

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione
del Servizio Studi

Un modello dei conti economici per il sistema bancario italiano

di Luca Casolaro e Leonardo Gambacorta



Numero 519 - Ottobre 2004

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:

STEFANO SIVIERO, EMILIA BONACCORSI DI PATTI, FABIO BusetTI, ANDREA LAMORGESE, MONICA PAIELLA, FRANCESCO PATERNÒ, MARCELLO PERICOLI, ALFONSO ROSOLIA, STEFANIA ZOTTERI, RAFFAELA BISCEGLIA (segretaria).

UN MODELLO DEI CONTI ECONOMICI PER IL SISTEMA BANCARIO ITALIANO

di Luca Casolaro* e Leonardo Gambacorta*

Sommario

Il presente lavoro analizza i legami esistenti tra la redditività del sistema bancario italiano e l'andamento dei principali indicatori reali e finanziari. I risultati, ottenuti attraverso la stima di un modello econometrico in forma ridotta per il periodo 1984-2002, evidenziano uno stretto legame di tutte le componenti reddituali con l'evoluzione del ciclo economico. Il margine di interesse presenta una forte correlazione con il PIL nominale e la struttura a termine dei tassi, mentre i ricavi da servizi bancari e quelli da negoziazione titoli e valute sono influenzati anche dall'andamento e dalla volatilità dei mercati azionari e finanziari. I costi operativi sono connessi soprattutto alla dinamica salariale e all'evoluzione della struttura organizzativa. Le simulazioni effettuate per il biennio 2001-02 evidenziano una buona capacità previsiva del modello.

Classificazione JEL: C53, G21.

Parole chiave: redditività bancaria, ciclo economico, modello econometrico.

Abstract

This paper analyzes the linkages between banks' profitability and the main real and financial indicators. The results, derived by means of a reduced-form model for the period 1984-2002, highlight a strict relation between all income and cost components and the evolution of the economic cycle. Net interest income shows a high correlation with nominal GDP and the interest rate term structure; income from services and trading are also influenced by the trend and volatility of stock and financial markets. Operating expenses depend on wage dynamics and changes in a bank's organizational structure. Simulations performed for the period 2001-02 show a good predictive power of the model.

* Banca d'Italia, Servizio Studi.

Indice

1. Introduzione	9
2. Il margine d'interesse	11
3. Altri ricavi: servizi bancari alla clientela e attività di negoziazione.....	14
3.1 I ricavi da servizi	15
3.2 I ricavi da negoziazione	16
3.3 Stima degli altri ricavi	17
4. I costi operativi	18
4.1 Costi per il personale	19
4.2 Altri costi	21
5. Rettifiche e riprese di valore e accantonamenti	22
6. Redditività bancaria e ciclo economico	24
7. Conclusioni	26
Appendice	27
Figure e tavole	29
Bibliografia	39

1. Introduzione¹

Lo studio dei legami tra la redditività delle banche e l'andamento del ciclo economico costituisce un elemento essenziale nelle analisi volte a valutare lo stato di salute del sistema bancario e finanziario, le cosiddette analisi macroprudenziali². Variazioni nella redditività incidono sul grado di capitalizzazione delle banche, modificando la loro capacità di fronteggiare shock avversi (Thakor, 1996; Hoggarth e Saporta, 2000; Bolton e Freixas, 2001; Van den Heuvel, 2001). In particolare, elevati livelli di capitale permettono di ridurre la variabilità dell'offerta di credito rispetto a variazioni dell'orientamento di politica monetaria o a fluttuazioni del reddito rendendo più stabili le relazioni di clientela (Kishan e Opiela, 2000; Gambacorta e Mistrulli, 2004). La capacità reddituale del sistema creditizio a sua volta dipende dal ciclo economico e dall'evoluzione dei mercati finanziari: il nesso tra le principali variabili macroeconomiche e la redditività delle banche costituisce pertanto un importante elemento per individuare situazioni di fragilità degli intermediari.

Il presente lavoro fornisce un contributo in questa direzione, proponendo un modello del conto economico delle banche italiane basato sui principali indicatori reali e finanziari. Le equazioni sono state stimate su dati tratti dalle segnalazioni di vigilanza della Banca d'Italia relative al periodo 1984-2002³ e, rispetto al modello di Angeloni et al. (1997), utilizza dati trimestrali, fa riferimento all'intero sistema bancario anziché a un campione di banche, presenta la stima di una funzione stocastica del margine d'interesse anziché una relazione contabile.

¹ Gli autori ringraziano Dario Focarelli, Giorgio Gobbi, Alberto Locarno, Fabio Panetta, Alberto Pozzolo e due anonimi *referee* per i consigli e i suggerimenti ricevuti, Ginette Eramo e Raffaella Pico per l'ausilio fornito nella ricostruzione delle variabili di conto economico su base trimestrale. Le idee espresse riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, che rimangono i soli responsabili di eventuali errori e imprecisioni. Email: luca.casolaro@bancaditalia.it; leonardo.gambacorta@bancaditalia.it.

² Per un'analisi empirica degli effetti delle crisi bancarie sul ciclo economico si vedano, tra gli altri Kaminsky (1999) e Bell (2000).

³ I dati relativi agli aggregati di conto economico sono stati ricostruiti su base trimestrale anche per il periodo 1984-1994, per il quale non erano disponibili, permettendo di disporre di un orizzonte campionario sufficientemente esteso per un'analisi econometrica (cfr. Appendice).

I profondi cambiamenti intervenuti nel contesto istituzionale e tecnologico degli ultimi anni hanno progressivamente modificato la composizione dei ricavi bancari, dominati fino alla metà degli anni novanta dall'attività di intermediazione creditizia. L'innalzamento del livello di concorrenza ha diminuito i margini unitari dell'attività di intermediazione tradizionale, spingendo le banche a diversificare le fonti di ricavo verso altre componenti, quali la gestione del risparmio e l'offerta di servizi di investimento, che sono maggiormente dipendenti dall'andamento dell'attività economica e, soprattutto, dei mercati finanziari. Tutto ciò si è riflesso, a partire dalla metà degli anni novanta, in un aumento della correlazione tra il risultato di gestione delle banche e il prodotto interno lordo (Fig. 1).

Nel modello vengono stimate separatamente le equazioni per il margine d'interesse e per gli altri ricavi, al fine di ottenere il margine di intermediazione⁴. La stima dei costi operativi è ottenuta scindendo i costi del personale dalle altre spese. Infine, l'utile lordo viene ottenuto sottraendo la stima delle rettifiche, riprese di valore e accantonamenti. I risultati relativi al periodo 1984-2002 indicano uno stretto legame di tutte le componenti reddituali con l'evoluzione del ciclo economico. Le simulazioni effettuate nel biennio 2001-02 evidenziano una buona capacità previsiva del modello.

Il lavoro è organizzato come segue. Nella seconda sezione viene studiato il margine di interesse attraverso una stima econometrica di una funzione del profitto legata alle principali variabili macroeconomiche. La sezione 3 analizza il modello per gli altri ricavi, che derivano da attività di negoziazione in titoli e valute e dall'offerta di servizi bancari. Nella quarta sezione vengono esaminati i costi. La quinta sezione è dedicata all'analisi delle rettifiche nette di valore e degli accantonamenti. La sesta sezione presenta un esercizio di simulazione che indica la reattività delle voci del conto economico delle banche a shock esogeni delle principali variabili macroeconomiche. L'ultima sezione riassume le principali conclusioni. L'appendice descrive la metodologia di ricostruzione delle voci di conto economico su base trimestrale.

⁴ Data l'elevata instabilità della serie trimestrale dei dividendi su partecipazioni, questi ultimi sono stati scorporati dagli altri ricavi e stimati separatamente. La parte derivante da dividendi interbancari è stata esclusa al fine di evitare duplicazioni nel calcolo della redditività complessiva del sistema bancario.

2. Il margine d'interesse

Il margine d'interesse (MINT) è definito nelle statistiche della Banca d'Italia come la differenza tra interessi attivi e passivi (incluso il saldo dei proventi e degli oneri derivanti dai contratti per derivati di copertura). In Italia, il margine di interesse è cresciuto a tassi elevati nel corso degli anni ottanta e dei primi anni novanta. Dal 1993 ha mostrato una sostanziale stabilità, sia pure con alcune variazioni cicliche (cfr. Fig. 2). Esso rappresentava alla fine del 2002 il 65 per cento del margine di intermediazione (78 per cento nel 1995).

La stima del margine di interesse può essere effettuata seguendo due approcci. Il primo, utilizzato in Angeloni et al. (1997), si basa sulla relazione contabile che lega il margine ai tassi d'interesse e alle principali poste dello stato patrimoniale. Il secondo si basa sulla stima econometrica di una funzione di profitto a partire dai tassi d'interesse di mercato monetario e finanziario e dalle principali variabili macroeconomiche.

In questo lavoro il margine di interesse è stato stimato sulla base del secondo approccio che presenta tre vantaggi rispetto al metodo di stima basato sulla relazione contabile. Il primo è che esso non richiede la stima di tutte le componenti del margine ma di un'unica equazione comportamentale. Il secondo è che l'esercizio di simulazione non dipende dalla bontà previsiva di numerose equazioni ma dalla previsione di un numero ristretto di variabili considerate esogene rispetto alle decisioni delle banche. Il terzo è che, nonostante la sua semplicità, esso mostra una maggiore capacità previsiva rispetto al modello basato sulla relazione contabile⁵. La

⁵ Il metodo contabile per la determinazione del margine di interesse si basa sulla seguente equazione:

$$MINT = \sum_{i=1}^n r_i A_i - \sum_{j=1}^m c_j D_j$$

dove le A_i rappresentano le poste fruttifere (prestiti, titoli, ecc.) e r_i i rispettivi rendimenti unitari. Analogamente le D_j rappresentano le passività onerose (depositi, obbligazioni, ecc.) e c_j i rispettivi costi unitari. Utilizzando le previsioni del modello economico trimestrale della Banca d'Italia sull'andamento delle principali voci che compongono lo stato patrimoniale delle banche e dei tassi di interesse è possibile ricostruire una stima del MINT. La discrepanza tra il valore storico del margine d'interesse e quello ricostruito sulla base delle previsioni del modello econometrico trimestrale dipende ovviamente dalle approssimazioni introdotte considerando i valori medi dei tassi e delle quantità e il saldo tra le commissioni attive e passive. Rientrano tra queste ultime le commissioni e le provvigioni calcolate in funzione dell'importo o della durata del credito o del debito a cui si riferiscono (ad esempio le commissioni di massimo scoperto), le riduzioni e gli aumenti di costo derivanti dall'assunzione di debiti (ad esempio, le quote di competenza dell'esercizio del

stima stocastica del margine d'interesse, d'altra parte, non consente la scomposizione delle variazioni del margine d'interesse in termini di quantità e prezzi.

La funzione del profitto, riferita alla sola attività d'intermediazione, può essere espressa dalla seguente relazione:

$$(1) \quad MINT = \sum_{i=1}^n r_i(r_M, r_L)A_i(r_M, r_L, Y) - \sum_{j=1}^m c_j(r_M, r_L)D_j(r_M, r_L, Y)$$

dove i rendimenti unitari delle n poste fruttifere ($r_i, i=1, 2, \dots, n$) e i costi unitari delle m passività onerose ($c_j, j=1, 2, \dots, m$) dipendono dalla struttura a termine dei tassi d'interesse (rappresentata nell'equazione dal tasso di mercato monetario r_M e dal tasso a medio e a lungo termine r_L) che viene influenzata dalle decisioni di politica monetaria. Le poste fruttifere A_i (prestiti, titoli, ecc.) e le passività onerose D_j (depositi, obbligazioni, ecc.) sono funzione, oltre che dei tassi d'interesse, anche del PIL nominale Y che influenza la domanda della clientela.

