassari (0.67). Solamente una provincia del Sud non mostra anomalie: Caserta (-0.04). Tra le province del Centro, solamente le province dell'Abruzzo e del Lazio presentano anomalie, con l'esclusione di Rieti e Chieti, mentre le restanti province non raggiungono la soglia di anomalia. Prendendo in considerazione le province del nord Italia, risalta la pressoché totale assenza di anomalie. Le uniche eccezioni sono rappresentate dalle province di Sondrio e La Spezia: entrambe le province presentano un valore anomalo dell'indice, seppur molto prossimo allo zero.

FIGURA 10 - SDECO - SOFFERENZE - MEDIA 1999-2002

Fonte: proprie elaborazioni su dati Banca d'Italia

5.3 Le anomalie economiche

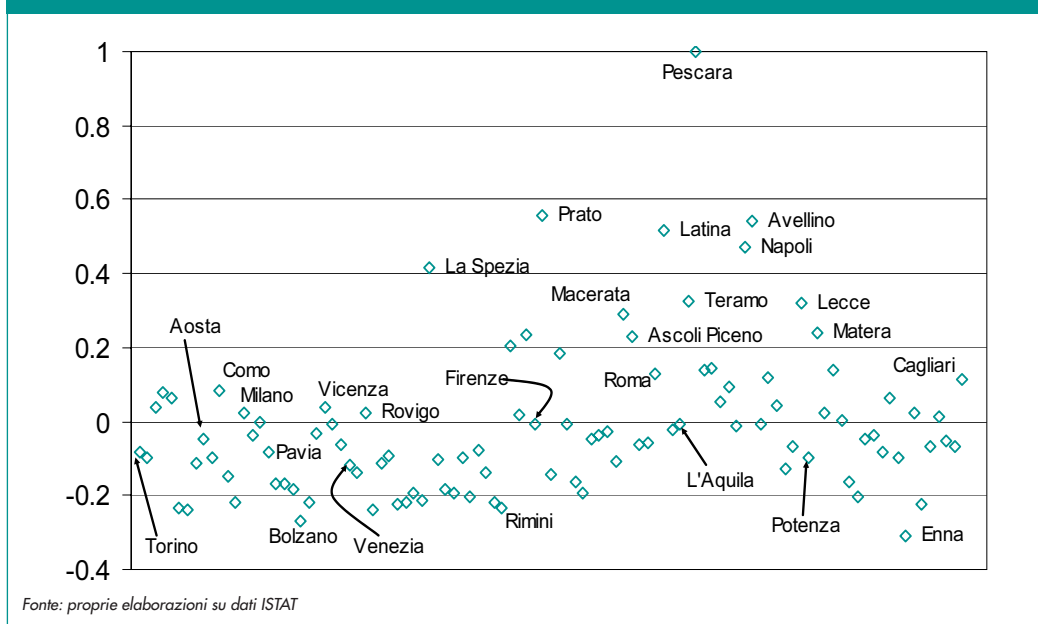
Le variabili che si riferiscono alla vulnerabilità economica prendono in considerazione il tessuto socio-economico provinciale come mercato di sbocco delle attività criminali. Indicatori dello stato di salute dell'economia sono: l'ammontare dei protesti, il numero di fallimenti dichiarati, il tasso di occupazione e il tasso di disoccupazione.

