

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Procedure di destagionalizzazione
dei depositi bancari mensili in Italia**

di Andrea Cividini e Carlo Cottarelli



Numero 112 - Gennaio 1989

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Procedure di destagionalizzazione
dei depositi bancari mensili in Italia**

di Andrea Cividini e Carlo Cottarelli

Numero 112 - Gennaio 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.

COMITATO DI REDAZIONE: *IGNAZIO ANGELONI, FRANCESCO M. FRASCA, GIUSEPPE TULLIO, STEFANO VONA; MARIA ANTONIETTA ORIO (segretaria).*

SOMMARIO

Questo lavoro considera diverse procedure di destagionalizzazione delle serie mensili dei depositi a risparmio e in conto corrente delle aziende di credito italiane. Lo studio è stimolato dalle difficoltà che la tradizionale procedura X11ARIMA incontra nella destagionalizzazione di queste serie. Queste difficoltà, che sono prevalentemente legate alla dipendenza della stagionalità dei depositi dal livello dei tassi di interesse, sono affrontate utilizzando nella procedura di destagionalizzazione l'informazione su tali tassi. Ciò viene effettuato sia con interventi "ad hoc" sulle serie dei depositi che attraverso un metodo di destagionalizzazione model based fondato sulla decomposizione canonica di un modello ARIMA integrato per le componenti deterministiche della stagionalità. I risultati sono nettamente migliori di quelli ottenibili con l'X11ARIMA, sia in termini di stagionalità che in termini di smoothness delle serie destagionalizzate. Le procedure presentate possono inoltre essere applicate anche in presenza di un cambiamento nella periodicità nel pagamento degli interessi quale quello recentemente annunciato dalle aziende di credito italiane.

Indice

1.	Introduzione	pag.	5
2.	Le caratteristiche delle serie dei depositi bancari e il grado di aggregazione scelto	"	8
3.	I limiti incontrati dall'X11ARIMA	"	12
4.	Procedure alternative di destagionalizzazione e strategie di selezione	"	23
5.	I risultati	"	30
6.	L'approccio <u>model based</u>	"	35
7.	Conclusioni	"	40
	Appendice 1	"	43
	Appendice 2	"	47
	Bibliografia	"	52

1. Introduzione (*)

I problemi connessi con la destagionalizzazione delle serie storiche economiche hanno sollevato negli ultimi anni un rinnovato interesse. Tra le cause di questo interesse vi è senza dubbio la maggiore instabilità presentata negli anni '70 e '80 dall'economia mondiale: la più elevata variabilità presentata dalle serie dei tassi di interesse e di cambio, dagli aggregati monetari e da quelli reali ha reso necessaria una maggiore attenzione nel valutare le diverse componenti dei movimenti delle serie stesse e l'introduzione di procedure di destagionalizzazione più complesse e sofisticate.

Un ulteriore fattore che spiega il maggiore interesse, soprattutto da parte delle banche centrali, per l'analisi della stagionalità è l'introduzione di aggregati quantitativi (la moneta o il credito), in luogo dei tassi di interesse, come obiettivi intermedi della politica monetaria. Mentre l'esistenza di una componente stagionale nei movimenti dei tassi di interesse è dubbia, è invece certo che gli aggregati monetari presentano movimenti fortemente influenzati da fenomeni stagionali. Non deve meravigliare quindi se importanti contributi ad una analisi sistematica del fenomeno della stagionalità sono stati apportati da centri di ricerca collegati alle autorità monetarie (cfr., per esempio, Board of Governors of the Federal Reserve System (1981)¹).

In terzo luogo l'abbandono, nella gestione della politi-

(*) Sebbene il lavoro sia frutto di un lavoro congiunto l'attribuzione delle varie parti è la seguente: l'introduzione, le conclusioni, il paragrafo 6 e l'appendice sono stati scritti da A. Cividini; i paragrafi 2, 3, 4 e 5 da C. Cottarelli. Si ringrazia il dr. Paolo Sestito per utili commenti.

1. Alcuni dei maggiori esponenti mondiali di tecniche di destagionalizzazione lavorano presso centri studi di banche centrali; basterà in proposito ricordare D.P. Cleveland e D. Pierce (Federal Reserve System), A. Maravall (Banco de España).

ca monetaria dei principali paesi, degli interventi diretti e il ricorso a politiche monetarie improntate ai controlli indiretti ha reso necessaria una più attenta interpretazione dei movimenti degli aggregati monetari; questo fattore risulta particolarmente importante nel caso italiano dopo la rimozione del massimale nel 1983 come strumento permanente della politica monetaria.

Questo lavoro descrive i problemi affrontati nella destagionalizzazione dei depositi bancari, uno dei principali aggregati utilizzati dalla Banca d'Italia per l'analisi congiunturale.

La destagionalizzazione di una serie storica aggregata implica un elevato grado di discrezionalità da parte del ricercatore; occorre infatti operare una scelta riguardo:

- al livello di aggregazione su cui applicare le procedure di destagionalizzazione²;
- alla procedura di destagionalizzazione da utilizzare;
- al periodo su cui applicare la procedura;
- alle modalità di destagionalizzazione in corso d'anno.

Questi problemi sono stati discussi ampiamente in letteratura³. In proposito, data la difficoltà di fornire una risposta univoca ai problemi presentati, sembra prevalere la soluzione pragmatica di considerare soluzioni diverse a se-

2. Si usa il termine di "procedura", in contrasto con il termine "metodo", di destagionalizzazione nel senso definito da Piccolo (1982): "procedura è l'insieme di opzioni, analisi e risultati finalizzati alla soluzione del problema della depurazione stagionale" (p. 1360).

3. Cfr., ad esempio, Zellner (1981) e Board of Governors of the Federal Reserve System (1981). Con specifico riferimento alle serie storiche italiane, si vedano Piccolo (1985) e gli altri lavori pubblicati sul volume dei Quaderni di Statistica e Econometria del Centro di Specializzazione e Ricerche Economico-Agrarie per il Mezzogiorno di Portici, aprile 1985, contenente alcuni risultati ricavati nel corso del progetto DESEC.

conda delle caratteristiche statistiche delle serie in questione. Il problema sarà quindi considerato nel seguito con diretto riferimento alle caratteristiche delle serie dei depositi bancari.

Il piano del lavoro è il seguente: il paragrafo 2 illustra le caratteristiche statistiche delle serie dei depositi bancari concludendo per la scelta di un grado minimo di disaggregazione che distingue i depositi a risparmio, i depositi in conto corrente e i certificati di deposito. I problemi della destagionalizzazione di quest'ultima serie sono rinviati all'Appendice 1. Il paragrafo 3 tratta invece dei problemi che si incontrano nella destagionalizzazione dei depositi a risparmio e in conto corrente con particolare riferimento alla incapacità della procedura X11ARIMA di fornire serie depurate in modo soddisfacente. Questa incapacità viene attribuita alle particolari caratteristiche della stagionalità dei depositi bancari (legata in primo luogo al fenomeno dell'accreditamento degli interessi) e, in misura minore, ai fenomeni di innovazione finanziaria che possono aver recentemente mutato le caratteristiche stagionali delle serie dei depositi. Ciò posto, nel paragrafo 4 si considerano alcune possibili alternative all'X11ARIMA⁴ standard, utilizzando innanzitutto le opzioni a disposizione del metodo e, in secondo luogo, utilizzando l'informazione esistente a priori sugli interessi come causa (nota) della stagionalità⁵. Dopo

4. In tutto il lavoro è stata utilizzata solo la versione moltiplicativa della procedura X11ARIMA; quella additiva non sembra adeguata in quanto è presente una marcata componente di trend in tutte le serie considerate.

5. La necessità di utilizzare, nella procedura di destagionalizzazione, l'informazione sul livello degli interessi e sul momento in cui gli interessi vengono accreditati è stata di recente evidenziata dalla decisione, presa da alcuni istituti di credito, di accreditare gli interessi nel corso dell'anno e non più soltanto alla fine dell'anno. Come risulterà evidente, le procedure di destagionalizzazione discusse in questo lavoro possono essere facilmente adattate per tener conto di un cambiamento nella frequenza dell'accreditamento degli interessi.

aver discusso nel paragrafo 5 i risultati ottenuti, nel paragrafo 6 si utilizza per la destagionalizzazione l'approccio model based fondato sulla decomposizione canonica di un modello ARIMA. Nel paragrafo 7 sono riassunti i principali risultati del lavoro.

2. Le caratteristiche delle serie dei depositi bancari e il grado di aggregazione scelto

I dati sui depositi bancari⁶ risultano disponibili alla Banca d'Italia con un grado di disaggregazione molto elevato, essendo raccolte informazioni per forma tecnica, per azienda di credito, per area territoriale. I fattori da cui dipende la scelta del grado di disaggregazione sono noti: quanto maggiore è il grado di disaggregazione tanto più rilevante può diventare, rispetto alle altre componenti della serie storica il noise presente nella serie e quindi la difficoltà di isolare statisticamente la componente stagionale; l'aggregazione può invece operare "come pre-filtraggio dei dati ottimizzando quindi i requisiti per una depurazione stagionale"⁷. D'altro canto l'aggregazione riduce l'informazione utilizzata dalla procedura di destagionalizzazione e può quindi fornire risultati inferiori a quelli ottenibili con serie disaggregate. Esiste infine la necessità, molto spesso prioritaria, di disporre di serie depurate non solo per il totale, ma anche per le componenti. La soluzione qui adottata è "minimale"; i depositi bancari sono scomposti nelle tre principali componenti di depositi a risparmio, conti correnti e certificati di deposito (CD), serie per cui appare priori-

6. In questo lavoro si considerano le consistenze dei depositi bancari alla fine di ogni mese per il cosiddetto Campione Mensile; si veda in proposito Banca d'Italia (1988) pp. 308-309.

7. Cfr. Piccolo (1985) p. 19.

tario disporre dei singoli valori destagionalizzati⁸.

L'opportunità di operare questa disaggregazione prima di procedere con la destagionalizzazione è confermata dal fatto che le tre componenti in questione presentano caratteristiche statistiche profondamente differenti a riprova del diverso ruolo che, anche in Italia e nonostante il simile livello di remunerazione, esse svolgono nei portafogli degli operatori.

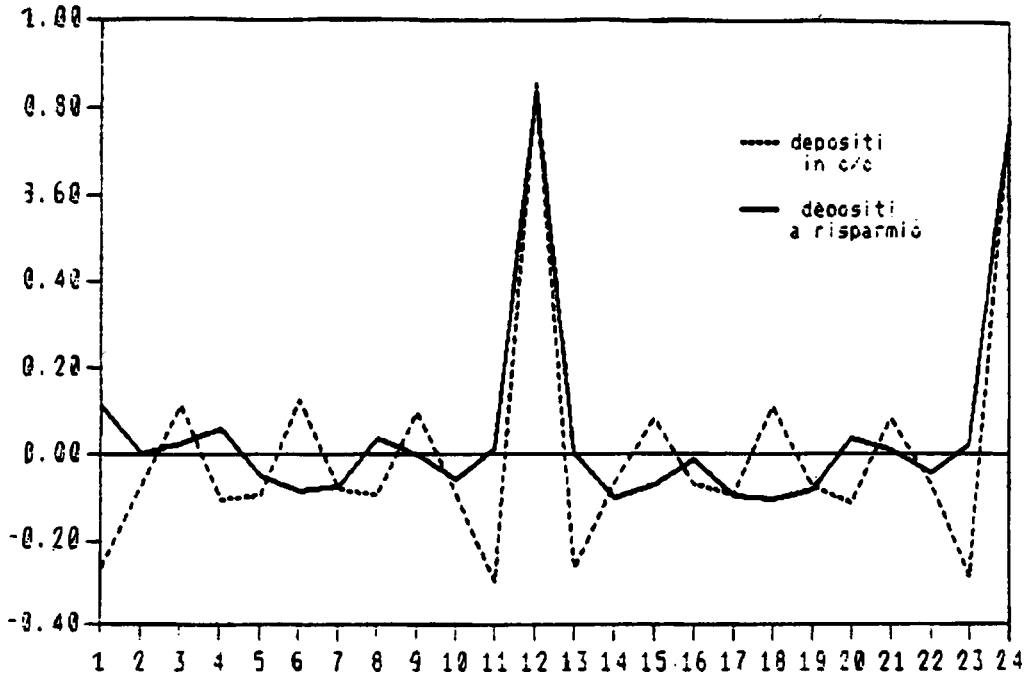
Le figure 1 e 2 riportano in proposito, per i depositi a risparmio e per i conti correnti, gli autocorrelogrammi delle differenze prime e dodicesime dei logaritmi delle due serie. Appare evidente che, mentre la correlazione al dodicesimo ritardo è particolarmente elevata in entrambi i casi (fig. 1), per i ritardi di diverso ordine i valori appaiono sensibilmente diversi. La figura 2 conferma la diversità delle proprietà statistiche delle serie e mette in luce come la semplice differenziazione del dodicesimo ordine non rimuova interamente la componente stagionale.

La presenza di una forte stagionalità residua anche sulle differenze dodicesime è confermata dalla tavola 1 che riporta, per ogni mese, il rapporto di Von Neumann (cfr., per esempio, Johnston (1972) p. 250, e Bacchilega e Gambetta (1984)) calcolato, mese per mese, sui ritardi dodicesimi. Per il numero di osservazioni considerato, un valore inferiore a 1,22 implica, per il mese in questione, la presenza di correlazione con lo stesso mese dell'anno precedente (cioè la presenza di stagionalità).

