# BANCA D'ITALIA

## Temi di discussione

del Servizio Studi

L'attività in titoli delle aziende di credito: un'analisi di portafoglio

di Giovanni Ferri e Carlo Monticelli



Numero 130 - Dicembre 1989

# BANCA D'ITALIA

## Temi di discussione

del Servizio Studi

L'attività in titoli delle aziende di credito: un'analisi di portafoglio

di Giovanni Ferri e Carlo Monticelli

Numero 130 - Dicembre 1989

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.

## INDICE

1.	INTRODUZIONE	. 5
2.	IL PORTAFOGLIO TITOLI DELLE BANCHE NEGLI ULTIMI ANNI	10
3.	UNA APPLICAZIONE DELLA TEORIA DELLE SCELTE DI PORTAFOGLIO	15
3.1	Il grado di interdipendenza delle decisioni	15
3.2	Dallo schema teorico alla specificazione econometrica	21
	3.2.1 L'orizzonte temporale	22 23 24 25
4.	I RISULTATI DELLA RICERCA EMPIRICA	29
4.1	La scelta tra impieghi e titoli	29
	La scelta di allocazione del portafoglio titoli	34
	La scelta di allocazione del portafoglio crediti (interdipendenza debole)	4 4 4 6
5.	CONCLUSIONI	49
віві	LIOGRAFIA	52
A D D I	PNDICE. LE STIME ECONOMETRICHE	55

#### 1. INTRODUZIONE

Analogamente a quanto verificatosi in altri paesi in periodi caratterizzati da ampi disavanzi pubblici e da mercati finanziari ancora non sufficientemente sviluppati o condizionati da intensa turbolenza, in Italia il finanziamento non monetario dei crescenti deficit del settore pubblico nel decennio scorso e nei primi anni '80 è avvenuto in misura preponderante attraverso sottoscrizioni di titoli da parte delle istituzioni creditizie. Si è così determinata una trasformazione nei bilanci bancari con l'accumulo di un portafoglio di dimensioni elevate relativamente alle fasi precedenti.

L'ulteriore sviluppo del mercato e la presenza di operatori specializzati hanno in seguito consentito che l'investimento diretto in passività obbligazionarie dello Stato si diffondesse presso il pubblico. La conseguente disintermeche si è manifestata per le tradizionali forme di raccolta bancaria, in concomitanza con il venir meno dei vincoli amministrativi alla destinazione dell'attivo, ha portato le aziende di credito ad intraprendere, a metà di questo decennio, un ampio aggiustamento nella propria operatività, privilegiando i prestiti al settore privato e ridimensionando l'immobilizzazione in titoli. Dopo l'uscita dal massimale nel 1983, la vivace dinamica della domanda di credito e la progressiva eliminazione del vincolo di portafoglio hanno rappresentato condizioni favorevoli all'aggiustamento. A partire 1987, questo indirizzo è stato rafforzato anche per la brusca riduzione dei guadagni risultanti dalla gestione del portafoglio, in ragione dell'arrestarsi della discesa dei tassi.

Gli autori desiderano ringraziare, senza coinvolgimento nella responsabilità per gli eventuali errori rimasti, Paolo Marullo Reedtz e un anonimo referee, per i puntuali commenti ad una versione precedente, e Giuseppe Parigi, Giacomo Vaciago, Ignazio Visco per stimolanti conversazioni. Sebbene il presente lavoro sia frutto di un impegno comune, i parr. 1 e 5 sono ascrivibili ad ambedue gli autori, i parr. 2, 3.2.5 e 4.3 a Giovanni Ferri, le parti rimanenti a Carlo Monticelli.

Il processo ha in effetti assunto ritmi assai accelerati nel 1987 e, ancor più, nel 1988, allorché la quota dei titoli sul bilancio in lire ha registrato la contrazione (3,1 punti percentuali sulle consistenze medie annue) più cospicua dell'ultimo quindicennio, riportandosi su valori analoghi a quello del 1976 (par. 2). Contrariamente a quanto verificatosi negli anni precedenti, nell'ultimo biennio si è sensibilmente ridotta la quota dei titoli di Stato sul portafoglio complessivo.

riduzione dell'investimento in titoli da parte delle banche si è finora manifestata con intensità difformi sia per quanto attiene il profilo temporale osservato sia tra le diverse componenti del sistema. La rapidità con la quale il volume delle quantità movimentate hanno tuttavia costituito un condizionamento all'operare dei mercafinanziari. Con modalità in qualche modo assimilabili a in diverse fasi storiche, le banche quelle di altri paesi italiane hanno avuto modo di finanziare un'espansione degli impieghi notevolmente superiore a quella della raccolta: nel breve periodo, sono emerse difficoltà di controllo del credito da parte delle autorità, ponendo anche problemi di significatività degli aggregati. In una prospettiva di medio peil fenomeno è destinato naturalmente ad attenuarsi, ma la dinamica che esso seguirà non è priva d'importanza per la condotta della politica monetaria.

Varie ragioni inducono peraltro a ritenere che l'aggiustamento degli attivi non si sia ancora completato: nei bilanci bancari permangono quantità di titoli assai più consistenti, in termini relativi, che negli altri sistemi bancari comunitari con cui le aziende italiane verranno presto a confrontarsi; il coefficiente di riserva obbligatoria rimane elevato e, nel prossimo futuro, si dovrebbe ridurre la necessità di scorte di liquidità secondaria in relazione alla migliore funzionalità dei sistemi di pagamento e del mercato interbancario. I problemi di controllo monetario potrebbero insomma costituire un elemento caratteristico anche degli

anni prossimi.

Ouesto lavoro cerca di mettere in luce le determinanti dell'investimento in titoli delle aziende di credito nella convinzione che la loro comprensione sia necessaria non solo per spiegare il comportamento delle istituzioni creditizie in ma anche per fornire strumenti di valutazione di fronte ai problemi posti alla gestione monetaria dal processo aggiustamento nei portafogli bancari. L'analisi econometrica delle scelte bancarie in materia di articolazione dell'attivo ha inteso in particolare accertare se, per dato volume d'intermediazione, le decisioni relative all'ammontare e dell'investimento in titoli possano essere impieghi considerate simultanee; in altre parole se tali decisioni siano condotte sulla base di un confronto tra il rischio e il rendimento di tutte le componenti dell'attivo o se invece esista una sequenzialità gerarchica del processo decisionale che renda una scelta residuale rispetto all'altra. E' stata inoltre verificata la reattività della composizione del portafoglio titoli ai tassi di mercato al fine di stabilire, al suo interno, rapporti di sostituibilità o complementarità tra diversi titoli. Si sono infine poste in risalto le difformità nei criteri di gestione dei titoli riscontrate per i diversi Gruppi di aziende bancarie.

A questi fini, la teoria delle scelte di portafoglio si è prospettata come il metodo di analisi più opportuno. Essa pone infatti esplicitamente l'accento sull'interrelazione tra le varie decisioni degli intermediari, consentendo di avanzare ipotesi sul grado di simultaneità che contraddistingue le diverse scelte (par. 3.1). In secondo luogo, il rigoroso impianto teorico offerto da questo approccio fornisce un solido punto di riferimento per l'analisi empirica, consistente nella precisa formulazione delle relazioni di equilibrio, nelle restrizioni imposte sui coefficienti, nell'attenzione richiesta alle condizioni di coerenza che derivano dal vincolo di bilancio e riguardano anche il processo di aggiustamento.

La fase della specificazione operativa del modello

richiede la formulazione di una serie di ipotesi (par. 3.2) relative all'orizzonte temporale di riferimento per l'ottimizzazione dell'utilità attesa (3.2.1), alle modalità di formazione delle aspettative sui rendimenti (3.2.2), alla processo di aggiustamento (3.2.3). In consistruttura del derazione della molteplicità delle tipologie di titoli si presenta inoltre la necessità di vaqliare diverse aggregazioni per strumenti (3.2.4). L'informazione di cui si dispone a priori sui criteri profondamente differenziati cui si ispila gestione del portafoglio presso le varie aziende di credito è convogliata nella scelta della specificazione dividendo il sistema bancario in raggruppamenti distinti. Questi vengono appositamente individuati, raggruppamenti tecnica della cluster analysis, sulla base di un indice di rotazione del portafoglio, che si ritiene possa sinteticamente esprimere l'attitudine ad una gestione del portafoattenta agli stimoli di mercato (3.2.5). Viene glio titoli inoltre discussa la scelta tra riferimento a variabili nominali e reali (3.2.6).

La combinazione delle ipotesi sopra delineate ha condotto a diverse specificazioni, permettendo un'articolata analisi empirica attraverso stime econometriche, effettuate con metodi simultanei, per il periodo che si estende dal marzo 1981 al dicembre 1987.

I principali risultati dell'analisi econometrica consentono di trarre alcune importanti indicazioni circa i criteri che hanno ispirato il sistema bancario nella ripartizione dei crediti tra la quota destinata agli impieghi e quella investita in titoli. Le stime indicano che questa ripartizione non è riconducibile a criteri basati sulla combinazione di rischio e rendimento e tendono a suffragare la tesi che l'investimento in titoli risulti una variabile residuale rispetto alla determinazione dei prestiti erogati, scelta che sarebbe formulata ad un livello gerarchicamente superiore. I risultati dell'analisi provano però che, come previsto dalla teoria delle scelte di portafoglio, l'articolazione dell'investimento in titoli tra i vari strumenti di

cui il portafoglio bancario si compone è coerente con l'andamento dei rendimenti. Ciò risulta in particolare per l'investimento in titoli di Stato, non assoggettati nel periodo al vincolo di portafoglio, nell'ambito dei quali le stime consentono provare un rapporto di sostituibilità tra l'aggregato composto da BOT e CCT, percepiti dalle banche come strumenti affini, e i buoni poliennali del Tesoro. L'analisi cluster ha consentito di ripartire il sistema bancario in tre Gruppi relativamente omogenei dal punto di vista dell'investimento in titoli. A differenza degli altri Gruppi, le scelte di investimento del primo raggruppamento, caratterizzato da una maggiore velocità di rotazione del portafoglio e costituito da quasi tutte le aziende a carattere nazionale, risultate coerenti con gli stimoli di mercato. I buoni risultati delle simulazioni dinamiche condotte fuori del stima inducono a ritenere che anche nel 1988 la campione di composizione del portafoglio abbia rispecchiato l'andamento rendimenti. Viene così smentita la tesi, avanzata da operatori, che si siano verificati fenomeni di disaffezione nei confronti dei CCT.

### 2. IL PORTAFOGLIO TITOLI DELLE BANCHE NEGLI ULTIMI ANNI

Il più intenso ricorso al finanziamento non monetario dei crescenti deficit del settore pubblico si è realizzato nella seconda metà degli anni '70 attraverso un ampio coinvolgimento del sistema bancario, data la situazione di turbolenza e di scarso spessore del mercato finanziario. Si è così determinata una pronunciata trasformazione nei bilanci delle aziende di credito<sup>1</sup>. Tra il 1974 e il 1979 il rapporto tra portafoglio titoli e volume delle attività totali in lire è passato dal 29 al 43 per cento, mantenendosi su valori analoghi fino al 1983 nonostante che nel frattempo l'investimento in titoli di Stato si stesse diffondendo anche presso il pubblico.

In seguito, la rimozione dei vincoli all'allocazione dell'attivo bancario ha consentito che le aziende si adoperassero per raggiungere un nuovo equilibrio, caratterizzato da un più contenuto investimento in titoli. La fase del disinvestimento ha prodotto difficoltà per il controllo monetario, al pari di quanto verificatosi nel dopoguerra in Gran Bretagna e negli Stati Uniti. In questi paesi, infatti, il finanziamento degli ampi disavanzi pubblici connessi con gli sforzi bellici aveva provocato cospicui accumuli di titoli dello Stato presso le banche, ben più di quanto verificatosi in Italia. Dopo la fine del conflitto, queste si erano impegnate a smaltirli rendendo più complessa la gestione della

<sup>1.</sup> Ad eccezione del 1976 e del 1981, anni in cui le banche rispettivamente smobilizzarono e si mostrarono restie all'acquisto di titoli del debito pubblico, in ogni anno tra il 1975 e il 1983 le aziende di credito hanno assorbito oltre un terzo delle emissioni nette di titoli di Stato. Punte massime si sono registrate nel triennio 1977-79 quando, con un'offerta netta raddoppiata rispetto al biennio 1975-76, il sistema bancario ha sottoscritto in sequenza l'84, il 49 e il 43 per cento del totale.

politica monetaria<sup>2</sup>.

Nel nostro Paese, l'ultimo quinquennio ha visto la quota dell'attivo in lire destinata all'investimento in titoli ridursi a ritmi sempre più sostenuti: dal 41 per cento del 1983, essa è venuta a collocarsi sul 37 per cento nel 1986, per poi scendere al 32 per cento nel corso dell'ultimo biennio (tav. 1).

Fino al 1985 i disinvestimenti avevano interessato esclusivamente il segmento obbligazionario, ove si era progressivamente affievolito ed era poi venuto meno il vincolo portafoglio; contemporaneamente, l'investimento in titoli Stato si era accresciuto in percentuale dell'attivo in Negli anni più recenti, invece, l'aggiustamento ha questi strumenti, il cui peso è sceso dal interessato anche 24,4 al 21,1 per cento; gli altri titoli sono diminuiti in inferiore (dal 12,9 all'11,2 per cento). La quota dei titoli di Stato all'interno del portafoglio titoli si è così lievemente contratta al 67,2 per cento, dal 67,6 del 1986.

Nell'ambito dei titoli del debito pubblico, la composizione è mutata a vantaggio degli strumenti a tasso fisso: all'aumento dall'8,2 al 13,5 per cento dei BTP ha fatto riscontro una flessione di quelli a breve termine o indicizzati (il complesso di BOT e CCT). Tra questi ultimi, i buoni hanno subìto il decumulo più cospicuo (dal 22,4 al 16,6 per cento), mentre i disinvestimenti di CCT a cedola variabile, pur rilevanti in valore assoluto, sono stati inferiori alla media

<sup>2.</sup> Si vedano al proposito Friedman (1985) per l'esperienza degli Stati Uniti e Goodhart (1984) per quella della Gran Bretagna. A dicembre 1946 il rapporto tra debito pubblico in portafoglio e attività totali era pari al 53,7 per cento per le commercial banks statunitensi e al 60 per cento presso le London clearing banks inglesi. Il disavanzo pubblico non aveva invece cagionato analoghi accumuli di titoli per il sistema bancario italiano in quanto il suo finanziamento era stato prevalentemente monetario: si veda Masera (1984). A fine 1946 i titoli di Stato in portafoglio costituivano il 21,7 per cento delle attività totali per le aziende di credito italiane: Banca d'Italia (1948) p. 279.

QUOTE DEI TITOLI SULLE ATTIVITÀ IN LIRE (dati medi annui)

	SISTEMA BANCARIO		CATEGORIE GIURIDICHE					
	Titoli	Altri	Totale	TOTALE TITOLI				
	di Stato	1	titoli	Banche inter. naz.		Banche cred. ordin.	Banche popol. cooper.	Casse di rispar.
1974 1979 1983 1984 1985 1986 1987 1988	22.04 24.50 23.62 24.77 24.37 23.16	24.55 20.79 16.68 15.01 13.40 12.85 12.25 11.24	28.75 42.83 41.18 38.63 38.17 37.22 35.42 32.30	33.84 33.44 28.89 29.83 29.00 28.53		20.21 36.81 37.68 35.23 34.55 34.34 32.84 28.56	22.80 38.32 38.27 36.35 35.69 33.82 31.76 29.34	44.87 51.28 45.94 43.27 41.28 40.35 37.93 37.64

degli altri strumenti: la loro quota è salita dal 58,6 al 61,3 per cento.

Gli aggiustamenti nella composizione sono stati acceanche dai recenti cambiamenti del regime fiscale che hanno indotto gli intermediari a movimentare i propri titoli per sostituire strumenti tassati a quelli esenti. Prescindendo dai dettagli connessi alla progressione temporale che ha scandito l'introduzione della tassazione dei titoli di Stato<sup>3</sup>, la convenienza di tale sostituzione deriva da circostanze che possono essere schematicamente indicate come seque. Le persone fisiche sono assoggettate alla sola ritenuta alla fonte sugli interessi, mentre per le persone giuridiche, la ritenuta vale esclusivamente a titolo di acconto. Nell'ipotesi che vi sia una traslazione non nulla ma inferiore a uno dell'imposta, lo spostamento di titoli esenti (esenti solo per i soggetti IRPEF) dai portafogli bancari a quelli del pubblico garantisce allo stesso un rendimento più elevato

<sup>3.</sup> Per analisi più approfondite del fenomeno si vedano, tra gli altri, Galli (1987), Di Majo-Franco (1987), Franco-Sartor (1988).

di quanto ottenibile sui nuovi titoli tassati. Contemporaneamente esso assicura alla banca rendimenti netti maggiori sui titoli di nuova emissione. Con lo spostamento dei titoli esenti i due operatori (la banca e il soggetto IRPEF) si spartiscono pertanto un vantaggio, la cui distribuzione è determinata dal prezzo di cessione.

