

UNIVERSITÀ DI SIENA

**Economia delle
Aziende di Credito**

MATERIALE INTEGRATIVO

**UN MODELLO EVOLUTIVO
INTERNAZIONALE**

di

Rodolfo Vanzini

Anno Accademico 2001/2002

SOMMARIO

Introduzione	1
Il modello statistico <i>time series</i>	2
L'evoluzione storica del <i>cash flow</i>	4
Il modello statistico <i>cross section</i>	5

Introduzione

Questo lavoro si propone di evidenziare un percorso di sviluppo reddituale intrapreso da un campione internazionale di banche. Le banche selezionate appartengono ai paesi dell'EMU-6, hanno un attivo di stato patrimoniale compreso tra 10 e 20 miliardi di euro e hanno un ROE compreso tra il 10% e il 30%; i bilanci da cui abbiamo estratto i dati sono bilanci consolidati. E' necessario notare che la nostra selezione è stata ristretta a banche di cui si disponesse un bilancio consolidato a partire dal 1993.

BNP Paribas Lease Group
Credito Emiliano SpA
Deutsche Bank SpA
Cetelem
Credito Emiliano Holding
Caja de Ahorros del Mediterraneo CAM
Bilbao Bizkaia Kutxa, BBK
Lyonnaisse de Banque
Caja de Ahorros de Galicia - Caixa Galicia
Unicaja - Montes de Piedad y Caja de Ahorros de Ronda, Cadiz, Almeria, Malaga y Antequera
Banco de Sabadell SA
Westland/Utrecht Hypotheekbank NV
Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Zaragoza, Aragon y Rioja - Ibercaja
Crédit Agricole d'Ile-de-France
Credito Emiliano Holding

Tabella 1

Per evidenziare tale percorso abbiamo ritenuto interessante stimare il modello di regressione multipla seguente:

$$CF_i = aMINTER_i^b CO_i^c t_i^d e^{u_i} \quad (1);$$

Secondo tale modello il “cash flow” i-esimo sarebbe il risultato del prodotto del margine d’intermediazione, i costi operativi, il tempo, un opportuno scalare a e l’errore e^{u_i} . Come noto, la (1) può essere espressa nella seguente forma logaritmica, indicando con a il $Ln a$:

$$Ln(CF_i) = a + bLn(MINTER_i) + cLn(CO_i) + dLn(t_i) + u_i \quad (2).$$

La (2) rappresenta il modello econometrico lineare (nei parametri a, b, c e d) che vogliamo stimare utilizzando i dati relativi al campione scelto.

Il modello statistico *time series*

L’analisi da noi svolta sulla serie storica in esame ha prodotto le seguenti stime¹ per i parametri del modello di regressione:

	a	b	c	d
Stima dei parametri	-12,54	2,82	-1,07	-0,26
s.e.	1,58	0,55	0,64	0,03
R^2	0,99			

Tabella 2

Il significato della (2) risulta in forma differenziale:

$$\frac{dCF}{CF} = b \frac{dMINTER}{MINTER} + c \frac{dCO}{CO} + d \frac{dt}{t} \quad (3)$$

¹ Il modello generale è stato sottoposto al test di ipotesi F che ha reso una elevata significatività (pari allo 0,01).

secondo cui le variazioni su base annua del cash flow tendono a coincidere con la somma delle variazioni delle componenti di margine d'interesse, ricavi da servizi e costi operativi moltiplicati per i rispettivi coefficienti di elasticità (cfr. tabella 2).

Variazioni percentuali	2000	1999	1998	1997	1996	1995	1994	1993
MINTER	15,97%	9,32%	9,24%	10,59%	7,65%	4,59%	0,00%	
CO	10,93%	8,18%	6,27%	9,18%	5,78%	3,54%	-4,15%	
CF	33,07%	13,53%	12,97%	15,66%	4,50%	1,27%	-13,68%	
MINTER/CO	1,33	1,27	1,26	1,22	1,21	1,19	1,18	1,13

Tabella 3

Come si nota dalla tabella 2 l'andamento reddituale ha seguito un trend crescente fin dal 1994.

Considerando i valori delle stime per il parametro di regressione di t possiamo approssimare la (2) nel modo seguente:

$$\frac{dCF}{CF} \approx \left[b \frac{dMINTER}{MINTER} + c \frac{dCO}{CO} \right] \quad (4);$$

ovvero:

$$\frac{dCF}{CF} \approx \left[2.82 \frac{dMINTER}{MINTER} - 1.07 \frac{dCO}{CO} \right] \quad (5);$$

da cui:

$$\frac{dCF}{CF} \approx 2.82 \left[\frac{dMINTER}{MINTER} - \frac{11}{29} \frac{dCO}{CO} \right] \quad (6);$$

dove il coefficiente di regressione c (pari a $-1,07$) è all'incirca $-29/11$ del coefficiente di regressione b ($+2,82$).

E' interessante notare come gli incrementi di CF dipendano dalla variazione congiunta di MINTER e CO, per cui dalla (3) desumiamo che la variazione del CF sarà positiva:

a. Se $\frac{dMINTER}{MINTER} > 0$ e $\frac{dCO}{CO} \leq 0$;

b. Se $\frac{dMINTER}{MINTER} = 0$ e $\frac{dCO}{CO} < 0$;

c. Se $\frac{dMINTER}{MINTER} > \frac{11}{29} \frac{dCO}{CO}$.

Dal punto c. notiamo come storicamente sarebbe bastato, al campione di banche da noi selezionato, “muovere” solo una frazione (almeno 11/29) del MINTER rispetto ai costi operativi per ottenere una variazione positiva del CF.

