



BANCA D'ITALIA  
EUROSISTEMA

## Temi di discussione

---

(Working papers)

Indici di bilancio e rendimenti di borsa:  
un'analisi per le banche italiane

di Angela Romagnoli

Novembre 2007

Numero

648

*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, PAOLO PINOTTI, ALESSANDRO SECCHI, ENRICO SETTE, MARCO TABOGA, PIETRO TOMMASINO.

*Segreteria:* ROBERTO MARANO, NICOLETTA OLIVANTI.

# **INDICI DI BILANCIO E RENDIMENTI DI BORSA: UN'ANALISI PER LE BANCHE ITALIANE**

di Angela Romagnoli\*

## **Sommario**

Il lavoro esamina la sensibilità dei rendimenti di borsa mensili delle azioni delle banche italiane alle variazioni degli indici di bilancio registrate tra due esercizi successivi. Il periodo analizzato va dal 1997 alla prima metà del 2003. Dalle stime, condotte anche su rendimenti aggiustati per il rischio, risulta che i corsi azionari delle banche italiane sarebbero correlati positivamente con indicatori di redditività, di liquidità e di qualità del credito, mentre non sarebbero influenzati significativamente dal grado di patrimonializzazione. Inoltre, nel periodo considerato a una espansione della tradizionale attività di erogazione del credito corrisponderebbero rendimenti di borsa più elevati.

**Classificazione JEL:** C14, G12, G21.

**Parole chiave:** rendimenti azionari bancari, indici di bilancio bancari.

## **Abstract**

The paper assesses whether the monthly returns of the listed shares of Italian banks are predicted by changes in balance-sheet indicators. The sample covers the period from January 1997 to June 2003. Estimates use both unadjusted and risk-adjusted returns. Results show that the stock returns of Italian banks are positively related to past profitability, liquidity, and asset quality, while they are not significantly affected by banks' capital ratios. Furthermore, in the sample period an increase in traditional lending activity leads to higher stock returns.

**JEL Classification:** C14, G12, G21.

**Keywords:** Bank stock returns, Bank-specific accounting ratios.

---

\* Banca d'Italia, Sede di Firenze.

## Indice

1. Introduzione.....	5
2. Le metodologie.....	7
2.1 Un confronto tra i rendimenti medi di quintile.....	8
2.2 Le regressioni <i>à la</i> Fama e MacBeth.....	8
2.3 Le regressioni aggiustate per il rischio.....	10
3. I dati.....	12
3.1 Le caratteristiche del campione.....	12
3.2 Gli indicatori di bilancio analizzati.....	13
3.2.1 Grado di patrimonializzazione.....	13
3.2.2 Tipologia di attività.....	14
3.2.3 Qualità degli investimenti.....	15
3.2.4 Redditività.....	15
3.2.5 Liquidità.....	16
3.3 Statistiche descrittive.....	16
4. I risultati empirici.....	17
4.1 Un confronto tra i rendimenti medi di quintile.....	17
4.2 Le regressioni <i>à la</i> Fama e MacBeth.....	18
4.3 L'analisi dei rendimenti aggiustati per il rischio.....	20
4.3.1 Le stime su sottoperiodi.....	22
4.3.2 Confronto con i risultati per le banche statunitensi.....	23
5. Conclusioni.....	24
Appendice.....	26
Tavole.....	28
Riferimenti bibliografici.....	36

## 1. Introduzione<sup>1</sup>

Negli studi di finanza, il legame tra le variabili caratteristiche delle società quotate e i rendimenti di borsa delle loro azioni rappresenta un filone di ricerca centrale. Nella gran parte degli studi, tuttavia, le istituzioni creditizie vengono escluse dall'analisi. Rispetto alle imprese appartenenti ad altri settori produttivi, le banche risultano peculiari sotto il profilo dei rilevanti vantaggi informativi di cui dispongono, che le rendono soggette a una specifica regolamentazione e all'attività di vigilanza da parte dell'autorità pubblica. Anche la struttura finanziaria e del bilancio è diversa da quella delle società non finanziarie. Si pensi, ad esempio, al diverso significato che per le banche rivestono le misure di leverage. Più in generale, le definizioni stesse delle variabili caratteristiche delle banche differiscono marcatamente da quelle delle imprese non finanziarie. Ci si può dunque attendere che, nel settore creditizio, i legami tra le variabili caratteristiche d'impresa e i rendimenti azionari assumano un carattere particolare.

In uno studio empirico relativo alle banche quotate statunitensi nel periodo compreso tra il giugno del 1986 e il dicembre del 1999<sup>2</sup>, sono state individuate delle relazioni tra le variazioni trimestrali di alcuni indici di bilancio e i rendimenti di borsa delle azioni nei mesi successivi alla diffusione dei dati contabili.

In letteratura non sono disponibili studi simili sulle banche di altri paesi; il presente lavoro contribuisce al dibattito analizzando il caso dell'Italia. Ci si prefigge di valutare se e in che misura gli indicatori di bilancio delle banche italiane quotate siano in grado di spiegare le differenze che si osservano tra i rendimenti delle loro azioni. Il periodo analizzato, dal

---

<sup>1</sup> L'elaborazione del lavoro è iniziata nell'ambito di uno stage di ricerca svolto presso il Servizio Studi; si ringraziano tutti i componenti dell'Ufficio Mercato Finanziario, in particolare Giuseppe Grande. Si ringraziano inoltre Paolo Angelini, Michele Benvenuti, Marcello Bofondi, Leonardo Gambacorta, Giorgio Gobbi, Andrea Nobili, i partecipanti al seminario di analisi territoriale tenuto presso la Banca d'Italia nel dicembre del 2004 e due anonimi referee per gli utili consigli e suggerimenti espressi su versioni preliminari dell'analisi. Le opinioni espresse sono quelle dell'autrice e non impegnano la responsabilità dell'Istituto; l'autrice rimane inoltre unica responsabile per ogni errore o imprecisione eventualmente contenuta nel testo.  
E-mail: [angela.romagnoli@bancaditalia.it](mailto:angela.romagnoli@bancaditalia.it)

<sup>2</sup> Cooper et al. (2003).

gennaio del 1997 al giugno del 2003, è particolarmente importante alla luce delle profonde trasformazioni subite dal sistema bancario. La rapida evoluzione della normativa, la liberalizzazione dell'apertura degli sportelli, la privatizzazione dei maggiori istituti di credito, l'intenso processo di consolidamento, la crescente integrazione con i mercati esteri e lo sviluppo tecnologico hanno inciso radicalmente sulla struttura dell'industria. Sono divenuti più sfumati i confini dei mercati locali e le tradizionali segmentazioni dei servizi offerti (bancari, assicurativi e finanziari), con un conseguente rafforzamento delle pressioni concorrenziali.

L'analisi empirica impiega esclusivamente dati di pubblico dominio, certamente disponibili agli investitori. Inoltre, vengono utilizzati soltanto dati di bilancio annuali, anche se, per le banche quotate, sono disponibili rendiconti trimestrali o semestrali. Questa scelta non è restrittiva e, semmai, tende a favorire l'ipotesi che i dati di bilancio non esercitino alcun impatto sui rendimenti di borsa: è ragionevole supporre che se degli effetti emergono con dati annuali, essi si rafforzerebbero qualora le stime fossero condotte sulla base di dati di bilancio trimestrali.

È importante osservare che la correlazione tra il rendimento di borsa di una banca e un determinato indice di bilancio potrebbe riflettere semplicemente il grado di esposizione della banca al rischio non diversificabile; ad esempio, un legame positivo tra il *return on equity* (ROE) e i rendimenti di borsa potrebbe essere dovuto solo al fatto che le banche con il ROE più alto attuano strategie aziendali più rischiose e che dunque il maggior rendimento delle azioni è volto a compensare l'investitore per il maggior rischio a cui si espone. Al fine di controllare per l'esposizione dei singoli titoli azionari al rischio sistematico, le stime sono replicate su rendimenti aggiustati per il rischio, utilizzando due diversi modelli: il Capital Asset Pricing Model (CAPM) e il modello a tre fattori di Fama e French (FF).

Il lavoro è organizzato come segue. Il secondo paragrafo descrive le metodologie utilizzate. Nel terzo paragrafo vengono presentate le variabili caratteristiche dell'attività bancaria e le ipotesi che, a priori, si possono formulare sui loro legami coi rendimenti azionari. Il quarto paragrafo illustra i risultati dell'analisi empirica. Una sintesi del lavoro e alcune considerazioni

conclusive sono contenute nel quinto paragrafo.

## 2. Le metodologie

Prima di descrivere le tecniche econometriche utilizzate è opportuno chiarire tre aspetti generali dell'analisi empirica:

1. I dati oggetto di indagine sono caratterizzati da un'elevata asimmetria delle distribuzioni e da una presenza non trascurabile di eventi estremi. Sono state perciò adottate metodologie statistiche basate sull'ordinamento, che consentono di ottenere risultati robusti pur in presenza di valori estremi.
2. Un problema spinoso è costituito dal fatto che la pubblicazione dei bilanci non avviene subito dopo la chiusura dell'anno: tra la realizzazione dei dati contabili e la loro comunicazione al mercato trascorre un tempo non trascurabile, che varia da una banca a un'altra. La regolamentazione vigente impone alle banche l'approvazione del bilancio annuale entro la fine del mese di aprile dell'esercizio successivo, con una possibilità di deroga molto circostanziata<sup>3</sup>. Per tenere conto dei tempi di divulgazione delle informazioni contabili sono considerate due ipotesi: l'informazione sugli indici di bilancio relativi all'anno  $t$  è diffusa tra gli investitori dal mese di aprile dell'anno successivo  $t+1$  (*Ritardo 3*) oppure dal mese di luglio (*Ritardo 6*). È ragionevole attendersi che gli effetti degli indici di bilancio sui rendimenti azionari siano inferiori, se non assenti, nelle stime basate su un tempo di divulgazione dell'informazione di sei mesi: a luglio i corsi azionari avranno già ampiamente scontato il contenuto informativo dei bilanci dell'esercizio precedente.
3. Due delle tre metodologie utilizzate si basano su rendimenti azionari medi mensili di quintile, calcolati per ciascun indicatore considerato come segue<sup>4</sup>. Facendo riferimento,

---

<sup>3</sup> Per le banche che redigono il bilancio consolidato, la scadenza può slittare a fine giugno in caso di particolari motivazioni legate al consolidamento dei conti di gruppi bancari di elevate dimensioni.

<sup>4</sup> La metodologia adottata è ormai consolidata nella letteratura sulla valutazione delle azioni. Per i riferimenti bibliografici, si veda ad esempio Cooper et al. (2003).

ad esempio, all'indice ROE e all'anno 1999, le azioni delle banche vengono innanzitutto suddivise in cinque panieri sulla base dei quintili della variazione del ROE registrata nel 1998. Per ciascuno dei cinque panieri viene poi calcolato il rendimento medio mensile delle azioni delle banche incluse; il calcolo viene effettuato per ciascuno dei dodici mesi che vanno dall'aprile del 1999 al marzo del 2000 (*Ritardo 3*) oppure dal luglio del 1999 al giugno del 2000 (*Ritardo 6*)<sup>5</sup>. La procedura viene ripetuta per ciascuno degli anni del periodo campionario. Infine, per ciascun quintile di ROE, i dati mensili vengono giuntati per ottenere una serie storica che copra l'intero periodo campionario.

L'analisi degli effetti delle variazioni degli indici di bilancio sui rendimenti di borsa delle azioni delle banche quotate italiane viene effettuata seguendo tre diverse metodologie.

### 2.1 *Un confronto tra i rendimenti medi di quintile*

Per ciascun indicatore di bilancio considerato, viene in primo luogo effettuato un semplice confronto tra i rendimenti medi di quintile. Facendo riferimento, ad esempio, all'indice ROE, un differenziale positivo tra il rendimento del quintile di banche con la variazione di ROE più elevata e il rendimento del quintile più basso suggerirebbe che il ROE tende a influenzare i corsi azionari delle banche quotate. La significatività statistica del differenziale è valutata sulla base di test non parametrici, quali il Wilcoxon e il Van der Waerden<sup>6</sup>.