L'ultimo biennio si differenzia dagli anni precedenti anche per le diverse condizioni alle quali è avvenuto lo smobilizzo del portafoglio: rispetto agli anni dal 1983 al 1986, si è infatti interrotta la tendenza all'aumento del corso dei titoli, sostituita da accentuate fluttuazioni intorno a un trend sostanzialmente stabile. Di concerto, si sono fortemente ridotti i guadagni in conto capitale sulla negoziazione.

Nonostante l'intensità del processo di aggiustamento degli ultimi anni il comparto titoli continua a immobilizzare una quota di attività ben superiore a quanto si riscontra presso i principali sistemi bancari della Comunità economica europea<sup>4</sup>. I miglioramenti nella funzionalità del sistema dei pagamenti assieme al probabile processo di convergenza in termini di riserva obbligatoria, oltre che alla possibilità movimentare il deposito all'interno dell'arco mensile di riferimento, dovrebbero in futuro spingere verso un'ulteriore riduzione delle scorte di liquidità secondaria. Tali fattori potrebbero essere temperati in qualche misura dai vincoli imposti sui coefficienti di capitale, che univocamente attribuiscono peso ponderale maggiore ai prestiti, ma è probabile il processo di conversione da attività obbligazionarie a impieghi si protragga in ogni caso anche agli anni prossimi.

Anche per quanto riguarda l'investimento in titoli, trova conferma la diversità di composizione di bilancio dei vari raggruppamenti per categoria giuridica. Sebbene talune

<sup>4.</sup> A fine 1987, ultimo dato disponibile per le statistiche OECD (fonte: Financial Accounts of OECD Countries), il rapporto titoli in portafoglio su attività totali del sistema bancario si collocava al 9,7 per cento nel Regno Unito e al 12,1 per cento nella Repubblica Federale Tedesca.

differenze si siano attenuate, soprattutto negli ultimi anni, dati di situazione confermano che le casse di risparmio e istituti di credito di diritto pubblico detengono strutturalmente ammontari di titoli superiori alla media del sistema, mentre la situazione opposta si verifica per le banche d'interesse nazionale, le popolari e le aziende di credito ordinario (tav. 1). All'interno di una data categoria giuridica si ritrovano però forti differenze, sia nell'ampiezza relativa del portafoglio che nell'operatività in titoli in senso stretto, che evidenziano la specificità delle singole aziende<sup>5</sup>. Nell'ambito di applicazioni della teoria delle scelte di portafoglio, la dispersione dei comportamenti degli operatori riduce la capacità informativa delle verifiche statistiche cui il modello viene sottoposto. L'analisi empirica che seque si è perciò rivolta, oltre che al totale del sistema bancario, anche a singoli raggruppamenti di aziende stati opportunamente individuati in modo da soddiche sfare la caratteristica di una gestione relativamente omogedell'investimento in titoli negli anni oggetto della ricerca.

<sup>5.</sup> Analoghi calcoli, basati sul criterio di classificazione dimensionale, non consentono di tracciare delle distinzioni altrettanto nette per le categorie maggiori di banche, ove vengono a compensarsi i comportamenti di Banche d'Interesse Nazionale e Istituti di Credito di Diritto Pubblico. Per l'insieme dei gruppi di banche grandi e medie emergono livelli di liquidità secondaria inferiori alla media e l'opposto si verifica per le banche piccole e minori. La situazione è invece rovesciata nell'ambito delle casse di risparmio, dato che sono le piccole e minori a detenere ammontari di titoli relativamente minori.

#### 3. UN'APPLICAZIONE DELLA TEORIA DELLE SCELTE DI PORTAFOGLIO

La teoria delle scelte di portafoglio, ed in particolare la formulazione di modelli media-varianza, costituisce lungo tempo un consolidato riferimento analitico per lo studio delle decisioni di investimento finanziario 6. A partinoto contributo di Parkin (1970), questo schema di è stato spesso applicato in indagini empiriche sul analisi comportamento delle banche : esso, infatti, ha rigorose fonmicroeconomiche, pone l'accento sulla interrelazione scelte degli intermediari e permette di evidenziare univocamente i rapporti di sostituzione e complementarietà tra le diverse componenti del loro stato patrimoniale. Accanto a questi caratteri comuni, le diverse specificazioni dei modelli derivabili dalla teoria delle scelte di portafoglio presentano però notevoli differenze. Queste riquardano non ipotesi necessarie alla definizione operativa del modello, anche il suo stesso significato economico, spein riferimento ai rapporti intercorrenti tra le cialmente parso quindi opportuno far precedere varie decisioni. E' alcune riflessioni di carattere più generale alla discussione ipotesi vagliate per definire la specificazione econometrica.

## 3.1 IL GRADO D'INTERDIPENDENZA DELLE DECISIONI DEGLI INTERME-DIARI

Nella sua formulazione più estesa, la teoria delle scelte di portafoglio può essere interpretata in modo da abbracciare tutti gli aspetti, sia di raccolta che di impiego,

<sup>6.</sup> Riferimenti d'obbligo sono gli originari contributi di Markowitz (1952) e Tobin (1958); per una aggiornata rassegna si veda Courakis (1988).

Si ricordano qui solo Garella (1983), Rovelli (1983) e Bo rio (1984), lavori dedicati al nostro paese, rimandando nuovamente a Courakis (1988) per altri riferimenti.

dell'attività degli intermediari finanziari. L'aspetto economico più rilevante di questa interpretazione è che anche la decisione sul mix di fondi propri e mezzi fiduciari è considerata simultanea, cioè interdipendente al medesimo livello gerarchico, con tutte le altre decisioni: si suppone infatti che tutte le poste attive e passive siano decise simultaneamente. Accettando l'ipotesi che il patrimonio netto dell'intermediario sia nullo, si può dimostrare (si vedano Hart-Jaffee (1974)) la validità del teorema che sancisce la separazione tra scelta del portafoglio ottimale e scala di intermediazione: quest'ultima viene quindi a dipendere solo dall'attitudine al rischio del soggetto economico.

Questa interpretazione della teoria delle scelte di portafoglio assume che ciascun operatore massimizzi l'utilità attesa derivante dalla sua ricchezza totale di fine periodo, che può essere definita come  $W_f=(\iota+R)'Y$ , dove  $Y'=[A_1,\ldots A_m,-L_{m+1},\ldots-L_n](n>m)$  è il vettore i cui elementi sono tutte le attività,  $A_i$  ( $i=1,\ldots m$ ), e passività,  $L_i$  ( $i=m+1,\ldots n$ ), dell'intermediario,  $R'=[R_1,\ldots R_m,R_{m+1},\ldots R_n]$  è l'associato vettore dei rendimenti e  $\iota$  è il vettore unità di dimensione adeguata. Il problema di scelta che l'intermediario si pone può essere quindi formalizzato come:

$$\begin{array}{ll} \text{MAX} & \text{E[U(W}_{\mathbf{f}})] \\ \left< \mathbf{Y}_{i} \right. \right> \\ \end{array}$$
 soggetto a 1'Y=0

Se si assume inoltre che i rendimenti abbiano una distribuzione normale e che la funzione di utilità sia esponenziale negativa, cioè  $U(W_{\mbox{\scriptsize f}})=-a \star \exp\{-b \star W_{\mbox{\scriptsize f}}\}$ , con a,b>0, allora questo problema è esattamente equivalente a

MAX 
$$(\iota + R^e)'Y - (1/2)bY'SY$$
 soggetto a  $\iota'Y = 0$ 

dove  $R^{e}'=(R-\epsilon)'$  è il vettore dei rendimenti attesi e  $S=E[\epsilon'\epsilon]$  è la matrice delle varianze e covarianze degli elementi che compongono R. La soluzione di questo problema di massimizzazione vincolata è data da

 $Y = G R^{e}$  (1)

dove G è una matrice di coefficienti che è funzione di S e ha le seguenti proprietà: a)1'G=0, somma delle colonne nulla; b)1'G'=0, omogeneità; c)G=G', simmetria; d)1'G1>0, qualsiasi  $1\neq 0$ , concavità<sup>8</sup>.

Mentre la prima di queste proprietà discende dal vinsoddisfatta in ogni caso, le altre colo di bilancio ed è dipendono dall'ipotesi di comportamento ottimizzante e dalle assunzioni necessarie a rendere il modello di massimizzazione dell'utilità attesa un modello media-varianza. Le proprietà (b), (c) e (d) sono comunque valide anche in condizioni più estese: Friedman-Roley (1987) hanno dimostrato che anche altre classi di funzioni di utilità possono dar luogo, come approssimazione, a funzioni di domanda lineari i cui coefficienti soddisfano tali restrizioni<sup>9</sup>, mentre Tsiang (1972) ha precisato che può essere accettabile concentrarsi solo su media e varianza anche se i rendimenti non sono distribuiti normalmente nei casi in cui il rischio sull'investimento è di proporzioni ridotte rispetto alla ricchezza totale dell'operatore. Omogenità e simmetria dei coefficienti delle funzioni domanda 10 si prospettano quindi come elementi caratterizzanti dell'approccio teorico e pertanto il sottoporre a test le restrizioni sui coefficienti che da queste discendono costituisce un aspetto qualificante delle ricerche empiriche fondate sulla teoria delle scelte di portafoglio.

Una formulazione meno estrema della teoria sancisce invece una prima distinzione gerarchica tra le scelte del-

<sup>8.</sup> L'analogia tra queste proprietà e quelle dei sistemi di domanda derivanti dalla teoria del consumatore è stata commentata già da Royama-Hamada (1967); per una elegante trattazione, che contiene anche numerosi riferimenti, si veda Dalal (1983).

<sup>9.</sup> Per completezza va ricordato che, in un successivo lavoro, Courakis (1989) ha avanzato delle riserve sull'accuratezza dell'approssimazione usata da Friedman-Roley
(1987).

<sup>10.</sup> Le restrizioni derivanti dalla proprietà (d) sono difficilmente sottoponibili a test statistici.

l'intermediario finanziario, assumendo che il patrimonio netto sia dato al momento di determinare il livello di tutte le altre attività e passività.

Il vincolo di bilancio viene di conseguenza modificato in  $1'Y=W_0$ , dove  $W_0$  indica la ricchezza (netta) d'inizio periodo, e il risultato della massimizzazione vincolata che si suppone rappresenti le decisioni dell'intermediario diventa

$$Y = GR^{e} + HW_{o}$$
 (2)

dove H è un vettore i cui elementi sommano sempre ad uno, in conseguenza del vincolo di bilancio. Se esiste una attività il cui redimento non è percepito come rischioso, si può dimostrare che è uguale all'unità l'elemento di H corrispondente alla domanda di tale attività, mentre sono nulli tutti gli altri elementi.

Pur muovendosi nella direzione di un maggior realianche questa interpretazione della teoria del portafoqlio appare estrema sia perché implica una estesa simultaneità delle decisioni dell'intermediario, sia perché riduce ad un trade-off tra rischio e rendimento l'intero spettro delle ivi comprese quelle a cui può essere attribuita una scelte, strategica. Inoltre, l'orizzonte di riferimento permane uniperiodale e quindi inadatto a rappresentare i rappordi clientela e le attività di progressiva raccolta di informazioni che normalmente si ritiene caratterizzino l'operare delle aziende di credito da quello di altri intermediale poste dell'attivo e del passivo sono trattate alla stregua di securities, la cui acquisizione o smobilizzo ha costi trascurabili, ignorando così l'assenza di un mercato secondario per gli impieghi, almeno per la maggior parte di essi. Inoltre, questa interpretazione ignora le risorse reali necessarie allo svolgimento dell'attività bancaria e presuppone che tutti i mercati in cui operano gli intermediari siano perfettamente concorrenziali, ipotizzando pertanto che tutti i soggetti economici siano price-takers e fissino la quantità 11 delle loro attività e passività. La teoria del portafoglio è dunque inadatta a rappresentare l'intero spettro di decisioni delle banche 12, mentre si può ritenere che sia in grado di rappresentare un sottoinsieme di queste. Appare infatti ragionevole ritenere che esista un ordine gerarchico tra le varie scelte degli intermediari creditizi e che quindi la simultaneità espressa da questa formulazione della teoria del portafoglio, che si può chiamare interdipendenza forte, riguardi solo alcune decisioni.

In questa interpretazione circoscritta della teoria del portafoglio le decisioni che hanno priorità gerarchica determinano l'ammontare netto disponibile per le scelte di livello gerarchico inferiore e pertanto, nella simbologia sopra impiegata, Wo non rappresenterà più il patrimonio dell'intermediario ma il livello complessivo di attività che si ritiene possano essere rappresentate dallo schema di scelta di portafoglio. Le decisioni considerate come simultanee nello schema di portafoglio possono comunque comprendere anche scelte di raccolta. Alcuni dei modelli stimati in questo lavoro comprendono infatti anche la scelta di indebitamento sul mercato interbancario.

D'altra parte, in generale può esistere una significativa correlazione anche tra i rendimenti degli strumenti finanziari che sono impiegati per l'effettuazione di scelte di diverso ordine gerarchico. Si può ipotizzare che la covarianza tra i rendimenti costituisca il tramite per un diverso

<sup>11.</sup> Va comunque precisato che, al contrario di quanto normal mente si ritiene (ad esempio Baltensperger - 1980), il modello media-varianza può essere modificato per tener conto che in alcuni mercati le banche fissano il tasso di interesse e sono quantity-takers (Borio - 1984; Rovelli-1988, Cap VIII per una rassegna). L'intrattabilità delle specificazioni che derivano da versioni dinamiche di tale approccio e l'insoddisfacente performance empirica dei modelli statici sperimentati in letteratura hanno tuttavia suggerito di non seguire l'estensione non-concorrenziale del modello media-varianza.

<sup>12.</sup> Si rimanda alle classiche rassegne di Baltensperger (1980) e Santomero (1984) per una discussione degli altri modelli di comportamento bancario.

tipo di interrelazione, che si può denominare di <u>interdipen-</u> denza debole.

Per esprimere analiticamente questo diverso tipo di interdipendenza si divida il vettore Y in due componenti  $Y'=[Y_1':Y_2']$  dove  $Y_1$  è il vettore i cui elementi sono le attività e passività il cui livello ottimale viene scelto simultaneamente, mentre  $Y_2$  contiene le attività e passività il cui ammontare è stato determinato ad un livello gerarchico di scelta superiore. Solo gli elementi di  $Y_1$  sono considerati variabili di scelta, gli elementi di  $Y_2$  vengono considerati esogeni, ma pure interagiscono con  $Y_1$ , dal momento che la varianza di  $W_f=(\iota+R)'Y=(\iota+R_1)'Y_1+(\iota+R_2)'Y_2$  è funzione di  $Y_2$ . Formulando il problema di ottimizzazione per tener conto della bipartizione qualitativa di Y, si può dimostrare che il livello ottimale di attività e passività che interagiscono in senso forte è dato da:

$$Y_1 = GR_1^e + HW_0 - MY_2 \tag{3}$$

dove M è una matrice le cui colonne sommano tutte all'unità, sempre in conseguenza del vincolo di bilancio, mentre G ed H godono ancora delle proprietà discusse in precedenza.

L'impostazione appena descritta può essere nuovamente estesa all'intera attività di intermediazione ipotizzando che tutte le decisioni, compresa quella di raccolta del capitale di rischio, siano interdipendenti almeno in senso debole; Y'= [Y'1:Y'2] comprenderà nuovamente tutte le attività e passività dell'intermediario e pertanto si avrà nuovamente che W\_=  $\iota' Y_1 + \iota' Y_2 = 0$ . A questa generalizzazione non sono riferibili le obiezioni sopra ricordate a proposito dei modelli di portafoglio che sanciscono l'interdipendenza in senso forte tra tutte le decisioni degli intermediari: questo schema è infatti compatibile con qualsiasi ipotesi in merito ai comportamenti che conducono alla determinazione degli elementi di Y2. L'effettivo interesse euristico di quest'ultima estensione dipende comunque dal grado di disaggregazione per strumenti di Y2.

#### 3.2 DALLO SCHEMA TEORICO ALLA SPECIFICAZIONE ECONOMETRICA

La teoria delle scelte di portafoglio è suscettibile di varie interpretazioni a cui corrispondono diverse ipotesi in merito al comportamento degli intermediari finanziari, che si riflettono in varie forme di interdipendenza delle loro scelte. All'interno di ciascuna interpretazione, la definizione operativa di un modello che può essere stimato econometricamente richiede numerose ulteriori ipotesi, di cui solo alcune possono essere espresse sotto forma di restrizioni all'interno di specificazioni generali e quindi sottoposte a test statistici. Questo paragrafo è dedicato all'illustrazione e al commento delle ipotesi che sono state vagliate nel corso della formulazione dei modelli di questo lavoro.

