A cura di Giulio Tagliavini

EXCEL per la finanza e il management

L'utilizzo del foglio di calcolo nei principali problemi di finanza aziendale e management

2ª edizione

lavoro & carriera

con CD

Alpha Test

lease, «Managerial Finance»,

11 Un modello statistico per l'analisi della dipendenza temporale dei tassi bancari dai tassi Interbancari

di Tiziano Bellini e Marco Riani

TEMATICHE AFFRONTATE NEL CAPITOLO

Finanza

Rilevanza economica dei tassi di interesse bancari.

Excel

Modelli di regressione, funzione REGR.LIN, componenti aggiuntivi "Analisi dei dati" e "Risolutore".

11.1 Il problema finanziario

Gli istituti di credito, come è noto, sono impegnati nelle due distinte attività di raccolta fondi ed erogazione prestiti svolgendo un ruolo di collegamento tra risparmiatori e investitori (Pavarani, 2001). Nel tentativo di massimizzare il profitto, quando i tassi di interesse aumentano, le banche cercano di aumentare il prima possibile i tassi di interesse attivi, mantenendo il più possibile invariati i tassi passivi. All'opposto, nel caso di riduzione dei tassi, le banche cercano di diminuire tempestivamente i tassi sulla raccolta fondi e mantenere per il maggior tempo possibile i tassi attivi invariati. Asimmetrie informative e razionalità limitata impediscono spesso ai clienti (imprese che ricorrono a prestito bancario o risparmiatori) di richiedere un immediato adeguamento dei propri tassi di interesse ai tassi di mercato, attribuendo alle banche un beneficio legato a tale vischiosità.

L'obiettivo del presente lavoro è quello di definire un modello al fine di valutare quando e in che misura le banche aggiustano i propri tassi di interesse sul versante degli *assets* e su quello delle *liabilities*. In particolare, si farà riferimento a un modello lineare e a un modello non lineare.

Il presente capitolo è organizzato come segue: nella sezione numero due si discute il legame relativo all'adeguamento dei tassi di interesse bancari rispetto ai tassi di mercato e il meccanismo di trasmissione di politica monetaria nel sistema economico. Nella terza sezione viene introdotto il modello per la stima di elasticità e vischiosità dei tassi di interesse bancari. Nella quarta sezione si mostra come i parametri del modello precedentemente introdotto possano essere stimati utilizzando Microsoft Excel e si richiamano una serie di statistiche per calcolare la significatività delle variabili esplicative. L'ultima sezione contiene riflessioni conclusive.

11.2 Rilevanza economica dello studio della vischiosità dei tassi di interesse bancari

In letteratura sono stati effettuati una serie di studi empirici per studiare gli effetti di manovre di politica monetaria utilizzando la relazione anticipatrice degli aggregati monetari rispetto all'economia reale (ad es. Kashyap *et al.*, 2002). Recenti analisi hanno evidenziato che i tassi di interesse hanno un potere predittivo molto più accentuato rispetto agli stock/flussi con cui vengono abitualmente misurate le grandezze monetarie. Risulta ragionevole, quindi, utilizzare i tassi di interesse come strumenti per comprendere le manovre di politica monetaria adottate dai *policy* *makers*. Una manovra restrittiva (aumento dei tassi) indebolisce il bilancio dei soggetti che fanno ricorso a finanziamenti esterni, aumentando il costo della raccolta fondi e riducendo la capacità di offrire garanzie collaterali e merito di credito (sub-canale del bilancio). A sua volta, la difficoltà degli istituti di credito di reperire fondi addizionali per erogare prestiti, può produrre conseguenze negative sulla possibilità delle banche di continuare a erogare prestiti, con ovvie conseguenze negative sui soggetti finanziati (*banking lending channel* – Kishan and Opiela, 2000). Viceversa, una diminuzione dei tassi aumenta la capacità di raccogliere fondi da parte delle banche (*core deposit funding*) e, allo stesso tempo, rafforza la capacità di intervento sul bilancio dei soggetti che richiedono finanziamenti, mettendo in moto un meccanismo di crescita (Tagliavini, 1999).

Dato il ruolo di primo piano che i tassi di interesse rivestono nello studio delle politiche monetarie rispetto ad altre grandezze macroeconomiche (Klein, 1971; Lusignani, 1996), diventa cruciale cercare di stimare il ritardo con cui il mercato e il sistema bancario reagiscono alle manovre di politica monetaria decise dai *policy makers*, tenendo presente che le frizioni presenti nell'economia reale impediscono alle imprese di reagire immediatamente a variazioni di politiche monetarie. In particolare, nelle sezioni seguenti, si concentra l'attenzione sul legame che intercorre tra tassi bancari e tassi di mercato. Si sottintende che l'impatto delle politiche monetarie venga recepito attraverso i tassi di mercato.

11.3 Il modello statistico

In letteratura sono stati proposti diversi approcci per modellare il rapporto intercorrente tra tassi di mercato e tassi bancari attraverso sistemi di equazioni simultanee (ad esempio Weth, 2002). In questa sezione e nella seguente vengono proposti approcci alternativi alla rappresentazione del legame intercorrente tra le variabili di interesse. Nello specifico, nella sezione corrente si fa riferimento a un modello di regressione lineare multivariato, mentre nella sezione seguente ci si rifà a un modello non lineare con vincoli nello spazio dei parametri. L'attenzione è particolarmente rivolta a:

1) evidenziare l'elasticità di reazione dei tassi bancari rispetto a variazioni nei tassi di mercato;
2) determinare il ritardo di adeguamento (vischiosità).

A tale riguardo si fa riferimento a quanto segue:

- tassi attivi bancari: tassi di interesse bancari sui prestiti in euro alle società non finanziarie;
- tassi passivi bancari: tassi di interesse bancari sui depositi in euro di famiglie e società non finanziarie;
- tassi di mercato: tassi interbancari (euribor).

Si assuma che y_t sia il tasso di interesse bancario al primo giorno del mese t-esimo (si può fare riferimento sia a tassi attivi, sui prestiti, sia a tassi passivi, sui depositi) e x_t sia il tasso di interesse di mercato (tasso di interesse interbancario euribor) al momento t-esimo (t=1, ..., T).

Al fine di cogliere la relazione tra tassi bancari e tassi di mercato, anziché fare riferimento ai livelli assoluti di tali tassi, si ritiene opportuno considerare le variazioni Δy_t e Δx_t. È possibile formalizzare il modello nel modo seguente:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \cdots + \beta_k \Delta x_{t-k} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{1}$$

ove $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, t=k+2, k+3, ..., T e ε_t è la successione delle variabili aleatorie indipendenti e identicamente distribuite (i.i.d.) che rappresentano i termini di disturbo (per approfondimenti sulle assunzioni relative agli errori si veda ad esempio, Riani e Laurini, 2008 oppure Greene, 1993).

I parametri β_j ($j=0, 1, ..., k$) sono espressione della misura in cui gli shock delle variabili indipendenti vengono recepiti dalla variabile dipendente in corrispondenza dei diversi tempi. Ad esempio, un valore di β_0 pari a 0.7 segnala che a un incremento unitario della variazione contemporanea del tasso di interesse di mercato (tenendo fisse le variazioni nei tempi precedenti), corrisponde un incremento nella variazione del tasso medio di interesse applicato dalle banche pari a 0.7.

La costante α indica il valore teorico del fenomeno quando i valori delle variabili esplicative sono pari a zero. In questo caso, indica la variazione del tasso di interesse bancario in assenza di variazioni nel tasso interbancario euribor.

Quando si applica un modello, la stima dei parametri costituisce il momento cruciale dell'analisi. A tal fine, nel caso in esame, si ricorre alla cosiddetta minimizzazione della somma dei quadrati dei residui. In altre parole, i parametri α, β_j ($j=0, 1, ..., k$) vengono stimati attraverso a, b_0, ..., b_k utilizzando la condizione dei minimi quadrati, ossia minimizzando l'espressione:

$$\sum_{t=6}^{T}(\Delta y_t - a - b_0\Delta x_t - b_1\Delta x_{t-1} - \cdots - b_4\Delta x_{t-4})^2 . \qquad (2)$$

In altri termini, se nell'equazione (2) sostituiamo qualsiasi altra combinazione di parametri, otteniamo che la somma dei quadrati degli scostamenti è non inferiore rispetto a quella associata a a, b_0, ..., b_k.

Dopo aver stimato i parametri, occorre effettuare i seguenti passi:

1) valutare, la bontà di adattamento del modello, ossia la quota di varianza della variabile dipendente spiegata dal modello (utilizzando la statistica R^2);
2) testare la significatività della relazione tra l'insieme delle variabili indipendenti e la variabile risposta (tramite la statistica F);
3) testare la significatività delle relazione tra le singole variabili esplicative e la variabile dipendente (tramite i test t);
4) analizzare i residui per verificare la presenza di eventuali valori anomali.

L'obiettivo della sezione che segue è quello di capire come affrontare i passi precedenti utilizzando Microsoft Excel.

11.4 Analisi statistica delle relazioni tra i tassi di interesse utilizzando Microsoft Excel

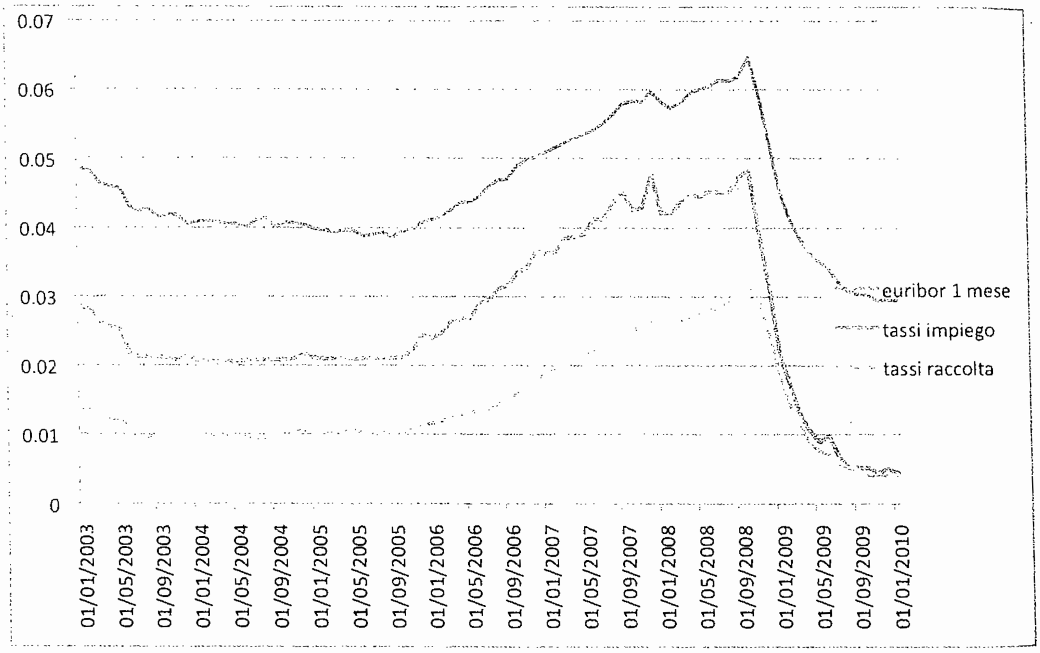
Ai fini dell'analisi si fa riferimento alla base dati pubblica di Banca d'Italia. Le statistiche armonizzate sono ottenute dal gennaio 2003 mediante una rilevazione campionaria mensile, in applicazione del Regolamento BCE 2001/18. Alla fine del 2007, il campione era composto da 122 banche, che rappresentavano l'81 per cento dei prestiti e l'86 per cento dei depositi del sistema creditizio italiano. Nelle singole date di riferimento il campione riflette le eventuali operazioni di fusione, incorporo e scorporo. I tassi di interesse riguardano le consistenze in essere e le nuove operazioni relative alle principali forme di raccolta e di impiego. Per i dettagli metodologici sulla rilevazione campionaria e per i criteri di selezione del campione si rimanda al documento *L'armonizzazione delle statistiche europee sui tassi di interesse bancari e le scelte metodologiche italiane*, Banca d'Italia, Supplementi al Bollettino Statistico - *Note metodologiche e informazioni statistiche*, ottobre 2003.

Nello specifico, di seguito, vengono utilizzate le seguenti serie storiche, dal gennaio 2003 al gennaio 2010, aventi cadenza mensile:

1) tassi di interesse bancari sui prestiti in euro alle società non finanziarie: nuove operazioni, tavola TTI30100, prestiti fino a 1 milione di euro, periodo di determinazione iniziale del tasso fino a un anno (S165241M);
2) tassi di interesse bancari sui depositi in euro di famiglie e società non finanziarie: consistenze, tavola TTI30500, depositi in conto corrente società non finanziarie (S108594M);
3) altri tassi di interesse bancari e tassi interbancari, tavola TTI30600, tassi interbancari (MID), 1 mese (S058923M).

La figura 1, che riporta l'andamento dei tassi di cui sopra, mostra che nel periodo gennaio 2003-gennaio 2010 i tassi presentano un andamento generalmente crescente. Al contrario, da novembre 2008, a seguito della crisi economica, fino al gennaio 2010 i tassi decrescono.

Figura 1: confronto tra le tre serie storiche dei tassi di interesse in esame dal gennaio 2003 al gennaio 2010



Per stimare con Excel i parametri del modello di regressione riportato nell'equazione (1) è utile inserire, in colonne diverse, le serie associate rispettivamente alla variabile dipendente e alle variabili esplicative (Riani, 2002). I dati di partenza si trovano nel foglio denominato "Modello lineare" del file "tassi-input.xls" e sono riportati nella zona B2:C86 (figura 2) .

