



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**L'under-reporting della ricchezza finanziaria
nell'indagine sui bilanci delle famiglie**

di Leandro D'Aurizio, Ivan Faiella, Stefano Iezzi, Andrea Neri



Numero 610 - Dicembre 2006

La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

Comitato di redazione: DOMENICO J. MARCHETTI, MARCELLO BOFONDI, MICHELE CAIVANO, STEFANO IEZZI, ANDREA LAMORGESE, FRANCESCA LOTTI, MARCELLO PERICOLI, MASSIMO SBRACIA, ALESSANDRO SECCHI, PIETRO TOMMASINO.

Segreteria: ROBERTO MARANO, ALESSANDRA PICCININI.

L' UNDER-REPORTING DELLA RICCHEZZA FINANZIARIA NELL'INDAGINE SUI BILANCI DELLE FAMIGLIE

di Leandro D'Aurizio^{*}, Ivan Faiella^{*}, Stefano Iezzi^{*}, Andrea Neri^{*}

Sommario

Le stime delle attività finanziarie di natura campionaria risultano sistematicamente inferiori a quelle aggregate, anche dopo avere tenuto conto delle differenze definitorie. Una delle cause di tale differenza deve essere ricercata nella discrepanza tra valore dichiarato dagli intervistati e valore effettivamente detenuto (*under-reporting*). La presente ricerca propone una procedura di correzione delle stime micro delle attività finanziarie delle famiglie a partire dalle informazioni di un'indagine su un campione di famiglie clienti del gruppo Unicredito, raccordate ai dati sulle consistenze effettivamente detenute presso le banche del gruppo. La procedura applicata ai dati dell'Indagine sui Bilanci delle Famiglie corregge sia la diffusione degli strumenti finanziari sia il valore posseduto dalle famiglie. La media delle attività finanziarie corrette per l'*under-reporting* è pari a 59 mila euro (più del doppio rispetto ai dati non aggiustati), un valore che raggiunge l'85 per cento della stima dei Conti Finanziari. La maggiore correzione si riscontra per le obbligazioni e per i fondi comuni. L'intensità della correzione risulta relativamente superiore per le famiglie con un solo componente e cresce con l'età del capofamiglia. Aumenta inoltre per i capofamiglia con basso titolo di studio o in condizione non professionale.

JEL codes: C25, C42, D31.

Keywords: Household Wealth, Survey Method, Discrete Regression and Qualitative Choice Models.

^{*} Banca d'Italia, Servizio Studi.

Abstract

The sample estimates are uniformly below those of the Financial Accounts, even after harmonising all the definitions and the evaluation criteria. Such a problem can stem from the interviewee's unwillingness to disclose the actual value of the asset (under-reporting). The paper presents a method to correct this potential source of bias in order to improve Survey of Household Income and Wealth financial assets. We use a sample survey of customers of the Unicredit group, coupled with administrative data on the assets actually owned, as external sources of information. The adjustment procedure enables to account for a large share of the gap between the figures derived from the sample and from the Financial accounts, significantly increasing the average value of the financial assets (inflating the unadjusted figure of 22.000 euros to 59.000 euros, amounting to about 85 percent of the Financial account estimates). The adjustment produces a larger correction for private bonds and mutual funds. The intensity of the correction is higher for one-person households, when the head of household is less educated or not employed, and it raises with his/her age.

Indice

1. Introduzione	9
2. I dati usati per l'aggiustamento.....	11
3. Il fenomeno dell' <i>under-reporting</i> nei dati UCI.....	13
4. La metodologia econometrica.....	14
4.1 L' <i>under-reporting</i> delle attività finanziarie	16
4.2 L' <i>under-reporting</i> delle passività finanziarie	19
4.3 I risultati delle stime	21
5. L'aggiustamento della ricchezza finanziaria delle famiglie italiane	22
5.1 La correzione delle attività e passività finanziarie	22
5.2 I risultati della correzione	23
5.3 Un confronto con l'esperimento BNL del 1987	26
6. Conclusioni	28
Appendice A – Nota metodologica	31
Appendice B – Tavole statistiche e grafici.....	40
Riferimenti bibliografici	54

1. Introduzione¹

Informazioni sintetiche sull'ammontare di attività finanziarie detenute dalle famiglie sono raccolte nei Conti Finanziari e pubblicate dalla Banca d'Italia con cadenza trimestrale. La loro natura aggregata, tuttavia, non consente l'analisi dei dati rispetto alle caratteristiche sociodemografiche dei possessori.

Questo limite può essere superato facendo ricorso alle indagini campionarie, che consentono lo studio della distribuzione delle attività finanziarie, la composizione del portafoglio e l'associazione di questi fenomeni con le caratteristiche delle famiglie (D'Alessio e Faiella, 2005). Per il nostro Paese l'indagine sui bilanci delle famiglie italiane (IBF), svolta dalla Banca d'Italia con cadenza biennale, rappresenta la principale fonte di informazione di natura campionaria

Le stime ottenibili mediante indagini non sono comunque esenti da problemi. Precedenti studi sulla comparazione fra dati micro e macro hanno mostrato che le grandezze rilevate dall'indagine tendono a sottostimare sia le componenti della ricchezza reale sia quelle della ricchezza finanziaria (Brandolini et al., 2004). Per queste ultime il fenomeno risulta maggiormente accentuato. Nel 2002, ad esempio, la stima del totale delle attività finanziarie desunta dall'indagine risulta pari a circa un terzo del corrispondente valore dei Conti Finanziari (Bonci et al, 2005).

Le principali fonti di errore alla base di tali sottostime sono state individuate nella minor propensione dei soggetti più ricchi alla partecipazione all'indagine (D'Alessio e Faiella, 2002) e nella reticenza delle famiglie intervistate a fornire risposte attendibili (Cannari e D'Alessio, 1993).

Obiettivo del lavoro è quello di presentare una procedura per correggere la distorsione delle stime campionarie della ricchezza finanziaria delle famiglie italiane, causata dalla reticenza del rispondente ad indicare gli ammontari effettivamente detenuti (*under-*

¹ Si desidera ringraziare Luigi Cannari, Giovanni D'Alessio, Romina Gambacorta e Federico Signorini per gli utili suggerimenti. Un grazie particolare va a Daniele Fano e Laura Marzorati del Centro Studi della *Pioneer Investments* per aver aderito a questo progetto di ricerca. Le idee espone nel presente lavoro riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, che rimangono gli unici responsabili di eventuali errori o imprecisioni.

reporting). Il metodo di correzione utilizzato si basa su un esperimento condotto dal Centro Studi della *Pioneer Investments* (la SGR del gruppo Unicredito) insieme al Servizio Studi della Banca d'Italia². Nel 2003 il gruppo Unicredito (in seguito UCI) ha svolto su un campione casuale di clienti un'indagine di cui il questionario, il disegno campionario e le modalità di rilevazione sono stati predisposti in modo da massimizzare l'omogeneità dei dati rilevati con quelli dell'indagine IBF. Le informazioni raccolte sono state successivamente associate ai dati sulle consistenze effettivamente detenute presso le banche del gruppo Unicredito (archivi amministrativi) con una procedura di *matching* esatto. Questo ha permesso di studiare su un campione sufficientemente ampio il rapporto tra quanto dichiarato nel corso dell'indagine e i valori effettivamente posseduti, e di estrapolare i risultati al totale delle famiglie italiane.

Il lavoro aggiorna uno studio del 1987 che utilizzava le informazioni di un'indagine campionaria condotta dalla Banca Nazionale del Lavoro (BNL) su un campione di propri clienti (Cannari et al., 1990). Rispetto a tale esperimento, quello attuale presenta una serie di differenze. In primo luogo, è possibile confrontare le consistenze dichiarate con quelle effettivamente possedute (i dati amministrativi non erano invece disponibili nel precedente esperimento). L'analisi può essere inoltre condotta su strumenti finanziari più disaggregati. Inoltre, nel disegno campionario dell'indagine UCI sono utilizzate informazioni sulla distribuzione delle attività finanziarie detenute dalla clientela per la stratificazione del campione e si procede ad un sovracampionamento della quota più ricca della popolazione, consentendo in tal modo di ottenere una stima più accurata del comportamento finanziario di tali soggetti.

Il lavoro è articolato come segue. Nel paragrafo 2 viene fornita una descrizione dei dati utilizzati e i risultati di alcune analisi esplorative. Nel paragrafo 3 sono introdotti alcuni aspetti definitori relativi al fenomeno dell'*under-reporting* e viene presentata un'analisi descrittiva del fenomeno nel campione UCI. Nel paragrafo 4 viene descritta la procedura di

² Il rapporto fra i due Istituti per la realizzazione dell'esperimento congiunto si è articolato nei seguenti passi. Nel 2002, in fase di progettazione dell'indagine UCI, il Servizio Studi ha fornito consulenza di natura statistica sulle modalità di estrazione del campione e sulla stesura del questionario per la rilevazione, con l'obiettivo di individuare le modalità più opportune per la successiva fase di *matching*. Successivamente Unicredito ha condotto la rilevazione e ha messo a disposizione della Banca d'Italia, in maniera anonima e nel rispetto degli obblighi di legge per ciò che concerne la privacy dei rispondenti, le informazioni raccolte sul campione, raccordate a quelle contenute nel database clienti.

stima dell'*under-reporting* in base ai dati dell'archivio UCI. Il paragrafo 5 presenta la procedura di aggiustamento delle attività finanziarie e delle passività dell'archivio IBF, i principali risultati e l'impatto della correzione sulla stima e la distribuzione della ricchezza delle famiglie. Il paragrafo 6 traccia infine le principali conclusioni e delinea le future linee di ricerca.

2. I dati usati per l'aggiustamento

La procedura di aggiustamento delle stime IBF è basata su due fonti di dati.

La prima consiste nell'indagine realizzata nel 2003 dal gruppo Unicredito su un campione di 1.834 "famiglie-clienti" UCI (per maggiori dettagli si veda il paragrafo 2 dell'appendice A). Per massimizzare il grado di confrontabilità con i dati IBF, il questionario e il disegno di rilevazione ricalcano quelli dell'IBF e l'indagine è condotta dalla medesima società di rilevazione, quindi con la stessa rete di intervistatori ed utilizzando la stessa tecnologia di raccolta dei dati (intervista personale con l'ausilio di computer, *Computer Assisted Personal Interviewing - CAPI*).

Questa indagine fornisce, per ogni famiglia, una serie di informazioni sulle caratteristiche socio-demografiche dei singoli componenti, sul reddito e sulle diverse componenti della ricchezza. Le informazioni sulle attività finanziarie³ sono raccolte ad un duplice livello. A livello individuale viene chiesto ad ogni correntista intervistato l'ammontare detenuto in conti correnti, depositi titoli e altri strumenti finanziari, in singola intestazione o cointestati presso le banche del gruppo. A livello familiare si rileva poi, per ciascun strumento finanziario, l'ammontare complessivamente detenuto sia presso banche del gruppo sia presso altri intermediari. Le passività finanziarie sono rilevate esclusivamente a livello familiare.

La seconda fonte di dati consiste nello stock di strumenti finanziari effettivamente detenuto presso le banche del gruppo dai correntisti intervistati (archivi amministrativi). La disponibilità di questa informazione nello stesso periodo di riferimento della rilevazione

³ Sono state rilevate sei tipologie di strumenti finanziari: depositi, titoli di stato, obbligazioni, azioni, quote di fondi comuni e gestioni patrimoniali.

rende possibile il confronto con l'informazione dichiarata dal cliente nel corso dell'indagine campionaria. Mentre per le attività finanziarie il confronto è possibile per l'ammontare di ricchezza detenuto dal correntista, l'informazione a livello individuale non è disponibile per le passività e, di conseguenza, il confronto è effettuabile esclusivamente a livello familiare e per le famiglie clienti che intrattengono rapporti esclusivamente con banche del gruppo.

Per ciascuna famiglia-cliente, le due fonti disponibili (quella campionaria e quella di natura amministrativa), sono associate attraverso un *record linkage*⁴. Il campione, costituito inizialmente da 1.834 famiglie correntiste, si riduce a 1.681 unità dopo le operazioni di *cleaning* dei dati⁵.

L'aggiustamento dei dati IBF prevede due stadi successivi. Nel primo i comportamenti di reticenza sono analizzati tramite il confronto tra dichiarazioni degli intervistati nell'indagine UCI e dati sulle consistenze effettivamente detenute. Questa fase conduce alla stima di modelli econometrici che spiegano la reticenza delle famiglie a dichiarare forme di attività finanziarie e relativi importi detenuti in funzione degli importi dichiarati e delle caratteristiche socio-economiche. Nel secondo stadio, le relazioni stimate allo stadio precedente vengono generalizzate al campione IBF, ottenendo in tal modo valori aggiustati per l'intera popolazione italiana.

Rispetto alla composizione per caratteristiche socio-demografiche, alcune particolarità contraddistinguono la clientela UCI: le famiglie-clienti sono concentrate in larga parte nel nord e in comuni di grande dimensione. Per quello che riguarda le caratteristiche del capofamiglia, considerato il maggior percettore di reddito dell'unità familiare, quello UCI risulta leggermente più anziano, con un titolo di studio più elevato e, con maggior frequenza, lavoratore indipendente o pensionato (tavola B1).

⁴ Benché le tecniche di *record linkage* basate sul *matching* esatto (in opposizione al *matching* statistico) non siano completamente esente da errori, nel lavoro si ipotizza che questi, se presenti, incidano in modo marginale e non sistematico sui risultati. Per i problemi relativi si vedano le conclusioni del *Workshop on Exact Matching Methodologies*; per il 1985 sono disponibili all'indirizzo Internet www.fcs.mcgill.ca/working-papers/1367_0.pdf; per il 1997 all'indirizzo www.nap.edu/books/NI000997/html/index.html. Per una rassegna aggiornata delle tecniche si veda Istat (2003).

⁵ La maggior parte delle osservazioni escluse dall'analisi consistono in famiglie che al momento della rilevazione erano uscite dalla popolazione di riferimento, ad esempio perché avevano cessato di avere rapporti con le banche gruppo del gruppo UCI.

3. Il fenomeno dell'*under-reporting* nei dati UCI

Le stime basate su dati campionari risultano generalmente influenzate da errori relativi al processo di misurazione. Tali errori vengono definiti *errori non campionari* (denominazione che li differenzia dagli errori campionari, ossia dovuti al fatto di inferire informazioni su di una popolazione di unità statistiche osservandone solo un sottoinsieme)⁶.

Un fenomeno che è fonte di errori non campionari è costituito dal *mis-reporting*, che si concretizza quando i rispondenti, volontariamente o meno, forniscono informazioni errate all'intervistatore. Per le attività finanziarie questo tipo di errore si verifica, ad esempio, se gli intervistati non ricordano esattamente o non desiderano rivelare quale tipo di strumento finanziario possiedono e/o il suo ammontare⁷.

La famiglia può dichiarare di non possedere uno strumento che effettivamente detiene (*under-reporting* sul possesso) o, al contrario, dichiararlo senza detenerlo (*over-reporting* sul possesso). Anche se il possesso di strumenti finanziari è dichiarato, le informazioni sugli importi detenuti possono risultare non veritiere (*under-reporting* / *over-reporting* sul valore).

La tavola B2 presenta alcune analisi descrittive del fenomeno dell'*under-reporting* nel campione UCI per i diversi strumenti finanziari considerati⁸. La probabilità che una famiglia possieda uno strumento, pur non dichiarandolo, è più bassa per i titoli di Stato, le gestioni patrimoniali e le passività, mentre risulta più elevata per le azioni, le obbligazioni e i fondi comuni di investimento. Quanto al *mis-reporting* sul valore (rapporto fra ammontare dichiarato e posseduto), le famiglie mediamente dichiarano un ammontare di ricchezza finanziaria inferiore a quello detenuto. Il fenomeno risulta particolarmente marcato per le obbligazioni, per le quali solo il 17 per cento del valore è dichiarato dalle famiglie. Tale quota oscilla invece fra il 35 e il 55 per cento nel caso di fondi comuni, gestioni patrimoniali,

⁶ Gli errori non campionari vengono usualmente distinti in tre tipologie (si veda ad es. Cicchitelli et al., 1992): errori di copertura, causati dall'incompletezza delle liste dalle quali le unità vengono estratte; errori da mancate risposte di alcune unità estratte per la rilevazione; errori di misura intesi in senso lato come discrepanze tra dati rilevati e dati reali.

⁷ Ad esempio, nel caso dell'*under-reporting*, l'intervistato non vuole fornire ad un estraneo informazioni circa la propria capacità patrimoniale per motivi di sicurezza personale o per il timore che le informazioni raccolte possano essere utilizzate per controlli di natura fiscale.