## 3.2.1 L'orizzonte temporale

L'esistenza di importanti scadenze istituzionali, il versamento della riserva obbligatoria e l'asta dei BOT, ha suggerito di utilizzare nella stima serie con periodicità mensile. Questa scelta di fatto implica l'accettazione dell'ipotesi che l'orizzonte temporale di riferimento delle scelte esaminate abbia uquale cadenza, poiché il modello teorico si riferisce alla massimizzazione dell'utilità attesa in un orizzonte uniperiodale. Estensioni del modello media-varianza ( si veda Courakis - 1980) possono essere formulate in modo da considerare il caso in cui il livello di alcuni strumenti finanziari vari con cadenza diversa da quella dell'orizzonte temporale di riferimento. Il notevole numero di parametri che tale specificazione avrebbe richiesto nonché suo limitato interesse per il tema in esame hanno però indotto a non impiegare questa classe di specificazioni.

### 3.2.2 La formazione delle aspettative

delle scelte di portafoglio è definita in riferimento ai rendimenti attesi per il periodo corrispondenall'orizzonte temporale di riferimento. Accanto ai noti problemi connessi alla definizione di proxy per le variabili sono inosservabili 13, esistono alcune difficoltà che specificamente attengono ai modelli di scelta di portafoqlio. In primo luogo, se ciascun tasso atteso viene approssimato con uno schema di ritardi distribuiti, il mantenimento delle proprietà di simmetria ed omogeneità per tali proxy dei implica che i coefficienti dei ritardi di ciascun tasso siano uquali a meno di una costante di proporzionalità (si veda ancora Courakis - 1980). Secondariamente, il rendimento atteso a cui fa riferimento la teoria è comprensivo anche dei guadagni o delle perdite in conto capitale, la misurazione delle quali è virtualmente impossibile per insiemi di titoli così eterogenei come quelli utilizzati in questo lavoro. Inoltre, gli impieghi bancari possono essere caratterizzati, a parità di tasso nominale osservato, da condizioni rischio di credito molto diverse. E' pertanto possibile causa della eterogeneità del merito di credito, i tassi di rendimento attesi possano differire anche in misura non trascurabile da quelli osservati.

Le possibili specificazioni generali da cui iniziare la specification search tenendo conto di questi problemi sono in astratto numerose. L'elevato grado di multicollinearità delle variabili esplicative, l'interazione con le ipotesi sul processo di aggiustamento, nonché l'insorgere di problemi di convergenza dell'algoritmo di stima, hanno posto limiti molto severi nella determinazione del novero concretamente applicabile di ipotesi in merito alla formazione delle aspettative. I rendimenti attesi sono stati infatti approssimati con i

<sup>13.</sup> A questi si aggiunge il problema di aggregazione delle aspettative, reso ancor più intenso nel caso delle scelte di portafoglio dal momento che le aspettative riguardano anche i momenti secondi dei rendimenti.

rendimenti effettivi, appellandosi alla nozione di aspettative razionali, oppure con i rendimenti sfasati un periodo. Queste due alternative hanno prodotto risultati sostanzialmente analoghi; l'ipotesi di aspettative unitarie è stata quindi prescelta sia perché ha dato luogo a dei risultati marginalmente migliori da un punto di vista statistico sia perché ha consentito di evitare l'error in variable problem connesso all'ipotesi di aspettative razionali.

## 3.2.3 Il processo di aggiustamento

La frequenza mensile dei dati impiegati rende necessario avanzare una qualche ipotesi sul processo di aggiustamento delle variabili di scelta. E' infatti improbabile - come è stato peraltro confermato anche dall'elevato grado di autocorrelazione dei residui che è stato riscontrato in alcune stime preliminari per specificazioni che non prevedevano alcun tipo di aggiustamento - che le banche siano in grado di conseguire l'equilibrio desiderato in un arco temporale così ristretto.

Anche questo classico problema econometrico acquista particolari aspetti in riferimento alla teoria delle scelte portafoglio, dal momento che, come è stato sottolineato qià da Brainard-Tobin (1968), il vincolo di bilancio impone "condizioni di coerenza" che riguardano sia la soluequilibrio che i parametri del processo di aggiudi Oueste ultime sono sovente ignorate nella stima di stamento. singole equazioni di domanda di attività finanziarie, che quindi possono implicare contraddizioni quando vengono considerate nel loro insieme. Nella letteratura (si veda in particolare Anderson-Blundell - 1982), si incontrano coerenti specificazioni dinamiche riferite all'intero sistema di domanda che, mantenendo un elevato grado di generalità, consentono di applicare l'approccio general to specific (Hendry 1979; 1983), il quale lascia alla fase di stima la ricerca della struttura dinamica, garantendo al tempo stesso la coerenza della specificazione prescelta. In questo lavoro, non si è purtroppo potuto far ricorso a queste formulazioni in conseguenza dei problemi di convergenza che si sono incontrati.

Una specificazione meno generale di frequente uso nella letteratura (il cosiddetto aggiustamento parziale), prevede, in ciascuna equazione, l'inserimento tra i regressori - razionalizzato da Christofides (1976) come mimizzazione di una funzione quadratica di costi di aggiustamento - delle variabili dipendenti sfasate. Stime preliminari operate mantenendo questo schema di aggiustamento non hanno prodotto risultati soddisfacenti. Si è quindi fatto ricorso all'ipotesi, avanzata da B. Friedman (1977), di aggiustamento marginale ottimale, che riconosce esplicitamente la differenza tra i costi di aggiustamento connessi con l'allocazione del nuovo flusso di risorse e quelli conseguenti ad una eventuale riallocazione degli stock già detenuti. Questa ipotesi dà luogo ad un sistema di equazioni di stima del tipo:

$$\Delta Y_{t} = \Theta\left(\alpha^{\star}_{t} W_{t-1} - Y_{t-1}\right) + \alpha^{\star}_{t} \Delta W_{t} \tag{4}$$

dove  $\alpha_t^*=Y_t^*/W_t$ ;  $Y_t^*$  è il livello desiderato delle variabili di scelta del modello di portafoglio ed è definito dalla (1), dalla (2) o dalla (3) e  $\Theta$  è una matrice di parametri di aggiustamento. Come è stato precisato da Anderson-Blundell (1982) e da Friedman-Roley (1987), questa specificazione implica che i parametri di aggiustamento non siano identificati da un punto di vista econometrico, mentre è possibile stimare i parametri di equilibrio sui quali si concentra sia l'interesse teorico sia il potere euristico del modello.

### 3.2.4 L'aggregazione per strumenti

I diversi modelli sino ad ora discussi sono riferiti ad un generico vettore di strumenti finanziari. La definizio-

operativa del sistema di equazioni richiede invece che siano precisati il numero e la composizione degli aggregati finánziari rispetto ai quali sono effettivamente definite le scelte di portafoglio delle banche. Le caratteristiche di liquidità e rischio, gli aspetti istituzionali dei diversi mercati, la natura dell'emittente sono fattori che forniscono orientamento nell'individuazione degli aggregati. Dalla ciascun aggregato (al quale corrisponde un precisazione di tasso di rendimento calcolato come media ponderata dei rendidegli strumenti da cui è costituito) discende comunque implicito qiudizio di indistiquibilità tra qli strumenti lo compongono, ovvero di sequenzialità dell'allocazione dell'aggregato nelle sue componenti. L'aggregazione per strufinanziari rappresenta quindi un aspetto significativo del processo decisionale delle banche ed in quanto tale si è prospettato come una ulteriore dimensione di indagine della ricerca empirica.

## 3.2.5 L'aggregazione per operatori

La teoria delle scelte di portafoglio è riferita ad un singolo operatore e infatti numerose applicazioni (tra gli Courakis - 1980) consistono in stime riquardanti le Poiché i modelli media-varianza conducono a singole banche. specificazioni lineari, l'approccio di portafoglio può anche essere applicato per studiare il comportamento sia di gruppi composti da più operatori sia di interi settori dell'econo-L'aggregazione di più unità economiche presuppone però che singoli individui, oltre a condividere le aspettative rendimenti, abbiano comportamenti affini, caratterizzati solo da un diverso grado di avversione al rischio. Viceversa, compiute sul sistema creditizio italiano (ad esempio analisi Marullo Reedtz-Passacantando - 1986) hanno mostrato profonde divergenze nei criteri di gestione dell'attivo dei vari raqgruppamenti giuridici e dimensionali in generale e delle singole aziende in particolare. Si è quindi ritenuto opportuno svolgere l'analisi empirica anche in riferimento a gruppi di banche caratterizzati da maggiore omogeneità, in particolare cercando un insieme di istituti dalla gestione del portafoglio titoli più sofisticata e quindi più rispondente alla teoria, che assume una assidua coerenza dell'articolazione dell'attivo alle opportunità offerte dal mercato.

A questo fine è stata impiegata la metodologia della cluster analysis che consente di enucleare un numero limitato sottoinsiemi in cui raggruppare la unità dalle caratteri-Vari affini. indicatori quantitativi (inerenti la composizione dei portafogli, il loro ammontare relativo e l'indice di rotazione) sono stati impiegati, sia isolatamente combinazioni, per verificare la robustezza in diverse cluster rispetto a cambiamenti nelle infordell'analisi di mazioni di base. La sostanziale invarianza dei risultati rispetto sia alle variabili impiegate sia ai metodi di calcoha permesso di concentrare l'attenzione su di un unico indicatore. che sintetizza la variabilità della composizione portafogli<sup>14</sup>: si può infatti ritenere che quest'aspetto dell'investimento in titoli costituisca una buona proxy della reattività delle aziende al mutare delle opportunità di mercato.

L'analisi di <u>cluster</u>, eseguita seguendo il classico metodo di Sokal-Michener (1958), ha condotto all'individuazione dei seguenti tre Gruppi di aziende di credito, riportati in ordine decrescente rispetto al valore assunto dal-

<sup>14.</sup> Questo indice sintetico è definito come la media semplice dei valori assunti dal 1983 al 1987 da una variabile definita come la media ponderata dell'indice di variabilità (media/scarto quadratico medio) nel corso dell'anno delle quote rispetto al totale dell'investimento in titoli dei seguenti strumenti: BOT, CCT, BTP, altri titoli. I pesi della media ponderata sono costituiti dalle corrispondenti quote medie annue.

l'indice di movimentazione dei titoli<sup>15</sup>:

- <u>Gruppo 1</u> che include le seguenti aziende: Banca Nazionale del Lavoro, Banca Commerciale Italiana, Credito Italiano, Banco di Roma, Istituto Bancario S. Paolo Torino, Monte dei Paschi di Siena, Banca Nazionale dell'Agricoltura, Banco di Sicilia, Banco di S. Spirito, Istituto Bancario Italiano, Banca d'America e d'Italia. Questo Gruppo detiene circa un terzo del totale dei titoli del sistema bancario;
- <u>Gruppo 2</u> che si compone di ventidue banche, tra cui risaltano il Banco di Napoli e la Banca Popolare di Novara, e diciotto casse di risparmio. A questo Gruppo pertiene più di un terzo del portafoglio dell'intero sistema;
- <u>Gruppo 3</u> che consta di dodici banche e dodici casse di risparmio, tra cui la CARIPLO.

## 3.2.6 Grandezze reali e nominali

Sovente si suppone che le scelte degli intermediari finanziari siano effettuate in riferimento sia a grandezze sia a tassi nominali, argomentando che è intrinsecamente nominale tutto lo spettro di strumenti finanziari attraverso i quali si esplica l'attività delle banche. Viceversa, quando la teoria del portafoglio viene impiegata per descrivere le scelte di allocazione della ricchezza (netta) di altri settori oppure come rappresentazione sintetica del meccanismo di trasmissione della politica monetaria, sia le variabili fi-

<sup>15.</sup> E' opportuno rilevare che per esigenze di maggior dettaglio nell'analisi si fa riferimento alle aziende per cui sono disponibili dati più particolareggiati. Sono inoltre stati esclusi dall'analisi l'ICCRI, in quanto presenta dei profili operativi che non consentono di assimilarlo agli altri istituti, e alcune aziende che durante il periodo preso in esame sono state soggette a forme di gestione non ordinaria.

nanziarie di scelta sia i rendimenti sono espressi in termini reali, poiché si suppone che le decisioni di investimento finanziario si confrontino con grandezze reali. Dato il comune riferimento teorico alla massimizzazione dell'utilità attesa, anche per le banche può risultare appropriato esprimere il modello di portafoglio in termini reali, dando così luogo ad una nuova classe di specificazioni, che costituisce un'ulteriore prospettiva di analisi empirica.

#### 4. I RISULTATI DELLA RICERCA EMPIRICA

Alle diverse formulazioni della teoria delle scelte di portafoglio sono associate diverse interpretazioni in rapporti intercorrenti tra le decisioni degli invengono prese in esame. Questa circostanza termediari che significato particolare alla ricerca della attribuisce un specificazione econometrica, dal momento che anche i "nonrisultati" vengono ad avere un valore informativo tutt'altro che trascurabile. Il rifiuto di una ipotesi non implica la validità dell'ipotesi alternativa; tuttavia, anche l'inadeguatezza di certe specificazioni del modello di portafoglio nel rappresentare taluni fenomeni assume un importante contenuto informativo, nell'assenza di un modello alternativo sufficientemente consolidato del comportamento degli intermediari creditizi.

Pur considerando varie forme di interdipendenza tra le decisioni delle aziende di credito, non si è ritenuto opportuno prendere in esame interpretazioni della teoria delle scelte di portafoglio che fossero estese anche alla raccolta. La modesta dinamica dei depositi bancari negli ultimi anni unita ai risultati insoddisfacenti ottenuti da altre ricerche empiriche sull'Italia 16, hanno indotto a considerare come dato l'intero passivo, ad esclusione, per alcune specificazioni, della posizione netta sul mercato interbancario.

#### 4.1 LA SCELTA TRA IMPIEGHI E TITOLI

La prima parte della verifica empirica ha riguardato l'allocazione di un dato totale dei crediti nell'ipotesi che

<sup>16.</sup> Si veda Borio (1984), che pure considera esplicitamente il fatto che le aziende di credito fissano i tassi sui depositi e pertanto il loro ammontare non è una variabile di scelta; mentre Garella (1983) e Rovelli (1983) considerano i depositi come variabile esogena.

scelta tra impieghi e titoli sia condotta simultaneamente banche, che esista cioè un rapporto di interdipendenza senso forte tra le varie scelte che determinano la composizione dell'attivo. Lo scopo di questa analisi è infatti di stabilire se la ripartizione dei crediti tra titoli e impiepuò essere spiegata in modo soddisfacente dalla teoria delle scelte di portafoglio; vale a dire può essere ricondotad un trade-off tra rischio e rendimento. La valutazione dell'adequatezza dello schema di portafoglio avviene però mantenendo necessariamente le varie altre ipotesi necessarie formulazione delle equazioni di stima. Al fine di limitare il rischio che da erronee scelte di specificazione derivassero conclusioni fuorvianti in merito al potere euristico della teoria delle scelte di portafoglio, sono state impiegate numerose formulazioni alternative, mantenendo varie ipotedi formazione delle aspettative e sulla processo struttura dell'aggiustamento e in particolare mutando la definizione degli aggregati finanziari. Si può infatti supporre che la scelta di aggregazione per strumenti sia quella più delicata, anche perché, non può venire direttamente sottoposta a test statistici.

primo insieme di specificazioni è costituito da Un modelli tre strumenti con investimento in titoli, livello impieghi e posizione netta sul mercato interbancario 17 come variabili di decisione. Un secondo insieme, rappresentato schematicamente nella tav. 2, ha riguardato la specificazione di modelli a quattro strumenti, che sono stati sostanzialmente di due tipi. Un primo tipo riguardante il livello degli impieghi, la posizione interbancaria netta e la

<sup>17.</sup> Poiché anche il primo Gruppo di banche è costituito da aziende di credito che sono sia prenditrici che datrici di fondi sul mercato interbancario (si vedano Ferri-Marullo (1989)), questa formulazione del modello è stata sottoposta a verifica empirica anche per un Gruppo di banche ad hoc, definito come il Gruppo 1 meno le due banche (Istituto Bancario San Paolo di Torino e Banca d'America e d'Italia) che sono state, in alcuni periodi, datrici di fondi sull'interbancario a differenza delle altre che sono sempre risultate prenditrici.

scelta tra due categorie di titoli, definite avanzando due diverse ipotesi di bipartizione del portafoglio: (i) BOT e CCT in una categoria e titoli rimanenti nell'altra; (ii) BOT versus titoli a medio e lungo termine. Un secondo tipo riferito alle scelte del livello degli impieghi e dell'investimento in tre categorie di titoli: le medesime che sono di seguito discusse a proposito delle specificazioni riferite alla sola allocazione del portafoglio titoli.

VARIABILI DI SCELTA DEI MODELLI DI ALLOCAZIONE DEL
PORTAFOGLIO CREDITI A QUATTRO VARIABILI

(ipotesi d	i inte	rdipendenza	forte)
------------	--------	-------------	--------

MODELLO	VAR	IABILI	DI SC	ELTA
1	Impieghi	Interbanca- rio netto	BOT + CCT	Titoli rimanenti
2	Impieghi	Interbanca- rio netto	вот	Titoli rimanenti
3	Impieghi	вот	ССТ	Titoli rimanenti
4	Impieghi	вот	CCT + BTP	Titoli rimanenti
5	Impieghi	BOT + CCT	втр	Titoli rimanenti

Oltre alle specificazioni statiche derivate direttamente dalle relazioni di equilibrio, le stime eseguite hanno riguardato, nella già ricordata impossibilità di ricorrere a specificazioni dinamiche più generali (si veda il par. 3.2.3), due ipotesi di aggiustamento. L'ipotesi di aggiustamento parziale e di aspettative unitarie ha dato luogo ad equazioni del tipo:

dove g ed h sono i parametri della relazione di equilibrio;  $W_t = \Sigma_i Y_{it}$ ; D sono variabili stagionali;  $\tau$  sono parametri di aggiustamento e n=3,4 secondo che il modello sia riferito a tre o a quattro strumenti.