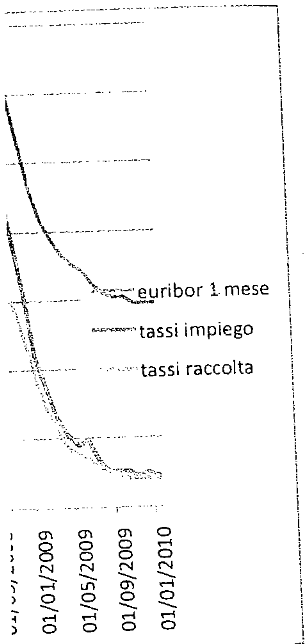
ziarie: nuove operazioni,
terminazione iniziale del

società non finanziarie:
società non finanziarie

30600, tassi interbancari

. che nel periodo gennaio
escente. Al contrario, da
si decrescono.

esse in esame



portato nell'equazione (1) è
a variabile dipendente e alle
foglio denominato "Modello
gura 2) .

Figura 2: i dati di partenza

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1		Tasso impieghi (yt)	Euribor 1 mese (Xt)	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}
2	31/01/2003	0,0485	0,0285						
3	28/02/2003	0,0481	0,0278						
4	31/03/2003	0,0463	0,0261						
5	30/04/2003	0,0460	0,0257						
6	31/05/2003	0,0458	0,0251						
7	30/06/2003	0,0432	0,0216						
8	31/07/2003	0,0424	0,0212						
9	31/08/2003	0,0428	0,0212						
10	30/09/2003	0,0416	0,0212						
11	31/10/2003	0,0419	0,0209						
12	30/11/2003	0,0417	0,0208						
13	31/12/2003	0,0406	0,0215						
14	31/01/2004	0,0408	0,0207						
15	29/02/2004	0,0410	0,0206						
16	31/03/2004	0,0409	0,0204						
17	30/04/2004	0,0406	0,0205						
18	31/05/2004	0,0406	0,0206						
19	30/06/2004	0,0401	0,0208						

L'obiettivo iniziale è quello di costruire nella colonna D la serie Δy_t e nelle colonne E:I le serie associate alle variabili indipendenti. Nel modello proposto consideriamo ritardi fino al tempo t-4, in quanto supponiamo che la "vischiosità" dei tassi di interesse determini un processo di aggiustamento che si completa nell'arco di 4 mesi.

Osservazione: dato che nel nostro modello operiamo in termini di variazioni, occorre tener presente che le nuove serie Δy_t e Δx_t presenteranno un termine in meno. Inoltre, dato che consideriamo le variazioni fino al tempo t–4 nella variabile indipendente (Δx_{t-4}), si perdono altri 4 termini. In conclusione, il primo periodo per cui disponiamo di tutte 4 le variazioni nella variabile indipendente è il sesto (nel nostro caso giugno 2003).

Nella figura che segue si mostra come si devono impostare le formule per costruire i valori delle variazioni della variabile dipendente e delle variabili indipendenti per il mese di giugno 2003.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1		Tasso impieghi (yt)	Euribor 1 mese (Xt)	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}
2	31/01/2003	0,048							
3	28/02/2003	0,048							
4	31/03/2003	0,046							
5	30/04/2003	0,046							
6	31/05/2003	0,0458	0,0251						
7	30/06/2003	0,0432	0,0216	-0,0026	-0,0035	-0,0006	-0,0004	-0,0017	-0,0008
8	31/07/2003	0,0424	0,0212						
9	31/08/2003	0,0428	0,0212						
10	30/09/2003	0,0416							
11	31/10/2003	0,0419							
12	30/11/2003	0,0417							
13	31/12/2003	0,0406							
14	31/01/2004	0,0408							
15	29/02/2004	0,0410							
16	31/03/2004	0,0409							
17	30/04/2004	0,0406							
18	31/05/2004	0,0406	0,0206						
19	30/06/2004	0.0401	0.0208						
20	31/07/2004	0,0410	0,0207						

Per calcolare il valore di Δx_t in corrispondenza del mese di giugno '03, inserire nella cella E7 la formula =C7-C6.

Per calcolare il valore di Δx_{t-1} in corrispondenza del mese di giugno '03, inserire nella cella F7 la formula =C6-C5.

Per calcolare il valore di Δy_t in corrispondenza del mese di giugno 2003, inserire nella cella D7 la formula =B7-B6.

Per ricopiare le formule nella zona sottostante, selezionare la zona D7:I7, posizionare il mouse nel punto indicato dalla freccia e fare doppio click sul quadratino di riempimento.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1		Tasso impieghi (yt)	Euribor 1 mese (Xt)	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}
2	31/01/2003	0,0485	0,0285						
3	28/02/2003	0,0481	0,0278						
4	31/03/2003	0,0463	0,0261						
5	30/04/2003	0,0460	0,0257						
6	31/05/2003	0,0458	0,0251						
7	30/06/2003	0,0432	0,0216	-0,0026	-0.0035	-0,0006	-0.0004	-0,0017	-0,0008
8	31/07/2003	0,0424	0,0212	-0,0008	-0.0004	-0,0035	-0,0006	-0,0004	-0,0017
9	31/08/2003	0,0428	0,0212	0,0004	-0.0000	-0,0004	-0,0035	-0,0006	-0,0004
10	30/09/2003	0,0416	0,0212	-0,0012	0,0000	-0,0000	-0,0004	-0,0035	-0,0006
11	31/10/2003	0,0419	0,0209	0,0003	-0,0003	0,0000	-0,0000	-0,0004	-0,0035
12	30/11/2003	0,0417	0,0208	-0,0002	-0,0000	-0,0003	0,0000	-0,0000	-0,0004
13	31/12/2003	0,0406	0,0215	-0,0011	0,0006	-0,0000	-0,0003	0,0000	-0,0000
14	31/01/2004	0,0408	0,0207	0,0002	-0.0008	0,0006	-0,0000	-0,0003	0,0000
15	29/02/2004	0,0410	0,0206	0,0002	-0.0001	-0,0008	0,0006	-0,0000	-0,0003
16	31/03/2004	0,0409	0,0204	-0,0001	-0.0002	-0,0001	-0,0008	0,0006	-0,0000
17	30/04/2004	0,0406	0,0205	-0,0003	0,0001	-0,0002	-0,0001	-0,0008	0,0006
18	31/05/2004	0,0406	0,0206	-0,0001	0,0001	0,0001	-0,0002	-0,0001	-0,0008
19	30/06/2004	0,0401	0,0208	-0,0005	0,0002	0,0001	0,0001	-0,0002	-0,0001
20	31/07/2004	0,0410	0,0207	0,0009	-0,0001	0,0002	0,0001	0,0001	-0,0002
21	31/08/2004	0,0414	0,0208	0,0004	0,0000	-0,0001	0,0002	0,0001	0,0001
22	30/09/2004	0,0402	0,0208	-0,0013	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0002	0,0001

Tutte le formule vengono automaticamente copiate fino alla riga 86 (gennaio 2010).

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
61	31/12/2007	0,0598	0,0477	0,0015	0,0048	0,0004	-0,0025	0,0015	0,0024
62	31/01/2008	0,0582	0,0421	-0,0016	-0,0056	0,0048	0,0004	-0,0025	0,0015
63	29/02/2008	0,0574	0,0420	-0,0008	-0.0001	-0,0056	0,0048	0,0004	-0,0025
64	31/03/2008	0,0581	0,0438	0,0007	0,0017	-0,0001	-0.0056	0,0048	0,0004
65	30/04/2008	0,0595	0,0446	0,0014	0,0008	0,0017	-0,0001	-0,0056	0,0048
66	31/05/2008	0,0600	0,0444	0,0006	-0,0002	0,0008	0,0017	-0,0001	-0,0056
67	30/06/2008	0,0605	0,0452	0,0005	0,0008	-0,0002	0,0008	0,0017	-0,0001
68	31/07/2008	0,0615	0,0451	0,0010	-0,0001	0,0008	-0,0002	0,0008	0,0017
69	31/08/2008	0,0613	0,0451	-0,0002	-0,0000	-0,0001	0,0008	-0,0002	0,0008
70	30/09/2008	0,0619	0,0474	0,0007	0,0023	-0,0000	-0,0001	0,0008	-0,0002
71	31/10/2008	0,0648	0,0484	0,0028	0,0009	0,0023	-0,0000	-0.0001	0,0008
72	30/11/2008	0,0596	0,0396	-0,0052	-0,0088	0,0009	0,0023	-0,0000	-0,0001
73	31/12/2008	0,0531	0,0312	-0,0065	-0,0083	-0,0088	0,0009	0,0023	-0,0000
74	31/01/2009	0,0459	0,0218	-0,0072	-0,0094	-0,0083	-0,0088	0,0009	0,0023
75	28/02/2009	0,0416	0,0172	-0,0043	-0,0046	-0,0094	-0,0083	-0,0088	0,0009
76	31/03/2009	0,0387	0,0130	-0,0029	-0,0042	-0,0046	-0,0094	-0.0083	-0,0088
77	30/04/2009	0,0367	0,0106	-0,0020	-0,0024	-0,0042	-0,0046	-0,0094	-0,0083
78	31/05/2009	0,0352	0,0090	-0,0015	-0,0016	-0,0024	-0,0042	-0,0046	-0,0094
79	30/06/2009	0,0343	0,0098	-0,0009	0,0008	-0,0016	-0,0024	-0,0042	-0,0046
80	31/07/2009	0,0322	0,0067	-0.0021	-0,0031	0,0008	-0,0016	-0,0024	-0,0042
81	31/08/2009	0,0310	0,0053	-0,0012	-0,0014	-0,0031	0,0008	-0,0016	-0,0024
82	30/09/2009	0,0305	0,0052	-0,0005	-0,0001	-0,0014	-0,0031	0,0008	-0,0016
83	31/10/2009	0,0305	0,0052	-0,0000	0,0000	-0,0001	-0,0014	-0,0031	0,0008
84	30/11/2009	0,0299	0,0046	-0,0005	-0,0006	0,0000	-0,0001	-0,0014	-0,0031
85	31/12/2009	0,0295	0,0051	-0,0004	0,0005	-0,0006	0,0000	-0,0001	-0,0014
86	31/01/2010	0,0296	0,0045	0,0000	-0,0006	0,0005	-0,0006	0,0000	-0,0001

Per stimare i parametri di un modello di regressione, in Excel esistono due possibili alternative:

1) la funzione REGR.LIN;
2) il componente aggiuntivo di Excel "Analisi dei dati".

La funzione REGR.l
insieme di dati conosciuti p

dove:

y_nota è la zona che

X-nota è la zona ch
E7:I86). Se que
sequenza 1, 2, ..

Gli altri due argome
una costante logica come
e 0). Le impostazioni pred
secondo argomento.

Se l'argomento **cost**
(senza) l'intercetta.

Se l'argomento **stat**
b_k) anche le statistiche di

	G	H	I
x_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}
,0006	-0,0004	-0,0017	-0,0008
,0035	-0,0006	-0,0004	-0,0017
,0004	-0,0035	-0,0006	-0,0004
,0000	-0,0004	-0,0035	-0,0006
,0000	-0,0000	-0,0004	-0,0035
,0003	0,0000	-0,0000	-0,0004
,0000	-0,0003	0,0000	-0,0000
,0006	-0,0000	-0,0003	0,0000
,0008	0,0006	-0,0000	-0,0003
0,0001	-0,0008	0,0006	-0,0000
0,0002	-0,0001	-0,0008	0,0006
0,0001	-0,0002	-0,0001	-0,0008
0,0001	0,0001	-0,0002	-0,0001
0,0002	0,0001	0,0001	-0,0002
0,0001	0,0002	0,0001	0,0001
0,0000	-0,0001	0,0002	0,0001

iga 86 (gennaio 2010).

F	G	H	I
0,0004	-0,0025	0,0015	0,0024
0,0048	0,0004	-0,0025	0,0015
-0,0056	0,0048	0,0004	-0,0025
-0,0001	-0,0056	0,0048	0,0004
0,0017	-0,0001	-0,0056	0,0048
0,0008	0,0017	-0,0001	-0,0056
-0,0002	0,0008	0,0017	-0,0001
0,0008	-0,0002	0,0008	0,0017
-0,0001	0,0008	-0,0002	0,0008
-0,0000	-0,0001	0,0008	-0,0002
0,0023	-0,0000	-0,0001	0,0008
0,0009	0,0023	-0,0000	-0,0001
-0,0088	0,0009	0,0023	-0,0000
-0,0083	-0,0088	0,0009	0,0023
-0,0094	-0,0083	-0,0088	0,0009
-0,0046	-0,0094	-0,0083	-0,0088
-0,0042	-0,0046	-0,0094	-0,0083
-0,0024	-0,0042	-0,0046	-0,0094
-0,0016	-0,0024	-0,0042	-0,0046
0,0008	-0,0016	-0,0024	-0,0042
-0,0031	0,0008	-0,0016	-0,0024
-0,0014	-0,0031	0,0008	-0,0016
-0,0001	-0,0014	-0,0031	0,0008
0,0000	-0,0001	-0,0014	-0,0031
-0,0006	0,0000	-0,0001	-0,0014
0,0005	-0,0006	0,0000	-0,0001

, in Excel esistono due possibili

La funzione REGR.LIN fornisce le stime dei parametri delle variabili esplicative dato un insieme di dati conosciuti per y e X e si presenta nella forma

REGR.LIN(y_nota; x_nota; cost; stat);

dove:

y_nota è la zona che contiene la variabile dipendente (nel nostro caso la zona D7:D86);

X-nota è la zona che contiene la matrice delle variabili esplicative (nel nostro caso la zona E7:I86). Se questa zona viene omessa, Excel utilizza come variabile esplicativa la sequenza 1, 2, …, T.

Gli altri due argomenti **cost** e **stat** sono opzionali: se vengono inclusi devono corrispondere a una costante logica come VERO o FALSO (è possibile sostituire tali costanti rispettivamente con 1 e 0). Le impostazioni predefinite di **cost** e **stat** sono VERO per il primo argomento e FALSO per il secondo argomento.