FIGURA 11 - SDECO - PROTESTI - MEDIA 1999-2002

Fonte: proprie elaborazioni su dati ISTAT

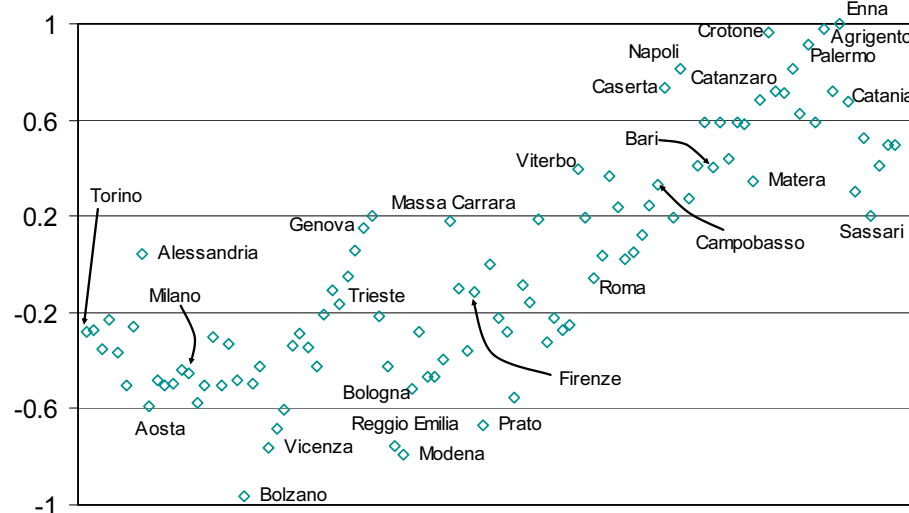
Dalla Figura 11 si evince che la quasi totalità delle province del Nord non presenta anomalie con riferimento ai protesti levati nei territori provinciali. Solamente le province di Trieste (0.11), Genova (0.04) e La Spezia (0.03) presentano indici positivi e perciò indicatori di anomalie. Nel Centro e nel Sud, per la maggior parte delle province, l'indice SDECO assume valori positivi. La provincia di riferimento in quanto caratterizzata dalle maggiori anomalie è Crotone (1). La provincia calabrese è seguita da Palermo (0.95), Napoli (0.719) e Benevento (0.72). Nel Sud sono poche le province che non hanno anomalie: Oristano (-0.01), Enna (-0.023), Campobasso (-0.025), Matera (-0.05), Cosenza (-0.07), Nuoro (-0.08), Caserta (-0.1) e Agrigento (-0.17).

FIGURA 12 - SDECO - FALLIMENTI - MEDIA 1999-2002



La Figura 12 prende in considerazione le anomalie riferite ai fallimenti. Dopo Pescara (1), che presenta l'anomalia più importante lasciandosi indietro le altre province in modo evidente, ad essere caratterizzate da anomalie elevate sono le province Prato (0.56), Avellino (0.54), Latina (0.52), Napoli (0.47) e La Spezia (0.42). Il resto delle province del Sud e del Centro è caratterizzato da indici di anomalia inferiori a 0.4. La maggior parte delle province del Nord non presenta anomalie, con l'eccezione di Como (0.09), Verbano Cusio Ossola (0.08), Novara (0.06), Vicenza (0.04), Biella (0.04) e Rovigo (0.02).

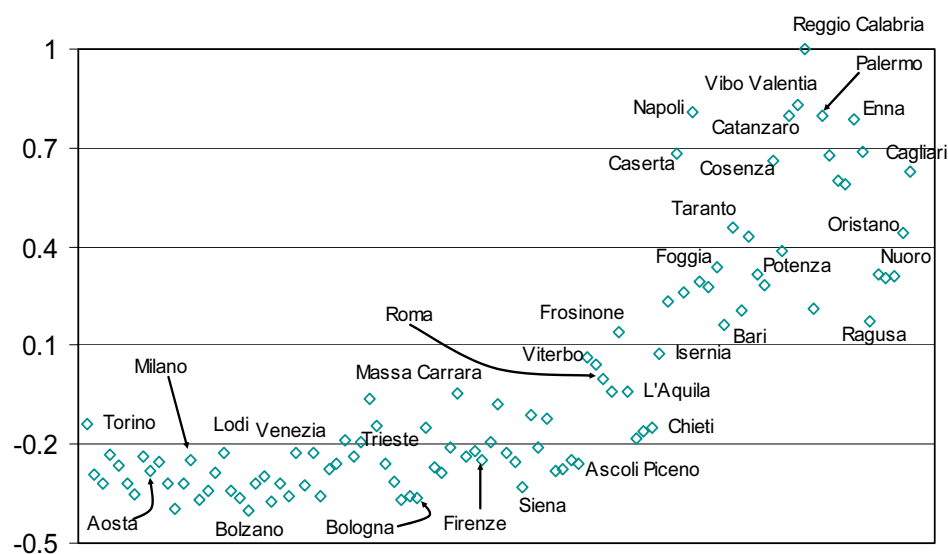
Le anomalie relative alla forza lavoro occupata non presentano risultati diversi dalle tradizionali statistiche. Le differenze all'interno del territorio italiano sono messe in risalto anche dall'indice SDRATIO. Dalla Figura 13 emergono livelli crescenti di anomalie nel mercato del lavoro in direzione Nord-Sud. La provincia di Enna (1) è la provincia con le maggiori anomalie, a seguire le province di Agrigento (0.98), Crotone (0.96), Palermo (0.91) e Napoli (0.81). Nel Centro, le province mostrano anomalie decrescenti mano a mano che si sale verso le province più a nord. Nel Settentrione la maggioranza delle province non presenta anomalie, con l'e-

FIGURA 13 - SDRATIO - OCCUPAZIONE - MEDIA 1999-2002

Fonte: proprie elaborazioni su dati ISTAT

scusione di tre province liguri (la sola Imperia non presenta anomalie, SDRATIO = -0.05), con valori comunque inferiori a 0.2, e la provincia di Alessandria (0.05).