### 2.2 *Le regressioni alla Fama e MacBeth*

Una valutazione più accurata dell'impatto che le variabili di bilancio esercitano sui rendimenti azionari delle banche italiane è costituita dalle regressioni alla Fama e MacBeth (1972), secondo la variante proposta da Chan et al. (1996). I vantaggi di questo approccio sono due:

---

<sup>5</sup> Si rammenta che, per quanto spiegato nel punto precedente, il bilancio relativo al 1998 deve essere approvato entro il mese di aprile 1999. A partire da quella data, dunque, gli investitori sono in grado di conoscere i dati contabili relativi al 1998.

<sup>6</sup> Per verificare se i rendimenti nei portafogli siano generati dalla medesima distribuzione sono calcolate anche le statistiche di Cramer-von Mises e di Kolmogorov-Smirnov basate sulle funzioni di ripartizione empiriche. Tuttavia le caratteristiche della variabile dipendente (i rendimenti azionari) e il fatto che i test menzionati trattino simmetricamente l'ordinamento nei diversi portafogli potrebbero inficiarne l'efficacia.

(1) si corregge per la forte correlazione esistente tra i rendimenti mensili delle azioni bancarie (*cross sectional correlation*); (2) le variazioni dell'indice di bilancio vengono espresse in percentili, rendendo le comparazioni meno influenzate da dati anomali e asimmetrie nella distribuzione e di più immediata interpretazione, poiché il campo di variazione di ogni regressore risulta l'intervallo unitario.

Nella metodologia di Fama e MacBeth per ogni singola variabile di bilancio  $i$  e per ogni mese  $t$  del periodo campionario viene stimata la regressione cross-sectional:

$$(1) \quad r_{jt} = \alpha_t + \beta_t I_{jt}^{\text{ultimo\_anno\_disponibile}} + e_{jt}, \quad j = 1, \dots, N$$

dove  $r_{jt}$  è il rendimento azionario della banca  $j$  nel mese  $t$  e  $I_{jt}^{\text{ultimo\_anno\_disponibile}}$  è l'ultimo valore disponibile per la variazione dell'indice di bilancio  $i$ -esimo della banca  $j$ , espresso in termini di percentili<sup>7</sup>. Per ciascun indice di bilancio vengono così stimate  $T$  regressioni, dove  $T$  è il numero di mesi considerati nell'analisi. Per ogni parametro stimato viene poi calcolato il valore medio  $\left( \hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=1}^T \beta_i}{T} \right)$  e il relativo errore standard.

In questa specificazione, valutare se i rendimenti azionari sono legati alle variazioni di un indice di bilancio corrisponde a testare l'ipotesi:

$$(2) \quad H_0 : \beta = 0$$

La statistica utilizzata allo scopo è la seguente:

$$(3) \quad t(\hat{\beta}_i) = \frac{\hat{\beta}_i}{std.dev.(\hat{\beta}_i)/\sqrt{T}}$$

---

<sup>7</sup> Più specificatamente la variabile indipendente è costruita come segue. Per ogni anno si effettuano due operazioni: (i) per ogni banca si calcola la variazione dell'indice di bilancio registrata rispetto all'anno precedente; (ii) di queste variazioni degli indici di bilancio calcolate a livello di singola banca, si calcolano i percentili. Ripetendo questa operazione per ogni anno, per ciascuna banca si ottiene la serie storica annuale del percentile di appartenenza. La serie storica mensile è ottenuta ripetendo il dato annuale per undici mesi consecutivi.

la cui distribuzione asintotica è di tipo  $t$  di Student con un numero di gradi di libertà pari a  $T - 1$ .

Tra i principali rischi dell'analisi univariata vi è quello dell'omissione di variabili esplicative. Per ovviare a tale inconveniente sono sottoposte a stima anche equazioni multivariate del tipo seguente:

$$(4) \quad r_{jt} = \alpha_t + \beta_{t1} I_{jt}^{\text{ultimo\_anno\_disponibile}} + \dots + \beta_{tk} I_{jt}^{\text{ultimo\_anno\_disponibile}} + e_{jt}, \quad j = 1, \dots, N$$

in cui si introduce un insieme di regressori, invece che uno solo; la significatività dei singoli coefficienti viene verificata secondo la stessa metodologia del caso univariato.

Ciascuna delle specificazioni adottate viene stimata sotto le due diverse ipotesi di tempi di diffusione dei dati di bilancio: "Ritardo 3" e "Ritardo 6" (cfr. l'inizio del paragrafo).

### 2.3 Le regressioni aggiustate per il rischio

I risultati ottenuti con il confronto tra i rendimenti di quintile o con la procedura di Fama e MacBeth potrebbero essere imputabili solo a una maggiore o minore rischiosità delle banche considerate, essendo condotti su rendimenti non aggiustati per il rischio. Per questa ragione, viene applicata una terza metodologia, in grado di tenere conto dell'esposizione delle azioni delle singole banche a fattori di rischio sistematico. Si utilizzano, in particolare, due modelli fattoriali normalmente adottati per la valutazione delle azioni, dei fondi comuni e di altri strumenti finanziari rischiosi<sup>8</sup>: il Capital Asset Pricing Model (CAPM), introdotto da Sharpe nel 1965, e il modello a tre fattori di Fama e French (FF), proposto nel 1993.

La metodologia si articola come segue. Prendendo a riferimento, ad esempio, l'indice ROE, si calcola in primo luogo il differenziale tra il rendimento del quinto quintile e il rendimento del primo quintile<sup>9</sup>. Questo differenziale rappresenta il rendimento mensile di una strategia di portafoglio che consiste nell'acquisto delle azioni delle banche che nell'anno precedente

---

<sup>8</sup> Si vedano, ad esempio, Carhart (1997) e Chan et al. (1998).

<sup>9</sup> La modalità di calcolo dei rendimenti di quintile è descritta all'inizio del paragrafo.

hanno registrato la variazione del ROE più alta e nella contestuale vendita delle azioni delle banche che hanno registrato la variazione più bassa. In secondo luogo, viene valutato se il rendimento di questa strategia di portafoglio risulta significativamente superiore o inferiore al livello giustificato dall'esposizione al rischio di mercato, valutata sulla base di due modelli alternativi (CAPM e FF).

Più specificamente, per ogni singolo indice di bilancio  $i$ , le equazioni da stimare sono:

$$(5) \quad {}_i r_t = \alpha + {}_i \beta_{MKT} Rm_t + {}_i e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

per il CAPM, e:

$$(6) \quad {}_i r_t = \alpha + {}_i \beta_{MKT} Rm_t + {}_i \beta_{HML} HML_t + {}_i \beta_{SMB} SMB_t + {}_i e_t, \quad t = 1, \dots, T$$

per il modello FF, dove la variabile dipendente  ${}_i r_t$  è definita come differenza tra il rendimento del quinto quintile e quello del primo.

La serie dei rendimenti di mercato  $Rm_t$ , calcolata nel continuo e annualizzata, è ricavata come differenza tra il rendimento medio del mercato azionario e un tasso privo di rischio, rappresentato dal rendimento medio dei Buoni Ordinari del Tesoro a tre mesi.

Il modello di regressione FF include altri due regressori<sup>10</sup>: il fattore Small-Minus-Big,  $SMB_t$ , che dovrebbe approssimare la componente di rischio associata alla dimensione della società quotata, essendo calcolato come differenza tra il rendimento di un portafoglio di grandi aziende e quello di piccole aziende; il fattore High-Minus-Low,  $HML_t$ , che dovrebbe invece approssimare la rischiosità connessa con le potenzialità di crescita della società quotata, essendo calcolato come differenza tra il rendimento azionario delle imprese che capitalizzano molto più del loro patrimonio netto e il rendimento di quelle che hanno invece un valore di borsa prossimo

---

<sup>10</sup> Si vedano Fama e French (1992; 1993). I dettagli sulla procedura di calcolo dei fattori sono presentati nell'appendice B.

al proprio valore di libro<sup>11</sup>.

Poiché lo scopo è quello di valutare se l'eventuale influenza di un indicatore di bilancio permane nel momento in cui si effettuano degli aggiustamenti per fattori di rischio sistematico, il parametro di interesse delle regressioni è l'intercetta: la significatività di tale parametro segnala scostamenti dei rendimenti azionari, in positivo o in negativo, dai valori imputabili a meri fattori di rischio sistematici. Ciascuna delle specificazioni adottate viene stimata due volte, sotto le due diverse ipotesi sui tempi di diffusione dei dati di bilancio (cfr. l'inizio del paragrafo).

### **3. I dati**

#### *3.1 Le caratteristiche del campione*

L'analisi empirica ha per oggetto i rendimenti mensili delle azioni ordinarie di banche italiane quotate alla borsa di Milano nel periodo compreso tra il gennaio del 1997 e il giugno del 2003; il periodo campionario consta di 78 mesi. Il campione parte dal 1997 a causa della limitata disponibilità di dati di bilancio facilmente collezionabili per gli esercizi antecedenti al 1996. Le variabili di bilancio sono tratte dalla banca dati Bankscope. Il campione include anche le informazioni sui titoli di banche che nel periodo campionario sono stati cancellati dal listino, al fine di prevenire fenomeni di *survival bias*. Il numero di osservazioni alle diverse date oscilla tra un minimo di 34 e un massimo di 44 unità, con un valore mediano di 38.

Il campione tiene conto delle operazioni di fusione e acquisizione. Nel caso di una fusione tra due società, i rendimenti della nuova società vengono considerati allorché diventano disponibili due bilanci consecutivi. Riguardo alle operazioni di acquisizione, esse possono introdurre una discontinuità nel dato di bilancio dell'anno successivo a quello dell'operazione stessa.

---

<sup>11</sup> Le società che capitalizzano molto più del loro valore di libro sono tipicamente società con ampie prospettive di sviluppo.

### 3.2 *Gli indicatori di bilancio analizzati*

Il lavoro prende in esame cinque aree della gestione bancaria: la patrimonializzazione, il tipo di attività, la qualità del credito, la redditività e la liquidità. Le variazioni degli indici sono calcolate su dati di bilancio annuali<sup>12</sup>.

L'insieme degli indicatori di bilancio considerati nell'analisi, presentato nella Tavola 1, è stato identificato partendo da un gruppo di indicatori ben più ampio<sup>13</sup>. Il criterio di selezione si è basato sulle correlazioni lineari tra le serie delle variazioni, calcolate in modo pooled sul periodo; dopo aver individuato nuclei di variabili altamente correlati, si è selezionato un elemento in ognuno di essi, prediligendo le variabili presenti in altri lavori del medesimo filone e quelle che, a parità di caratteristiche, avevano un numero più elevato di osservazioni<sup>14</sup>. Nella Tavola 2 vengono presentate le correlazioni lineari tra le variabili selezionate; come si vede i valori non risultano particolarmente marcati nel periodo campionario.

#### 3.2.1 *Grado di patrimonializzazione*

L'influenza degli indicatori di patrimonializzazione sui corsi azionari delle banche è stata riscontrata più volte in letteratura. In riferimento al mercato statunitense, Cantor e Johnson (1992) individuano un legame tra gli aumenti di capitale e i rendimenti di mercato delle banche. Brewer et al. (1996a), (1996b) evidenziano una relazione positiva tra l'incidenza del capitale proprio sul totale dell'attivo e la redditività delle istituzioni finanziarie. Neuberger (1993) analizza empiricamente gli effetti della composizione di alcune categorie di attivo sulla redditività bancaria; più recentemente, nello stesso filone, Mohanty e Song (2002) esaminano l'influenza della composizione del patrimonio sulla redditività, riscontrando un effetto del Tier 1 e dell'incidenza delle diverse forme di credito. La presente analisi si concentra sul *Solvency ratio*<sup>15</sup>,

---

<sup>12</sup> Ulteriori dettagli circa la costruzione delle variabili esogene sono disponibili nell'appendice A.

<sup>13</sup> Il numero iniziale di variabili di bilancio considerate nell'analisi statistica era circa 40.