Se l'argomento **cost** è VERO (FALSO), allora Excel adatta un modello di regressione con (senza) l'intercetta.

Se l'argomento **stat** è VERO, Excel restituisce oltre ai valori dei parametri stimati (a, b_0, …, b_k) anche le statistiche di verifica riportate nella tabella che segue.

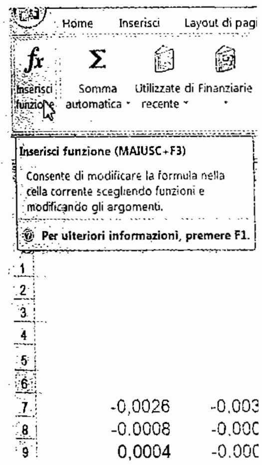
Statistica	Descrizione
$s_0, s_1, \dots, s_k$	Gli errori standard (*standard error*) associati alla stima dei coefficienti $b_0, b_1, \dots, b_k$ forniscono una misura del grado di precisione associato alla stima dei diversi coefficienti. L'utilizzo degli standard error è necessario per calcolare i test (test *t*) sulla significatività della relazione tra le singole variabili esplicative e la variabile dipendente. La formula per ottenere il test *t* associato alla variabile *j* è la seguente: $t_j = b_j / s_j$.
s_a	Il valore di errore standard associato alla stima della costante *a* (lo *standard error* non è disponibile quando **cost** è FALSO).
SS_{reg}	La devianza di regressione ($DEV(\hat{y})$). $DEV(\hat{y}) = \sum_{t=1}^{T} (valoreprevisto_t - mediavaloriprevisti)^2$. Nel nostro modello $valoreprevisto_t = a + b_0 \Delta x_t + b_1 \Delta x_{t-1} + \cdots + b_4 \Delta x_{t-4}$ e *t*=giugno 2003, luglio 2003, ..., gennaio 2010. *Osservazione*: nei modelli di regressione con l'intercetta la media dei valori previsti è uguale alla media dei valori effettivi (v. ad es. Zani, 1994).
SS_{resid}	La somma dei quadrati dei residui ($DEV(e)$). $DEV(e) = \sum_{t=1}^{T} (valoreeffettivo_t - valoreprevisto_t)^2$.
R2	Il coefficiente di determinazione. $R2 = 1 - \frac{DEV(e)}{DEV(y)} = \frac{DEV(\hat{y})}{DEV(y)}$. Questo indice costituisce lo strumento più utilizzato per valutare la validità del modello di regressione e nei modelli con intercetta può avere un valore compreso tra 0 e 1. Se è uguale a 1, significa che esiste una relazione lineare perfetta tra le variabili esplicative e la variabile dipendente. In questo caso non sussiste alcuna differenza tra i valori previsti e i valori effettivi di *y*. Se invece il coefficiente di determinazione è uguale a 0, l'equazione di regressione non sarà di alcun aiuto nella stima di un valore *y*.
d_f	I gradi di libertà (numero di oservazioni – numero di variabili esplicative). Essi sono utili per calcolare i *p-value* (v. pagine che seguono) delle statistiche di regressione. Nel nostro modello d_f=80-6=74.
se_y	L'errore standard per la stima di *y*. $se_y = \frac{DEV(e)}{d_f} = \frac{\sum_{t=1}^{T} (valoreeffettivo_t - valoreprevisto_t)^2}{d_f}$.
F	La statistica F. Si deve utilizzare la statistica F per testare se la relazione osservata tra la variabile dipendente e le variabili indipendenti è casuale. $F = \dfrac{DEV(\hat{y}) / (p-1)}{DEV(e) / d_f}$, (*p* è il numero di variabili esplicative del modello includendo al costante). In assenza di relazione lineare tra le variabili esplicative e la variabile dipendete la statistica *F* è distribuita come una v.c. *F* con *p*-1 e d_f gradi di libertà. Nel nostro esempio *p*=6 e d_f=74.

La figura 3 mostra l'ordine in cui vengono restituite le statistiche aggiuntive di regressione.

Figura 3: ordin

	A	
1	b_k	b_{k-1}
2	s_k	s_{k-1}
3	R2	se_y
4	F	d_f
5	SS_{reg}	SS_{re}
6		

Osservazione: si n
error delle variabili indip
Dopo questa bre
funzionamento in pratica
seguito.
Selezionare una cel



A questo punto,
"Formule", nella catego

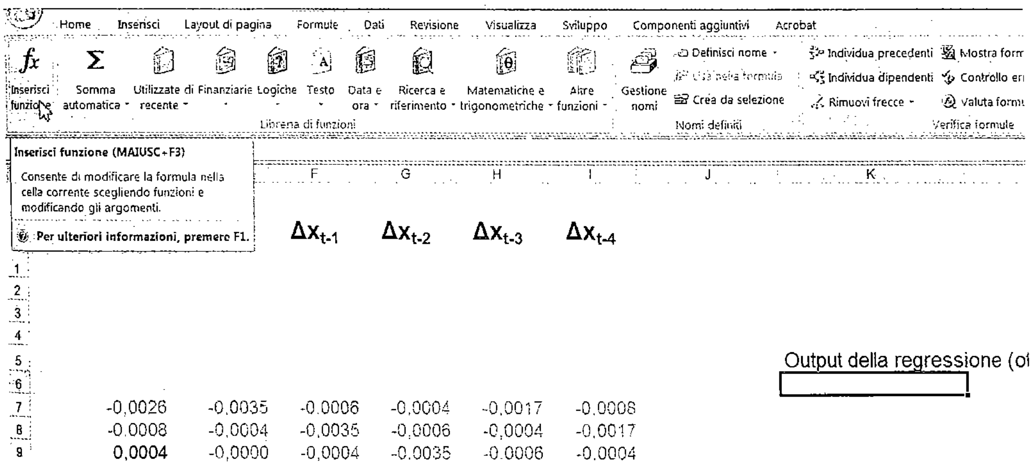
Figura 3: ordine in cui vengono restituite le statistiche aggiuntive di regressione dalla funzione di Excel REGR.LIN

	A	B	C	D	E	F	G
1	b_k	b_{k-1}	…	b_2	b_1	b_0	a
2	s_k	s_{k-1}	…	s_2	s_1	s_0	s_a
3	R2	se_y					
4	F	d_f					
5	ss_{reg}	ss_{resid}					
6							

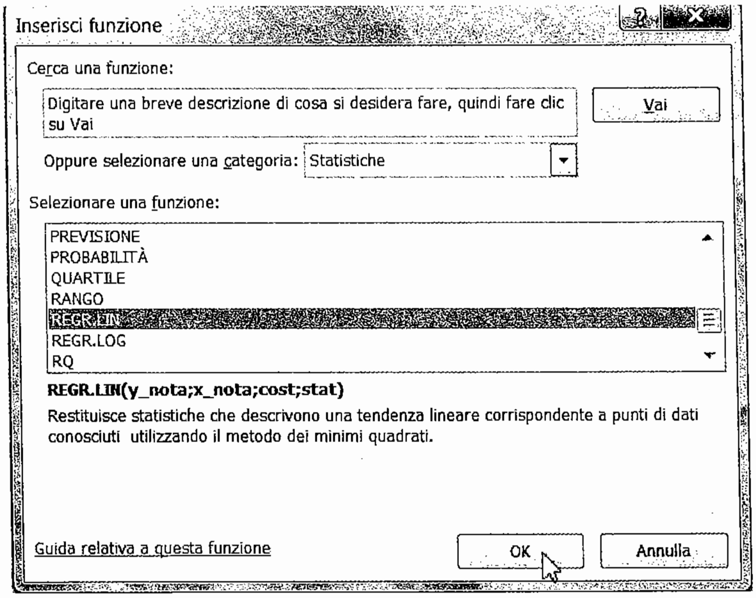
Osservazione: si noti che, con o senza le statistiche di verifica, i coefficienti e gli standard error delle variabili indipendenti sono restituiti in ordine inverso rispetto ai dati di input.

Dopo questa breve digressione teorica sulla funzione REGR.LIN, vediamo il suo funzionamento in pratica. Per ottenere le stime dei coefficienti occorre procedere come indicato di seguito.

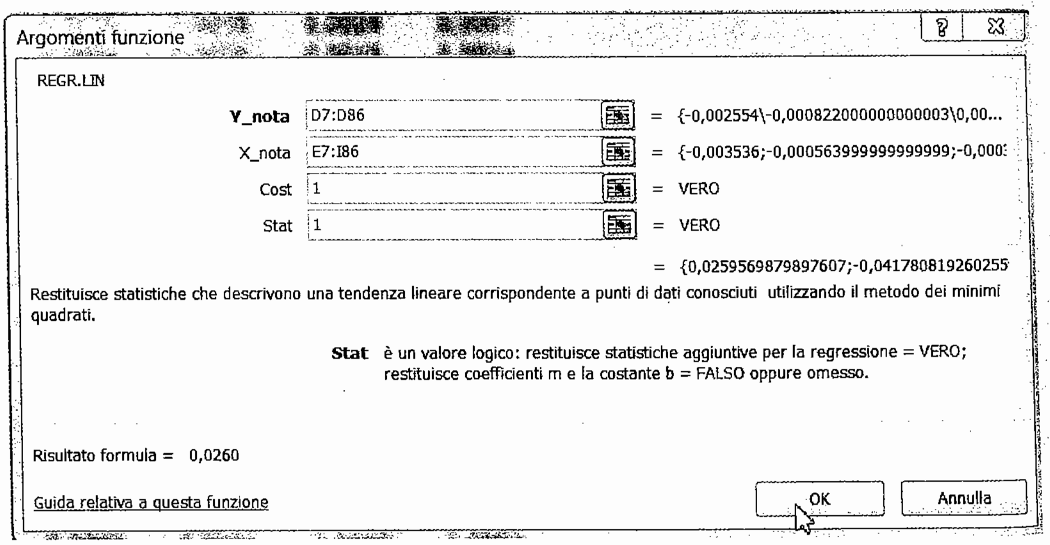
Selezionare una cella vuota nel foglio di lavoro (ad esempio, la cella K6).



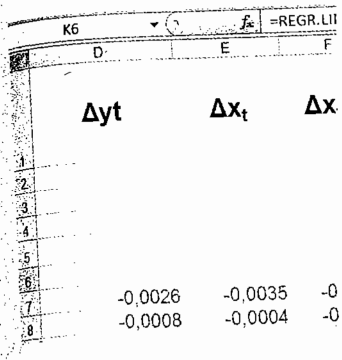
A questo punto, dopo aver fatto click sul pulsante "Inserisci Funzione" nella scheda "Formule", nella categoria "Statistiche" selezionare la funzione REGR.LIN.



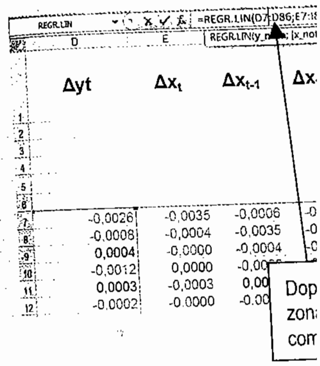
Dopo aver inserito le zone che contengono la variabile dipendente (**y_nota**), le variabili indipendenti (**X_nota**) e aver digitato la parola VERO, oppure il numero 1, nelle caselle di testo "**Cost**" e "**Stat**", fare click su "OK".



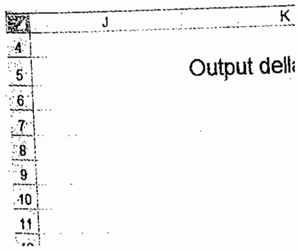
Dopo aver fatto click su "OK" nella schermata precedente, il numero 0.0260 dovrebbe apparire nella cella K6.



Ricordando lo schema rip
K6 rappresenta la stima del co
Essendo la funzione REGR.LI
completo della regressione, occ



Osservazione: la zona
nel nostro modello sono 6 (la
Output.

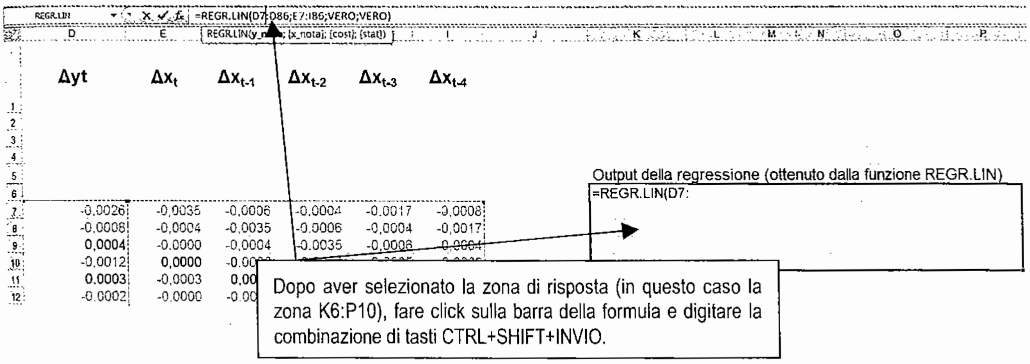


Il coefficiente –0,0
coefficiente 0.0001 riportat
I valori riportati nella zo
associato alla variabile Δx_t
corrispondono rispettivam
standard error.

K6 =REGR.LIN(D7:D86;E7:I86;VERO;VERO)

	D	E	F	G	H	I	J	K
	Δyt	**Δx_t**	**Δx_{t-1}**	**Δx_{t-2}**	**Δx_{t-3}**	**Δx_{t-4}**		
1								
2								
3								
4								
5								Output della regressio
6								0,0260
7	-0,0026	-0,0035	-0,0006	-0,0004	-0,0017	-0,0008		
8	-0,0008	-0,0004	-0,0035	-0,0006	-0,0004	-0,0017		

Ricordando lo schema riportato nella figura 3, è facile intuire che il valore riportato nella cella K6 rappresenta la stima del coefficiente dell'ultima variabile esplicativa (nel nostro caso Δxt-4). Essendo la funzione REGR.LIN una funzione "matrice" (v. Riani, 2002), per far apparire l'output completo della regressione, occorre procedere come indicato di seguito.