L'andamento crescente delle anomalie in direzione Nord-Sud non fa eccezione per i valori relativi alla disoccupazione. La Figura 14 indica anomalie elevate per tutte le province del Sud e anomalie pressoché inesistenti per le province del Centro e del Nord. Le province calabresi e siciliane sono quelle con le anomalie più marcate, con l'aggiunta della provincia di Napoli. Reggio Calabria (1), è la provincia

FIGURA 14 - SDRATIO - DISOCCUPAZIONE - MEDIA 1999-2002

Fonte: proprie elaborazioni su dati ISTAT

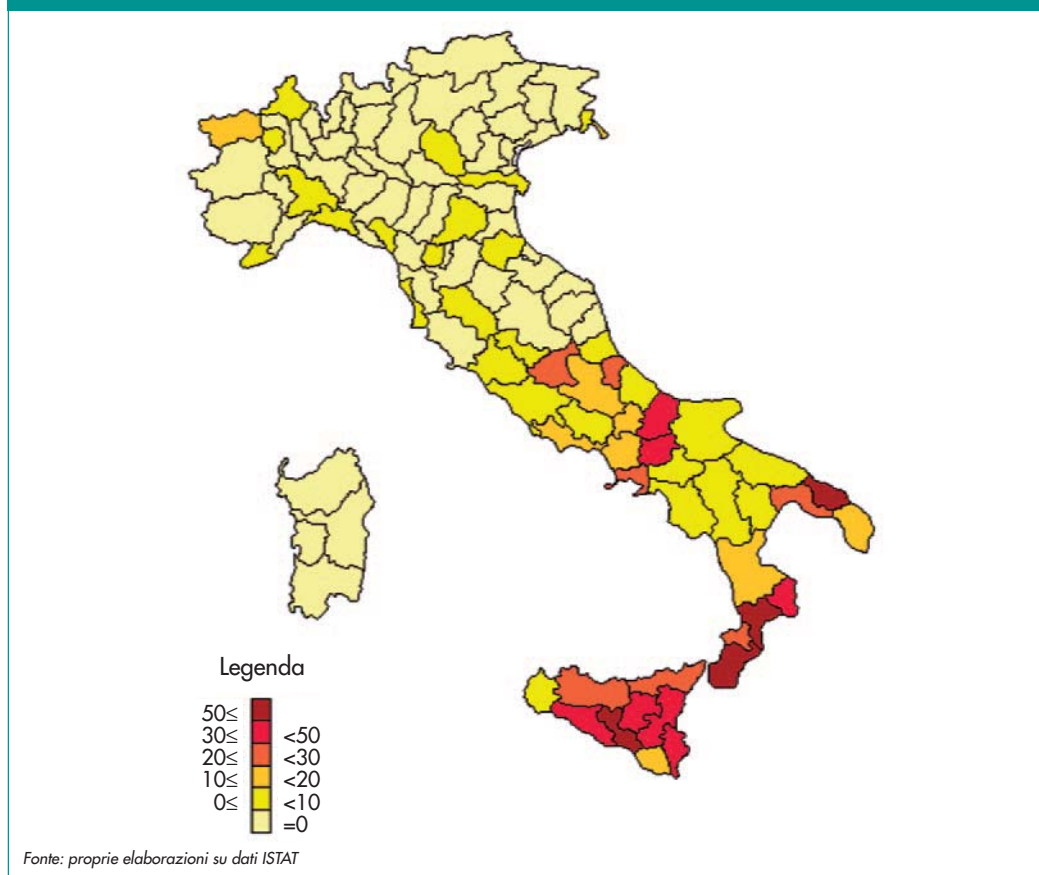
di riferimento con l'anomalia più elevata. Subito dietro Reggio Calabria troviamo Vibo Valentia (0.83), seguita da Napoli (0.8), Palermo (0.796), Catanzaro (0.795) e Enna (0.788). Le province del Centro che mostrano anomalie sono solo tre: Frosinone (0.14), Viterbo (0.06) e Rieti (0.04), le restanti non presentano anomalie. Al Nord, tutte le province, nessuna esclusa, presentano valori dell'indice SDRA-TIO sulla disoccupazione al di sotto della soglia di anomalia, presentando dei tassi di disoccupazione inferiori al tasso di disoccupazione nazionale.

