



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Questioni di Economia e Finanza

(Occasional papers)

La destagionalizzazione dei depositi
e dei prestiti bancari

di Andrea Silvestrini

Marzo 2009

Numero

42



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Questioni di Economia e Finanza

(Occasional papers)

La destagionalizzazione dei depositi
e dei prestiti bancari

di Andrea Silvestrini

Numero 42 – Marzo 2009

La serie Questioni di economia e finanza ha la finalità di presentare studi e documentazione su aspetti rilevanti per i compiti istituzionali della Banca d'Italia e dell'Eurosistema. Le Questioni di economia e finanza si affiancano ai Temi di discussione volti a fornire contributi originali per la ricerca economica.

La serie comprende lavori realizzati all'interno della Banca, talvolta in collaborazione con l'Eurosistema o con altre Istituzioni. I lavori pubblicati riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, senza impegnare la responsabilità delle Istituzioni di appartenenza.

La serie è disponibile online sul sito www.bancaditalia.it.

LA DESTAGIONALIZZAZIONE DEI DEPOSITI E DEI PRESTITI BANCARI

di Andrea Silvestrini*

Sommario

Il lavoro illustra la procedura per la destagionalizzazione dei depositi e prestiti bancari, con particolare riferimento alla politica di revisione delle stime destagionalizzate. L'aggiustamento stagionale viene condotto in maniera semi-automatica, impiegando TRAMO-SEATS, uno dei software più utilizzati per la produzione di serie depurate dalla componente stagionale. In relazione alla frequenza di revisione delle stime destagionalizzate, tre metodi alternativi (*current adjustment*, *concurrent adjustment*, *partial concurrent adjustment*) sono valutati secondo un criterio quantitativo. Una simulazione consente di misurare la velocità di convergenza delle stime corrette per la stagionalità, con i tre metodi alternativi, verso una stima del dato destagionalizzato che possa essere considerata “finale” e che funga da benchmark. I risultati conseguiti suggeriscono il metodo del *partial concurrent adjustment*, che prevede l'identificazione del modello ARIMA e degli effetti di regressione deterministici una volta all'anno e l'aggiornamento delle stime dei relativi parametri ogni mese.

Classificazione JEL: C22, C87.

Parole chiave: destagionalizzazione, *partial concurrent adjustment*.

Indice

1. Introduzione	5
2. I principali metodi disponibili e la scelta effettuata.....	7
3. La procedura di destagionalizzazione e i principali risultati	9
3.1 L'aggiustamento preliminare in TRAMO: identificazione e stima degli effetti di regressione deterministici	9
3.2 L'aggiustamento preliminare in TRAMO: selezione automatica e stima del modello ARIMA.....	14
3.3 La stima delle componenti non osservate in SEATS	18
4. La scelta della frequenza di revisione dei dati destagionalizzati.....	27
5. Conclusioni.....	33
Riferimenti bibliografici.....	36

* Banca d'Italia, Servizio Statistiche economiche e finanziarie.

1 Introduzione¹

I metodi di destagionalizzazione hanno per obiettivo l'identificazione e la rimozione delle componenti delle serie storiche legate alle fluttuazioni stagionali, che hanno natura sistematica e ripetitiva (Pierce et al., 1984). Il fine è agevolare l'analisi e l'interpretazione dei fenomeni economici, rendendo più evidenti le tendenze congiunturali e le dinamiche di breve periodo. La disponibilità di dati depurati dalla componente stagionale consente di comparare periodi adiacenti, senza che il confronto sia alterato dall'interferenza di oscillazioni esogene rispetto al fenomeno analizzato.

Per le serie storiche della moneta e del credito, che mostrano fluttuazioni periodiche ricorrenti, la separazione della componente stagionale da quelle di ciclo-trend agevola l'analisi degli andamenti di breve-medio periodo e la corretta interpretazione dei dati.

La Banca d'Italia ha pubblicato tassi di crescita dei prestiti e dei depositi destagionalizzati a partire dagli anni ottanta, dedicando diversi contributi metodologici al tema dell'aggiustamento stagionale. In tale ambito, Cividini e Cottarelli (1989) analizzano alcune procedure di destagionalizzazione per le serie dei depositi a risparmio, in conto corrente e dei certificati di deposito, evidenziando la forte stagionalità nelle serie dei depositi mensili, legata principalmente al fenomeno dell'accreditamento degli interessi. Questi autori propongono diverse procedure per la destagionalizzazione delle serie oggetto di analisi. In estrema sintesi, i metodi utilizzati sono, da un lato, X-11-ARIMA e alcune sue varianti, dall'altro, una procedura *model based*, introdotta dal lavoro pionieristico di Box et al. (1978). Battipaglia e Focarelli (1996), mediante tecniche di simulazione Monte Carlo, valutano il contenuto informativo di statistiche e test diagnostici prodotti dalla procedura X-11-ARIMA. Uno dei principali risultati è che l'indice diagnostico Q, che consente di valutare l'adeguatezza della destagionalizzazione, è meno affidabile rispetto a indicatori alternativi che misurano la stabilità delle stime.