<sup>14</sup> Ad esempio la correlazione lineare tra le variazioni di *return on equity* e *return on assets* per le banche italiane nel periodo considerato è circa pari a 1 e i risultati nelle successive stime sono analoghi; vengono perciò presentate solo le evidenze relative al *return on equity*.

che dovrebbe fornire una valutazione della capacità della banca di sostenere il mercato in condizioni avverse e di potere avvantaggiarsi delle fasi positive senza essere limitata dalle risorse patrimoniali.

### 3.2.2 Tipologia di attività

Differenti mix tra la tradizionale attività di erogazione del credito e le altre tipologie di attività (ad esempio, i servizi finanziari alle famiglie) esprimono gestioni aziendali diverse e possono rappresentare situazioni eterogenee; a tale tema è dedicata un'ampia letteratura<sup>16</sup>. L'evidenza empirica mette in luce come differenti tipologie di finanziamenti abbiano effetti diversi sulla rischiosità della banca; ad esempio per il mercato americano Neuberger (1993) riscontra come una maggiore incidenza di mutui immobiliari alle famiglie riduca la rischiosità della banca, mentre l'opposto avviene in relazione agli immobili commerciali. Gli effetti della ripartizione delle fonti di ricavo tra attività di tipo tradizionale e attività non tradizionali sono affrontati empiricamente in molti lavori. Tra gli altri si vedano Rogers e Sinkey (1999), Brewer et al. (1996a,b) e Cooper et al. (2003). Le risultanze non sono univoche: se alcuni autori ritengono che la diversificazione consente un miglioramento della redditività, altri sostengono che gli investitori non percepiscono positivamente un aumento delle quote di reddito derivante da fonti non tradizionali; in particolare, dati i costi necessari per attuare politiche efficaci di diversificazione, le aziende non ne trarrebbero benefici sufficienti a giustificarle. Nel lavoro sono considerate molteplici variabili che descrivono questi aspetti; specificamente, l'incidenza dei *Ricavi netti da servizi sul margine di intermediazione* e i rapporti *Prestiti al netto dei crediti in sofferenza sul totale dell'attivo* (nel seguito, prestiti netti sul totale dell'attivo) e *Prestiti al netto dei crediti in sofferenza sulla raccolta*<sup>17</sup> (nel seguito, prestiti netti sulla raccolta).

---

<sup>15</sup> L'incidenza della somma del Tier 1 e del Tier 2 sull'attivo ponderato.

<sup>16</sup> Si veda Cooper et al. (2003) per una rivisitazione della letteratura.

<sup>17</sup> Si vedano, tra gli altri, Diamond et al. (1984,1991), O'Hara (1993), Roger e Sinkey (1999) e Poloncheck et al. (1992).

### 3.2.3 *Qualità degli investimenti*

L'impatto che i fondi destinati a coprire le perdite esercitano sui rendimenti delle azioni bancarie è un fenomeno ampiamente studiato<sup>18</sup>. Tuttavia, l'effetto atteso non è univoco, poiché una maggiore incidenza dei fondi rischi potrebbe essere sintomo, da un lato, di un peggioramento della qualità del portafoglio detenuto, dall'altro, di una politica di gestione del portafoglio maggiormente prudentiale; in questo secondo caso un incremento dell'indicatore costituirebbe un segnale positivo<sup>19</sup>. Nel lavoro sono state considerate due misure della qualità degli investimenti: il rapporto tra il *Fondo rischi su crediti e i prestiti lordi*, che è un indicatore dello stock di riserve, e quello tra gli *Accantonamenti al fondo rischi su crediti e il margine di intermediazione*, che è un indicatore di flusso; poiché l'analisi è condotta sulle variazioni degli indici, la prima variabile è interpretabile come l'effetto dei flussi.

### 3.2.4 *Redditività*

È ragionevole supporre che le scelte di investimento dei risparmiatori siano condizionate dalla tipologia e dalle dimensioni relative delle fonti di redditività aziendali. Nell'analisi delle banche, così come in quella delle società non finanziarie, il rapporto tra il risultato di gestione e i mezzi propri, definito *Return on equity*, quantifica la remunerazione del capitale di rischio. In questo lavoro l'influenza della redditività è valutata anche tenendo conto del *Recurring earning power*<sup>20</sup>, del rapporto tra i *Dividendi e l'utile netto* e del *Margine di interesse sui capitali fruttiferi*. Infine sono inclusi nello studio l'incidenza dei *Costi operativi totali e delle tasse sull'attivo* e il *Cost to income ratio*, il rapporto tra i costi operativi totali e il margine di intermediazione, nell'ipotesi che le informazioni sulle spese sostenute nello svolgere l'attività bancaria possano influenzare le quotazioni.

---

<sup>18</sup> Si vedano, ad esempio, Lancaster et al. (1993) e Whalen (1994).

<sup>19</sup> Per una discussione sul tema si vedano Docking et al. (1997).

<sup>20</sup> L'incidenza della somma degli utili al lordo delle tasse e degli accantonamenti su crediti sul totale dell'attivo.

### 3.2.5 Liquidità

La liquidità di una banca è indice della capacità di fare fronte tempestivamente e senza oneri rilevanti agli impegni assunti nei confronti della clientela e degli altri soggetti con i quali è in contatto per effetto dello svolgimento della propria attività. Nel lavoro è stato considerato un classico indicatore di liquidità: il saldo interbancario, dato dal *Rapporto tra saldi attivi e saldi passivi nei rapporti con altre istituzioni creditizie*.

### 3.3 Statistiche descrittive

Nella Tavola 3 sono presentate le principali statistiche descrittive per le variabili incluse nel dataset.

Una prima considerazione riguarda le distribuzioni delle variabili di interesse. Esse non sono di tipo normale (come confermato da test statistici di normalità quali quelli di Shapiro-Wilk e di Kolmogorov-Smirnov) e sono caratterizzate da asimmetrie positive. Ciò rende necessario adottare appropriate metodologie di stima.

Nel periodo campionario i rendimenti mensili (calcolati nel continuo, annualizzati ed espressi in punti percentuali) sono in media pari al 13,3 per cento; la mediana è molto inferiore, pari al 4,8 per cento, segnalando che la coda destra della distribuzione è particolarmente marcata.

Sebbene nel periodo campionario la variazione media del *Solvency ratio* sia positiva, la mediana presenta segno negativo; è ragionevole supporre che questo fenomeno sia ascrivibile soprattutto alla forte crescita degli impieghi erogati nella seconda parte dell'intervallo di osservazione. È inoltre evidente che alcuni intermediari hanno registrato nel periodo campionario sensibili variazioni dei requisiti di patrimonializzazione<sup>21</sup>.

Con riguardo agli indici di tipologia di attività, nel periodo analizzato le banche del cam-

---

<sup>21</sup> Un fenomeno rilevante è il maggior ricorso ai prestiti subordinati da parte degli intermediari creditizi, avvenuto in seguito alle modifiche normative che ne hanno consentito un parziale inserimento nei requisiti patrimoniali.

pione sembrano avere intensificato la tradizionale attività di erogazione del credito. Il rapporto ricavi da servizi su margine di intermediazione è in media diminuito, pur registrando un valore mediano positivo.

In relazione agli indici sulla qualità degli investimenti<sup>22</sup>, l'incidenza del fondo rischi su crediti sui prestiti lordi è mediamente cresciuta in maniera sostenuta, ma la mediana è negativa; ciò suggerisce che ci sono state alcune variazioni di entità molto elevata. Analoghe riflessioni sono formulabili con riguardo alle variazioni del rapporto tra gli accantonamenti al fondo rischi su crediti e il margine di intermediazione.

La variabilità degli indici di redditività è stata particolarmente marcata, generalmente superiore a quella riscontrata per gli altri gruppi di indicatori.

Con riguardo, infine, alla liquidità, nel periodo di analisi il saldo interbancario è in media aumentato.

## **4. I risultati empirici**

### *4.1 Un confronto tra i rendimenti medi di quintile*

Nella tavola 4 sono riportati i valori medi dei rendimenti di quintile per le variabili di classificazione.

In diversi casi i portafogli corrispondenti al primo e al quinto quintile registrano, rispettivamente, il rendimento minimo e quello massimo (o viceversa); per alcune variabili, ad esempio il ROE, sembrerebbe esserci un ordinamento monotono dei rendimenti di quintile.

Nonostante i rendimenti dei quintili risultino apparentemente diversi, i risultati dei test statistici non supportano né l'ipotesi di differenze significative nei parametri di posizione e

---

<sup>22</sup> In Bankscope sono presenti numerosi indici appartenenti a questa famiglia, tuttavia la disponibilità delle osservazioni per molti di essi risulta adeguata solo a partire dal 2000; per quanto tali indici possano apparire di interesse, si è preferito escluderli da ogni successiva analisi.

variabilità né quella di difformità delle distribuzioni<sup>23</sup>. È tuttavia fondamentale ricordare che la presenza di asimmetrie nella distribuzione e di *outlier* condiziona i test utilizzati. Inoltre la dinamica delle borse nel periodo di osservazione è un ulteriore fattore che potrebbe indebolirne l'efficacia: i test impiegati non sono progettati per serie storiche e dunque non tengono conto della sequenza temporale con cui le realizzazioni si verificano<sup>24</sup>. È quindi opportuno utilizzare tecniche d'indagine più appropriate.

#### 4.2 *Le regressioni à la Fama e MacBeth*

Per ognuna delle variabili di interesse sono state effettuate regressioni univariate di tipo cross-section, secondo la metodologia introdotta da Fama e MacBeth, nella versione proposta da Chan (Si veda il paragrafo 2.2). Nella tavola 5 vengono presentati i valori delle stime dei parametri e i *p*-value calcolati in base alla statistica (3).

Nel periodo compreso tra il gennaio 1997 e il giugno 2003 risultano significative le variazioni degli indicatori di bilancio che descrivono la tipologia di attività, la qualità degli investimenti, la redditività e la liquidità delle banche quotate, mentre non lo sono gli indici di patrimonializzazione. Inoltre al crescere da tre a sei mesi del ritardo temporale ipotetico con cui gli investitori cominciano a scontare i nuovi dati di bilancio, vi è una perdita di significatività delle stime per la maggior parte dei parametri. Ciò è coerente con quanto atteso a priori: il contenuto informativo dei dati decade al trascorrere del tempo. Poiché l'ipotesi che l'informazione contabile venga utilizzata a partire dall'aprile dell'anno successivo appare verosimile pensando alle tempistiche di diffusione dei bilanci in uso presso le aziende, nel prosieguo il commento sarà per lo più limitato al caso dello sfasamento temporale trimestrale.

Con riguardo agli indici di tipologia di attività, a variazioni maggiori rispetto alla media

---

<sup>23</sup> La tavola 4 non riporta le statistiche dei test effettuati poiché corrispondono al rifiuto dell'ipotesi nulla ad ogni usuale grado di significatività.

<sup>24</sup> In particolare per molte variabili nei due sottoperiodi, il primo compreso tra il 1997 e il 1999 e il secondo tra il 2000 e il giugno del 2003, si sono invertiti gli ordinamenti tra i portafogli, ovvero se nella prima parte era stato il primo quintile a registrare la performance media più brillante e il quinto a registrare quella peggiore, nell'intervallo temporale successivo la situazione si è rovesciata.

dell'incidenza dei prestiti sull'attivo (NLTA) e sulla raccolta (NLTDB) sono associati rendimenti delle azioni bancarie superiori; viceversa, per il rapporto ricavi netti da servizi su margine di intermediazione (RNSMI), un aumento superiore alla media esercita un effetto negativo<sup>25</sup>.

Gli indici di qualità degli investimenti risultano entrambi significativi. Per il rapporto tra il fondo rischi su crediti e i prestiti lordi (LLRGL) una variazione superiore alla media si traduce in un parametro positivo. Un effetto negativo viene invece esercitato da variazioni superiori alla media dell'incidenza degli accantonamenti sul margine di intermediazione (LLPNIR).

Tra gli indici di redditività sono significativi il *return on equity* (ROE) e il *recurring earning power* (REP), entrambi con parametri di segno positivo. Ciò indica che gli investitori tendono a estrapolare gli andamenti storici, aspettandosi performance migliori da chi è stato vincente nel passato<sup>26</sup>.