6. GLI INDICATORI DI VULNERABILITÀ

Dagli indici di anomalia cui si è pervenuti si passa ad un Indice di Vulnerabilità (IV) per ciascuno dei tre diversi aspetti considerati.

Il primo passo è stato quello di relativizzare le anomalie provinciali con riferimento alla provincia più anomala, il secondo quello di dare un valore assoluto a tali anomalie, in modo da renderle facilmente e immediatamente comprensibili e confrontabili. Questo è quello che fa l'IV. Calcolato per ogni variabile inserita nello studio, l'IV di cui presentiamo i risultati è una media degli IV per le singole variabili riferite ai tre momenti. Ricordiamo che il limite superiore dell'IV per cia-

FIGURA 15 - INDICE DI VULNERABILITÀ AMBIENTALE



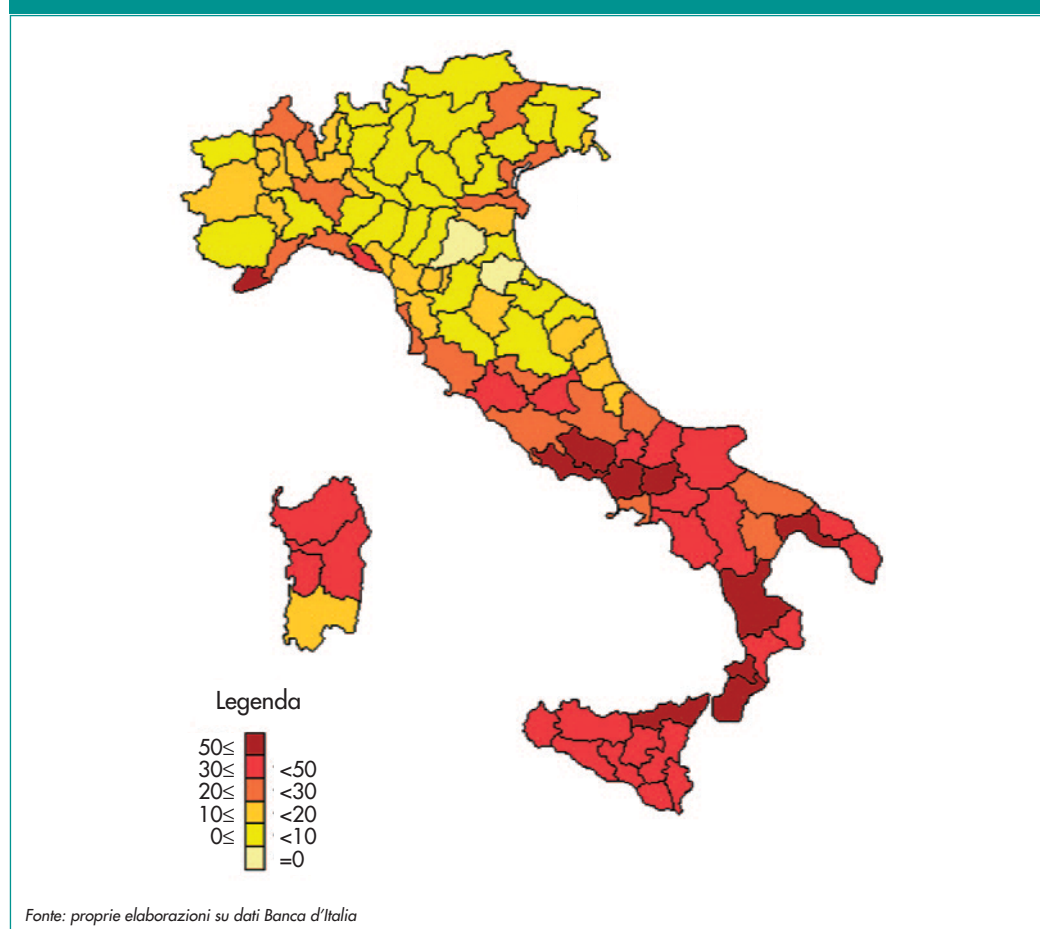
scuna variabile è 103; di conseguenza anche il limite superiore teorico della loro media è 103, raggiungibile solo nel caso in cui la medesima provincia sia la più anormale per tutti i fenomeni presi in considerazione in ciascuno stadio.