La forma ridotta dell'equazione del margine d'interesse è quindi espressa come:

$$(2) \quad MINT = f(r_M, r_L, Y)$$

dove il margine d'interesse è funzione del tasso d'interesse a breve termine, di quello a medio e a lungo termine e dell'andamento della attività economica. I parametri stimati dell'equazione (2) sono dati da una combinazione dei coefficienti strutturali delle rispettive equazioni comportamentali; l'equazione (2) può essere pertanto utilmente impiegata per stabilire gli effetti sul margine d'interesse determinati dalle variabili esogene senza tuttavia poter stabilire i nessi di feedback con le variabili di prezzo (r_i, c_j) e quantità (A_i, D_j).

disaggio di emissione su obbligazioni e su certificati di deposito). Seguendo l'approccio di Angeloni et al. (1997), la componente del margine d'interesse non spiegata dalla variabile ricostruita è stata modellata come una funzione del tasso d'interesse di mercato monetario e degli spread, a breve e a medio e a lungo termine, tra il tasso sugli impieghi e quello sulla raccolta a breve. Una *step dummy* ha colto la presenza di un cambiamento strutturale nella relazione nel terzo trimestre del 1992 dovuta ai mutamenti nella raccolta di dati che hanno consentito di disporre delle serie relative al saldo dei derivati di copertura, inclusa nel margine d'intermediazione. Nell'esercizio di simulazione effettuato per confrontare i due approcci sono stati utilizzati i dati veri delle poste di bilancio e dei tassi di interesse per cui la componente di errore è da attribuirsi esclusivamente alla discrepanza tra il valore vero del *MINT* e la ricostruzione contabile.

L'analisi statistica ha evidenziato la non stazionarietà delle serie utilizzate e l'esistenza di una relazione di lungo periodo tra alcune variabili. L'equazione del margine d'interesse è stata pertanto espressa mediante il seguente modello a correzione dell'errore:

$$(3) \quad \Delta MINT_t = \alpha_0 + \beta(MINT_{t-1} + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 r_{Lt-1}) + \sum_{i=1}^4 a_i \Delta MINT_{t-1} + \\ + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^4 c_i \Delta r_{Mt-i} + \sum_{i=1}^3 \phi_i dum_{it} + \varepsilon_t$$

I coefficienti dell'equazione sono riportati nella Tavola 1⁶. I test confermano la corretta specificazione del modello e l'assenza di problemi derivanti da autocorrelazione e non normalità nei residui.

La specificazione si caratterizza per una relazione di cointegrazione tra il margine d'interesse, il PIL nominale e il tasso di interesse a medio e a lungo termine. Il vettore di cointegrazione implicito nella specificazione adottata è dato da: $MINT = Y + 0,05 r_L$, con un coefficiente di *loading* pari a -0,59. L'ipotesi di elasticità unitaria del MINT rispetto al *PIL* nominale è accettata con un *p-value* del 47,7 per cento; dato il valore del *loading*, in seguito a una deviazione dai valori di *steady state*, il riaggiustamento verso l'equilibrio di lungo periodo si completa in circa un anno. La semielasticità al tasso di interesse a medio e a lungo termine, pari allo 0,05 per cento, è statisticamente significativa anche se molto contenuta.

La Tavola 2 presenta le statistiche di capacità previsiva del modello. In particolare, l'equazione del margine di interesse è stata stimata su tutto l'orizzonte campionario disponibile, svolgendo successivamente degli esercizi di previsione retrospettiva nel biennio 2001-02. I risultati riportati nella prima colonna indicano una buona capacità previsiva dell'equazione.

⁶ Nell'analisi econometrica riportata nella Tavola 1 tutte le equazioni sono state riparametrizzate in modo da ottenere delle specificazioni lineari. Ad esempio, nella prima colonna la variabile dipendente è data dal logaritmo del margine di interesse. Alcuni ritardi sono stati esclusi dalle equazioni seguendo un approccio "dal generale al particolare". Secondo questa logica la semplificazione del modello non deve essere interpretato come un processo di riduzione meccanico che implica il taglio di tutti i parametri statisticamente non significativi (Pagan, 1990). Le semplificazioni sono state pertanto effettuate tenendo conto dell'accettabilità complessiva delle restrizioni attraverso appositi test.

L'errore quadratico medio è pari al 5,3 per cento del valore effettivamente realizzato nel biennio, mentre la media semplice dell'errore di previsione è pressoché nulla. Anche riaggregando il margine d'interesse stimato su base annuale l'errore medio di previsione è molto contenuto; esso è pari a -182 milioni di euro nel 2001 e a 305 milioni nel 2002 (rispettivamente -0,5 e 0,8 per cento dei valori effettivamente realizzati; cfr. Fig. 8). La buona capacità previsiva del modello viene confermata anche *out-of-sample* applicando un Chow test per il periodo 2001-02 (*p-value* 23,7 per cento; il periodo di stima, in questo caso, termina con l'ultimo trimestre del 2000). Va infine sottolineato che l'equazione è in grado di anticipare in modo sufficiente i punti di svolta.

La capacità previsiva dell'equazione del margine di interesse si presenta buona anche dal confronto con il modello ottenuto dalla relazione contabile secondo la metodologia proposta da Angeloni et al. (1997). In quest'ultimo caso l'errore quadratico medio è pari all'8,7 per cento del valore realizzato, mentre la media dell'errore di previsione è del 2,6 per cento. Riaggregando i dati su base annuale, l'errore medio di previsione nel 2001 e nel 2002 è rispettivamente pari al 4,8 e allo 0,5 per cento dei valori effettivamente realizzati.

3. Altri ricavi: servizi bancari alla clientela e attività di negoziazione

La componente dei ricavi che non rientrano nel margine di interesse (più sinteticamente indicata come "altri ricavi") ha assunto negli ultimi anni una rilevanza crescente; essa rappresentava alla fine del 2002 il 35 per cento del margine di intermediazione (22 per cento nel 1995; Fig. 3).

Gli altri ricavi delle banche derivano essenzialmente dall'attività di negoziazione in titoli e valute e dai servizi bancari alla clientela. Questi ultimi possono essere suddivisi a loro volta in attività di incasso e pagamento, sottoscrizioni di crediti di firma e servizi di intermediazione (definiti dalle commissioni per servizi di investimento). Rispetto alla sostanziale stabilità dei ricavi da negoziazione e alla moderata crescita delle altre componenti legate ai servizi, i ricavi da servizi di intermediazione hanno registrato negli ultimi quindici anni una fortissima crescita, che hanno trainato il totale degli altri ricavi (Enria, Focarelli e Landi, 1999). L'incremento della

componente dei ricavi derivanti da servizi verificatasi negli ultimi anni ha contribuito a migliorare la redditività delle banche. I servizi bancari presentano infatti dei minori costi di produzione rispetto all'attività di intermediazione creditizia tradizionale e allo stesso tempo richiedono un minor impiego di capitale bancario.

3.1 I ricavi da servizi

La domanda di servizi di intermediazione, essendo legata principalmente al risparmio delle famiglie e alla gestione delle attività liquide delle imprese, è innanzitutto correlata con il livello di attività economica (approssimato dal PIL nominale, Y). Essa è inoltre influenzata dall'andamento dei mercati azionari e obbligazionari: una più elevata redditività dei titoli azionari e obbligazionari accresce infatti il costo opportunità di detenere attività liquide, il cui rendimento può essere approssimato dal tasso d'interesse sui depositi (r_{DEP}), inducendo una maggiore domanda di servizi di intermediazione. La volatilità dei mercati azionari produce un duplice effetto sulla domanda di servizi: da un lato, la maggiore rischiosità tende a diminuire, *ceteris paribus*, l'accesso ai mercati azionari; dall'altro, tende ad aumentare la quota di risparmiatori che si affidano a intermediari specializzati per attività di consulenza e gestione di fondi.

Infine, la domanda di servizi d'intermediazione è funzione del costo medio delle commissioni di compravendita titoli e gestioni patrimoniali. Ipotizzando rendimenti di scala costanti e concorrenza perfetta il prezzo unitario dei servizi P_{S1} è pari al costo marginale, mentre la curva di offerta è infinitamente elastica.

La domanda di servizi di intermediazione è pertanto funzione delle seguenti variabili:

$$(4) \quad SI_D = f(MIB, BTP, \sigma_{MIB}, \sigma_{BTP}, Y, r_{DEP}, P_{S1})$$

dove P_{S1} rappresenta il prezzo medio del servizio d'intermediazione richiesto dalla banca, MIB e BTP rappresentano l'indice di capitalizzazione, rispettivamente, del mercato azionario e dei Buoni del Tesoro Poliennali, σ_{MIB} e σ_{BTP} i loro coefficienti di variazione.

Il livello di attività economica influenza anche la domanda di servizi di incasso e pagamento (tramite l'andamento delle transazioni) e la prestazione di crediti di firma (attraverso il volume dei finanziamenti concessi). La domanda di questo tipo di servizi può essere espressa dalla relazione:

$$(5) \quad S_{IPCF_D} = f(Y, P_{S_2})$$

dove P_{S_2} rappresenta il prezzo medio di questo tipo di servizi.

La domanda complessiva di servizi bancari sarà data pertanto da:

$$(6) \quad S_D = S_{I_D} + S_{IPCF_D} = g(MIB, BTP, \sigma_{MIB}, \sigma_{BTP}, Y, r_{DEP}, Ps)$$

dove Ps rappresenta il prezzo medio ponderato. Il complesso dei ricavi da servizi (RS) potrà pertanto essere espresso come funzione di una serie di variabili macroeconomiche: l'indice di capitalizzazione e la variabilità dei mercati azionari e obbligazionari, il tasso di crescita del PIL nominale e il tasso d'interesse sui depositi.

$$(7) \quad RS = f(MIB, BTP, \sigma_{MIB}, \sigma_{BTP}, Y, r_{DEP})$$

3.2 I ricavi da negoziazione

I ricavi da negoziazione, infine, sono una funzione dell'andamento dei mercati valutari e finanziari e dell'attività economica. E' possibile pertanto considerare come variabili esplicative l'andamento e la variabilità del tasso di cambio effettivo (E e σ_E), dei corsi del mercato azionario (MIB e σ_{MIB}) e obbligazionario (BTP e σ_{BTP}). Essendo la componente azionaria nel portafoglio delle banche più limitata rispetto a quella dei titoli di Stato, è ipotizzabile un maggiore effetto delle variabili relative all'indice di capitalizzazione e alla volatilità del mercato dei BTP. Quest'ultima, in particolare, tenderà a presentare un duplice effetto sui ricavi da negoziazione: un aumento della variabilità nel corso dei titoli di Stato determina, infatti, una maggiore rischiosità nell'attività di negoziazione, generando però allo stesso tempo maggiori opportunità di profitto nella compravendita dei titoli. L'equazione dei ricavi da negoziazione (RN) può essere espressa da:

$$(8) \quad RN = g(E, MIB, BTP, \sigma_E, \sigma_{MIB}, \sigma_{BTP}, Y)$$

3.3 Stima degli altri ricavi

Date le espressioni (7) e (8), l'andamento degli altri ricavi del sistema bancario può essere rappresentato dalla seguente funzione:

$$(9) \quad ALRIC = RS + RN = f(E, MIB, BTP, \sigma_{MIB}, \sigma_{BTP}, Y, r_{DEP})$$

L'analisi delle proprietà statistiche delle serie storiche dell'equazione (9) ha evidenziato la non stazionarietà di tutte le serie, a eccezione dei coefficienti di variazione σ_{MIB} e σ_{BTP} , che sono risultate I(0). L'analisi multivariata ha indicato la presenza di un vettore di cointegrazione tra gli altri ricavi, l'indice MIB e il PIL nominale, per cui l'equazione è stata specificata utilizzando un modello a correzione dell'errore del tipo:

$$(10) \quad \Delta ALRIC_t = \alpha_0 + \beta(ALRIC_{t-1} + \alpha_1 MIB_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^2 a_i \Delta ALRIC_{t-i} + \sum_{i=1}^2 b_i \Delta Y_{t-i} + \\ + \sum_{i=1}^2 c_i \Delta MIB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 d_i \Delta BTP_{t-i} + \sum_{i=1}^2 e_i \sigma_{MIB_{t-i}} + \sum_{i=1}^2 f_i \sigma_{BTP_{t-i}} + \\ + \sum_{i=1}^2 g_i \sigma_{E_{t-i}} + \sum_{i=1}^2 h_i \Delta r_{DEP_{t-i}} + \sum_{i=1}^2 k_i \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \varphi_i dum_{it} + \varepsilon_t$$

La serie degli altri ricavi esclude i dividendi su partecipazioni (bancarie e non bancarie), che presentano una notevole erraticità nell'orizzonte campionario analizzato. La *dummy* 1992:03 tiene conto di un valore anomalo registrato dagli altri ricavi. Tutte le variabili, a parte quelle relative alla variabilità dei mercati (σ_E , σ_{MIB} e σ_{BTP}) e ai tassi d'interesse sono espresse in logaritmi.