Anche l'indice di liquidità aiuta a spiegare l'andamento delle quotazioni di borsa delle banche: rendimenti più elevati sono associati a variazioni superiori alla media del saldo interbancario (IR); l'effetto permane quando il ritardo informativo viene incrementato al semestre.

Poiché i risultati ottenuti dalle regressioni univariate possono essere condizionati dall'omissione di variabili, vengono effettuate anche regressioni multivariate. La selezione dei modelli si avvale di un approccio *general-to-simple* che, partendo dall'insieme di tutte le variabili dell'analisi univariata, cerca di ottenere specificazioni parsimoniose. Anche in relazione alla limitata dimensione campionaria, nei modelli finali il numero di regressori è contenuto; le specificazioni sono anche compatibili con l'esigenza di definire modelli con una variabile indipendente in ognuna delle aree significative degli indicatori di bilancio. La Tavola 6 presenta i risultati principali<sup>27</sup>.

---

<sup>25</sup> Risultati analoghi si ottengono con il rapporto altri ricavi netti su margine di intermediazione.

<sup>26</sup> Si veda Lakonishok et al. (1994).

<sup>27</sup> Il numero di specificazioni sperimentate è superiore a cento.

Da essi emerge che alcune variabili esercitano effetti tendenzialmente analoghi per direzione e intensità a quelli che emergono nell'analisi univariata. Inoltre, risultano contemporaneamente significativi indici che descrivono diverse caratteristiche della situazione aziendale: ad esempio negli ultimi due modelli figurano, con un grado di confidenza pari ad almeno il 10 per cento, variabili connesse con la tipologia di attività, la qualità degli investimenti, la redditività e la liquidità. Infine, alcune variabili, quali il saldo interbancario, sono significative in molte specificazioni<sup>28</sup>.

#### *4.3 L'analisi dei rendimenti aggiustati per il rischio*

La correlazione tra i rendimenti delle azioni e talune voci di bilancio potrebbe essere imputabile a differenze nella rischiosità delle banche. Se così fosse la correlazione non sarebbe più significativa qualora fosse calcolata sui rendimenti aggiustati per il rischio. Per verificare tale ipotesi vengono applicate le metodologie presentate nel paragrafo 2.3. In tutte le specificazioni il parametro di interesse è l'intercetta. Nella Tavola 7 sono presentati i risultati di tali regressioni per ciascuno dei due modelli di aggiustamento per il rischio considerati e per i due diversi ritardi informativi ipotizzati.

Per la maggior parte degli indici che risultano significativi nelle regressioni alla Fama e MacBeth, i legami coi rendimenti azionari delle banche italiane permangono dopo l'aggiustamento per il rischio. Inoltre, si nota una concordanza di stime anche tra i due modelli CAPM e FF. Infine, in linea con quanto ipotizzabile a priori, il passaggio dal modello CAPM al modello FF tende a indebolire la significatività di alcune variabili, presumibilmente perché l'effetto viene in parte spiegato dai fattori HML e SMB.

Con riguardo alle variabili di patrimonializzazione, esse continuano a non risultare influenti sui rendimenti di borsa delle azioni delle banche italiane nel periodo di analisi.

Tra gli indici di tipologia di attività, gli effetti positivi del rapporto tra prestiti netti e

---

<sup>28</sup> Il risultato non è emerso per tutte le variabili. Ad esempio, il ROE non è mai risultato significativo nelle numerose specificazioni multivariate considerate.

raccolta (NLTDB) rimangono marcati, e lo sono anche ipotizzando un ritardo informativo di sei mesi<sup>29</sup>. L'effetto negativo dell'indicatore delle attività non tradizionali non risulta, invece, significativo allorché si corregge per il rischio<sup>30</sup>.

Per quanto attiene alla qualità degli investimenti, rimane significativo solo il rapporto tra gli accantonamenti e il margine di intermediazione (LLPNIR); l'effetto stimato è negativo, indicando rendimenti di borsa inferiori per le aziende che hanno registrato variazioni più elevate. Il mercato penalizza le aziende che incrementano più delle altre la quota di accantonamenti rispetto al margine di intermediazione; un rialzo dell'indice sembra, dunque, essere interpretato come il segnale di un degrado inatteso della qualità dei crediti detenuti in portafoglio.

La correlazione tra gli indici di redditività e i rendimenti delle azioni rimane considerevole anche aggiustando per il rischio. Gli eccessi di rendimento associati alle variazioni di *return on equity* (ROE) e di *recurring earning power* (REP) sono positivi e significativi; viceversa le variazioni dei rapporti dividendi su utile netto (DPO) e margine di interesse su capitali fruttiferi (NIM) non si riflettono sui rendimenti. A differenza di quanto riscontrato con la procedura di Fama e MacBeth, il parametro associato al *cost to income ratio* (CIR) risulta sempre significativo, con segno negativo. Nel complesso, questi risultati indicano che una variazione della redditività (dell'incidenza dei costi) superiore (inferiore) alla media si associa, a parità di rischiosità, a rendimenti di borsa più elevati.

Le regressioni aggiustate per il rischio confermano anche il legame positivo tra variazioni della liquidità e rendimenti azionari<sup>31</sup>.

---

<sup>29</sup> Per il rapporto prestiti netti su attivo (NLTA) la significatività è presente solo nel modello FF.

<sup>30</sup> Questo risultato si ottiene anche con il rapporto altri ricavi netti su margine di intermediazione.

<sup>31</sup> Misure alternative di liquidità (incidenza delle riserve di liquidità sugli impegni a vista o sulla raccolta) non sono risultate significative.

#### 4.3.1 *Le stime su sottoperiodi*

In relazione ai dati oggetto di analisi una riflessione riguarda l'intervallo temporale di riferimento, che inizia nel 1997 e termina nel primo semestre del 2003. In tale periodo, i mercati azionari internazionali, tra cui quello italiano, hanno attraversato due fasi: la prima, conclusasi nella primavera del 2000, ha visto una intensa crescita delle quotazioni; la successiva un forte calo.

Per valutare la robustezza dei risultati si è quindi ritenuto opportuno effettuare l'analisi aggiustata per il rischio anche su due sottoperiodi: dal 1997 al 1999; dal 2000 al primo semestre del 2003. Questa ripartizione, che corrisponde a due fasi di borsa ben distinte, si accorda anche con l'esigenza di avere intervalli campionari di lunghezza comparabile.

Per semplicità di esposizione nella Tavola 8 vengono presentate solo le evidenze empiriche relative al modello di Fama e French, ottenute sotto l'ipotesi di un ritardo di divulgazione dei dati di bilancio di tre mesi<sup>32</sup>. I risultati vanno interpretati con cautela poiché il numero di osservazioni in ciascun sottoperiodo è limitato (circa trentasei); è tuttavia possibile tracciare alcune considerazioni generali.

Innanzitutto è importante sottolineare che, nei due sottoperiodi, vi è una tendenziale concordanza dei segni e delle dimensioni degli effetti per la maggior parte delle variabili significative. L'altro fenomeno che emerge è che le stime sull'intero periodo tendono a essere più vicine a quelle ottenute sui dati dell'intervallo che va dal 2000 al primo semestre del 2003. Infine, nel secondo periodo vi è un maggior numero di variabili significative<sup>33</sup>.

---

<sup>32</sup> I risultati con il modello CAPM sono coerenti con quelli relativi all'intero campione. Per quanto attiene all'effetto dello sfasamento temporale di divulgazione dei dati di bilancio, anche nelle stime su sottoperiodi esso tende a indebolire gli effetti stimati.

<sup>33</sup> In alcuni casi le stime ricavate sull'intero intervallo temporale risultano più significative rispetto a quelle ottenute sui sottoperiodi; il fenomeno è largamente imputabile all'incremento della numerosità campionaria: in campioni piccoli un raddoppio del numero di osservazioni ha certamente un effetto non trascurabile sulla stabilità delle stime.

#### 4.3.2 *Confronto con i risultati per le banche statunitensi*

Il confronto delle evidenze empiriche ottenute per le banche italiane con quelle relative alle banche statunitensi è di particolare interesse; benché quanto riscontrato non sia perfettamente comparabile con i risultati di Cooper et al. (2003)<sup>34</sup>, si possono formulare alcune considerazioni.

La differenza principale è relativa al legame tra i rendimenti azionari delle banche e gli indici di patrimonializzazione. Mentre per l'Italia tale legame non è significativo, negli Stati Uniti esso risulta marcato e positivo.

Con riferimento invece alla tipologia di attività, sia negli Stati Uniti sia in Italia si riscontra - nei periodi campionari analizzati - una propensione dei mercati azionari a premiare maggiormente le banche più attive nell'attività tradizionale: nel caso delle banche statunitensi, una crescita dell'incidenza del margine da servizi sull'utile netto ha un effetto di freno sui rendimenti; per le banche italiane, un incremento dei prestiti netti sulla raccolta tende a essere seguito da rendimenti di borsa più elevati.

In entrambi i paesi vi è un legame positivo tra rendimenti di borsa e qualità degli impieghi. Anche in questo caso il risultato si ricava sulla base di indicatori di bilancio diversi: mentre negli Stati Uniti maggiori riserve su crediti tendono a esercitare un effetto negativo sui corsi azionari, per l'Italia tale indicatore ha un contenuto informativo limitato allorché si corregge per la rischiosità. Risulta invece significativa e negativa la variazione dell'incidenza tra accantonamenti al fondo rischi su crediti e il margine di intermediazione: il mercato penalizza i soggetti che, a parità di margine di intermediazione, attuano accantonamenti di riserve superiori ai concorrenti; un aumento di tale indicatore tende dunque a segnalare un peggioramento inatteso della qualità

---

<sup>34</sup> Il lavoro di Cooper et al. (2003) analizza per gli Stati Uniti i legami tra i rendimenti mensili e le variazioni trimestrali di indici di bilancio. Gli indici considerati sono l'earning per share, il rapporto prestiti netti su capitale proprio, quello prestiti netti su attivo totale, l'incidenza del margine da servizi sull'utile netto e, infine, le incidenze sui prestiti netti di: fondo rischi su crediti, margine non utilizzato, standby letters of credit e interest rate swaps. L'analisi è effettuata su un campione di 213 banche; il periodo campionario va dal giugno del 1986 al dicembre del 1999.

dei crediti detenuti dalla banca in portafoglio.

Legami positivi tra rendimenti di borsa delle azioni bancarie e indici di redditività si riscontrano sia negli Stati Uniti sia in Italia, sebbene le variabili che descrivono tale aspetto nei due lavori siano diverse: nel primo caso sono gli utili per azioni; nell'altro il *return on equity* e il *recurring earning power*.

## 5. Conclusioni

La presente analisi si inserisce nel filone empirico di studi che analizza i rendimenti azionari in funzione di variabili caratteristiche delle società quotate. Si utilizza, in particolare, una tecnica di *asset pricing* basata su portafogli di azioni ordinate per quintili della variabile caratteristica considerata. Negli studi sulle banche quotate, questa metodologia è stata finora applicata solo alle banche statunitensi. Il presente lavoro esamina per la prima volta il caso delle banche italiane.

Più specificamente, lo scopo del lavoro è di valutare empiricamente, per le banche quotate italiane, quali sono gli indicatori di bilancio che esercitano un impatto sui rendimenti mensili di borsa delle loro azioni. Il periodo di osservazione va dal 1997 alla prima metà del 2003. L'analisi è condotta su dati di bilancio annuali, facilmente accessibili dal singolo investitore; è verosimile che gli effetti stimati si rafforzerebbero qualora l'analisi fosse replicata su dati di bilancio trimestrali.

Le stime, relative sia a modelli univariati sia multivariati e replicate su rendimenti di borsa aggiustati per il rischio, evidenziano chiaramente che diversi indici di bilancio influenzano i corsi azionari delle banche italiane.

Sono rilevanti variabili di bilancio connesse con la tipologia di attività, la qualità dei prestiti in portafoglio, la redditività e la liquidità delle banche; non risultano invece significativi i legami con indici di patrimonializzazione.