Osservazione: la zona di risposta contiene 6 colonne (K:P) in quanto le variabili esplicative nel nostro modello sono 6 (la costante, e le 5 variazioni Δx_j, j=0, 1, …, 4).

Output.

	J	K	L	M	N	O	P
4							
5		Output della regressione (ottenuto dalla funzione REGR.LIN)					
6		0,0260	-0,0418	0,0439	0,2384	0,5021	-0,000004
7		0,0334	0,0363	0,0358	0,0364	0,0335	0,0001
8		0,8810	0,0006	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
9		109,6097	74,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
10		0,0002	0,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
11							

Il coefficiente –0,000004 riportato nella cella P6 rappresenta la stima dell'intercetta. Il coefficiente 0.0001 riportato nella cella P7 rappresenta la stima dello *standard error* dell'intercetta. I valori riportati nella zona O6:O7 corrispondono, rispettivamente, alla stima del coefficiente associato alla variabile Δx_t ed al suo *standard error*. Similmente, i valori riportati nella zona K6:K7 corrispondono rispettivamente alla stima del coefficiente associato alla variabile Δx_{t-4} ed al suo *standard error*.

Ricordando il prospetto dell'output della funzione REGR.LIN (figura 3), emerge, ad esempio, che il dato inserito nella cella K8 (0.8810) si riferisce al coefficiente di determinazione. In questo esempio, esso segnala che il modello proposto spiega all'incirca l'88% della varianza della variabile dipendente.

Il p-value del test F (riportato nella cella K9) che in Excel si può calcolare utilizzando la funzione DISTRIB.F risulta di gran lunga inferiore a 0.0001. Di conseguenza possiamo affermare che esiste una relazione significativa tra le variabili esplicative considerate e la variabile dipendente.

Una volta adattato un modello di regressione, occorre testare se le variabili indipendenti forniscono un contributo significativo alla spiegazione della varianza della variabile dipendente. Per effettuare tale test andremo a costruire le cosiddette statistiche t_j definite come segue:

$$t_j = b_j/(\text{standard error di } b_j). \qquad j = 0, \ldots, k. \tag{3}$$

Nel nostro caso, per calcolare le statistiche t_j dei parametri occorrerà semplicemente dividere i dati contenuti nella zona K6:P6 per quelli contenuti nella zona K7:P7. Per fare ciò, dopo aver inserito nella cella K14 la formula K6/K7, trascinare come indicato nella figura che segue per copiare le formule a destra.

	J	K	L	M	N	O	P
1							
2							
3							
4							
5		Output della regressione (ottenuto dalla funzione REGR.LIN)					
6		0,0260	-0,0418	0,0439	0,2384	0,5021	-0,000004
7		0,0334	0,0363	0,0358	0,0364	0,0335	0,0001
8		0,8810	0,0006	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
9		109,6097	74,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
10		0,0002	0,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
11							
12							
13		Calcolo delle statistiche t					
14		0,7764					
15							

Output del trascinamento.

Output della regressione (ottenuto dalla funzione REGR.LIN)

0,0260	-0,0418	0,0439	0,2384	0,5021	-0,000004
0,0334	0,0363	0,0358	0,0364	0,0335	0,0001
0,8810	0,0006	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
109,6097	74,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
0,0002	0,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D

Calcolo delle statistiche t

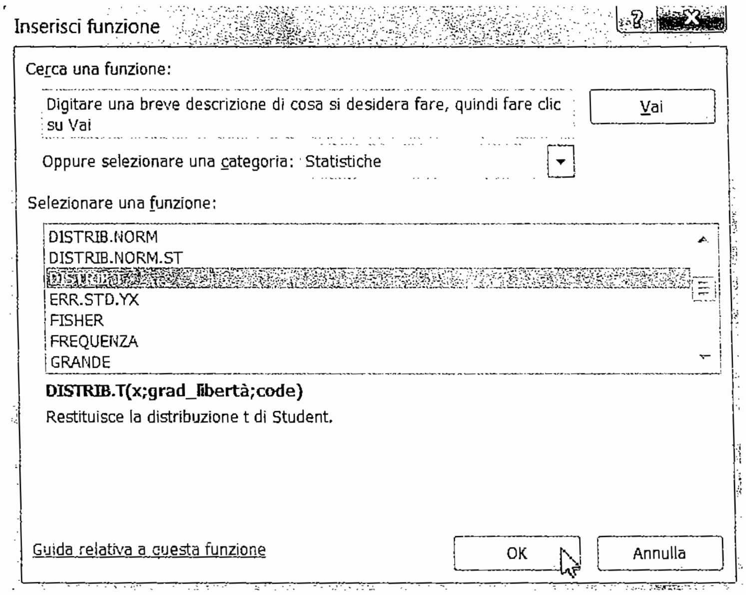
0,7764	-1,1497	1,2269	6,5554	15,0107	-0,0672

Si può dimostrare (v. Riani e Laurini, 2008) che sotto l'ipotesi nulla H_0: $\beta_j=0$, la quantità t_j è distribuita come una variabile aleatoria T di Student con un numero di gradi di libertà (che indicheremo con d_f) pari al numero delle osservazioni meno il numero delle variabili esplicative. Asintoticamente t_j è distribuita come una variabile casuale normale standardizzata. L'ipotesi nulla che nell'universo il valore del coefficiente associato alla j-esima variabile esplicativa sia zero, può essere rifiutata se $|t_j|> t_\alpha$ dove t_α è il valore critico della variabile aleatoria T di Student con d_f gradi di libertà.

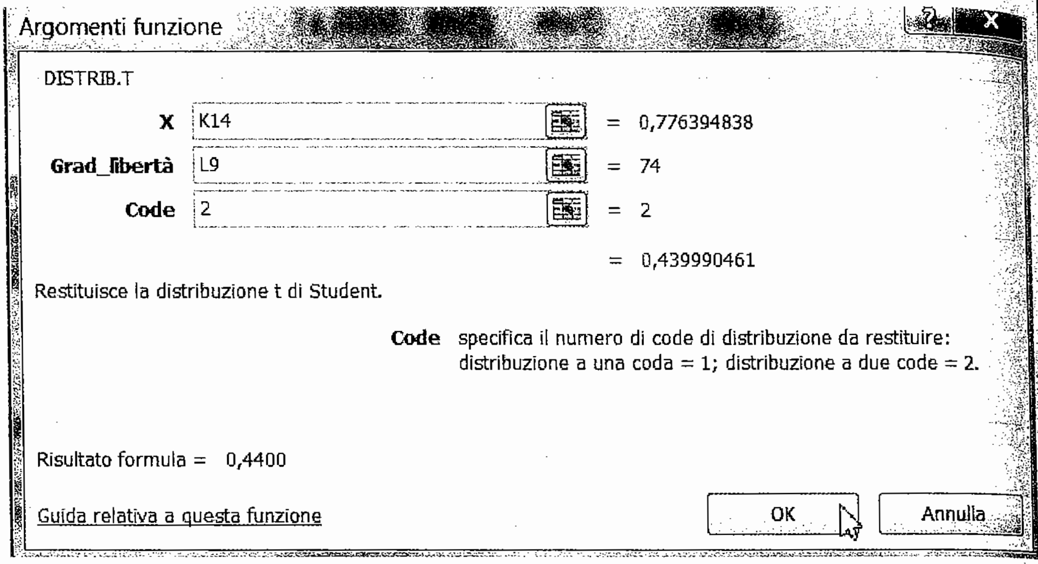
Excel consente di calcolare il cosiddetto *p-value*, ossia la probabilità che la statistica in esame assuma valori in modulo superiori a quello osservato quando è vera l'ipotesi nulla. Piccoli valori del *p-value* portano a rifiutare H_0, in quanto se l'ipotesi nulla è vera, la probabilità che la statistica t_j sia maggiore del valore campionario osservato è molto bassa.

Per calcolare i *p-value* delle statistiche t che abbiamo ottenuto, procedere come indicato di seguito.

Dopo essersi posizionati nella cella K15, dal menu "Inserisci", scegliere "Funzione". Nella categoria "Statistiche", selezionare la funzione "DISTRIB.T".



A questo punto, nella schermata "Argomenti funzione" (v. schermata che segue) occorre specificare la cella che contiene il valore della statistica t per cui si deve calcolare il *p-value* (nel nostro caso K14), la cella che contiene i gradi di libertà (nel nostro caso L9) e il numero 1 o 2 a seconda che l'ipotesi alternativa (H_1) sia unilaterale o bilaterale (nel nostro caso è bilaterale, ossia H_1: $\beta_j \neq 0$).



Output.

K15 =DISTRIB.T(ASS(K14);$L9;2)

	J	K	L	M	N	O	P
4							
5		Output della regressione (ottenuto dalla funzione REGR.LIN)					
6		0,0260	-0,0418	0,0439	0,2384	0,5021	-0,000004
7		0,0334	0,0363	0,0358	0,0364	0,0335	0,0001
8		0,8810	0,0006	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
9		109,6097	74,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
10		0,0002	0,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
11							
12							
13		Calcolo delle statistiche t					
14		0,7764	-1,1497	1,2269	6,5554	15,0107	-0,0672
15		0,4400					
16							

Il valore 0.4400 indica che c'è una probabilità pari a 0.44 che si verifichi il risultato campionario osservato quando nell'universo il coefficiente di Δx_{t-4} è pari a zero. In questo caso, dato che c'è una probabilità non modesta di ottenere nel campione un coefficiente pari a 0.7764 per la variabile Δx_{t-4}, quando nell'universo β_4=0, non possiamo respingere l'ipotesi nulla di assenza di relazione lineare tra e y e Δx_{t-4}.

Per calcolare i valori delle statistiche t per le rimanenti variabili esplicative, trascinare come indicato di seguito.

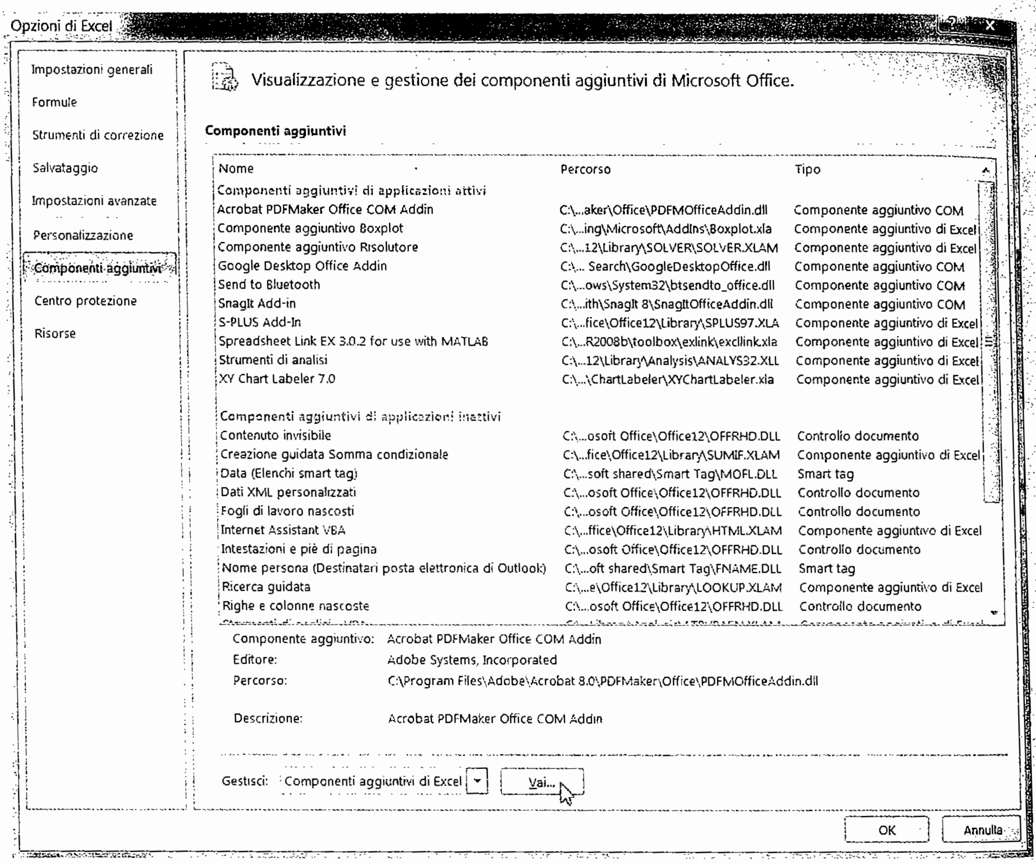
Output.

	J	K	L	M	N	O	P
4							
5		Output della regressione (ottenuto dalla funzione REGR.LIN)					
6		0,0260	-0,0418	0,0439	0,2384	0,5021	-0,000004
7		0,0334	0,0363	0,0358	0,0364	0,0335	0,0001
8		0,8810	0,0006	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
9		109,6097	74,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
10		0,0002	0,0000	#N/D	#N/D	#N/D	#N/D
11							
12							
13		Calcolo delle statistiche t					
14		0,7764	-1,1497	1,2269	6,5554	15,0107	-0,0672
15		0,4400	0,2540	0,2238	0,0000	0,0000	0,9466

Per quanto riguarda le statistiche t degli altri coefficienti si evidenzia che l'ipotesi nulla di assenza di relazione lineare si può rifiutare solo per quelli associati a Δx_t , Δx_{t-1}. In altre parole, la considerazione dell'intercetta e degli scostamenti del tasso euribor aventi lag temporali maggiori di due mesi non contribuiscono significativamente a spiegare il fenomeno in esame.