⁸ La tavola si basa sulle stime dei modelli logistici descritti nei paragrafi successivi. Avendo tali modelli la proprietà di riprodurre le marginali osservate, i risultati possono essere usati anche con una valenza descrittiva.

titoli di Stato e azioni. Comportamenti di reticenza meno pronunciati, con valori dichiarati superiori al 70 per cento, risultano invece per i depositi e le passività (tavola B3).

A soli fini descrittivi dell'incidenza di *under* e *over-reporting* nei dati UCI, si stima un modello a risposta discreta $\Pr(y_i=j | Z_i) = f(Z_i)$, dove y ha tre possibili modalità (assenza di *mis-reporting*, *under-reporting* e *over-reporting*), e si considerano come covariate alcune caratteristiche socio-demografiche della famiglia e del capofamiglia, nonché il valore effettivamente detenuto. Le probabilità stimate mostrano che l'*over-reporting* è un fenomeno raro e sostanzialmente incorrelato con il valore delle attività effettivamente detenute, mentre l'*under-reporting* è presente in modo incisivo e risulta significativamente correlato con tale valore (fig. B1)⁹.

Data la relativa marginalità del fenomeno dell'*over-reporting*, in seguito il commento dei risultati si focalizzerà sull'*under-reporting*. Il fenomeno dell'*over-reporting* verrà comunque tenuto in considerazione al momento delle stime¹⁰.

4. La metodologia econometrica

La procedura di correzione dei dati IBF si basa sull'assunzione che i comportamenti di reticenza osservati nel campione UCI, e descritti nel paragrafo precedente, siano generalizzabili all'intera popolazione dei clienti bancari del campione IBF. Tale ipotesi non può essere verificata empiricamente, ma per garantire una maggiore vicinanza tra i comportamenti di reticenza dei due campioni, i pesi dell'indagine UCI sono post-stratificati per allineare le distribuzioni delle principali caratteristiche socio-demografiche a quelle

⁹ Il modello è stato stimato, per ciascuno dei sei strumenti finanziari tramite un logit multinomiale. Le statistiche di adattamento dei modelli stimati risultano soddisfacenti (nei sei modelli stimati lo pseudo R^2 è in media pari a 0,5).

¹⁰ È importante notare che le situazioni reali in cui l'intervistato fornisce un ammontare superiore a quello detenuto sono meno frequenti. Una motivazione alla base del fenomeno può essere dovuta alla confusione nel dichiarare gli strumenti posseduti. Ad esempio il rispondente potrebbe confondere tra di loro gli strumenti (ad esempio azioni e fondi azionari). In letteratura si trovano motivazioni valide per questo fenomeno nella misurazione del reddito (ad esempio perché i dati campionari colgono meglio il fenomeno dell'economia informale), la cosa non appare altrettanto convincente per il complesso delle attività finanziarie. Per un'analisi del *mis-reporting* del reddito si veda Pedace e Bates (2001).

rilevate per il complesso dei clienti, in base alle stime desunte sul campione IBF¹¹. Come verrà descritto in seguito, numerose covariate sono inoltre incluse nei modelli econometrici adottati, allo scopo di attenuare il più possibile l'eventuale discrepanza nel comportamento di reticenza tra campione UCI (osservata) e campione IBF (non osservabile).

Gli ammontari detenuti nelle attività finanziarie sono variabili che presentano tipicamente una distribuzione di tipo “censurato” (*censored*), cioè con una quota della popolazione che possiede ammontari positivi di un certo strumento finanziario e la restante parte concentrata intorno al valore zero. Gli strumenti per l'analisi parametrica di tali fenomeni si fondano sulle stime di massima verosimiglianza basate sulle proprietà della distribuzione normale troncata (Maddala, 1983; Gourieroux, 2002; Wooldridge, 2002)¹². Un approccio alternativo è quello degli *hurdle models* (Wooldridge, 2002), in cui due equazioni separate modellizzano la scelta di detenere uno strumento e l'ammontare investito.

La procedura di aggiustamento in seguito presentata è basata su quest'ultima classe di modelli¹³. Tre sono i motivi alla base della scelta:

- 1) le ipotesi alla base dei modelli per variabili “censurate” sono piuttosto restrittive. Molteplici studi (per una rassegna si veda Blundell, 1987 e Duncan, 1986) sulle conseguenze della loro violazione mostrano la non consistenza delle stime di massima verosimiglianza in presenza di eteroschedasticità, non corretta specificazione della probabilità di censura o non normalità;

¹¹ La tecnica utilizzata consente di allineare in modo simultaneo i pesi campionari alle distribuzioni di alcune caratteristiche - note da fonti esterne - considerando esclusivamente le probabilità marginali. Tale metodo è noto come *Iterative Proportional Fitting* (o *Raking*). Si veda Kalton e Flores Cervantes (2003). Sono state allineate le distribuzioni marginali delle famiglie-clienti per le seguenti caratteristiche: area geografica, ampiezza del comune di residenza della famiglia, età, condizione professionale e titolo di studio del capofamiglia. Un'analisi empirica ha portato a escludere altri allineamenti che avrebbero aumentato eccessivamente la variabilità dei pesi e quindi delle stime.

¹² Oltre agli approcci di tipo parametrico (come i modelli *tobit*) esistono anche modelli non e semi parametrici (si veda ad esempio Ichimura, 1993) che non richiedono ipotesi circa la distribuzione dei residui dei modelli di regressione con dati censurati. Di fatto però, la stima della componente non parametrica di tali modelli risulta problematica al crescere del numero di covariate.

¹³ La letteratura econometrica ha esplorato le caratteristiche e i vantaggi dei modelli di tipo *hurdle* su una vasta gamma di applicazioni, che spaziano dal *default* sui prestiti al consumo di tabacco e alcool, e alla conservazione degli habitat naturali (Moffatt, 2003, Yen et al., 1995 e Martínez-Españeira, 2004).

- 2) nei modelli per variabili “censurate” un unico meccanismo regola la decisione di investire o meno e quella dell’importo da investire, per cui un fattore che determina un aumento/diminuzione della probabilità di detenere un certo strumento esercita un effetto dello stesso segno sull’importo investito in tale strumento. Con gli *hurdle models*, invece, il valore di uno strumento finanziario è il risultato di due scelte successive e non necessariamente correlate: la decisione di acquisire un certo strumento finanziario e quella relativa all’ammontare da investire¹⁴;
- 3) gli ammontari delle attività finanziarie detenute presentano molti valori nulli e poche osservazioni vicine allo zero, a causa di costi fissi di partecipazione e di investimenti minimi richiesti. La relativa distribuzione dei valori positivi è più vicina ad una distribuzione con massa di probabilità molto piccola per valori prossimi allo zero, piuttosto che ad una distribuzione troncata a zero. Il modello a due equazioni coglie quindi meglio il valore medio degli ammontari positivi detenuti in attività finanziarie rispetto ad un modello di regressione “censurato” (Melenberg e Van Soest, 1996).

4.1 *L'under-reporting delle attività finanziarie*

La stima del comportamento di reticenza viene dunque realizzata in due momenti distinti: in primo luogo viene modellato l'*under-reporting* sul possesso e successivamente quello sui valori.

La procedura per la correzione dell'*under-reporting* sul possesso consiste nell’individuare, tra le famiglie del campione UCI che hanno dichiarato di non possedere un determinato strumento finanziario, quelle con alta probabilità di non fornire informazioni esatte (*under-reporting* sul possesso)¹⁵. A tale scopo, la metodologia sviluppata impiega le informazioni rilevate con l’indagine e quelle sulle consistenze effettivamente detenute presso le banche del gruppo (archivi amministrativi), disponibili a livello individuale per ciascun cliente UCI, per ciascuno dei sei strumenti finanziari considerati (tavola A1). I possessi sono

¹⁴ Come sottolineato da Moore et al. (2000) anche i processi cognitivi sottostanti a questi due diversi momenti sono differenti.

¹⁵ In modo speculare, vengono individuate tra le famiglie che hanno dichiarato di possedere un determinato strumento finanziario, quelle che hanno un’alta probabilità di non detenerlo effettivamente (*over-reporting* sul possesso).

modellati tramite una serie di modelli *logit* indipendenti dove la variabile risposta rappresenta l'effettivo possesso dello strumento da parte della famiglia (desunto dagli archivi amministrativi).

Per stimare le probabilità di *mis-reporting* viene inclusa fra le covariate una *dummy* che indica se la famiglia dichiara lo strumento modellato. Indicando con T il possesso effettivo di un determinato strumento ($T=1$ quando la famiglia possiede, $T=0$ altrimenti) e con D il possesso dichiarato dalla famiglia ($D=1$ se la famiglia dichiara, $D=0$ altrimenti), le probabilità di *mis-reporting* sono definite come segue:

$$(1) \quad \lambda_{rs}(Z) = \Pr(T = r \mid D = s, Z), \quad r, s \in \{0,1\}$$

La probabilità di possedere uno strumento senza dichiararlo è pari a $\lambda_{10}(Z) = \Pr(T = 1 \mid D = 0, Z)$, mentre $\lambda_{01}(Z) = \Pr(T = 0 \mid D = 1, Z)$ rappresenta la probabilità di dichiarare uno strumento senza averne l'effettivo possesso. In entrambi i casi, le probabilità dipendono da un vettore di caratteristiche familiari/individuali (Z)¹⁶.

Il modello utilizzato ha il duplice pregio di essere parsimonioso e di semplice implementazione. Il principale svantaggio è invece quello di non considerare la simultaneità delle scelte di investimento degli strumenti finanziari. Per verificare la robustezza della procedura il modello presentato è confrontato con un modello più complesso che tiene conto di tali interrelazioni¹⁷. La comparazione tra i due modelli si basa sulla capacità previsiva e la varianza delle stime: i risultati indicano che il modello alternativo si mostra totalmente equivalente a quello più semplice, che risulta quindi preferibile.

¹⁶ Il presente approccio presenta dunque una sostanziale differenza rispetto all'esperimento BNL. In tale aggiustamento infatti, la correzione è unidirezionale in quanto viene stimata solo la probabilità di possedere per coloro che non dichiarano il possesso (*under-reporting*). La probabilità di *over-reporting* è dunque ipotizzata pari a zero. Nella presente procedura l'aggiustamento tiene conto di entrambi i fenomeni. Ulteriori dettagli sul confronto con l'esperimento BNL sono riportati nel paragrafo 5.3.

¹⁷ Esso ipotizza che il portafoglio finanziario sia scelto tramite tre successivi livelli decisionali: 1) la famiglia dapprima decide il grado di rischiosità che è disposta a tollerare, scegliendo se acquistare solo titoli di stato o anche titoli più rischiosi; 2) se la famiglia investe anche in titoli rischiosi, il passo successivo consiste nello scegliere se gestire il portafoglio in modo diretto oppure indirettamente tramite intermediari finanziari; 3) infine la famiglia decide quali strumenti detenere condizionatamente alle scelte precedentemente prese. La strategia di modellizzazione rientra nell'approccio *hierarchical elimination-by-aspects model* (Tversky e Sattath, 1979; McFadden, 1981; Maddala, 1983) a tre livelli ed è applicata utilizzando in sequenza una serie di modelli logit.

La capacità previsiva del modello adottato è valutata attraverso lo strumento della *ROC curve*. La variabilità campionaria delle stime di possesso e degli ammontari detenuti viene invece valutata impiegando tecniche di replicazione del campione (si veda Appendice A, par. 3 e 4).

La seconda fase del processo di correzione comporta la stima dell'*under-reporting* sui valori tramite un modello che cattura la reticenza a dichiarare l'ammontare effettivo di ciascuna attività finanziaria. A tale scopo si definisce per l'indagine UCI la variabile R_{ij} come il rapporto tra ammontare effettivo e ammontare dichiarato a livello individuale per lo strumento j . Si ipotizza quindi che tale misura sia una *proxy* della reticenza a livello familiare¹⁸.

Il logaritmo di R_{ij} è espresso in funzione lineare di un *set* di caratteristiche della famiglia (vettore Z_i), dell'andamento dell'intervista INT_i ¹⁹ e del logaritmo dell'ammontare dichiarato familiare (D_{ij}) e del suo quadrato:

$$(2) \quad \ln R_{ij} = \alpha_j + \beta_j \cdot Z_i' + \gamma_j \cdot INT_i + \delta_j \cdot \ln D_{ij} + \varphi_j (\ln D_{ij})^2 + \varepsilon_{ij} \quad i = 1, \dots, n; \quad j = 1, \dots, 6$$

La presenza di eventuali errori di misura nelle covariate potrebbe portare a stime distorte dei parametri. Per limitare tale fenomeno le variabili continue (ricchezza e reddito) sono discretizzate ed è adottata una metodologia nota in letteratura come *two-sample two-stage least square* (TS2SLS). Tale approccio consiste nell'estensione dell'applicazione delle variabili strumentali al caso in cui le informazioni disponibili siano contenute in due campioni indipendenti²⁰ (Angrist e Krueger, 1992; Björklund e Jäntti, 1997).

¹⁸ Per le attività finanziarie, l'indagine UCI non fornisce gli ammontari effettivi a livello familiare. Per le passività invece il valore è rilevato a livello familiare, e quindi non è necessario ricorrere a questa ipotesi.

¹⁹ Le variabili considerate sono la difficoltà dell'intervistato nel rispondere e un giudizio generico dell'intervistatore sul suo grado di reticenza.

²⁰ Le variabili usate come strumenti sono variabili relative agli intervistatori: il grado di veridicità nelle risposte, la facilità con cui il rispondente ha risposto e il grado di comprensione. Tali variabili non sono sotto il controllo del rispondente, sono correlate con i principali regressori sospetti di errori di misurazione (come la ricchezza e il reddito) e non sono affette da grossi errori di misurazione. Per esempio, è ragionevole assumere

Si ricorda infine che le due indagini sono state condotte in modo omogeneo (stesso disegno di rilevazione e questionario; stessa società di rilevazione che si è avvalsa degli intervistatori utilizzati per IBF e del medesimo programma di acquisizione dati); è dunque ragionevole assumere che gli errori di misura nelle covariate affliggano nello stesso modo i due campioni, garantendo che il meccanismo di imputazione sia in grado di trasporre correttamente le informazioni da UCI a IBF.

4.2 *L'under-reporting delle passività finanziarie*

Nell'indagine UCI per ciascuna famiglia cliente viene rilevato, a livello familiare, l'ammontare del debito residuo sui prestiti contratti presso le banche (appartenenti o meno al gruppo Unicredito).

Non sono invece rilevati i debiti contratti con altre famiglie e quelli di natura commerciale (es. dilazioni di pagamento ottenute dai propri fornitori). Entrambe le voci sono dunque escluse dalla procedura di aggiustamento²¹.

Rispetto all'informazione relativa alle attività finanziarie, le informazioni disponibili sui debiti presentano alcune differenze.

In primo luogo, negli archivi amministrativi UCI l'informazione sulle passività non è rilevata per tutti i clienti. È stato dunque escluso dall'analisi il sotto campione di queste famiglie (di dimensione inferiore a 60 unità)²².

Un'ulteriore differenza rispetto alla procedura applicata per le attività finanziarie consiste nel fatto che le informazioni campionarie sulle passività sono disponibili esclusivamente a livello familiare e senza distinzione tra consistenze presso banche del gruppo Unicredito e altri intermediari. Di conseguenza, il confronto fra archivi amministrativi e dati dichiarati può essere effettuato solo per i clienti che non hanno rapporti con altre banche al di fuori di quelle del gruppo Unicredito.

che la variabile *veridicità* sia correlata con la ricchezza della famiglia e che il suo errore di misurazione sia indipendente da quello della propensione a detenere uno strumento finanziario o del grado di *under-reporting*.

²¹ L'esclusione di queste due voci non influenza il confronto con i Conti Finanziari, dato che in questi ultimi la voce passività finanziarie non include nessuna delle due componenti.

²² Tale informazione non era disponibile per i clienti della banca dei promotori finanziari (banca Xelion).

Per sottoporre a verifica l'ipotesi che la probabilità di avere passività finanziarie non sia differente per i clienti che utilizzano solo banche del gruppo Unicredito rispetto a quelli che utilizzano anche altre banche, si è seguito l'approccio alla Heckman (1979). Nell'equazione di primo stadio, in cui viene modellata la probabilità di essere un cliente unibancario, sono impiegate, oltre ad una serie di covariate, due variabili strumentali: una variabile che misura quanto è importante, in una scala da 1 a 5, nella scelta della propria banca principale il fatto che sia la banca del proprio datore di lavoro oppure della propria impresa, e una variabile che misura il grado di fiducia della famiglia negli intermediari finanziari in genere. I risultati del test mostrano che l'ipotesi di assenza di *selection bias* non viene rifiutata agli usuali livelli di significatività.