La seconda colonna della Tavola 1 riporta la specificazione adottata⁷. Il vettore di cointegrazione è dato da: $ALRIC = 0,31 MIB + Y$, con un coefficiente di *loading* pari a -0,80. L'elasticità degli altri ricavi al PIL nominale non è statisticamente diversa da uno (la restrizione di elasticità unitaria è accettata con un *p-value* del 53,2 per cento). Il significativo legame degli

⁷ Le variabili E , σ_E , e r_{DEP} non sono risultate significative. Alcuni ritardi sono stati esclusi dalla regressione sulla base dei test di significatività e di corretta specificazione dell'equazione.

altri ricavi con l'andamento del PIL nominale fornisce una risposta negativa alla domanda se la diversificazione a favore dei ricavi da servizi in Italia ha attenuato la reattività della redditività bancaria al ciclo economico. Nel breve periodo i ricavi da servizi presentano una correlazione positiva con la volatilità del mercato azionario e con quella dei titoli di Stato.

I test confermano la corretta specificazione del modello, rigettando con un alto livello di significatività le ipotesi circa la presenza di autocorrelazione e non normalità nei residui.

Le previsioni effettuate per il periodo 2001:1-2002:4 (Tav. 2 e Fig. 7b) evidenziano un errore medio prossimo allo zero in entrambi gli anni. L'errore quadratico medio nel biennio è pari al 10 per cento dell'aggregato medio. I risultati del Chow test per il periodo 2001-2002 evidenziano una buona capacità previsiva dell'equazione anche *out-of-sample* (*p-value*: 59,4 per cento).

4. I costi operativi

Nel corso degli anni ottanta e nella prima metà degli anni novanta, l'andamento dei costi operativi del sistema bancario italiano ha evidenziato, anche al netto dell'inflazione, un trend crescente (Fig. 4), attribuibile al forte aumento della spesa per il personale e degli investimenti in infrastrutture. La crescita media annua dei costi operativi tra il 1984 e il 1995 è stata pari al 9,0 per cento (3,2 per cento al netto dell'inflazione).

A partire dalla seconda metà degli anni novanta, il rallentamento della dinamica retributiva e il crescente ricorso a incentivi per pensionamenti anticipati hanno determinato una decisa flessione della crescita dei costi per il personale. Tra il 1995 e il 2002 i costi operativi del sistema bancario sono cresciuti in media del 2,9 per cento all'anno, un livello di poco superiore al tasso d'inflazione.

La componente residua di costo (per semplicità denominata "altri costi"), che include le spese per ammortamento relative all'acquisto e alla manutenzione di beni immobili e del capitale fisico, è invece aumentata in misura costante, soprattutto a causa dei forti investimenti in tecnologie informatiche. All'aumento del numero degli sportelli ha fatto seguito infatti,

nell'ultimo decennio, una crescita notevole della spesa per investimenti tecnologici, con un'incidenza sempre maggiore sul totale dei costi: tra il 1990 e il 2000 la spesa per capitale software, hardware e impianti di supporto EAD è cresciuta del 350 per cento, rappresentando nel 2001 il 15 per cento del totale dei costi operativi (cfr. Casolaro e Gobbi, 2004).

Per la stima e la previsione dei costi operativi, la componente relativa al personale, maggiormente legata alla dinamica inflazionistica e alla contrattazione tra le parti sociali, è stata analizzata separatamente da quella degli altri costi, più direttamente connessa con le strategie di sviluppo delle banche.

4.1 Costi per il personale

Disponendo di dati sul totale della spesa per il personale e sul numero di dipendenti delle banche italiane, è stato calcolato il costo medio del personale bancario come rapporto tra queste due grandezze. In questo modo è stato possibile scindere la previsione di crescita del costo medio del personale bancario, interamente desumibile dal contratto di lavoro del settore, dall'andamento dei dipendenti, che viene svolta mediante la stima di una specifica equazione.

Il costo unitario ha registrato un tasso di crescita elevato tra il 1984 e il 1993, anno nel quale l'accordo sul costo del lavoro ha avviato una più modesta crescita salariale (Fig. 4). A partire dal 1993 la crescita media annua si è assestata, al netto dell'inflazione, all'1,6 per cento, contro il 2,2 per cento del periodo precedente. Il costo per addetto ha seguito, a partire dalla fine degli anni novanta, un andamento sostanzialmente in linea con gli aumenti previsti dal contratto nazionale del settore del credito. Esso può essere pertanto considerato, nel medio periodo, come una variabile esogena dipendente dalla contrattazione collettiva.

La serie storica del numero dei dipendenti bancari presenta un andamento più complesso (Fig. 5): alla crescita quasi ininterrotta registrata nel corso degli anni ottanta e dei primi anni novanta ha fatto seguito, dal 1993, un periodo di rallentamento e quindi, durante la seconda metà degli anni novanta, una forte riduzione: tra il 1995 e il 1999 la diminuzione è stata di oltre 20 mila unità, anche in seguito a politiche di prepensionamento. Dal punto di vista statistico, la serie storica del numero di dipendenti si presenta come un processo integrato del primo ordine.

L'analisi econometrica ha evidenziato l'assenza di relazioni di cointegrazione della serie con altre variabili economiche. Essa può quindi essere modellata tramite un modello in differenze, prendendo in considerazione le relazioni di breve periodo tra le variabili.

Il numero dei dipendenti richiesto dal sistema creditizio è legato al loro costo medio e all'andamento dell'output bancario. L'aggiustamento verso il numero ottimo di dipendenti non è tuttavia istantaneo, a causa di rigidità sul mercato sul lavoro. L'output bancario a sua volta è influenzato dall'andamento della domanda aggregata. Ipotizzando quindi una curva di offerta di lavoro perfettamente elastica, in equilibrio, il numero dei dipendenti bancari è legato alla dinamica del PIL nominale e all'espansione dell'attività bancaria (rappresentata dalla crescita degli sportelli e dal rapporto tra i prestiti al settore non finanziario e il PIL, PRE/Y).

L'equazione del numero di dipendenti bancari può pertanto essere espressa utilizzando la seguente specificazione:

$$(11) \Delta DIP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta DIP_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta SPORT_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_i \Delta (PRE/Y)_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \varphi_i dum_{it} + \varepsilon_t$$

dove $SPORT$ è il numero degli sportelli. Tutte le variabili sono espresse in logaritmi.⁸

I risultati della regressione sono riportati nella terza colonna della Tavola 1: il numero dei dipendenti risulta positivamente legato all'espansione degli sportelli e al rapporto tra prestiti e prodotto interno lordo. I test sui residui evidenziano la sostanziale corretta specificazione dell'equazione.

I risultati della simulazione effettuata per il biennio 2001-02 (Tav. 2) evidenziano un errore medio di previsione contenuto (pari allo 0,8 per cento del valore medio nel biennio) anche se il valore previsto è sistematicamente superiore a quello realizzato (Fig. 7c). L'errore di

⁸ Nella Tavola 1 l'equazione è stata riparametrizzata utilizzando direttamente come variabile dipendente il logaritmo del numero dei dipendenti, anziché il suo tasso di crescita, mentre il coefficiente della variabile endogena ritardata (il logaritmo del numero dei dipendenti al tempo t-1) è stato ristretto a uno. Alcuni ritardi sono stati esclusi sulla base dei test di significatività e di corretta specificazione dell'equazione.

previsione per i costi del personale è pari allo 0,4 per cento del valore realizzato nel 2001 e all'1,1 per cento nel 2002 (Fig. 8). Il Chow test effettuato *out-of-sample* nel periodo 2001-02 rileva comunque uno scostamento significativo rispetto ai valori realizzati (*p-value*: 0,5 per cento). Per ovviare a questo problema di sistematica sottostima del modello è stato inserito un fattore di correzione in fase previsiva (*add factor*).

4.2 Altri costi

Nel periodo 1984-2002 i costi del sistema bancario non legati al personale (più sinteticamente definiti “altri costi”) hanno avuto un andamento crescente (cfr. Fig. 4) attribuibile, da un lato, all'incremento costante degli sportelli bancari, dall'altro, all'intenso processo di crescita degli investimenti effettuati dalle banche nell'ultimo decennio per adeguarsi ai nuovi standard tecnologici, resi necessari dalla più vasta gamma di servizi offerti alla clientela.

La densità di sportelli per abitante è quasi raddoppiata negli ultimi dieci anni. Il fenomeno è ascrivibile alla semplificazione della normativa sull'apertura di nuovi sportelli, che ha determinato un aumento della concorrenza nel settore del credito, e allo sviluppo della distribuzione di servizi di intermediazione. Tale andamento ha indotto una forte crescita degli investimenti sia in infrastrutture sia in beni mobili, in particolare apparecchiature legate alle tecnologie informatiche e della comunicazione (TIC).

La crescita degli investimenti in TIC, favorita dalla costante diminuzione dei prezzi e dal notevole incremento della qualità dei prodotti⁹, ha determinato tra il 1990 e il 2002 un forte incremento di questo tipo di spese sul totale dei costi operativi (dal 9 al 15 per cento). In seguito alla progressiva dotazione di capitale TIC da parte del sistema bancario, tuttavia, le spese in tecnologie informatiche hanno registrato nel biennio 2001-02 tassi di crescita più contenuti, evidenziando un normale processo di aggiustamento. Una preliminare analisi statistica ha

⁹ Il prezzo del capitale TIC, ha registrato negli ultimi trent'anni una diminuzione dei prezzi edonici di prodotti *hardware* e *software* sui mercati mondiali dell'ordine del 20 per cento annuo.

evidenziato la non stazionarietà della serie degli altri costi e del numero degli sportelli, oltre che del PIL nominale; l'analisi multivariata ha evidenziato la presenza di un solo vettore di cointegrazione tra gli altri costi e il PIL nominale. La variazione del numero degli sportelli contribuisce invece a spiegare la dinamica di breve periodo. L'equazione degli altri costi è stata pertanto specificata utilizzando il seguente modello a correzione dell'errore:

$$(12) \Delta ALTC_t = \alpha_0 + \beta(ALTC_{t-1} + \alpha_1 Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta ALTC_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \phi_i \Delta SPORT_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \varphi_i dum_{it} + \varepsilon_t$$

dove tutte le variabili sono espresse in logaritmi¹⁰.

I risultati della regressione, riportati nella quarta colonna della Tavola 1, evidenziano una relazione di lungo periodo tra gli altri costi e il PIL nominale, $ALTC = 1,06 Y$, dove l'ipotesi di elasticità unitaria non può essere accettata agli usuali livelli di significatività. Il coefficiente di *loading* è pari a -0.31. Nel breve periodo si registra un effetto positivo anche della crescita degli sportelli sui costi. Due *dummy* per il terzo trimestre del 1987 e del 1994, in corrispondenza di valori anomali degli altri ricavi, consentono di ottenere residui normali e non serialmente correlati. L'esercizio di previsione della serie presenta una lieve sottostima sia nel 2001 sia nel 2002 (Figg. 7e e 8). Nel biennio l'errore medio si presenta comunque molto contenuto, 156 milioni di euro pari al 3,7 per cento dei valori effettivamente realizzati (Tav. 2). L'errore quadratico medio è pari al 6,3 per cento. Il Chow test per il periodo 2001-02 è accettato con un *p-value* del 29,9 per cento.

5. Rettifiche e riprese di valore e accantonamenti

Le rettifiche, le riprese di valore e gli accantonamenti (di seguito per semplicità: svalutazioni) delle banche italiane mostrano un aumento moderato nel corso degli anni ottanta e una forte accelerazione nella prima metà degli anni novanta, in connessione con la crescita delle

¹⁰ Nella regressione sono state inserite due *dummy*: la prima, relativa al terzo trimestre del 1987, per tenere conto del repentino aumento degli sportelli connesso con l'abolizione della distinzione tra sportelli a piena operatività e sportelli a operatività limitata. La seconda, relativa al terzo trimestre del 1994, per tenere conto di una fluttuazione anomala nella componente degli altri costi, che determinava una distribuzione non normale dei residui.

sofferenze (Fig. 6). A partire dal 1997 si osserva un'inversione di tendenza, dovuta alla progressiva riduzione degli ingressi in sofferenza, che porta le svalutazioni, alla fine del 2000, sui livelli registrati nel 1993. Alla fine del 2001 si registra, tuttavia, un ulteriore rialzo delle rettifiche di valore a causa delle forti svalutazioni di partecipazioni e del clima d'incertezza connesso agli eventi dell'11 settembre. Altri oneri aggiuntivi che entrano nell'aggregato sono date dalle revisioni del valore dei titoli in portafoglio e dall'ammortamento di attività immateriali.