In particolare una più intensa crescita dell'attività tradizionale, rappresentata dai prestiti netti in percentuale della raccolta, si riflette in maggiori rendimenti di borsa; viceversa indicatori di attività non tradizionale, quale l'incidenza dei ricavi netti da servizi sul margine di intermediazione non hanno un impatto significativo. Variazioni elevate degli accantonamenti delle riserve relativamente al margine di intermediazione tendono a influenzare negativamente i corsi azionari, poiché vengono verosimilmente interpretate dal mercato come un segnale di deterioramento inatteso della qualità del portafoglio. Per quanto attiene alle misure di redditività, aumenti superiori alla media del *return on equity* o del *recurring earning power* corrispondono a rendimenti di borsa più elevati; non risultano influenti, invece, le variazioni del margine di interesse rapportato ai capitali fruttiferi o le politiche dei dividendi. Infine, aumenti superiori alla media della liquidità, rappresentata dalla posizione netta sul mercato interbancario, tendono a essere associati a rendimenti di borsa più elevati.

Le stime sono replicate su due sottoperiodi, dal 1997 al 1999 e dal 2000 al primo semestre del 2003, che corrispondono a due fasi ben diverse attraversate dal mercato azionario italiano. I risultati ottenuti per i due sottoperiodi avvalorano quelli relativi all'intero campione; gli effetti delle variabili di bilancio sarebbero più forti nel periodo più recente.

Un'estensione dello studio potrebbe consistere nella ricerca di fenomeni di *under-* e *over-reaction* degli investitori alle nuove informazioni analogamente a quanto fatto per le banche statunitensi. L'analisi potrebbe essere anche effettuata utilizzando indicatori di bilancio intra-annuali, per verificare se le ipotesi circa il degrado dell'informazione sono supportate dai dati. Inoltre potrebbe essere di particolare interesse replicare l'indagine per le banche quotate di altri paesi dell'Unione Europea<sup>35</sup>, per individuare se vi siano delle differenze nella sensibilità dei rendimenti di borsa alle principali variabili caratteristiche dell'attività bancaria.

---

<sup>35</sup> Si veda, ad esempio, Dewenter et al. (1993).

## Appendice

### *Appendice A: Le variazioni degli indici di bilancio*

Il campione è rappresentato dalle banche italiane che tra il 1997 e il 2003 avevano azioni ordinarie quotate in borsa. Dalla banca dati Bankscope sono stati estratti gli indici di bilancio di fine esercizio a partire dal 1996.

Dato un generico indice  $I_t$ , le variazioni percentuali annue sono calcolate come:

$$\Delta I_t = \left\{ \frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right\} * 100$$

tali variabili rappresentano le variabili esogene dell'analisi (Ad esempio TCR, LLRGL). Affinché una banca possa essere classificata nell'anno  $t$  è quindi necessario che, per quella banca, siano disponibili i dati di bilancio a partire dall'anno precedente.

Le informazioni sugli indici di bilancio presenti in Bankscope hanno già superato dei controlli di qualità; il sistema non valorizza quelle osservazioni che ai controlli risultano non plausibili, che quindi vengono escluse dalla banca dati.

### *Appendice B: I fattori del modello Fama e French*

I fattori Small-Minus-Big e High-Minus-Low sono determinati in base alla metodologia introdotta da Fama e French nel 1993. I dati utilizzati sono di fonte Datastream, relativi a tutte le azioni di banche italiane che nel periodo in esame sono state quotate sul listino italiano. Nel calcolo dei fattori di mercato sono inclusi anche i rendimenti delle aziende delisted, al fine di prevenire fenomeni distorsivi di selezione altrimenti presenti.

Per ogni anno compreso tra il 1996 e il 2002, i titoli trattati sono ordinati in funzione della capitalizzazione di borsa e il valore mediano è utilizzato per ripartire le azioni in due gruppi, quelle a bassa capitalizzazione (Small-S) e quelle grandi (Big-B). I titoli vengono poi ordinati in funzione del rapporto tra il valore di libro e il valore di mercato rilevato al 31 dicembre e ripartiti

in tre gruppi, in funzione di un basso (Low-L), medio (Medium-M) o elevato (High-H) valore di tale rapporto. Incrociando la classificazione SB con quella LMH, le azioni vengono suddivise in sei portafogli: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H. Per ciascun portafoglio viene poi calcolato il rendimento medio semplice. La composizione dei panieri viene rivista ogni anno nel mese di luglio. Il rendimento associato al fattore SMB viene così ottenuto come differenza tra la media semplice dei rendimenti dei tre portafogli di titoli “piccoli” (S/L, S/M e S/H) e quella dei tre portafogli di titoli “grandi” (B/L, B/M e B/H). Il rendimento del fattore HML è invece dato dalla differenza tra la media semplice dei portafogli con un elevato rapporto book-to-market (S/H e B/H) e quella dei portafogli con un basso valore di tale rapporto (S/L e B/L).

**Tav. 1: Le variabili caratteristiche dell'attività bancaria considerate**

Per ciascuna variabile, vengono riportati il nome, l'acronimo utilizzato nelle tavole e l'effetto atteso sui rendimenti azionari.

<i>Indici di patrimonializzazione.</i>		
Solvency ratio	TCR	+
<i>Indici di tipologia di attività</i>		
Prestiti netti su totale dell'attivo	NLTA	+/-
Prestiti netti su raccolta	NLTDB	+/-
Ricavi netti da servizi su margine di intermediazione	RNSMI	+/-
<i>Indici di qualità degli investimenti</i>		
Fondo rischi su crediti su prestiti lordi	LLRGL	+/-
Accantonamenti al fondo rischi su crediti su margine di intermediazione	LLPNIR	+/-
<i>Indici di redditività</i>		
Margine di interesse su capitali fruttiferi	NIM	+
Costi operativi totali e tasse su totale dell'attivo	NOITAA	-
Return on equity	ROE	+
Dividendi pagati su utile netto	DPO	+
Cost to income ratio	CIR	-
Recurring earning power	REP	+
<i>Indici di liquidità</i>		
Saldi attivi dei rapporti con altre istituzioni creditizie su saldi passivi dei rapporti con altre istituzioni creditizie	IR	+

Tav. 2: **Indicatori di bilancio delle banche quotate italiane: analisi di correlazione lineare**

Vengono riportate le correlazioni lineari tra gli indici di bilancio utilizzati nell'analisi.

Var <sup>a</sup>	TCR	NLTA	NLTDB	RNSMI	LLRGL	LLPNIR	NIM	NOITAA	ROE	DPO	CIR	REP	IR
TCR	1,00	-0,15	-0,21	-0,02	0,21	-0,14	0,04	-0,03	-0,03	-0,02	0,01	0,01	0,13
NLTA	-0,15	1,00	0,63	0,00	-0,13	0,28	-0,25	-0,04	0,00	-0,02	0,07	0,00	-0,09
NLTDB	-0,21	0,63	1,00	-0,01	-0,14	0,02	-0,39	-0,02	0,01	-0,05	-0,14	0,00	-0,07
RNSMI	-0,02	0,00	-0,01	1,00	-0,05	0,02	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	-0,01	-0,15
LLRGL	0,21	-0,13	-0,14	-0,05	1,00	-0,03	0,08	0,00	-0,06	-0,01	-0,07	-0,12	-0,04
LLPNIR	-0,14	0,28	0,02	0,02	-0,03	1,00	0,02	-0,01	-0,12	0,02	0,25	0,01	-0,08
NIM	0,04	-0,25	-0,39	0,00	0,08	0,02	1,00	0,06	0,01	-0,06	0,05	0,03	0,04
NOITAA	-0,03	-0,04	-0,02	0,00	0,00	-0,01	0,06	1,00	0,01	0,01	-0,13	-0,04	-0,04
ROE	-0,03	0,00	0,01	0,00	-0,06	-0,12	0,01	0,01	1,00	0,01	-0,06	0,02	-0,02
DPO	-0,02	-0,02	-0,05	0,02	-0,01	0,02	-0,06	0,01	0,01	1,00	-0,03	0,00	-0,01
CIR	0,01	0,07	-0,14	0,02	-0,07	0,25	0,05	-0,13	-0,06	-0,03	1,00	0,02	0,06
REP	0,01	0,00	0,00	-0,01	-0,12	0,01	0,03	-0,04	0,02	0,00	0,02	1,00	0,01
IR	0,13	-0,09	-0,07	-0,15	-0,04	-0,08	0,04	-0,04	-0,02	-0,01	0,06	0,01	1,00

<sup>a</sup> TCR: solvency ratio; NLTA: prestiti netti su attivo totale; NLTDB: prestiti netti su raccolta; RNSMI: ricavi netti da servizi su margine di intermediazione; LLRGL: fondo rischi su crediti su prestiti lordi; LLPNIR: accantonamenti fondo rischi su crediti su margine di intermediazione; NIM: margine di interesse su capitali fruttiferi; NOITAA: costi operativi totali e tasse su attivo; ROE: return on equity; DPO: dividendi pagati su utile netto; CIR: cost to income ratio; REP: recurring earning power; IR: saldo interbancario.

Tav. 3: **Rendimenti azionari e variabili caratteristiche delle banche quotate italiane: statistiche descrittive**

Vengono riportate alcune statistiche descrittive per le variabili di interesse: il rendimento mensile annualizzato e le variazioni percentuali degli indici di bilancio tra esercizi successivi

Variabile <sup>ab</sup> .		Num.	Med.	StDev	Min	P5	P25	P50	P75	P95	Max	W <sup>c</sup>
Rendimento azionario		2942	13,3	130,8	-879,6	-175,1	-46,9	4,8	68,1	221,7	1634,1	0,095
Patrimonializzazione	TCR	196	2,0	34,3	-79,0	-30,6	-12,4	-4,5	7,1	51,5	204,8	0,688
Tipologia di attività	NLTA	253	10,7	60,3	-87,6	-18,7	-2,6	3,6	9,5	36,1	568,3	0,352
	NLTDB	247	6,3	39,0	-85,7	-15,9	-2,3	3,5	10,0	29,2	501,3	0,390
	RNSMI	252	-7,2	135,9	-1518,4	-33,7	-8,9	2,3	14,5	42,1	755,8	0,277
Qualità degli investimenti	LLRGL	243	75,4	600,2	-99,4	-61,6	-14,0	-4,0	16,3	175,2	8542,9	0,143
	LLPNIR	243	8,8	103,6	-381,3	-94,2	-26,5	-2,1	27,8	176,1	873,3	0,707
Redditività	NIM	253	-2,3	33,0	-232,3	-30,3	-13,0	-5,7	5,4	41,1	223,0	0,656
	NOITAA	251	-33,5	618,4	-5400,0	-576,9	-120,0	-34,7	33,3	527,3	3800,0	0,536
	ROE	250	32,3	569,2	-2969,4	-101,3	-20,7	2,0	25,1	159,4	7533,3	0,217
	DPO	185	89,5	1291,7	-5114,0	-95,8	-12,2	1,3	18,5	147,8	16489,3	0,119
	CIR	250	2,3	29,1	-76,2	-32,0	-9,9	-1,2	8,2	42,9	209,6	0,712
	REP	253	-13,2	489,4	-7300,0	-88,1	-25,4	-1,5	24,8	125,4	2280,0	0,139
Liquidità	IR	241	21,5	132,5	-93,3	-62,4	-29,7	-4,0	28,2	162,0	1289,6	0,445

<sup>a</sup> TCR: solvency ratio; NLTA: prestiti netti su attivo totale; NLTDB: prestiti netti su raccolta; RNSMI: ricavi netti da servizi su margine di intermediazione; LLRGL: fondo rischi su crediti su prestiti lordi; LLPNIR: accantonamenti fondo rischi su crediti su margine di intermediazione; NIM: margine di interesse su capitali fruttiferi; NOITAA: costi operativi totali e tasse su attivo; ROE: return on equity; DPO: dividendi pagati su utile netto; CIR: cost to income ratio; REP: recurring earning power; IR: saldo interbancario.

<sup>b</sup> In tavola vengono forniti anche il minimo e il massimo delle distribuzioni. Sebbene tali informazioni siano meno significative del quinto e del novantacinquesimo percentile, per evidenziare la presenza di valori estremi si è ritenuto utile inserirle.