Sulla base di queste premesse viene realizzata una correzione per le passività finanziarie che ricalca all'incirca quella utilizzata per le attività. In primo luogo viene stimato un modello logistico binario per ottenere una stima della probabilità di detenere passività (equazione 3). Si assume che tale probabilità sia funzione di un *set* di caratteristiche Z_i della famiglia (dimensione della famiglia, area di residenza e ampiezza del comune di residenza), del capofamiglia (età, condizione professionale, titolo di studio) e dell'andamento dell'intervista, INT_i . Per catturare l'*under-reporting* sul possesso, si è inclusa una variabile indicatrice d_i^{DE} della dichiarazione di essere indebitati.

$$(3) \quad \Pr(DE_i = 1) = f(Z_i, INT_i, d_i^{DE}), \quad i = 1, \dots, n.$$

Il secondo aggiustamento comporta la stima dell'*under-reporting* sui valori e consiste nello stimare una relazione tra il rapporto tra l'ammontare di passività effettivo e quello dichiarato. A differenza di quanto fatto per le attività, la stima della reticenza è realizzata attraverso uno stimatore di rapporto. La bassa numerosità campionaria disponibile (87 casi) rende infatti instabile l'approccio utilizzato per le attività finanziarie. I risultati ottenuti indicano che in media le famiglie tendono a dichiarare circa il 6 per cento in meno del valore delle passività effettivamente possedute (con un errore standard pari al 5 per cento della stima).

4.3 I risultati delle stime

Il modello per il *mis-reporting* sul possesso e quello sui valori sono stimati sul campione UCI, abbinando a queste unità i relativi dati provenienti dagli archivi amministrativi²³. I risultati della stima della probabilità di possesso di strumenti finanziari sono riportati nell'Appendice B (tavole da B4 a B9).

Per agevolare la lettura dei risultati, la tavola B2 riporta le probabilità stimate di detenere un certo strumento per le famiglie che hanno dichiarato di non possederlo, distinte per le principali caratteristiche socio-demografiche del capofamiglia.

La relazione fra caratteristiche socio-demografiche e *under-reporting* sul possesso varia a seconda dello strumento considerato. I capofamiglia in condizione non professionale o quelli nelle classi di età più elevate mostrano una maggiore reticenza nel dichiarare il possesso di titoli di stato, obbligazioni e fondi comuni. Il comportamento dei lavoratori indipendenti è simile a quello dei dipendenti, con l'eccezione delle obbligazioni e delle azioni per le quali gli indipendenti mostrano una maggior reticenza. I rispondenti con un basso livello di istruzione tendono a mostrare un maggior livello di reticenza su titoli di Stato e obbligazioni, i laureati per le azioni. Inoltre, tendenzialmente, la reticenza aumenta per le famiglie che risiedono al nord o si posizionano in una fascia elevata nella distribuzione del reddito e della ricchezza reale. Per le passività, che presentano nel complesso un *under-reporting* modesto, tendono ad essere più reticenti le famiglie con capofamiglia indipendente o quelle nelle fasce di reddito/ricchezza più alte.

La tavola B10 riassume i risultati delle stime del modello dell'*under-reporting* sui valori. Il valore dichiarato cattura buona parte della variabilità del rapporto vero-dichiarato, che presenta una relazione convessa, colta dal quadrato dell'ammontare: fino ad una certa soglia, pari in media a 150.000 euro, il rapporto diminuisce al crescere del valore dichiarato, mentre al di sopra esso tende a crescere. Il coefficiente di aggiustamento è inoltre superiore

²³ Nelle stime sono stati impiegati i pesi campionari che riportano alla popolazione delle famiglie-clienti del gruppo Unicredit. La struttura dei pesi è costruita sulla base delle informazioni circa l'area geografica, l'ampiezza del comune di residenza e la classe di ricchezza detenuta, un elemento importante per limitare i problemi di selezione del campione tra le fasce più ricche della popolazione (ulteriori dettagli sono riportati nel paragrafo 2 dell'Appendice A). Tali pesi sono stati post-stratificati per riportare alla popolazione dei clienti bancari italiani (si veda par. 4).

per i capofamiglia più anziani, in condizione non professionale e diminuisce all'aumentare del punteggio che l'intervistatore fornisce circa la veridicità dell'intervista.

5. L'aggiustamento della ricchezza finanziaria delle famiglie italiane

Nei paragrafi che seguono le relazioni individuate sono utilizzate per correggere le stime delle attività finanziarie delle famiglie italiane ottenute dall'indagine IBF. In sostanza un meccanismo di aggiustamento corregge i dati individuali dell'indagine per tener conto sia dell'*under-reporting* sul possesso sia di quello sul valore.

5.1 La correzione delle attività e passività finanziarie

Per correggere l'*under-reporting* sul possesso si assume che le relazioni stimate con la serie di *logit* indipendenti in UCI siano valide per il complesso delle famiglie italiane, clienti bancarie e postali. La correzione consiste nell'applicare i coefficienti stimati ai dati dell'IBF e nel ricostruire, in tal modo, i portafogli delle famiglie. Un esperimento di simulazione di tipo Montecarlo (par. 4, appendice A) valuta la stabilità del processo di aggiustamento utilizzato.

In primo luogo i coefficienti sono applicati alle famiglie IBF clienti bancarie e postali²⁴ per stimare le probabilità di possesso di ogni strumento²⁵. L'attribuzione dell'effettivo possesso viene effettuata attraverso l'estrazione di un numero casuale da una distribuzione uniforme nell'intervallo [0,1] e confrontandolo con la probabilità stimata di detenere lo strumento.

È importante sottolineare come la procedura adottata corregga anche per l'*over-reporting*. Nel caso infatti in cui una famiglia dichiara di detenere un dato strumento che la procedura non conferma, viene fatta prevalere quest'ultima indicazione.

²⁴ Le famiglie clienti postali sono trattate allo stesso modo di quelle clienti bancarie perché il canale postale offre ormai una gamma di strumenti finanziari paragonabile a quello degli altri intermediari finanziari. I valori stimati sono comunque condizionati ad una *dummy* che indica se la famiglia è cliente postale.

²⁵ Il processo di aggiustamento sul possesso non riguarda gli strumenti della prima tipologia riportati nella tavola A1, in quanto essendo il campione "donatore" un campione di famiglie-clienti bancarie, non si poteva mai presentare il caso che queste non detenessero almeno un deposito bancario.

Alle famiglie IBF che *dichiarano* di non detenere un dato strumento e a cui la procedura assegna il possesso, l'ammontare dichiarato è poi imputato utilizzando una relazione lineare tra il logaritmo degli ammontari dichiarati di ciascuno strumento e un insieme di variabili relative alle caratteristiche socio-economiche delle famiglie. Tale relazione è stimata utilizzando il sottocampione delle famiglie IBF che dichiarano il possesso dello strumento. Per preservare la varianza degli ammontari ricostruiti, alla stima puntuale del modello è stata aggiunta una componente stocastica assegnata casualmente (*bootstrap* dei residui).

Il processo di correzione dei dati si conclude utilizzando, per le attività finanziarie, i coefficienti dell'equazione (2), relativi all'*under-reporting* sui valori. Il valore \hat{R}_j , ottenuto applicando i coefficienti stimati sui dati UCI alle covariate dell'IBF, definisce, per ciascuno strumento j -esimo e famiglia i -esima, un fattore di correzione, che, moltiplicato per l'ammontare *dichiarato* dalla famiglia in IBF, produce un ammontare aggiustato²⁶. Per le passività finanziarie invece, il fattore di correzione è rappresentato dalla reticenza media calcolata attraverso uno stimatore rapporto.

5.2 I risultati della correzione

La correzione adottata influenza sia la diffusione degli strumenti finanziari sia il valore medio posseduto. La quota di famiglie che possiede almeno uno strumento finanziario aumenta dal 74 al 79 per cento (tav. B11). La maggiore correzione si riscontra per le obbligazioni e i fondi comuni, che risultano posseduti rispettivamente dal 24 e dal 29 per cento delle famiglie (prima dell'aggiustamento erano il 6 e l'11 per cento). La frequenza del possesso di gestioni patrimoniali più che raddoppia, passando dal 2 al 4,5 per cento, mentre quella delle azioni aumenta dal 10 al 17 per cento. Più limitato risulta l'aggiustamento del

²⁶ Per ricostruire il rapporto vero-dichiarato a partire dalla stima della relazione lineare nei livelli logaritmici, non è possibile impiegare direttamente l'esponentiale dei valori *predicted* del modello, in quanto questo porterebbe ad una sottostima sistematica del valore atteso di tale rapporto. Per aggiustare i valori esponenziati dei *predicted* viene impiegato un fattore di aggiustamento ottenuto regredendo in un modello senza intercetta il rapporto effettivo sui valori esponenziati dei *predicted*. I valori esponenziati dei *predicted* moltiplicati per il coefficiente di questa regressione risultano ancora distorti, ma consistenti, rispetto ai valori originali (Wooldridge, 2003).

possesso dei titoli di stato (dal 9 al 12 per cento). Le famiglie indebitate passano dal 21 al 26 per cento.

Dal punto di vista della rischiosità del portafoglio, la quota di famiglie clienti bancarie o postali con un profilo di rischio molto basso (che cioè detengono solo depositi) scende dal 56 al 31 per cento, mentre aumenta significativamente, passando dal 19 al 42 per cento, quella delle famiglie che detengono in portafoglio attività più rischiose (tavola B12).

La correzione del valore medio degli strumenti detenuti dalle famiglie riflette sostanzialmente la frequenza dei possessi aggiustati (tavola B11). La media delle attività finanziarie passa da 21,9 mila a 58,9 mila euro. Aumentano maggiormente le obbligazioni (oltre 10 volte superiori rispetto al valore originale) seguite dai fondi comuni (il cui valore dopo la correzione è più che triplicato) e dalle gestioni patrimoniali. Più limitata è invece la correzione del valore di titoli di stato e azioni e degli strumenti più liquidi. Il valore medio delle passività corrette risulta di circa 8.942 euro a famiglia (dai 6.428 iniziali).

L'intensità della correzione varia in base ad alcune caratteristiche del capofamiglia. Per le attività finanziarie, tale correzione risulta relativamente superiore per le famiglie con un solo componente o quando il capofamiglia risulta più anziano o con un basso titolo di studio o in condizione non professionale (tavola B13). Per le passività finanziarie, il grado di aggiustamento risulta correlato con l'età del capofamiglia (tavola B14).

Dal punto di vista distributivo, la correzione dell'*under-reporting* sul possesso, sostituendo valori nulli con valori positivi vicini alle medie di gruppo, ha l'effetto di ridurre sostanzialmente il livello di concentrazione della ricchezza finanziaria. Dopo questa fase, l'indice di Gini delle attività finanziarie passa infatti da 0,790 a 0,727 (tavola B11). La correzione per l'*under-reporting* sui valori determina un'ulteriore diminuzione dell'indice (0,721)²⁷. Nel complesso dunque, anche considerando la variabilità campionaria, il grado di concentrazione delle attività finanziarie risulta diminuito. Per le passività finanziarie solo la seconda fase della correzione ha l'effetto di ridurre la disuguaglianza: l'indice di Gini passa

²⁷ Tale diminuzione è sostanzialmente attribuibile alla diminuzione dell'indice di Gini dei Depositi che rappresentano circa un quarto del valore complessivo delle attività aggiustate.

da 0,925 a 0,914 dopo la prima fase dell'aggiustamento e rimane costante tra la prima e la seconda fase.

Dopo le consistenti rivalutazioni ottenute a seguito dell'aggiustamento, le stime dei totali ottenute a partire dall'indagine si avvicinano notevolmente a quelle desunte dai Conti Finanziari²⁸. Per il totale delle attività la stima dell'indagine è pari all'85 per cento dell'aggregato dei Conti Finanziari per il 2002 (tav. B15), rispetto al 31 per cento dei dati non aggiustati; per le passività, la stima dell'indagine sale dal 47 al 65 per cento della corrispondente voce dei Conti finanziari. Il calcolo della variabilità complessiva del processo di aggiustamento consente di calcolare degli intervalli di confidenza di queste percentuali: rispetto ai Conti Finanziari, la stima delle attività oscilla tra l'81 e l'89 per cento, quella delle passività tra il 61 e il 69 per cento²⁹. La sola variabilità del procedimento non basta quindi a dare conto completamente del divario rispetto ai Conti Finanziari, i cui numeri sono anch'essi caratterizzati da un intervallo di incertezza, anche se non determinabile con strumenti statistici per la loro natura composita.

Azioni e conti correnti registrano i più ampi divari nelle stime desunte dalle due fonti. Per le azioni, una possibile spiegazione del fenomeno consiste nel fatto che lo strumento è detenuto da poche famiglie, rendendone più variabile la stima campionaria e acuendo il problema della distorsione connessa con la minor partecipazione delle famiglie più ricche, presso le quali è maggiormente diffuso. Si consideri peraltro che nei CF correntemente pubblicati, la stima aggregata delle azioni e altre partecipazioni è ottenuta in modo residuale, sottraendo al totale in circolazione le quantità in mano ai rimanenti settori istituzionali, per i quali sono invece disponibili informazioni dirette. Tale aggregato è quindi misurato con minore affidabilità rispetto agli altri e la ricerca di una coerenza fra stime campionarie e dati macro presenta un maggior grado di aleatorietà (sul punto si veda Bonci et al. 2005).

²⁸ Dal computo dei Conti Finanziari sono esclusi le voci Biglietti e monete, Riserve tecniche di assicurazione, depositi postali e le azioni non quotate.

²⁹ Il computo della variabilità complessiva include sia quella dovuta alla natura campionaria dei dati sia quella generata dal processo di imputazione dei possessi degli strumenti sui dati IBF. Per ulteriori dettagli si veda il paragrafo 4 dell'appendice A.

È necessario infine ricordare che la procedura di correzione non consente l'aggiustamento della quota di famiglie detentrici di conti correnti, essendo il campione donatore composto solo da famiglie correntiste.

5.3 Un confronto con l'esperimento BNL del 1987

Come già ricordato, nel 1987 la Banca d'Italia ha condotto in collaborazione con la Banca Nazionale del Lavoro un esperimento analogo a quello attuale, la cui metodologia e i cui risultati sono descritti in Cannari *et al.* (1990) e Cannari e D'Alessio (1993). Risulta dunque di un certo interesse paragonare i risultati dei due esperimenti.

Non disponendo di dati amministrativi che consentissero la stima dei comportamenti di reticenza, l'esperimento precedente si basava sull'ipotesi che i valori dichiarati nell'indagine condotta da BNL fossero sistematicamente più affidabili di quelli dell'indagine IBF. L'indagine BNL, infatti, non era condotta da una società esterna di rilevazione ma dagli stessi funzionari della banca verso i quali è lecito supporre che il rispondente avesse avuto una minore reticenza. Inoltre l'esperimento BNL era basato su un sotto campione del campione originario formato da coloro che avevano accettato di essere intervistati una seconda volta, dimostrando dunque una maggiore disponibilità e probabilmente affidabilità.

Contrariamente a quanto effettuato nel presente lavoro, la correzione, oltre che sul possesso di attività e sugli ammontari, veniva effettuata anche sullo status di cliente bancario o postale, comportando un aumento del numero di famiglie che intrattengono rapporti con il sistema bancario o postale.

A parte le differenze metodologiche, il confronto tra i due esperimenti può avere natura solo indicativa a causa della distanza temporale che intercorre fra le due esperienze. Esso può comunque risultare utile per verificare se, dal punto di vista qualitativo, gli aggiustamenti che le due metodologie suggeriscono sono comparabili. A tal fine, si farà riferimento ai dati stimati sia con la presente procedura sia con quella precedente estrapolata al 2002.

Nella tavola B16 sono posti a confronto i risultati dei due processi di correzione. Il confronto è realizzato su tre macro strumenti (depositi, titoli di stato, altri titoli) escludendo

le passività finanziarie, in quanto, per mancanza di dati, l'analisi BNL era condotta solo su tali strumenti.

Le attività finanziarie possedute dalle famiglie italiane aggiustate risultano in media pari a circa 58,9 mila euro con l'esperimento UCI e 52,4 mila euro con quello BNL. In realtà lo scarto è maggiore tenendo conto delle differenze metodologiche fra i due aggiustamenti. In primo luogo, nel caso BNL venivano corretti anche i depositi postali, prevedeva, come sopra riportato, una fase di correzione dello status di cliente bancario e/o postale³⁰ e non aveva informazioni sufficienti per tenere in considerazione il fenomeno dell'*over-reporting*.

In entrambi gli esperimenti la procedura di aggiustamento porta ad una concentrazione della ricchezza finanziaria inferiore a quella stimata sui valori dichiarati³¹.

Una significativa differenza consiste invece nella diversa distribuzione dei macro strumenti finanziari. Mentre in BNL le quote di titoli di stato e strumenti rischiosi (obbligazioni, fondi comuni azioni e gestioni patrimoniali) rappresentano rispettivamente 16 e 40 per cento del totale delle attività finanziarie, nel caso UCI le stesse quote valgono il 10 e 64 per cento. Il risultato si spiega considerando che, nel 1987, anno in cui è stimato il modello BNL, la composizione del portafoglio delle famiglie risultava più sbilanciata verso i titoli di Stato³².