Nel breve periodo, le svalutazioni dovrebbero presentare un legame positivo con il tasso d'interesse reale, un indicatore del grado di fragilità finanziaria del sistema produttivo. A parità di altre condizioni, un più elevato livello dei tassi d'interesse reali ($r_S - \pi$) accresce l'onere del servizio del debito, con possibili ripercussioni sulla capacità delle imprese e delle famiglie di onorare i propri impegni, e, di conseguenza, sulle perdite su crediti e sugli accantonamenti delle banche¹¹. L'andamento delle svalutazioni può inoltre presentare un legame inverso con i corsi azionari. L'indice di borsa, oltre a cogliere l'effetto delle svalutazioni/rivalutazioni del portafoglio azionario detenuto dalle banche, rappresenta una *proxy* dello stato di salute finanziaria delle imprese. Esso dovrebbe risultare negativamente correlato con le rettifiche nette su crediti. Infine, gli effetti degli accantonamenti a scopo prudenziale su immobilizzazioni finanziarie possono essere colti dalla variabilità dei mercati obbligazionari. Dal punto di vista statistico, la serie delle svalutazioni si presenta come un processo non stazionario. L'analisi multivariata non evidenzia, tuttavia, un equilibrio di lungo periodo con altre variabili; l'equazione delle svalutazioni è stata specificata con un'equazione in differenze del tipo:

$$(13) \quad \Delta SVAL_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta SVAL_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \gamma_i \Delta MIB_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \phi_i \sigma_{BTP}_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \lambda_i (r_S - \pi)_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \phi_i dum_{it} + \varepsilon_t$$

¹¹ Una correlazione positiva tra tassi d'interesse reali e fallimenti bancari è riscontrata per numerosi episodi di crisi da Demirgüç-Kunt e Detragiache (1999) e Bell (2000). Sulla base di tali lavori, la rischiosità dell'attività di intermediazione è positivamente correlata con l'andamento del tasso d'interesse reale a breve termine.

I risultati della stima dell'equazione sono riportati nella quinta colonna della Tavola 2¹². I coefficienti confermano la correlazione negativa delle svalutazioni con la crescita dei corsi azionari e il legame positivo con le variazioni nel tasso d'interesse reale¹³ e con la variabilità del mercato dei BTP. I risultati evidenziano, inoltre, la presenza di una significativa componente autoregressiva, presumibilmente dovuta alla presenza di rigidità nel processo di aggiustamento delle modalità di accantonamento e di svalutazione. La forte crescita evidenziata negli ultimi due trimestri del 2001 (Fig. 6), attribuibile ad eventi di carattere straordinario, può essere colta attraverso l'inclusione di una *step dummy*. L'errore medio di previsione è pari al 13,7 per cento nel 2001 e al 2,2 per cento nel 2002 (cfr. Fig. 8); l'errore quadratico medio è del 13,9 per cento (Tav. 2 e Fig. 7f). La presenza di un valore anomalo nel periodo 2001-02 rende privo di significato il risultato del Chow test sugli errori previsivi dell'equazione.

6. Redditività bancaria e ciclo economico

Questa sezione svolge un semplice esercizio di simulazione che permette di valutare come ciascuna componente del conto economico del sistema bancario reagisce a shock esogeni delle principali variabili reali e finanziarie. L'esercizio si presenta interessante anche per valutare come l'accresciuta rilevanza dei ricavi da servizi si riflette sulla variabilità del risultato di gestione delle banche italiane (Locatelli e Gallo, 2003).

L'esercizio di simulazione consiste nel valutare le variazioni delle principali componenti del bilancio bancario dopo un anno dal verificarsi dello shock. Tale esercizio va valutato con cautela in quanto non tiene conto delle possibili interrelazioni esistenti tra le variabili. In altre parole non sono analizzati i meccanismi di *feedback*. I risultati, riportati nella Tavola 3, indicano un'elevata sensibilità del margine di interesse a variazioni del PIL nominale e a shock di politica

¹² Alcuni ritardi sono stati esclusi sulla base dei test di significatività e di corretta specificazione dell'equazione. A causa dell'andamento particolarmente erratico delle svalutazioni, non completamente spiegato dalle variabili esplicative e spesso dovuto a motivi contabili, nella regressione sono state inserite quattro dummy, relative al primo trimestre del 1995 e del 1996 e al quarto trimestre del 1998 e del 2001, in modo da assicurare una distribuzione normale dei residui.

¹³ Il tasso d'interesse reale è stato calcolato come differenza tra il tasso d'interesse sui prestiti bancari a breve termine e il tasso di inflazione dei prezzi al consumo.

monetaria: un incremento dell'uno per cento del prodotto interno lordo porta a una maggiore crescita del margine di 0,7 punti percentuali; l'aumento di un punto del tasso di interesse di mercato monetario determina un aumento molto forte, del 3,6 per cento.

Gli altri ricavi indicano una forte reattività non solo a mutamenti del PIL nominale ma anche a variazioni nell'andamento dei mercati finanziari. Un aumento del PIL nominale di un punto percentuale si riflette in un incremento dello 0,9 per cento degli altri ricavi dopo un anno. Un incremento del 10 per cento dell'indice MIB determina una crescita di 4,4 punti percentuali sia per gli altri ricavi sia per i dividendi; incrementi della volatilità del 10 per cento nel mercato azionario e dei BTP producono una crescita degli altri ricavi rispettivamente dello 0,7 e dello 0,8 per cento. L'effetto composto sul margine d'intermediazione è dello 0,8 per il PIL nominale, del 2,2 per il tasso a breve termine, 1,7 per l'indice di borsa e 0,2/0,3 per la variabilità dei mercati azionari e finanziari. I costi operativi reagiscono in modo contenuto a variazioni del PIL nominale.

Per effetto dei suddetti andamenti, un aumento dell'uno per cento del PIL determina un aumento dell'1,9 per cento del risultato di gestione; una crescita del 10 per cento del mercato azionario determina un aumento di 4,9 punti percentuali.

Dagli esercizi di simulazione effettuati le svalutazioni si riducono del 2,1 per cento nel caso di uno shock positivo sul mercato di borsa, mentre aumentano dell'1,1 per cento nel caso di una maggiore variabilità del mercato finanziario. Un aumento di un punto percentuale del tasso di interesse monetario determina una crescita dell'1,1 per cento sulle svalutazioni. Più in particolare, un aumento di un punto percentuale del tasso di interesse reale (ad esempio, crescita di un punto percentuale del tasso sui prestiti a breve termine o flessione di pari entità del tasso di inflazione) causa una crescita dell'1,6 per cento (non riportata nella Tavola 3).

L'utile lordo presenta una forte reattività alle variabili macroeconomiche indicando che la redditività bancaria, in tutte le sue componenti, è significativamente influenzata dalle oscillazioni cicliche dell'economia. Tuttavia, anche in periodi di crescita contenuta del prodotto interno lordo l'andamento reddituale delle banche può essere migliorato dall'offerta di quei

servizi bancari di consulenza e gestione dei fondi più richiesti in periodi di elevata instabilità e incertezza dei mercati.

7. Conclusioni

Questo lavoro presenta un modello econometrico costruito per analizzare i nessi esistenti tra la redditività del sistema bancario italiano e le principali variabili macroeconomiche. Lo scopo del lavoro è fornire alcune indicazioni sul modo con il quale eventuali shock macroeconomici si riflettono sul conto dei profitti e delle perdite delle banche. Il modello è stato stimato per il periodo 1984-2002 sulla base di dati trimestrali ed è costituito da tre blocchi principali: margine di intermediazione, costi e rettifiche nette. Il margine di intermediazione viene stimato separando il margine di interesse dagli altri ricavi. La stima dei costi operativi è ottenuta distinguendo i costi per il personale e gli altri costi. Attraverso un'apposita equazione vengono stimate le rettifiche, le riprese di valore e gli accantonamenti.

Le principali conclusioni del lavoro sono le seguenti. Tutte le componenti reddituali evidenziano uno stretto legame con l'andamento dell'attività economica. Il margine di intermediazione presenta una forte correlazione con l'andamento del PIL nominale, la struttura a termine dei tassi di interesse e la dinamica dei mercati finanziari. In particolare, il legame con il mercato azionario è riconducibile all'intensa crescita nell'ultimo decennio della componente dei ricavi da servizi e da negoziazione sul totale dei ricavi. I costi operativi, prevalentemente connessi alla dinamica salariale e all'evoluzione della struttura organizzativa delle banche, presentano un minor legame con l'andamento del ciclo economico. Le svalutazioni risentono dell'andamento del mercato azionario (una *proxy* dello stato di salute finanziario delle imprese) e della rischiosità del portafoglio crediti. Le simulazioni effettuate per il biennio 2001-02 evidenziano una buona capacità previsiva del modello.

Appendice

Descrizione dei dati

Le serie storiche relative ai dati di conto economico sono frutto di un lavoro di ricostruzione su base trimestrale a partire dal 1984. Per la definizione delle voci si vedano le note metodologiche contenute nell'Appendice alla Relazione Annuale della Banca d'Italia.

Le serie sono state definite sulla base delle segnalazioni di vigilanza della sezione VIII ("Dati di conto economico"); quando non disponibili i dati mancanti sono stati ricostruiti sulla base della sezione VII ("Andamento di conto economico"). Infatti, i dati della sezione VIII hanno cadenza annuale fino alla fine del 1994 e semestrale dal 1995, mentre quelli della sezione VII hanno sempre frequenza trimestrale¹⁴.

Analogamente a quanto avviene in contabilità nazionale, i dati sono espressi come valore del flusso nel trimestre (il dato annuale è pertanto ottenuto come somma di quattro osservazioni). Il confronto tra le serie storiche delle due sezioni ha fatto emergere alcuni disallineamenti, soprattutto sulla voce dei ricavi diversi da interesse. Ciò ha reso preferibile l'interpolazione dei dati trimestrali della sezione VIII sulla base delle informazioni desumibili dalla sezione VII, anziché la semplice sovrapposizione delle serie.

La disaggregazione delle serie semestrali è stata compiuta, sulla base delle serie trimestrali ricostruite, utilizzando i dati dell'intero orizzonte campionario.

Nella ricostruzione delle serie sono state escluse le segnalazioni delle filiali italiane di banche estere, caratterizzate da una diversa operatività ed esonerate dall'obbligo di segnalazione delle informazioni semestrali di giugno. Gli ex ICS sono stati inclusi ricostruendo i dati trimestrali per il periodo 1984-1994 dalle rilevazioni cartacee della situazione dei conti. Infine,

¹⁴ Questi ultimi, tuttavia, si riferiscono solo alle voci che concorrono a determinare il risultato di gestione: da essi non si hanno pertanto informazioni sulla gestione straordinaria, sulle valutazioni di bilancio, sulle imposte dirette e sull'utile complessivo.

per completare le informazioni tratte dalla sezione VIII è stato necessario stimare i dati di alcune banche sottoposte a procedura di amministrazione straordinaria.

I dividendi su azioni e partecipazioni non bancarie, caratterizzati da un andamento irregolare soprattutto a partire dalla fine degli anni novanta, sono stati scorporati dalla voce relativa agli altri ricavi. Inoltre, per evitare duplicazioni nella contabilizzazione dell'utile, i dividendi su partecipazioni bancarie sono stati esclusi dal totale dei dividendi percepiti.