Dalla relazione (4) sono state invece derivate, mantenendo l'ipotesi di aspettative unitarie, le seguenti equazioni:

Per tutte le specificazioni, le restrizioni di simmetria e omogeneità implicano:

Tutte le stime di questo lavoro sono state effettuate con il metodo di massima verosimiglianza ad informazione completa: altri metodi non avrebbero permesso di imporre in modo coerente e quindi di sottoporre a test le restrizioni di simmetria ed omogeneità. Le restrizioni di simmetria e omogeneità sono state quindi verificate con un likelihood-ratio test, la cui statistica si distribuisce, se l'ipotesi nulla non è falsa, come un  $\chi^2$  con n\*(n-1)/2 gradi di libertà, dove n è il numero degli asset inclusi nel portafoglio. La singolarità della matrice di covarianza dei residui delle equazioni che compongono il modello ha richiesto che la stima fosse effettuata su un sistema ottenuto attraverso l'eliminazione di una equazione, ottenendo le stime dei parametri d'equilibrio dell'equazione eliminata attraverso il ricorso alle

restrizioni conseguenti al vincolo di additività 18.

Anche variando il campione di stima ed utilizzando, solo per un numero ridotto di specificazioni, dati trimestranessuna delle specificazioni sopra descritte per nessuno banche, e nemmeno per il totale, ha prodotto Gruppi di risultati soddisfacenti in termini di significatività dei coefficienti, rispondenza del loro segno con quello atteso, rispetto delle restrizioni discendenti dalla teoria. L'unica eccezione degna di nota riquarda -per il sottoinsieme del Gruppo 1 comprendente le aziende sempre prenditrici di fondi mercato interbancario- il livello dell'indebitamento sul mercato interbancario, che si è dimostrato reattivo al tasso proprio. Tale evidenza empirica, che pure si accorda con l'analisi effettuata in Ferri-Marullo Reedtz (1989), ha però limitata affidabilità statistica essendo stata ottenuta all'interno di modelli dalla non buona performance complessiva.

Questi risultati portano a concludere che lo schema delle scelte di portafoglio non sembra essere adeguato a spiegare la ripartizione dei crediti bancari tra titoli ed impieghi in riferimento al campione considerato 19. La molteplicità dei tentativi effettuati costituisce infatti un sostanzioso corpo di evidenza empirica per ritenere che la gestione dell'attivo bancario non sia riconducibile ad una scelta tra asset contraddistinti da diversi livelli di rendimento atteso e rischiosità; sebbene non sia possibile escludere che per altri schemi di aggiustamento, per altri ipotetici raggruppamenti di aziende di credito, per diverse aggre-

<sup>18.</sup> Si vedano Bollino (1985) e Owen (1986), per una discussio ne generale delle conseguenze della condizione di additività nella stima di equazioni simultanee ed una precisazione delle condizioni, rispettate nei modelli di questo lavoro, per cui è valida l'invarianza delle stime rispetto all'equazione eliminata.

<sup>19.</sup> E' interessante rilevare che questo risultato non contrad dice la diffusa opinione (ad esempio Cesarini - 1981) che l'investimento in titoli svolga, per le aziende di credito italiane, un ruolo residuale.

gazioni per strumenti finanziari, per diverse proxy dei tassi attesi non si possano ottenere indicazioni di segno contrario<sup>20</sup>. Alla luce dell'attuale situazione dei mercati creditizi, i risultati ottenuti inducono a ritenere che l'aumentato grado di concorrenzialità possa far assumere all'acquisizione e al consolidamento dei rapporti di credito una valenza strategica che porta quindi a privilegiare questa componente dell'attivo; magari senza l'assidua attenzione al livello dei rendimenti relativi che discende dalla interdipendenza forte nell'ambito dello schema di scelte di portafoglio. Altre interpretazioni sono certamente possibili, ma l'inadequatezza di questa prima classe di modelli si prospetta come una eviindiretta a favore di una visione del comportamento denza delle banche in cui il livello complessivo dell'investimento si configura come una grandezza residuale; il cui ammontare è subordinato alle altre scelte o alla presenza di vincoli amministrativi.

#### 4.2 LA SCELTA DI ALLOCAZIONE DEL PORTAFOGLIO TITOLI

La seconda classe di modelli ha invece riguardato la ripartizione in diverse categorie di un certo ammontare di investimento in titoli. In questo caso, la teoria delle scelte di portafoglio viene a riguardare un limitato numero di decisioni, in particolare presupponendo che quelle relative agli impieghi siano già state effettuate. Il modello perde quindi i suoi connotati di interpretazione generale dell'operatività delle banche, ma assume un maggior potere euristico,

<sup>20.</sup> Il tasso medio sugli impieghi in lire usato in questo lavoro non tiene conto dei rendimenti che derivano dgli altri servizi bancari associati ai prestiti alla clientela (il cosiddetto "indotto"). Tuttavia, ci si può attendere che, in linea di massima, l'ammontare di ricavi accessori segua l'andamento del tasso medio. A differenza di quanto viene a volte sostenuto da taluni operatori, non sembra quindi che l'eventuale considerazione di tali rendimenti possa modificare in modo sostanziale i risultati dell'analisi.

dal momento che ci si può attendere che l'attività di investimento in titoli sia più strettamente connessa di altre al principio fondamentale della teoria del portafoglio: il trade-off tra rischio e rendimento.

All'interno di guesta interpretazione, la teoria di portafoglio può configurarsi come un punto di riferimento per valutare l'efficienza delle scelte prese in esame, nuovamente che si sottoponga a verifica empirica un ampio condizione spettro di specificazioni. Alla luce delle numerose formulazioni impiegate appare quindi significativo che il modello di portafoglio risulti soddisfacente solo per il raggruppamento banche che comprende le tre banche di interesse nazionale altri istituti di credito di rilevanti dimensioni (Gruppo Per le rimanenti aziende di credito, che compongono gli altri due raggruppamenti individuati con la cluster analysis, nessuna delle specificazioni stimate ha portato a risultati Ciò conferma le considerazioni che avevano significativi. condotto alla ripartizione delle aziende di credito in tre Gruppi. Infatti, la scarsa sensibilità delle domande di attività finanziarie sia al tasso proprio che agli altri tassi si ritenere sia derivata da una gestione "inerziale" e poco efficiente del portafoglio titoli da parte delle banche appartenenti ai Gruppi che sono connotati da valori più contenuti dell'indice di rotazione delle quote del portafoglio; indice che può essere considerato una buona proxy della reattività del mix di titoli detenuti alle condizioni di mercato.

Anche per questa interpretazione più circoscritta dello schema di portafoglio la scelta di aggregazione per strumenti finanziari si è rivelata molto significativa da un punto di vista economico, poiché ha fornito, nuovamente attraverso l'inadeguatezza di talune specificazioni, indicazioni sul grado di sostituibilità, ovvero di gerarchia nel processo di allocazione, tra i diversi strumenti. Le disaggregazioni per strumenti considerate sono state:

- BOT, CCT, Altri titoli<sup>21</sup>;
- BOT, CCT + BTP, Altri titoli;
- BOT + CCT, BTP, Altri titoli;
- BOT, CCT, BTP, Altri titoli.

queste specificazioni, i risultati più signifistati ottenuti con la terza aggregazione, che è cativi sono quella mantenuta nelle stime che vengono presentate. Con cautele analoghe a quelle cui si è già fatto cenno, questi risultati suggeriscono che BOT e CCT sono stati considerati molto affini, presumibilmente perché si è strumenti ritenuto, forse non del tutto a ragione, che l'indicizzazione conferisse ai CCT marcati caratteri di liquidità 22. Poiché l'aggregato dei Certificati di Credito del Tesoro comprende anche titoli a cedola fissa, si è ritenuto opportuno prendere esame anche una disaggregazione per strumenti che include questi ultimi tra qli "altri titoli", definendo il primo aggregato come BOT + CCT a cedola variabile (CCTCV).

La specificazione impiegata per le stime riferite alle scelte di allocazione del portafoglio titoli che vengono qui discusse è la sequente:

dove

 $Y_{it}$  è lo stock dello strumento i-esimo al tempo t  $W_{t} = \Sigma_{i}Y_{it}$ 

<sup>21.</sup> Quest'ultimo aggregato è per la maggior parte composto da obbligazioni emesse dagli Istituti di Credito Speciale.

<sup>22.</sup> Val la pena di ricordare che l'aggiustamento del rendimento dei CCT a cedola variabile alle variazioni del tasso sui BOT avviene con ritardo, che pure varia a seconda delle specificità che contraddistinguono le varie emissioni di CCT.

 $D_{q}(q=2,4,9)$  è la <u>dummy</u> stagionale del mese q-esimo.

In tutte le specificazioni i tassi d'interesse sono espressi su base trimestrale; per i titoli di Stato, le consistenze sono state depurate dell'ammontare delle operazioni temporanee con la Banca d'Italia, ricorrendo all'ipotesi che ciascun Gruppo di banche impiegasse, per queste operazioni, lo stesso mix di titoli del sistema.

TAV. 3
SCELTE SUL PORTAFOGLIO TITOLI GRUPPO 1 MODELLO NOMINALE

		S E	N Z A	RES	TRIZ	ONI	
Variabili esplicative Equazione	Tass	so Atte	50	Livello del por- tafoglio	Variabili Stagionali		
	BOT+CCT	BTP	ALTRI		2	4	9
BOT+CCT	0.675	-0.759	0.065	0.954	-0.298	-0.097	-0.141
	(3.891)	(-4.734)	(0.527)	(8.427)	(-3.464)	(-1.884)	(-1.758)
BTP	-0.432	0.372	0.028	0.143	0.147	0.087	0.052
	(-2.928)	(2.528)	(0.580)	(2.959)	(1.485)	(1.216)	(1.088)
ALTRI	-0.243	0.387	0.093	-0.097	0.151	0.010	0.088
	(-1.279)	(2.026)	(0.836)	(-0.949)	(1.390)	(0.103)	(1.332)

:	омо	GENE	ITA'	ESIMI	ETRI	A I M I	POSTE	
Variabili	Tasso Atteso			Livello	Variabili Stagionali			
esplicative Equazione	BOT+CCT	BTP	ALTRI	del por- tafoglio	2	4	9	
BOT+CCT	0.493 (3.442)	-0.503 (-3.994)	0.010 (0.113)	0.907 (36.373)	-0.271 (-3.384)	-0.078 (-1.823)	-0.146 (-1.976)	
BTP		0.527 (4.067)	-0.237 (-0.370)	0.044 (2.287)	0.165 (0.838)	0.111 (1.391)	0.075 (1.345)	
ALTRI			0.138 (0.119)	0.049 (1.644)	0.106 (0.547)	-0.034 (-0.340)	0.071 (1.108)	

Test di simmetria e omogeneità: - senza dummy stagionali 14.1 - con " " " " 10.3 \*\* N.B. I test sono chi-quadrato(3); \*\* indica accettazione al 99%.

I risultati rivelano una buona <u>performance</u> statistica della specificazione derivata dalla teoria del portafoglio e,

in alcuni casi, l'accettazione delle restrizioni di simmetria e omogeneità dei coefficienti dei tassi di rendimento che erano state discusse nel paragrafo precedente. L'investimento in titoli appare comunque condizionato anche da altri fattori, presumibilmente legati alle scadenze tecniche nel corso dell'anno, come è dimostrato dal fatto che i coefficienti di varie dummy mensili sono significativamente diversi da zero.

Nella tavola 3 sopra riportata sono indicate le stime dei parametri di maggior interesse riferite al modello per il Gruppo  $1^{23}$ .

Sia l'equazione di domanda di BOT+CCT che quella di BTP risultano sensibili, in modo statisticamente significativo, alle variazioni del tasso proprio e del rendimento dell'altra attività. La gestione del portafoglio titoli appare efficiente, in quanto reattiva al mutare della redditività delle prospettive di investimento. Il segno del coeftasso dell'altra attività è negativo, conficiente del fermando che l'investimento in BTP è visto come alternativo e non complementare a quello nell'aggregato BOT+CCT. Nonostante siano entrambi titoli a medio termine, essi sono percepiti come opportunità alternative, mentre i CCT considerati affini ai BOT, costituendo una sorta "liquidità secondaria allargata". Nessuna delle due equazioni risulta invece influenzata dal tasso sul terzo aggregadi titoli la cui domanda, d'altra parte, non reagisce significativamente agli stimoli indotti dalle variazioni del tasso proprio. La scarsa rispondenza ai tassi di questa componente del portafoglio e la flebile influenza esercitata dal rispettivo rendimento sulla domanda delle due altre categorie titoli non devono certo sorprendere: la categoria "altri titoli" comprende attività la cui acquisizione originaria è legata al soddisfacimento del vincolo di portafoglio, ma

<sup>23.</sup> Si rimanda all'appendice per una presentazione completa delle stime e dei test statistici. I parametri di aggiustamento non vengono riportati poiché in tutte le stime hanno assunto valori molto piccoli e scarsamente significativi da un punto di vista statistico. Si precisa inoltre che i t-ratios riportati hanno natura asintotica.

soprattutto è principalmente composta (80 per cento alla fine del 1988) da obbligazioni emesse dagli istituti di credito speciale. Il loro classamento nei portafogli delle aziende di credito non necessariamente è collegato al tasso percepito sulle stesse o al rendimento dei titoli alternativi, in conseguenza dei rapporti di proprietà esistenti all'interno dei gruppi di intermediari creditizi. La validità complessiva del modello induce comunque a ritenere che, sebbene influenzata anche da fattori diversi, quali quelli appena ricordati, la scelta di investimento in "altri titoli" viene effettuata simultaneamente alle altre decisioni di allocazione del portafoglio titoli<sup>24</sup>.

La marcata ricomposizione dei crediti a favore degli impieghi che ha contraddistinto il sistema bancario a partire dai primi mesi del 1987 ha suggerito di verificare se la composizione del portafoglio presentasse un <u>break</u> strutturale in quel periodo. Al contrario, la ripartizione effettivamente osservata del totale dei titoli nelle tre categorie è risultata coerente con i rendimenti di mercato, come mostrato da appropriati <u>test</u> statistici<sup>25</sup> e dall'ottima <u>performance</u> previsiva, specialmente per l'aggregato BOT+CCT, del modello per il 1988 (fig. 1)<sup>26</sup>. La capacità previsiva è ancor più degna di nota ricordando che la massiccia vendita di CCT fatta regi-

<sup>24.</sup> Se così non fosse, la variabile di scala, cioè il totale dell'investimento in titoli, non dovrebbe risultare significativa per nessuna equazione.

<sup>25.</sup> La stabilità dei parametri dell'equazione è stata verificata sia attraverso il ricorso a Chow-test, sia a test di significatività dei coefficienti di appropriate dummy additive e moltiplicative. Nel contesto di un modello statico di scelta di portafoglio, Thistle et al. (1989) propongono un metodo più sofisticato in cui vengono esplicitate le variabili esogene che possono aver provocato l'instabilità. La complessa struttura dinamica delle specificazioni di questo lavoro non ne ha però consentito l'applicazione.

<sup>26.</sup> Questa simulazione, come le altre di seguito riportate, ha natura dinamica ed è stata effettuata per il periodo 1988:1-1988:12 impiegando i coefficienti ottenuti dalle stime per il campione 1981:3-1987:12.

strare nei primi mesi del 1988 fu talora interpretata come sintomo di disaffezione per questo strumento finanziario. Viceversa, la simulazione che viene qui mostrata suggerisce che anche gli intensi smobilizzi di quel periodo erano coerenti con gli stimoli di mercato. Inoltre, la capacità previsiva del modello non viene ridotta impiegando le stime ottenute con l'imposizione delle restrizioni di simmetria e omogeneità sui coefficienti (fig. 2), la cui accettazione da un punto di vista statistico costituisce un'ulteriore conferma della validità del modello proposto.