8. I depositi bancari in conto corrente, ma non quelli a risparmio, entrano nella definizione di moneta M1, di cui è necessario disporre della serie destagionalizzata. Inoltre i depositi a risparmio e in conto corrente, ma non i CD, entrano nella definizione di moneta M2A (cfr. Banca d'Italia (1985)).

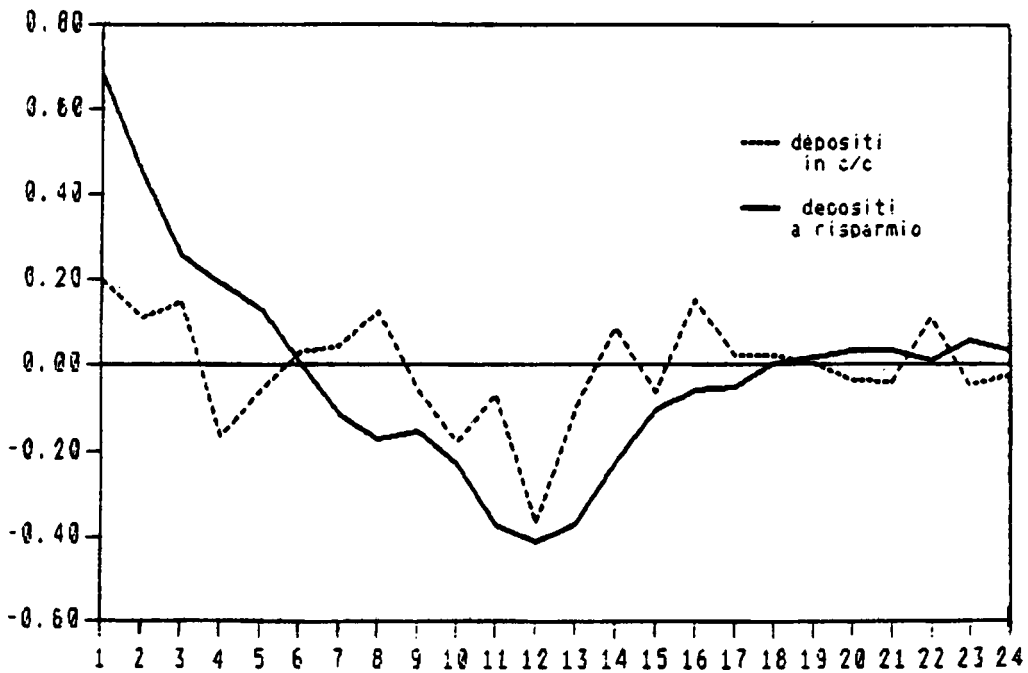
DEPOSITI BANCARI
 AUTOCORRELOGRAMMA DELLE DIFFERENZE PRIME
 (1974-1987)

Fig. 1



DEPOSITI BANCARI
 AUTOCORRELOGRAMMA DELLE DIFFERENZE DODICESIME
 (1974-1987)

Fig. 2



Rapporto di Von Neumann

mesi	depositi a risparmio	depositi in conto corrente
gen.	0.81	1.24
feb.	0.54	1.21
mar.	0.39	1.30
apr.	0.53	1.49
mag.	0.62	1.55
giu.	0.68	1.29
lug.	0.71	1.21
ago.	0.75	1.32
set.	0.73	1.14
ott.	0.68	1.22
nov.	0.63	1.57
dic.	0.53	1.01

Si può osservare come la differenziazione al dodicesimo ritardo risulti in grado di rimuovere la stagionalità in 8 mesi per i conti correnti, ma in nessuno per i depositi a risparmio. In entrambi i casi il mese di dicembre appare particolarmente problematico.

Anche la variabilità delle due serie è sensibilmente diversa. Per misurare la variabilità delle serie si sono utilizzati due indici⁹, definiti come:

$$R1 = \sum_t (x_t - x_{t-1})^2$$

$$R2 = \sum_t (x_t - Hx_t)^2$$

9. Va osservato che i due indici indicati non sono dimensionless rispetto a differenze nei tassi di crescita delle due serie considerate; nel periodo in esame (1974-87) il tasso di crescita delle due serie è però estremamente simile (6,74 e 6,47 per cento rispettivamente per i depositi a risparmio e in conto corrente).

dove x_t è il logaritmo della serie originaria e Hx_t è la serie modificata con il filtro di Henderson a 13 termini (cfr. Dagum (1979)); i valori ottenuti per i depositi a risparmio sono:

$$R1 = 0,107 \quad R2 = 0,028$$

e per i depositi in conto corrente:

$$R1 = 0,20 \quad R2 = 0,065.$$

La variabilità dei depositi in conto corrente risulta da due a tre volte superiore a quella dei depositi a risparmio, riflettendo il ruolo di strumento di pagamento svolto in prevalenza dai primi.

Per quanto riguarda i CD (analizzati nell'Appendice 1) l'opportunità di una destagionalizzazione separata con un metodo appositamente studiato deriva innanzitutto dalla indisponibilità di una serie storica sufficientemente lunga. I CD sono stati introdotti con provvedimento del CICR del dicembre 1982 e i primi dati disponibili si riferiscono al febbraio 1983. E' comunque interessante notare che l'andamento stagionale della serie si presenta in prima approssimazione quasi opposta a quella delle altre componenti della raccolta bancaria, risultando particolarmente elevata a gennaio e più contenuta a dicembre (cfr. fig. 4 e fig. A.1 in Appendice 1).

3. I limiti incontrati dall'X11ARIMA

Un punto di riferimento ormai classico per la destagionalizzazione delle serie storiche è costituito dalla procedu-

ra X11ARIMA¹⁰. Per spiegare la strategia seguita per l'individuazione di una procedura adeguata per la destagionalizzazione dei depositi bancari a risparmio e in conto corrente è opportuno fare riferimento ai problemi presentati dall'applicazione dell'X11ARIMA a queste serie.

La tavola 2 (colonna a) riporta, relativamente all'applicazione della procedura X11ARIMA ai depositi a risparmio per il periodo 1974-1986, due indicatori standard ricavati da tale procedura: l'indicatore m7 riguarda la dimensione relativa della stagionalità stabile rispetto alla stagionalità variabile; una eccessiva presenza di stagionalità variabile, riflessa da un valore di m7 superiore a 1, implica una difficoltà per l'X11ARIMA di isolare la componente stagionale del processo. L'indicatore Q è un indice complessivo della qualità della destagionalizzazione ottenuto come media ponderata di altri 10 indici, tra cui l'm7. Gli indici Q e m7 sono considerati da diversi autori come i più importanti tra quelli presenti nella procedura X11ARIMA; ad esempio Lothian and Morry (1978) adottano il seguente criterio per accettare o rigettare la destagionalizzazione effettuata dall'X11ARIMA:

"If the Q statistic is greater than 1, the adjustment of the series is declared to be unacceptable. The adjustment is also rejected if the test for identifiable seasonality [cioè m7] fails."

I valori riportati indicano che la serie dei depositi a risparmio destagionalizzata con l'X11ARIMA supera agevolmente

10. La letteratura ha proposto principalmente i seguenti metodi di destagionalizzazione:

- a) regressioni su dummies stagionali (si veda per esempio Lovell (1963));
- b) metodi basati su filtri a media mobile (come l'X11 e derivati) (cfr. Shiskin et al. (1967), Dagum (1979));
- c) stima e decomposizione in componenti stagionali e non di modelli ARIMA (cfr. Cleveland and Tiao (1976), Tiao and Hillmer (1978), Hillmer, Bell and Tiao (1984));
- d) metodi misti che consentano di tener conto tanto delle componenti deterministiche quanto di quelle stocastiche della stagionalità (cfr. Pierce (1978), Pierce, Grupe and Cleveland (1983)).

Tests e indici calcolati sulla serie destagionalizzata dei depositi a risparmio (1)
(1974-1986)

Procedura	(a)	(a')	(b)	(b')	(c)	(c')	(d)	(d')
Tests e Indici	X11ARIMA standard U=L=3 MOV=3	X11ARIMA U=L=3 MOV=3	Procedura "tel-quel" standard	Procedura "tel-quel" U=L=3 MOV=3	Procedura "tel-quel" corretto standard	Procedura "tel-quel" corretto U=L=3 MOV=3	regressione: X11ARIMA + standard	regressione: X11ARIMA + U=L=3
Possibilità di destagionalizzazione con X11ARIMA	SI m7 = 0,32 Q = 0,34 m7' = 3,0 Q' = 1,09	SI M7 = 0,31 Q = 0,27 m7' = 2,63 Q' = 1,09	NO m7 = 2,22 Q = 0,95	NO m7 = 2,16 Q = 0,94	SI m7 = 1,41 Q = 0,75 m7' = 2,66 Q' = 0,80	SI m7 = 1,38 Q = 0,72 m7' = 2,54 Q' = 1,06	NO m7 = 3,0 Q = 1,11	NO m7 = 3,0 Q = 1,11
Stagionalità residua	t1 = 4,1 t2 = 4,6 LB = 13,7 NDIC = 0,54 NMES = 3 RHO = 0,31 (3,70)	t1 = 1,77 t2 = 3,49 LB = 1,66 INDIC = 1,12 NMES = 2 RHO = 0,24 (2,87)	t1 = 3,54 t2 = 5,22	idem	t1 = 2,29 t2 = 3,22 LB = 0,58 NDIC = 0,63 NMES = 1 RHO = 0,22 (2,67)	t1 = 0,16 t2 = 2,70 LB = 4,68 NDIC = 1,50 NMES = 0 RHO = 0,19 (2,23)	t1 = 2,81 t2 = 5,14	idem

(1) Le opzioni standard dell'X11ARIMA sono quelle descritte in Dagum (1979); le opzioni non standard sono definite nel par. 4. Il pacchetto utilizzato per la destagionalizzazione è lo Speakeasy (versione IV-Epsilon). Nelle caselle caratterizzate dalle indicazioni "idem" i risultati sono, per costruzione, gli stessi ottenuti nelle caselle poste immediatamente a sinistra.

Legenda

m7: indicatore della dimensione relativa della stagionalità stabile rispetto alla stagionalità variabile fornito dalla procedura X11ARIMA; valori superiori ad 1 indicano la presenza di una eccessiva stagionalità variabile.
 Q: indice complessivo della qualità della destagionalizzazione fornito dalla procedura X11ARIMA; valori superiori ad 1 indicano una non buona identificazione della stagionalità.
 t1, t2: t statistiche relativi ai coefficienti di una regressione in cui la variabile dipendente è la variazione logaritmica della serie destagionalizzata e i regressori, oltre alla costante, sono valori ritardati della variabile dipendente. La statistica t1 si riferisce al coefficiente al dodicesimo ritardo di una regressione in cui sono inseriti i primi dodici ritardi. La statistica t2 si riferisce ad una regressione in cui compare solo il dodicesimo ritardo.
 LB: test di Ljung-Box ai lag stagionali descritto in Bachilega e Gambetta (1984); il valore critico di questi test è 7,81 per un livello di significatività del 5 per cento.
 NDIC: valore del rapporto di Von Neumann calcolato per il mese di dicembre sulla componente irregolare prodotta dall'X11ARIMA (valore critico al 5 per cento: 1,22).
 NMES: numero di mesi per cui non viene superato il test di assenza di correlazione rispetto allo stesso periodo dell'anno precedente basato sul rapporto di Von Neumann.
 RHO: coefficiente di autocorrelazione al dodicesimo ritardo della serie depurata dalla stagionalità; in parentesi è riportato il relativo t.
 Per maggiori dettagli sul significato dei tests e degli indicatori riportati si veda il par. 3.

Tests e indici calcolati sulla serie destagionalizzata dei depositi a risparmio (1)

(1974-1986)

Procedura	(a)	(a)	(b)	(b)	(c)	(c)	(c)	(d)	(d)
Tests e Indici	X11ARIMA standard U=L=3 MOV=3	X11ARIMA U=L=3 MOV=3	procedura "tel-quel" standard U=L=3 MOV=3	procedura "tel-quel" standard U=L=3 MOV=3	procedura "tel-quel" corretto standard	procedura "tel-quel" corretto standard U=L=3 MOV=3	regressione + X11ARIMA standard U=L=3		
Casualità	VN = 1,31 QLB = 55,1	VN = 1,24 QLB = 55,6	-	-	VN = 1,36 QLB = 64,7	VN = 1,24 QLB = 75,9	-	-	-
Indici di smoothness (%)	R1 = 3,85 R2 = 0,19 dR1 = 0,99 dR2 = 0,36	R1 = 3,62 R2 = 0,11 dR1 = 0,43 dR2 = 0,17	R1 = 4,1 R2 = 0,19 dR1 = 0,81 dR2 = 0,28	idem	R1 = 3,65 R2 = 0,12 dR1 = 0,54 dR2 = 0,20	R1 = 3,56 R2 = 0,09 dR1 = 0,31 dR2 = 0,13	R1 = 3,93 R2 = 0,17 dR1 = 0,65 dR2 = 0,24	idem	idem
Indici di stabilità	U = 0,42 MAE = 0,17 RSQ = 0,25	U = 0,26 MAE = 0,11 RSQ = 0,14	U = 0,14 MAE = 0,05 RSQ = 0,12	idem	U = 0,27 MAE = 0,12 RSQ = 0,16	U = 0,19 MAE = 0,09 RSQ = 0,11	U = 0,09 MAE = 0,03 RSQ = 0,07	idem	idem

(1) Le opzioni standard dell'X11ARIMA sono quelle descritte in Dagum (1979); le opzioni non standard sono definite nel par. 4. Il pacchetto utilizzato per la destagionalizzazione è lo Speakeasy (versione IV-Epsilon). Nelle caselle caratterizzate dalle indicazioni "idem" i risultati sono, per costruzione, gli stessi ottenuti nelle caselle poste immediatamente a sinistra.