Anche considerando la correzione per tipologia di famiglia i due esperimenti forniscono risultati coerenti: l'entità della correzione è crescente all'aumentare dell'età del capofamiglia e risulta più elevata in presenza di un basso livello di istruzione e nel caso di famiglie con un unico componente. Nella precedente correzione emerge chiaramente una maggiore reticenza delle famiglie con capofamiglia autonomo rispetto al caso in cui sia lavoratore dipendente, mentre in UCI questa minor reticenza non risulta confermata.

³⁰ Nell'esperimento UCI non è stata operata alcuna correzione per lo status di cliente bancario e/o postale per una mancanza di fonti esterne attendibili da utilizzare come *benchmark*.

³¹ La riduzione dell'indice di Gini risulta maggiore nel presente esperimento. Infatti, rispetto al 1987 il campione "donatore" presenta una maggior diffusione degli strumenti finanziari tra le famiglie.

³² A titolo esemplificativo si consideri che, nell'ultimo decennio, la caduta della quota dei titoli di Stato nell'attivo finanziario delle famiglie è stata infatti molto drastica: secondo i CF è passata da oltre il 30 per cento nel 1995 al 9 per cento nel 2002, mentre la quota di attività più rischiose è aumentata dal 37 al 68 per cento (Bonci *et al.*, 2005).

Nel complesso, il confronto sembra indicare che, indipendentemente dalle inevitabili specificità di ogni singolo esperimento di correzione, i comportamenti di reticenza stimati presentano tratti comuni.

6. Conclusioni

Nel presente lavoro viene proposta una procedura per correggere la distorsione delle stime campionarie della ricchezza finanziaria causata dalla reticenza delle famiglie intervistate (*under-reporting*). Il processo di aggiustamento si basa su relazioni riguardanti il comportamento di reticenza, ottenute confrontando i dati di un campione di clienti bancari con informazioni di natura amministrativa.

Un primo risultato del lavoro è stato quello di ottenere una stima del fenomeno dell'*under-reporting*. Nel campione di famiglie-clienti del gruppo Unicredito la probabilità che le famiglie intervistate, pur possedendo uno strumento non lo dichiarino, varia fra il 5 e il 27 per cento a seconda dello strumento considerato. In termini di valore, le attività finanziarie dichiarate sono pari a circa la metà di quelle che risultano dagli archivi amministrativi.

Su un *dataset* che raccoglie informazioni di natura campionaria e informazioni amministrative è dapprima stimato un modello per cogliere la relazione tra la probabilità di possedere uno strumento ed un insieme di covariate (caratteristiche della famiglia, caratteristiche dell'intervista e la dichiarazione dello strumento in sede di intervista). Successivamente è stimato un modello sul rapporto tra valore vero e valore dichiarato in funzione di una serie di covariate sostanzialmente equivalenti a quelle della fase precedente. Questa procedura viene applicata a sei classi aggregate di attività finanziarie. Per le passività, alcuni vincoli sulle informazioni disponibili hanno portato ad adottare un modellizzazione leggermente diversa.

I campioni “donatore” e “imputato” sono agevolmente raffrontabili grazie alle metodologie comuni adottate nelle due indagini. Inoltre, il sovracampionamento delle famiglie-clienti più abbienti nell'indagine UCI e il fatto che l'informazione sul patrimonio effettivamente detenuto sia una delle variabili di stratificazione del campione consentono di limitare l'eventuale perdita di informazione dovuta alla minor propensione di queste famiglie a partecipare alle indagini campionarie e di contenere la variabilità delle stime.

I risultati delle stime mostrano che il possesso di attività finanziarie aumenta per i capofamiglia in condizione non professionale, per quelli nelle classi di età più elevate, per coloro con un basso livello di istruzione. Inoltre, aumenta la quota di famiglie che detiene strumenti finanziari, soprattutto se queste hanno pochi componenti o si posizionano in una fascia più elevata nella distribuzione del reddito e della ricchezza reale.

Le relazioni stimate sono state successivamente utilizzate per correggere le informazioni sulle attività finanziarie ottenute tramite un campione rappresentativo di tutte le famiglie italiane (IBF).

La correzione influenza sia la diffusione degli strumenti finanziari sia il valore medio posseduto dalle famiglie. La quota di famiglie che possiede uno strumento finanziario sale dal 74 al 79 per cento. La maggiore correzione si riscontra per le obbligazioni e per i fondi comuni, che risultano posseduti rispettivamente dal 24 e dal 29 per cento delle famiglie. La frequenza del possesso di gestioni patrimoniali raddoppia, mentre quella delle azioni aumenta del 70 per cento. Più limitato risulta l'aggiustamento del possesso dei titoli di Stato (dal 9 al 12 per cento). Le famiglie indebitate passano dal 21 al 26 per cento.

Quanto alla composizione dei portafogli, dopo l'aggiustamento, la quota di famiglie con portafogli rischiosi aumenta sensibilmente.

La media delle attività finanziarie passa da 21,9 mila a quasi 58,9 mila euro. Gli aumenti maggiori riguardano il valore medio delle obbligazioni (oltre dieci volte superiori rispetto al valore originale), delle gestioni patrimoniali (il cui valore dopo la correzione triplica) e dei fondi comuni. Più limitata è invece la correzione per i titoli di Stato, le azioni e gli strumenti più liquidi (depositi, PCT, ecc.). Il valore medio delle passività corrette risulta di circa 8.942 euro a famiglia (rispetto ai 6.428 iniziali).

L'intensità della correzione risulta superiore per le famiglie con un solo componente, quando il capofamiglia risulta più anziano, con un basso titolo di studio o in condizione non professionale.

L'impatto sulla concentrazione della ricchezza finanziaria mostra una diminuzione del grado di disuguaglianza dopo il processo di correzione dei dati.

Dopo l'aggiustamento l'indagine consente di stimare l'85 per cento degli aggregati dei Conti Finanziari per il 2002 (rispetto al 31 per cento dei dati non aggiustati). Le passività stimate dall'indagine salgono dal 47 per cento al 65 per cento della corrispondente voce dei Conti Finanziari. Le azioni che, come sottolineato da Bonci et al. (2005), sono misurate con minore affidabilità dagli stessi CF, rimangono lo strumento la cui stima campionaria rimane più distante dal valore aggregato.

A livello aggregato, i risultati ottenuti appaiono piuttosto in linea con quelli ottenuti tramite l'analogo esperimento BNL (Cannari et al, 1990: Cannari e D'Alessio, 1993), anche in considerazione delle differenze che caratterizzano le due procedure.

La principale causa del permanere del divario tra le stime IBF corrette e quelle dei Conti Finanziari potrebbe essere rappresentata dal fenomeno del *selection bias* generato dalla minore propensione delle famiglie ricche a partecipare all'indagine e dal fatto che, per alcune sue caratteristiche, l'aggiustamento presentato deve interpretarsi come aggiustamento minimale. Dal campione UCI sono state infatti escluse, per ragioni di opportunità, le famiglie-clienti estremamente ricche.

Appendice A – Nota metodologica

1. L'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane (IBF)³³

Dal 1965 la Banca d'Italia conduce una indagine sui bilanci delle famiglie italiane allo scopo di acquisire una più approfondita conoscenza dei comportamenti economici delle famiglie. A partire dall'indagine sul 1989 una parte del campione è costituita da famiglie che hanno già partecipato a precedenti rilevazioni (famiglie panel).

L'unità di rilevazione è la famiglia intesa come l'insieme di persone conviventi che, indipendentemente dai legami di parentela, provvede al soddisfacimento dei bisogni mediante la messa in comune di tutto o parte del reddito percepito dai suoi componenti. Il capofamiglia viene individuato come il maggior percettore di reddito da lavoro o pensione all'interno della famiglia.

L'estrazione del campione viene effettuata seguendo uno schema a due stadi (comuni e famiglie), con stratificazione delle unità di primo stadio (comuni) secondo la regione e la classe di ampiezza demografica del comune. All'interno di ogni strato, vengono dapprima individuati i comuni nei quali effettuare interviste, includendo tutti quelli con popolazione superiore ai 40.000 abitanti ed estraendo casualmente quelli di dimensione inferiore e successivamente selezionando casualmente le famiglie da intervistare.

Per la parte panel del campione, i comuni vengono estratti tra quelli già oggetto di rilevazione nell'indagine precedente (comuni panel); le famiglie residenti in questi comuni che avevano partecipato a due o più rilevazioni sono tutte reinserite nel campione; le restanti famiglie panel da intervistare sono estratte casualmente tra quelle rilevate solo nella precedente indagine. Le famiglie non panel sono invece estratte casualmente dalle liste anagrafiche, sia nei comuni panel che in quelli non panel.

La numerosità complessiva del campione nell'indagine sul 2002 è stata di 8.011 famiglie a fronte delle 21,2 milioni di famiglie della popolazione.

³³ Per una descrizione dettagliata della metodologia utilizzata per condurre l'indagine si veda la nota metodologica contenuta in Banca d'Italia (2004). Per una descrizione di come l'indagine sia nata e di come si sia modificata nel tempo si veda Brandolini (1999). Ulteriori informazioni, i dati e la documentazione per il loro sfruttamento sono disponibile all'indirizzo Internet www.bancaditalia.it/statistiche/ibf.

In accordo con il piano di campionamento, a ciascuna famiglia viene attribuito un peso inversamente proporzionale alla sua probabilità di inclusione nel campione; i pesi vengono successivamente modificati sia per aumentare la precisione degli stimatori (correggendo gli eventuali problemi di copertura della lista e di mancata risposta), sia per allineare la struttura del campione a quella della popolazione per alcune caratteristiche note³⁴.

I dati utilizzati nel lavoro sono quelli dell'archivio annuale dell'indagine (release 3.2 del dicembre 2004).

2. *L'Indagine presso la clientela Unicredito (UCI)*³⁵

L'indagine sulla clientela UCI si è svolta nel corso dell'ultimo trimestre del 2003.

La popolazione di riferimento è costituita da tutte le famiglie clienti. La lista da cui selezionare il campione è stata ottenuta a partire dall'elenco di tutti i clienti con un'età compresa tra i 21 e gli 80 anni e una ricchezza finanziaria lorda (detenuta presso le banche del gruppo) inclusa tra i 1.000 e i 2,5 milioni di euro³⁶. Da tale elenco sono stati eliminati tutti i duplicati dovuti a forme di cointestazione o al possesso di più conti. Come risultato finale è stata ottenuta una lista formata da unità di osservazione che risultano il più vicino possibile al concetto di "famiglia-cliente", che costituisce l'unità di rilevazione dell'indagine.

La lista di famiglie-clienti è stata formata a partire dai clienti che avevano concesso l'autorizzazione necessaria, in base alla legge sulla riservatezza, ad utilizzare i propri dati in forma anonima ai fini di ricerca. Al fine di verificare la rappresentatività dei dati raccolti dall'indagine UCI, le famiglie che hanno dato l'autorizzazione all'utilizzo dei dati sono state confrontate con le famiglie che non hanno dato tale autorizzazione, sulla base delle caratteristiche di area geografica, ampiezza del comune e fascia di ricchezza finanziaria

³⁴ I risultati dell'indagine sono allineati alle distribuzioni Istat per sesso, classe di età, condizione professionale, ampiezza comunale e area geografica di residenza degli individui.

³⁵ Una descrizione dell'indagine si può trovare in Marzorati e Padula (2004).

³⁶ Il troncamento per classe di età e classe di ricchezza ha comportato l'esclusione di circa il 7 per cento delle famiglie clienti, mentre quello per classe di ricchezza ha lasciato fuori dalla popolazione oggetto di studio circa il 20 per cento del totale (il 19,7 per cento dovuto all'esclusione delle famiglie con meno di 1.000 euro)

lorda. Le due distribuzioni di famiglie-clienti Unicredito sono risultate sostanzialmente equivalenti.

Il campione è stato stratificato in base agli incroci di area geografica (4 modalità), ampiezza del comune in termini di popolazione (2 modalità) e fascia di ricchezza finanziaria lorda detenuta presso le banche del gruppo UCI al 30 giugno 2003 (5 modalità), per un totale di 40 celle di campionamento. Il tasso di risposta complessivo è risultato pari a circa il 18 per cento. La disponibilità della ricchezza finanziaria come variabile di stratificazione consente comunque, data la forte correlazione con la probabilità di partecipare all'indagine, di correggere in modo significativo il *bias* legato al modesto tasso di risposta.

Al fine di garantire una migliore confrontabilità con i dati IBF, il questionario e il disegno di rilevazione hanno ricalcato, dove possibile, quelli dell'IBF. Per lo stesso motivo sono stati adottati anche alcuni accorgimenti in sede di rilevazione: l'indagine sul campo è stata condotta dalla stessa società utilizzata per l'IBF, quindi con la stessa rete di intervistatori ed utilizzando la medesima tecnologia di raccolta dei dati (intervista personale con l'ausilio di computer, *Computer Assisted Personal Interviewing* - CAPI)³⁷.

Il campione, costituito inizialmente da 1.834 famiglie correntiste, è stato ridotto a 1.681 unità dopo le operazioni di *cleaning* dei dati. La maggior parte delle osservazioni escluse dall'analisi consistono in famiglie che al momento della rilevazione erano uscite dalla popolazione di riferimento, ad esempio perché avevano cessato di avere rapporti con le banche gruppo del gruppo UCI. Per ogni famiglia sono disponibili una serie di informazioni sulle caratteristiche socio-demografiche, sul reddito e sulle diverse componenti della ricchezza.

³⁷ Con questa metodologia i dati vengono rilevati presso le famiglie mediante un questionario elettronico, un vero e proprio programma che, oltre a memorizzare le informazioni, aziona una serie di controlli sui dati immessi consentendo di risolvere, alla presenza della famiglia, le eventuali incoerenze che si riscontrino nei dati. L'unica differenza fra le due rilevazioni sta nel fatto che in UCI, anche in considerazione del fatto che gli intervistati sono clienti delle banche del gruppo, l'intervista è stata preceduta da un contatto telefonico.

Gli strumenti finanziari considerati nell'analisi

Strumento 1	<ul style="list-style-type: none"> • Conti correnti, libretti a risparmio • Certificati di deposito • Pronti contro termine
Strumento 2	<ul style="list-style-type: none"> • Titoli di Stato italiani
Strumento 3	<ul style="list-style-type: none"> • Obbligazioni nazionali ed estere, titoli di Stato esteri
Strumento 4	<ul style="list-style-type: none"> • Azioni quotate (italiane ed estere) • Azioni non quotate e partecipazioni (italiane ed estere)
Strumento 5	<ul style="list-style-type: none"> • Fondi comuni (esclusi i fondi immobiliari)
Strumento 6	<ul style="list-style-type: none"> • Gestioni patrimoniali
Strumento 7	<ul style="list-style-type: none"> • Passività finanziarie

Per ciascuno degli strumenti finanziari rilevati, è stato chiesto ai correntisti UCI l'ammontare detenuto in conti correnti, depositi titoli ecc. in singola intestazione o contestati³⁸. Per motivi di tutela della riservatezza sono resi disponibili i dati individuali su sei tipologie aggregate di strumenti finanziari, oltre alle passività (tavola A1).

3. La capacità previsiva del modello per l'under-reporting sul possesso

L'analisi della capacità previsiva è stata realizzata in primo luogo attraverso un grafico del tipo *Receiver Operating Characteristic* (ROC). La tecnica consiste nell'utilizzare le probabilità stimate da un modello per calcolare la percentuale di possessi stimati correttamente rispetto al possesso effettivo (*sensitività*) e la percentuale di falsi positivi (complemento della *specificità*). Il calcolo è fatto per ogni possibile regola decisionale sull'attribuzione dello stato "vero" a partire dalla probabilità stimata. Per approfondimenti si vedano, fra gli altri, Hanley e McNeil (1982) e Shapiro (1999).