<sup>c</sup> Test di normalità: viene riportata la statistica di Shapiro-Wilk per le variazioni degli indici di bilancio e la statistica di Kolmogorov-Smirnov per i rendimenti; l'ipotesi di normalità viene sempre rifiutata con un livello di probabilità superiore all'1%.

**Tav. 4: Azioni delle banche quotate italiane: rendimenti medi di quintile in base a singoli indicatori di bilancio**

Rendimenti (in valori percentuali) di portafogli formati sulla base dei quintili delle variazioni degli indici di bilancio (cfr. il paragrafo 2.). Il periodo campionario va dal gennaio 1997 al giugno 2003. Nel caso di "Ritardo 3 mesi" ("Ritardo 6 mesi") si ipotizza che gli indici di bilancio siano noti al mercato a partire dal mese di aprile (luglio) dell'anno successivo a quello di riferimento.

Ordinamento per <sup>a</sup>		Ritardo 3 mesi						Ritardo 6 mesi					
		Totale	1	2	3	4	5	Totale	1	2	3	4	5
Patrimonializzazione	TCR	10,35	12,44	4,66	11,72	14,70	6,90	10,08	10,58	7,06	12,70	11,41	7,96
Tipologia di Attività	NLTA	12,92	9,58	2,61	12,15	20,24	17,99	13,00	9,97	4,27	11,66	21,23	16,68
	NLTDB	12,53	4,01	9,60	16,58	11,65	20,70	12,73	3,56	10,69	16,88	14,03	19,61
	RNSMI	12,60	12,67	19,69	12,60	13,19	3,18	12,53	11,76	18,90	12,06	13,45	5,38
Qualità degli Investimenti	LLRGL	12,75	8,01	4,94	18,63	15,77	17,06	12,78	14,08	7,51	15,33	13,36	14,08
	LLPNIR	12,53	21,96	14,39	8,68	13,43	6,17	12,65	20,66	13,38	8,38	14,96	6,95
Redditività	NIM	12,92	9,05	13,64	9,91	14,59	15,33	13,00	10,31	11,91	9,40	17,25	14,00
	NOITAA	12,78	13,53	7,03	13,90	14,37	14,13	12,81	11,48	6,48	15,58	15,86	15,30
	ROE	13,03	4,84	9,27	13,95	14,90	23,26	13,04	8,08	8,81	16,32	12,72	18,52
	DPO	13,28	7,56	17,42	17,80	12,25	10,87	12,19	6,13	17,98	15,22	9,03	13,07
	CIR	12,81	21,20	8,68	10,37	16,86	5,76	12,84	19,61	9,08	11,30	15,01	7,14
	REP	12,92	4,58	10,07	10,69	12,72	24,21	13,00	8,35	10,56	8,60	15,92	19,69
Liquidità	IR	12,81	8,99	5,72	11,93	12,75	28,68	12,87	10,19	7,39	10,89	12,71	25,92

<sup>a</sup> TCR: solvency ratio; NLTA: prestiti netti su attivo totale; NLTDB: prestiti netti su raccolta; RNSMI: ricavi netti da servizi su margine di intermediazione; LLRGL: fondo rischi su crediti su prestiti lordi; LLPNIR: accantonamenti fondo rischi su crediti su margine di intermediazione; NIM: margine di interesse su capitali fruttiferi; NOITAA: costi operativi totali e tasse su attivo; ROE: return on equity; DPO: dividendi pagati su utile netto; CIR: cost to income ratio; REP: recurring earning power; IR: saldo interbancario.

**Tav. 5: Azioni delle banche quotate italiane: regressioni alla Fama e MacBeth dei rendimenti su singole variabili di bilancio**

Stime e relativi *p*-values dei parametri di regressioni alla Fama e MacBeth (cfr. sezione 2.2). Le variabili esplicative sono espresse in percentili. Il periodo campionario va dal gennaio 1997 al giugno 2003. Nel caso di “Ritardo 3 mesi” (“Ritardo 6 mesi”) si ipotizza che gli indici di bilancio siano noti al mercato a partire dal mese di aprile (luglio) dell’anno successivo a quello di riferimento. ‘\*\*\*’ indica significatività all’1%, ‘\*\*’ al 5% e ‘\*’ al 10%.

Variabile <sup>a</sup>		Ritardo 3 mesi		Ritardo 6 mesi	
		$\hat{\beta}$	<i>p</i> – value	$\hat{\beta}$	<i>p</i> – value
Patrimonializzazione	TCR	-0,0012	0,99	0,0013	0,99
Tipologia di Attività	NLTA	0,1394	0,07*	0,1207	0,12
	NLTDB	0,1869	0,01***	0,2013	0,01***
	RNSMI	-0,1501	0,06*	-0,1152	0,17
Qualità degli Investimenti	LLRGL	0,1381	0,10*	0,0187	0,83
	LLPNIR	-0,1591	0,10*	-0,1180	0,24
Redditività	NIM	0,0868	0,23	0,0917	0,23
	NOITAA	0,0553	0,47	0,0774	0,33
	ROE	0,2140	0,03**	0,1380	0,16
	DPO	0,0031	0,97	0,0219	0,79
	CIR	-0,1196	0,17	-0,0864	0,33
	REP	0,2201	0,01***	0,1490	0,09*
Liquidità	IR	0,2324	0,00***	0,1777	0,03**

<sup>a</sup> TCR: solvency ratio; NLTA: prestiti netti su attivo totale; NLTDB: prestiti netti su raccolta; RNSMI: ricavi netti da servizi su margine di intermediazione; LLRGL: fondo rischi su crediti su prestiti lordi; LLPNIR: accantonamenti fondo rischi su crediti su margine di intermediazione; NIM: margine di interesse su capitali fruttiferi; NOITAA: costi operativi totali e tasse su attivo; ROE: return on equity; DPO: dividendi pagati su utile netto; CIR: cost to income ratio; REP: recurring earning power; IR: saldo interbancario.

**Tav. 6: Azioni delle banche quotate italiane: regressioni alla Fama e MacBeth dei rendimenti su insiemi di indicatori di bilancio**

Stime e relativi  $p$ -values dei parametri di regressioni multivariate alla Fama e MacBeth (cfr. sezione 2.2). Le variabili esplicative sono espresse in percentili. Il periodo campionario va dal gennaio 1997 al giugno 2003. Le stime sono condotte sotto l'ipotesi che i dati di bilancio siano noti al mercato a partire dal mese di aprile dell'anno successivo a quello di riferimento. '\*\*\*' indica significatività all'1%, '\*\*' al 5% e '\*' al 10%.

TCR <sup>a</sup>	NLTA	NLTDB	RNSMI	LLRGL	LLPNIR	NIM	NOITAA	ROE	DPO	CIR	REP	IR
0,20	-0,26	0,52	0,01	0,31	0,50	0,01	0,58	-0,17	-0,43	0,13	-0,70	0,18
0,39	0,74	0,50	0,97	0,18	0,21	0,97	0,23	0,67	0,23	0,88	0,41	0,31
		0,21 ***		0,15						0,15	0,27	0,25 ***
		0,01		0,15						0,39	0,12	0,00
		0,20 **	-0,08	0,16							0,22 *	0,32 ***
		0,02	0,44	0,12							0,09	0,00
		0,20 **		0,20 *				0,11			0,13	0,26 ***
		0,02		0,07				0,35			0,22	0,00
	0,16 *		-0,08	0,17 *							0,24 **	0,31 ***
	0,07		0,41	0,06							0,03	0,00
	0,15 *			0,21 **				0,13			0,15	0,25 ***
	0,09			0,03				0,26			0,12	0,00
		0,21 ***		0,17 *							0,17 *	0,27 ***
		0,01		0,07							0,08	0,00
	0,17 **			0,18 **							0,20 **	0,27 ***
	0,05			0,03							0,03	0,00

<sup>a</sup> TCR: solvency ratio; NLTA: prestiti netti su attivo totale; NLTDB: prestiti netti su raccolta; RNSMI: ricavi netti da servizi su margine di intermediazione; LLRGL: fondo rischi su crediti su prestiti lordi; LLPNIR: accantonamenti fondo rischi su crediti su margine di intermediazione; NIM: margine di interesse su capitali fruttiferi; NOITAA: costi operativi totali e tasse su attivo; ROE: return on equity; DPO: dividendi pagati su utile netto; CIR: cost to income ratio; REP: recurring earning power; IR: saldo interbancario.

**Tav. 7: Azioni delle banche quotate italiane: rendimenti medi, aggiustati per il rischio, di portafogli ordinati per singoli indicatori di bilancio.**

Stime (in valori percentuali) e relativi *p*-values delle intercette dei modelli di valutazione delle azioni CAPM e Fama e French (cfr. sezione 2.3). La variabile endogena è pari al differenziale di rendimento tra il portafoglio del quinto quintile e quello del primo quintile, entrambi costruiti in base all'ordinamento delle azioni rispetto alla variazione dell'indicatore di bilancio considerato. Il periodo campionario va dal gennaio 1997 al giugno 2003. Nel caso di "Ritardo 3 mesi" ("Ritardo 6 mesi") si ipotizza che gli indici di bilancio siano noti al mercato a partire dal mese di aprile (luglio) dell'anno successivo a quello di riferimento. '\*\*\*' indica significatività all'1%, '\*\*' al 5% e '\*' al 10%.

Variabile <sup>a</sup>		CAPM				Fama e French			
		Ritardo 3 mesi		Ritardo 6 mesi		Ritardo 3 mesi		Ritardo 6 mesi	
		$\hat{\alpha}$	<i>p</i> -value						
Patrimonializzazione	TCR	-0,90	0,91	0,19	0,98	-8,23	0,35	-7,90	0,36
Tipologia di Attività	NLTA	5,43	0,44	6,21	0,36	12,37	0,09*	12,11	0,09*
	NLTDB	17,62	0,02**	17,92	0,01***	19,03	0,01***	18,99	0,01***
	RNSMI	8,90	0,23	-6,98	0,34	2,94	0,69	0,54	0,94
Qualità degli Investimenti	LLRGL	10,71	0,20	-1,82	0,83	4,39	0,61	-11,24	0,17
	LLPNIR	-17,05	0,04**	-14,14	0,10*	-15,13	0,10*	-10,40	0,26
Redditività	NIM	11,73	0,10*	7,46	0,29	4,89	0,50	2,57	0,72
	NOITAA	-0,27	0,97	3,72	0,67	1,77	0,85	8,20	0,38
	ROE	17,76	0,06*	10,89	0,23	17,13	0,09*	10,74	0,28
	DPO	3,61	0,57	10,87	0,10*	5,61	0,41	10,96	0,12
	CIR	-21,11	0,02**	-16,08	0,08*	-24,48	0,02**	-18,64	0,06*
	REP	21,73	0,00***	11,12	0,11	21,05	0,01***	8,20	0,26
Liquidità	IR	22,75	0,01***	16,54	0,04**	16,78	0,06*	8,06	0,34

<sup>a</sup> TCR: solvency ratio; NLTA: prestiti netti su attivo totale; NLTDB: prestiti netti su raccolta; RNSMI: ricavi netti da servizi su margine di intermediazione; LLRGL: fondo rischi su crediti su prestiti lordi; LLPNIR: accantonamenti fondo rischi su crediti su margine di intermediazione; NIM: margine di interesse su capitali fruttiferi; NOITAA: costi operativi totali e tasse su attivo; ROE: return on equity; DPO: dividendi pagati su utile netto; CIR: cost to income ratio; REP: recurring earning power; IR: saldo interbancario.

Tav. 8: **Azioni delle banche quotate italiane: regressioni alla Fama e French su sottoperiodi.**

Stime (in valori percentuali) e relativi  $p$ -values delle intercette del modello di valutazione delle azioni di Fama e French (cfr. sezione 2.3). La variabile endogena è pari al differenziale di rendimento tra il portafoglio del quinto quintile e quello del primo quintile, entrambi costruiti in base all'ordinamento delle azioni rispetto alla variazione dell'indicatore di bilancio considerato. Il periodo campionario va dal gennaio 1997 al giugno 2003. Le stime sono condotte sotto l'ipotesi che gli indici di bilancio siano noti al mercato a partire dal mese di aprile dell'anno successivo a quello di riferimento. '\*\*\*' indica significatività all'1%, '\*\*' al 5% e '\*' al 10%.