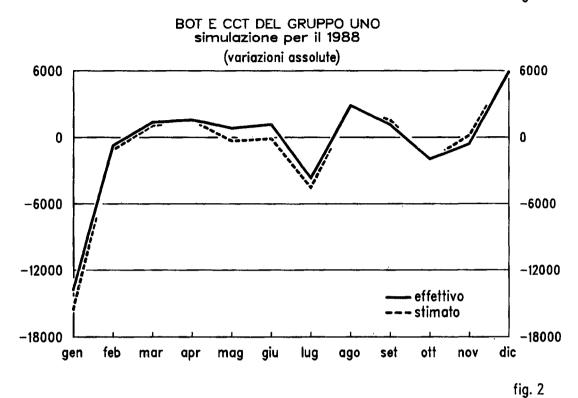
SCELTE SUL PORTAFOGLIO TITOLI
TOTALE SISTEMA BANCARIO MODELLO NOMINALE

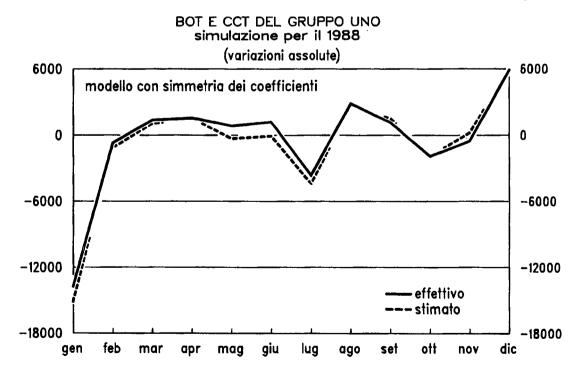
	SENZA RESTRIZIONI									
Variabili esplicative Equazione	Tass	o Atte	so	Livello del por-	Variabili Stagionali					
	BOT+CCT	BTP	ALTRI	tafoglio	2	4	9			
BOT+CCT	0.287 (1.412)	-0.447 (-2.848)	0.126 (0.900)	0.967 (7.102)	-0.141 (-0.821)	0.054	-0.053 (-0.646)			
BTP	-0.056 (-1.452)	0.080 (2.472)	-0.032 (-0.944)	0.041 (1.248)	-0.003 (-0.056)	0.014 (0.592)	0.010 (0.718)			
ALTRI	-0.230 (-1.219)	-0.367 (2.503)	-0.095 (-0.767)	-0.007 (-0.064)	0.144 (1.010)	-0.068 (-0.729)	0.043 (0.592)			

	омо	SENEI	TA' E	SIMMI	ETRIA	IMPO	STE	
Variabili	Tasso Atteso			Livello	Variabili Stagionali			
esplicative Equazione	BOT+CCT	BTP	ALTRI	del por- tafoglio	2	4	9	
BOT+CCT	0.270 (1.666)	-0.309 (-2.346)	0.040 (0.473)	0.860 (37.957)	-0.164 (-1.101)	0.043 (0.659)	-0.065 (-0.768)	
BTP		0.334 (2.549)	-0.024 (-0.351)	0.032 (1.563)	0.154 (0.920)	0.099 (0.943)	0.020 (0.465)	
ALTRI			-0.015 (-0.139)	0.108 (3.813)	0.011 (0.039)	-0.142 (-1.064)	0.045 (0.758)	

Test di simmetria e omogeneità: - senza dummy stagionali 14.71 - con " " " " 10.59 \*\*

La tavola 4 presenta invece le stime dei principali parametri riferite al totale dei tre Gruppi di banche cui per convenzione ci si riferisce come totale del sistema banca-





rio.

Anche per queste stime, si evidenzia la reattività delle domande di BOT+CCT e BTP alle variazioni del tasso proprio e, con segno negativo, al tasso offerto sull'altra attività, unita ad una scarsa rispondenza alle condizioni di mercato della domanda per il terzo aggregato di titoli.

modello di portafoglio, come viene confermato dalla buona capacità previsiva del modello per l'aggregato 3), può ancora essere proficuamente impiegato BOT+CCT (fig. il totale dei tre Gruppi ma i valori delle elasticità indicano per il sistema bancario nel suo complesso una sensivariare dei tassi inferiore rispetto a quella del bilità imputabile alla scarsa reattività alle condizioni Gruppo 1. mercato evidenziata dalla inadequata significatività statistica delle stime effettuate per i Gruppi 2 e 3 (si veda l'appendice)<sup>27</sup>.

a parità di altre condizioni, un aumento di Infatti, punto percentuale nel tasso di rendimento medio di tutto l'aggregato composto da BOT e CCT dovrebbe indurre un aumento di circa 11 punti nella quota percentuale di questo aggregato nel portafoglio titoli del Gruppo 1 a fronte di un corrispondente aumento di circa 6 punti per il totale del sistema bancario. Ceteris paribus, un aumento unitario del tasso offerto sui BTP dovrebbe invece provocare una ricomposizione di 12 punti percentuali (8 per il totale del sistema) a favo-

<sup>27.</sup> La più accurata gestione del portafoglio da parte degli operatori appartenenti al Gruppo 1 dovrebbe riflettersi in un migliore risultato di gestione. Il lungo arco temporale cui tali stime si riferiscono, il ruolo giocato dal diverso peso assunto dai titoli sul totale dell'attivo, ma soprattutto la scarsa attendibilità delle procedure di contabilizzazione delle minusvalenze rendono tuttavia difficile verificare questa implicazione dei risultati.

re di questo strumento<sup>28</sup>.

Un altro risultato significativo che si evince dalle specificazione senza restrizioni consiste nella stime mancata accettazione, sia per il Gruppo 1 che per il totale, che il coefficiente della variabile di scala dell'ipotesi nella prima equazione sia diverso dall'unità. Come si è riparagrafo precedente, il coefficiente pari alcordato nel l'unità per la variabile di scala in una equazione di domanda un'attività finanziaria indica che il rendimento su tale attività viene percepito come privo di rischio. Questa evidenza empirica sembra quindi suggerire che sia il totale del il Gruppo più attento alla gestione del proprio sia investimento in titoli, non abbiano valutato appieno l'esistenza di un rischio in conto capitale per i CCT: anche se in gran parte indicizzati, i CCT rimangono titoli a medio termiil cui rendimento si adegua solo con ritardo alle variarendimento dei BOT. L'insufficiente attenzione al zioni del rischio in conto capitale che questi risultati sembrano suggerire potrebbe configurarsi come una delle cause che hanno concorso alle difficoltà incontrate dal mercato secondario dei CCT a partire dalla seconda metà del 1987.

Le stime, riportate in appendice, del modello di allocazione del portafoglio titoli che si riferiscono alla disaggregazione per strumenti in cui i CCT a cedola fissa vengono scorporati dal primo aggregato ed inseriti nel terzo ribadiscono la validità dei risultati appena discussi. Si conferma per il Gruppo 1 la maggiore reattività ai tassi delle domande di titoli sia rispetto al totale sia rispetto agli altri due Gruppi di aziende, la cui gestione di porta-

<sup>28.</sup> Per derivare questi valori dalle tavole presentate nel te sto, va tenuto conto che, come si è prima precisato, i rendimenti vengono espressi in regime di capitalizzazione trimestrale e, pertanto, un aumento di un punto dei tassi corrisponderà a circa 25 punti base di aumento dei rendimenti. I coefficienti delle tavole si riferiscono alle elasticità di lungo periodo; i valori molto bassi (nell'ordine di .01) dei coefficienti di aggiustamento, omessi perché trascurabili, rendono comunque tali valori sostanzialmente identici alle elasticità di impatto.

foglio continua a risultare poco rispondente alle fluttuazioni dei tassi. Nelle specificazioni non soggette alle restrizioni di simmmetria ed omogenità, le elasticità ai tassi
appaiono notevolmente maggiori a quelle ottenute dal modello
che accorpa tutti i CCT nel primo strumento. La significatività di questo rilievo viene peraltro ridotta dalla constatazione che esso non risulta più valido confrontando le stime
delle specificazioni in cui vengono mantenute le restrizioni
sui coefficienti.

### 4.3 LA SCELTA DI ALLOCAZIONE DEL PORTAFOGLIO CREDITI (INTER-DIPENDENZA DEBOLE)

La mancanza di evidenze a favore della simultaneità delle scelte di ripartizione dei crediti tra impieghi e titoli ha fatto supporre che il livello degli impieghi influenzi la composizione del portafoglio solo in conseguenza della correlazione tra i rendimenti di queste due componenti dell'attivo. In coerenza con quanto indicato dalla teoria del portafoglio si è quindi proceduto all'analisi del modello modificato per includere il livello degli impieghi tra le variabili esplicative delle equazioni di domanda dei vari strumenti finanziari, per dato ammontare dell'investimento in titoli.

La specificazione impiegata per le stime del modello che considera l'interdipendenza in senso debole nell'allocazione dei crediti è la seguente:

TAV. 5

### SCELTE SUL PORTFOGLIO CREDITI (INTERDIPENDENZA DEBOLE) MODELLO NOMINALE

#### GRUPPO 1

			SEN	ZARE	S T R I Z	IONI		
Var.				Impieghi	Variabili Stagionali			
esp. Equa	BOT+CCT	BTP	ALTRI	del por- tafoglio	in lire	2	4	9
BOT	0.437	-0.472	0.031	0.912	-0.858	-0.148	-0.082	-0.108
CCT	(2.442)	(-2.811)	(0.234)	(7.674)	(-20.098)	(-1.172)	(-1.708)	(-1.165)
втр	-0.151	0.096	0.029	0.111	-0.025	-0.055	0.039	0.025
	(-1.405)	(1.056)	(0.492)	(1.748)	(-0.639)	(-0.297)	(0.897)	(0.744)
ALTR	-0.286	0.376	-0.060	-0.022	-0.117	0.202	0.043	0.084
	(-1.563)	(2.459)	(-0.609)	(-0.238)	(-1.982)	(0.893)	(0.628)	(1.177)

#### TOTALE

	!		SEI	NZA I	RESTRI	ZION	I		
Var.			i o	Livello	Impieghi in	Variabili Stagionali			
esp. Equa	BOT+CCT	BTP	ALTRI	del por- tafoglio		2	4	9	
BOT+	0.193	-0.313	0.095	0.941	-0.853	-0.046	0.050	-0.025	
CCT	(1.157)	(-2.573)	(0.934)	(9.233)	(-17.979)	(-0.310)	(0.524)	(-0.329)	
BTP	-0.020	0.036	-0.018	0.017	0.001	-0.004	0.005	0.006	
	(-0.934)	(1.670)	(-1.122)	(0.891)	(0.031)	(-0.163)	(0.497)	(0.712)	
ALTR	-0.173	0.277	-0.077	0.042	-0.148	0.050	-0.055	0.019	
	(-1.079)	(2.374)	(-0.839)	(0.439)	(-2.929)	(0.381)	(-0.565)	(0.273)	

Test di simmetria e omogeneità: - senza dummy stagionali 7.87 \* - con " " " " " 8.05 \* N.B. \* significa accettazione al 95%.

I risultati della tavola 5 mostrano la sostanziale stabilità delle stime dei coefficienti di risposta ai tassi rispetto alla specificazione del legame di interdipendenza debole tra le scelte di investimento in titoli e il livello degli impieghi. Ricordando che la variabile di scala è definita come il totale dei crediti in lire, queste stime impli-

cano che, a parità di tassi e di totale dei titoli, un aumento del livello degli impieghi induce, sia per il Gruppo 1 che per il totale, una contenuta ricomposizione del portafoglio BOT e CCT. A parità di altre condizioni, un in favore di 100 miliardi degli impieghi in lire del Gruppo 1 aumento di dovrebbe comportare, per un dato ammontare di titoli, un aumento di 5 miliardi dell'aggregato BOT+CCT; mentre un analogo aumento degli impieghi in lire del totale dovrebbe ria parità di condizioni, in un accrescimento di 9 sultare, miliardi del medesimo aggregato di titoli. Questi risultati sono in linea con la consolidata opinione che l'equilibrio qestionale richieda un aumento della liquidità secondaria a fronte di una crescita del livello degli impieghi.

### 4.4 LE SPECIFICAZIONI REALI

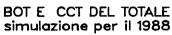
I risultati sino ad ora commentati si riferiscono a specificazioni nominali, vale a dire a modelli che sono definiti in riferimento sia a quantità sia a tassi espressi in termini nominali. Esistono però ragioni teoriche, già sommariamente ricordate, che suggerirebbero la formulazione del modello in termini reali. Si è perciò ritenuto opportuno stimare le varie specificazioni del modello anche in in versione reale, deflazionando gli stock di titoli e impieghi con l'indice generale dei prezzi al consumo e considerando i tassi di interesse reale ex-post.

Questa indagine, i cui risultati vengono riportati in appendice, ha portato a conclusioni qualitativamente analoghe a quelle discusse in precedenza, anche se, come era logico attendersi, i valori delle elasticità rispetto ai tassi d'interesse reali sono più contenuti. L'unica significativa differenza riguarda il coefficiente della variabile di scala della domanda di BOT+CCT per i modelli riferiti sia a ciascun Gruppo sia al totale dei tre Gruppi. In contrasto con quanto ottenuto per la specificazione nominale del modello, questo coefficiente è risultato significativamente diverso dall'uni-

tà. Se si accetta l'ipotesi che le scelte di portafoglio vengano effettuate in termini reali, tale risultato implica che tutte le banche, anche quelle meno rapide nel rispondere a variazioni nei tassi offerti sulle diverse categorie di titoli, sono state consapevoli della presenza di un rischio di tasso (reale).

La definizione di specificazioni che hanno le quote come variabili di scelta e l'utilizzo delle tecniche statistiche per sottoporre a test ipotesi alternative non-nested avrebbero potuto fornire ulteriori elementi per discriminare tra formulazione reale e nominale del modello di portafoglio. Difficoltà nell'individuazione di un adeguato schema di aggiustamento che riguardasse le quote anziché i livelli, nonché i problemi di convergenza che si sono incontrati, non hanno, per ora, consentito di ottenere risultati significativi in questa direzione. Tale strategia di ricerca si prospetta comunque come un interessante campo per future indagini, come viene confermato sia dall'accettazione delle restrizioni di simmetria e omogeneità sia dalla buona performance previsiva, di cui si mostra un esempio in riferimento al Gruppo 1 (fig. 4).

<sup>29.</sup> Per le specificazioni reali, queste restrizioni sono rifiutate all'1 per cento, solo nella versione con interdipendenza debole senza dummy mensili riferita al gruppo 1.



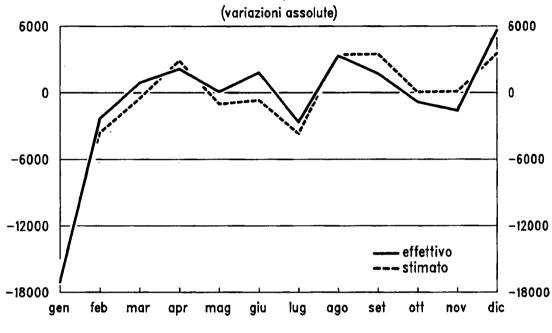
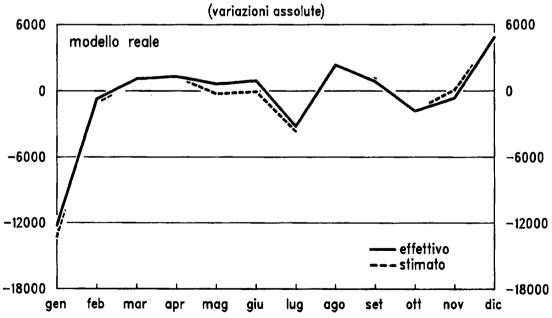


fig. 4

# BOT E CCT DEL GRUPPO UNO simulazione per il 1988



#### 5. CONCLUSIONI

Oltre a confermare la validità euristica del modello di portafoglio per comprendere le determinanti dell'investimento in titoli delle aziende di credito, i risultati di questo lavoro forniscono alcune importanti indicazioni.

luogo, la ripartizione dei crediti bancari primo titoli ed impieghi non sembra essere dettata da criteri tra riconducibili a considerazioni di rischio e rendimento, nell'ambito del modello di portafoglio adottato e dei campioni Si può quindi ritenere che l'aumentato grado di concorrenzialità dei mercati creditizi faccia assumere all'acquisizione e al consolidamento dei rapporti di affidamento una valenza strategica che porta a privilegiare questa componente dell'attivo. 11 livello degli impieghi sarebbe determinato su di un piano gerarchicamente superiore, configurando l'ammontare complessivo dell'investimento in titoli come una grandezza residuale, subordinata alle dinamiche scelta. Viene così confermata la delle altre variabili di validità delle impostazioni adottate al riguardo dalle specificazioni dei modelli econometrici della Banca d'Italia (1986 e 1988).

contrario, la ripartizione di un dato portafoglio le diverse categorie di titoli si è mostrata sensibile all'andamento dei rendimenti di mercato come previsto dalla teoria delle scelte di portafoglio. In particolare, le banche hanno mostrato di considerare i BOT e i CCT come strumenti affini e, nel loro insieme, sostituti dei buoni poliennali del Tesoro. I valori ottenuti dalle stime permettono di valutare che un aumento di un punto percentuale dei rendimenti di CCT produrrebbe una ricomposizione del portafoglio a favore di questo aggregato inferiore a quanto si verifichei BTP all'aumento del tasso proprio. L'aggregato rebbe per titoli rimanenti non risulta invece sensibile ai rendimercato. Su questo segmento si sono del resto concentrati gli effetti del vincolo di portafoglio che, pure con intensità decrescente, hanno condizionato l'investimento delle aziende di credito. Inoltre, la detenzione di obbligazioni emesse da istituti di credito speciale può essere stata condizionata da legami di gruppo.