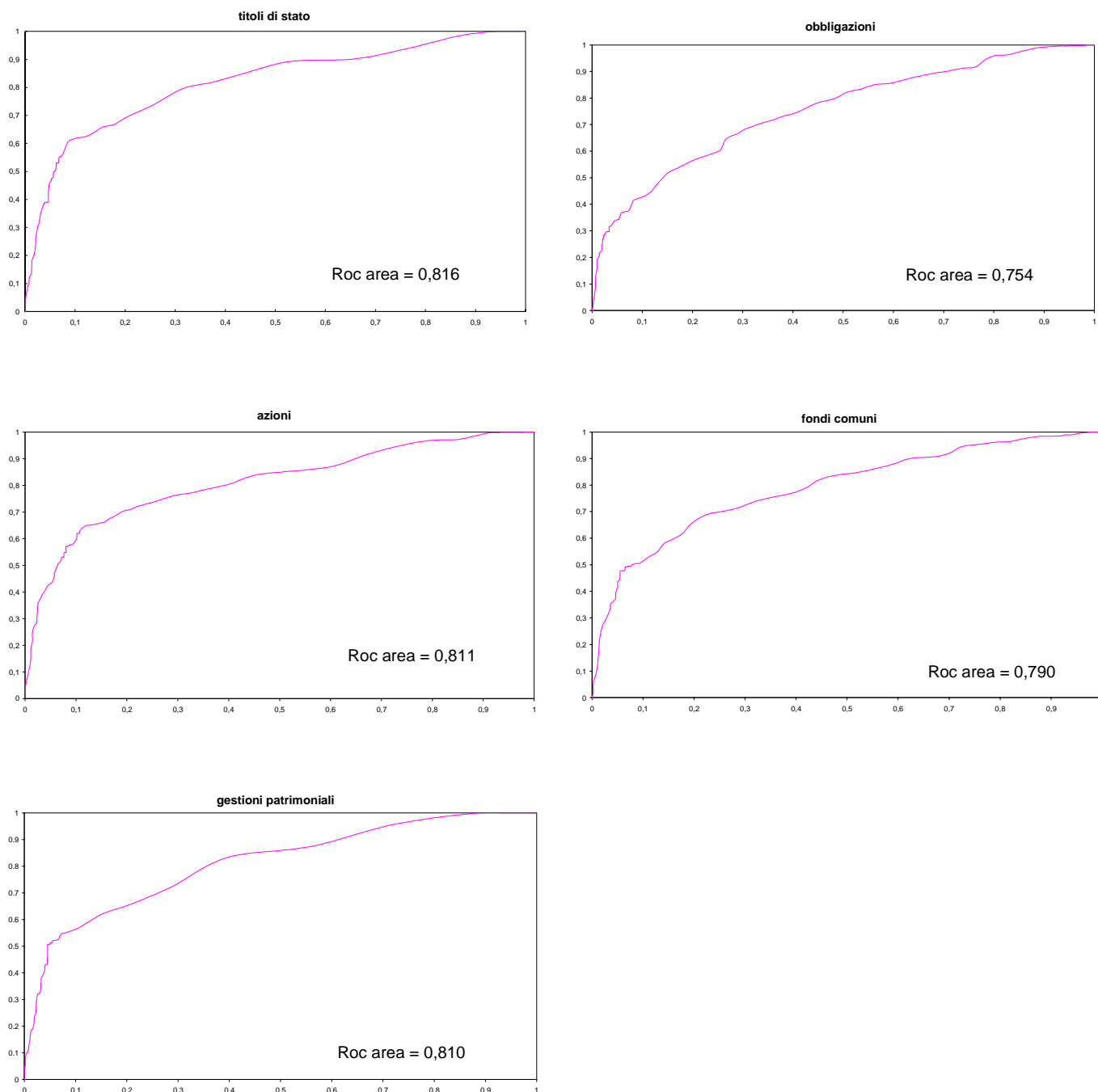
Le frequenze relative alla *sensitività* e al complemento della *specificità* del modello sono riportate graficamente nella curva di ROC: l'area sottostante alla curva può essere

³⁸ Poiché il valore di ciascuno strumento finanziario veniva rilevato al 30 giugno 2003, è stata inoltre richiesta la variazione in termini nominali di tale ammontare tra questo periodo e il 31 dicembre 2002 (data di riferimento dell'IBF).

utilizzata come misura di sintesi della capacità predittiva. Il suo campo di variazione teorico è fra 0 e 1. Valori pari a 0,5 indicano che il modello ha la stessa capacità di una regola casuale di attribuzione (es. lancio di una moneta).

Fig. A1

**La capacità previsiva del modello per l'*under-reporting* sul possesso
(roc curve)**



4. La variabilità delle stime

La variabilità campionaria

La variabilità delle stime del possesso e dell'ammontare medio dei singoli strumenti finanziari stimata sul campione UCI è valutata attraverso una tecnica di tipo *jackknife*, a cui sono riconosciute proprietà di consistenza asintotica quando si desidera tener conto della natura complessa del disegno di campionamento (Wolter, 1985; Shao, 1995).

La varianza campionaria degli stimatori è computata come segue:

1. il numero di replicazioni è pari al numero di “pseudo” strati. Nel campione UCI sono individuati 72 pseudo strati;
2. in ciascuno pseudo strato vengono formati tre gruppi casuali per la stima dei possessi e due gruppi casuali per la stima dei valori (“pseudo” unità primarie) ;
3. in ciascuna replicazione è messo a zero il peso della prima “pseudo” unità primaria e il peso campionario delle rimanenti è aumentato di un fattore pari all'incidenza del peso dell'unità cancellata sul totale del peso nello strato;
4. con tale peso sono calcolati, per ciascuna replicazione, gli stimatori di interesse;
5. la stima dell'errore standard è calcolata come la deviazione standard degli stimatori calcolati sulle 72 replicazioni.

Gli errori standard dei valori medi previsti dai modelli sono riportati nella tavola A2.

Tav. A2

Errore standard campionario delle stime calcolate sul campione UCI (percentuali, euro)

Strumenti finanziari	Percentuale di famiglie che detiene lo strumento	Ammontare detenuto
Conti correnti	0,0	121,7
Titoli di Stato italiani	0,3	221,6
Obbligazioni	0,3	671,0
Azioni.....	0,3	179,4
Fondi comuni.....	0,5	349,1
Gestioni patrimoniali	0,1	537,7
Attività finanziarie	0,2	1091,6
Passività finanziarie	0,2	90,2

La variabilità del processo di imputazione

Per vagliare la stabilità dell'aggiustamento dei dati, si è scelto di verificare la stabilità della fase dell'*under-reporting* sul possesso, che risulta avere il maggiore impatto sui risultati finali. La procedura di imputazione dipende dall'esito di un esperimento aleatorio realizzato tramite l'estrazione da una distribuzione uniforme nell'intervallo $[0,1]$ di un numero pseudo-casuale x ³⁹.

La robustezza dei risultati finali è testata tramite un esperimento di tipo Montecarlo, che replica la fase di estrazione dei numeri pseudo-casuali. Si ottiene in questo modo un insieme di realizzazioni che differiscono fra loro solo per i valori imputati. La varianza delle stime calcolate per ciascuna replicazione può dunque essere interpretata come la variabilità generata dal processo di imputazione. Il principio descritto è alla base della tecnica dell'imputazione multipla (*multiple imputation*), utilizzata per stimare in modo corretto la varianza complessiva delle stime in presenza di dati imputati (Rubin 1987; 1996 e Raghunathan et al., 2001). La tavola A3 presenta i valori dello scarto quadratico medio come risultato di un esperimento basato su 1.000 repliche. I risultati mostrano la relativa stabilità del processo di imputazione.

³⁹ I numeri pseudo-casuali sono generati da una procedura computazionale che assicura che la loro distribuzione gode di proprietà simili ad una distribuzione di numeri casuali (Chiodi, 2000).

Tav. A3

Errore standard dovuto al processo di imputazione nell'IBF
(percentuali, euro)

Strumenti finanziari	Percentuale di famiglie che detiene lo strumento	Ammontare detenuto
Conti correnti.....	0,00	0,0
Titoli di Stato italiani	0,38	308,5
Obbligazioni	0,57	668,3
Azioni.....	0,47	210,8
Fondi comuni.....	0,59	296,0
Gestioni patrimoniali	0,31	576,7
Attività finanziarie	0,25	1.008,1
Passività finanziarie	0,28	246,9

Un'indicazione della variabilità complessiva del processo di aggiustamento dei dati IBF si ottiene addizionando le variabilità campionaria stimata su UCI e quella derivata dal processo di imputazione realizzato su IBF con l'esperimento bernoulliano precedentemente descritto. La variabilità complessiva ottenuta consente di ottenere un errore standard complessivo delle stime degli ammontari medi corretti degli strumenti finanziari posseduti dalle famiglie italiane (presentate nella tavola B11) e di calcolare un intervallo di confidenza per le stime (tavola A4).

Tav. A4

Intervalli di confidenza per gli ammontari familiari nell'IBF
(euro)

Strumenti finanziari	Estremo inferiore	Estremo superiore
Conti correnti.....	15.075,5	15.552,5
Titoli di Stato italiani	5.065,5	6.554,5
Obbligazioni	16.876,8	20.589,2
Azioni.....	3.526,5	4.611,5
Fondi comuni.....	9.816,9	11.611,1
Gestioni patrimoniali	2.675,6	5.766,4
Attività finanziarie	55.949,7	61.774,3
Passività finanziarie	8.426,8	9.457,2

Appendice B – Tavole statistiche e grafici

Distribuzione delle famiglie (IBF)
(valori percentuali e unità)

Modalità (*)	IBF		
	Famiglie clienti bancarie	Famiglie clienti bancarie/postali	Totale famiglie
Sesso			
maschi.....	73,5	72,1	70,4
femmine	26,5	27,9	29,6
Età			
fino a 30 anni	6,4	6,3	6,4
da 31 a 40 anni	22,0	21,6	20,4
da 41 a 50 anni	23,6	22,3	20,9
da 51 a 65 anni	24,8	24,0	23,4
oltre 65 anni	23,1	25,8	29,0
Titolo di studio			
licenza elementare	24,0	27,1	32,4
media inferiore	36,7	35,8	34,5
media superiore	28,6	27,1	24,4
laurea	10,7	10,0	8,7
Condizione professionale			
lavoratore dipendente	45,8	44,2	41,7
lavoratore indipendente	20,5	19,2	17,5
condizione non professionale ..	33,7	36,6	40,8
Numero di componenti			
1 componente	19,5	21,1	23,3
2 componenti	26,4	26,6	26,6
3 e più componenti	54,1	52,3	50,1
Ampiezza comunale			
fino a 30.000 abitanti	52,2	53,1	53,2
oltre 30.000 abitanti	47,8	46,9	46,8
Area geografica			
nord	54,4	51,7	46,5
centro	21,8	21,3	19,9
sud e isole	23,8	26,9	33,5
Totale	100,0	100,0	100,0
<i>Numerosità.....</i>	<i>6.274</i>	<i>6.863</i>	<i>8.011</i>

(*) Le caratteristiche individuali sono riferite al capofamiglia, inteso come il maggior percettore di reddito all'interno della famiglia.

L'under-reporting sul possesso nell'indagine UCI^(*)
(valori percentuali)

Modalità (**)	Probabilità di possedere lo strumento per le famiglie che non lo dichiarano					
	Titoli di stato	Obbligazioni	Azioni	Fondi comuni	Gestioni patrimoniali	Passività finanziarie ^(***)
Sesso						
maschi	6,3	21,5	13,7	26,2	4,4	7,2
femmine	6,5	22,9	13,3	28,1	4,8	8,7
Età						
fino a 30 anni	3,5	6,8	20,6	8,5	1,9	7,8
Da 31 a 40 anni	4,2	13,6	17,5	16,7	3,1	6,7
Da 41 a 50 anni	4,4	18,3	14,3	25,1	4,1	8,9
Da 51 a 65 anni	6,9	26,3	11,3	32,5	5,0	7,0
oltre 65 anni	11,4	32,9	10,1	35,2	6,4	6,9
Titolo di studio						
licenza elementare	9,1	19,6	14,6	20,2	3,4	13,6
media inferiore	8,1	26,9	8,1	31,3	5,0	6,4
media superiore	4,8	18,2	11,0	25,9	3,8	8,0
laurea	6,8	22,4	18,8	25,0	4,8	7,1
Condizione professionale						
lavoratore dipendente.....	5,3	18,6	16,3	24,4	3,5	7,5
lavoratore indipendente	4,8	20,1	16,7	21,9	5,3	6,4
Cond. non professionale	8,6	26,6	8,6	31,6	5,3	7,8
Quartili di reddito						
primo.....	5,3	19,2	9,0	23,1	4,2	8,1
secondo.....	7,2	23,1	13,7	29,2	4,0	6,3
terzo.....	6,8	23,3	15,2	28,1	3,8	7,1
quarto.....	6,2	21,3	17,5	26,3	6,0	8,0
Quartili di ricchezza reale						
primo.....	8,2	20,8	9,9	25,2	4,0	8,3
secondo.....	4,0	19,0	12,3	24,8	3,4	6,6
terzo.....	4,4	20,3	14,2	26,8	3,8	6,7
quarto.....	9,0	27,4	19,3	30,1	6,9	8,1
Numero di componenti						
1 componente	6,0	24,7	10,8	28,0	5,3	6,3
2 componenti	7,8	25,1	12,7	29,0	4,7	7,4
3 e più componenti	5,8	19,3	14,8	25,0	4,2	7,7
Ampiezza comunale						
fino a 30.000 abitanti	7,1	24,7	13,0	26,3	3,9	6,0
oltre 30.000 abitanti	5,5	18,3	14,3	26,9	5,1	8,8
Area geografica						
nord	8,1	26,4	13,5	29,7	4,4	7,2
centro	6,8	24,0	14,4	30,0	5,1	6,6
sud e isole	3,0	11,8	13,3	19,5	4,1	8,5
Totale.....	6,4	21,7	13,6	26,6	4,5	7,4

(*) Valori medi delle probabilità previste dai modelli logistici sul sottocampione delle famiglie che non dichiarano lo strumento.

(**) Le caratteristiche individuali sono riferite al capofamiglia, inteso come il maggior percettore di reddito all'interno della famiglia.

(***) Mutui e altri finanziamenti contratti dalla famiglia presso istituti finanziari.

L'under-reporting sul valore nell'indagine UCI
(rapporto percentuale tra valore dichiarato e valore vero)