Legenda

VN, QLB: coefficiente di Von Neumann modificato e Q di Ljung-Box; al livello di probabilità del 5 per cento nei casi in esame l'ipotesi di casualità dei residui non può essere rigettata, se $1,63 < VN < 2,56$ e $QLB < 146,57$.

R1, R2: definiti dalle seguenti relazioni $R1 = I(x_t - x_{t-1})^2$, $R2 = L(x_t - Hx_t)$ dove x_t è il logaritmo della serie ed Hx_t il logaritmo della serie modificato con il filtro di Henderson a 13 termini.

dR1, dR2: definiti come R1 ed R2 ma calcolati sulle differenze prime dei logaritmi della serie.

U: coefficiente di Theil (seconda definizione).

MAE: errore medio assoluto.

RSQ: radice dell'errore quadratico medio.

Per maggiori dettagli sul significato dei test e degli indici riportati si veda il par. 4.

i tests descritti; anche gli altri tests per la presenza di residua stagionalità nella serie depurata, calcolati nell'output standard dell'X11ARIMA, ma non riportati nella tavola, sono superati.

L'adeguatezza della procedura X11ARIMA per la destagionalizzazione dei depositi bancari, apparentemente confermata da questi indicatori, viene però messa in dubbio dalla semplice osservazione dei tassi di crescita mensili della serie destagionalizzata (tav. 3): in 11 anni su 13 il dato di dicembre risulta il più elevato o il più basso dell'anno.

Tav. 3

**Tassi di crescita dei depositi a risparmio
dati destagionalizzati (X11ARIMA)**

anno	gen.	feb.	mar.	apr.	mag.	giu.	lug.	ago.	set.	ott.	nov.	dic.	media
1974	-	1,6	1,1	1,8	1,7	1,9	2,9	1,6	2,3	2,8	2,5	1,0	err
1975	3,5	4,4	6,5	5,3	2,8	2,6	2,9	2,5	2,4	1,7	1,8	0,6	3,1
1976	3,1	0,6	1,1	1,0	0,9	2,0	2,0	1,9	2,0	2,1	2,1	1,7	1,7
1977	2,2	1,6	1,3	1,4	1,7	1,5	1,6	1,7	1,7	1,6	1,8	2,5	1,7
1978	1,0	1,7	1,5	1,5	1,7	1,4	1,7	1,5	1,5	1,3	1,2	0,8	1,4
1979	0,9	1,0	1,3	1,4	1,4	1,5	1,4	1,3	1,3	1,2	1,0	0,4	1,2
1980	0,3	0,6	0,5	0,9	0,7	0,8	1,0	1,0	0,9	0,7	1,1	1,7	0,9
1981	0,3	0,7	0,6	0,4	0,7	0,8	0,6	0,8	0,6	0,9	0,8	2,7	0,8
1982	0,0	1,3	1,4	1,3	1,1	1,3	1,3	1,3	1,5	1,3	1,5	4,2	1,4
1983	0,4	1,5	0,8	0,9	0,9	1,1	0,9	1,0	0,8	0,6	0,5	1,8	1,0
1984	-0,5	0,6	0,7	0,7	1,0	0,6	1,0	0,7	1,0	0,7	1,0	0,7	0,7
1985	1,0	1,2	1,2	1,3	1,0	0,8	0,6	0,4	0,2	0,6	0,2	-1,1	0,6
1986	0,0	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1	0,3	0,3	0,3	0,3	0,9	0,6	-1,2	0,1

Per confermare questa semplice osservazione la serie dei depositi a risparmio destagionalizzata con l'X11ARIMA è stata sottoposta ai seguenti tests di residua stagionalità (tav. 2):

t1 e t2: sono i t statistici relativi ai coefficienti di una regressione in cui la variabile dipendente è la variazione logaritmica della serie destagionalizzata e i regressori, oltre alla costante, sono valori ritardati della variabile dipendente. La statistica t1 si riferisce al coefficiente al dodicesimo ritardo di una regressione in cui sono inseriti i primi dodici ritardi. La statistica t2 si riferisce ad una regressione in cui compare solo il dodicesimo ritardo.

LB: test di Ljung-Box ai lag stagionali descritto in Bacchilega e Gambetta (1984); il valore critico di questo test nell'ipotesi nulla di assenza di stagionalità residua è di 7,81 per un livello di significatività del 5 per cento.

NDIC: è il valore del rapporto di Von Neumann calcolato per il mese di dicembre sulla componente irregolare prodotta dall'X11ARIMA (valore critico al 5 per cento: 1,22).

NMES: è il numero di mesi per cui non viene superato il test di assenza di correlazione rispetto allo stesso periodo dell'anno precedente basato sul rapporto di Von Neumann.

RHO: è il coefficiente di autocorrelazione al dodicesimo ritardo della serie depurata dalla stagionalità; in parentesi è riportato il relativo t.

Tutti i tests presentati confermano l'esistenza di una residua autocorrelazione della serie destagionalizzata al dodicesimo ritardo, particolarmente sensibile per il mese di dicembre.

L'incapacità dell'X11ARIMA di rimuovere la stagionalità dalla serie dei depositi a risparmio può essere attribuita alle particolari caratteristiche di questa serie in cui il fenomeno stagionale è prevalentemente legato al pagamento degli interessi a fine anno e risulta quindi molto forte e

variabile con il livello dei tassi stessi. Questa ipotesi è confermata dal fatto che la componente irregolare calcolata dall'X11ARIMA per il mese di dicembre è fortemente correlata con il livello dei tassi di interesse (fig. 3): il coefficiente di correlazione tra le due serie è di 0,91. Dato che il livello dei tassi di interesse risulta fortemente autocorrelato, risulta anche spiegata la forte autocorrelazione residua presente nella serie destagionalizzata.

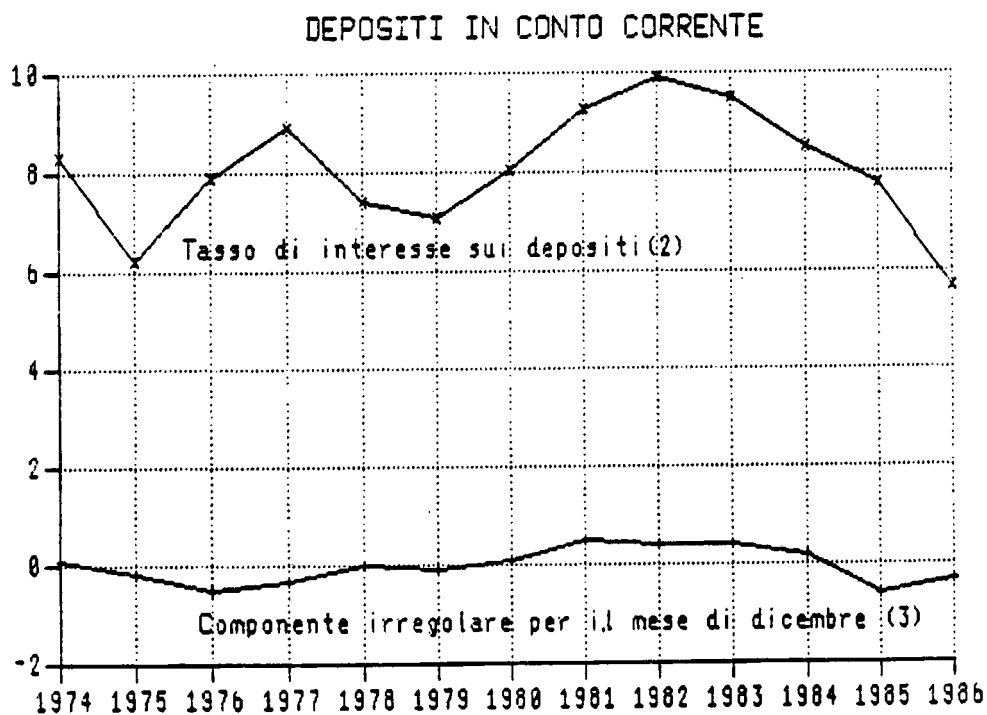
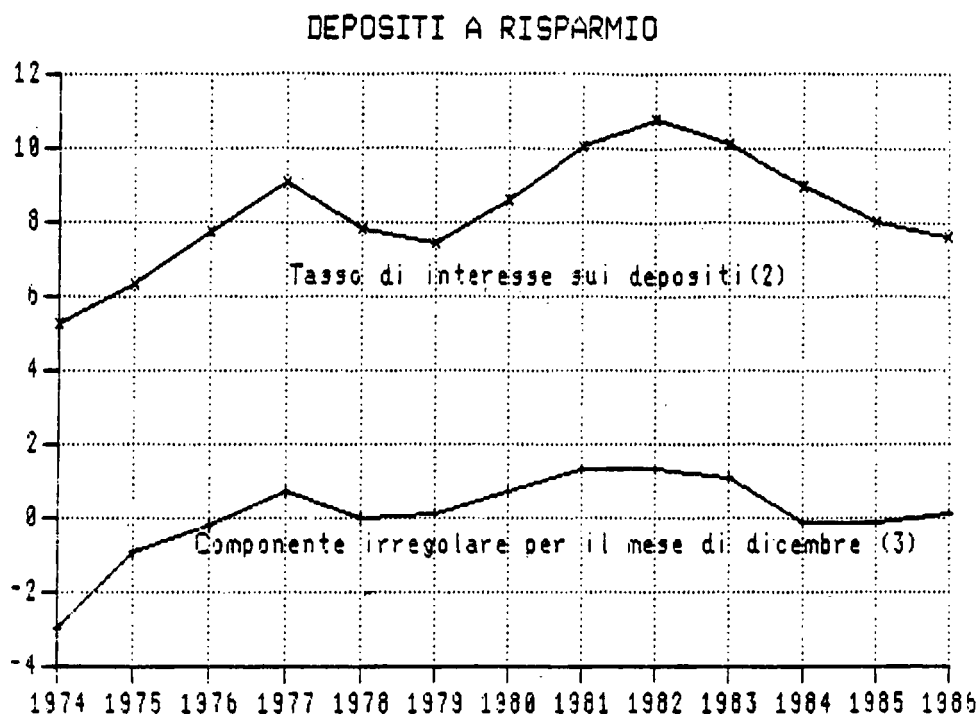
Un secondo problema è costituito dal fatto che la serie in questione presenta, se si esclude il mese di dicembre, un andamento piuttosto regolare. Ciò implica che nel mese di dicembre si hanno il più delle volte tassi di crescita estremamente "anomali" che vengono quindi esclusi, sulla base dei parametri standard utilizzati dall'X11ARIMA, dal calcolo della stagionalità¹¹. Nel caso specifico in 7 anni su 13 la procedura X11ARIMA attribuisce al mese di dicembre peso zero.

Un terzo fattore che può influire sulle difficoltà presentate dall'X11ARIMA sono gli importanti fenomeni di innovazione finanziaria sviluppatasi negli anni '80. L'espansione del mercato dei BOT e dei CCT ha ridotto notevolmente il peso dei depositi a risparmio come strumento di accumulazione della ricchezza. Ne è risultata più coinvolta la clientela bancaria primaria e i depositi di maggiore dimensione; è anche probabile che il contenuto transattivo dei depositi a risparmio restanti sia risultato accentuato. Entrambi questi fenomeni possono aver modificato, anche sensibilmente, le caratteristiche stagionali della serie.

Per quanto riguarda i depositi in conto corrente i problemi descritti sembrano meno rilevanti. L'unico tra i tests

11. Si ricorda che la procedura X11ARIMA attribuisce peso zero a tutte le osservazioni che nella stima preliminare della componente irregolare presentano valori al di sopra di 2,5 deviazioni standard; inoltre le osservazioni la cui componente irregolare è compresa tra 1,5 e 2,5 deviazioni standard hanno un peso decrescente all'avvicinarsi del limite superiore; alle altre osservazioni viene attribuito peso uno.

TASSO DI INTERESSE E COMPONENTE IRREGOLARE DELL'X11ARIMA (1)



(1) I dati si riferiscono ai depositi del campione mensile della Banca d'Italia.

(2) Calcolato come rapporto tra gli interessi accreditati al dicembre di ogni anno e la consistenza media dei depositi nell'anno cui gli interessi si riferiscono.

(3) Stima della componente irregolare effettuata dall'X11ARIMA espressa in percentuale della serie originaria.

presentati che non viene superato è il rapporto di Von Neumann sul mese di dicembre (NDIC=.99 nella tav. 4). La correlazione tra componente irregolare e livello dei tassi (fig. 3) è di 0,53. Si noti che i conti correnti presentano una variabilità media molto più accentuata; ciò implica che l'X11ARIMA non considera di norma anomali i mesi di dicembre nel calcolo della stagionalità, come accadeva invece per i depositi a risparmio. In soli tre casi viene infatti attribuito nella procedura X11ARIMA un peso inferiore al 100 per cento, con valori comunque superiori al 50 per cento. Per spiegare i minori problemi incontrati per i depositi in conto corrente occorre anche considerare che questa forma di raccolta, dato il suo contenuto maggiormente "transattivo" è stata meno sottoposta agli effetti della innovazione finanziaria cui si è fatto riferimento per i depositi a risparmio.