La Banca Centrale Europea (BCE), dal luglio 1999, pubblica nel Bollettino

¹ Il lavoro ha beneficiato dei commenti ricevuti da Riccardo De Bonis, Stefano Federico, Alberto Felettigh, Andrea Galassi, Marco Magnani, Matteo Piazza, Vitaliana Rondonotti e Emmanuele Somma. L'autore è il solo responsabile delle opinioni espresse nel testo.

mensile dati destagionalizzati per le principali componenti della moneta denominata M3. A partire dall'agosto 2003, il Comunicato stampa BCE sugli aggregati monetari nell'area dell'euro e lo stesso Bollettino mensile² includono dati destagionalizzati e corretti per gli effetti di calendario per tutte le componenti e le contropartite (credito e passività a lungo termine) di M3.

Nel quadro delineato, questa nota illustra le procedure per la destagionalizzazione degli aggregati monetari e creditizi delle istituzioni finanziarie monetarie (IFM) residenti in Italia, con particolare riferimento alla politica di revisione e diffusione delle stime destagionalizzate. Tali procedure, di tipo *model based*, recepiscono le *best practices* in uso nelle banche centrali, nell'accademia e negli istituti di statistica. In generale, rispetto al già citato contributo di Cividini e Cottarelli, l'aggiustamento stagionale viene condotto in maniera semi-automatica, e quindi con minore arbitrarietà da parte dell'analista, impiegando TRAMO-SEATS, uno dei software più utilizzati per la produzione di serie depurate dalla componente stagionale.

I dati destagionalizzati vengono impiegati per il calcolo dei tassi di variazione delle serie pubblicate nel Comunicato Stampa "Informazioni Sintetiche sulle Istituzioni Finanziarie Monetarie Residenti in Italia: Banche". I tassi di variazione a un mese sono espressi in ragione d'anno e sono calcolati su serie depurate dalla componente stagionale, quando presente³. Per brevità, in questa sede si presenteranno esclusivamente i risultati relativi alla destagionalizzazione delle serie dei prestiti totali fino a un anno e dei depositi in conto corrente.

² Dal gennaio 2009, sia il Comunicato stampa che il Bollettino mensile BCE presentano le nuove serie destagionalizzate dei prestiti disaggregati per controparte, forma tecnica e scadenza (oltre alle serie destagionalizzate dei prestiti corretti per l'effetto delle cartolarizzazioni).

³ Le serie esaminate sono: dal lato dell'attivo, prestiti totali con durata fino a un anno, prestiti totali da uno a cinque anni, prestiti totali oltre cinque anni, titoli in portafoglio; dal lato del passivo, depositi in conto corrente, depositi con durata prestabilita, depositi rimborsabili con preavviso, depositi totali, pronti contro termine passivi, obbligazioni emesse; l'intervallo temporale di riferimento va dal dicembre 1995 all'agosto 2008. Per i soli prestiti armonizzati suddivisi per durata, le osservazioni disponibili partono dal giugno 1998. In questo lavoro si prescinde da considerazioni inerenti la profondità delle serie storica da destagionalizzare, rimandando per un approfondimento al contributo di Bruno e Otranto (2006).

Sia dal lato dell'attivo che del passivo, il livello di disaggregazione prescelto è "minimale": infatti, come evidenziato da Cividini e Cottarelli (1989), un elevato grado di aggregazione delle serie analizzate può costituire una sorta di "pre-filtraggio", in grado di ridurre la difficoltà di isolare statisticamente la componente stagionale. Le serie storiche considerate presentano caratteristiche economico-statistiche differenti, in ragione del diverso ruolo che rivestono per il comportamento degli operatori.

Il piano del lavoro è il seguente. Nella sezione 2 si descrivono le principali routine di destagionalizzazione attualmente in uso nelle banche centrali, nell'accademia e negli istituti di statistica. Nella sezione 3 si descrivono le fasi della procedura di destagionalizzazione prescelta, soffermandosi in particolare sul trattamento dei valori anomali, delle non linearità e sulla separazione delle componenti non osservate. Si presentano quindi i principali risultati ottenuti, le stime dei dati destagionalizzati e alcuni controlli diagnostici. Nella sezione 4, viene data particolare enfasi alla scelta della politica di revisione dei dati destagionalizzati e alla frequenza di aggiornamento delle stime. Nella sezione 5 si riassumono le principali conclusioni.