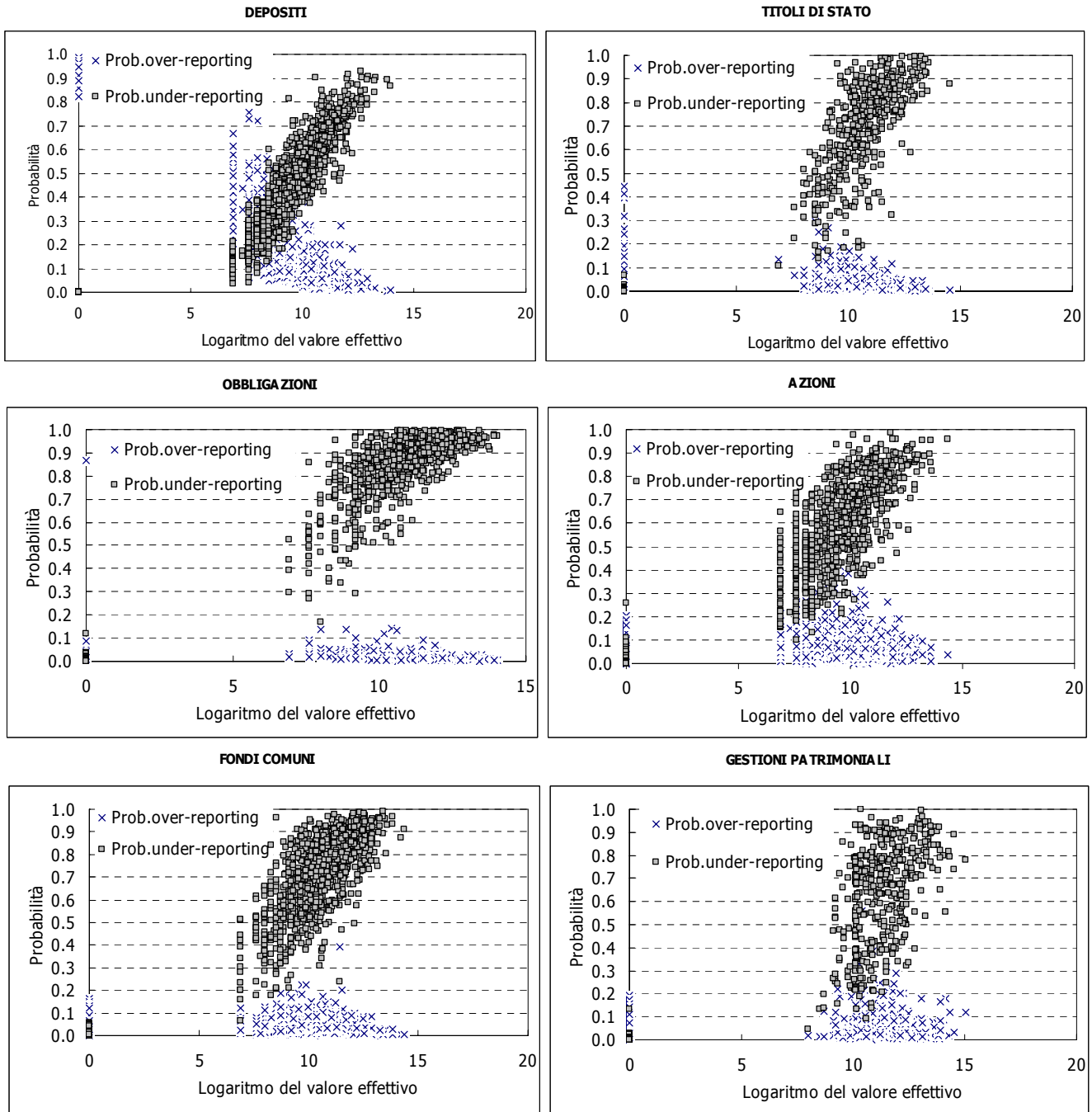
Modalità (*)	Depositi	Titoli di Stato	Obbligazioni	Azioni	Fondi comuni	Gestioni patrimoniali	Passività finanziarie (**)
Sesso							
maschi	83,4	50,6	16,4	64,2	41,3	47,7	68,5
femmine	90,2	49,1	18,0	32,6	27,5	53,0	102,8
Età							
fino a 30 anni	81,9	74,8	46,7	42,5	82,2	50,1	103,7
Da 31 a 40 anni	87,7	67,6	22,6	28,0	58,8	50,7	63,3
Da 41 a 50 anni	89,3	46,7	13,2	65,1	37,2	41,8	76,2
Da 51 a 65 anni	78,5	58,1	14,8	61,2	37,0	50,5	76,8
oltre 65 anni	87,5	40,9	19,2	78,4	30,5	54,2	43,8
Titolo di studio							
licenza elementare	62,6	0,0	3,0	163,1	59,4	0,0	50,0
media inferiore	75,7	56,1	14,9	82,5	27,9	69,5	82,7
media superiore	90,6	58,0	13,0	59,0	38,4	50,1	69,1
laurea	85,2	43,9	20,9	47,5	41,6	44,9	71,1
Condizione professionale							
lavoratore dipendente	87,2	42,5	14,5	49,7	46,0	42,5	79,1
lavoratore indipendente	74,4	65,5	18,6	40,8	31,8	49,7	47,1
Cond. non professionale	88,6	50,4	17,8	73,2	37,0	55,9	72,8
Quartili di reddito							
primo	88,5	50,4	12,8	46,0	34,6	53,6	56,6
secondo	91,1	28,3	10,8	68,4	36,7	27,4	79,7
terzo	83,3	73,1	13,9	33,8	39,8	50,3	80,5
quarto	79,8	54,8	24,1	70,9	40,9	58,5	60,4
Quartili di ricchezza reale							
primo	83,7	28,5	14,9	48,6	41,4	70,1	100,3
secondo	79,0	62,6	12,9	57,8	45,0	23,4	78,1
terzo	90,2	52,5	12,2	60,3	32,5	42,4	63,4
quarto	85,7	54,2	21,0	52,6	38,1	50,9	52,8
Numero di componenti							
1 componente	101,0	62,1	14,7	91,6	35,1	69,2	62,2
2 componenti	83,1	49,1	18,5	53,8	34,4	55,3	57,5
3 e più componenti	80,9	47,7	15,9	48,1	43,2	37,2	78,8
Ampiezza comunale							
fino a 30.000 abitanti	86,9	53,3	13,6	60,0	39,0	54,3	75,7
oltre 30.000 abitanti	82,8	47,0	21,0	51,3	38,4	45,8	65,5
Area geografica							
nord	81,9	50,3	15,0	59,1	40,4	51,2	81,9
centro	88,8	53,0	26,4	48,5	44,5	51,1	57,9
sud e isole	87,0	45,7	15,5	50,8	21,1	36,8	60,3
Totale	84,7	50,2	16,8	54,3	38,7	49,2	71,0

(*) Le caratteristiche individuali sono riferite al capofamiglia, inteso come il maggior percettore di reddito all'interno della famiglia.

(**) Mutui e altri finanziamenti contratti dalla famiglia presso istituti finanziari.

Fig B1

Probabilità di *under-over reporting* e valore degli strumenti finanziari effettivamente detenuti
(Valori previsti con un modello multinomiale)



Stima della probabilità di possesso di titoli di Stato (indagine UCI)
(*modello logistico, effetti marginali*)

	Effetto Marginale	Intervallo di confidenza al 95 per cento	
Possesso dichiarato di titoli di stato	63,5	52,0	74,9
Occupato dipendente	0,7	-3,8	5,2
Occupato indipendente.....	-0,3	-4,3	3,7
Diploma.....	2,9	-1,2	7,0
Laurea.....	8,6	1,6	15,6
Età.....	-0,1	-0,7	0,5
Quadrato dell'età	0,0	0,0	0,0
Comune di grande dimensione	-2,1	-4,9	0,8
Centro-Nord	4,5	1,8	7,2
Abita in centro.....	-0,4	-6,9	6,2
Abita in periferia.....	0,8	-5,5	7,1
Numero di percettori di reddito	1,1	0,1	2,1
Fino al 1° percentile di reddito	-1,4	-5,0	2,1
Oltre il 3° percentile di reddito	-2,9	-5,6	-0,3
Fino al 1° percentile di ricchezza reale.....	5,5	-1,2	12,1
Oltre il 3° percentile della ricchezza reale	5,3	1,4	9,2
Cliente postale	8,3	-4,2	20,8
Multibancarizzato.....	0,7	-3,1	4,5
Comprensione delle domande.....	1,1	-1,1	3,3
Facilità nel rispondere	-0,9	-2,7	1,0
Veridicità della risposta.....	0,0	-0,8	0,8

Numero di osservazioni: 1.681

Stime ed errori standard tengono conto del disegno di campionamento

Stima della probabilità di possesso di obbligazioni (indagine UCI)
(*modello logistico, effetti marginali*)

	Effetto Marginale	Intervallo di confidenza al 95 per cento	
Possesso dichiarato di obbligazioni	76,1	71,1	81,0
Occupato dipendente	6,6	-3,7	16,9
Occupato indipendente.....	6,3	-5,2	17,8
Diploma.....	11,4	3,3	19,5
Laurea.....	15,4	3,8	27,0
Età.....	2,2	0,5	3,9
Quadrato dell'età	0,0	0,0	0,0
Comune di grande dimensione	-8,5	-14,8	-2,3
Centro-Nord	15,2	9,3	21,2
Abita in centro.....	-4,8	-15,9	6,3
Abita in periferia.....	-4,0	-15,5	7,4
Numero di percettori di reddito	-0,5	-3,4	2,4
Fino al 1° percentile di reddito	-3,3	-11,9	5,4
Oltre il 3° percentile di reddito	-7,7	-14,7	-0,6
Fino al 1° percentile di ricchezza reale.....	2,0	-7,2	11,3
Oltre il 3° percentile della ricchezza reale	7,1	-1,1	15,4
Cliente postale	10,5	-14,5	35,6
Multibancarizzato.....	-0,5	-7,7	6,7
Comprensione delle domande.....	0,0	-3,8	3,8
Facilità nel rispondere	0,5	-3,2	4,2
Veridicità della risposta.....	-1,3	-3,3	0,6

Numero di osservazioni: 1.681

Stime ed errori standard tengono conto del disegno di campionamento

Tav. B6

Stima della probabilità di possesso di azioni (indagine UCI)
(modello logistico, effetti marginali)

	Effetto Marginale	Intervallo di confidenza al 95 per cento	
Possesso dichiarato di azioni	76,8	71,3	82,2
Occupato dipendente	10,0	-0,9	20,8
Occupato indipendente.....	6,8	-4,1	17,8
Diploma.....	9,3	0,9	17,7
Laurea.....	11,8	-0,6	24,1
Età.....	-1,1	-2,9	0,8
Quadrato dell'età	0,0	0,0	0,0
Comune di grande dimensione	0,6	-6,2	7,5
Centro-Nord	0,4	-7,5	8,4
Abita in centro.....	8,3	-9,3	25,8
Abita in periferia.....	10,2	-2,7	23,0
Numero di percettori di reddito	0,6	-2,3	3,5
Fino al 1° percentile di reddito	-3,5	-13,5	6,5
Oltre il 3° percentile di reddito	-0,6	-8,4	7,2
Fino al 1° percentile di ricchezza reale	-3,4	-12,6	5,8
Oltre il 3° percentile della ricchezza reale	6,9	-1,1	15,0
Cliente postale	-11,0	-18,4	-3,5
Multibancarizzato.....	0,9	-6,2	8,0
Comprensione delle domande	1,0	-2,9	4,9
Facilità nel rispondere	0,8	-3,2	4,8
Veridicità della risposta.....	-2,5	-4,4	-0,5

Numero di osservazioni: 1.681

Stime ed errori standard tengono conto del disegno di campionamento

Tav. B7

Stima della probabilità di possesso di fondi comuni (indagine UCI)
(modello logistico, effetti marginali)

	Effetto Marginale	Intervallo di confidenza al 95 per cento	
Possesso dichiarato di fondi comuni	70,7	66,2	75,1
Occupato dipendente	5,8	-7,9	19,4
Occupato indipendente.....	-2,3	-16,3	11,6
Diploma.....	2,6	-7,3	12,4
Laurea.....	1,4	-11,8	14,6
Età.....	3,4	1,0	5,9
Quadrato dell'età	0,0	0,0	0,0
Comune di grande dimensione	1,8	-7,1	10,6
Centro-Nord	11,6	2,0	21,2
Abita in centro.....	4,7	-14,5	23,9
Abita in periferia.....	0,8	-17,9	19,5
Numero di percettori di reddito	-0,5	-4,7	3,6
Fino al 1° percentile di reddito	-7,8	-19,0	3,3
Oltre il 3° percentile di reddito	-7,2	-17,9	3,4
Fino al 1° percentile di ricchezza reale	-0,7	-12,1	10,6
Oltre il 3° percentile della ricchezza reale	4,7	-6,2	15,5
Cliente postale	0,4	-25,6	26,3
Multibancarizzato.....	2,5	-7,5	12,5
Comprensione delle domande	-0,7	-5,8	4,4
Facilità nel rispondere	0,0	-5,4	5,4
Veridicità della risposta.....	-1,5	-4,2	1,3

Numero di osservazioni: 1.681

Stime ed errori standard tengono conto del disegno di campionamento

Tav. B8

Stima della probabilità di possesso di gestioni patrimoniali (indagine UCI)
(*modello logistico, effetti marginali*)

	Effetto Marginale	Intervallo di confidenza al 95 per cento	
Possesso dichiarato di gestioni patrimoniali	67,8	54,4	81,2
Occupato dipendente	0,5	-3,0	3,9
Occupato indipendente.....	1,0	-2,8	4,8
Diploma.....	1,5	-1,3	4,2
Laurea.....	2,0	-1,9	5,9
Età.....	0,2	-0,3	0,8
Quadrato dell'età	0,0	0,0	0,0
Comune di grande dimensione	1,2	-1,3	3,6
Centro-Nord	0,3	-2,0	2,6
Abita in centro.....	-1,6	-5,5	2,2
Abita in periferia.....	-1,9	-6,6	2,9
Numero di percettori di reddito	-0,5	-1,5	0,5
Fino al 1° percentile di reddito	-0,1	-3,4	3,2
Oltre il 3° percentile di reddito	1,0	-2,6	4,6
Fino al 1° percentile di ricchezza reale.....	0,5	-2,7	3,6
Oltre il 3° percentile della ricchezza reale	2,3	-1,0	5,6
Cliente postale	-1,4	-4,5	1,7
Multibancarizzato.....	1,2	-1,3	3,8
Comprensione delle domande.....	-1,2	-2,6	0,2
Facilità nel rispondere	0,9	-0,5	2,2
Veridicità della risposta.....	0,0	-0,9	0,8

Numero di osservazioni: 1.681

Stime ed errori standard tengono conto del disegno di campionamento

Tav. B9

Stima della probabilità di possesso di passività finanziarie (indagine UCI)
(*modello logistico, effetti marginali*)

	Effetto Marginale	Intervallo di confidenza al 95 per cento	
Possesso dichiarato di passività	72,8	61,4	84,3
Occupato dipendente	-4,7	-14,5	5,1
Occupato indipendente.....	8,1	-7,6	23,8
Diploma.....	0,3	-8,1	8,8
Laurea.....	0,7	-12,1	13,5
Età.....	1,7	-0,1	3,4
Quadrato dell'età	0,0	0,0	0,0
Comune di grande dimensione	4,6	-3,8	13,0
Centro-Nord	-0,7	-10,1	8,7
Abita in centro.....	-14,6	-22,3	-6,9
Abita in periferia.....	-15,1	-30,0	-0,3
Numero di percettori di reddito	0,7	-2,3	3,8
Fino al 1° percentile di reddito	-1,5	-9,8	6,8
Oltre il 3° percentile di reddito	2,1	-8,4	12,5
Fino al 1° percentile di ricchezza reale.....	-5,0	-13,1	3,0
Oltre il 3° percentile della ricchezza reale	4,1	-6,3	14,4
Fino al 1° percentile di attiv. finanziarie.....	3,0	-6,3	12,2
Oltre il 3° percentile di attiv. finanziarie	-4,6	-12,7	3,5
Comprensione delle domande.....	-2,9	-6,6	0,8
Facilità nel rispondere	3,7	0,0	7,4
Veridicità della risposta.....	-1,8	-3,8	0,2

Numero di osservazioni: 949

Stime ed errori standard tengono conto del disegno di campionamento

Stima del mis-reporting sul valore (indagine UCI)
(modello lineare)

	Variabile dipendente: Rapporto tra vero e dichiarato (scala logaritmica)					
	Conti correnti, CD e PCT	Titoli di stato	Obbligazioni	Azioni	Fondi comuni	Gestioni patrimoniali
Intercetta	7,340**	4,798*	3,568	4,226**	0,178	3,880
Dichiarato nello strumento corrispondente (log) ...	-1,292**	-1,162**	-0,303	-0,718*	0,028	-0,414
Quadrato del log dichiarato	0,056**	0,049**	0,005**	0,029	-0,008	0,016
Occupato dipendente.....	-0,045	0,269	0,635	0,089	-0,094	-0,205
Occupato indipendente.....	0,102	0,152	-0,014	0,091	-0,126	0,027
Diploma	-0,019	0,222	-0,464**	-0,072	0,171*	0,047
Laurea	-0,037	0,012	-0,302	-0,090	0,121	0,057
Età.....	0,003	0,066**	-0,007	0,005	0,031**	0,002
Età al quadrato	0,000	0,000*	0,000	0,000	0,000*	0,000
Centro-Nord	-0,135**	0,011	0,225	-0,092	-0,006	0,019
Fino al 1° percentile di reddito	-0,103	-0,325*	-0,380**	-0,063	0,132	-0,366*
Oltre il 3° percentile di reddito	0,151*	-0,170	0,276*	-0,002	0,126	-0,248
Fino al 1° percentile di ricchezza reale.....	-0,105	0,395**	0,062	-0,098	0,045	-0,457**
Oltre il 3° percentile di ricchezza reale	-0,059	-0,124	0,173	-0,092	0,003	-0,238
Multibancarizzato	0,009	0,250*	0,182	0,056	-0,048	0,006
Cliente postale	0,336	-0,166	-0,126	-0,112	-0,001	-0,496**
Veridicità della risposta.....	-0,020	-0,029	-0,111**	-0,009	-0,055**	-0,066*
R ²	0,174	0,278	0,307	0,187	0,154	0,207
Numero di osservazioni	1316	195	266	342	381	167

*: significativo al 10%; **: significativo al 5%

Le stime degli errori standard tengono conto del disegno di campionamento. Le osservazioni al di sotto del 5° e al di sopra del 95° percentile sono state escluse dall'analisi

Tav. B11

Impatto dell'aggiustamento sulla diffusione e il valore dei singoli strumenti nell'IBF
(valori percentuali, euro)

	Valori originali	Fase 1	Fase 2
Diffusione degli strumenti	(diffusione dello strumento*)		
Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine	73,4	73,4	73,4
Titoli di Stato italiani	9,4	12,2	12,2
Obbligazioni nazionali ed estere, titoli di Stato esteri	6,4	23,9	23,9
Azioni quotate e non quotate, partecipazioni (italiane ed estere)	10,1	17,3	17,3
Fondi comuni (esclusi i fondi immobiliari)	11,2	29,3	29,3
Gestioni patrimoniali	2,0	4,5	4,5
Totale attività finanziarie	74,3	79,4	79,4
Passività finanziarie	21,3	25,9	25,9
Ammontare medio degli strumenti	(euro)		
Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine	11.115	11.115	15.314
Titoli di Stato italiani	2.426	3.165	5.810
Obbligazioni nazionali ed estere, titoli di Stato esteri	1.836	6.978	18.733
Azioni quotate e non quotate, partecipazioni (italiane ed estere)	2.026	3.498	4.069
Fondi comuni (esclusi i fondi immobiliari)	3.071	7.884	10.714
Gestioni patrimoniali	1.395	2.867	4.221
Totale attività finanziarie	21.869	35.507	58.862
Passività finanziarie	6.428	8.401	8.942
Ammontare medio degli strumenti	(indice, valori originali=100)		
Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine	100,0	100,0	137,8
Titoli di Stato italiani	100,0	130,5	239,5
Obbligazioni nazionali ed estere, titoli di Stato esteri	100,0	380,1	1.020,5
Azioni quotate e non quotate, partecipazioni (italiane ed estere)	100,0	172,6	200,8
Fondi comuni (esclusi i fondi immobiliari)	100,0	256,7	348,9
Gestioni patrimoniali	100,0	205,6	302,6
Totale attività finanziarie	100,0	162,4	269,2
Passività finanziarie	100,0	103,7	139,1
Indice di Gini (attività finanziarie)	0,790	0,727	0,721
Indice di Gini (passività finanziarie)	0,925	0,914	0,914

* Percentuale di famiglie con valori positivi dello strumento.