Data l'incapacità dell'X11ARIMA, per lo meno nelle sue opzioni standard e soprattutto per i depositi a risparmio, di rimuovere interamente la stagionalità delle serie dei depositi, sono state considerate alcune possibili alternative. Esistono innanzitutto le possibilità offerte dalle stesse opzioni di utilizzo dell' X11ARIMA (cfr. Dagum (1979)); il problema della troppo frequente esclusione dei dati relativi al mese di dicembre può ad esempio essere affrontato "ammorbidendo" i criteri standard di esclusione adottati nell'X11ARIMA; inoltre la possibile rapida variazione della stagionalità indotta dai fenomeni di innovazione finanziaria può essere affrontata riducendo la lunghezza delle medie mobili utilizzate nella procedura.

Oltre a questi espedienti "tecnici" sembra opportuno affrontare il problema più alla base tenendo conto delle informazioni disponibili a priori sulle cause dei movimenti stagionali dei depositi. I più recenti sviluppi nelle procedure di destagionalizzazione sottolineano infatti come un approccio di questo tipo risulti superiore alla pura applicazione meccanica di procedure "non informate" (sia quelle a medie mobili che quelle legate alla decomposizione di proces-

Tests e indici calcolati sulla serie destagionalizzata dei conti correnti (1)
(1974-1986)

Procedura	(a)	(b)	(b')	(c)	(c')	(d)	(d')
X11ARIMA standard	X11ARIMA MOV=3	procedura "tel-quel" standard	procedura "tel-quel" MOV=3	procedura "tel-quel" corretto standard	procedura "tel-quel" corretto MOV=3	regressione: X11ARIMA standard	regressione: X11ARIMA + X11ARIMA standard
Tests e Indici	SI	NO	NO	SI	SI	NO	NO
Possibilità di destagionalizzazione con X11ARIMA	M7 = 0,24 Q = 0,24 M7' = 2,56 Q' = 1,07	M7 = 0,54 Q = 0,41 M7' = 2,43 Q' = 1,05	M7 = 0,53 Q = 0,45 M7' = 2,88 Q' = 1,24	M7 = 0,47 Q = 0,37 M7' = 2,27 Q' = 1,07	M7 = 0,47 Q = 0,37 M7' = 2,44 Q' = 1,10	m7 = 3 q = 1,11	m7 = 3 q = 1,10
Stagionalità residua	t1 = 0,40 t2 = 0,16 LB = 1,42	t1 = 1,18 t2 = 0,65 LB = 0,81	t1 = -0,27 t2 = -0,43 LB = 2,69	t1 = 0,82 t2 = 0,31 LB = 0,76	t1 = -0,1 t2 = -0,44 LB = 1,63	t1 = 2,98 t2 = 3,01	idem
	NDIC = 0,99 NMES = 1 RHO = -0,01	NDIC = 1,45 NMES = 1 RHO = 0,05	NDIC = 1,68 NMES = 0 RHO = -0,03	NDIC = 1,45 NMES = 0 RHO = 0,03	NDIC = 1,95 NMES = 0 RHO = 0,04		
	(-0,16)	(0,68)	(-0,42)	(0,30)	(-0,43)		(2,85)

(1) Le opzioni standard dell'X11ARIMA sono quelle descritte in Dagum (1979); le opzioni non standard sono definite nel par. 4. Il pacchetto utilizzato per la destagionalizzazione è lo Speakeasy (versione IV-Epsilon). Nelle caselle caratterizzate dalle indicazioni "idem" i risultati sono, per costruzione, gli stessi ottenuti nelle caselle poste immediatamente a sinistra.

Legenda

M7: indicatore della dimensione relativa della stagionalità stabile rispetto alla stagionalità variabile fornito dalla procedura X11ARIMA; valori superiori ad 1 indicano la presenza di una eccessiva stagionalità variabile.
 Q: indice complessivo della qualità della destagionalizzazione fornito dalla procedura X11ARIMA; valori superiori ad 1 indicano una non buona identificazione della stagionalità.
 t1, t2: t statistici relativi ai coefficienti di una regressione in cui la variabile dipendente è la variazione logaritmica della serie destagionalizzata e i regressori, oltre alla costante, sono valori ritardati della variabile dipendente. La statistica t1 si riferisce al coefficiente al dodicesimo ritardo di una regressione in cui sono inseriti i primi dodici ritardi. La statistica t2 si riferisce ad una regressione in cui compare solo il dodicesimo ritardo.
 LB: test di Ljung-Box ai lag stagionali descritto in Bacchilega e Gambetta (1984); il valore critico di questo test nell'ipotesi nulla di assenza di stagionalità residua è di 7,81 per un livello di significatività del 5 per cento.
 NDIC: valore del rapporto di Von Neumann calcolato per il mese di dicembre sulla componente irregolare prodotta dall'X11ARIMA (valore critico al 5 per cento: 1,22).
 NMES: numero di mesi per cui non viene superato il test di assenza di correlazione rispetto allo stesso periodo dell'anno precedente basato sul rapporto di Von Neumann.
 RHO: coefficiente di autocorrelazione al dodicesimo ritardo della serie deurtata dalla stagionalità; in parentesi è riportato il relativo t.
 Per maggiori dettagli sul significato dei tests e degli indicatori riportati si veda il par. 3.

Tests e indici calcolati sulla serie destagionalizzata dei conti correnti (1)
(1974-1986)

Procedura	(a)	(a*)	(b)	(b*)	(c)	(c*)	(d)	(d*)
Tests e Indici	X11ARIMA standard	X11ARIMA MOV=3	Procedura "tel-quel" standard	Procedura "tel-quel" MOV=3	procedura "tel-quel" corretto standard	procedura "tel-quel" corretto MOV=3	regressione + X11ARIMA standard	regressione + X11ARIMA MOV=3
Casualità	VN = 1,76 QLB = 62,5	VN = 1,71 QLB = 58,7	VN = 1,78 QLB = 55,8	VN = 1,66 QLB = 63,7	VN = 1,65 QLB = 55,7	VN = 1,68 QLB = 58,8	-	idem
Indici di smoothness (%)	R1 = 3,81 R2 = 0,46 dR1 = 2,43 dR2 = 0,87	R1 = 3,68 R2 = 0,41 dR1 = 2,1 dR2 = 0,76	R1 = 3,72 R2 = 0,44 dR1 = 2,49 dR2 = 0,87	R1 = 3,53 R2 = 0,37 R1 = 1,96 dR2 = 0,70	R1 = 3,93 R2 = 0,51 dR1 = 2,84 dR2 = 1,00	R1 = 3,76 R2 = 0,44 dR1 = 2,41 dR2 = 0,85	R1 = 4,73 R2 = 0,80 dR1 = 4,71 dR2 = 1,66	idem
Indici di stabilità	U = 0,33 MAE = 0,24 RSQ = 0,34	U = 0,29 MAE = 0,22 RSQ = 0,29	U = 0,22 MAE = 0,17 RSQ = 0,22	U = 0,27 MAE = 0,22 RSQ = 0,27	U = 0,21 MAE = 0,17 RSQ = 0,22	U = 0,22 MAE = 0,18 RSQ = 0,23	U = 0,07 MAE = 0,06 RSQ = 0,10	U = 0,10 MAE = 0,06 RSQ = 0,10

(1) Le opzioni standard dell'X11ARIMA sono quelle descritte in Dagum (1979); le opzioni non standard sono definite nel par. 4. Il pacchetto utilizzato per la destagionalizzazione è lo Speakeasy (versione IV-Epsilon). Nelle caselle caratterizzate dalle indicazioni "idem" i risultati sono, per costruzione, gli stessi ottenuti nelle caselle poste immediatamente a sinistra.

Legenda

VN, QLB: coefficiente di Von Neumann modificato e Q di Ljung-Box; al livello di probabilità del 5 per cento nei casi in esame l'ipotesi di casualità dei residui non può essere rigettata, se $1,63 < VN < 2,56$ e $QLB < 146,57$.
R1, R2: definiti dalle seguenti relazioni $R1 = \int_t (x_t - x_{t-1})^2$, $R2 = \int_t (x_t - Hx_t)$
dove x_t è il logaritmo della serie ed Hx_t il logaritmo della serie modificato con il filtro di Henderson a 13 termini.
dR1, dR2: definiti come R1 ed R2 ma calcolati sulle differenze prime dei logaritmi della serie.
U: coefficiente di Theil (seconda definizione).
MAE: errore medio assoluto.
RSQ: radice dell'errore quadratico medio.
Per maggiori dettagli sul significato dei test e degli indici riportati si veda il par. 4.

si ARIMA). E' ad esempio ipotizzabile l'applicazione di tali procedure non alla serie originaria, ma ad una serie preventivamente depurata dalle componenti stagionali deterministiche (cfr. Pierce (1978), Board of Governors of the Federal Reserve System (1981) e Pierce, Grupe e Cleveland (1983)), su cui possono esistere informazioni a priori. Nel caso specifico si è rilevato che la stagionalità dei depositi bancari è prevalentemente legata al fenomeno dell'accreditamento di fine anno degli interessi. Tale caratteristica è tipica del sistema finanziario italiano: nei principali paesi industrializzati l'accreditamento degli interessi ha infatti periodicità trimestrale o addirittura mensile. Sembra quindi necessario depurare in qualche modo la crescita dei depositi dalla irregolarità rappresentata dall'accreditamento degli interessi prima di procedere all'utilizzo delle procedure "non informate" di destagionalizzazione.

4. Procedure alternative di destagionalizzazione e strategia di selezione

Per i depositi a risparmio e per quelli in conto corrente distintamente considerati, sono state utilizzate quattro diverse procedure di destagionalizzazione¹², ognuna considerata sotto quattro varianti.

Le procedure considerate sono:'

- a) l'X11ARIMA senza correzione per gli interessi, già discusso nel paragrafo precedente;
- b) una procedura definita "tel-quel" in cui la serie dei

12. In questo lavoro non è stato preso in considerazione un ulteriore metodo di destagionalizzazione, sviluppato contemporaneamente a quelli proposti, utilizzato nell'ambito del modello monetario mensile della Banca d'Italia (1988). Un'analisi di questo metodo sarà oggetto di una prossima estensione del lavoro.

depositi viene corretta addizionando per ogni mese tranne l'ultimo $n/12$ dell'importo degli interessi accreditati a fine anno (per es. a marzo vengono addizionati $3/12$ degli interessi); in tal modo si ottiene una serie dei depositi valutata, per così dire, al corso "tel-quel" (cfr. fig. 4); alla serie così corretta viene applicato l'X11ARIMA. Si noti che in tal modo la media della serie destagionalizzata risulta diversa dalla media della serie grezza. Per eliminare il problema è stato applicato il metodo suggerito da Denton (1971), effettuando sulla serie destagionalizzata una correzione che minimizza le differenze prime percentuali tra la serie originaria e la serie corretta;

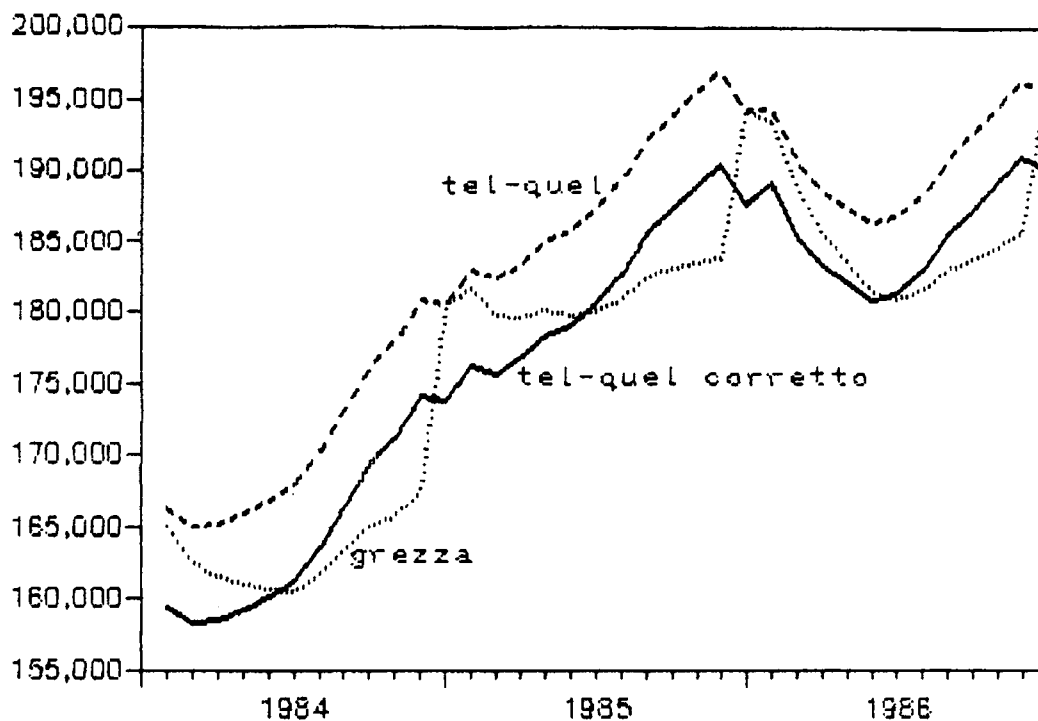
- c) una procedura definita "tel-quel corretto" in cui la serie dei depositi viene corretta aggiungendo ad ogni mese tranne l'ultimo $n/12$ degli interessi meno la media delle correzioni (fig. 4); in tal modo la media annua della serie corretta risulta uguale alla media annua della serie originale. Come nel caso b) alla serie rettificata viene applicato l'X11ARIMA;
- d) una procedura mista "regressione + X11ARIMA" in cui i dati sui depositi vengono regrediti su dummies stagionali per individuare la componente deterministica della stagionalità; le dummies non sono tuttavia costanti, ma variano al variare del livello dei tassi di interesse. La regressione è effettuata sulle differenze prime logaritmiche. In particolare si consideri l'espressione:

$$/4.1/ \quad \log DB = \text{costante} + D\gamma + \text{trend}$$

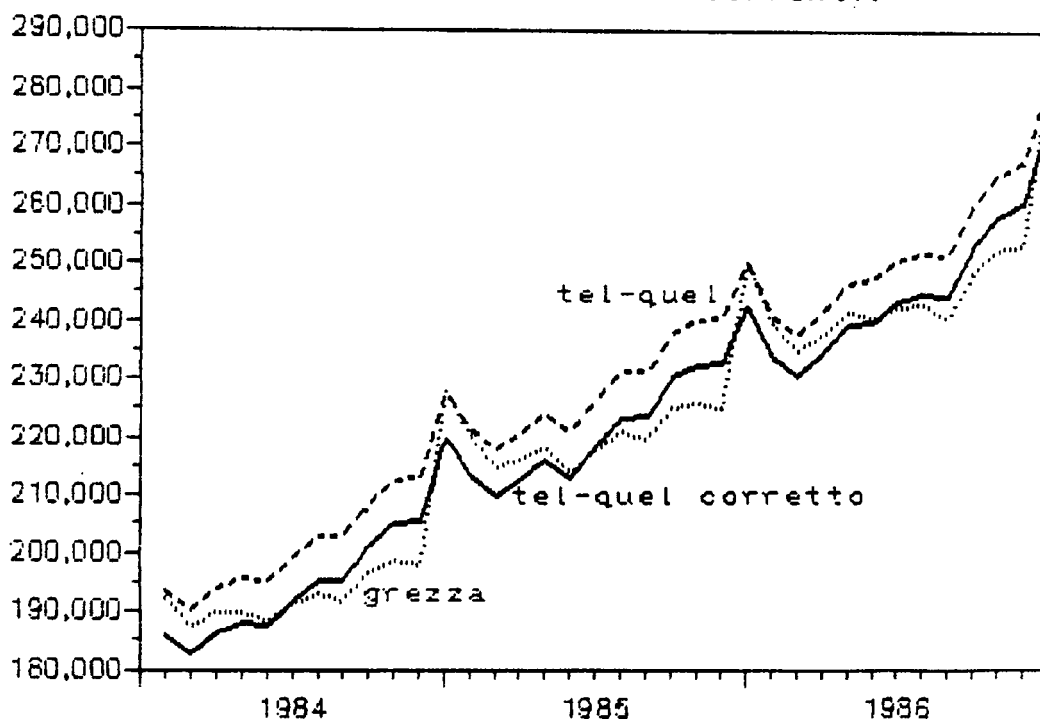
dove DB = depositi bancari (a risparmio o in conto corrente); e:

SERIE RETTIFICATE DEI DEPOSITI BANCARI

DEPOSITI A RISPARMIO
(miliardi di lire correnti)



DEPOSITI IN CONTO CORRENTE
(miliardi di lire correnti)



$$/4.2/ \quad D = \begin{bmatrix} D_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ D_T \end{bmatrix} \quad D_t = i_t \quad \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 1 & & & 0 \\ 0 & 0 & \cdot & & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ 0 & 0 & & & \cdot \\ -1 & -1 & \dots & \dots & -1 \end{bmatrix} \quad \gamma = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \gamma_{11} \end{bmatrix}$$

con: i_t = tasso di interesse medio sui depositi nell'anno t . Nella /4.2/ D è una matrice con $T \times 12$ righe e 11 colonne, essendo T il numero di anni a disposizione, D_t è una matrice 12×11 e γ un vettore di 11 elementi contenente i coefficienti di stagionalità relativi agli stocks.

Dalla /4.1/ si ricava:

$$/4.3/ \quad \Delta \log DB = \alpha + \Delta D \gamma$$

dove α è una costante e Δ è l'operatore differenza; la stima della /4.3/, in cui la variabile dipendente è costituita dalle differenze prime dei logaritmi della serie e la matrice dei regressori è ottenuta prendendo le differenze prime della matrice D , consente di ricavare direttamente dalla equazione stimata in termini di flussi i coefficienti di stagionalità γ con cui correggere gli stocks (Cleveland (1986), par. 3.1).

Ognuno di questi metodi è stato considerato con quattro varianti di utilizzo dell'X11ARIMA. Le quattro varianti sono:

- 1) X11ARIMA standard;
- 2) X11ARIMA con eliminazione della fascia intermedia di

"pesatura" dei dati e innalzamento del limite di esclusione; tutti i valori che sono al di sotto di 3 deviazioni standard della distribuzione delle stime preliminari della componente irregolare sono considerati al cento per cento; i valori al di fuori di tale fascia sono considerati con peso zero; ciò ha consentito di eliminare il problema della esclusione quasi costante dei mesi di dicembre nella serie dei depositi a risparmio¹³.

- 3) X11ARIMA con riduzione a 3x3 (invece che 3x5) della media mobile applicata per ottenere la seconda stima della componente stagionale¹⁴; la riduzione della lunghezza della media mobile consente una maggiore flessibilità che dovrebbe consentire di tener conto più facilmente di rapide variazioni negli andamenti stagionali connesse ai fenomeni di innovazione finanziaria¹⁵.
- 4) X11ARIMA con le opzioni descritte ai punti b) e c) congiuntamente.

E' necessario sottolineare che le possibilità considerate non pretendono di fornire un criterio ottimo; esse sono state selezionate sulla base di tentativi preliminari e sono volte semplicemente a consentire un confronto tra le diverse procedure di destagionalizzazione basate sulle opzioni standard dell'X11ARIMA.

La strategia utilizzata per il confronto tra i diversi metodi e per la scelta di quello preferito è la seguente: la serie input viene inizialmente corretta per l'effetto degli

13. Questa variante è indicata nelle tavv. 2 e 4 con $U(\text{upper})=L(\text{lower})=3$, con riferimento all'upper e lower bound della fascia di pesatura (vedi nota 9).

14. Una esposizione dettagliata dei "passi" compiuti dalla procedura X11 è contenuta in Dagum (1979) e in Hylleberg (1986) cap. 5.

15. Questa variante è indicata nelle tavv. 2 e 4 con $MOV=3$.

interessi o attraverso la regressione preliminare; naturalmente nella procedura (a) questa fase viene omessa. La serie così ottenuta è filtrata dall'X11ARIMA con le diverse varianti sopra descritte. Se la stagionalità non è identificabile sulla base degli indicatori $m7$ e Q descritti nel paragrafo precedente, la procedura di destagionalizzazione viene considerata terminata prima dell'applicazione dell'X11ARIMA. Tenendo conto della natura preliminare dei metodi presentati per valutare l'applicabilità dell'X11ARIMA è stato utilizzato un criterio meno rigido di quello consigliato da Lothian e Morry: la procedura X11 è stata considerata non applicabile qualora $m7$ o Q risultassero maggiori di 1,5.

In questo caso sulla serie semplicemente rettificata per gli interessi vengono calcolati gli indici di residua stagionalità $t1$, $t2$ e RHO di autocorrelazione al dodicesimo ritardo, gli indici di smoothness $R1$, $R2$ calcolati sui logaritmi dei livelli delle serie destagionalizzate (cfr. par. 2) e gli indici $dR1$ e $dR2$, costruiti come $R1$ e $R2$, ma calcolati sulle differenze prime dei logaritmi¹⁶. Vengono infine riportati alcuni "indici di stabilità" della procedura di destagionalizzazione. Questi sono basati sul ricalcolo della serie destagionalizzata sul periodo 1974-87, cioè con l'aggiunta di un anno di dati¹⁷. Vengono in particolare riportati l' U di Theil, il mean absolute error (MAE) e il root mean square

16. Nel caso in cui la destagionalizzazione effettuata dall'X11ARIMA sia rigettata non vengono invece calcolati gli indici $NDIC$ e $NMES$ e il test di Ljung-Box ai lag stagionali che richiedono l'utilizzo della componente irregolare ricavata dall'X11ARIMA. Per lo stesso motivo non vengono calcolati i tests di casualità dei residui descritti nel seguito.

17. A differenza di quanto fatto abitualmente non si è ritenuto opportuno suddividere l'intero periodo 1974-87 in due sottoperiodi e applicare i tests di stabilità ai risultati ottenibili prolungandoli rispettivamente in testa ed in coda in quanto questi sono stati considerati per verificare come gli errori di previsione sui tassi rendano insoddisfacenti le procedure utilizzate.

error (RSQ) calcolati per il triennio 1985-87 confrontando la vecchia¹⁸ e la nuova serie destagionalizzata.

Se invece i tests sulla qualità della prima destagionalizzazione X11ARIMA vengono superati, la serie destagionalizzata viene filtrata nuovamente con l'X11ARIMA, come controllo ulteriore della qualità della prima destagionalizzazione. In assenza di anomalie, ci si attende che gli indicatori m7 e Q (riportati nelle tavv. 2 e 4 come m7' o Q') rigettino la necessità di un secondo aggiustamento. Se il secondo aggiustamento è rigettato la serie destagionalizzata è sottoposta al controllo di residua stagionalità, all'analisi di smoothness e all'analisi di casualità dei residui (i risultati di queste analisi sono riportati nelle tavv. 2 bis e 4 bis); quest'ultima utilizza il coefficiente di Von Neumann modificato (VN) e il Q di Ljung-Box (QLB) calcolato sui primi 12 lags per 3 anni¹⁹. Anche in questo caso vengono infine calcolati gli indici di stabilità della destagionalizzazione (U, MAE e RSQ).

18. Per il 1987 la vecchia serie destagionalizzata è calcolata utilizzando i coefficienti di stagionalità proiettati dall'X11ARIMA. Per le procedure che utilizzano le informazioni sugli interessi il metodo di destagionalizzazione per l'anno "in corso" (in questo caso il 1987) richiede l'informazione (non disponibile in corso d'anno) sugli interessi che verranno accreditati a dicembre; la destagionalizzazione in corso d'anno è infatti ottenuta applicando i coefficienti proiettati dall'X11ARIMA alla somma della consistenza dei depositi e degli interessi stimati ripartiti nel corso dell'anno. Nel lavoro questi sono stati calcolati facendo variare il livello dei tassi di interesse in misura pari al 70 per cento della variazione effettiva osservata ex-post, nell'ipotesi che esista una tendenza sistematica a sottostimare le oscillazioni dei tassi.

19. Si veda in proposito Bacchilega e Gambetta (1984). Al livello di probabilità del 5 per cento e per un numero di osservazioni superiore a 100 l'ipotesi di casualità dei residui non può essere rigettata secondo il test di Von-Neumann se $1,63 < VN < 2,56$ e per il test Q di Ljung-Box se $QLB < 146,57$.

5. I risultati

I risultati ottenuti per i depositi a risparmio sono presentati nelle tav. 2 e 2 bis. Per ognuno dei quattro metodi (a)-(d), oltre ai risultati relativi alle opzioni standard, viene presentata solo la variante (contrassegnata da un asterisco) con cui sono stati ottenuti i migliori risultati.

Come si è detto, la prima colonna si riferisce alla già commentata applicazione dell'X11ARIMA sulla serie originaria con le opzioni standard. La seconda colonna evidenzia che anche utilizzando l'X11ARIMA con la opzione descritta al punto 4 si ottiene solo una parziale attenuazione dei problemi in precedenza individuati: restano infatti tracce evidenti di residua stagionalità ($t_2=3,49$, $NDIC=1,12$, $NMES=2$, $RHO=0,24$ con un t di $2,87$).

Anche la procedura (b) non dà risultati soddisfacenti; la serie dei depositi a risparmio valutati al corso "tel-quel" non può essere destagionalizzata con la procedura X11ARIMA ($m_7=2,22$). La correzione per gli interessi è d'altro canto insufficiente per rimuovere la stagionalità: i valori di t_1 , t_2 e RHO risultano infatti particolarmente elevati.

Un miglioramento notevole si ottiene invece con la procedura (c): i valori m_7 e Q indicano la possibilità di destagionalizzare la serie corretta con l'X11ARIMA e i valori di m_7' e di Q' confermano che la serie destagionalizzata non può essere sottoposta ad un ulteriore aggiustamento. I problemi di autocorrelazione presenti con la procedura (a) sono attenuati. Risultati anche migliori si ottengono con la versione non standard (procedura (c*)) che utilizza la variante 4): dei tests di stagionalità residua rimangono anomali solo t_2 e RHO , con valori tuttavia sensibilmente più bassi che negli altri casi. Anche gli indici di smoothness migliorano sensibilmente, raggiungendo i valori minimi ottenuti. Infine, la procedura (c*) è la più stabile tra quelle che utilizzano l'X11ARIMA: l'U di Theil è di 0,19 contro lo 0,42, lo 0,26 e lo 0,27 ottenuti con le procedure (a), (a*) e (c) rispettiva-

mente. Il test di casualità dei residui di Von Neumann non viene però superato ($VN=1,24$), come peraltro accade anche per tutte le altre procedure.

Per quanto riguarda infine la procedura (d), la serie dei residui della regressione su dummies mensili variabili con il livello degli interessi non risulta destagionalizzabile con l' $X11ARIMA$ ($m7=3$ e $Q=1,1$), ma, come per la procedura (b), sono presenti tracce di residua stagionalità.