Portafogli ordinati per <sup>a</sup>		Intero periodo		1997-1999		2000-1°sem.2003	
		$\hat{\alpha}$	$p$ -value	$\hat{\alpha}$	$p$ -value	$\hat{\alpha}$	$p$ -value
Patrimonializzazione	TCR	-8,23	0,35	-24,07	0,17	-0,55	0,95
Tipologia di Attività	NLTA	12,37	0,09*	17,77	0,24	12,47	0,11
	NLTDB	19,03	0,01***	26,58	0,03**	16,88	0,09*
	RNSMI	2,94	0,69	10,25	0,34	1,10	0,90
Qualità degli Investimenti	LLRGL	4,39	0,61	8,42	0,69	0,78	0,93
	LLPNIR	-15,13	0,10*	3,42	0,83	-17,81	0,06*
Redditività	NIM	4,89	0,50	7,64	0,63	4,03	0,62
	NOITAA	1,77	0,85	10,64	0,58	1,74	0,85
	ROE	17,13	0,09*	25,30	0,10*	17,64	0,13
	DPO	5,61	0,41	3,51	0,80	6,73	0,38
	CIR	-24,48	0,02**	-25,17	0,08*	-24,61	0,07*
	REP	21,05	0,01***	20,58	0,17	22,33	0,03**
Liquidità	IR	16,78	0,06*	12,43	0,55	17,16	0,04**

<sup>a</sup> TCR: solvency ratio; NLTA: prestiti netti su attivo totale; NLTDB: prestiti netti su raccolta; RNSMI: ricavi netti da servizi su margine di intermediazione; LLRGL: fondo rischi su crediti su prestiti lordi; LLPNIR: accantonamenti fondo rischi su crediti su margine di intermediazione; NIM: margine di interesse su capitali fruttiferi; NOITAA: costi operativi totali e tasse su attivo; ROE: return on equity; DPO: dividendi pagati su utile netto; CIR: cost to income ratio; REP: recurring earning power; IR: saldo interbancario.

## Riferimenti bibliografici

- Brewer, E. III, Jackson, W. E. III e Moser, J. T. (1996a): *Alligators in the swamp: the impact of derivative usage on the financial performance of depository institutions* in "Journal of Money, Credit and Banking", **20**, pp. 482-498.
- Brewer, E. III, Jackson, W. E. III, Mondschean, T. S. (1996b): *Risk, regulation, and S&L diversification into nontraditional assets* in "Journal of Banking and Finance", **24**, pp. 353-379.
- Cantor, R. e Johnson R. (1992): *Bank capital ratios, asset growth, and the stock market* in "Quarterly review - FRB of New York", **17**(3), pp. 10-24.
- Carhart, M. J. (1997): *On Persistence on mutual fund performance* in "The Journal of Finance", **52**(1), pp. 57-82.
- Chan, L. K.C., Jegadeesh, N. e Lakonishok, J. (1996): *Momentum strategies* in "The Journal of Finance", **51**(5), pp. 1681-1713.
- Chan, L. K.C., Karceski, J. e Lakonishok, J. (1998): *The Risk and Returns from Factors* in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", **33**(2), pp. 159-188.
- Cooper, M. J., Jackson III W. E. e Patterson, G. A. (2003): *Evidence of predictability in the cross-section of bank stock returns* in "Journal of Banking & Finance", **27**, pp. 817-850.
- Dewenter, K. L. e Hess, A. C. (1993): *An International comparison of bank's equity returns* in "Journal of Money, Credits and Banking", **30**(3), pp. 472-499.
- Diamond, D. (1984): *Financial intermediation and delegated monitoring* in "Review of Economic Studies", **52**, pp. 393-414.
- Diamond, D. (1991): *Monitoring and reputation: the choice beetween bank loans and directly placed debts* in "Journal of Political Economy", **99**, pp. 689-721.
- Docking, D. S., Hirschey, M. e Jones, E. (1997): *Information and contagion effects of bank loan-loss reserve announcements* in "Journal of Financial Economics", **43**, pp. 219-239.
- Fama, E. F. e MacBeth, J. D. F. (1972): *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Test* in "The Journal of Political Economy", **47**(2), pp. 605-636.
- Fama, E. F. e French, K. R. (1992): *The cross-section of expected stock returns* in "The Journal of Finance", **47**(2), pp. 427-465.
- Fama, E. F. e French, K. R. (1993): *Common risk factors in the returns on stocks and bonds* in "Journal of Financial Economics", **33**, pp. 3-56.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. e Vishny, R. (1994): *Contrarian Investment, Extrapolation and Risk* in "The Journal of Finance", **49**(5), pp. 1541-1579.
- Lancaster, C., Hatfield, G. e Anderson, D. (1993): *Stock price reactions to loan-loss reserves: A broader perspective* in "Journal of Ecomics and Finance", **19**, pp. 29-41.
- Mohanty, S. K. e Song, F. (2002): *International capital standard, banks portfolios and bank stock risk* in "Applied Financial Economics", **12**, pp. 527-534.

- Neuberger, J. A. (1993): *International capital standard, banks portfolios and bank stock risk* in "Economic Review", **3**, pp. 53-62.
- O'Hara, M. (1993): *Real bills revisited: Market value accounting and loan maturity*. in "Journal of Financial Intermediation", **3**, pp. 25-39., pp. 51-76.
- Polonchek, J. A., Slovin, M. B. e Sushka, M. E. (1992): *Informational externalities of seasoned equity issues* in "Journal of financial economics", **32**, pp. 87-101.
- Roger, K. e Sinkey, J. F.Jr S. (1999): *An analysis of nontraditional activities at US commercial banks* in "Review of Financial Economics", **8**, pp. 25-39.
- Whalen, J. M. (1994): *The nature of information in commercial bank loan loss disclosures* in "The Accounting Review", **69**, pp. 455-478.

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

- N. 624 – *Un nuovo metodo per misurare la dotazione territoriale di infrastrutture di trasporto*, di Giovanna Messina (Aprile 2007).
- N. 625 – *The forgone gains of incomplete portfolios*, di Monica Paiella (Aprile 2007).
- N. 626 – *University drop-out: The case of Italy*, di Federico Cingano e Piero Cipollone (Aprile 2007).
- N. 627 – *The sectoral distribution of money supply in the euro area*, di Giuseppe Ferrero, Andrea Nobili e Patrizia Passiglia (Aprile 2007).
- N. 628 – *Changes in transport and non-transport costs: Local vs global impacts in a spatial network*, di Kristian Behrens, Andrea R. Lamorgese, Gianmarco I.P. Ottaviano e Takatoshi Tabuchi (Aprile 2007).
- N. 629 – *Monetary policy shocks in the euro area and global liquidity spillovers*, di João Sousa e Andrea Zaghini (Giugno 2007).
- N. 630 – *Endogenous growth and trade liberalization between asymmetric countries*, di Daniela Marconi (Giugno 2007).
- N. 631 – *New Eurocoin: Tracking economic growth in real time*, di Filippo Altissimo, Riccardo Cristadoro, Mario Forni, Marco Lippi e Giovanni Veronese (Giugno 2007).
- N. 632 – *Oil supply news in a VAR: Information from financial markets*, di Alessio Anzuini, Patrizio Pagano e Massimiliano Pisani (Giugno 2007).
- N. 633 – *The reliability of EMU fiscal indicators: Risks and safeguards*, di Fabrizio Balassone, Daniele Franco e Stefania Zotteri (Giugno 2007).
- N. 634 – *Prezzi delle esportazioni, qualità dei prodotti e caratteristiche di impresa: un’analisi su un campione di imprese italiane*, di Matteo Bugamelli (Giugno 2007).
- N. 635 – *Openness to trade and industry cost dispersion: Evidence from a panel of Italian firms*, di Massimo Del Gatto, Gianmarco I.P. Ottaviano e Marcello Pagnini (Giugno 2007).
- N. 636 – *The weighting process in the SHIW*, di Ivan Faiella e Romina Gambacorta (Giugno 2007).
- N. 637 – *Emerging markets spreads and global financial conditions*, di Alessio Ciarlone, Paolo Piselli e Giorgio Trebeschi (Giugno 2007).
- N. 638 – *Comparative advantage patterns and domestic determinants in emerging countries: An analysis with a focus on technology*, di Daniela Marconi e Valeria Rolli (Settembre 2007).
- N. 639 – *The generation gap: Relative earnings of young and old workers in Italy*, di Alfonso Rosolia e Roberto Torrini (Settembre 2007).
- N. 640 – *The financing of small innovative firms: The Italian case*, di Silvia Magri (Settembre 2007).
- N. 641 – *Assessing financial contagion in the interbank market: Maximum entropy versus observed interbank lending patterns*, di Paolo Emilio Mistrulli (Settembre 2007).
- N. 642 – *Detecting long memory co-movements in macroeconomic time series*, di Gianluca Moretti (Settembre 2007).
- N. 643 – *The producer service sector in Italy: Long-term growth and its local determinants*, di Valter Di Giacinto e Giacinto Micucci (Settembre 2007).
- N. 644 – *Aggregazioni bancarie e specializzazione nel credito alle PMI: peculiarità per area geografica*, di Enrico Beretta e Silvia Del Prete (Novembre 2007).
- N. 645 – *Costs and benefits of creditor concentration: An empirical approach*, di Amanda Carmignani e Massimo Omiccioli (Novembre 2007).
- N. 646 – *Does the underground economy hold back financial deepening? Evidence from the Italian credit market*, di Giorgio Gobbi e Roberta Zizza (Novembre 2007).
- N. 647 – *Optimal monetary policy under low trend inflation*, di Guido Ascari e Tiziano Ropele (Novembre 2007).

---

(\*) I “Temi” possono essere richiesti a:  
Banca d’Italia – Servizio Studi di struttura economica e finanziaria – Divisione Biblioteca e Archivio storico – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma – (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet [www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it).

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*, Vol. 34, 5, pp. 75-114, **TD No. 503 (giugno 2004)**.
- C. BENTIVOGLI e F. QUINTILIANI, *Tecnologia e dinamica della specializzazione internazionale* 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)**.
- L. GAMBACORTA, *How do banks set interest rates?*, NBER Working Paper, 10295, **TD No. 542 (febbraio 2005)**.
- A. CICCONE, F. CINGANO e P. CIPOLLONE, *The private and social return to schooling in Italy*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, v. 63, 3-4, pp. 413-444, **TD No. 569 (gennaio 2006)**.

- 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. 1543-1569, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- D. Jr. MARCHETTI e F. NUCCI, *Price stickiness and the contractionary effects of technology shocks*. *European Economic Review*, Vol. 49, 5, 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*, Vol. 24, 8, pp. 1177-1199, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- GUISSO L., L. PISTAFERRI e F. SCHIVARDI, *Insurance within the firm*. *Journal of Political Economy*, Vol. 113, 5, pp. 1054-1087, **TD No. 414 (agosto 2001)**
- R. CRISTADORO, M. FORNI, L. REICHLIN e G. VERONESE, *A core inflation indicator for the euro area*, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 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*, Vol. 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)**.
- G. DE BLASIO e S. DI ADDARIO, *Salari, imprenditorialità e mobilità nei distretti industriali italiani*, in L. F. Signorini, M. Omiccioli (a cura di), *Economie locali e competizione globale: il localismo industriale italiano di fronte a nuove sfide*, Bologna, il Mulino, **TD No. 453 (ottobre 2002)**.
- R. TORRINI, *Cross-country differences in self-employment rates: The role of institutions*, *Labour Economics*, Vol. 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*, Vol. 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)**.
- L. CASOLARO e L. GAMBACORTA, *Redditività bancaria e ciclo economico*, *Bancaria*, Vol. 61, 3, pp. 19-27, **TD No. 519 (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*, in P. Del Giovane, F. Lippi e R. Sabbatini (a cura di), *L'euro e l'inflazione: percezioni, fatti e analisi*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 532 (dicembre 2004)**.