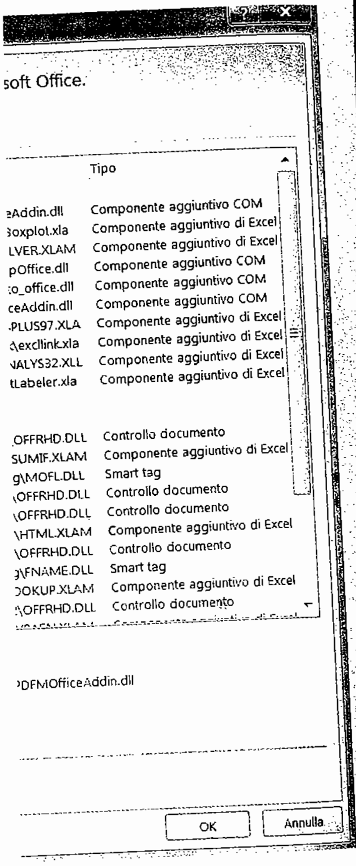
A questo punto, i passi successivi da compiere sarebbero quelli di riadattare il modello togliendo le variabili esplicative che non sono risultate significative (nel nostro caso Δx_{t-2}, Δx_{t-3}, Δx_{t-4}) e di analizzare i residui per valutare l'eventuale presenza di valori anomali (Atkinson e Riani, 2000). Nel seguito di questa sezione tralasciamo gli aspetti relativi alla selezione del modello e ci concentriamo sulla procedura alternativa per ottenere le stime delle statistiche di regressione che si basa sul componente aggiuntivo "Strumenti di analisi".

Per attivare (installare) tale componente aggiuntivo, dopo aver fatto click sul pulsante di Office, , nella sezione "Componenti Aggiuntivi" fare click sul pulsante "Vai".

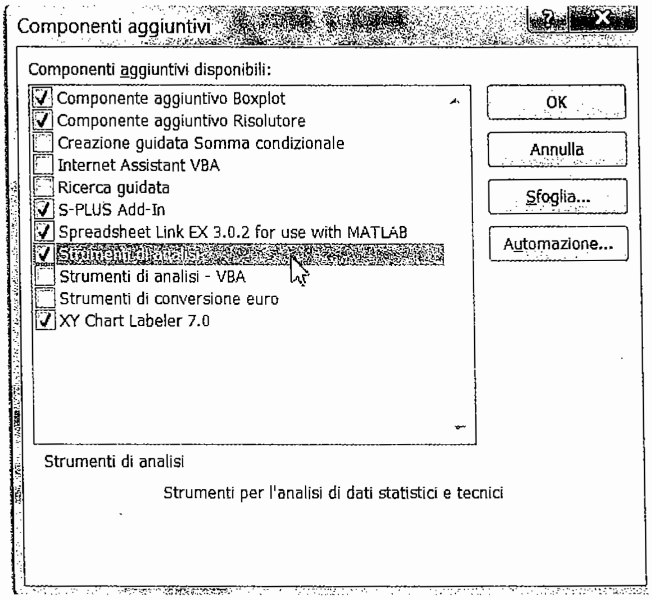


er fatto click sul pulsante di

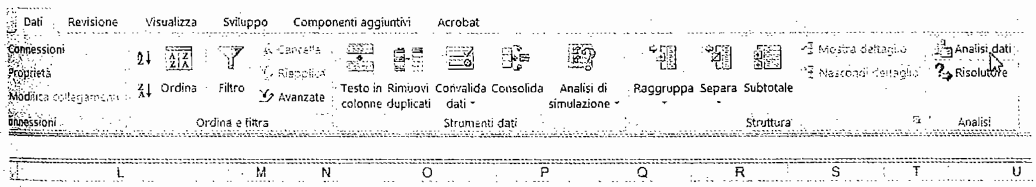
lsante "Vai".



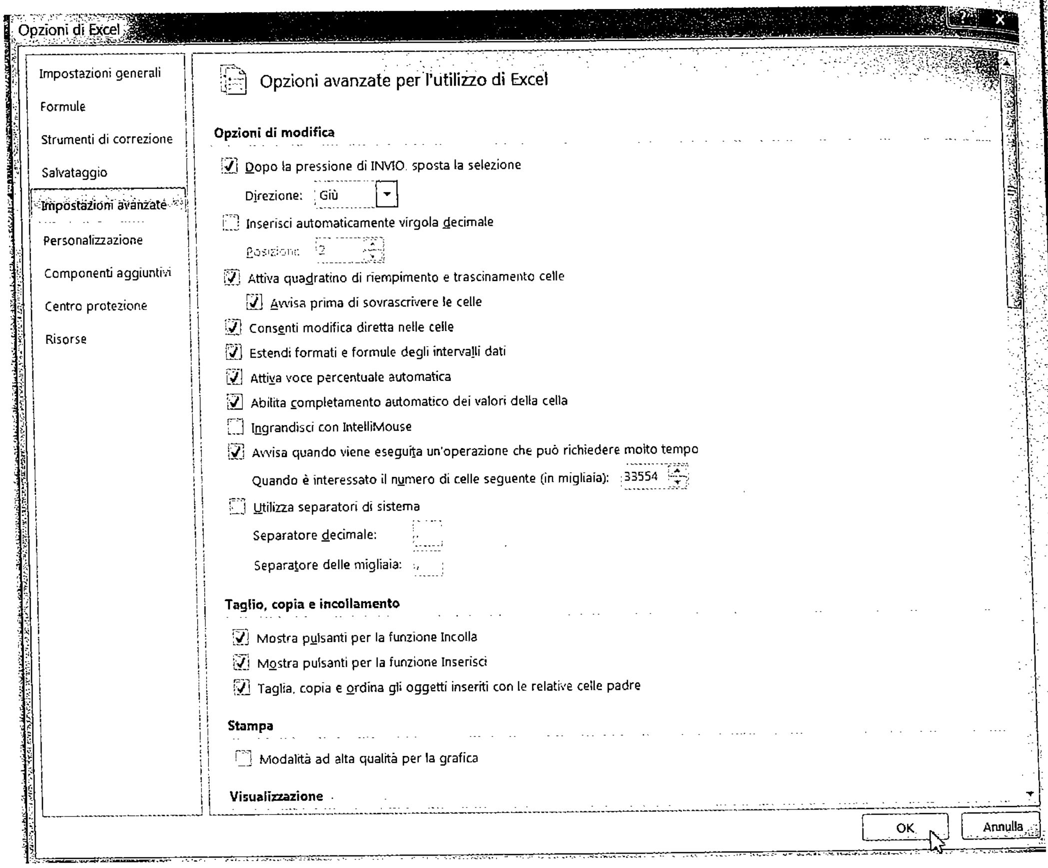
Nella schermata che appare fare click sulla voce "Strumenti di analisi".



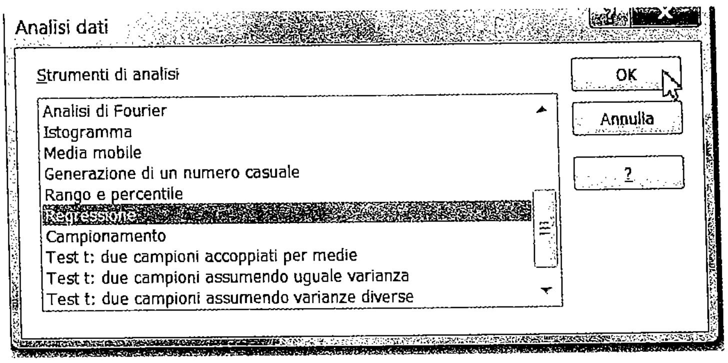
Dopo aver installato il componente aggiuntivo, il pulsante "Analisi dei dati" compare dal menu "Dati".



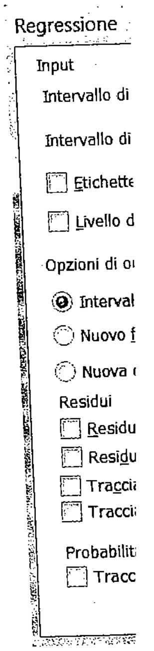
Osservazione: il componente aggiuntivo Risolutore può dare problemi se il separatore decimale è la virgola. Suggeriamo, pertanto, nelle opzioni di Excel di impostare come separatore decimale il punto (v. schermata che segue).



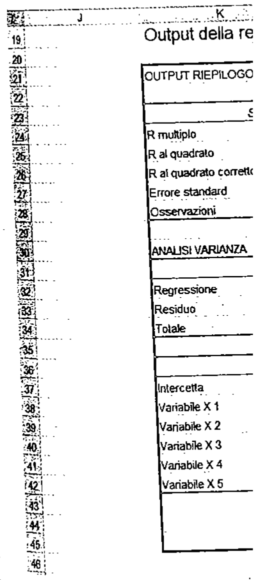
Una volta selezionata la voce "Analisi dei dati", dal menu "Dati", nella finestra che appare selezionare la voce "Regressione".



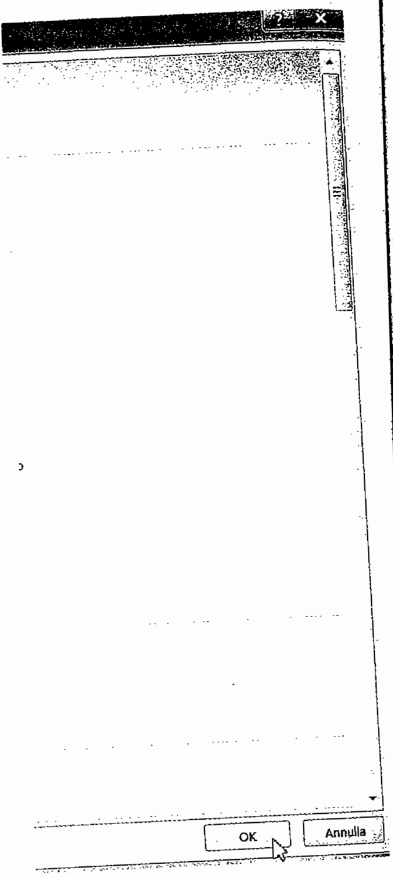
Nella finestra "Regres
inserire la zona che conti
assicurati che la casella di
modello consideriamo anc
"Intervallo di output" (ad es



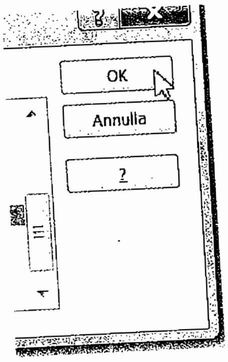
L'output che appar



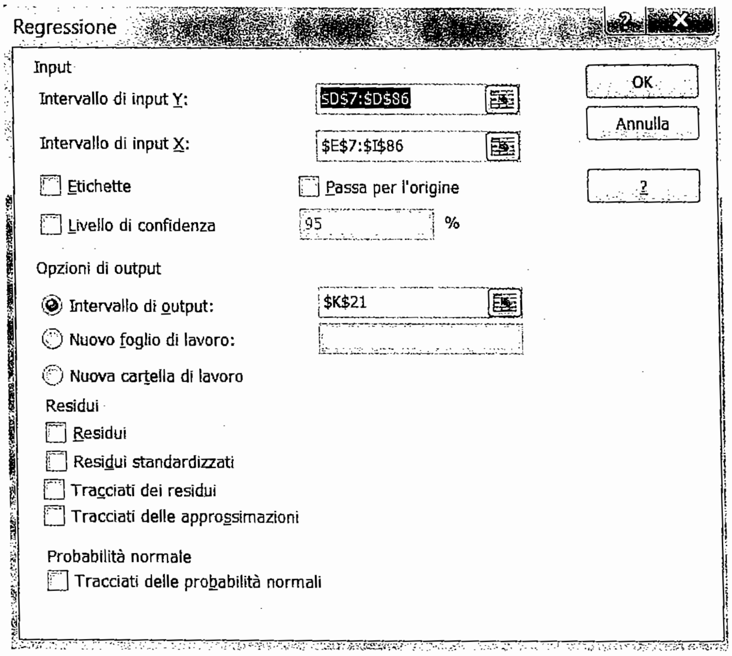
dare problemi se il separatore
el di impostare come separatore



ı "Dati", nella finestra che appare



Nella finestra "Regressione", similmente a quanto fatto con la funzione REGR.LIN, occorre inserire la zona che contiene la variabile dipendente e le variabili indipendenti. Dopo essersi assicurati che la casella di controllo "Passa per l'origine" sia deselezionata, in quanto nel nostro modello consideriamo anche l'intercetta, occorre inserire il riferimento a una cella nella casella "Intervallo di output" (ad esempio, la cella K21).



L'output che appare è riportato nell'immagine che segue.

Output della regressione (Ottenuto da "Strumenti", "Analisi dati")

OUTPUT RIEPILOGO

Statistica della regressione	
R multiplo	0.938636374
R al quadrato	0.881038243
R al quadrato corretto	0.873000286
Errore standard	0.000582334
Osservazioni	80

ANALISI VARIANZA

	gdl	*SQ*	*MQ*	*F*	*Significatività F*
Regressione	5	0.000186	3.72E-05	109.6097294	9.12358E-33
Residuo	74	2.51E-05	3.39E-07		
Totale	79	0.000211			

	Coefficienti	*rore standa*	*Stat t*	*Valore di significatività*	*Inferiore 95%*	*Superiore 95%*
Intercetta	-4.43412E-06	6.6E-05	-0.06715	0.946641057	-0.000136002	0.000127134
Variabile X 1	0.502125757	0.033451	15.01066	3.71726E-24	0.435472634	0.56877888
Variabile X 2	0.238364256	0.036362	6.555361	6.55227E-09	0.165911931	0.310816581
Variabile X 3	0.043887434	0.035771	1.226883	0.223755729	-0.02738881	0.115163677
Variabile X 4	-0.041780819	0.036342	-1.14966	0.253985869	-0.114193597	0.030631959
Variabile X 5	0.025956988	0.033433	0.776395	0.439990461	-0.040659151	0.092573127

	Inferiore 095%	*Superiore 095%*
Intercetta	-0.000136002	0.000127134
Variabile X 1	0.435472634	0.56877888
Variabile X 2	0.165911931	0.310816581
Variabile X 3	-0.02738881	0.115163677
Variabile X 4	-0.114193597	0.030631959
Variabile X 5	-0.040659151	0.092573127

L'output appare in forma ordinata. Il calcolo delle statistiche t ed F avviene in automatico senza bisogno di operazioni aggiuntive. In aggiunta, nella colonna intestata "Valore di significatività", viene riportato immediatamente anche il livello di significatività delle statistiche (*p-value*). Naturalmente, i numeri relativi alle statistiche t, contenuti nella zona O37:O42 coincidono esattamente con quelli che avevamo trovato in precedenza utilizzando la funzione REGR.LIN (v. zona P14:K14).