L'evoluzione storica del *cash flow*

Osservando i dati, estratti dai bilanci del campione di banche in esame, riportati in tabella 3 notiamo come la variazione effettiva del “*cash flow*” tra il 1993 e il 1994 sia stata negativa a fronte di una stabilità del margine d’intermediazione alla quale è stata però opposta una riduzione (-4,15%) dei costi operativi. Tra il 1994 e il 1995 vediamo come, nonostante la variazione del margine d’intermediazione sia stata positiva e superiore a quella dei costi operativi (quindi non solo 11/29 degli costi operativi), il “*cash flow*” abbia comunque subito una variazione negativa. Negli anni successivi, si nota come invece il margine d’intermediazione sia cresciuto maggiormente rispetto ai costi operativi spiegando perciò gli incrementi del “*cash flow*”.

Da questa relazione stimata sulla base dei dati storici degli ultimi 8 anni possiamo anche concludere che in uno scenario, in cui il margine d’intermediazione subisca una variazione negativa, affinché la variazione di “*cash flow*” possa rimanere positiva le banche del nostro campione dovrebbero ridurre i costi operativi più di 29/11 rispetto al margine d’intermediazione; in altre parole la riduzione dei costi operativi dovrebbe essere più che doppia rispetto alla riduzione del margine d’intermediazione.

Il modello statistico *cross section*

Abbiamo ritenuto interessante svolgere un ulteriore approfondimento riguardante il legame che unisce la dinamica del *cash flow* e delle sue determinanti (margine d'intermediazione e costi operativi); pertanto, abbiamo scelto di indagare intorno alla relazione che lega CF, MINTER e CO producendo una regressione di tipo *cross section* che vedesse come variabili indipendenti MINTER e CO. Il modello econometrico scelto deriva dal modello descritto nella (1) ed opportunamente modificato come segue:

$$CF_i = aMINTER_i^b CO_i^c e^{u_i} \quad (7);$$

la (7) in forma logaritmica può essere scritta nel modo seguente:

$$\ln(CF_i) = a + b\ln(MINTER_i) + c\ln(CO_i) + u_i \quad (8);$$

La (8) rappresenta il modello econometrico (lineare nei parametri a , b e c) che abbiamo deciso di stimare per analizzare il legame della relazione in oggetto.

Le stime relative al modello descritto nella (8) e derivate dai dati *cross section* dei bilanci delle banche incluse nel nostro campione sono riportati nella tabella seguente:

	a	b	c
Stima dei parametri ²	-0,88	1,65	-0,74
s.e.	0,37	0,20	0,19
R ²		0,69	

Tabella 4

Scrivendo nuovamente la (8) in forma differenziale e sostituendo i parametri della regressione otteniamo:

$$\frac{dCF}{CF} \approx \left[1.65 \frac{dMINTER}{MINTER} - 0.74 \frac{dCO}{CO} \right] \quad (9);$$

e riscrivendo l'approssimazione precedente nel modo seguente:

² Eseguendo le stime relative a questi parametri sono altamente significative (*t-test*).

$$\frac{dCF}{CF} \approx 1.65 \left[\frac{dMINTER}{MINTER} - \frac{4}{9} \frac{dCO}{CO} \right] \quad (10)$$

Notiamo come tendenzialmente i cash flow delle banche esaminate siano legati alla variazione congiunta di MINTER e CO per cui, come svolto nel paragrafo dell'analisi storica, osserviamo che la variazione di CF tende ad essere positiva se:

- a. $\frac{dMINTER}{MINTER} > 0$ e $\frac{dCO}{CO} \leq 0$;
- b. $\frac{dMINTER}{MINTER} = 0$ e $\frac{dCO}{CO} < 0$;
- c. $\frac{dMINTER}{MINTER} > \frac{4}{9} \frac{dCO}{CO}$.

Dal punto c. è interessante notare ancora una volta come siano sufficienti incrementi frazionari (almeno $\frac{4}{9}$) nel MINTER rispetto a CO per spiegare l'aumento del cash flow.

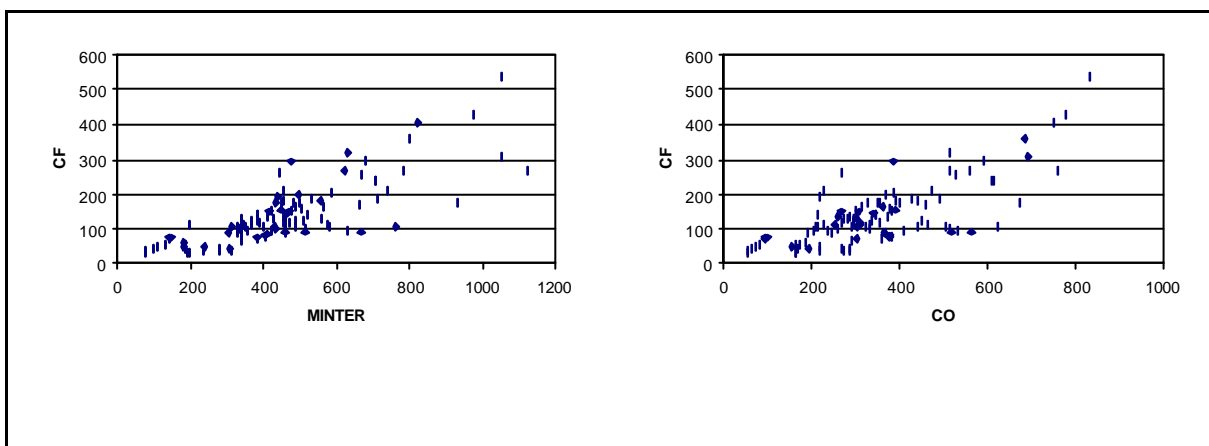


Figura 1