Le tavv. 4 e 4 bis riportano il confronto delle diverse procedure relativamente ai depositi in conto corrente. Si è già osservato come per questa serie i problemi di applicazione dell' $X11ARIMA$ risultassero molto meno rilevanti che per i depositi a risparmio. La semplice applicazione della variante 3 all' $X11ARIMA$ consente, anche senza correggere per gli interessi, di eliminare l'unico indice di presenza di stagionalità (NDIC passa da 0,99 a 1,45). Le procedure (b) e (c) consentono tuttavia un leggero miglioramento degli indici di autocorrelazione; inoltre le serie destagionalizzate risultano generalmente più regolari, sulla base degli indici di smoothness, di quelle ottenute con la procedura (a*). Va infine osservato un netto miglioramento nella stabilità delle correzioni stagionali: l'indice U scende a valori di poco superiori a 0,2 contro valori di 0,3 circa per le procedure (a) e (a*). La procedura (d) sembra invece inferiore: anche in questo caso non risulta possibile destagionalizzare la serie dei residui della regressione con l' $X11ARIMA$, ma restano evidenti tracce di stagionalità.

La principale conclusione che emerge da questa analisi è che l'inserimento esplicito nella procedura di destagionalizzazione dell'informazione sulle determinanti della stagionalità (in questo caso gli interessi accreditati a fine anno) consente di migliorare notevolmente le proprietà delle serie destagionalizzate. Questo miglioramento si riflette in una minore (o nulla) correlazione stagionale residua, in una maggiore smoothness delle serie destagionalizzate, in una più elevata stabilità (rispetto all'aggiunta di un anno di dati)

dei coefficienti di aggiustamento stagionale.

La versione finale dei coefficienti di stagionalità dei depositi bancari riportata nell'Appendice 2 è stata ottenuta applicando la procedura (c), per il periodo 1974-87 alle serie dei depositi a risparmio e in conto corrente. Per le serie dei depositi a risparmio sono state introdotte alcune varianti addizionali rispetto alla versione (c*) sopra presentata; in particolare si è reintrodotta una fascia differenziata di "pesatura" dei dati²⁰ e si è introdotto un modello ARIMA appositamente stimato in luogo del modello ARIMA automaticamente selezionato dalla procedura X11ARIMA. I tests e gli indicatori ricavati sono riportati nella tav. 5 e non alterano sostanzialmente le conclusioni in precedenza raggiunte, anche se, rispetto alla migliore procedura precedentemente selezionata (la (c*) delle tavv. 2 e 2 bis), si osserva un peggioramento dei tests di stagionalità residua per i depositi a risparmio, che comunque già in precedenza non venivano superati: t_2 passa da 2,70 a 4,20 e RHO da 0,19 a 0,28. Migliora invece il test di Ljung-Box ai lag stagionali (LB passa da 4,68 a 1,46) e il test di residua stagionalità per il mese di dicembre (NDIC passa da 1,50 a 1,69). Resta infine su valori piuttosto insoddisfacenti il test di casualità VN. Per evidenziare il miglioramento raggiunto con le procedure di destagionalizzazione qui descritte la fig. 5 confronta la serie destagionalizzata con i coefficienti riportati nell'Appendice 2 con la serie dei depositi ricavabile applicando l'X11ARIMA standard alla serie dei depositi totali. Il miglioramento è evidente e non richiede ulteriori commenti.

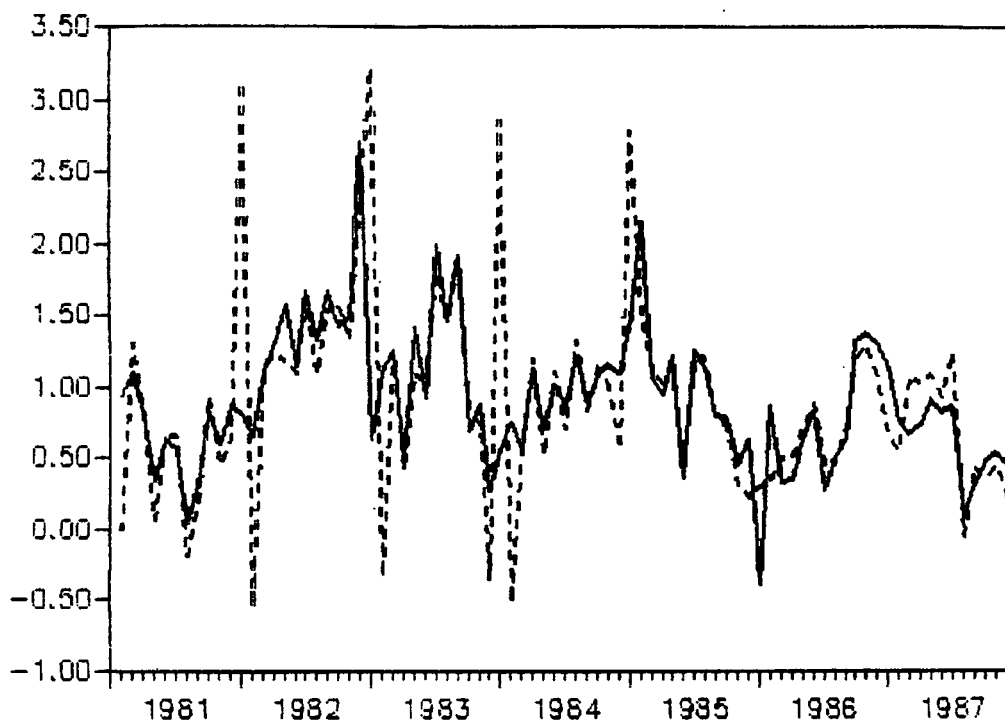
20. Il limite inferiore è stato posto a 3 deviazioni standard, quello superiore a 4 deviazioni standard.

**Tests e indici calcolati sulle serie destagionalizzate
dei depositi a risparmio e in conto corrente:
procedura "finale"
(1974-1987)**

Tests e Indici	Depositi a risparmio	Conti correnti
Possibilità di destagionaliz- zazione con X11ARIMA	m7 = 1,19 Q = 0,65 m7' = 2,60 Q' = 1,11	m7 = 0,43 Q = 0,33 m7' = 2,78 Q' = 1,13
Stagionalità residua	t1 = 0,05 t2 = 4,20 LB = 1,29 NDIC = 1,69 NMES = 0 RHO = 0,28 (3,53)	t1 = -0,10 t2 = -0,53 LB = 1,46 NDIC = 2,05 NMES = 0 RHO = -0,03 (-0,44)
Casualità	VN = 1,24 QLB = 74,1	VN = 1,68 QLB = 66,2
Indici di smoothness	R1 = 3,60 R2 = 0,10 dR1 = 0,33 dR2 = 0,14	R1 = 3,82 R2 = 0,44 dR1 = 2,42 dR2 = 0,85

Legenda: vedi tavv. 2 e 2 bis.

TASSI DI CRESCITA DEI DEPOSITI (1)



- (1) Variazioni percentuali mensili dei depositi bancari calcolati su dati destagionalizzati. La linea continua indica i risultati ottenuti applicando per i depositi a risparmio e in conto corrente la procedura "finale" descritta nel par. 5 e per i CD la procedura X11ARIMA descritta nell'App. 1; la linea tratteggiata indica il risultato dell'applicazione dell'X11ARIMA standard alla serie aggregata dei depositi.

6. L'approccio "model based"

Negli anni più recenti, a seguito del lavoro pionieristico di Box, Hillmer and Tiao (1978), ha avuto sviluppo un nuovo approccio alla destagionalizzazione delle serie storiche basato sulla specificazione e sulla stima di modelli ARIMA che descrivono il comportamento dinamico delle variabili in esame. Questo approccio model based, che è stato più di recente generalizzato con la possibilità di includere nella specificazione del modello componenti deterministiche (stagionali e non), secondo molti autori rappresenta lo sviluppo più promettente sul fronte delle procedure di aggiustamento stagionale.

Nonostante che l'approccio model based sia stato più volte descritto²¹, esso è ancora poco diffuso, sicché un breve richiamo delle sue principali caratteristiche non appare fuori luogo.

Detto y_t il valore assunto dalla serie storica da destagionalizzare al tempo t , l'approccio model based parte dalla decomposizione di y_t nelle seguenti quattro componenti:

$$/6.1/ \quad y_t = n_{1t} + n_{2t} + s_{1t} + s_{2t}$$

dove

n_1 è la componente non stagionale deterministica

n_2 è la componente non stagionale stocastica

s_1 è la componente stagionale deterministica

s_2 è la componente stagionale stocastica.

La serie destagionalizzata è quindi espressa come

21. Oltre al già citato lavoro di Box, Hillmer and Tiao e ai lavori citati all'inizio del par. 3 si veda Board of Governors of the Federal Reserve System (1981), Mazzali (1984), Piccolo (1985).

$$/6.2/ \quad n_{1t} + n_{2t}$$

oppure

$$/6.3/ \quad Y_t - s_{1t} - s_{2t}$$

Le componenti deterministiche n_{1t} ed s_{1t} , sono assunte come rappresentabili mediante opportune funzioni di regressione.

Ad esempio componenti non stagionali deterministiche si possono introdurre per tener conto di variazioni nei livelli della serie da destagionalizzare dovute a cause note (ad esempio un cambiamento nella legislazione), usando la tecnica dell'intervention analysis sviluppata in Box e Tiao (1975), mentre componenti stagionali deterministiche si introducono per tener conto di festività infrasettimanali e di "pattern" presenti ogni anno nelle serie da destagionalizzare mediante opportune dummies stagionali.

Le componenti stocastiche n_{2t} ed s_{2t} sono definite mediante modelli ARIMA specificati dalle seguenti relazioni:

$$/6.4/ \quad \phi_n(B)\Delta(B)n_{2t} = \theta_n(B)a_t$$

$$/6.5/ \quad \phi_s(B)s_{2t} = \theta_s(B)(1+B^{12})b_t$$

dove

$\phi_n(B)$, $\phi_s(B)$ sono i polinomi autoregressivi che si suppone non abbiano fattori in comune

$\theta_n(B)$, $\theta_s(B)$ sono i polinomi a media mobile

a_t , b_t sono i termini di errore supposti bianchi e indipendenti.

Con le assunzioni fatte i modelli /6.4/ e /6.5/ possono essere combinati fra loro dando luogo al modello

$$/6.6/ \quad \phi_n(B)\phi_s(B)(n_{2t}+s_{2t}) = \phi_s(B)\theta_n(B)a_t + \phi_n(B)\theta_s(B)b_t = \theta(B)c_t.$$

La stagionalità stocastica è definita dal seguente valore atteso condizionato:

$$/6.7/ \quad E[s_{2t}|n_{2t}+s_{2t}] = \frac{\phi_n(B)\theta_s(B)\phi_n(B^{-1})\theta_s(B^{-1})}{\theta(B)\theta(B^{-1})} \cdot \frac{\sigma_b^2}{\sigma_c^2} (n_{2t}+s_{2t})$$

dove σ_b^2 , σ_c^2 sono rispettivamente le varianze di b_t e c_t .

La procedura di destagionalizzazione model based permette di determinare in modo univoco le quattro componenti n_{1t} , s_{1t} , n_{2t} , s_{2t} e consiste essenzialmente nei seguenti passi:

- a) identificazione delle componenti non stagionale deterministica e stagionale deterministica a partire dall'esame della serie grezza y_t ;
- b) regressione con minimi quadrati di y_t sulle variabili deterministiche;
- c) analisi dei residui dei minimi quadrati per identificare i modelli ARIMA /6.4/ e /6.5/;
- d) stime simultanee dei coefficienti di regressione e dei parametri dei modelli ARIMA (cfr. Pierce (1978), Board of Governors of the Federal Reserve System (1981));
- e) verifica del modello.

La metodologia model based procede quindi ad una ripetizione del ciclo di identificazione stima e test, fino ad ottenimento del modello più adeguato. Mentre i passi di stima

dei parametri sono automatici, la determinazione delle variabili deterministiche da introdurre nella regressione preliminare e l'identificazione dei modelli ARIMA è basata su una analisi soggettiva della serie da destagionalizzare e della serie ottenuta a residuo togliendo le componenti deterministiche.

A fini di confronto con le procedure X11ARIMA descritte nei paragrafi precedenti si è applicato l'approccio model based alla destagionalizzazione dei depositi bancari a risparmio e in conto corrente. Per questi è stata introdotta una componente di stagionalità periodica mediante dummies stagionali sia costanti sia modulate in base al tasso di interesse medio sui depositi come indicato nelle relazioni /4.1/, /4.2/, /4.3/ del par. 4. Non si è invece ritenuto necessario definire una componente deterministica non stagionale²². A residuo sono stati identificati modelli ARIMA per le componenti stocastiche.

Per valutare la qualità della destagionalizzazione sono stati utilizzati gli indici di smoothness, i test di stagionalità residua e di casualità già descritti nei parr. 3 e 4. I risultati ottenuti sia per i depositi a risparmio sia per i depositi in conto corrente sono riportati nella tav. 6.

Nel caso dei depositi a risparmio l'utilizzo delle dummies modulate consente di ottenere i migliori risultati anche se restano tracce evidenti di residua stagionalità ($t_2=4,11$, $NDIC=0,63$, $RHO=0,25$ con un t di $3,03$). Confrontando gli indici di stagionalità residua con quelli ottenuti mediante l'X11ARIMA e le sue varianti riportati in tav. 2 si osserva un miglioramento notevole rispetto all'utilizzo dell'X11ARIMA standard ma non rispetto alle sue varianti (ad esempio $RHO=0,25$ contro $RHO=0,19$ nella variante (c*)). Risulta invece soddisfatto il test di casualità dei residui di Von Neumann

22. Questa componente non è stata introdotta anche per la difficoltà di modellare la domanda di depositi in Italia a causa degli importanti fenomeni di innovazione finanziaria verificatesi negli anni '80.