- R. TORRINI, *Quota dei profitti e redditività del capitale in Italia: un tentativo di interpretazione*, *Politica economica*, Vol. 21, 1, pp. 7-41, **TD No. 551 (giugno 2005)**.
- 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)**.
- L. CASOLARO, L. GAMBACORTA e L. GUIISO, *Regulation, formal and informal enforcement and the development of the household loan market. Lessons from Italy*, in Bertola G., Grant C. and Disney R. (a cura di) *The Economics of Consumer Credit: European Experience and Lessons from the US*, Boston, MIT Press, **TD No. 560 (settembre 2005)**.
- S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Lavorare in una grande città paga, ma poco*, in Brucchi Luchino (a cura di), *Per un'analisi critica del mercato del lavoro*, Bologna, Il Mulino, **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)**.
- S. FEDERICO, *Internazionalizzazione produttiva, distretti industriali e investimenti diretti all'estero*, in L. F. Signorini, M. Omiccioli (a cura di), *Economie locali e competizione globale: il localismo industriale italiano di fronte a nuove sfide*, Bologna, il Mulino, **TD No. 592 (ottobre 2002)**.
- S. DI ADDARIO, *Job search in thick markets: Evidence from Italy*, Oxford Discussion Paper 235, Department of Economics Series, **TD No. 605 (dicembre 2006)**.

2006

- F. Buseti, *Tests of seasonal integration and cointegration in multivariate unobserved component models*, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21, 4, pp. 419-438, **TD No. 476 (giugno 2003)**.
- C. BIANCOTTI, *A polarization of inequality? The distribution of national Gini coefficients 1970-1996*, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 4, 1, pp. 1-32, **TD No. 487 (marzo 2004)**.
- L. CANNARI e S. CHIRI, *La bilancia dei pagamenti di parte corrente Nord-Sud (1998-2000)*, in L. Cannari, F. Panetta (a cura di), *Il sistema finanziario e il Mezzogiorno: squilibri strutturali e divari finanziari*, Bari, Cacucci, **TD No. 490 (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)**.
- FUCHS W. e LIPPI F., *Monetary union with voluntary participation*, *Review of Economic Studies*, Vol. 73, pp. 437-457 **TD No. 512 (luglio 2004)**.
- GAIOTTI E. e A. SECCHI, *Is there a cost channel of monetary transmission? An investigation into the pricing behaviour of 2000 firms*, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, 8, pp. 2013-2038 **TD No. 525 (dicembre 2004)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e E. VIVIANO, *Does the ILO definition capture all unemployment?*, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 4, 1, pp. 153-179, **TD No. 529 (dicembre 2004)**.
- A. BRANDOLINI, L. CANNARI, G. D'ALESSIO e I. FAIELLA, *Household wealth distribution in Italy in the 1990s*, in E. N. Wolff (a cura di) *International Perspectives on Household Wealth*, Cheltenham, Edward Elgar, **TD No. 530 (dicembre 2004)**.
- P. DEL GIOVANE e R. SABBATINI, *Perceived and measured inflation after the launch of the Euro: Explaining the gap in Italy*, *Giornale degli economisti e annali di economia*, Vol. 65, 2, pp. 155-192, **TD No. 532 (dicembre 2004)**.
- M. CARUSO, *Monetary policy impulses, local output and the transmission mechanism*, *Giornale degli economisti e annali di economia*, Vol. 65, 1, pp. 1-30, **TD No. 537 (dicembre 2004)**.
- L. GUIISO e M. PAIELLA, *The role of risk aversion in predicting individual behavior*, in P. A. Chiappori e C. Gollier (a cura di) *Competitive Failures in Insurance Markets: Theory and Policy Implications*, Monaco, CESifo, **TD No. 546 (febbraio 2005)**.
- G. M. TOMAT, *Prices product differentiation and quality measurement: A comparison between hedonic and matched model methods*, *Research in Economics*, Vol. 60, 1, pp. 54-68, **TD No. 547 (febbraio 2005)**.
- F. LOTTI, E. SANTARELLI e M. VIVARELLI, *Gibrat's law in a medium-technology industry: Empirical evidence for Italy*, in E. Santarelli (a cura di), *Entrepreneurship, Growth, and Innovation: the Dynamics of Firms and Industries*, New York, Springer, **TD No. 555 (giugno 2005)**.

- F. Busetti, S. Fabiani e A. Harvey, *Convergence of prices and rates of inflation*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 68, 1, pp. 863-878, **TD No. 575 (febbraio 2006)**.
- M. Caruso, *Stock market fluctuations and money demand in Italy, 1913 - 2003*, Economic Notes, Vol. 35, 1, pp. 1-47, **TD No. 576 (febbraio 2006)**.
- S. Iranzo, F. Schivardi e E. ToSETTI, *Skill dispersion and productivity: An analysis with matched data*, CEPR Discussion Paper, 5539, **TD No. 577 (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, 2, pp. 327-349, **TD No. 582 (marzo 2006)**.
- R. Bronzini e G. De Blasio, *Una valutazione degli incentivi pubblici agli investimenti*, Rivista Italiana degli Economisti, Vol. 11, 3, pp. 331-362, **TD No. 582 (marzo 2006)**.
- A. Di Cesare, *Do market-based indicators anticipate rating agencies? Evidence for international banks*, Economic Notes, Vol. 35, pp. 121-150, **TD No. 593 (maggio 2006)**.
- L. Dedola e S. Neri, *What does a technology shock do? A VAR analysis with model-based sign restrictions*, Journal of Monetary Economics, Vol. 54, 2, pp. 512-549, **TD No. 607 (dicembre 2006)**.
- R. Golinelli e S. Momigliano, *Real-time determinants of fiscal policies in the euro area*, Journal of Policy Modeling, Vol. 28, 9, pp. 943-964, **TD No. 609 (dicembre 2006)**.
- P. Angelini, S. Gerlach, G. Grande, A. Levy, F. Panetta, R. Perli, S. Ramaswamy, M. Scatigna e P. Yesin, *The recent behaviour of financial market volatility*, BIS Papers, 29, **QEF No. 2 (agosto 2006)**.

2007

- L. Casolaro e G. Gobbi, *Information technology and productivity changes in the banking industry*, Economic Notes, Vol. 36, 1, pp. 43-76, **TD No. 489 (marzo 2004)**.
- M. Paiella, *Does wealth affect consumption? Evidence for Italy*, Journal of Macroeconomics, Vol. 29, 1, pp. 189-205, **TD No. 510 (luglio 2004)**.
- F. Lippi e S. Neri, *Information variables for monetary policy in a small structural model of the euro area*, Journal of Monetary Economics, Vol. 54, 4, pp. 1256-1270, **TD No. 511 (luglio 2004)**.
- A. Anzuini e A. Levy, *Monetary policy shocks in the new EU members: A VAR approach*, Applied Economics, Vol. 39, 9, pp. 1147-1161, **TD No. 514 (luglio 2004)**.
- L. Monteforte, *Aggregation bias in macro models: Does it matter for the euro area?*, Economic Modelling, 24, pp. 236-261, **TD No. 534 (dicembre 2004)**.
- A. Dalmazzo e G. De Blasio, *Production and consumption externalities of human capital: An empirical study for Italy*, Journal of Population Economics, Journal of Population Economics, Vol. 20, 2, pp. 359-382, **TD No. 554 (giugno 2005)**.
- L. Gambacorta e S. Iannotti, *Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?*, Applied Economics, v. 39, 19, pp. 2503-2517, **TD No. 566 (novembre 2005)**.
- S. Di Addario e E. Patacchini, *Wages and the city. Evidence from Italy*, Development Studies Working Papers 231, Centro Studi Luca d'Agliano, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.
- A. Locarno, *Imperfect knowledge, adaptive learning and the bias against activist monetary policies*, International Journal of Central Banking, v. 3, 3, pp. 47-85, **TD No. 590 (maggio 2006)**.
- F. Lotti e J. Marcucci, *Revisiting the empirical evidence on firms' money demand*, Journal of Economics and Business, Vol. 59, 1, pp. 51-73, **TD No. 595 (maggio 2006)**.
- P. Cipollone e A. Rosolia, *Social interactions in high school: Lessons from an earthquake*, American Economic Review, Vol. 97, 3, pp. 948-965, **TD No. 596 (settembre 2006)**.
- M. Paiella, *The foregone gains of incomplete portfolios*, Review of Financial Studies, Vol. 20, 5, pp. 1623-1646, **TD No. 625 (aprile 2007)**.
- K. Behrens, A. R. Lamorgese, G.I.P. Ottaviano e T. Tabuchi, *Changes in transport and non transport costs: local vs. global impacts in a spatial network*, Regional Science and Urban Economics, Vol. 37, 6, pp. 625-648, **TD No. 628 (aprile 2007)**.

FORTHCOMING

- P. ANGELINI, *Liquidity and announcement effects in the euro area*, *Giornale degli economisti e annali di economia*, **TD No. 451 (ottobre 2002)**.
- S. MAGRI, *Italian households' debt: The participation to the debt market and the size of the loan*, *Empirical Economics*, **TD No. 454 (ottobre 2002)**.
- L. GUIISO e M. PAIELLA,, *Risk aversion, wealth and background risk*, *Journal of the European Economic Association*, **TD No. 483 (settembre 2003)**.
- G. FERRERO, *Monetary policy, learning and the speed of convergence*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **TD No. 499 (giugno 2004)**.
- S. MOMIGLIANO, J. Henry e P. Hernández de Cos, *The impact of government budget on prices: Evidence from macroeconomic models*, *Journal of Policy Modelling*, **TD No. 523 (ottobre 2004)**.
- D. Jr. MARCHETTI e F. Nucci, *Pricing behavior and the response of hours to productivity shocks*, *Journal of Money Credit and Banking*, **TD No. 524 (dicembre 2004)**.
- R. BRONZINI, *FDI Inflows, Agglomeration and host country firms' size: Evidence from Italy*, *Regional Studies*, **TD No. 526 (dicembre 2004)**.
- L. GAMBACORTA, *How do banks set interest rates?*, *European Economic Review*, **TD No. 542 (febbraio 2005)**.
- A. NOBILI, *Assessing the predictive power of financial spreads in the euro area: does parameters instability matter?*, *Empirical Economics*, v. 31, 4, pp. , **TD No. 544 (febbraio 2005)**.
- P. ANGELINI e A. Generale, *On the evolution of firm size distributions*, *American Economic Review*, **TD No. 549 (giugno 2005)**.
- R. FELICI e M. PAGNINI,, *Distance, bank heterogeneity and entry in local banking markets*, *The Journal of Industrial Economics*, **TD No. 557 (giugno 2005)**.
- M. BUGAMELLI e R. TEDESCHI, *Le strategie di prezzo delle imprese esportatrici italiane*, *Politica Economica*, **TD No. 563 (novembre 2005)**.
- S. DI ADDARIO e E. PATACCHINI, *Wages and the city. Evidence from Italy*, *Labour Economics*, **TD No. 570 (gennaio 2006)**.
- M. BUGAMELLI e A. ROSOLIA, *Produttività e concorrenza estera*, *Rivista di politica economica*, **TD No. 578 (febbraio 2006)**.
- P. ANGELINI e F. LIPPI, *Did prices really soar after the euro cash changeover? Evidence from ATM withdrawals*, *International Journal of Central Banking*, **TD No. 581 (marzo 2006)**.
- S. FEDERICO e G. A. MINERVA, *Outward FDI and local employment growth in Italy*, *Review of World Economics*, **TD No. 613 (febbraio 2007)**.
- F. BUSETTI e A. HARVEY, *Testing forTrend*, *Econometric Theory* **TD No. 614 (febbraio 2007)**.
- B. ROFFIA e A. ZAGHINI, *Excess money growth and inflation dynamics*, *International Finance*, **TD No. 629 (giugno 2007)**.
- M. DEL GATTO, GIANMARCO I. P. OTTAVIANO e M. PAGNINI, *Openness to trade and industry cost dispersion: Evidence from a panel of Italian firms*, *Journal of Regional Science*, **TD No. 635 (giugno 2007)**.