Figure e tavole

- Fig. 1 Risultato di gestione e prodotto interno lordo
- Fig. 2 Margine d'interesse, prestiti e spread
- Fig. 3 Altri ricavi
- Fig. 4 Costi
- Fig. 5 Numero dei dipendenti e indice delle retribuzioni
- Fig. 6 Rettifiche e riprese di valore e accantonamenti
- Fig. 7 Previsioni dinamiche nel periodo campionario
- Fig. 8 Aree di gestione: valori annuali effettivi e stimati
- Tav. 1 Stima delle equazioni
- Tav. 2 Analisi della capacità previsiva del modello dei conti economici
- Tav. 3 Test di sensibilità del modello a variazioni delle principali variabili esogene: effetti di breve periodo

Fig. 1

RISULTATO DI GESTIONE E PRODOTTO INTERNO LORDO
(variazioni percentuali, dati trimestrali)

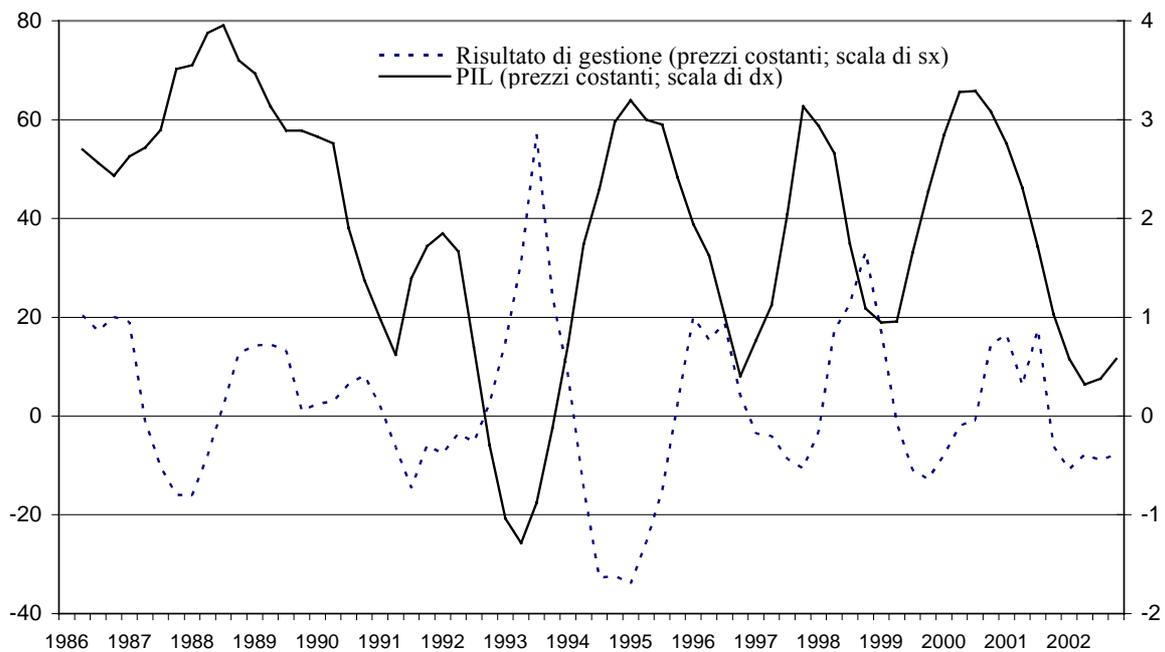


Fig. 2

MARGINE D'INTERESSE, PRESTITI E SPREAD SUI TASSI D'INTERESSE
(valori percentuali, milioni di euro)

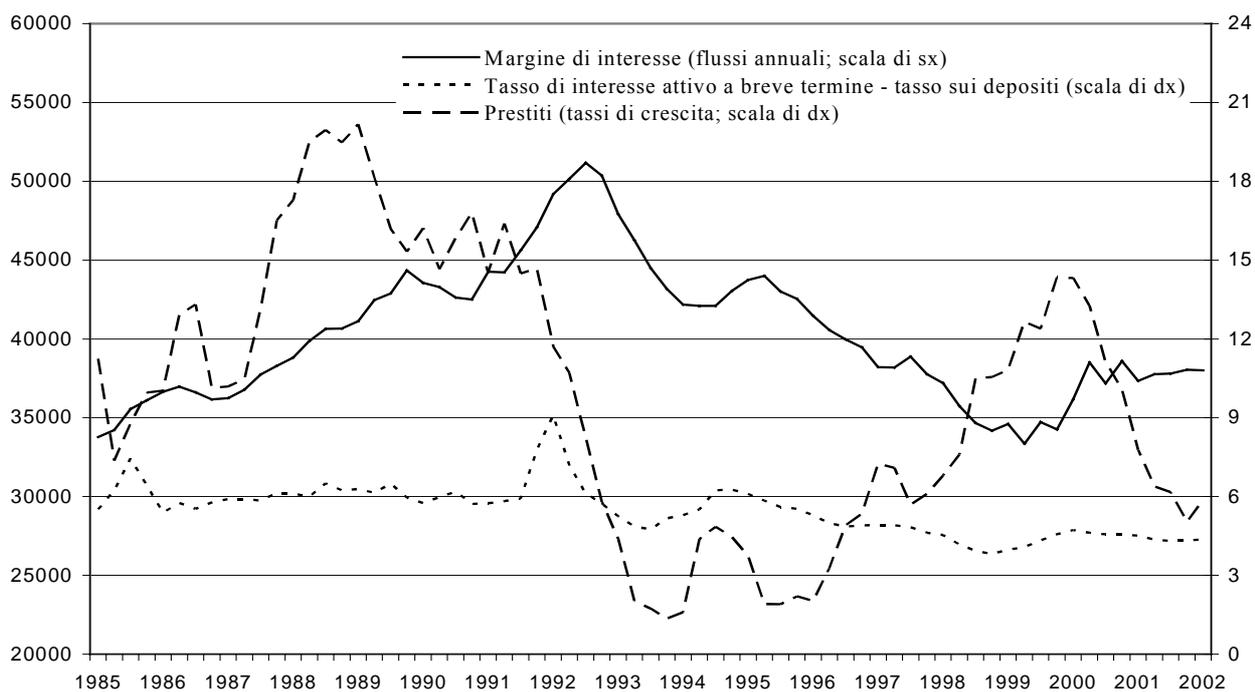


Fig. 3

ALTRI RICAVI (milioni di euro)

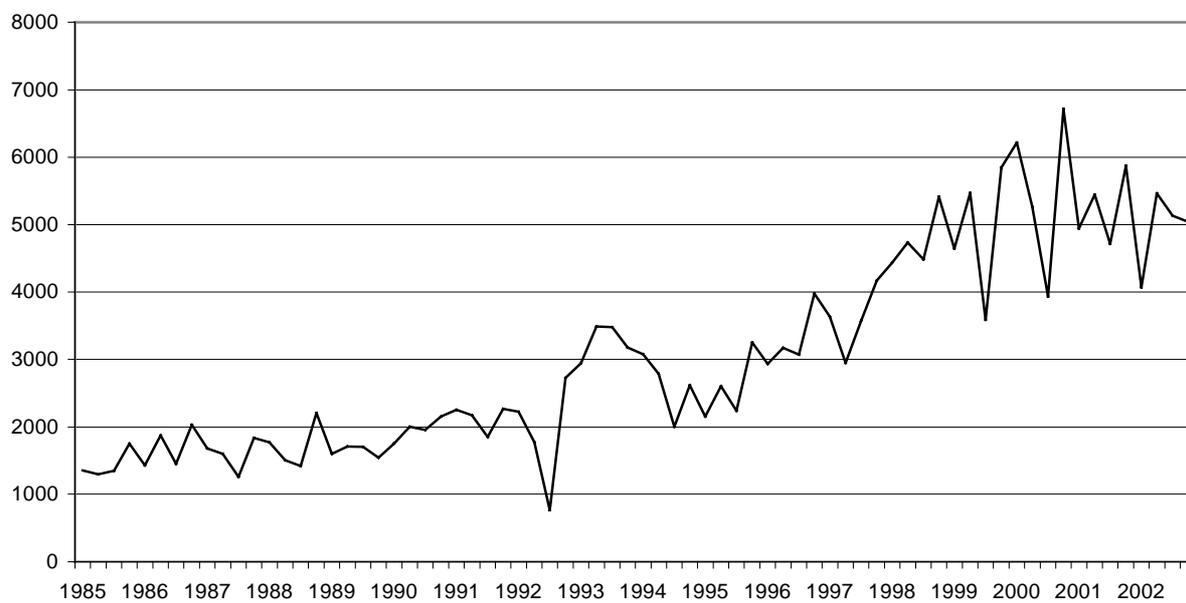


Fig. 4

COSTI (milioni di euro)

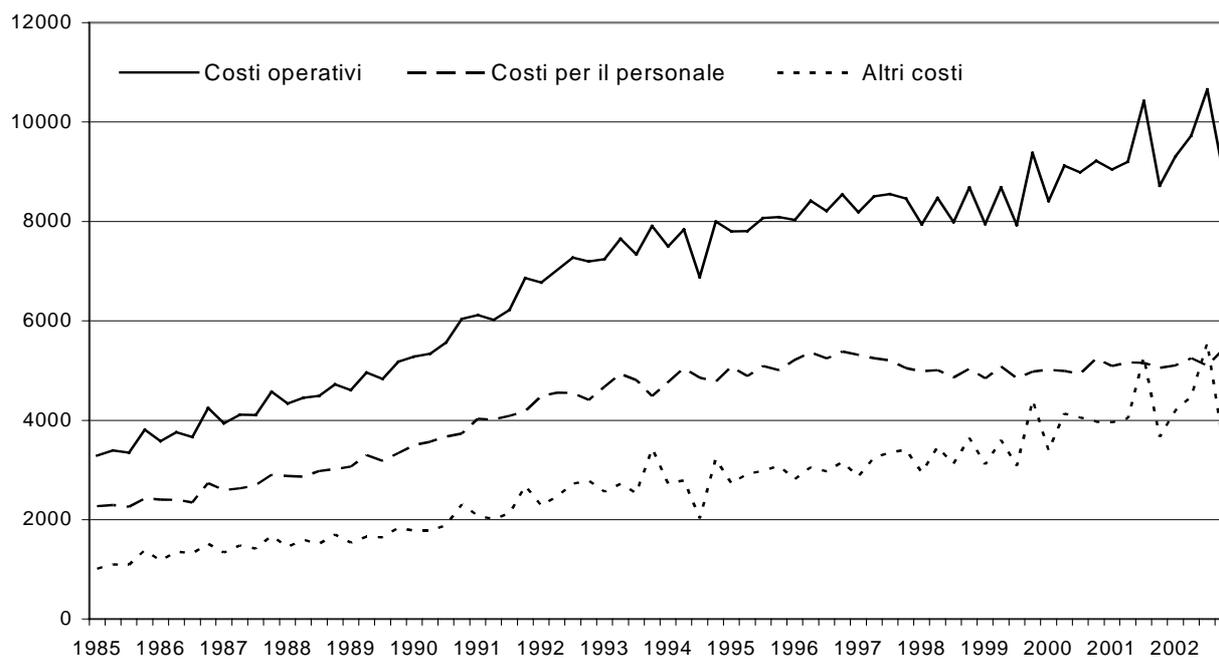


Fig. 5

NUMERO DEI DIPENDENTI E INDICE DELLE RETRIBUZIONI

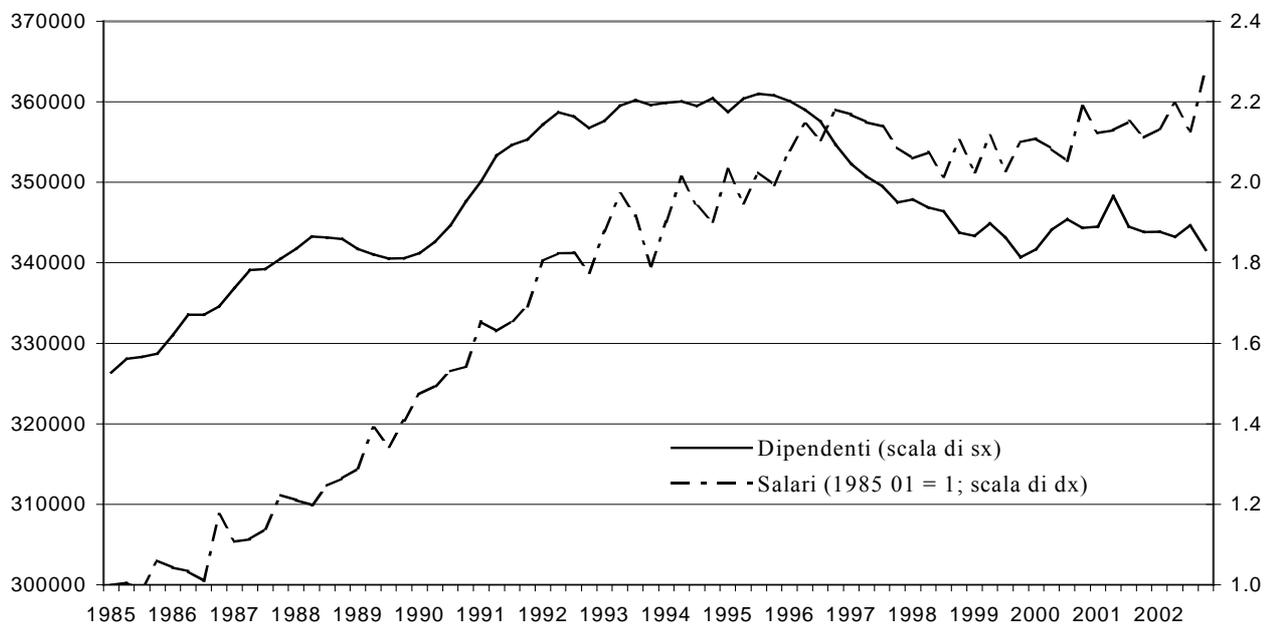
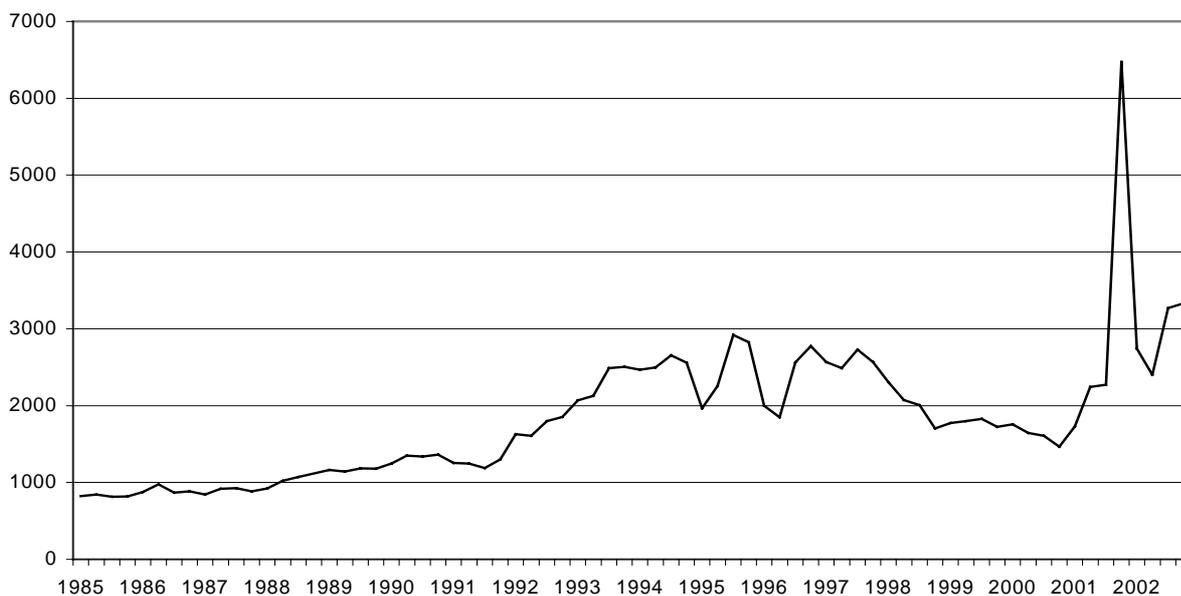