6.1 La vulnerabilità ambientale

L'IV per l'aspetto della vulnerabilità ambientale mette in risalto come le associazioni a delinquere, – di stampo mafioso e non – e i reati denunciati di usura siano una caratteristica del Sud, e la Figura 15 lo evidenzia chiaramente.

Le province siciliane e quelle calabresi mostrano le vulnerabilità maggiori, seguite da Brindisi, Benevento, Campobasso, Taranto, Napoli, Rieti e Pescara. La maggioranza delle province del Nord, non presenta vulnerabilità (IV uguale al valore nullo) e così pure tutte e quattro le province sarde, uniche province del Sud a non essere affette da vulnerabilità per criminalità organizzata e usura. Nel Centro, oltre Pescara e Rieti, le altre province laziali e abruzzesi risultano vulnerabili al fenomeno, mentre le province del Centro-Nord non risultano essere vulnerabili.

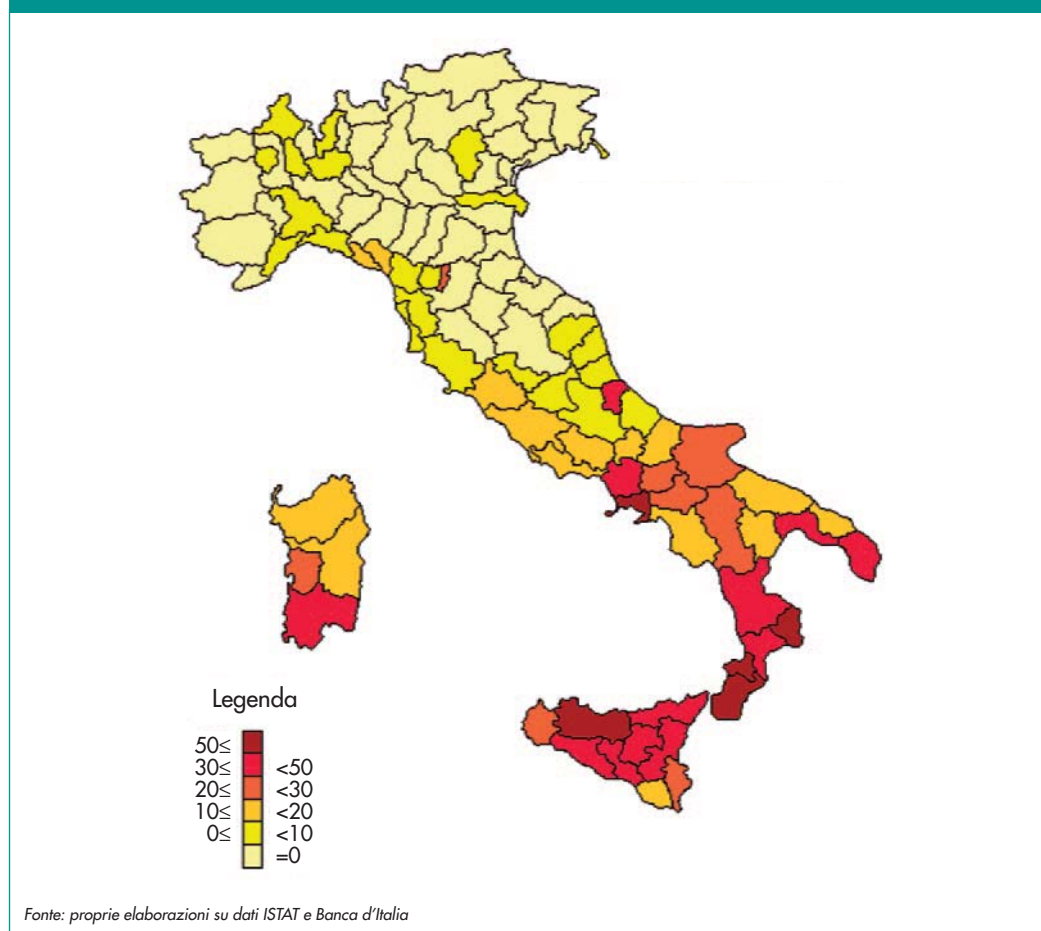
FIGURA 16 - INDICE DI VULNERABILITÀ FINANZIARIA



6.2 La vulnerabilità finanziaria

Tutto il Sud mostra vulnerabilità finanziaria elevata, con le province calabresi, campane, siciliane e laziali in cima alla graduatoria di vulnerabilità. Salendo verso il Centro, si nota chiaramente che tutte le province tirreniche e tutte quelle liguri hanno un IV più elevato rispetto a quelle adriatiche. Nel Nord, oltre le province liguri, risultano vulnerabili più delle altre, le province di Verbano-Cusio-Ossola, Varese, Pavia, Rovigo, Venezia e Belluno, a seguire le altre province piemontesi e quelle lombarde.