I tre raggruppamenti di aziende di credito individuati per mezzo della <u>cluster analysis</u> hanno effettivamente
mostrato comportamenti diversi nell'effettuazione dell'investimento in titoli. Gli istituti per i quali si rileva una
maggiore velocità di rotazione del portafoglio, per lo più
grandi banche a carattere nazionale, si sono rivelati attenti
agli stimoli di mercato. Così non è stato per le rimanenti
aziende di credito, la cui gestione del portafoglio titoli è
apparsa inerziale, riducendo pertanto la reattività complessiva del sistema bancario ai tassi offerti sui diversi titoli.

L'analisi empirica ha anche riquardato versioni reali modello media-varianza, cioè modelli in cui le variabili del quantità sono state deflazionate e le variabili di tasso sono state corrette per il tasso di inflazione. Questa classe alternativa di modelli ha dato, peraltro, luogo a risultati sostanzialmente affini, tranne che per un aspetto: mentre dalle versioni nominali del modello si trae l'indicazione che le banche abbiano percepito l'insieme dei BOT e dei CCT come una variabile esente da rischi di tasso, le versioni reali suggeriscono invece la consapevolezza della presenza di tale rischio. L'impossibilità di fatto incontrata nel discriminare su di un piano statistico tra le due versioni rende di difficile interpretazione questa evidenza empirica, che può forse essere letta come consequenza della percezione di un rischio di inflazione, distinto dal rischio di tasso.

Gli esercizi di simulazione forniscono risultati molto soddisfacenti, soprattutto per quanto riguarda l'aggregato dei BOT e CCT, confermando che la ripartizione del portafoglio titoli ha seguito anche nel 1988 gli stimoli di mercato. Da questa evidenza si può trarre l'indicazione che la crisi del mercato dei titoli del 1987 non abbia comportato discontinuità nelle scelte di investimento in titoli di Stato connesse con i fenomeni di disaffezione nei confronti dei CCT

che sono talvolta stati attribuiti alle banche. Sebbene non si possano escludere fenomeni analoghi rivolti all'insieme dei titoli di Stato, sembra opportuno sottolineare che, anche durante il 1988, l'investimento all'interno di questo comparto di titoli ha assunto forme coerenti con la struttura dei rendimenti.

#### BIBLIOGRAFIA

- ANDERSON G.J. BLUNDELL R.W. (1982), Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems, "Econometrica", n. 6, 1559-1571.
- BALTENSPERGER E. (1980), Alternative approaches to the theory of the banking firm, "Journal of Monetary Economics", n. 1, 1-37.
- BANCA D'ITALIA (1948), Relazione Annuale sul 1947.
- ----- (1986), Modello trimestrale dell'economia italiana, "Temi di discussione", n. 80, Banca d'Italia.
- ---- (1988), Modello mensile del mercato monetario, "Temi di discussione", n. 108, Banca d'Italia.
- BOLLINO C.A. (1985), <u>La condizione di additività nella stima</u>
  di sistemi di equazioni simultanee, "Giornale degli
  Economisti ed Annali di Economia", n. 2, 65-80.
- BORIO C.V. (1984), A test of the mean variance model of bank behaviour on Italian data, "Greek Economic Review", n. 2, 77-98.
- BRAINARD W.- TOBIN J. (1968), Pitfalls in financial model building, "American Economic Review", n. 58, 99-122.
- CESARINI F. (1981), <u>Le aziende di credito italiane</u>, Bologna, Il Mulino.
- CHRISTOFIDES L.M. (1976), Quadratic costs and multi-asset partial adjustment equations, "Applied Economics", n. 4, 301-305.
- COURAKIS A.S. (1980), In search of an explanation of commercial bank short-run porfolio selection, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", n. 42, 305-335.
- ---- (1988), Modelling portfolio selection, "Economic Journal", n. 392, 619-642.
- imply asset demand functions that are linear in expected returns?, "Oxford Economic Papers", n. 2, 553-566.
- DALAL A.J. (1983), Comparative statics and asset substituta-bility/complementarity in a portfolio model: a dual approach, "Review of Economic Studies", n. 161, 355-367.
- DI MAJO A. FRANCO D. (1987), Gli effetti delle imposte

- sulla convenienza a detenere titoli pubblici in Italia, "Moneta e Credito", n. 157, 75-103.
- FERRI G. MARULLO REEDTZ P. (1989), Mercato interbancario e gestione degli attivi bancari: tendenze recenti e linee di sviluppo, "Temi di discussione", n. 117, Banca d'Italia.
- FRANCO D. SARTOR N. (1988), <u>Alcune considerazioni sugli</u> effetti di capitalizzazione determinati dalla tassazione dei titoli di Stato, "Temi di discussione", n. 102, Banca d'Italia.
- FRIEDMAN B.M. (1977), Financial flow variables and the short-run determination of long-term interest rates, "Journal of Political Economy", n. 4, 661-689.
- ---- (1985), Financial intermediation in the United States, in "Handbook for banking strategy" edited by R.C. ASPINWALL e R.A. EISENBEIS, New York, John Wiley & Sons.
- FRIEDMAN B.M. ROLEY V.V. (1987), Aspects of investor behaviour under risk, in "Arrow and the Ascent of Modern Economic Theory" edited by G. R. FEIWEL, London, MacMillan.
- GALLI G. (1987), <u>La tassazione dei titoli pubblici in Italia:</u>
  effetti redistributivi e macroeconomia, "Temi di Discussione", n. 88, Banca d'Italia.
- GARELLA P. (1983), Portfolio behaviour of commercial banks in Italy, "Ricerche Economiche", n. 3, 443-462.
- GOODHART C.A.E. (1984), Monetary theory and practice: the UK experience, London, MacMillan.
- HART O. JAFFEE D.M. (1974), On the application of portfolio theory to depository financial intermediaries, "Review of Economic Studies", n. 125, 129-147.
- HENDRY D. F. (1979), Predictive failure and econometric modelling in macroeconomics: the transaction demand for money, in "Economic Modelling" edited by P. ORMEROD, London, Heinemann.
- function in retrospect, "Scottish Journal of Political Economy", n. 3, 193-220.
- MARKOWITZ H.M. (1952), <u>Portfolio selection</u>, "Journal of Finance", n. 5, 77-31.
- MARULLO REEDTZ, P. PASSACANTANDO, F. (1986), <u>La redditività</u> bancaria in Italia. Problemi metodologici e aspetti empirici, "Temi di discussione", n. 82, Banca d'Ita-

lia.

- MASERA R.S. (1984), <u>Inflazione, stabilizzazione e ripresa economica in Italia dopo la guerra, in "Moneta, dualismo e pianificazione nel pensiero di Vera C. Lutz" a cura dell'Ente per gli studi monetari, bancari e finanziari "Luigi Einaudi", Bologna, Il Mulino.</u>
- OWEN D. (1986), Money Wealth and Expenditure. Integrated of Consumption and Portfolio Behaviour, Cambridge, Cambridge University Press.
- PARKIN M. (1970), <u>Discount house porfolio and debt selection</u>, "Review of Economic Studies", n. 3, 469-497.
- ROYAMA S. HAMADA K. (1967), Substitution and complementarity in the choice of risky assets, in "Risk Aversion and Portfolio Choice" edited by D. HESTER - J. TOBIN, New York, John Wiley and Sons.
- ROVELLI R. (1983), <u>Un modello del settore bancario: la domanda di attività liquide 1974-79</u>, in "Ricerche di Economia Applicata: il caso italiano", a cura di N. ROSSI R. ROVELLI, Milano, Franco Angeli.
- ---- (1988), <u>Le banche e la teoria dell'intermediazione</u> finanziaria, dattiloscritto, Università Bocconi.
- SANTOMERO A.M. (1984), Modeling the banking firm a survey, "Journal of Money, Credit and Banking", n. 4, 576-602.
- SOKAL R. R. MICHENER C. D. (1958), A Statistical method for evaluating systematic relationships, "Biometrics", n. 76, 35-43.
- TOBIN J. (1958), Liquidity preference as a behaviour towards risk, "Review od Economic Studies", n. 68, 65-86.
- THISTLE P.D. MC LEOD R.W. CONRAD B.L. (1989), <u>Interst</u> rates and bank portfolio adjustments, "Journal of Banking and Finance", n. 1, 151-161.
- TSIANG S.C. (1972), The rationale of the mean standard deviation analysis, skeweness preference and the demand for money, "American Economic Review", n. 2, 354-71.

#### APPENDICE: LE STIME ECONOMETRICHE

TAV. A1 SCELTE SUL PORTAFOGLIO TITOLI GRUPPO 1 MODELLO NOMINALE

> Campione: 1981: 3 1987: 12

	SENZA RESTRIZIONI									
Variabili esplicative Equazione	Tasso Atteso			Variabile	Variab:	Standard				
	1	2	3	d <u>i</u> scala	2	4	9	error		
1	0.675 (3.891)	-0.759 (-4.734)	0.0654 (0.527)	0.9538 (8.427)	-0.2982 (-3.464)	-0.0969 (-1.884)		479.182		
2	-0.4315 (-2.928)		0.02750 (0.5799)		0.1470 (1.485)	0.0874	0.0521	347.798		
3	0.2431		-0.0929 (-0.836)	-0.0968 (-0.949)	0.1512 (1.390)	0.0095 (0.103)	0.0884			

LM(1) = 2.33LM(12)= 0.04 LM(1,3,6,12)= 3.79 ARCH(1) = 0.310.21 T1 = 26.9 \*

L = -1211.73

T2 = 16.9 T3 = 10.0 \*

ARCH(1,3,6,12)= 6.78

	ом	OGERI	EITA'	E SIM!	ETRI	A IMI	POSTE	
Variabili esplicative Equazione	Tas	Tasso Atteso		Variabile di	Varial	Standard		
	1	2	3	scala	2	4	9	error
1	0.4933 (3.442)	-0.5032 (-3.994)		0.9070 (36.373)	-0.2710 (-3.384)	-0.0776 (-1.823)		486.559
2.		0.5269 (4.067)	-0.2371 (-0.370)		0.1653 (0.838)		0.0750 (1.345)	356.747
3	-		0.1363 (0.119)	0.0489	0.1058 (0.547)	0.0337		

LM(1) = 1.89LM(12)= 0.06 LM(1,3,6,12) = 4.34 ARCE(1)= 0.34 0.95 T1= 33.4 \* T2= 20.7 T3= 12.7\* TS1 = 14.1TS2 = 10.3 \*\* L = -1216.88

ARCE(1,3,6,12)= 6.88

t-ratio in parentesi;

#### LEGEEDA

L = logaritmo della funzione di verosimiglianza.

LM(i)= Lagrange multiplier test per la presensa di autocorrelazione d'ordine iesimo  $(x^2(2);x^2(10)$  per LH(1,3,6,12)].

ARCH(i)= ARCH test dell'iesimo ordine [F(1,79) per ARCH(1); F(4,68) per ARCH(1,3,6,12)].

T1 = test che le dummy mensili (per ciascum mese) siano diverse da mero  $[X^2(22)]$ .

T2 = test che le dummy mensili inserite nell'equazione siano diverse da sero  $\{x^2(6)\}$ .

T3 = test che le dummy mensili onesse dall'equazione siano diverse da zero  $\{x^2(16)\}$ .

TS1 = test sulle restrizioni di simmetria ed omogeneità per la specificazione senza duamy mensili  $[x^2(3)]$ .

TS2 = test sulle restrizioni di simmetria ed omogeneità per la specificazione con le dummy mensili  $[x^2(3)]$ .

H.S. Tra perentesi é indicata la distribuzione delle statistiche nel caso l'ipotesi nulla sia vera.

All'interno delle tabelle i numeri 1, 2, 3, si riferiscono, rispettivamente ad aggregati e tassi di BOT+CCT, BT

Altri Titoli; gli indici delle dummy mensili si riferiscono ai mesi di febbraio, aprile e settembre.

A fianco delle statistiche il singolo asterisco indica che l'ipotesi non può essere rifiutats al 95% di

probabilită; il doppio asterisco che non può essere rifiutata al 99% di probabilită. Nelle tavole di questa appendice con il termine "variabile di scala" mi indica il livello del portafoglio.

### SCELTE SUL PORTAPOGLIO TITOLI GRUPPO 2 MODELLO NOMINALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

	SENZA RESTRIZIONI									
Variabili esplicative Equazione	Tasso Attese			Variabile	Variab	Standard				
	i	2	3	di scala	2	4	9	error		
1,	0.0379 (0.080)	-0.1698 (-0.377)		0.9063 (3.824)	-0.0337 (-0.098)	1	0.0665 (0.254)	356.609		
2	-0.0083 (-0.142)		-0.0283 (-0.799)	-0.082 (-0.264)	-0.0034 (-0.094)	-0.0269 (-0.944)		173.429		
3	-0.0296 (-0.071)		-0.0529 (-0.216)	0.1019	0.0371	-0.2544 (-1.252)	-0.0611 (-0.274)			

LM(1) = 0.15

ARCH(1)= 0.01

T1 = 29.68 \*

L = -1129.84

L = -1131.22

LM(12)= 2.05 LM(1,3,6,12)= 7.65

0.05

T2 = 8.20 \* T3 = 21.48 \*

ARCH(1,3,6,12) = 1.99

	o m	0 G E N 1	ZITA'	ESIMI	METRI	A IMI	POSTE	
Variabili esplicative Equazione	Tass	so Attes	•	Variabile di	Varia	Standard		
	1	2	3	scala	2	4	9	ettot
1	0.0508 (0.199)	-0.0038 (-0.129)			0.0106 (0.029)	0.2905 (1.150)	0.0562 (0.264)	442.461
2		0.0236 (2.003)	-0.0198 (-0.748)		-0.0090 (-0.288)		-0.0031 (-0.098)	329.884
3		_	0.0668	0.2498	-0.0016 (-0.005)		-0.0531 (-0.293)	1

LM(1) = 0.44LM(12)= 1.85 LM(1,3,6,12)= 3.20 ARCH(1)= 0.03 0.07 TS1 = 2.71 \* TS2 = 2.74 \*

T1= 27.89 \*
T2= 8.16 \*
T3= 19.73 \*

ARCE(1,3,6,12)= 5.36 0.28

## T A V. A 3 SCELTE SUL PORTAFOGLIO TITOLI GRUPPO 3 HODELLO NOMINALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

		SENZA RESTRITIONI								
Variabili esplicative Equasione	Tasi	Tasso Attese			Variab	Standard				
	1	2	3	di scala	2	•	,	40134		
1	-0.3730 (-1.028)	0.1418 (0.427)	0.1636	1.1144 (6.908)	-0.0313 (-0.103)		0.0249 (0.234)	160.323		
2		-0.0070 (-0.158)		-0.0262 (-1.117)	0.0043 (0.117)	-0.0140 (-0.989)	-0.0073 (-0.188)	77.3792		
3	0.3358 (1.055)	-0.1347 (-0.466)			0.0270 (0.101)	-0.1666 (-1.559)	-0.0226 (-0.239)			

LH(1)= 2.67 (H(12)= 12.73 LH(1,3,6,12)= 22.46

ARCH(1)= 0.44 0.47

T1 = 49.31. T2 = 14.48\*\* T3 = 34.83

L = -999.954

ARCH(1,3,6,12)= 0.61 1.14

	0 %	0 G E N	EITA	ESINI	RITRI	AIR	9 0 5 T E	
Variabili Variabili		o Attes	•	Variabile	Varia	Standard		
esplicative Equazione	1	2	3	di scala	2	4	,	41101
1	-0.0928 (-0.687)		0.0492 (0.748)	0.8623 (33.501)	-0.305 (-0.062)		0.0288	165.156
7	-	0.0094 (0.877)	-0.0130 (-0.803)		0.0039	-0.0154 (-0.794)	-0.0028 (-0.217)	76.0058
3	_	_	-0.0763 (-0.725)		0.2660	-0.1749 (-1.163)	-0.0260 (-0.268)	

LH(1)= 2.02 LH(12)= 9.64 LH(1,3,6,12)= 12.60

ARCH(1)= 0.39 0.46

T1= 44.11 TS1 = 0.97 \* T2= 9.60 \* TS2 = 5.64 \* T3= 34.51

L = -1002.87

ARCH(1,3,6,12)= 0.72 1.06

t-ratio in perentesi

## TAV. A 4 SCELTE SUL PORTAPOGLIO TITOLI TOTALE MODELLO MONIMALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

		SERRA RESTRIBIONI												
Varisbili esplicative Equasiene	Tasi	o Atte		Variabile.	Variab:	Standard								
	1	2	,	aceje	2	4	,	*******						
1	0.2868 (1.412)	-0.4471 (-2.848)		0.9666	-0.1409 (-0.821)		-0.0534 (-0.646)	479.182						
2	-0.0557 (-1.452)		-0.0315 (-0.944)		-0.0028 (-0.056)		0.0101 (0.718)	347.794						
)	-0.2303 (-1.219)		-0.0948 (-0.767)	-0.8074 (-0.064)	0.1437 (1.010)	-0.0676 (-0.729)	0.0433	_						