Tav. B12

Rischiosità del portafoglio detenuto
(valori percentuali)

Portafoglio, ordinato per livello crescente di rischio	Valori originali	Valori finali
Solo Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine	56,2	31,2
Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine+ Titoli di Stato italiani	5,9	2,4
Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine+ Titoli di Stato italiani +Altri strumenti rischiosi	4,7	10,4
Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine+Altri strumenti rischiosi	18,9	41,6

Attività finanziarie aggiustate: valori medi nell'IBF
(valori percentuali, euro)

Modalità (*)	Valori originali	Fase 1	Fase 2
	(euro)	(indice, valori originali=100)	
Sesso			
maschi	25.104	154,1	250,7
femmine	14.188	197,0	346,5
Età			
fino a 30 anni	12.467	136,1	166,6
da 31 a 40 anni	17.620	139,4	195,9
da 41 a 50 anni	21.149	151,4	258,4
da 51 a 65 anni	30.000	160,7	259,2
oltre 65 anni	20.881	189,4	345,6
Titolo di studio			
senza titolo/ licenza elementare	9.858	255,2	513,7
media inferiore	16.421	163,5	273,5
media superiore	29.374	149,4	221,0
laurea	67.117	126,5	190,4
Condizione professionale			
lavoratore dipendente	18.929	162,5	264,3
Lavoratore indipendente	35.180	129,7	194,0
condizione non professionale	19.161	187,9	333,2
Numero di componenti			
1 componente	13.109	215,1	391,4
2 componenti	26.595	162,5	277,1
3 e più componenti	23.430	148,6	232,5
Ampiezza comunale			
fino a 30.000 abitanti	19.197	169,7	291,8
oltre 30.000 abitanti	24.910	155,9	249,3
Area geografica			
nord	30.801	155,2	253,9
centro	19.624	192,8	330,3
sud e isole	10.803	157,7	263,4
Totale.....	21.869	162,4	269,2

(*) Le caratteristiche individuali sono riferite al capofamiglia, inteso come il maggior percettore di reddito all'interno della famiglia

Passività finanziarie aggiustate: valori medi nell'IBF
(valori percentuali, euro)

Modalità (*)	Valori originali (euro)	Fase 1 (indice, valori originali=100)	Fase 2 (indice, valori originali=100)
Sesso			
maschi	7.315	133.0	141.6
femmine	4.322	121.2	129.0
Età			
fino a 30 anni	7.432	114.7	122.1
da 31 a 40 anni	9.552	117.6	125.2
da 41 a 50 anni	11.783	140.1	149.1
da 51 a 65 anni	5.993	135.7	144.5
oltre 65 anni	505	150.5	160.2
Titolo di studio			
senza titolo/ licenza elementare	1.842	145.7	155.0
media inferiore	6.338	124.5	132.5
media superiore	10.476	127.6	135.9
laurea	9.356	144.1	153.4
Condizione professionale			
lavoratore dipendente	6.614	118.1	125.7
Lavoratore indipendente	18.050	142.7	151.9
condizione non professionale	1.255	124.3	132.4
Numero di componenti			
1 componente	2.985	137.0	145.8
2 componenti	3.822	118.6	126.2
3 e più componenti	9.417	132.4	140.9
Ampiezza comunale			
fino a 30.000 abitanti	6.670	138.6	147.5
oltre 30.000 abitanti	6.153	120.9	128.7
Area geografica			
nord	8.291	127.8	136.0
centro	6.637	139.7	148.7
sud e isole	3.718	130.2	138.5
Totale.....	6.428	130.7	139.1

(*) Le caratteristiche individuali sono riferite al capofamiglia, inteso come il maggior percettore di reddito all'interno della famiglia

Stime dell'IBF e confronto con i Conti Finanziari: 2002

(valori percentuali, euro)

Strumenti ^(*)	Valori originali	Fase 1	Fase 2	Conti Finanziari ^(**)
Ammontare totale degli strumenti	(indice, Conti Finanziari=100)			Miliardi di euro
Conti correnti, libretti a risp., cert. di dep., pronti contro termine	55,5	55,5	76,5	421
Titoli di Stato italiani	28,7	31,3	57,4	213
Obbligazioni nazionali ed estere, titoli di Stato esteri	11,2	38,4	103,1	382
Azioni quotate (italiane ed estere)	31,1	51,2	59,6	131
Fondi comuni (esclusi i fondi immobiliari)	25,5	54,3	73,8	306
Totale Attività finanziarie	31,4	51,0	84,7	1.453
Passività finanziarie	46,6	61,0	64,9	290

(*) I dati sulle gestioni patrimoniali, per i quali si prevede una domanda esplicita nell'Indagine, non sono pubblicati in evidenza separata nei Conti Finanziari, dove le varie poste risultano implicitamente incluse negli strumenti di investimento. Per tale ragione, la stima campionaria è stata attribuita agli altri strumenti in base alla composizione media del portafoglio delle Società di gestioni patrimoniali pubblicata nel Bollettino Statistico.

(**) Dal computo dei Conti Finanziari sono esclusi le voci Biglietti e monete, Riserve tecniche di assicurazione, depositi postali e le azioni non quotate.

**Effetto della procedura di aggiustamento delle attività finanziarie:
confronto fra esperimento UCI e BNL**
(valori originali =100, euro, valori percentuali)

Modalità (*)	Esperimento Unicredito (2002)				Esperimento BNL (2002)			
	Depositi bancari	Titoli di Stato	Altre Attività Finanziarie	Totale	Depositi totali (**)	Titoli di Stato	Altre Attività Finanziarie	Totale
Sesso								
maschi.....	138,9	225,1	403,4	250,7	174,2	322,6	243,1	214,8
femmine	133,3	304,1	678,1	346,5	201,6	430,8	269,9	244,1
Età								
fino a 30 anni	120,0	107,4	307,7	166,6	113,0	154,7	148,1	125,4
da 31 a 40 anni	128,4	169,3	319,7	195,9	115,9	249,8	158,5	136,9
da 41 a 50 anni	138,6	238,0	434,7	258,4	128,9	270,7	186,2	158,5
da 51 a 65 anni	135,6	230,0	393,2	259,2	168,3	280,5	230,3	207,4
Oltre 65 anni	149,3	277,2	640,9	345,6	280,9	458,9	381,4	337,4
Titolo di studio								
senza titolo /licenza elementare	164,5	350,0	1963,1	513,7	268,3	779,7	450,5	336,6
media inferiore	136,3	194,7	526,9	273,5	156,3	365,2	251,4	204,4
media superiore	127,1	250,0	307,4	221,0	150,5	242,6	218,6	189,4
laurea	128,8	213,6	241,0	190,4	148,3	238,9	235,3	198,4
Condizione professionale								
lavoratore dipendente	129,1	228,9	471,6	264,3	123,5	226,3	182,5	152,8
Lavoratore indipendente	140,4	176,1	257,4	194,0	153,1	293,6	227,9	198,2
condizione non professionale	145,1	285,2	617,7	333,2	252,2	455,3	334,5	302,4
Numero di componenti								
1 componente	133,0	285,8	893,7	391,4	231,8	497,6	310,6	281,1
2 componenti	148,3	240,5	455,6	277,1	209,6	367,6	297,0	260,1
3 e più componenti	133,0	224,1	360,6	232,5	146,8	273,1	206,6	180,5
Ampiezza comunale								
fino a 30.000 abitanti	143,5	262,9	471,1	291,8	181,6	373,2	249,7	226,2
Oltre 30.000 abitanti	133,3	219,8	434,6	249,3	179,2	316,4	246,2	215,9
Area geografica								
Nord	128,4	225,8	379,4	253,9	167,9	332,0	241,6	218,7
centro	126,8	258,6	623,4	330,3	185,4	282,4	272,8	227,6
sud e isole	163,0	314,2	1089,6	263,4	198,8	656,5	262,8	221,3
Totale	137,8	239,5	453,1	269,2	180,3	342,3	248,0	220,8
Valore medio aggiustato	15.315	5.810	37.737	58.862	23.303	8.305	20.839	52.447
Indice di Gini (att. finanziarie corrette)				0,721				0,749
Indice di Gini (att. finanziarie non corrette)				0,790				0,767

(*) Le caratteristiche individuali sono riferite al capofamiglia, inteso come il maggior percettore di reddito all'interno della famiglia

(**) la voce comprende anche i depositi postali che invece sono esclusi dall'esperimento Unicredito

Riferimenti bibliografici

- Angrist J., Krueger A.B., The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples, *Journal of the American Statistical Association*, n. 87 (418), 328-336, 1992.
- Banca d'Italia, *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2002*, a cura di C. Biancotti, G. D'Alessio, I. Faiella e A. Neri, Supplementi al Bollettino Statistico (nuova serie), Banca d'Italia, n. 12, Marzo 2004.
- Björklund A. Jäntti M., *Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States*, *American Economic Review*, n. 87 (4), 1009-1018, 1997.
- Blundell R., ed. *Specification Testing in Limited and Discrete Dependent Variable Models*, *Journal of Econometrics*, 34, 1987.
- Bonci R., Marchese G., Neri A., *Household Wealth: Comparing Micro and Macro Data in Cyprus, Canada, Italy and United States*, mimeo, Banca d'Italia, febbraio 2005.
- Bonci R., Marchese G., Neri A., *La ricchezza finanziaria nei conti finanziari e nell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane*, Temi di Discussione del Servizio Studi, n. 565, Banca d'Italia, Novembre 2005.
- Brandolini A., *The Distribution of Personal Income in Post-War Italy: Source Description, Data Quality, and the Time Pattern of Income Inequality*, Temi di Discussione del Servizio Studi, n. 350, Banca d'Italia, Aprile 1999.
- Brandolini A., Cannari L., D'Alessio G., Faiella I., *Household wealth distribution in Italy in the 1990s*, Temi di Discussione del Servizio Studi, n. 504, Banca d'Italia, Dicembre 2004.
- Cannari L., D'Alessio G., *Non-Reporting and Under-Reporting Behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth in "Bulletin of the International Statistics Institute"*, v. LV, n. 3, Pavia, 1993, p. 395-412.
- Cannari L., D'Alessio G., Raimondi G., Rinaldi A. I., *Le attività finanziarie delle famiglie italiane*, Temi di Discussione del Servizio Studi, n. 136, Banca d'Italia, Luglio 1990.
- Chiodi M.; *Tecniche di simulazione statistica*, Dipartimento di Matematica e Statistica – Università degli Studi di Napoli “Federico II” – Serie didattica, RCE Edizioni, 2000.
- Cicchitelli G., Herzog, A., Montanari G. E., *Il campionamento statistico*, Il Mulino, 1992.
- D'Alessio G., Faiella I., *Nonresponse behaviour in the Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth*, , Temi di Discussione del Servizio Studi, n. 462, Banca d'Italia, Dicembre 2002.
- D'Alessio G., Faiella I., *The use of sample data to improve the quality of financial statistics*, lavoro presentato alla 55ma Sessione dell'International Statistical Institute (ISI), Sydney, 5 - 12 Aprile 2005.

- Duncan G., ed. *Continuous/Discrete Econometric Models with Unspecified Error Distribution*, Journal of Econometrics, 32, 1, 1986.
- Gourieroux C., *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge, 2002.
- Hanley J. A., McNeil B. J., *The meaning and the use of the area under the receiving operating characteristic (ROC) curve*. Radiology, 1982, 143, p. 29-36:
- Heckman J., *Sample selection bias as a specification error*, Econometrica 47, 153-61, 1979.
- Ichimura H., *Semiparametric Least Squares (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single-Index Models*, Journal of Econometrics, 58, 71-120, 1993.
- Istat, *Metodi statistici per il record linkage*, Metodi e norme n. 16, 2003.
- Kalton G., Flores Cervantes I., *Weighting Methods*, Journal of Official Statistics, Vol.19, No.2, 2003, p. 81-97.
- Maddala G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, 1983.
- Martínez-Espiñeira R., *A Box-Cox double-hurdle model of wildlife valuation: the citizen perspective*, mimeo, 2004.
- Marzorati L., Padula M., *The 2003 Unicredit-Bank of Italy Survey*, Statistical Bulletin, Milano, 2004.
- McFadden D., *Econometric models of probabilistic choice*, in C. Manski and D. MacFadden (eds.), "Structural Analysis of Discrete Data: With Econometric Applications", Cambridge, Mass.: M.I.T. Press, 1981.
- Melenberg B., Van Soest A., *Parametric and Semi-Parametric Modelling of Vacation Expenditures*, Journal of Applied Econometrics, 11, 59-76, 1996.
- Moffatt P. G., *Hurdle models of loan default*, 2003, disponibile all'indirizzo Internet <http://www.crc.ems.ed.ac.uk/conference/presentations/moffat.pdf>.
- Moore J., Stinson L., Welniak E. Jr., *Income Measurement Error in Surveys: A Review*, Journal of Official Statistics, vol 16 , n. 4, 2000, p. 331-361.
- Pedace R., Bates N., *Using Administrative Records to Assess Earnings Reporting Error in the Survey of Income and Program Participation*, Journal of Economic and Social Measurement, Vol. 26, No. 3-4, 2001, p. 173-192.
- Raghunathan T., Lepkowsky J., Van Hoewyk J., Solenberger P., *A Multivariate Technique for Multiply Imputing Missing Values Using a Sequence of Regression Models*, Survey Methodology, Statistics Canada, 27, p. 85-95, 2001.
- Rubin D. B., *Multiple imputation after 18+ years*, Journal of American Statistical association, 91, 473-489, 1996.
- Rubin D. B., *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, New York, Wiley, 1987.
- Shao J., Tu J., *The Jackknife and the bootstrap*, Berlin, Srpinger Verlag, 1995.

- Shapiro D. E., *The interpretation of diagnostic tests*. Statistical Methods in Medical Research, 1999, 8, p. 113-134.
- Tversky A., Sattath S., *Preferences Trees*, Psychology Review 86, 542-73, 1979.
- Wolter, K. M., *Introduction to variance estimation*, Berlin, Springer Verlag, 1985.
- Wooldridge J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2002.
- Wooldridge J. M., *Introductory Econometrics 2nd edition*, Thomson, 2003.
- Yen S., Jensen H., *Determinants of Household Expenditures on Alcohol*, Working Paper 95-Wp 144 (Iowa State University).