Volendo effettuare un riepilogo dei risultati del modello, possiamo affermare che esso permette di spiegare l'88% circa della varianza della variabile dipendente (R2=0.8810). Il *p*-value del test F (cella P32) è inferiore a 0.0001, di conseguenza possiamo affermare che esiste una relazione significativa tra le variabili esplicative considerate e la variabile dipendente. Le variabili indipendenti che risultano significative sono le sole Δx_t Δx_{t-1}. Il modello segnala, quindi, che i ritardi nelle variazioni nell'euribor fino al tempo t–2 contribuiscono a spiegare in maniera significativa le variazioni nel tasso sugli impieghi delle banche esaminato.

11.5 Stima dei parametri di un modello di regressione non lineare

Nella sezione precedente abbiamo visto i passaggi da effettuare per stimare i parametri di un modello di regressione lineare. L'obiettivo di questa sezione è quello di spiegare come si possono stimare i parametri nei modelli non lineari.

Per garantire una maggiore flessibilità al modello (1) si può introdurre un nuovo parametro (che chiameremo _) che rappresenta la misura globale in cui, nell'arco periodale intercorrente tra il tempo corrente e lo sfasamento k-esimo, le variazioni nelle variabili indipendenti vengono recepite dalle variazioni nel tasso di interesse applicato dalla banca (variabile dipendente). Il nuovo modello assume, quindi, la seguente forma:

$$\Delta y_t = \theta(\beta_0 \Delta x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \cdots + \beta_k \Delta x_{t-k}) + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0,\sigma_\varepsilon^2) \qquad (4)$$

Il nuovo parametro _ implica che, per raggiungere l'identificabilità del modello, la necessità di imporre opportuni vincoli sui parametri. Ad esempio, se supponiamo che l'effetto delle variazioni dell'euribor nell'intervallo (t – t-k) siano recepite interamente al tempo t dalla variabile dipendente, risulta naturale imporre il vincolo $\sum_{j=0}^{k} \beta_j = 1$. Infine, dato che i valori di β_j (per j diverso da 0) indicano l'entità della vischiosità dei tassi di interesse bancari, è naturale imporre il vincolo di non negatività. Combinando tali vincoli si ha che $0 \le \beta_j \le 1$.

Osservazione 1: Altre grandezze che influenzano le variazioni nei tassi di interesse bancari possono essere introdotte come variabili *dummy*.

Osservazione 2: naturalmente, anche nell'equazione (4) può essere introdotta la costante.

Nel caso della regressione lineare svolgendo la condizione di minimo riportata nell'equazione (2) si possono ricavare, in maniera analitica, le espressioni per i parametri incogniti a, b_0, b_1, …, b_4. Nel caso della regressione non lineare il nostro obiettivo è ancora quello di cercare la combinazione dei parametri che minimizza la somma dei quadrati degli scostamenti tra valori effettivi e valori teorici. Più precisamente, con riferimento al nostro esempio, il nostro obiettivo è quello di trovare la combinazione dei valori che minimizza l'espressione che segue:

$$\sum_{t=6}^{T} [\Delta y_t - \theta(b_0 \Delta x_t + b_1 \Delta x_{t-1} + \cdots + b_4 \Delta x_{t-4})]^2 \qquad (5)$$

subordinatamente ai vin

a differenza della precedente
parametri. L'equazione di m
bisogna provare diverse comb
(5). Il componente aggiuntivo
di parametri che massimizzar
uno o più vincoli. Il risolutore

Prima di utilizzare il risc
1) specificare i valori in
2) calcolare i valori teo
3) calcolare gli scostam
4) calcolare in una det
somma dei quadrati

Nel nostro esempio sem
provengono dal modello line
pari a zero e avendo imposto

	T	U
5		
6		
7	Modello lineare	
8	β4	β3
9	0.026	
10	0.033	
11	0.883	
12	113.049	
13	0.000	
14		
15	β	
16	0.502	
17	0.238	
18	0.044	
19	-0.042	
20	0.026	
21		

subordinatamente ai vincoli $\sum_{j=0}^{4} b_j = 1$ e $0 \le b_j \le 1$. Nel caso in cui il modello sia non lineare, a differenza della precedente situazione, non è possibile trovare un'espressione analitica per i parametri. L'equazione di minimo può essere risolta solo in termini numerici. In altri termini, bisogna provare diverse combinazioni dei parametri per trovare quella che minimizza l'equazione (5). Il componente aggiuntivo di Excel denominato "Risolutore" consente di ricercare combinazioni di parametri che massimizzano (minimizzano) una determinata cella obiettivo subordinatamente a uno o più vincoli. Il risolutore, quindi, consente di risolvere equazioni lineari e non lineari.

Prima di utilizzare il risolutore occorre effettuare i seguenti passi preliminari:

1) specificare i valori iniziali dei parametri;
2) calcolare i valori teorici del modello utilizzando i valori iniziali dei parametri;
3) calcolare gli scostamenti al quadrato tra i valori effettivi e i valori teorici;
4) calcolare in una determinata cella il valore della funzione obiettivo (nel nostro caso la somma dei quadrati degli scostamenti tra i valori effettivi e i valori teorici).

Nel nostro esempio sembra ragionevole utilizzare come valori iniziali dei parametri quelli che provengono dal modello lineare senza intercetta avendo posto, a posteriori, i coefficienti negativi pari a zero e avendo imposto il vincolo di somma 1 per i parametri beta (v. immagine che segue).

	T	U	V	W	X	Y
5						
6						
7		Modello lineare sena inte				
8		β_4	β_3			
9		0.026	-0.042	0.044	0.238	0.502
10		0.033	0.036	0.036	0.036	0.033
11		0.883	0.001	#N/D	#N/D	#N/D
12		113.049	75.000			
13		0.000	0.000			
14						
15		β		Stime iniziali dei parametri		
16		0.502	0.502	0.619 β_0		
17		0.238	0.238	0.294 β_1		
18		0.044	0.044	0.054 β_2		
19		-0.042	0.000	0.000 β_3		
20		0.026	0.026	0.032 β_4		
21				0.811 θ		

La formula contenuta in questa cella è =REGR.LIN(D7:D86;E7:I86;0;1)

Vincolo a posteriori che i valori dei parametri stimati del modello siano >=0. La formula contenuta in questa cella è =SE(U16>0;U16;0)

Stima iniziale dei parametri imponendo il vincolo che la loro somma sia uguale ad 1. La formula contenuta nella cella W16 è =V16/SOMMA(V$16:V$20)

Stima iniziale di θ. La formula contenuta in questa cella è =SOMMA(V16:V20)

Dopo aver copiato "i valori" (ossia solo i numeri e non le formule) della zona W16:W21 nella zona M8:M13, utilizzando i valori iniziali specificati, andiamo a calcolare nella zona J7:J86 i valori teorici.

	D	E	F	G	H	I	J	K
	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}	Valori teorici	(valori effettivi-valori teorici)^2
1								
2								
3								
4								
5								
6								
7	-0.0026	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-0.0008		
8	-0.0008	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017		
9	0.0004	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004		
10	-0.0012	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006		
11	0.0003	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035		
12	-0.0002	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004		
13	-0.0011	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000		

STIME INIZIALI DEI PARAMETRI	
β_0	0.6195
β_1	0.294075
β_2	0.054233
β_3	0
β_4	0.032192
θ	0.810715

Per calcolare il valore teorico del modello riportato nell'equazione (5) in corrispondenza del mese di giugno 2003 (riga 7), nella cella J7 dobbiamo inserire la formula $\theta(b_0\Delta x_{giugno03} + b_1\Delta x_{maggio03} + \cdots + b_4\Delta x_{febbraio03})$, ossia

=M$13*(M$8*E7+M$9*F7+M$10*G7+M$11*H7+M$12*I7) (6)

e trascinare verso il basso.

Osservazione: la formula in parentesi tonde nell'equazione (6), può essere inserita più facilmente utilizzando gli strumenti di moltiplicazione matriciale e la funzione MATR.PRODOTTO come segue

=M$13*MATR.PRODOTTO(E7:I7;M$8:M$12). (7)

Osservazione: dato che i valori teorici sono molti piccoli, per comodità di lettura, abbiamo utilizzato la formula (6) oppure (7) moltiplicata per 1000.

Per calcolare tutti i valori teorici del modello in corrispondenza di ciascuna osservazione è sufficiente trascinare verso il basso la formula precedente. I dollari nelle espressioni (6) e (7) fanno sì che i riferimenti alla zona che contiene i valori dei parametri non cambino durante il trascinamento.

J7 =1000*M$13*MATR.PRODOTTO(E7:I7;M$8:M$12)

	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
1	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}	Valori teorici	(valori effettivi-valori teorici)^2		
2										
3										
4										
5										
6										
7	-0.0026	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-0.0008	-1.9469		STIME INIZIALI DEI PARAMETRI	
8	-0.0008	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017			β_0	0.6195
9	0.0004	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004			β_1	0.294075
10	-0.0012	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006			β_2	0.054233
11	0.0003	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035			β_3	0
12	-0.0002	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004			β_4	0.032192
13	-0.0011	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000			θ	0.810715
14	0.0002	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000				

Dopo aver ricopiato in basso la formula per calcolare i valori teorici, nella colonna K occorre inserire il quadrato degli scostamenti tra valori teorici e valori effettivi. Nella cella K7 la formula (1000*D7-J7)^2 deve essere ricopiata verso il basso.

K7 =(1000*D7-J7)^2

	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
1	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}	Valori teorici	(valori effettivi-valori teorici)^2		
2										
3										
4										
5										
6										
7	-0.0026	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-0.0008	-1.9469	0.3686	STIME INIZIALI DEI PARAMETRI	
8	-0.0008	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-1.0984		β_0	0.6195
9	0.0004	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.2588		β_1	0.294075
10	-0.0012	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0138		β_2	0.054233
11	0.0003	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.2582		β_3	0
12	-0.0002	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.1150		β_4	0.032192
13	-0.0011	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	0.2879		θ	0.810715
14	0.0002	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.2368			

L'ultimo passo da effettuare prima di avviare il risolutore consiste nel definire i vincoli sui parametri. Il modo più semplice per impostare i vincoli è quello di inserire in una cella l'espressione che definisce il vincolo e nella cella adiacente il risultato del vincolo. Ad esempio, il vincolo $\sum_{j=0}^{4} b_j = 1$ si può impostare nelle celle M17 e N17 come segue. Nella cella M17 si inserisce la funzione che definisce la somma dei coefficienti (=SOMMA(M8:M12)) e nella cella N17 il valore del vincolo (in questo caso il numero 1). Similmente, il vincolo b_0>0 può essere impostato inserendo nella cella M18 la formula =M8 (M8 è la cella che contiene il valore di b_0) e nella cella N18 il valore 0.

	D	E	F	G	H	I	J	K		M	N
1	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}	Valori teorici	(valori effettivi-valori teorici)^2			
2											
3											
4											
5											
6											
7	-0.0026	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-0.0008	-1.9469	0.3686	STIME INIZIALI DEI PARAMETRI		
8	-0.0008	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-1.0984	0.0764	β_0	0.6195	
9	0.0004	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.2588	0.4004	β_1	0.294075	
10	-0.0012	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0138	1.3483	β_2	0.054233	
11	0.0003	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.2582	0.3483	β_3	0	
12	-0.0002	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.1150	0.0079	β_4	0.032192	
13	-0.0011	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	0.2879	1.8848	θ	0.810715	
14	0.0002	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.2368	0.1926			
15	0.0002	-0.0001	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.0003	-0.2096	0.1344			
16	-0.0001	-0.0002	-0.0001	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.1509	0.0083	VINCOLI SUI PARAMETRI		
17	-0.0003	0.0001	-0.0002	-0.0001	-0.0008	0.0006	0.0228	0.1017	β0+β1+β2+β3+β4=1	1	1
18	-0.0001	0.0001	0.0001	-0.0002	-0.0001	-0.0008	0.0376	0.0097	β0>=0	0.6195	0
19	-0.0005	0.0002	0.0001	0.0001	-0.0002	-0.0001	0.1283	0.3556	β1>=0	0.294075	0
20	0.0009	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0001	-0.0002	0.0122	0.7445	β2>=0	0.054233	0
21	0.0004	0.0000	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0001	0.0041	0.1822	β3>=0	0	0
22	-0.0013	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0119	1.6100	β4>=0	0.032192	0
23	0.0007	0.0001	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0002	0.0556	0.3701	θ>=0	0.810715	0

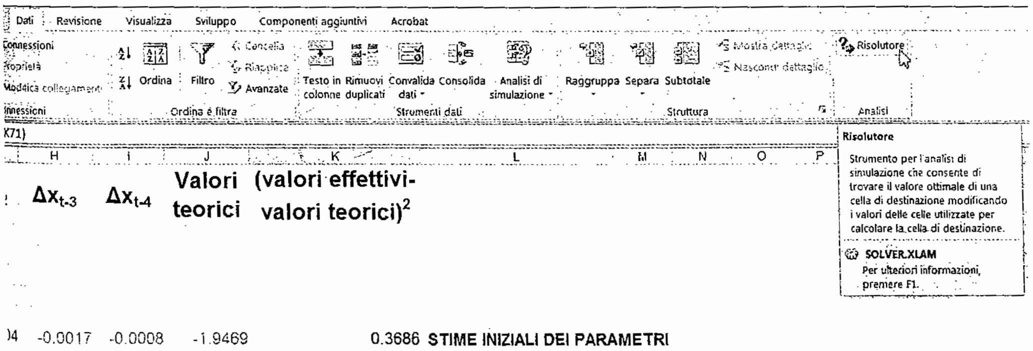
Prima di stimare i parametri del modello torniamo al problema finanziario in esame: l'ipotesi iniziale consiste nel fatto che le banche quando vi sono aumenti nei tassi di mercato adeguano repentinamente i tassi di interesse sui prestiti e cercano di ritardare il più possibile l'aumento dei tassi di interesse sulla raccolta; viceversa nel caso di riduzione dei tassi. Al fine di testare tale ipotesi si è diviso l'intervallo di osservazione nei due sottoperiodi gennaio 2003 – ottobre 2008; novembre 2008 - gennaio 2010.