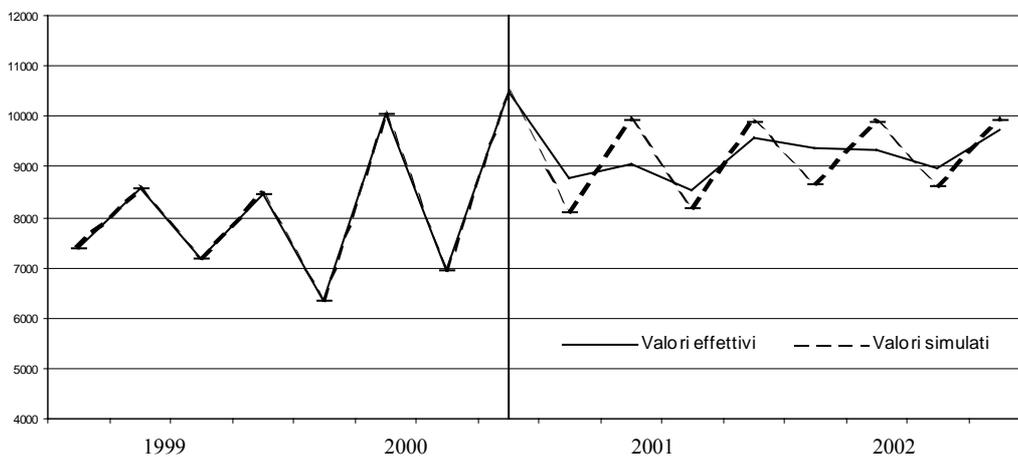
Fig. 6

RETTIFICHE E RIPRESE DI VALORE E ACCANTONAMENTI (milioni di euro)

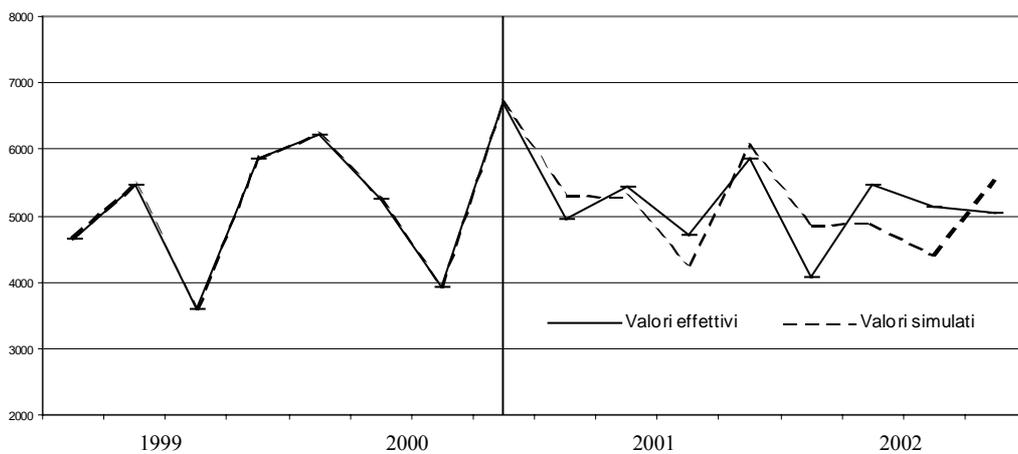


PREVISIONI DINAMICHE NEL PERIODO CAMPIONARIO
(milioni di euro)