LH(1)= 1.18 LH(12)= 0.49 LH(1,3,6,12)= 5.35

ARCH(1)= 2.05 1.44

TI = 49.84 T2 = 9.85\* T3 = 40.01

ARCH(1,3,6,12)= 1.26 1.24

	0 #	0 G E #	EITA	E 5 2 R	RETRI	AIRI	9 0 S T E	
Veriabili esplicative Equasione				Variabile di	Varia	Standard		
	1	2	3	acala	2	4	,	•160L·
1	0.2696	-0.3093 (-2.346)		0.0594 (37.957)	-0.1642 (-1.101)		-0.0648 (-0.768)	797.595
2		0.3337	-0.0243 (-0.351)		0.1536 (0.920)		0.0195 (0.465)	509.697
3	_		-0.0154 (-0.139)		0.0106	-0.1420 (-1.964)		

LM(1)= 2.12 LM(12)= 0.13 LM(1,3,6,12)= 1.99

ARCH(1)= 3.84 0.56

T1= 31.73 \* T51 = 14.71 T2= 13.97 \* \* T52 = 10.59 \*\* T3= 17.76 \*

L - -1287.88

L = -1282.58

ARCH(1,3,6,12)= 1.79 2.41

## SCELTE SUL PORTAPOGLIO TITOLI GRUPPO I HODELLO ROMINALE CON CCT A CEDOLA VARIABILE

Campione: 1981: 3 1967: 12

	SENIA RESTRIZIONI												
Variabili esplicative Equazione	Tasso Atteso			Vaciabile di	Variab:	Standard							
	1	2	3	Scala	2	4	,	ectot					
1	1.1504	-1.0779 (-2.331)			-0.4300 (-0.995)	-0.0571 (-0.191)		1249.39					
3	-0.1335 (-1.468)		-0.0293 (-0.431)		0.0175		-0.0121 (-0.284)	362.272					
3	-1.0168 (-1.912)			-0.0325 (-0.099)	0.4124		-0.3582 (-1.927)						

LM(1)= 3.17 LM(12)= 0.55 LM(1,3,6,12)= 7.64

ARCH(1)= 0.84 0.20

T1 = 20.73 \* T2 = 13.48 \*\* T3 = 7.25 \*

L = -1298.65

ARCH(1,3,6,12)= 0.73 1.17

	0 H	0 G E N I	I T A'		RETRI	AINI	0578	
Vaciabili esplicative Equazione				Variabile.	Varial	onali	Standard	
	1	2	3	di scala	2	٠	,	95606
1	0.4923 (0.902)	-0.1135 (-0.917)			-0.1907 (-0.146)		0.3956 (1.188)	1309.88
2	-	0.1753 (1.151)	-0.0617 (-0.532)		0.1109		0.0883 (0.782)	374.669
3	_	_	0.4405 (0.703)		0.0797 (0.051)	-0.1316 (-0.354)		

LH(1)= 1.72 LH(12)= 1.17 LH(1,3,6,12)= 7.11

ARCH(1)= 0.19 0.85

T1- 18.76 \* TS1 = 14.85 T2= 13.24 \*\* TS2 = 15.10 T3= 5.53 \*

L = -1306.20

ARCH(1,3,6,12)= 0.47 1.96

t-ratio in parentesi

TAV. A 6

SCELTE SUL PORTAPOGLIO TITOLE GRUPPO 2 HODELLO BORINALE CON CCT A CEDOLA VARIABILE

Campione: 1981: 3 1987: 12

	SERSA RESTRIZIONI											
Varisbili esplicative Equasione	Tasso Atteso			Variabile	Variab:	Standard						
	1	3	3	aceja qi	2	4	9	91105				
1	0.1951 (0.312)	-0.1745 (-0.286)	-0.0819 (-0.129)		-0.8335 (-0.043)	-0.0306 (-0.080)		1940.41				
2	0.0053 (0.216)		-0.0444 (-1.614)		-0.0062 (-0.199)		-0.0091 (-0.364)	169.317				
3	-0.2004 (-0.328)	0.1359 (0.228)			0.0397 (0.052)		-0.3407 (-1.000)					

LH(1)= 1.08 LH(12)= 5.73 LH(1,3,6,12)= 6.60

ARCH(1)= 0.11 0.36

T1 = 25.35 \* T2 = 11.97 \* T3 = 13.37 \*

L = -1273.258

ARCH(1,3,6,12)= 0.82 0.77

	ОИ	0 G E B 1	I I T A'	2 5 1 H	RETRI	A 2 H	P 0 S T E	
Veriebili esplicative Equasione	Tasso Attoso			Variabile.	Vacial	Standard		
	1	2	3	di scala	2	•	,	ettot
1	0.2953 (0.489)	0.0069	-0.3022 (-0.510)			-0.0285 (-0.052)		1954.84
2	_	0.0354 (2.656)		0.0429 (11.454)	-0.0061 (-0.168)		-0.0084 (-0.447)	169.428
3	-		0.3449 (0.594)		(0.0448		-0.3975 (-1.111)	

LH(1)= 0.71 LH(12)= 4.32 LH(1,3,6,12)= 5.20

ARCH(1)= 0.16 0.38

T1= 24.63 \* T51 = 1.92 \* T2= 12.10 \* T52 = 1.79 \* T3= 12.53 \*

L = -1274.47

ARCH(1,3,6,12)= 0.11 0.73

### SCELTE SUL PORTAPOGLIO TITOLI GRUPPO 3 MODELLO NOMINALE CON CCT A CEDOLA VARIABILE

Campione: 1981: 3 1987: 12

	SENEA RESTRIZIONI											
Variabili esplicative Equazione	Tauso Atteso			Variabile	Variab	Standard						
	1	2	3	di scala	2	4	9	16110				
1	1.0656 (0.852)	-0.6472 (-0.629)			0.1871 (0.081)	-0.2994 (-0.427)		926.147				
2	-0.1045 (-0.723)				-0.0236 {-0.084}		-0.1123 (-0.177)	80.9405				
3	-0.9611 (-0.852)	0.5649 (0.613)			-0.1635 (-0.080)		-0.2759 (-0.614)					