In termini del nostro foglio Excel, questo significa che nel primo caso cerchiamo la combinazione dei parametri che minimizza la somma dei valori contenuti nella zona K7:K71 (periodo gennaio 2003 – ottobre 2008), nel secondo caso quella che minimizza la somma dei valori contenuti nella zona K72:K86. Di conseguenza, per effettuare l'analisi del primo sottoperiodo andremo a inserire in una cella (ad es. K92) la formula che calcola la somma dei quadrati degli scostamenti per il periodo primo considerato.

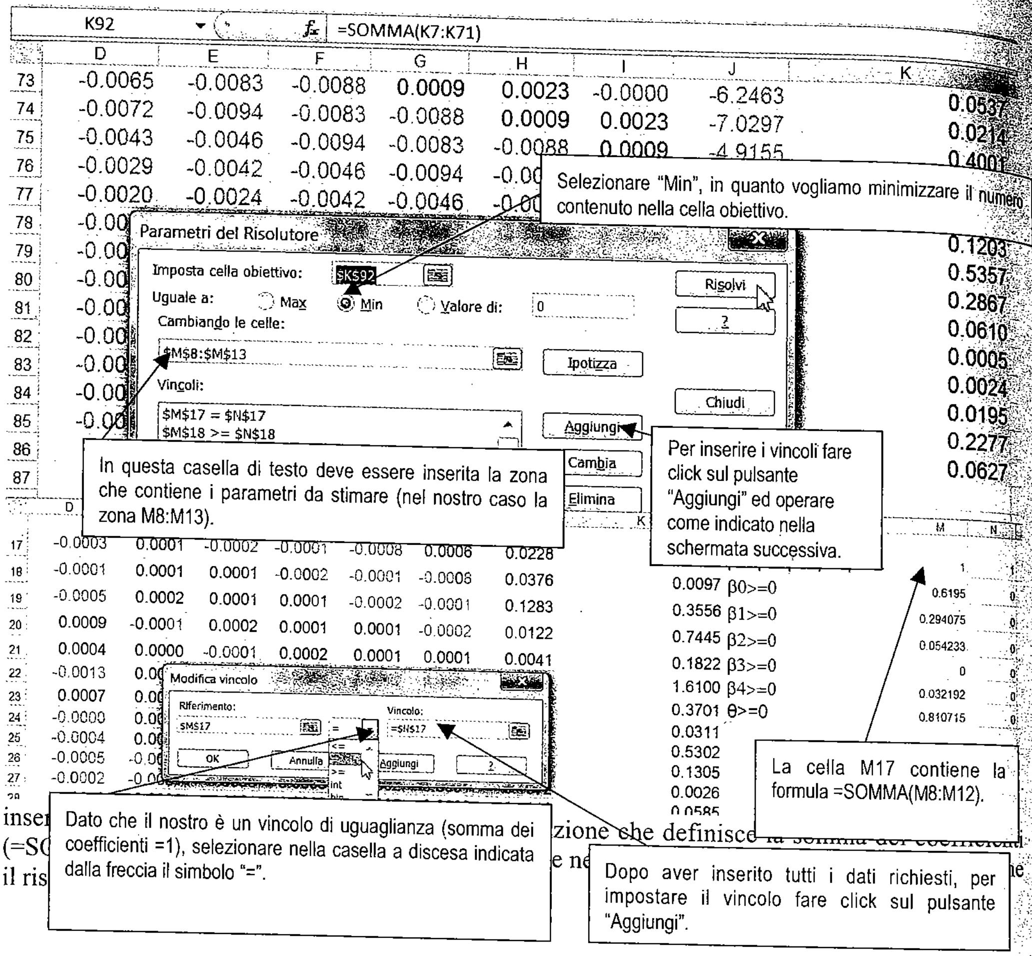
	D	E	F	G	H	I	J	K
70	0.0007	0.0023	-0.0000	-0.0001	0.0008	-0.0002	1.1505	0.2214
71	0.0028	0.0009	0.0023	-0.0000	-0.0001	0.0008	1.0422	3.2034
72	-0.0052	-0.0088	0.0009	0.0023	-0.0000	-0.0001	-4.0968	1.2236
73	-0.0065	-0.0083	-0.0088	0.0009	0.0023	-0.0000	-6.2463	0.0537
74	-0.0072	-0.0094	-0.0083	-0.0088	0.0009	0.0023	-7.0297	0.0214
75	-0.0043	-0.0046	-0.0094	-0.0083	-0.0088	0.0009	-4.9155	0.4001
76	-0.0029	-0.0042	-0.0046	-0.0094	-0.0083	-0.0088	-3.8427	0.8812
77	-0.0020	-0.0024	-0.0042	-0.0046	-0.0094	-0.0083	-2.6339	0.3806
78	-0.0015	-0.0016	-0.0024	-0.0042	-0.0046	-0.0094	-1.8038	0.1203
79	-0.0009	0.0008	-0.0016	-0.0024	-0.0042	-0.0046	-0.2011	0.5357
80	-0.0021	-0.0031	0.0008	-0.0016	-0.0024	-0.0042	-1.5566	0.2867
81	-0.0012	-0.0014	-0.0031	0.0008	-0.0016	-0.0024	-1.4760	0.0610
82	-0.0005	-0.0001	-0.0014	-0.0031	0.0008	-0.0016	-0.5637	0.0005
83	-0.0000	0.0000	-0.0001	-0.0014	-0.0031	0.0008	-0.0507	0.0024
84	-0.0005	-0.0006	0.0000	-0.0001	-0.0014	-0.0031	-0.3863	0.0195
85	-0.0004	0.0005	-0.0006	0.0000	-0.0001	-0.0014	0.0631	0.2277
86	0.0000	-0.0006	0.0005	-0.0006	0.0000	-0.0001	-0.2065	0.0627
87								
88								
89								
90								
91								
92								21.5631
93								

K92 =SOMMA(K7:K71)

Dopo aver installato il componente aggiuntivo "Risolutore", selezionare la cella che contiene l'espressione da minimizzare (nel nostro caso la somma dei quadrati degli scostamenti tra valori effettivi e valori teorici per il periodo gennaio 2003 – ottobre 2008, ossia la cella K92). A questo punto, dal menu "Dati", fare click sul pulsante "Risolutore".

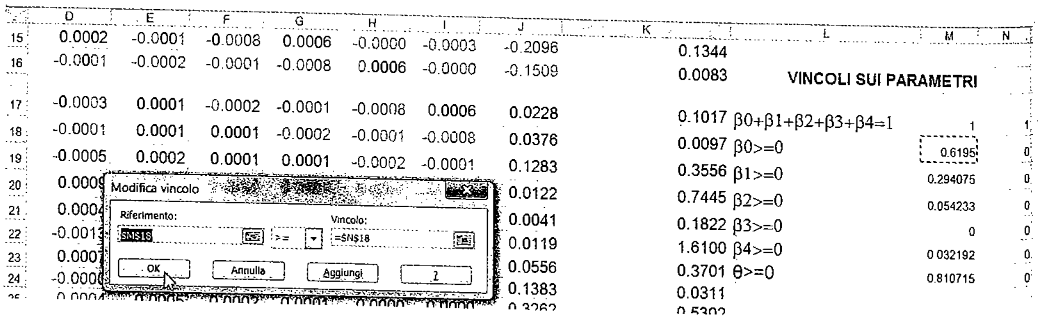


Nella schermata che appare procedere come indicato di seguito.

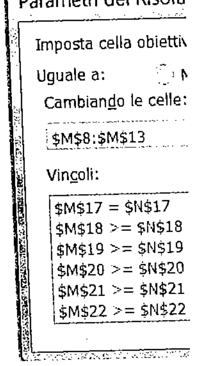


inser... zione che definisce ...
(=SC... e ne...
il ris...

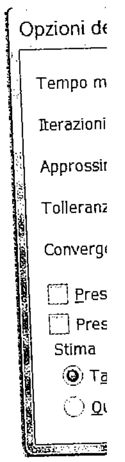
Similmente, per impostare il vincolo di non negatività sul parametro associato alla variabile esplicativa Δx_t, procedere come indicato nella schermata che segue.



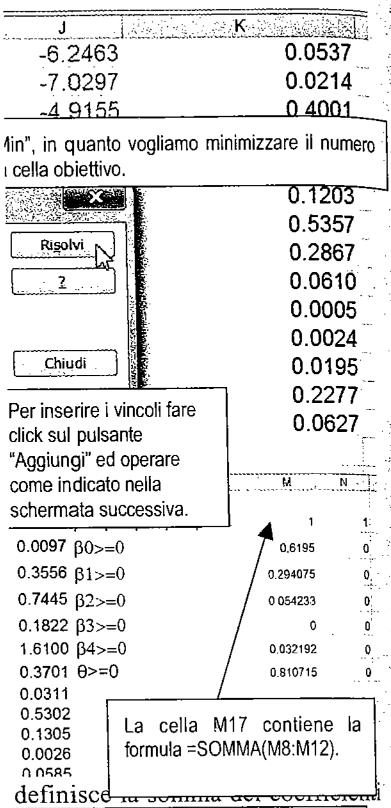
Dopo aver inserito i vinc
prima di avviare la procedura
tolleranza che determina la co
pulsante "Opzioni" (v. scherma



Nella finestra "Opzioni
"Tolleranza" e "Convergenz
impostare valori diversi di To



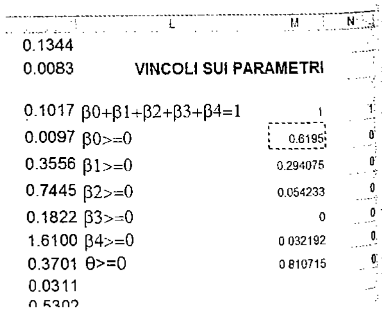
Osservazione: se la c
è possibile visualizzare i ris
Dopo aver fatto clic
Risolutore" fare click sul p



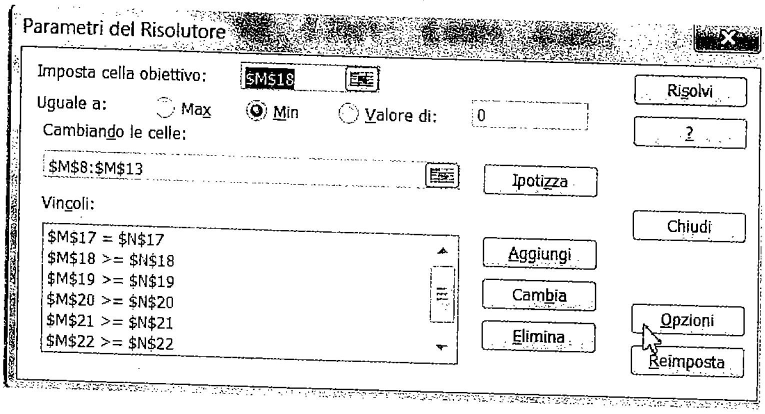
definisce ...

aver inserito tutti i dati richiesti, per ...are il vincolo fare click sul pulsante ...ıgi".

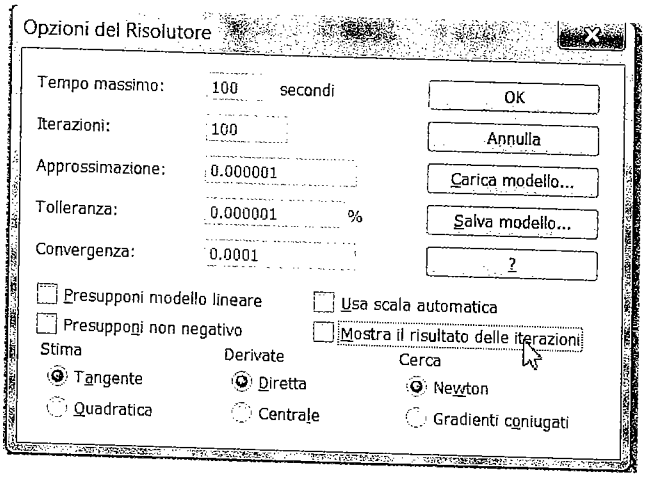
...ıl parametro associato alla variabile ...gue.



Dopo aver inserito i vincoli di non negatività anche per gli altri parametri, l'ultimo passaggio prima di avviare la procedura iterativa di minimizzazione consiste nello specificare il criterio di tolleranza che determina la convergenza. Nella finestra "Parametri del risolutore" fare click sul pulsante "Opzioni" (v. schermata che segue).