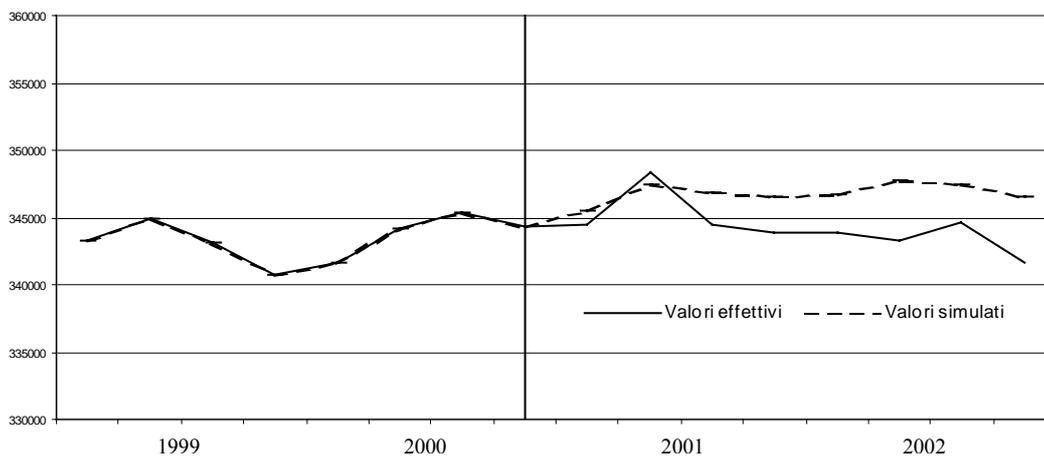
a. Margine d'interesse



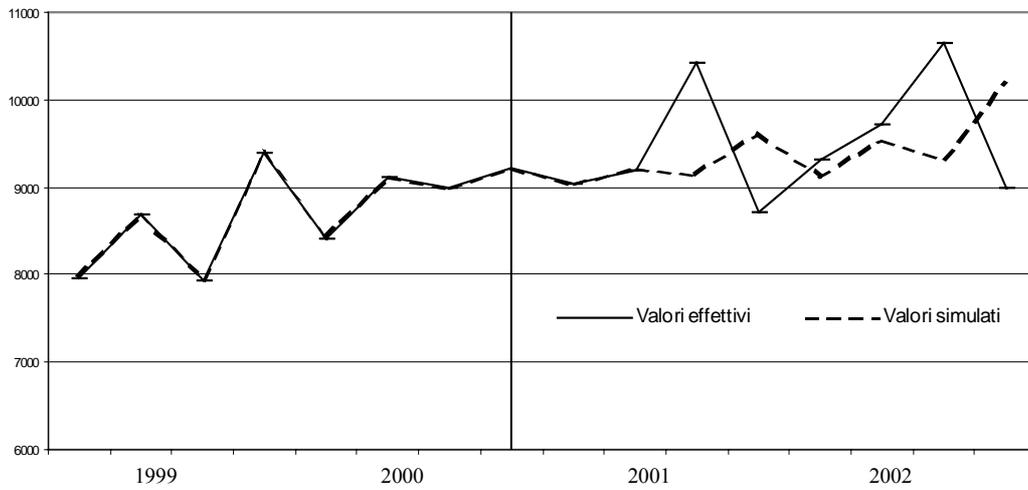
b. Altri ricavi



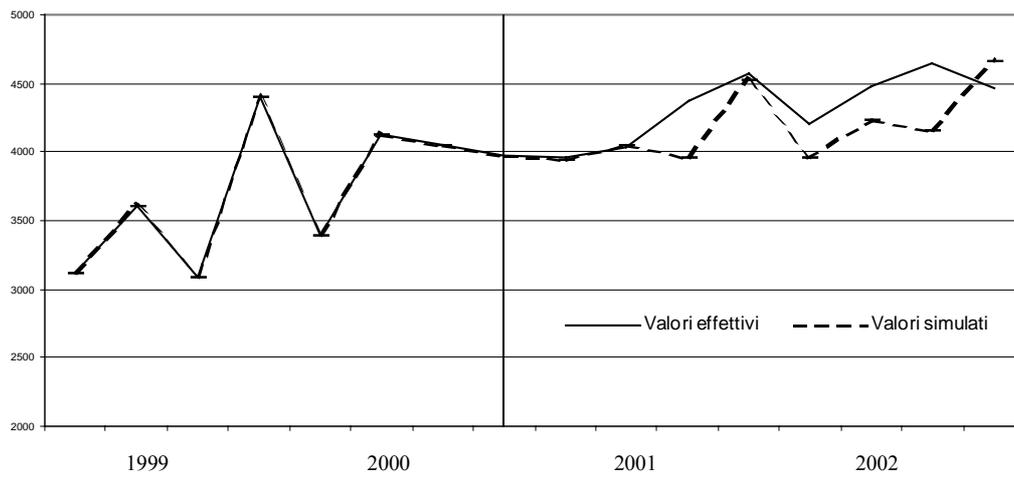
c. Dipendenti bancari



d. Costi operativi



e. Altri costi



f. Rettifiche e riprese di valore e accantonamenti

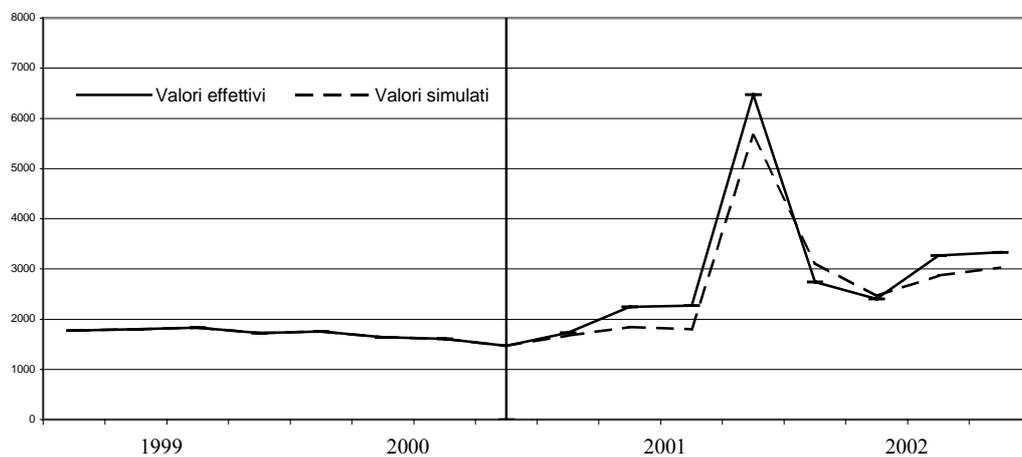
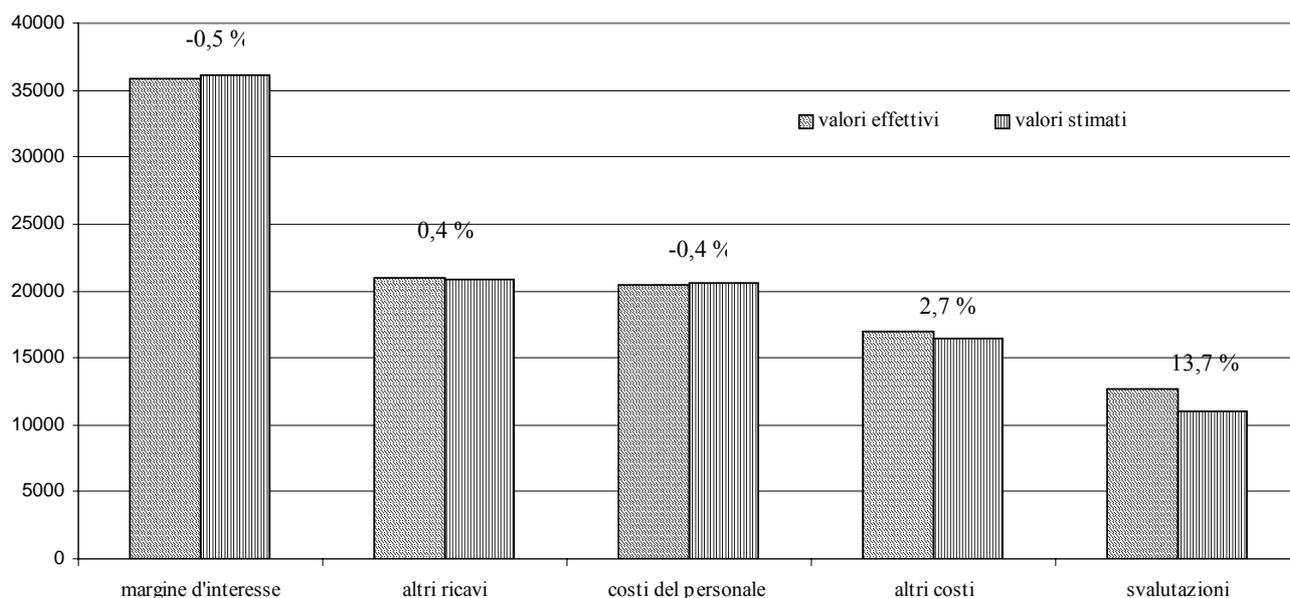


Fig. 8

AREE DI GESTIONE: VALORI ANNUALI EFFETTIVI E STIMATI

(milioni di euro ed errori percentuali)

2001



2002

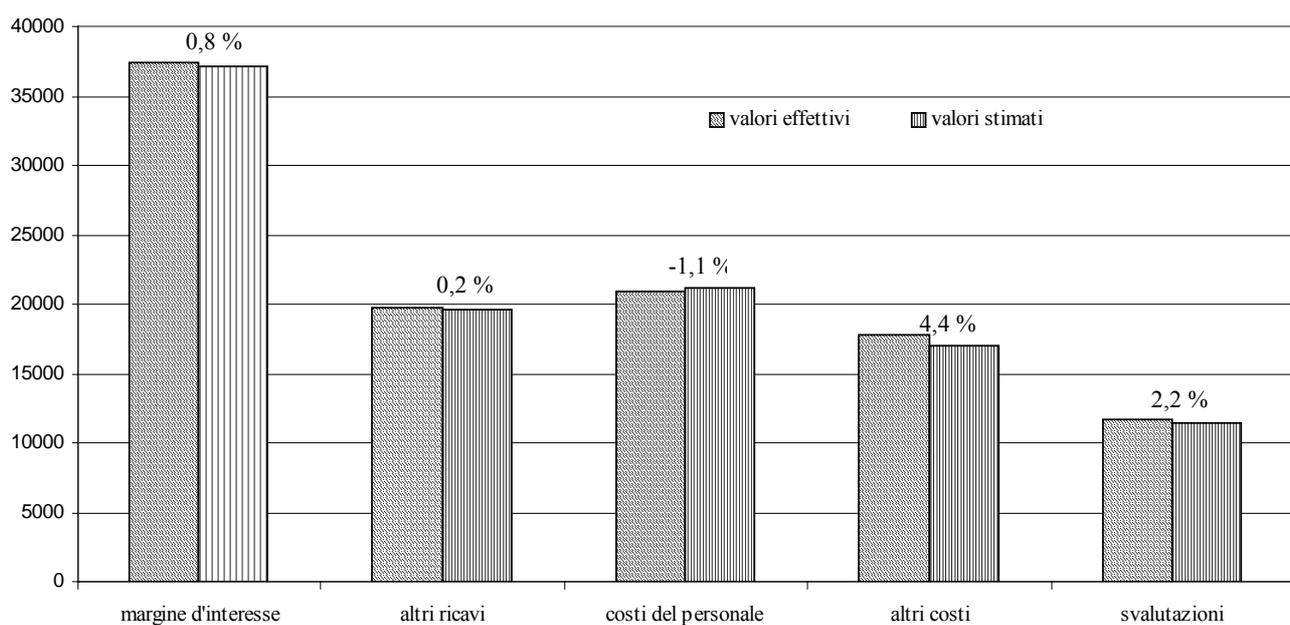


Tavola 1

STIMA DELLE EQUAZIONI

Le variabili dipendenti includono valori ritardati delle endogene, il prodotto interno lordo nominale (Y), l'indice di capitalizzazione del Mercato italiano di borsa (MIB), il tasso di interesse di mercato monetario (r_M), il tasso d'interesse sui BTP (r_L). La variabile PREPIL è data dal rapporto tra i prestiti al settore non finanziario e il prodotto interno lordo nominale. Le variabili σ_{MIB} e σ_{BTP} rappresentano i coefficienti di variazione giornaliera dell'indice di capitalizzazione del MIB e dei BTP. Le variabili SPORT e DIP indicano il numero di sportelli e i dipendenti delle banche italiane. La variabile $(r_S - \pi)$ è il tasso d'interesse reale sui prestiti a breve termine. Tutte le variabili, a parte i tassi d'interesse e i rapporti, sono espresse in logaritmi. Sono escluse dalla tavola alcune *dummy* inserite per tenere conto di valori anomali nelle serie e le *dummy* stagionali.

VARIABILI ESPLICATIVE	MARGINE DI INTERESSE	ALTRI RICAVI	DIPENDENTI	ALTRI COSTI	SVALUTAZIONI
	I	II	III	IV	V
Costante	-2,216 *** 0,420	-5,895 *** -1,145	-0,003 * -0,002	-1,102 *** -0,372	0,009 0,045
Variabile dipendente t-1	0,409 *** 0,112	0,204 0,130	1,000 --	0,756 *** 0,083	1,000 --
Δ Variabile dipendente t-1	-0,494 *** 0,103	-0,156 -0,110	0,205 * 0,124	-0,672 *** -0,110	-0,432 0,067
Δ Variabile dipendente t-2	-0,177 0,113		0,146 0,132	-0,314 *** -0,099	-0,452 *** 0,072
Δ Variabile dipendente t-3	-0,114 0,092		0,254 ** 0,128		-0,285 ** 0,074
Δ Variabile dipendente t-4					-0,210 0,085
Y t-1	0,591 *** 0,112	0,796 *** 0,130		0,244 *** 0,083	
MIB t-1		0,248 *** 0,068			
r_L t-1	0,027 *** 0,005				
σ_{MIB} t-1		1,425 ** 0,720			
σ_{MIB} t-2					-1,403 *** 0,468
σ_{BTP} t-1		8,909 * 4,576			7,755 *** 2,434
$\Delta (r_S - \pi)$					0,021 * 0,013
Δ MIB t-1		0,277 0,199			-0,304 ** 0,123
ΔY t-1			0,001 0,001		
Δr_M	0,012 0,009				
Δ SPORT				1,267 0,944	
Δ SPORT t-1			0,044 ** 0,034		
Δ PREPIL t-1			0,128 *** 0,06		
Numero di osservazioni	69	69	69	71	69
Adjusted-R ²	0,95	0,91	0,98	0,98	0,96
RSS	0,18	1,29	0,01	0,22	0,49
Restriction test (<i>p-value</i>)	29,2	53,2		53,8	
AR test (order 1-4; <i>p-value</i>)	9,3	15,0	81,5	71,2	5,1
Normality test (<i>p-value</i>)	76,5	77,7	92,4	52,9	25,9
Heteroskedasticity (<i>p-value</i>)	15,2	47,8	17,6	98,9	49,1
Coint. Anal. ADF c.v = -5.28	-6,35	-5,31	-5,90	-6,18	-5,63

Tavola 2

ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA DEL MODELLO DEI CONTI ECONOMICI

La deviazione standard dei residui e la correlazione tra i valori veri e stimati si riferiscono al periodo 1986:03-2002:04. I rimanenti test indicano invece la capacità previsiva del modello stimato nel periodo 1986:03-2002:04 per il periodo 2001:01-2002:04. I valori in corsivo rappresentano la percentuale rispetto alla media del valore vero nel periodo 2001:01-2002:04.

Statistiche	Margine di interesse		Altri ricavi		Costi		Svalutazioni	
					altri costi	dipendenti		
Deviazione standard dei residui (1986:03-2001:04)	403		459		163	1679		161
Correlazione tra valori veri e stimati (1985:01-2001:04)	0,96		0,93		0,98	0,99		0,98
Media dell'errore di previsione (2001:01-2002:04)	15		16		156	-2528		250
	<i>0,2</i>		<i>0,3</i>		<i>3,7</i>	<i>-0,7</i>		<i>8,2</i>
Media dell'errore di previsione in valore assoluto (2001:01-2002:04)	490		459		209	2873		360
	<i>5,3</i>		<i>9,0</i>		<i>4,9</i>	<i>0,8</i>		<i>11,8</i>
Errore più elevato in valore assoluto (2001:01-2002:04)	847		789		492	4922		813
	<i>9,2</i>		<i>15,5</i>		<i>11,6</i>	<i>1,5</i>		<i>26,6</i>
Errore quadratico medio (2001:01 - 2002:04)	537		507		268	3065		425
	<i>5,9</i>		<i>10,0</i>		<i>6,3</i>	<i>0,9</i>		<i>13,9</i>

**TEST DI SENSIBILITÀ DEL MODELLO A VARIAZIONI DELLE
PRINCIPALI VARIABILI ESOGENE: EFFETTI DI BREVE PERIODO**

La tabella riporta gli effetti sulle principali poste del conto economico dopo un anno dal verificarsi dello shock. Ogni simulazione viene effettuata a parità di tutte le altre condizioni, variando cioè una sola esogena e mantenendo fisse tutte le altre. Lo shock sul PIL corrisponde a un incremento dell'1 per cento del tasso di crescita annuo. Lo shock del MIB corrisponde a un aumento del 10 per cento dell'indice MIB in un anno. Gli shock di volatilità corrispondono a un incremento del 10 per cento dei coefficienti di variazione del MIB e dell'indice di capitalizzazione dei BTP. L'aumento dei tassi d'interesse è pari a un punto percentuale.