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- N. 587 – *Efficiency vs. agency motivations for bank takeovers: some empirical evidence*, di A. De Vincenzo, C. Doria e C. Salleo (Marzo 2006).
- N. 588 – *A multinomial approach to early warning system for debt crises*, di A. Ciarlone e G. Trebeschi (Maggio 2006).
- N. 589 – *An empirical analysis of national differences in the retail bank interest rates of the euro area*, di M. Affinito e F. Farabullini (Maggio 2006).
- N. 590 – *Imperfect knowledge, adaptive learning and the bias against activist monetary policies*, di Alberto Locarno (Maggio 2006).
- N. 591 – *The legacy of history for economic development: the case of Putnam’s social capital*, di G. de Blasio e G. Nuzzo (Maggio 2006).
- N. 591 – *The legacy of history for economic development: the case of Putnam’s social capital*, di G. de Blasio e G. Nuzzo (Maggio 2006).
- N. 592 – *L’internazionalizzazione produttiva italiana e i distretti industriali: un’analisi degli investimenti diretti all’estero*, di Stefano Federico (Maggio 2006).
- N. 593 – *Do market-based indicators anticipate rating agencies? Evidence for international banks*, di Antonio Di Cesare (Maggio 2006).
- N. 594 – *Entry regulations and labor market outcomes: Evidence from the Italian retail trade sector*, di Eliana Viviano (Maggio 2006).
- N. 595 – *Revisiting the empirical evidence on firms’ money demand*, di Francesca Lotti e Juri Marcucci (Maggio 2006).
- N. 596 – *Social interactions in high school: Lesson from an earthquake*, di Piero Cipollone e Alfonso Rosolia (Settembre 2006).
- N. 597 – *Determinants of long-run regional productivity: The role of R&D, human capital and public infrastructure*, di Raffaello Bronzini e Paolo Piselli (Settembre 2006).
- N. 598 – *Overoptimism and lender liability in the consumer credit market*, di Elisabetta Iossa e Giuliana Palumbo (Settembre 2006).
- N. 599 – *Bank’s riskiness over the business cycle: A panel analysis on Italian intermediaries*, di Mario Quagliariello (Settembre 2006).
- N. 600 – *People I know: Workplace networks and job search outcomes*, di Federico Cingano e Alfonso Rosolia (Settembre 2006).
- N. 601 – *Bank profitability and the business cycle*, di Ugo Albertazzi e Leonardo Gambacorta (Settembre 2006).
- N. 602 – *Scenario based principal component value-at-risk: An application to Italian banks’ interest rate risk exposure*, di Roberta Fiori e Simonetta Iannotti (Settembre 2006).
- N. 603 – *A dual-regime utility model for poverty analysis*, di Claudia Biancotti (Settembre 2006).
- N. 604 – *The political economy of investor protection*, di Pietro Tommasino (Dicembre 2006).
- N. 605 – *Search in thick markets: Evidence from Italy*, di Sabrina Di Addario (Dicembre 2006).
- N. 606 – *The transmission of monetary policy shocks from the US to the euro area*, di S. Neri e A. Nobili (Dicembre 2006).
- N. 607 – *What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions*, di L. Dedola e S. Neri (Dicembre 2006).
- N. 608 – *Merge and compete: Strategic incentives for vertical integration*, di Filippo Vergara Caffarelli (Dicembre 2006).
- N. 609 – *Real-time determinants of fiscal policies in the euro area: Fiscal rules, cyclical conditions and elections*, di Roberto Golinelli e Sandro Momigliano. (Dicembre 2006).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d’Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

2000

- P. ANGELINI, *Are banks risk-averse? Intraday timing of the operations in the interbank market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-891, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (ed.), *Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria*, Il Mulino, Bologna, **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy*, Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, *Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti*, in: L.F. Signorini (ed.), *Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, pp. 237-256, Meridiana Libri, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- F. LIPPI, *Median voter preferences, central bank independence and conservatism*, Public Choice, v. 105, 3-4, pp. 323-338 **TD No. 351 (aprile 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359 (ottobre 1999)**.
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 115-141, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Forecasting industrial production in the euro area*, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45 (1), pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.
- R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: Testing the multimarket contact hypothesis*, Economic Notes, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.
- S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *La previsione macroeconomica: alcuni luoghi comuni da sfatare*, Rivista italiana degli economisti, v. 5, 2, pp. 291-322, **TD No. 395 (febbraio 2001)**.
- G. DE BLASIO e F. MINI, *Seasonality and capacity: An application to Italy*, IMF Working Paper, 80, **TD No. 403 (giugno 2001)**.

2001

- M. CARUSO, *Stock prices and money velocity: A multi-country analysis*, Empirical Economics, Vol. 26 (4), pp. 651-672, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, Journal of Policy Modeling, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. CASELLI, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, European Economic Review, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *The non-linear dynamics of output and unemployment in the US*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate: An analysis with firm-level panel data*, European Economic Review, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (dicembre 1998)**.

- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- L. GAMBACORTA, *On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks*, Economic Notes, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit constraints in italian industrial districts*, Applied Economics, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, Economic Journal, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, *An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model*, Economic Modelling, Vol. 18 (4), pp. 525-550, **TD No. 367 (febbraio 2000)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Investment and growth in Europe and in the United States in the nineties*, Rivista di politica economica, v. 91, 10, pp. 3-35, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon e D. Da Empoli (a cura di), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375 (luglio 2000)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries as a case study*, Journal of Economic Literature, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The patterns of cross-border bank mergers and shareholdings in OECD countries*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 381 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *Expectations and information in second generation currency crises models*, Economic Modelling, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, *Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations*, Journal of Empirical Finance, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396 (febbraio 2001)**.
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari dell'industria manifatturiera in Europa*, Politica economica, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- L. DEDOLA e S. LEDUC, *Why is the business-cycle behaviour of fundamentals alike across exchange-rate regimes?*, International Journal of Finance and Economics, v. 6, 4, pp. 401-419, **TD No. 411 (agosto 2001)**.
- M. PAIELLA, *Limited Financial Market Participation: a Transaction Cost-Based Explanation*, IFS Working Paper, 01/06, **TD No. 415 (agosto 2001)**.
- G. MESSINA, *Per un federalismo equo e solidale: obiettivi e vincoli per la perequazione regionale in Italia*, Studi economici, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.
- L. GAMBACORTA *Bank-specific characteristics and monetary policy transmission: the case of Italy*, ECB Working Paper, 103, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- F. ALTISSIMO, A. BASSANETTI, R. CRISTADORO, M. FORNI, M. LIPPI, L. REICHLIN e G. VERONESE *A real time coincident indicator of the euro area business cycle*, CEPR Discussion Paper, 3108, **TD No. 436 (dicembre 2001)**.
- A. GERALI e F. LIPPI, *On the "conquest" of inflation*, CEPR Discussion Paper, 3101, **TD No. 444 (luglio 2002)**.
- L. GUIISO e M. PAIELLA, *Risk aversion, wealth and background risk*, CEPR Discussion Paper, 2728, **TD No. 483 (settembre 2003)**.

2002

- R. CESARI e F. PANETTA, *The performance of italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), pp. 99-126, **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d'Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.

- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates*, Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358 (ottobre 1999)**.
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLEO, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. BUSETTI, *Testing for (common) stochastic trends in the presence of structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (dicembre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (dicembre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), pp. 417-450, **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, *Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul (a cura di), *The Economics of Rising Inequalities*, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.
- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, Giornale degli economisti e annali di economia, v. 61, 1, pp. 29-60, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.
- G. M. TOMAT, *Durable goods, price indexes and quality change: An application to automobile prices in Italy, 1988-1998*, ECB Working Paper, 118, **TD No. 439 (marzo 2002)**.
- A. PRATI e M. SBRACIA, *Currency crises and uncertainty about fundamentals*, IMF Working Paper, 3, **TD No. 446 (luglio 2002)**.
- L. CANNARI e G. D'ALESSIO, *La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane*, Rivista Economica del Mezzogiorno, Vol. 16 (4), pp. 809-847, Il Mulino, **TD No. 482 (giugno 2003)**.

2003

- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, Vol. 20, 1, pp. 25-46, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage setters*, Review of Economic Studies, v. 70, 4, pp. 909-919, **TD No. 374 (giugno 2000)**.
- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *The effect of regulatory reform on competition in the banking industry*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, 5, pp. 663-684, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e G. FERRAGUTO, *Endogenous growth with intertemporally dependent preferences*, Contribution to Macroeconomics, Vol. 3 (1), pp. 1-38, **TD No. 382 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 105 (2), pp. 255-274, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.
- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, Vol. 17 (4), pp. 571-608, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, Vol. 26 (5), pp. 727-754, **TD No. 409 (giugno 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (a cura di), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (a cura di), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.

- F. SPADAFORA, *Official bailouts, moral hazard and the "Specialty" of the international interbank market*, *Emerging Markets Review*, Vol. 4 (2), pp. 165-196, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, *American Economic Review*, Vol. 93 (4), pp. 1152-1172, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- E. VIVIANO, *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, *Politica Economica*, Vol. 19 (1), pp. 161-190, **TD No. 450 (luglio 2002)**.
- M. PAGNINI, *Misura e determinanti dell'agglomerazione spaziale nei comparti industriali in Italia*, *Rivista di Politica Economica*, Vol. 93 (3-4), pp. 149-196, **TD No. 452 (ottobre 2002)**.
- F. PANETTA, *Evoluzione del sistema bancario e finanziamento dell'economia nel Mezzogiorno*, *Moneta e credito*, v. 56, 222, pp. 127-160, **TD No. 467 (marzo 2003)**.
- F. BUSETTI e A. M. ROBERT TAYLOR, *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, *Journal of Econometrics*, Vol. 117 (1), pp. 21-53, **TD No. 470 (marzo 2003)**.
- P. ZAFFARONI, *Gaussian Inference on Certain Long-Range Dependent Volatility Models*, *Journal of Econometrics*, v. 115, 2, pp. 199-258, **TD No. 472 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI, G. GOBBI e P. E. MISTRULLI, *Sportelli e reti telematiche nella distribuzione dei servizi bancari*, *Banca impresa società*, v. 2, 2, pp. 189-209, **TD No. 508 (luglio 2004)**.

2004

- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *Gli effetti delle modifiche normative sulla concorrenza nel mercato creditizio*, in F. Panetta (a cura di), *Il sistema bancario negli anni novanta: gli effetti di una trasformazione*, Bologna, il Mulino, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. CHIADES e L. GAMBACORTA, *The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case*, *German Economic Review*, Vol. 5 (1), pp. 1-34, **TD No. 388 (dicembre 2000)**.
- M. BUGAMELLI e P. PAGANO, *Barriers to Investment in ICT*, *Applied Economics*, Vol. 36 (20), pp. 2275-2286, **TD No. 420 (ottobre 2001)**.
- F. BUSETTI, *Preliminary data and econometric forecasting: An application with the Bank of Italy quarterly model*, CEPR Discussion Paper, 4382, **TD No. 437 (dicembre 2001)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, *International Journal of Forecasting*, Vol. 20 (3), pp. 447-460, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLEO, *Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28 (10), pp. 2493-2519, **TD No. 464 (dicembre 2002)**.
- M. PAIELLA, *Heterogeneity in financial market participation: Appraising its implications for the C-CAPM*, *Review of Finance*, Vol. 8, 3, pp. 445-480, **TD No. 473 (giugno 2003)**.
- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2 (4), pp. 720-742, **TD No. 474 (giugno 2003)**.
- E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ, *Monetary integration, markets and regulation*, *Research in Banking and Finance*, (4), pp. 319-360, **TD No. 475 (giugno 2003)**.
- G. ARDIZZI, *Cost efficiency in the retail payment networks: first evidence from the Italian credit card system*, *Rivista di Politica Economica*, Vol. 94, (3), pp. 51-82, **TD No. 480 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. DELL'ARICCIA, *Bank competition and firm creation*, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 36 (2), pp. 225-251, **TD No. 481 (giugno 2003)**.
- R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Consumer sentiment and economic activity: a cross country comparison*, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, Vol. 1 (2), pp. 147-170, **TD No. 484 (settembre 2003)**.
- L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Does bank capital affect lending behavior?*, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13 (4), pp. 436-457, **TD No. 486 (settembre 2003)**.
- F. SPADAFORA, *Il pilastro privato del sistema previdenziale: il caso del Regno Unito*, *Economia Pubblica*, 34, (5), pp. 75-114, **TD No. 503 (giugno 2004)**.
- C. BENTIVOGLI e F. QUINTILIANI, *Tecnologia e dinamica dei vantaggi comparati: un confronto fra quattro regioni italiane*, in C. Conigliani (a cura di), *Tra sviluppo e stagnazione: l'economia dell'Emilia-Romagna*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 522 (ottobre 2004)**.
- G. GOBBI e F. LOTTI, *Entry decisions and adverse selection: an empirical analysis of local credit markets*, *Journal of Financial Services Research*, Vol. 26 (3), pp. 225-244, **TD No. 535 (dicembre 2004)**.

E. GAIOTTI e F. LIPPI, *Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 2004, Vol. 63(3/4), pp. 491-526, **TD No. 541 (febbraio 2005)**.

2005

- L. DEDOLA e F. LIPPI, *The monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of 5 OECD countries*, *European Economic Review*, 2005, Vol. 49, (6), pp. 1543-69, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- D. J. MARCHETTI e F. NUCCI, *Price stickiness and the contractionary effects of technology shocks*. *European Economic Review*, v. 49, pp. 1137-1164, **TD No. 392 (febbraio 2001)**.
- G. CORSETTI, M. PERICOLI e M. SBRACIA, *Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests of financial contagion*, *Journal of International Money and Finance*, v. 24, 8, pp. 1177-1199, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- R. CRISTADORO, M. FORNI, L. REICHLIN e G. VERONESE, *A core inflation indicator for the euro area*, *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 37, 3, pp. 539-560, **TD No. 435 (dicembre 2001)**.
- F. ALTISSIMO, E. GAIOTTI e A. LOCARNO, *Is money informative? Evidence from a large model used for policy analysis*, *Economic & Financial Modelling*, v. 22, 2, pp. 285-304, **TD No. 445 (luglio 2002)**.
- G. DE BLASIO e S. DI ADDARIO, *Do workers benefit from industrial agglomeration?* *Journal of Regional Science*, Vol. 45, (4), pp. 797-827, **TD No. 453 (ottobre 2002)**.
- R. TORRINI, *Cross-country differences in self-employment rates: The role of institutions*, *Labour Economics*, V. 12, 5, pp. 661-683, **TD No. 459 (dicembre 2002)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Endogenous monetary policy with unobserved potential output*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 29, 11, pp. 1951-1983, **TD No. 493 (giugno 2004)**.
- M. OMICCIOLI, *Il credito commerciale: problemi e teorie*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 494 (giugno 2004)**.
- L. CANNARI, S. CHIRI e M. OMICCIOLI, *Condizioni di pagamento e differenziazione della clientela*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 495 (giugno 2004)**.
- P. FINALDI RUSSO e L. LEVA, *Il debito commerciale in Italia: quanto contano le motivazioni finanziarie?*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 496 (giugno 2004)**.
- A. CARMIGNANI, *Funzionamento della giustizia civile e struttura finanziaria delle imprese: il ruolo del credito commerciale*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 497 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Credito commerciale e politica monetaria: una verifica basata sull'investimento in scorte*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Does trade credit substitute bank credit? Evidence from firm-level data*. *Economic Notes*, Vol. 34 (1), pp. 85-112, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- A. DI CESARE, *Estimating Expectations of Shocks Using Option Prices*, *The ICFAI Journal of Derivatives Markets*, Vol. 2, (1), pp. 42-53, **TD No. 506 (luglio 2004)**.
- M. BENVENUTI e M. GALLO, *Il ricorso al "factoring" da parte delle imprese italiane*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 518 (ottobre 2004)**.
- F. PANETTA, F. SCHIVARDI e M. SHUM, *Do mergers improve information? Evidence from the loan market*, *CEPR Discussion Paper*, 4961, **TD No. 521 (ottobre 2004)**.
- P. DEL GIOVANE e R. SABBATINI, *La divergenza tra inflazione rilevata e percepita in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 532 (dicembre 2004)**.
- M. OMICCIOLI, *Il credito commerciale come "collateral"*, in L. Cannari, S. Chiri, M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, il Mulino, **TD No. 553 (giugno 2005)**.

- S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Wages and the city: The italian case*, University of Oxford, Department of Economics. Discussion Paper, 243, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.
- P. ANGELINI e F. LIPPI, *Did inflation really soar after the euro changeover? Indirect evidence from ATM withdrawals*, CEPR Discussion Paper, 4950, **TD No. 581 (marzo 2006)**.

2006

- C. BIANCOTTI, *A polarization of inequality? The distribution of national Gini coefficients 1970-1996*, Journal of Economic Inequality, v. 4, 1, pp. 1-32, **TD No. 487 (marzo 2004)**.
- M. BOFONDI e G. GOBBI, *Information barriers to entry into credit markets*, Review of Finance, Vol. 10 (1), pp. 39-67, **TD No. 509 (luglio 2004)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e E. VIVIANO, *Does the ILO definition capture all unemployment?*, Journal of the European Economic Association, v. 4, 1, pp. 153-179, **TD No. 529 (dicembre 2004)**.
- G. M. TOMAT, *Prices product differentiation and quality measurement: A comparison between hedonic and matched model methods*, Research in Economics, No. 60, pp. 54-68, **TD No. 547 (febbraio 2005)**.
- M. CARUSO, *Stock market fluctuations and money demand in Italy, 1913 - 2003*, Economic Notes, v. 35, 1, pp. 1-47, **TD No. 576 (febbraio 2006)**.
- R. BRONZINI e G. DE BLASIO, *Evaluating the impact of investment incentives: The case of Italy's Law 488/92*. Journal of Urban Economics, vol. 60, n. 2, pag. 327-349, **TD No. 582 (marzo 2006)**.
- A. DI CESARE, *Do market-based indicators anticipate rating agencies? Evidence for international banks*, Economic Notes, v. 35, pp. 121-150, **TD No. 593 (maggio 2006)**.

FORTHCOMING

- A. NOBILI, *Assessing the predictive power of financial spreads in the euro area: does parameters instability matter?*, Empirical Economics, **TD No. 544 (febbraio 2005)**.