LM(1)= 2.95 LM(12)= 2.16 LM(1,3,6,12)= 6.84

ARCH(1)= 0.22 0.86

T1 = 25.19 \* T2 = 10.42 \* T3 = 14.77 \*

L = -1152.22

ARCH(1.3.6.12)= 0.85

~~~	 •	•	v	٠	٠	۰	,	_	•	•	•	
									0		3	9

	0 M	0 G E N (	'ATI	ESIM	RETRI	A IH	P 0 5 T E	
Variabili esplicative Equasione	Tasso Atteso			Veriabile di	Varia	Standard		
	1	2	3	scala	2	4	,	92192
1	0.5502 (0.715)	-0.0222 (-0.305)			0.2235 (0.065)	-0.3649 (-0.461)	0.3545 (0.652)	933.667
2	_	0.0101 (0.348)	0.0120 (0.179)	-0.0003 (-0.015)	-0.0201 (-0.065)		-0.0164 (-0.309)	81.5390
3		_	0.5160		-0.2035 (-0.065)		-0.3380 (-0.687)	

LH(1)= 3.23 LH(12)= 1.75 LH(1,3,6,12)= 5.02

ARCH(1)= 0.13 0.43

T1= 25.79 \* TS1 = 1.23 \* T2= 9.33 \* TS2 = 2.32 \* T3= 16.46 \*

L = -1153.38

ARCH(1,3,6,12)= 0.94 0.70

t-retio in perentesi

### SCELTE SUL PORTAPOGLIO TITOLI TOTALE RODELLO ROMIRALE COR CCT A CEDOLA VARIABILE

Campione: 1981: 3 1947: 12

		SERSA RESTRICTORI											
Variabili esplicative	Tasso Attaso			Variabile di	Variab	Standard							
Equatione	1	2	3	ecale	2	1	,	• * * * * * * * * * * * * * * * * * * *					
1	1.0080	-0.8740 (-0.657)			-0.6846 (-0.654)	-0.2715 (-0.303)		3963.97					
2	-0.0761 (-0.664)		-0.0403 (-0.517)		0,0466 (0.421)		-0.0218 (-0.394)	512.224					
3	-0.9319 (-0.962)			0.1921 (0.395)	0.6380		-0.4657						

LM(1)= 0.49 LM(12)= 2.93 LM(1,3,6,12)= 5.46

ARCH(1)= 0.38 1.54

T1 = 21.51 \* T2 = 14.84\* \* T3 = 6.67 \*

L = -1422.79

ARCH(1,3,6,12)= 0.34 1.31

	ОН	0 4 5 7	EITA'	ESTR	RETRI	K I A	? 0 S T E	
Variabili esplicative Equasione	Tasso Atteso			Variabile.	Varia	Standard		
	1	3	3	di acala	2	1	,	ertor
1	0.4181 (0.411)	0.0158 (0.156)	-0.434 (-0.465)	0.8506 (2.482)	-0.6691 (-0.767)	-0.2984 (-0.312)		4029.20
2		0.0356 (0.538)	-0.0514 (-0.709)		0.0371 (0.375)		-0.0075 (-0.135)	523.528
3			0.4853		0.6320		-0.4295 (-0.695)	

LM(1)= 0.57 LM(12)= 1.83 LM(1,3,6,12)= 3.25

ARCH(1)= 0.40 1.31

T1= 20.55 \* T51 = 5.80 \* T2= 14.03 \* T52 = 6.61 \* T3= 6.52 \*

L = -1426.10

ARCH(1,3,6,12)= 0.35 1.64

# SCELTE SUL PORTAFOGLIO CREDITI (INTERDIFENDENZA DEBOLE) GRUPPO 1 MODELLO MOMINALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

	L	SENEA RESTRICTORI												
Variabili esplicative Equazione	Tasso Atteso			Variabile Impieghi		Variab	Standard							
	1	2	3	scala	in lire	2	4	9	•1101					
1	0.4367 (2.442)	-0.4715 (-2.811)	0.0305 (0.234)		-0.8579 (-20.098)	-0.1478 (-1.172)	-0.0816 (-1.708)		509.667					
2	-0.1508 (1.405)	0.0960 (1.056)	0.0291		-0.0251 (-0.639)	-0.0545 (-0.297)		0.0248	362.761					
3	-0.2859 (-1.563)		-0.0595 (-0.609)	-0.0221 (-0.238)	-0.1170 (-1.982)	0.2023 (0.893)		0.0435						

LM(1)= 3.10 LM(12)= 1.79 LM(1,3,6,12)= 4.50

ARCH(1)= 0.22 0.43

T1 = 38.33 \* \* T2 = 8.99 \* T3 = 29.35 \* \*

L = -1215.97

ARCH(1,3,6,12)= 1.01 1.14

	0 M	0 G E N I	L T A'	£	SIRH	ETRIA	IMP	STE	
Variabili esplicative Equasione	Tasso Attese			Vaciabile		Varia	oili Stag	ionali	Standard
	1	2	3	acala	lire lire	2	4	,	45505
1		-0.2505 (-1.986)		0.9131 (36.244)	-0.8623 (-18.547)				517.139
2	-	0.2529 (1.993)	-0.0024 (-0.046)		-0.0045 (-0.129)	0.1044		0.0805 (1.386)	374.489
3			0.0038		-0.1332 (2.354)	0.0259	-0.0197	0.0225	

LH(1)= 1.32 LH(12)= 2.00 LH(1,3,6,12)= 3.89

ARCH(1)= 0.06 0.28

T1= 36.62\*\* T51 = 10.07 \*\* L = -1221.92 T2= 7.16\* T52 = 11.90 T3= 25.46\*

ARCH(1,3,6,12)= 1.42 0.23

t-ratio in parentesi

TAV. A 10

### SCELTE SUL PORTAFOGLIO CREDITI (INTERDIPENDENZA DEBOLE) TOTALE MODELLO BOMIRALE

Campione: 1981: 3 1967: 12

Veriabili esplicative Equazione	İ	SENIA RESTRICTONI											
	TAS	Tasso Atteso			Impieghi	Variab	Standard						
	1	2	)	di scala	in lire	2	4	9	*******				
1	0.1928 (1.157)	-0.3134 (-2.373)	0.0950 (0.934)		-0.8533 (-17.979)	-0.0461 (-0.310)	6.0503 (0.524)	-0.0247 (-0.329)					
2	-0.0200 (-0.934)		-0.0176 (-1.122)		0.0009	-0.0037 (-0.163)			505.649				
3	-0.1728 (-1.079)	0.277 (2.374)	-0.0774 (-0.839)		-0.1477 (-2.929)	0.0498	-0.0530 (-0.563)						

LH(1)= 0.95 LH(12)= 1.47 LH(1.3,6,12)= 6.46

ARCH(1)= 0.97 1.34

T1 = 42.45 T2 = 3.76 \* T3 = 38.69

\_\_\_\_ L = -1284.96

ARCR(1,3,6,12)= 0.38 0.92

	Он	0 G E N 1	E I T A'		SINX	ETRI	N I H P	0 5 T E	
Varisbili esplicative Equazione	Tasso Atteso			Veriabile	Impieghi in	Varial	Standard		
	1	2	3	ecala	1170	7	4	,	46101
1	-0.0211 (-0.272)	-0.0027 (-0.196)		0.8784 (40.190)	-0.8540 (-17.306)	-0.0200 (-0.154)		-0.0314 (-0.522)	833.244
2	_	0.0182 (1.927)	-0.0155 (-1.435)		0.0162 (0.715)	-0.0046 (-0.276)			509.281
3			-0.0083		-0.1622 (-3.367)		-0.0686		

LM(1)= 0.64 LM(12)= 1.12 LM(1,3,6,12)= 4.07

ARCH(1)= 3.18 1.10

T1= 28.99 \* T51 = 7.87 \*\* T2= 4.54 \* T52 = 8.05 \*\* T3= 24.45 \*

L = -1288.99

## SCELTE SUL PORTAPOGLIO CREDITI (INTERDIPENDENZA DESOLE) GRUPPO I MODELLO MOMINALE CON CCT A CEDOLA VARIABILE

Campione: 1981: 3 1987: 12

		SENSA RESTRIZIONI											
Veriabili esplicative Equazione	Tasso Atteso			Veriabile Impieghi		Variabi	Standard						
	1	3	3	di Scala	in lire	2	4	,	• 6 6 6 6 6				
1	0.7226 (0.978)	-0.6061 (-1.376)			-0.7021 (-4.652)	-0.2742 (-0.750)	-0.0678 (-0.243)		1271.01				
. 2	-0.0272 (-0.589)		-0.0129 (-0.467)		0.0033 (0.101)	-0.0021 (-0.062)	0.0151 (1.107)	-0.0051 (-0.136)	367.397				
3	-0.6954 (-0.956)	0.5747 (1.340)			-0.3012 (-2.125)	8.2764 (0.777)	0.0527 (0.190)	-0.5403 (-2.177)					
LR(1)= 0.84	ARCH(1)=			0.30		71 -	31.98 *	- E	1390.				

ARCR(1)= 0.30 0.85

T1 = 31.98 \* T2 = 15.55 \* \* T3 = 16.43 \*

LM(1)= 0.84 LM(12)= 0.27 LM(1,3,6,12)= 16.06

ARCH(1,3,6,12)= 0.66 0.73

	о н	0 G E # 1	I T A'	t		AIRT	IRPO	3 T E	
Variabili	Tesso Atteso			Variabile di		Varia	bili Stag.	ioneli	Standard
esplicative Equazione	1	2	3	scala	in lire	2	4	,	*******
1	0.3348 (1.074)	0.0120	-0.3468 (-1.114)		-0.6853 (-5.102)	-0.1413 (-0.447)	-0.0249 (-0.100)		1303.31
2	_	0.0165 (0.901)			0.0256 (0.858)	-0.0091 (-0.403)	0.0109 (0.781)		370.374
3	_		0.3772 (1.204)		-0.3403 (-2.602)	0.1504		-0.5400 (-2.064)	

LR(1)= 0.36 LR(12)= 0.38 LR(1,3,6,12)= 2.58

ARCH(1)= 0.15 0.49

T1= 33.02\* TS1 = 5.13 \*
T2= 14.52 \*\* TS2 = 6.17 \*
T3= 18.50 \*

L - -1303.54

ARCH(1,3,6,12)= 0.55 0.28

t-ratio in parentesi

TAV. A 12

## SCELTE SUL PORTAFOGLIO CREDITI (INTERDIPENDENSA DEROLE) TOTALE NODELLO NOMINALE CON CCT A CEDOLA VARIABILE

Campione: 1981: 3 1987: 12

		SENSA RESTRICTONI											
Variabili esplicative	Tesso Atteso			Variabile Impieghi		Variab.	Standard						
Ednesione	1	2	3	aceje qi	in lire	2	4	,	00101				
1	0.5595 (0.292)	-0.3555 (-0.172)			-0.6378 (-1.469)	-0.3692 (-0.413)	-0.3680 (-0.149)	0.9498 (1.246)	3478.74				
2	-0.0185 (-0.228)		-0.0118 (-0.168)		0.0126	0.0101		-0.0319 (-0.666)	515.796				
1	-0.5010 (-0.295)		0.1937 (0.134)		-0.3750 (-0.900)	9.3591		-0.9179 (-1.264)					

LM(1)= 0.05 LM(12)= 2.02 LM(1,3,6,12)= 3.30

ARCH(1)= 0.27 1.09

T1 = 31.39 \* T2 = 20.49 T3 = 10.90 \*

\_\_\_\_ L = -1421.37

ARCH(1,3,6,12)= 0.21 0.89

į	OROGENEITA' E SIRMETRIA INPOSTE											
Veriabili esplicative Equasione	Tasso Attese			Variabile di	Impieghi in	Varial	oili Stag	ionali	Standard			
	1	2	3	ecela	lir.	2	4	,	10130			
1	0.3476 (0.420)	-0.057 (-0.167)			-0.6098 (-1.446)	-0.3369 (-0.388)	-0.3462 (-0.170)		3900.68			
2		0.0159 (1.342)	-0.0108 {-0.414}		0.0213 (9.798)	0.0052 (0.159)		-0.0194 (-0.616)	515.940			
3		_	0.3533		-0.415 (-1.009)	0.3317	0.3291	-0.9052				

LM(1)= 0.01 LM(12)= 2.03 LM(1,3,6,12)= 2.06

ARCR(1)= 0.26 0.87

T1= 30.88 \* T51 = 1.02 \* T2= 20.44 T52 = 1.08 \* T3= 10.44 \*

L = -1421.91

ARCH(1,3,6,12)= 0.22 0.93

### SCILTE SUL PORTAFOGLIO TITOLI GRUPPO 1 HODELLO REALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

	•							
		:	5 E H E A	R E S	TRIS	INOI		
Variabili	, ,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,			7esiabile	Variabili Staq		onali	Standard
esplicative Equazione	1	2	3	scala	2	4	,	01101
1	0.5378 (2.365)	-0.5949 (-2.953)		0.9068 (29.481)	-0.3326 (-3.142)	-9.0580 (-0.602)		5.59219
3	-0.2156 (-1.600)	0.2953 (2.206)	-0.0603 (-1.074)		0.1617 (1.310)	0.0757 (1.126)	0.0668 (1.247)	3.68369
3	-0.3222 (-1.242)		0.0160		0.1709	-0.0177 (-0.120)		

LM(1)= 4.60 LM(12)= 0.46 LM(1,3,6,12)= 3.20

ARCH(1)= 0.58 0.24

T1 = 34.22\*\* T2 = 19.04 T3 = 19.18\*

\_\_\_\_ L ≈ -475.808

ARCH(1,3,6,12)= 9.30 2.13

	ОИ	00 2 2 1	IITA'	8 S T H I	HETRI	AINI	P 0 S 7 E	
Variabili	Tasso Attoso			Vaciabile	Varia	Standard		
esplicative Equasione	1	2	3	ecala	2	4	,	01101
1	0.3721 (2.493)	-0.3845 (-3.006)		0.9050 (39.286)	-0.2756 (-3.224)	-0.0687 (-1.292)	-0.1846 (-2.610)	
2		0.4278	-0.0433 (-0.869)		0.1485 (1.282)		0.0639	3.73748
3			0.0309		0.1270	-0.0356 (-0.365)		

LR(1)= 4.26 LR(12)= 0.59 LR(1,3,6,12)= 4.28

ARCH(1)= 0.43 0.34

L = -478.481

ARCK(1,3,6,12)= 7.49 1.32

t-ratio in perentesi

T A V. A 14

L - -387.808

### SCELTE SUL PORTAFOGLIO TITOLI GRUPPO 2 MODELLO BEALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

		SEMBA RESTRIBION'I											
Variabili .	Tasso Atteso			Veriabile	Variabili Stagi		ionali	Standare					
esplicative Equasions	1	2	3	dí scala	2	4	,	******					
1	0.3838 (0.800)	-0.3156 (-0.686)			-0.0126 (-0.038)			4.00587					
3	-0.0573 (-0.899)		-0.0087 (-0.313)		-0.6028 (-0.664)	-0.0195 (-0.725)		1.81866					
3	-0.3265 (-0.779)		0.0586		0.0154	-0.2221		<u> </u>					

LH(1)= 0.38 LH(12)= 2.03 LH(1,3,6,12)= 6.36

ARCE(1)= 0.38 0.11

T1 = 29.69\* T2 = 8.74\* T3 = 20.96\*

ARCH(1,3,6,12)= 5.80 0.24

	0 M	0 6 E E 1	BITA		RETRI	AIRI		
Veriabili esplicative	Tasso Atteso			Veriebile	Varia	ionali	Standard	
Equazione	1	3	3	aceje qi	2	•	,	45505
1	0.1006 (0.455)			0.7119 (13.430)	0.0229 (0.072)			4.10626
2	_	0.0276 (2.069)	-0.0055 (-0.215)		-0.0069 (-0.220)	-0.0297 (-0.732)		1.80230
3	-	-	0.0041	0.2107	-0.0160	-0.2181		

LM(1)= 0.86 LM(12)= 2.20 LM(1,3,6,12)= 2.89

ARCH(1)= 0.81 6.16

T1= 24.72 \* T51 = 2.83 \* T2= 8.45 \* T52 = 3.12 \* T3= 20.28 \*

ARCH(1,3,6,12)= 8.94 0.32

#### SCELTE SUL PORTAPOGLIO TITOLI GRUPPO 3 MODELLO REALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

	SINIA RESTRICTORS										
Vaciabili esplicative Equazione	Tasso Atteso			Variabile	Veriab	Standard					
	1	2	3	scala	2	4	,	96196			
1	-0.3254 (-1.031)			0.8006 (16.012)	0.3149		-0.0764 (-0.323)	1.79591			
2	-0.0109 (-0.170)		-0.0307 (-0.941)		-0.0535 (0.363)	-0.0277 (-1.094)		0.939813			
3	0.3363 (1.072)		-0.1966 (-1.319)		-0.2614 (-0.469)	-0.1325 (-0.523)					

EN(1)= 14.73 EN(12)= 11.83 EN(1,3,6,12)= 21.03

ARCH(1)= 0.76 0.17 T1 = 69.10 T2 = 6.94 \* T3 = 62.16

L = -273.076

ARCH(1,3,6,12)= 19.52 1.55

	Он	0 G E #	BITA'	E SIR	RETRI	A I H	POSTE	
Variabili esplicative		o Attes	•	Variabile	Varia	Standard		
Equatione	1	2	3	aceje qi	2	4	,	•5505
1	-0.1742 (-1.184)		0.1677 (1.266)	0.8120 (29.489)	0.1245			1.97491
2	-	0.0139 (1.373)	-0.0204 (-1.207)		-0.0154 (-0.274)	-0.0182 (-1.294)		0.426468
3			-0.1474 (-1.246)		-0.1131	-0.2022 (-1.408)		

LH(1)= LH(12)= LH(1,3,6,12)=

ARCR(1)= 2.88 0.66 T1+ 56.27 TS1 = 1.79 \* T2= 7.82 \* TS2 = 2.67 \* T3= 48.45

L = -271.742

T3- 48.4

ARCH(1,3,6,12)= 4.60 1.50

t-ratio in perentesi

TAV. A 16

#### SCELTE SUL PORTAFOGLIO TITOLI TOTALE MODELLO REALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

	Ţ	SINIA RESTRICTE											
Voriabili	Tass	o Atte	••	Variabile di	Variab:	Standard							
emplicative Equasione	1	2	3	acala	2	4	,						
1	0.4905 (1.939)	-0.5492 (-2.201)		0.8339 (25.682)	-0.3046 (-1.216)	-0.0733 (-0.831)	-0.0733 (-0.529)						
,	-0.1038 (-1.848)		-0.0225 (-0.937)		0.0203 (0.785)	0.0441 (1.209)	0.0105 (0.346)	3.43930					
3	-0.3947			0.1469 (4.281)	0.2883 (1.124)	0.0292	0.0628						

LH(1)= 1.73 LH(12)= 1.02 LH(1,3,6,12)= 6.86 ARCH(1)= 0.82 1.40 T1 = 46.30 T2 = 10.90 \* T3 = 35.40 L - -550.519

ARCE(1,3,6,12)= 1.85 0.68

	0 H	0 G E # 1	I T A'	ESIAI		AINI	• 0 S T E			
Voriabili	Tes	o Attes	•	Variabile	Vacia	Varisbili Stagionali				
esplicative Equazione	1	2	3	ecals di	2	4	,	01101		
1	0.0337 (0.376)	-0.0431 (-0.878)		0.8651 (47.695)		-0.0304 (-0.401)				
2		0.0658 (1.301)	-0.0207 (-0.907)		0.0077 (0.251)			5.41435		
3			0.0132		0.2243	-0.0105				

LH(1)= 2.08 LH(12)= 1.71 LH(1,3,6,12)= 7.23 ARCH(1)= 0.80 1.58 T1= 33.87 \*\* TS1 = 6.86 \* T2= 12.41 \* TS2 = 5.35 \* T3= 21.46 \*

L = -553.194

ARCH(1,3,6,12)= 1.20 0.82

### SCELTE SUL PORTAFOGLIO CREDITI (INTERDIPENDENIA DEBOLE) GRUPPO 1 MODELLO REALE

Campione: 1961: 3 1967: 12

	2 -0.4531	3	Fecals q1	in lire	2	•		95101
(1.6	-0.4531				1			01101
	 -2.239)			-0.8708 (-14.150)	-0.2966 (-1.573)	-0.0105 (-0.154)		
	0.0534 0.6431	-0.0532 (-1.242)	-0.0005 (-0.025)	-0.0142 (-0.475)	0.0864	0.0277 {0.721}	0.0936 (1.608)	381.021
3 -0.3 (-1.5	0.3998	-0.0101 (-0.109)		-0.1150 (-1.685)	0.2102 (2.176)	-0.0115 (-0.083)		

ARCH(1,3,6,12)= 4.17

60		Vacia	<b>b11</b> 0	1	=p	1.	gl	i	T	٧a	rie	ъ	111	. :	St.	g	Lo	sel	1		St	an	•
E 2	7	 E					_			 		ı	H	P	0	s	T	E		_	_		•
			0.15																				

	0 M	0 G E W I	I T A'	E S	CHHET	RIA :	IMPOS	TE	
Variabili esplicative	Tase	o Attes	•	Variabile di	Impieghi in	Varial	Standard		
Equatione	1	2	3	scala	lire	2	4	,	
1	8.0670 (9.528)	-0.0722 (-0.827)		0.9159 (38.265)	-0.8720 (-13.989)	-0.2208 (-1.542)		-0.0749 (-0.755)	6.05170
3	_	0.0998 (1.093)	-0.0276 [-0.682]		0.0108 (0.329)	0.0925 (0.671)			3.86850
3	_	-	0.0224 (0.256)	0.0630 (2.732)	-0.1389 (-2.035)	0.1282 (1.261)		-0.0028 (-0.030)	

EN(1)= 3.98 EN(12)= 2.68 EN(1,3,6,12)= 4.89

ARCR(1)= 0.24 0.35

T1= 23.57\* T51 = 5.22 \* T2= 5.74\* T52 = 12.45 T3= 17.84\*

£ = -483.007

ARCH(1,3,6,12)= 3.23 0.22

<u>t-ratio</u>.in perentesi

TAV. A 16

## SCELTE SUL PORTAPOGLIO CREDITI (INTIRDIPENDENEA DEBOLE) TOTALE MODELLO REALE

Campione: 1981: 3 1987: 12

		SENSA RESTRICTORI											
Veriabili esplicative	Tas	o Atte		Variabile di		Variab:	Standard						
Equatione	1	2	3	scale	in lire	2	4	,	96505				
1	0.3133 (1.822)	-0.4059 (-2.524)		0.8570 (31.340)	-0.8574 (-13.900)	-0.3118 (-1.270)	0.0307 (0.294)	0.0606 (0.518)	9.43159				
. 2		0.0142 (0.295)	-0.0561 (-0.900)		0.0014 (0.058)	0.0519	-0.0128 (-0.674)	0.0293	5.36889				
3	-0.3366 (-1.653)	0.3917 (2.221)	-0.0226 (-0.683)	0.1410 (4.710)	-0.1440 (-2.239)	0.2599 (1.296)	-0.0179 (-0.152)						

EM(1)= 1.46 EM(12)= 1.63 EM(1,3,6,12)= 9.83

ARCH(1)= 0.99

T1 = 41.23 T2 = 6.48 \* T3 = 34.75

L = -552.101

ARCH(1,3,6,12)= 3.03 0.53

	ОЖ	0 G E E I	I T A'	2 5	IXRET	LIA :		TE	
Variabili esplicative	745	o Attes	•	Variabile di scale	Impieghi in	Vacial	Standard		
gdranione	1	2	3		lice	2	4	,	96106
1	0.0422 (0.444)	-0.0445 (-0.591)			-0.8297 (-13.353)	0.0217 (0.075)		-0.0202 (-0.137)	9.93045
2	_	0.0409 (0.562)	0.0035 (0.127)		-0.0051 (-0.233)	0.0375 (0.858)	0.0894 (1.136)		5.47310
3	_		-0.0058 (-0.069)	0.1313 (6.548)	-0.1652 (-2.657)	-0.0592 (-0.189)		0.0195	

LH(1)= 0.67 LH(12)= 1.35 LH(1,3,6,12)= 4.95

ARCH(1)= 1.09 0.93

T1- 31.71\* T51 = 2.50 \* L = -553.960 T2= 5.26\* T52 = 3.72 \* T3= 26.45\*\*

ARCE(1,3,6,12)= 1.13 0.39

#### ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (\*)

- n. 104 Stime in tempo reale della produzione industriale, di G. Bodo A. Cividini L. F. Signorini (luglio 1988).
- n. 105 On the difference between tax and spending policies in models with finite horizons, di W. H. Branson G. Galli (ottobre 1988).
- n. 106 Non nested testing procedures: Monte Carlo evidence and post simulation analysis in dynamic models, di G. Parigi (ottobre 1988).
- n. 107 Completamento del mercato unico. Conseguenze reali e monetarie, di A. Fazio (ottobre 1988).
- n. 108 Modello mensile del mercato monetario, (ottobre 1988).
- n. 109 Il mercato unico europeo e l'armonizzazione dell'IVA e delle accise, di C. A. Bollino V. Ceriani R. Violi (dicembre 1988).
- n. 110 Il mercato dei contratti a premio in Italia, di E. BARONE D. Cuoco (dicembre 1988).
- n. 111 Delegated screening and reputation in a theory of financial intermediaries, di D. Terlizzese (dicembre 1988).
- n. 112 Procedure di destagionalizzazione dei depositi bancari mensili in Italia, di A. Cividini C. Cottarelli (gennaio 1989).
- n. 113 Intermediazione finanziaria non bancaria e gruppi bancari plurifunzionali: le esigenze di regolamentazione prudenziale, (febbraio 1989).
- n. 114 La tassazione delle rendite finanziarie nella CEE alla luce della liberalizzazione valutaria (febbraio 1989).
- n. 115 Il ruolo delle esportazioni nel processo di crescita e di aggiustamento dei PVS, di L. Bini Smaghi D. Porciani L. Tornetta (marzo 1989).
- n. 116 LDCs' repayment problems: a probit analysis, di F. Di Mauro F. Mazzola (maggio 1989).
- n. 117 Mercato interbancario e gestione degli attivi bancari: tendenze recenti e linee di sviluppo, di G. Ferri - P. Marullo Reediz (giugno 1989).
- n. 118 La valutazione dei titoli con opzione di rimborso anticipato: un'applicazione del modello di Cox, Ingersoll e Ross ai CTO, di E. BARONE D. Cuoco (giugno 1989).
- n. 119 Cooperation in managing the dollar (1985-87): interventions in foreign exchange markets and interest rates, di E. Galotti P. Giucca S. Micossi (giugno 1989).
- n. 120 The US current account imbalance and the dollar: the issue of the exchange rate pass-through, di C. Mastropasqua S. Vona (giugno 1989).
- n. 121 On incentive-compatible sharing contracts, di D. Terlizzese (giugno 1989).
- n. 122 The adjustment of the US current account imbalance: the role of international policy coordination, di G. Gomel, G. Marchese J. C. Martinez Oliva (luglio 1989).
- n. 123 Disoccupazione e dualismo territoriale, di G. Bodo P. Sestito (agosto 1989).
- n. 124 Redditi da lavoro dipendente: un'analisi in termini di capitale umano, di L. Cannari G. Pellegrini - P. Sestito (settembre 1989).
- n. 125 On the estimation of stochastic differential equations: the continuous-time maximum-likelihood approach, di R. Cesari (settembre 1989).
- n. 126 La misurazione dell'efficienza nei modelli di «frontiera», di M. Gresti (settembre 1989).
- n. 127 Do intergenerational transfers offset capital market imperfections? evidence from a cross-section of Italian households, di L. Guiso T. Jappelli (settembre 1989).
- n. 128 La struttura dei rendimenti per scadenza secondo il modello di Cox, Ingersoll e Ross: una verifica empirica, di E. BARONE D. CUOCO E. ZAUTZIK (ottobre 1989).
- n. 129 Il controllo delle variabili monetarie e creditizie: un'analisi con il modello monetario della Banca d'Italia, di I. Angeloni A. Cividini (novembre 1989).

<sup>(\*)</sup> I «Temi» possono essere richiesti alla Biblioteca del Servizio Studi della Banca d'Italia.