FIGURA 17 - INDICE DI VULNERABILITÀ ECONOMICA



6.3 La vulnerabilità economica

Le vulnerabilità economiche sono riassunte nella Figura 17. Mentre al Nord si registrano in gran parte IV nulli, con l'esclusione delle province del nord del Piemonte, della Lombardia e della Liguria, di Vicenza e Rovigo, nel Centro è evidente una distinzione tra province tirreniche e adriatiche, con le prime caratterizzate da livelli di vulnerabilità più elevati delle seconde. A Pescara, Prato e nelle pro-

vince del Lazio si registrano le vulnerabilità maggiori. Al Sud l'indice si distribuisce a macchia di leopardo, ma è comunque sempre più elevato rispetto agli indici delle province del resto di Italia. Le province siciliane e calabresi hanno le vulnerabilità più elevate, seguite dalle province campane, sarde e pugliesi.

7. L'INDICATORE GLOBALE DI RISCHIO USURA

Nei paragrafi precedenti abbiamo individuato una serie di indicatori di anomalia di una serie di fenomeni utili a determinare il grado di anomalia e di vulnerabilità di un dato territorio rispetto a tre momenti: ambientale, finanziari ed economico.

Per valutare la vulnerabilità complessiva al rischio usura abbiamo così suddiviso le province in fasce di rischio tenendo come punto di riferimento il *range* dei valori assunti dall'IGC stesso. L'IGU può assumere, in teoria, valori compresi tra 0 e 103. Dall'elaborazione dei dati appena descritta il *range* effettivo dell'indicatore è risultato essere [0.4;61.18], e questo ci ha portato a creare sei classi di rischio così definite:

$50 \leq \text{IGU} < 62$	classe di rischio molto alto	A
$40 \leq \text{IGU} < 50$	classe di rischio alto	B
$30 \leq \text{IGU} < 40$	classe di rischio medio-alto	C
$20 \leq \text{IGU} < 30$	classe di rischio medio	D
$10 \leq \text{IGU} < 20$	classe di rischio medio-basso	E
$0 < \text{IGU} < 10$	classe di rischio molto basso	F

Andando a vedere i risultati riportati nella Tabella 2 si nota chiaramente che appartengono alla prima categoria di rischio, classe A, tre province calabresi: Reggio Calabria, Catanzaro e Vibo Valentia. Nella seconda fascia, la fascia B, sono presenti sette province: Caltanissetta, Crotone, Napoli, Enna, Palermo, Taranto e Brindisi. E' interessante notare che nelle prime due fasce si collocano più che altro calabresi e siciliane, con l'aggiunta di Napoli e Taranto.

Nella fascia C, definita a rischio medio-alto, ancora province del Sud: Agrigento, Catania, Benevento, Caserta, Messina e Cosenza.

Nella fascia D troviamo, con un rischio medio, le province di Siracusa, Latina, Lecce, Campobasso, Pescara, Isernia, Frosinone, Avellino, Rieti, Trapani, Ragusa, Potenza e Salerno.

Nella penultima fascia, la classe E, definita a rischio medio-basso, si collocano le province di Foggia, Nuoro, Imperia, Oristano, Matera, Roma, Viterbo, L'Aquila, La Spezia, Sassari, Cagliari, Bari, Prato, Terni, Massa Carrara, Chieti e Livorno.

Nella classe F, quella a rischio basso, si collocano tutte le altre province che, vista la composizione delle fasce precedenti, vede la presenza della maggior parte delle province del Centro e di tutte le province del Nord.

Le classi di rischio appena definite derivano dalla media degli Indici di Vulnerabilità precedentemente calcolati. La loro definizione è importante nell'ottica di divenire strumenti di conoscenza per tutti e strumenti operativi per le autorità, da affiancare a quegli strumenti che un'analisi di tipo econometrico è sicuramente in grado di esprimere.