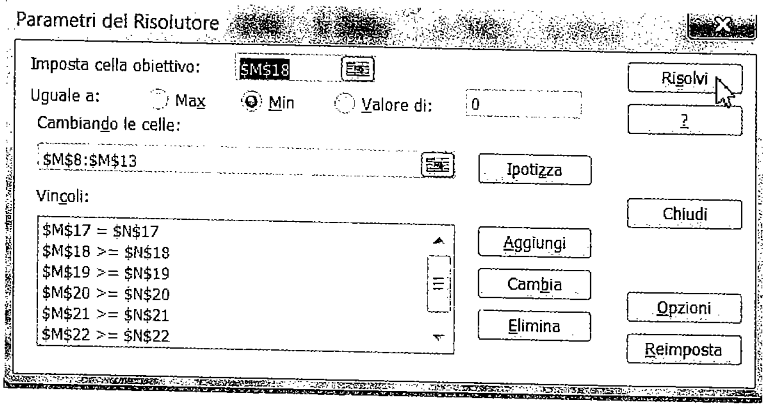


Nella finestra "Opzioni del Risolutore" controllare che le caselle di testo "Approssimazione", "Tolleranza" e "Convergenza" contengano valori piccoli dell'ordine di 0.000001 (se si prova a impostare valori diversi di Tolleranza i risultati si modificheranno leggermente).



Osservazione: se la casella di controllo "Mostra il risultato delle iterazioni" viene selezionata, è possibile visualizzare i risultati ad ogni iterazione.

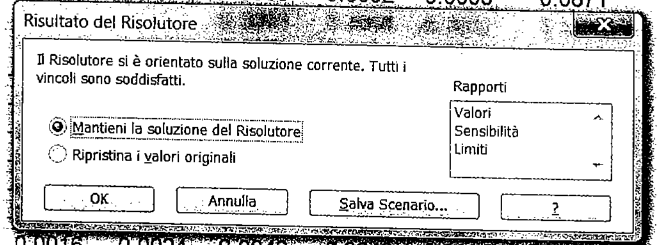
Dopo aver fatto click su "OK" nella schermata precedente, nella finestra "Parametri del Risolutore" fare click sul pulsante "Risolvi".



Alla fine del processo di iterazione, appare la finestra "Risultato del risolutore" (v. schermata che segue). Se si sceglie l'opzione "Mantieni la soluzione del risolutore", la zona che contiene i valori dei parametri (zona M8:M13) mostrerà la nuova combinazione di numeri che minimizza il valore contenuto nella cella K92.

K92 =SOMMA(K7:K71)

	D	E	F	G	H	I	J	K
63	-0.0008	-0.0001	-0.0056	0.0048	0.0004	-0.0025	-1.1171	0.0807
64	0.0007	0.0017	-0.0001	-0.0056	0.0048	0.0004	0.3140	0.1806
65	0.0014	0.0008	0.0017	-0.0001	-0.0056	0.0048	0.7251	0.3906
66	0.0006	-0.0002	0.0008	0.0017	-0.0001	-0.0056	0.0617	0.2583
67	0.0005	0.0008	-0.0002	0.0008	0.0017	-0.0001	0.4447	0.0034
68	0.0010	-0.0001	0.0008	-0.0002	0.0008	0.0017	0.3031	0.4315
69	-0.0002	-0.0000	-0.0001	0.0008	-0.0002	0.0008	0.0871	0.1050
70	0.0007							0.0660
71	0.0028							3.2570
72	-0.0052							4.9452
73	-0.0065							1.0810
74	-0.0072							0.1568
75	-0.0043							2.1377
76	-0.0029							3.8817
77	-0.0020							2.3703
78	-0.0015	-0.0016	-0.0024	-0.0042	-0.0046	-0.0094	-2.4931	1.0735
79	-0.0009	0.0008	-0.0016	-0.0024	-0.0042	-0.0046	-0.8515	0.0066
80	-0.0021	-0.0031	0.0008	-0.0016	-0.0024	-0.0042	-1.5503	0.2935
81	-0.0012	-0.0014	-0.0031	0.0008	-0.0016	-0.0024	-1.5178	0.0834
82	-0.0005	-0.0001	-0.0014	-0.0031	0.0008	-0.0016	-0.8056	0.0695
83	-0.0000	0.0000	-0.0001	-0.0014	-0.0031	0.0008	-0.3057	0.0922
84	-0.0005	-0.0006	0.0000	-0.0001	-0.0014	-0.0031	-0.4852	0.0017
85	-0.0004	0.0005	-0.0006	0.0000	-0.0001	-0.0014	-0.0465	0.1350
86	0.0000	-0.0006	0.0005	-0.0006	0.0000	-0.0001	-0.1727	0.0470
87								
88								
89								
90								
91								
92								19.6912



Osservazione: Si noti che il valore della somma dei quadrati degli scostamenti tra valori teorici e valori effettivi, utilizzando i parametri iniziali, era pari 21.5631 (v. schermate precedenti). Dopo la procedura di minimizzazione diventa pari a 19.6912.

Output finale: la zona M8:M13 contiene le stime finali dei parametri. Si noti che tutti i vincoli sono stati rispettati.

	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
1	Δyt	Δx_t	Δx_{t-1}	Δx_{t-2}	Δx_{t-3}	Δx_{t-4}	Valori teorici	(valori effettivi-valori teorici)^2			
2											
3											
4											
5											
6											
7	-0.0026	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-0.0008	-1.7285	0.6814	**STIME INIZIALI DEI PARAMETRI**		
8	-0.0008	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.0017	-1.2698	0.2006	β_0	0.447765	
9	0.0004	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.0004	-0.5524	0.8583	β_1	0.303928	
10	-0.0012	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.0006	-0.2544	0.8474	β_2	0.127172	
11	0.0003	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.0035	-0.3318	0.4406	β_3	0.062749	
12	-0.0002	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	-0.0004	-0.1279	0.0058	β_4	0.058385	
13	-0.0011	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.0000	0.1980	1.6460	θ	0.884768	
14	0.0002	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.0003	0.0000	-0.1580	0.1296			
15	0.0002	-0.0001	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.0003	-0.1920	0.1218			
16	-0.0001	-0.0002	-0.0001	-0.0008	0.0006	-0.0000	-0.1527	0.0086	**VINCOLI SUI PARAMETRI**		
17	-0.0003	0.0001	-0.0002	-0.0001	-0.0008	0.0006	-0.0273	0.0722	$\beta0+\beta1+\beta2+\beta3+\beta4=1$	1	1
18	-0.0001	0.0001	0.0001	-0.0002	-0.0001	-0.0008	-0.0049	0.0031	$\beta0>=0$	0.447765	0
19	-0.0005	0.0002	0.0001	0.0001	-0.0002	-0.0001	0.1029	0.3259	$\beta1>=0$	0.303928	0
20	0.0009	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0001	-0.0002	0.0332	0.7086	$\beta2>=0$	0.127172	0
21	0.0004	0.0000	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0001	0.0217	0.1676	$\beta3>=0$	0.062749	0
22	-0.0013	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0002	0.0001	0.0194	1.6293	$\beta4>=0$	0.058385	0
23	0.0007	0.0001	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0002	0.0493	0.3779	$\theta>=0$	0.884768	0

Ad esempio, il valore di θ pari a 0.885 circa, significa che, di fronte a una variazione di 100 punti base nell'euribor, il sistema creditizio trasferisce, nell'arco massimo di 4 mesi, una variazione di 88.5 punti base.

11.6 Conclusioni

Il quadro completo della stima dell'elasticità e della vischiosità dei tassi, sui prestiti e sui depositi rispetto alle variazioni dell'euribor nei due sottoperiodi gennaio 2003 – ottobre 2008, novembre 2008 – gennaio 2010 e sull'intero periodo in esame gennaio 2003 – gennaio 2010, è riportato nella tabella seguente.

Stima dell'elasticità e della vischiosità dei tassi sui prestiti e sui depositi rispetto all'euribor

IMPIEGHI (PRESTITI)

	gen 03-ott 08	nov 08-gen 10	gen 03-gen 10
b_0	0.447	0.764	0.638
b_1	0.308	0.215	0.310
b_2	0.126	0.000	0.038
b_3	0.065	0.000	0.000
b_4	0.053	0.020	0.014
Elasticità (_)	0.885	0.779	0.776
R2	0.587	0.973	0.879

RACCOLTA (DEPOSITI)

	gen 03-ott 08	nov 08-gen 10	gen 03-gen 10
b_0	0.385	0.488	0.470
b_1	0.361	0.358	0.373
b_2	0.121	0.154	0.124
b_3	0.133	0.000	0.033
b_4	0.000	0.000	0.000
Elasticità (_)	0.667	0.635	0.638
R2	0.609	0.974	0.918

In base a quanto sopra, è possibile evidenziare che, come ci si aspettava, l'elasticità dei tassi sugli impieghi sia maggiore nel periodo di tassi crescenti rispetto a quello di tassi in fase di decrescita, mentre per i tassi di raccolta, anche in relazione ai bassi livelli assoluti dei tassi di interesse, l'elasticità è sostanzialmente stabile. Da un confronto tra tassi attivi e tassi passivi emerge che l'elasticità dei primi è più elevata rispetto a quella dei secondi. Ciò è essenzialmente legato alla maggiore attenzione rivolta dai prenditori di fondi (tipicamente imprese) nella contrattazione dei tassi. Tale maggiore attenzione è palese anche se si osserva il lag temporale di adeguamento alle variazioni dell'euribor. Dalla tabella 1 si evince che, come evidenziato anche in merito all'adozione del modello lineare ai tassi attivi, l'adeguamento alle variazioni dei tassi di mercato avviene entro circa due mesi. Per quanto riguarda i tassi passivi, invece, l'adeguamento è più lento e si esaurisce nel corso di circa quattro mesi. Tutto questo palesa che i tassi attivi sono meno vischiosi rispetto a quelli passivi mettendo in evidenza le asimmetrie tra banche e clienti di cui si è accennato nell'introduzione.

In base a quanto sopra
cruciale, come in Italia, cambi
monetaria non sono trasferi
particolare, se le autorità di po
di tassi di interesse applicati
"*overshooting*". Il modello esp
l'entità di questo *overshootin*
trasferite all'economia reale.

Bibliografia

ATKINSON A.C., RIANI M., *F*
2000.

GREENE W.H., *Econometric A*

KASHYAP A.K., RAJAN R.,
Coexistence of Lending

KISHAN R.P., OPIELA, T.P., *I*
Money, Credit, and Ba

KLEIN M., *A theory of the ba*
218.

LUSIGNANI G., *La gestione d*

PAVARANI E. (a cura di), *An*

RIANI M., *Office XP e Winzi*

RIANI M., LAURINI F. (2008
Editrice, Bologna, http

TAGLIAVINI G., *Costo del c*

WETH M.A., *The pass-thr*
«Discussion Paper 11

ZANI S., *Analisi dei dati st*

ità dei tassi, sui prestiti e sui
ennaio 2003 – ottobre 2008,
naio 2003 – gennaio 2010, è

ui prestiti

gen 03-gen 10
0.638
0.310
0.038
0.000
0.014
0.776
0.879

gen 03-gen 10
0.470
0.373
0.124
0.033
0.000
0.638
0.918

si aspettava, l'elasticità dei tassi
etto a quello di tassi in fase di
bassi livelli assoluti dei tassi di
tassi attivi e tassi passivi emerge
. Ciò è essenzialmente legato alla
mprese) nella contrattazione dei
g temporale di adeguamento alle
ciato anche in merito all'adozione
lei tassi di mercato avviene entro
iamento è più lento e si esaurisce
vi sono meno vischiosi rispetto a
e clienti di cui si è accennato

In base a quanto sopra, si ricava che in un'economia ove l'intermediazione bancaria è cruciale, come in Italia, cambiamenti nei tassi di interesse sollecitati attraverso manovre di politica monetaria non sono trasferiti all'economia reale immediatamente e in misura integrale. In particolare, se le autorità di politica monetaria intendono raggiungere determinati *targets* in termini di tassi di interesse applicati nella raccolta e nell'impiego fondi, è necessario dar corso a un "*overshooting*". Il modello esposto, infine, partendo dalla stima dell'elasticità, consente di misurare l'entità di questo *overshooting* e valutare con quale ritardo le decisioni dei *policy makers* saranno trasferite all'economia reale.

Bibliografia

ATKINSON A.C., RIANI M., *Robust Diagnostic Regression Analysis*, Springer Verlag, New York, 2000.

GREENE W.H., *Econometric Analysis*, Second Edition, Macmillan, New York, 1993.

KASHYAP A.K., RAJAN R., STEIN J.C., *Banks as Liquidity Providers: An Explanation for the Coexistence of Lending and Deposit-Taking*, «The Journal of Finance», 57, 2002, pp. 33-73.

KISHAN R.P., OPIELA, T.P., *Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel*, «Journal of Money, Credit, and Banking», 32, No. 1, 2000, pp. 121-141.

KLEIN M., *A theory of the banking firm*, «Journal of Money, Credit and Banking», 3, 1971, pp. 205-218.

LUSIGNANI G., *La gestione dei rischi finanziari nella banca*, Il Mulino, Bologna, 1996.

PAVARANI E. (a cura di), *Analisi finanziaria*, Mc Graw Hill, Milano, 2001.

RIANI M., *Office XP e Winzip senza sforzo*, Pitagora Editrice, Bologna, 2002.

RIANI M., LAURINI F. (2008), *Modelli statistici per l'economia con applicazioni aziendali*, Pitagora Editrice, Bologna, http://www.riani.it/RL.

TAGLIAVINI G., *Costo del capitale, analisi finanziaria e corporate banking*, Egea, Milano, 1999.

WETH M.A., *The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany*, «Discussion Paper 11/02», Economic Research Centre of the Deutche Bundesbank, 2002.

ZANI S., *Analisi dei dati statistici I. Osservazioni in una e due dimensioni*, Giuffrè, Milano, 1994.