Tests e indici calcolati sulle serie destagionalizzate dei depositi: approccio "model based" (1974-1986)					
		a risparmio (1)		in conto corrente (1)	
Procedura e Indici	Metodo "model based" con dummies costanti	Metodo "model based" con dummies modulate	Metodo "model based" con dummies costanti	Metodo "model based" con dummies modulate	
Stagionalità residua	t1 = 1,10	t1 = -1,77	t1 = 1,04	t1 = 1,25	
	t2 = 4,53	t2 = 4,11	t2 = -0,73	t2 = -0,87	
	LB = 6,69	LB = 12,98	LB = 5,19	LB = 0,84	
	NDIC = 0,82	NDIC = 0,63	NDIC = 1,62	NDIC = 2,24	
	NMES = 1	NMES = 1	NMES = 2	NMES = 2	
RHO = 0,30 (3,54)	RHO = 0,25 (3,03)	RHO = -0,06 (-0,68)	RHO = -0,07 (-0,83)		
Casualità	VN = 1,81	VN = 2,02	VN = 1,87	VN = 1,96	
	QLB = 23,2	QLB = 53,3	QLB = 50,9	QLB = 40,3	
Indici di smoothness (%)	R1 = 3,54	R1 = 4,06	R1 = 3,26	R1 = 3,42	
	R2 = 0,04	R2 = 0,22	R2 = 0,23	R2 = 0,30	
	dR1 = 0,09	dR1 = 0,58	dR1 = 0,75	dR1 = 1,08	
	dR2 = 0,03	dR2 = 0,25	dR2 = 0,29	dR2 = 0,41	

(1) Il pacchetto utilizzato per la destagionalizzazione è un insieme di programmi FORTRAN messi a punto da W.P. Cleveland alla Federal reserve Board di Washington D.C. (cfr. Cleveland (1986)).

Legenda: vedi tavv. 2 e 2 bis.

(VN=2,02) che non veniva superato da nessuna delle procedure presentate nella tav. 2 bis²³. Inoltre la serie destagionalizzata con l'approccio model based risulta molto più regolare, con un netto miglioramento degli indici R2, dR1 e dR2.

Per quanto riguarda i depositi in conto corrente i risultati sono positivi: i tests di stagionalità residua vengono superati ad eccezione del rapporto di Von Neumann che, a differenza delle procedure basate sull'X11ARIMA, risulta significativo ad un livello del 5 per cento in due mesi dell'anno. Si deve però osservare che, rispetto a tali procedure, la serie destagionalizzata con l'approccio model based risulta, come per i depositi a risparmio, molto più smooth.

In conclusione i risultati ottenuti con la procedura model based sono promettenti: si noti anche che, a differenza dell'X11ARIMA e delle sue varianti, la procedura può essere direttamente applicata a serie non solo a cadenza mensile, ma anche settimanale e decadale. Particolare interesse avrebbe a questo riguardo la destagionalizzazione delle serie decadali dei depositi delle aziende di credito italiano. E' intenzione degli autori di procedere, in una successiva estensione del lavoro, ad una applicazione della procedura model based a tali serie (si veda in proposito Cividini e Cottarelli (1988)).

7. Conclusioni

In questo lavoro sono stati presentati i risultati ottenuti dall'applicazione di diverse procedure di destagionalizzazione alle serie mensili dei depositi delle aziende di credito italiane preventivamente disaggregate in depositi a risparmio, depositi in conto corrente e certificati di deposito.

23. Lo si poteva attendere visto che la procedura comporta la stima di un rumore bianco.

Il primo metodo utilizzato è costituito dalla classica procedura X11ARIMA che, nel caso dei depositi a risparmio e in parte anche dei conti correnti, non è risultata in grado di rimuovere completamente la stagionalità. Questa incapacità può essere attribuita ai seguenti fattori:

- il fenomeno stagionale è prevalentemente legato al pagamento degli interessi a fine anno e, conseguentemente, la stagionalità è fortemente variabile e correlata con il livello dei tassi, inoltre i tassi di crescita presenti nel mese di dicembre risultano particolarmente elevati ed i corrispondenti dati vengono il più delle volte esclusi, sulla base dei parametri standard dell'X11ARIMA, dal calcolo della stagionalità;
- le caratteristiche della stagionalità possono essere state modificate dagli importanti fenomeni di innovazione finanziaria sviluppatasi negli anni '80 e la lunghezza delle medie mobili utilizzate nella procedura non permette di tenerne conto in modo adeguato.

Oltre ad utilizzare espedienti "tecnici" offerti dalle stesse opzioni di utilizzo dell'X11ARIMA, che consentono di "ammorbidire" i criteri standard di esclusione dei dati relativi ai mesi di dicembre e di ridurre la lunghezza delle medie mobili utilizzate, si è affrontato il problema più alla base tenendo conto delle informazioni disponibili a priori sulle cause dei movimenti stagionali dei depositi. Si è quindi applicata la procedura X11ARIMA oltre che alle serie originarie a serie preventivamente depurate dalla componente stagionale deterministica dovuta all'accredito degli interessi. L'inserimento esplicito nella procedura di destagionalizzazione dell'informazione sulle determinanti della stagionalità ha permesso di migliorare notevolmente le proprietà delle serie destagionalizzate, sia in termini di minore correlazione stagionale residua, sia in termini di più elevata stabilità dei coefficienti di aggiustamento stagiona-

le.

Oltre ai metodi ora indicati si è cercato di destagionalizzare le serie dei depositi mediante una procedura fondata sulla decomposizione canonica di un modello ARIMA integrato per le componenti deterministiche della stagionalità. I risultati ottenuti, pur soddisfacenti, sono per alcuni aspetti inferiori a quelli ottenuti con le varianti dell'X11ARIMA applicate alle serie preventivamente depurate della componente stagionale deterministica. Quest'ultimo approccio rappresenta in ogni caso uno sviluppo promettente sul fronte delle procedure di destagionalizzazione per le serie dei depositi in quanto può essere applicato direttamente, a differenza dell'X11ARIMA, anche a serie con frequenza più che mensile. Un prossimo sviluppo potrebbe essere la sua applicazione alla destagionalizzazione delle serie decadali dei depositi bancari.

Appendice 1 - La destagionalizzazione dei certificati di deposito

I certificati di deposito bancari (CD) hanno avuto sviluppo come strumento di raccolta bancaria dopo gli incentivi forniti dal CICR nel dicembre 1982 (Carosio(1983)). La serie dei CD inizia dal febbraio del 1983 sicché risultano attualmente disponibili poco più di cinque anni di dati. Per verificare in che misura la brevità della serie influenzasse i risultati ottenibili con l'X11ARIMA, la serie è stata destagionalizzata anche con il metodo della regressione.

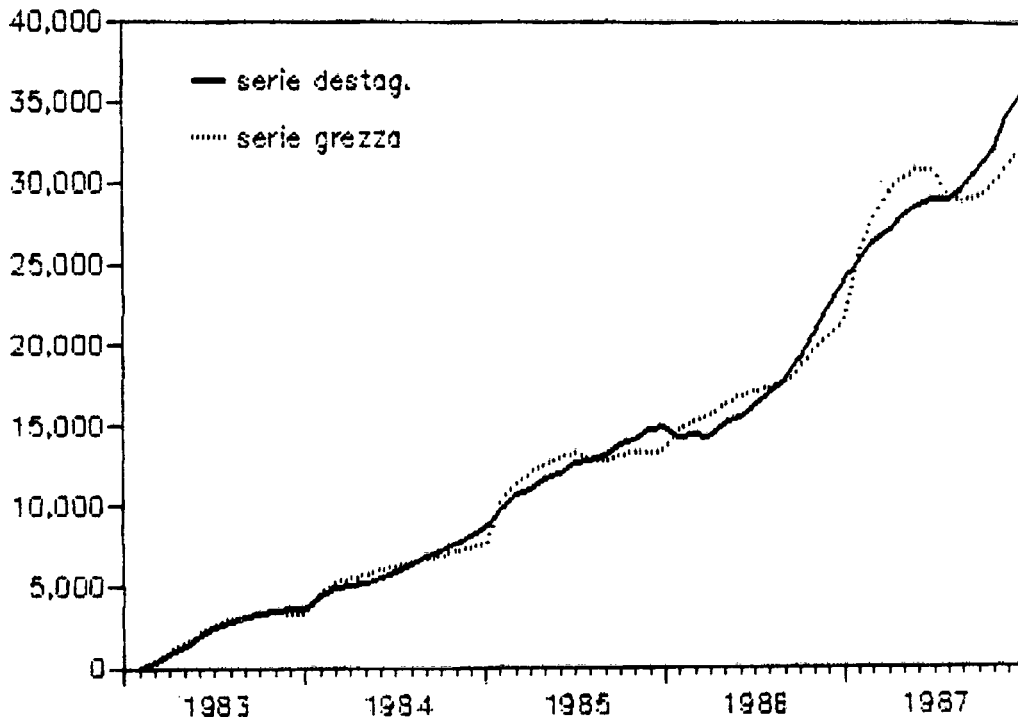
Come è noto, questo metodo comporta, al contrario dell'X11ARIMA, una stagionalità costante di anno in anno. Per attenuare questo vincolo la regressione su dummies stagionali è stata effettuata sul logaritmo della serie: l'ipotesi è quindi che la stagionalità sia costante in percentuale. La serie in logaritmi dei CD non è però stazionaria presentando un trend di crescita inizialmente molto rapido. Al contrario, la serie delle variazioni prime logaritmiche, se si escludono le prime osservazioni, è stazionaria. La regressione è stata quindi effettuata su tali variazioni a partire dal settembre del 1983 fino al giugno del 1988. La matrice dei regressori è stata costruita come nella /4.2/ del testo con l'unica differenza che le dummies sono costanti nel tempo e non sono modulate in base ai tassi di interesse. Inoltre, mentre la media dei logaritmi dei dati destagionalizzati con regressione è uguale alla media dei logaritmi dei dati grezzi, questa proprietà è persa trasformando i dati in livello. Per mantenere invariata la media dei dati grezzi e destagionalizzati si è applicato il metodo suggerito da Denton (1971) (cfr. par. 4).

I risultati della regressione sono riportati nella tav. A.1. I coefficienti stimati, che, come spiegato nel par. 4, sono applicabili direttamente al logaritmo degli stock dei CD, indicano chiaramente che la componente stagionale, al contrario di quanto accade per le altre componenti dei depositi, è positiva nei primi mesi dell'anno e negativa negli ultimi mesi (incluso dicembre il cui coefficiente è pari all'opposto della somma degli undici coefficienti stimati per le dummies stagionali). La tav. A.2 riporta alcuni degli indicatori di qualità della destagionalizzazione utilizzati nel testo. Si ricava che la procedura X11ARIMA, nonostante la brevità della serie, da risultati qualitativamente simili a quelli ottenuti per regressione. La serie destagionalizzata con X11ARIMA appare leggermente più smooth di quella ottenuta per regressione sicché, anche per omogeneità con le procedure eseguite per le altre componenti della raccolta, si è preferito riportare nell'Appendice 2, contenente i risultati finali del lavoro, i coefficienti di stagionalità ottenuti con l'X11ARIMA.

Fig. A.1

CERTIFICATI DI DEPOSITO BANCARI

(miliardi di lire correnti)



Tav. A.1

Destagionalizzazione dei CD: metodo della regressione
(range = 8309-8806)

$$\begin{aligned} \Delta \log CD_t = & 0,0045 + 0,0037 \cdot D1 + 0,0086 \cdot D2 + 0,093 \cdot D3 \\ & (6,4) \quad (2,0) \quad (4,6) \quad (5,0) \\ & + 0,078 \cdot D4 + 0,068 \cdot D5 + 0,049 \cdot D6 - 0,002 \cdot D7 \\ & (4,1) \quad (3,6) \quad (2,5) \quad (-0,1) \\ & - 0,04 \cdot D8 - 0,066 \cdot D9 - 0,075 \cdot D10 - 0,104 \cdot D11 + U_t \\ & (-2,2) \quad (-3,4) \quad (-3,9) \quad (-5,5) \end{aligned}$$

$$U_t = 0,39 * U_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3,2)

$$R^2 = 0,79 \quad DW = 1,86 \quad S.E = 0,03$$

Tav. A.2

Indicatori di qualità (1)

Indicatori	X11ARIMA	Regressione
t ₁	0,94	1,63
t ₂	-0,27	0,48
R1	1,83	1,93
R2	0,53	0,55
dR1	0,44	0,49
dR2	0,16	0,17
RHO	-0,02	-0,003
t _{RHO}	(-0,16)	(-0,02)

(1) Si vedano i parr. 3 e 4

Appendice 2 - Coefficienti di stagionalità dei depositi bancari

ANNO 1974				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0089	1.0241		1.018
FEB.	1.0104	1.0102		1.0103
MAR.	1.0168	1.0046		1.0095
APR.	1.018	1.0015		1.0081
MAG.	1.0132	.99755		1.0038
GIU.	1.0031	.9927		.99688
LUG.	.99947	.98595		.99143
AGO.	.99407	.98011		.98583
SET.	.98302	.98586		.98468
OTT.	.97848	.98772		.98384
NOV.	.97153	.98382		.97862
DIC.	1.0111	1.0483		1.0323

ANNO 1975				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0188	1.0213		1.0202
FEB.	1.0161	1.0084		1.0118
MAR.	1.0192	1.0052		1.0117
APR.	1.0166	1.0027		1.0094
MAG.	1.0113	1		1.0055
GIU.	1.0004	.99216		.99621
LUG.	.99482	.98465		.98964
AGO.	.99087	.98016		.98544
SET.	.98092	.98614		.98358
OTT.	.9761	.98926		.98277
NOV.	.97046	.98205		.97633
DIC.	1.0186	1.0463		1.0327