Tavola 2 - L' INDICE GLOBALE DI RISCHIO USURA

PROVINCE	IGU	CLASSE DI RISCHIO
Reggio Calabria	61.18	A
Catanzaro	54.50	A
Vibo Valentia	51.98	A
Caltanissetta	47.67	B
Crotone	47.30	B
Napoli	42.15	B
Enna	41.73	B
Palermo	41.34	B
Taranto	40.71	B
Brindisi	40.36	B
Agrigento	39.65	C
Catania	39.00	C
Benevento	38.93	C
Caserta	36.36	C
Messina	36.00	C
Cosenza	33.26	C
Siracusa	29.05	D
Latina	28.93	D
Lecce	28.05	D
Campobasso	27.36	D
Pescara	27.02	D
Isernia	26.12	D
Frosinone	25.70	D
Avellino	25.59	D
Rieti	25.31	D
Trapani	23.88	D
Ragusa	21.92	D
Potenza	21.14	D
Salerno	20.96	D
Foggia	19.51	E
Nuoro	19.15	E
Imperia	18.26	E
Oristano	17.83	E
Matera	16.80	E
Roma	16.52	E

Segue: Tavola 2 - L' INDICE GLOBALE DI RISCHIO USURA

PROVINCE	IGU (FE)	CLASSE DI RISCHIO
Viterbo	15.88	E
L'Aquila	15.60	E
La Spezia	14.97	E
Sassari	14.68	E
Cagliari	14.50	E
Bari	13.09	E
Prato	12.39	E
Terni	12.08	E
Massa Carrara	11.97	E
Chieti	10.61	E
Livorno	10.44	E
Savona	9.89	F
Trieste	9.48	F
Teramo	9.46	F
Pavia	9.17	F
Pistoia	8.69	F
Venezia	8.51	F
Belluno	8.38	F
Grosseto	8.28	F
Verbano-Cusio-Ossola	8.24	F
Genova	8.00	F
Ascoli Piceno	7.84	F
Varese	7.70	F
Aosta	7.57	F
Rovigo	7.05	F
Macerata	6.70	F
Milano	6.68	F
Pisa	6.34	F
Lodi	6.08	F
Biella	6.07	F
Como	5.59	F
Vercelli	5.56	F
Torino	4.87	F
Arezzo	4.79	F
Asti	4.76	F
Novara	4.68	F
Gorizia	4.59	F
Ferrara	4.41	F
Lucca	3.83	F
Rimini	3.01	F
Bergamo	2.73	F
Firenze	2.63	F
Lecco	2.62	F
Cremona	2.60	F
Perugia	2.57	F
Siena	2.36	F
Cuneo	2.28	F
Vicenza	2.14	F
Padova	2.11	F
Modena	2.08	F
Treviso	1.90	F
Pesaro-Urbino	1.82	F

Segue: Tavola 2 - L' INDICE GLOBALE DI RISCHIO USURA

PROVINCE	IGU (FE)	CLASSE DI RISCHIO
Mantova	1.75	F
Udine	1.66	F
Ancona	1.62	F
Alessandria	1.59	F
Pordenone	1.32	F
Piacenza	1.28	F
Verona	1.28	F
Sondrio	0.55	F
Ravenna	0.51	F
Forlì-Cesena	0.42	F
Brescia	0.35	F
Reggio Emilia	0.33	F
Trento	0.23	F
Bolzano	0.21	F
Parma	0.08	F
Bologna	0.04	F

8. BIBLIOGRAFIA

- Centorrino, Mario e Ofria, Ferdinando (1997), Contesti illegali e differenziali di produttività nelle aziende di credito, in *Macroeconomia della mafia*, a cura di Centorrino, Mario e Signorino, Guido, Nuova Italia Scientifica, Roma, pp. 131-144.
- Centorrino, Mario e Signorino, Guido (1997), *Macroeconomia della mafia*, La Nuova Italia Scientifica, Roma.
- Centorrino, Mario e Signorino, Guido (1993), Criminalità e modelli di economia locale, in *Mercati illegali e mafie*, a cura di Zamagni Stefano, Il Mulino, Bologna, pp. 75-92.
- Costa, Giacomo (1997), Storie di usura, *Rivista Internazionali di Scienze Sociali*, ottobre-dicembre, n. 4, pp. 527-550.
- Dalla Pellegrina, Lucia e Manera, Matteo (2004), *L'usura nelle province italiane: un'analisi econometrica*, Centro Paolo Baffi, Università Bocconi, mimeo.
- Donato, Luigi e Masciandaro, Donato (1997), *Criminalità ed intermediazione finanziaria*, Edibank Bancaria, Roma.
- Donato, Luigi e Masciandaro, Donato (1998), Sofferenze bancarie e allocazione anomala del credito: teoria e caso italiano, in *Le sofferenze bancarie in Italia*, a cura di Masciandaro Donato e Porta Angelo, Bancaria Editrice, Roma, pp. 101-187.
- Goisis, Gianandrea e Pallavicini, Paola (1999), Tassi di interesse usurari e mercati regionali del credito: un'analisi in termini di efficienza, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, gennaio-marzo, n. 1, pp. 3-30.
- Guiso, Luigi (1996), Quanto è grande il mercato dell'usura?, *Temi di Discussione*, Banca d'Italia, n. 260.
- Marselli, Riccardo e Vannini, Marco (1999), *Economia della criminalità*, UTET, Torino.
- Marselli, Riccardo e Vannini, Marco (1996), La criminalità nelle regioni italiane: il ruolo del sistema sanzionatorio, delle motivazioni economiche e del contesto so-