	PIL	i_M	MIB	σ_{MIB}	σ_{BTP}
Margine d'interesse	0,7	3,6	--	--	--
Altri ricavi	0,9	--	4,4	0,7	0,8
Dividendi	1,4	--	4,4	--	--
Altri ricavi complessivi	1,0	0,0	4,4	0,6	0,7
Margine d'intermediazione	0,8	2,2	1,7	0,2	0,3
Costi operativi	0,2	--	--	--	--
di cui: costi del personale	0,0	--	--	--	--
Risultato di gestione	1,9	6,5	4,9	0,7	0,8
Svalutazioni	--	1,1	-2,1	-0,7	1,1
Utile lordo	5,8	17,6	19,3	3,4	0,1

Bibliografia

- Angeloni I., Generale A. e Tedeschi R. (1999), "La redditività del sistema bancario italiano. Confronti internazionali e tendenza di medio termine", in Angeloni I. (a cura di), *Nuovi orizzonti per il sistema bancario italiano*, Il Mulino, Bologna.
- Banca d'Italia (2001), Relazione annuale sul 2000, Roma.
- Bell J. (2000), "Leading Indicator Models of Banking Crises", *Financial Stability Review*, Bank of England, December.
- Bolton P. e X. Freixas (2001), "Corporate Finance and the Monetary Transmission Mechanism", CEPR, Discussion Paper Series, n. 2982.
- Casolaro L. e Gobbi G. (2004), "Information Technology and Productivity Changes in the Italian Banking Industry", Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 489.
- Demirgüç-Kunt A. e Detragiache E. (1999), "Monitoring Banking Sector Fragility: A multivariate Logit Approach with an Application to the 1996/97 Banking Crises", IMF mimeo.
- Enria A., Focarelli D. e Landi A. (1999), "Il ruolo delle banche nell'offerta dei servizi di gestione del risparmio", in Angeloni I. (a cura di), *Nuovi orizzonti per il sistema bancario italiano*, Il Mulino, Bologna.
- Hoggarth G. e Saporta V. (2000), "Costs of Banking System Instability: Some Empirical Evidence", *Financial Stability Review*, Bank of England, June.
- Hutchinson M. e McDill K. (1999), "Are All Banking Crises Alike? The Japanese Experience in International Comparison", NBER, Working Paper, n. 7253.
- Kaminsky G. (1999), "Currency and Banking Crises: The Early Warnings of Distress", IMF, Working Paper, n. 178.
- Kishan R. P. e Opiela T. P. (2000), "Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 32, n. 1, pp. 121-41.
- Gambacorta L., Gobbi G. e Panetta F. (2001), "Il sistema bancario italiano nell'area dell'euro", *Bancaria*, vol. 57, n. 3, pp. 21-32.
- Gambacorta L. e Mistrulli P.E. (2004), "Does Bank Capital Affect Lending Behaviour?", *Journal of Financial Intermediation*, in corso di pubblicazione.
- Locatelli E. e Gallo P.D. (2003), "I riflessi del ciclo economico sull'attività delle banche: i ricavi da servizi", Associazione per lo sviluppo degli studi di banca e borsa - Università Cattolica del Sacro Cuore, Quaderno n. 205.
- Logan A. (2000), "The Early 1990s Small Banks Crisis: Leading Indicators", *Financial Stability Review*, Bank of England, December.
- Pagan A. R. (1990), "Three Econometric Methodologies: a Critical Appraisal", in Granger C. W. J. (a cura di) *Modelling Economic Series: Readings in Econometric*, Oxford, Oxford University Press, pp. 97-120.
- Thakor A.V. (1996), "Capital Requirements, Monetary Policy, and Aggregate Bank Lending: Theory and Empirical Evidence", *The Journal of Finance*, vol. 51, n. 1, pp. 279-324.
- Van den Heuvel S.J. (2003), "Does Bank Capital Matter for Monetary Transmission?", *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, May.

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

- N. 493 – *Endogenous monetary policy with unobserved potential output*, di A. CUKIERMAN e F. LIPPI (aprile 2004).
- N. 494 – *Il credito commerciale: problemi e teorie*, di M. OMICCIOLI (giugno 2004).
- N. 495 – *Condizioni di credito commerciale e differenziazione della clientela*, di L. CANNARI, S. CHIRI e M. OMICCIOLI (giugno 2004).
- N. 496 – *Il debito commerciale in Italia: quanto contano le motivazioni finanziarie?*, di P. FINALDI RUSSO e L. LEVA (giugno 2004).
- N. 497 – *Funzionamento della giustizia civile e struttura finanziaria delle imprese: il ruolo del credito commerciale*, di A. CARMIGNANI (giugno 2004).
- N. 498 – *Does trade credit substitute for bank credit?*, di G. DE BLASIO (giugno 2004).
- N. 499 – *Monetary policy and the transition to rational expectations*, di G. FERRERO (giugno 2004).
- N. 500 – *Turning-point indicators from business surveys: real-time detection for the euro area and its major member countries*, di A. BAFFIGI e A. BASSANETTI (giugno 2004).
- N. 501 – *La ricchezza delle famiglie italiane e americane*, di I. FAIELLA e A. NERI (giugno 2004).
- N. 502 – *Optimal duplication of effort in advocacy systems*, di G. PALUMBO (giugno 2004).
- N. 503 – *Il pilastro privato del sistema previdenziale. Il caso del Regno Unito*, di F. SPADAFORA (giugno 2004).
- N. 504 – *Firm size distribution and employment protection legislation in Italy*, di F. SCHIVARDI e R. TORRINI (giugno 2004).
- N. 505 – *Social mobility and endogenous cycles in redistribution*, di F. ZOLLINO (luglio 2004).
- N. 506 – *Estimating expectations of shocks using option prices*, di A. DI CESARE (luglio 2004).
- N. 507 – *Estimating state price densities by Hermite polynomials: theory and application to the Italian derivatives market*, di P. GUASONI (luglio 2004).
- N. 508 – *The interaction between face-to-face and electronic delivery: the case of the Italian banking industry*, di E. BONACCORSI DI PATTI, G. GOBBI e P. E. MISTRULLI (luglio 2004).
- N. 509 – *Bad loans and entry into local credit markets*, by M. BOFONDI e G. GOBBI (luglio 2004).
- N. 510 – *Does wealth affect consumption? Evidence for Italy*, di M. PAIELLA (luglio 2004).
- N. 511 – *Information variables for monetary policy in a small structural model of the euro area*, di F. LIPPI e S. NERI (luglio 2004).
- N. 512 – *Monetary union with voluntary participation*, di W. FUCHS e F. LIPPI (luglio 2004).
- N. 513 – *Monetary policy and stock prices: theory and evidence*, di S. NERI (luglio 2004).
- N. 514 – *Financial structure and the transmission of monetary shocks: preliminary evidence for the Czech Republic, Hungary and Poland*, di A. ANZUINI e A. LEVY (luglio 2004).
- N. 515 – *The pricing behaviour of Italian firms: new survey evidence on price stickiness*, di S. FABIANI, A. GATTULLI e R. SABBATINI (luglio 2004).
- N. 516 – *Business cycle non-linearities and productivity shocks*, di P. PISELLI (luglio 2004).
- N. 517 – *The modelling of operational risk: experience with the analysis of the data collected by the Basel Committee*, di M. MOSCADELLI (luglio 2004).
- N. 518 – *Perché le imprese ricorrono al factoring? Il caso dell'Italia*, di M. BENVENUTI e M. GALLO (ottobre 2004).

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

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

PUBBLICAZIONE ESTERNA DI LAVORI APPARSI NEI "TEMI"

1999

- L. GUISO e G. PARIGI, *Investment and demand uncertainty*, Quarterly Journal of Economics, Vol. 114 (1), pp. 185-228, **TD No. 289 (novembre 1996)**.
- A. F. POZZOLO, *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, Rivista di Politica Economica, Vol. 89 (3), pp. 45-76, **TD No. 296 (febbraio 1997)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Central bank independence, centralization of wage bargaining, inflation and unemployment: theory and evidence*, European Economic Review, Vol. 43 (7), pp. 1395-1434, **TD No. 332 (aprile 1998)**.
- P. CASELLI e R. RINALDI, *La politica fiscale nei paesi dell'Unione europea negli anni novanta*, Studi e note di economia, (1), pp. 71-109, **TD No. 334 (luglio 1998)**.
- A. BRANDOLINI, *The distribution of personal income in post-war Italy: Source description, data quality, and the time pattern of income inequality*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 58 (2), pp. 183-239, **TD No. 350 (aprile 1999)**.
- L. GUISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE, *Will a common European monetary policy have asymmetric effects?*, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 23 (4), pp. 56-75, **TD No. 384 (ottobre 2000)**.

2000

- P. ANGELINI, *Are banks risk-averse? Timing of the operations in the interbank market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-892, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (ed.), *Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria*, Il Mulino, Bologna, **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy*, Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, *Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti*, in: L.F. Signorini (ed.), *Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Donzelli, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359 (ottobre 1999)**.
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 117-143, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. BODO, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Forecasting industrial production in the euro area*, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45, pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.

- R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: testing the multimarket contact hypothesis*, Economic Notes, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.
- 2001
- M. CARUSO, *Stock prices and money velocity: A multi-country analysis*, Empirical Economics, Vol. 26 (4), pp. 651-72, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, Journal of Policy Modeling, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. Caselli, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, European Economic Review, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *Nonlinear VAR: Some theory and an application to US GNP and unemployment*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate*, European Economic Review, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (dicembre 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks*, Economic Notes, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit constraints in italian industrial districts*, Applied Economics, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, Economic Journal, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, *An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model*, Economic Modelling, Vol. 18 (4), pp. 525-550, **TD No. 367 (febbraio 2000)**.
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon and D. Da Empoli (eds.), *Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita*, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375 (luglio 2000)**.
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries*, Journal of Economic Literature, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The determinants of cross-border bank shareholdings: An analysis with bank-level data from OECD countries*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 381 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *Expectations and information in second generation currency crises models*, Economic Modelling, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, *Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations*, Journal of Empirical Finance, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396 (febbraio 2001)**.
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari manifatturieri in Europa*, Politica economica, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- G. MESSINA, *Decentramento fiscale e perequazione regionale. Efficienza e redistribuzione nel nuovo sistema di finanziamento delle regioni a statuto ordinario*, Studi economici, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.

2002

- R. CESARI e F. PANETTA, *Style, fees and performance of Italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, Vol. 20 (1), pp. 25-46, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- C. GIANNINI, *"Enemy of none but a common friend of all"? An international perspective on the lender-of-last-resort function*, Essay in International Finance, Vol. 214, Princeton, N. J., Princeton University Press, **TD No. 341 (dicembre 1998)**.
- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d'Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.
- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates*, Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358 (ottobre 1999)**.
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLEO, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. Busetti, *Testing for stochastic trends in series with structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (dicembre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (dicembre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, *Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998*, in D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul (eds.), *The Economics of Rising Inequalities*, pp. 225-264, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.
- L. CANNARI e G. D'ALESSIO, *La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane*, Rivista Economica del Mezzogiorno (Trimestrale della SVIMEZ), Vol. XVI (4), pp. 809-847, Il Mulino, **TD No. 482 (giugno 2003)**.

2003

- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, , Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000)**.
- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *The effect of regulatory reform on competition in the banking industry*, Federal Reserve Bank of Chicago, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, pp. 663-684, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e G. FERRAGUTO, *Endogenous growth with intertemporally dependent preferences*, Contribution to Macroeconomics, Vol. 3 (1), pp. 1-38, **TD No. 382 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 105 (2), pp. 255-274, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.

- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, Vol. 17 (4), pp. 571-608, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, Vol. 26 (5), pp. 727-754, **TD No. 409 (giugno 2001)**.
- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, Vol. 61 (1), pp. 29-59, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), Monetary Policy Transmission in the Euro Area, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001)**.
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), Monetary Policy Transmission in the Euro Area, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.
- F. SPADAFORA, *Financial crises, moral hazard and the speciality of the international market: further evidence from the pricing of syndicated bank loans to emerging markets*, Emerging Markets Review, Vol. 4 (2), pp. 167-198, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, *Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits*, American Economic Review, Vol. 93 (4), pp. 1152-1172, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- E. VIVIANO, *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, Politica Economica, Vol. 19 (1), pp. 161-190, **TD No. 450 (luglio 2002)**.
- F. BUSETTI e A. M. ROBERT TAYLOR, *Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots*, Journal of Econometrics, Vol. 117 (1), pp. 21-53, **TD No. 470 (febbraio 2003)**.

2004

- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage-setters*, Review of Economic Studies, Vol. 70 (4), pp. 909-919, **TD No. 374 (June 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. PAIELLA, *Heterogeneity in financial market participation: appraising its implications for the C-CAPM*, Review of Finance, Vol. 8, pp. 1-36, **TD No. 473 (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. 147-172, **TD No. 484 (settembre 2003)**.

FORTHCOMING

- A. F. POZZOLO, *Research and development regional spillovers, and the localisation of economic activities*, The Manchester School, **TD No. 331 (March 1998)**.
- L. DEDOLA e F. LIPPI, *The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the industry Data of Five OECD Countries*, European Economic Review, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- M. BUGAMELLI e P. PAGANO, *Barriers to Investment in ICT*, Applied Economics, **TD No. 420 (ottobre 2001)**.
- D. J. MARCHETTI e F. NUCCI, *Price Stickiness and the Contractionary Effects of Technology Shocks*, European Economic Review, **TD No. 392 (febbraio 2001)**.

- G. CORSETTI, M. PERICOLI e M. SBRACIA, *Correlation analysis of financial contagion: what one should know before running a test*, Journal of International Money and Finance, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- D. FOCARELLI, *Bootstrap bias-correction procedure in estimating long-run relationships from dynamic panels, with an application to money demand in the euro area*, Economic Modelling, **TD No. 440 (marzo 2002)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, International Journal of Forecasting, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLES, *Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence*, Journal of Banking and Finance, **TD No. 464 (dicembre 2002)**.
- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, Journal of the European Economic Association, **TD NO. 474 (giugno 2003)**.
- E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ, *Monetary integration, markets and regulation*, Research in Banking and Finance, **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, **TD NO. 480 (giugno 2003)**.
- L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Does bank capital affect lending behavior?*, Journal of Financial Intermediation, **TD NO. 486 (settembre 2003)**.