ANNO 1976				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0244	1.0276		1.026
FEB.	1.02	1.0126		1.0162
MAR.	1.0205	1.0096		1.0149
APR.	1.0151	1.0059		1.0103
MAG.	1.0078	1.0036		1.0056
GIU.	.99679	.99249		.99458
LUG.	.98937	.98264		.98593
AGO.	.98614	.97603		.98097
SET.	.97702	.98102		.97906
OTT.	.97271	.984		.97846
NOV.	.96832	.97384		.97115
DIC.	1.0297	1.0546		1.0423

ANNO 1977				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0332	1.0281		1.0306
FEB.	1.0255	1.0141		1.0197
MAR.	1.0215	1.0119		1.0166
APR.	1.0131	1.0076		1.0103
MAG.	1.0044	1.0053		1.0049
GIU.	.99293	.99371		.99333
LUG.	.98432	.98344		.98387
AGO.	.98215	.97306		.97751
SET.	.97418	.97743		.97584
OTT.	.97025	.98095		.97572
NOV.	.96675	.96747		.96712
DIC.	1.0406	1.0626		1.0518

ANNO 1978				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0303	1.0186		1.0243
FEB.	1.0219	1.0072		1.0144
MAR.	1.0162	1.0078		1.0119
APR.	1.0083	1.0054		1.0068
MAG.	1.0001	1.0034		1.0018
GIU.	.99056	.99627		.99352
LUG.	.98385	.98834		.98618
AGO.	.98397	.97446		.97904
SET.	.97864	.9797		.97919
OTT.	.97671	.98459		.98082
NOV.	.97497	.97408		.9745
DIC.	1.0406	1.0621		1.0519

ANNO 1979				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.031	1.0154		1.0228
FEB.	1.0206	1.0056		1.0127
MAR.	1.0136	1.0062		1.0097
APR.	1.0056	1.0038		1.0046
MAG.	.99713	.99936		.99832
GIU.	.98852	.99739		.99324
LUG.	.98245	.9906		.98683
AGO.	.98409	.97388		.97859
SET.	.98005	.97834		.97913
OTT.	.97899	.98461		.98203
NOV.	.97836	.97685		.97754
DIC.	1.044	1.0695		1.0578

ANNO 1980				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0367	1.0194		1.0273
FEB.	1.0234	1.0076		1.0148
MAR.	1.0147	1.0081		1.0111
APR.	1.0055	1.0034		1.0043
MAG.	.99501	.99408		.9945
GIU.	.98631	.99777		.99258
LUG.	.97973	.98925		.98496
AGO.	.98136	.97036		.97533
SET.	.97725	.97488		.97596
OTT.	.97521	.97899		.97728
NOV.	.9745	.97332		.97385
DIC.	1.0529	1.0829		1.0693

ANNO 1981				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.044	1.0265		1.0344
FEB.	1.0281	1.0117		1.0191
MAR.	1.0172	1.01		1.0133
APR.	1.0059	1.0025		1.004
MAG.	.99327	.9895		.9912
GIU.	.98434	.99629		.9909
LUG.	.97686	.98534		.98149
AGO.	.97811	.96636		.97172
SET.	.97382	.97368		.97374
OTT.	.9709	.97429		.97274
NOV.	.9694	.96733		.96828
DIC.	1.061	1.0959		1.0799

ANNO 1982				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0499	1.0344		1.0415
FEB.	1.0315	1.0136		1.0218
MAR.	1.0184	1.0107		1.0143
APR.	1.0056	1.0007		1.003
MAG.	.99165	.98467		.98788
GIU.	.98242	.99237		.9878
LUG.	.97549	.98239		.97919
AGO.	.97665	.96529		.97049
SET.	.97384	.97565		.97482
OTT.	.97015	.97464		.97258
NOV.	.96877	.96661		.96759
DIC.	1.0617	1.1001		1.0824

ANNO 1983				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0481	1.0352		1.0412
FEB.	1.0287	1.0112	1.0514	1.0193
MAR.	1.0193	1.0081	1.1059	1.0117
APR.	1.0033	.9987	1.0855	1.0012
MAG.	.99003	.98279	1.0973	.98683
GIU.	.98186	.98867	1.078	.98617
LUG.	.97681	.98294	1.0441	.98064
AGO.	.97882	.96764	1.0123	.97313
SET.	.97739	.98118	.98347	.97947
OTT.	.974	.97874	.97014	.9765
NOV.	.97295	.96603	.92543	.96877
DIC.	1.0577	1.1003	.91217	1.0789

ANNO 1984				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.045	1.0333	1.0608	1.0389
FEB.	1.0245	1.006	1.0683	1.0152
MAR.	1.0112	1.0044	1.1107	1.009
APR.	1.0007	.99891	1.085	1.001
MAG.	.98883	.98186	1.0877	.9866
GIU.	.98166	.98663	1.0625	.9856
LUG.	.97896	.9847	1.0222	.98276
AGO.	.98175	.97038	.98674	.97578
SET.	.98161	.98445	.957	.98266
OTT.	.97909	.98298	.94199	.98042
NOV.	.97534	.96993	.90137	.97268
DIC.	1.05	1.0945	.89023	1.0704

ANNO 1985				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0433	1.0311	1.0347	1.0365
FEB.	1.0211	1.0025	1.0523	1.012
MAR.	1.0079	1.0018	1.0927	1.0069
APR.	.99882	1.0009	1.0748	1.0021
MAG.	.98821	.98295	1.0759	.98797
GIU.	.98243	.98689	1.057	.98703
LUG.	.98109	.98601	1.0159	.98475
AGO.	.98474	.97224	.98249	.97802
SET.	.98452	.98657	.95619	.98471
OTT.	.98296	.98594	.94101	.98317
NOV.	.98383	.97349	.90595	.97568
DIC.	1.0447	1.0899	.8955	1.0637

ANNO 1986				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0372	1.0255	1.0346	1.0308
FEB.	1.0154	.99645	1.0618	1.0067
MAR.	1.0036	.99774	1.0971	1.0034
APR.	.99666	1.0017	1.0831	1.0024
MAG.	.98778	.98364	1.081	.98876
GIU.	.9836	.9896	1.0656	.98986
LUG.	.9834	.98708	1.0192	.98678
AGO.	.98802	.97493	.98384	.98034
SET.	.98849	.98865	.95908	.98734
OTT.	.98764	.99129	.94177	.98759
NOV.	.98935	.98064	.91221	.98088
DIC.	1.0379	1.081	.89931	1.0546

ANNO 1987				
MESI	CONTI CORRENTI	DEPOSITI A RISPARMIO	CERTIFICATI DI DEPOSITO	TOTALE
GEN.	1.0324	1.0202	1.0272	1.0254
FEB.	1.011	.99162	1.0628	1.0032
MAR.	1.0003	.99431	1.091	1.0021
APR.	.99504	1.0013	1.0794	1.0033
MAG.	.9877	.98466	1.074	.99103
GIU.	.98509	.99242	1.0606	.99357
LUG.	.98569	.98896	1.0105	.98896
AGO.	.99139	.97666	.97442	.98219
SET.	.99285	.99162	.95159	.98964
OTT.	.9923	.99638	.93359	.99085
NOV.	.99473	.98602	.90833	.98407
DIC.	1.0318	1.0748	.89628	1.0461

B i b l i o g r a f i a

- BACCHILEGA, G. - GAMBETTA, G. (1984), Appunti per un confronto empirico fra diversi metodi di depurazione stagionale, Centro di Specializzazione e Ricerche Economiche-Agrarie per il Mezzogiorno, Portici, RS 16/84.
- BANCA D'ITALIA (1985), La revisione degli aggregati monetari, "Bollettino Economico", n. 5, ottobre.
- (1988), Relazione Annuale sul 1987, Appendice.
- (1988), Modello mensile del Mercato Monetario, "Temi di discussione", n. 108, dicembre.
- BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM (1981), Seasonal Adjustment of the Monetary Aggregates, Report of the Committee of Experts on Seasonal Adjustment Techniques.
- BOX, G. - TIAO, G.C. (1975), Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems, "Journal of the American Statistical Association", 70, March, pp. 70-79.
- - HILLMER, S.C. - TIAO, G.C. (1978), Analysis and Modeling of Seasonal Time Series, in A. Zellner (ed.), "Seasonal Analysis of Economic Time Series", Proceedings of the Conference on the Seasonal Analysis of Economic Time Series, Washington D.C., September 1976.
- CAROSIO, G. (1983), I certificati di deposito bancari: le prospettive dopo la nuova regolamentazione della riserva obbligatoria, Banca d'Italia, "Supplemento al Bollettino", maggio.
- CIVIDINI, A. - COTTARELLI, C. (1988), Una applicazione del filtro di Kalman per la previsione dei depositi bancari, "Ricerche Economiche", gennaio-marzo.
- CLEVELAND, W.P. (1986), Calendar Adjustment and Time Series, "Special Studies Paper" n. 198, Federal Reserve Board, Washington, D.C., October.
- - TIAO, G.C. (1976), Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the X11-Program, "Journal of the American Statistical Association", 71, September, pp. 581-589.

- DAGUM, E.B. (1979), The X11-ARIMA Seasonal Adjustment Method: Outline of the Methodology, "Statistics Canada", May.
- DENTON, F.T. (1971), Adjustment of Monthly and Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Maximization, "Journal of the American Statistical Association", 66, March.
- HILLEBERG, S. (1986), Seasonality in Regression, Orlando (USA), Academic Press.
- HILLMER, S.C. - BELL, W.R. - TIAO, G.C. (1984), Modeling Consideration in the Seasonal Adjustment of Economic Time Series, Centro di Specializzazione e Ricerche, RS 25/84.
- JOHNSTON, J. (1972), Econometric Methods, New York, McGraw-Hill.
- LOTHIAN, J. - MORRY, M. (1978), A Set of Quality Control Statistics for the X11-ARIMA Seasonal Adjustment Method, "Statistics Canada", October.
- LOVELL, M.C. (1963), Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis, "Journal of the American Statistical Association", 63, December.
- MAZZALI, A. (1984), La decomposizione delle serie storiche stagionali: un nuovo procedimento, "Rivista di Statistica Applicata", 17,2, pp. 81-92.
- PIERCE, D.A. (1978), A Survey of Recent Developments in Seasonal Adjustment, "Special Studies Paper", n. 128, Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- - GRUPE, M.R. - CLEVELAND, W.P. (1983), Seasonal Adjustment of the Weekly Monetary Aggregates: A Model Based Approach, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- PICCOLO, D. (1982), Procedure e metodi statistici per la depurazione stagionale: alcune considerazioni generali, "Rassegna Economica", nov.-dic.
- (1985), Progetto DESEC: un'esperienza di ricerca statistica sulle serie stagionali, "Quaderni di Statistica Economica", Centro di specializzazione e Ricerche Economico-Agrarie per il Mezzogiorno, Portici, vol. VII.
- SHISKIN, J. - JOUN, A.M. - MUSGRAVE, J.C. (1967), The X11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program, US Dept. of Commerce Bureau of Census, "Technical Papers" n. 15.

TIAO, G.C. - HILLMER, S.C. (1978), Some Considerations in Decomposition of a Time Series, "Biometrika", 65, pp. 497-502.

ZELLNER, A. (ed.) (1978), Seasonal Analysis of Economic Time Series, US Dept. of Commerce, Bureau of Census, Economic Research Report, ER-1.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 92 — *L'Italia e il sistema monetario internazionale dagli anni '60 agli anni '90 del secolo scorso*, di M. ROCCAS (agosto 1987).
- n. 93 — *Reddito e disoccupazione negli Stati Uniti e in Europa: 1979-1985*, di J. C. MARTINEZ OLIVA (agosto 1987).
- n. 94 — *La tassazione e i mercati finanziari*, di G. ANCIDONI - B. BIANCHI - V. CERIANI - P. CORAGGIO - A. DI MAJO - R. MARCELLI - N. PIETRAFESA (agosto 1987).
- n. 95 — *Una applicazione del filtro di Kalman per la previsione dei depositi bancari*, di A. CIVIDINI - C. COTTARELLI (ottobre 1987).
- n. 96 — *Macroeconomic Policy Coordination of Interdependent Economies: the Game-Theory Approach in a Static Framework*, di J. C. MARTINEZ OLIVA (ottobre 1987).
- n. 97 — *Occupazione e disoccupazione: tendenze di fondo e variazioni di breve periodo*, di P. SYLOS LABINI (novembre 1987).
- n. 98 — *Capital controls and bank regulation*, di G. GENNOTTE - D. PYLE (dicembre 1987).
- n. 99 — *Funzioni di costo e obiettivi di efficienza nella produzione bancaria*, di G. LANCIOTTI - T. RAGANELLI (febbraio 1988).
- n. 100 — *L'imputazione di informazioni mancanti: una sperimentazione*, di L. CANNARI (marzo 1988).
- n. 101 — *Esiste una curva di Beveridge per l'Italia? Analisi empiriche della relazione tra disoccupazione e posti di lavoro vacanti (1980-1985)*, di P. SESTITO (marzo 1988).
- n. 102 — *Alcune considerazioni sugli effetti di capitalizzazione determinati dalla tassazione dei titoli di Stato*, di D. FRANCO - N. SARTOR (luglio 1988).
- n. 103 — *La coesione dello SME e il ruolo dei fattori esterni: un'analisi in termini di commercio estero*, di L. BINI SMAGHI - S. VONA (luglio 1988).
- n. 104 — *Stime in tempo reale della produzione industriale*, di G. BODO - A. CIVIDINI - L. F. SIGNORENI (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).

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