- ziale, in *Istituzioni e sviluppo economico nel Mezzogiorno*, a cura di Costabile Lilia, Il Mulino, Bologna, pp. 253-297.
- Masciandaro, Donato (2002), Bank, Moral Hazard and Fraud, *European Financial Law Review*, Vol. 1, n. 1, pp. 1-10.
- Masciandaro, Donato (2001), Why Shylock Can Be Efficient? A Theory of Usury Contracts, *Kredit und Kapital*, vol. 24, n. 3, pp. 381-399.
- Masciandaro, Donato (2001), Dum Pendet, Rendet. Courts, Banks and Firms. Why Lax Law Enforcement Can Be an Equilibrium?, *International Review of Economics and Business*, vol. 48, n. 2, pp. 219-235.
- Masciandaro, Donato (a cura di) (2001), Crimine & Soldi, Primo rapporto DNA DIA Bocconi su criminalità e finanza in Italia, Egea, i Saggi.
- Masciandaro, Donato (2000a), White Caterpillar, Grey Chrysalis, Black Butterfly: Organized Crime, Financial Crimes and Entrepreneur Distress, *Journal of Financial Crime*, gennaio, n. 1, pp. 274-287.
- Masciandaro D. (2000b), The Illegal Sector, Money Laundering and Legal Economy: A Macroeconomic Analysis, *Journal of Financial Crime*, novembre, n. 2, pp. 103-112.
- Masciandaro, Donato (1999), Economia illegale, costi di transazione ed inquinamento dell'intermediazione bancaria nel Mezzogiorno, in *Mezzogiorno tra Stato e mercato*, a cura di Giannola Adriano, Il Mulino, Bologna, pp. 243-296.
- Masciandaro, Donato (1998), Criminalità ed attività finanziarie nel Mezzogiorno: riciclaggio ed usura, in *Macroeconomia della mafia*, a cura di Centorrino, Mario e Signorino, Guido, Nuova Italia Scientifica, Roma, pp. 75-130.
- Masciandaro, Donato (1997), Shylock era banchiere o usuraio? Una teoria del credito d'usura, *Moneta e Credito*, giugno, pp. 167-202.
- Masciandaro, Donato (1996), Economia criminale, riciclaggio, e sistema bancario e finanziario meridionale, *Rassegna Economica*, aprile-giugno, pp. 415-452.
- Masciandaro, Donato e Battaglini, Marco (2000), Il vantaggio di bussare due volte: contratti bancari ed usura, diritti di proprietà, valore della garanzia e della rinegoziazione, *Economia Politica*, dicembre, n. 3, pp. 415-444.
- Masciandaro Donato, Peccati Lorenzo, Tagliani Aldo (1997), *Why usury can be cheaper?*, Atti XXI Convegno Annuale, Associazione Matematica Applicata alle Scienze Sociali, Colombo, Roma.
- Masciandaro, Donato e Porta, Angelo (1997), Il mercato dell'usura: analisi macroeconomica e alcune evidenze empiriche sull'Italia, in *L'usura in Italia*, a cura di Masciandaro Donato e Angelo Porta, EGEA, Milano, pp. 1-38.
- Tullio, Giuseppe e Quarella, Stefano (1999), Convergenza economica tra le regioni italiane: il ruolo della criminalità e della spesa pubblica, *Rivista di Politica Economica*, n. 3, marzo, pp. 77-128.
- Zamagni, Stefano (1993), Criminalità organizzata e dilemmi della mutua sfiducia: sulla persistenza dell'equilibrio mafioso, in *Mercati illegali e mafie*, a cura di Zamagni Stefano, Il Mulino, Bologna, pp. 133-152.