2 I principali metodi disponibili e la scelta effettuata

I software di destagionalizzazione attualmente più diffusi nel Sistema europeo delle banche centrali (SEBC) e negli istituti di statistica sono TRAMO-SEATS e X-12-ARIMA (Darné, 2004), in coerenza con le linee guida dello European Statistical System ("*ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*", 2008), che ne raccomandano l'adozione. Seppur basati su approcci teorici differenti, questi metodi hanno in comune la caratteristica di essere rivolti alla produzione semi-automatica di stime facilmente interpretabili dagli analisti.

TRAMO-SEATS (Gómez e Maravall 1997, 1998, 2001) costituisce una procedura di tipo parametrico, basata sulla modellizzazione ARIMA, volta ad estrarre dalla serie storica la componente stagionale e a separarla dalle componenti di ciclo-trend e irregolare. La destagionalizzazione rappresenta così un problema di separazione del "segnale casuale" dal "rumore", tramite il filtraggio ottimale. I

filtri utilizzati derivano dalle caratteristiche del modello ARIMA stimato per la serie analizzata. La letteratura econometrica sull'approccio *ARIMA model-based* nella separazione del segnale dal rumore è vasta e comprende, tra gli altri, Box et al. (1978), Burman (1980), Hillmer e Tiao (1982), Bell (1984), Bell e Hillmer (1984), Maravall (1987, 1995), Planas (1997).

Un'evoluzione dei metodi di aggiustamento parametrici sono quelli semiparametrici, che introducono la modellizzazione ARIMA delle serie in un impianto non parametrico, in particolare X-11-ARIMA (Dagum, 1980, 1988) e X-12-ARIMA (Findley et al., 1998). Quest'ultimo è stato distribuito dal *U.S. Bureau of the Census* nella seconda metà degli anni novanta. X-12-ARIMA contiene il modulo aggiuntivo RegARIMA, per l'identificazione e la stima di modelli ARIMA nella fase di aggiustamento preliminare all'applicazione dei filtri di destagionalizzazione. L'obiettivo dei metodi semiparametrici è ricondurre su base inferenziale il trattamento di aspetti che, nell'approccio non parametrico, ricevono soluzioni ad hoc (Proietti, 2006).

Nella letteratura statistico-economica ed econometrica, non si è ancora raggiunto un consenso unanime in merito alla procedura in grado di produrre il miglior aggiustamento stagionale (Darné, 2004). Un aspetto problematico dei metodi non parametrici è l'uso di filtri asimmetrici all'inizio e alla fine della serie (Dagum, 1982) e l'assenza di una fase di modellizzazione vera e propria (Fischer, 1995). Bell e Hillmer (1984) suggeriscono metodi fondati sulla modellizzazione ARIMA. Maravall (1987) sottolinea come TRAMO-SEATS sia dotato di funzionalità che lo rendono particolarmente robusto a problemi di misspecificazione. Findley e Martin (2003), al contrario, affermano che i test diagnostici prodotti da SEATS possono risultare talvolta non soddisfacenti.

La BCE consiglia l'uso di entrambi i software⁴: TRAMO-SEATS e X-12-ARIMA (*"Seasonal Adjustment of Monetary Aggregates and HICP for the Euro Area"*, ECB, 2000, capitolo 4). EUROSTAT ha sviluppato il software DEMETRA (EUROSTAT, 2002), che è un'interfaccia di TRAMO-SEATS e X-12-ARIMA. In Italia, l'ISTAT ha adottato TRAMO-SEATS come metodo ufficiale di destagionalizzazione, in linea con quanto deciso da altri istituti centrali di statistica europei

⁴ Nello specifico, la BCE usa X-12-ARIMA per la pubblicazione delle serie ufficiali; TRAMO-SEATS è impiegato per fini interni e come metodo di controllo.

(ISTAT, 2000).

Allo stato, TRAMO sembra essere più flessibile rispetto a RegARIMA nelle opzioni di pre-aggiustamento, soprattutto se utilizzato su base routinaria dall'utente (Dossé e Planas, 1996b). L'identificazione e la stima del modello ARIMA possono essere effettuati in modo completamente automatico. In SEATS, inoltre, l'approccio *model based* facilita l'utilizzo dell'inferenza statistica convenzionale (Pollock, 2005) e i test diagnostici possono essere ricondotti nell'ambito inferenziale parametrico: le componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare vengono infatti stimate applicando la teoria dell'estrazione ottima del segnale di Wiener-Kolmogorov. Queste considerazioni hanno suggerito l'adozione da parte nostra di TRAMO-SEATS per la produzione di stime destagionalizzate.

3 La procedura di destagionalizzazione e i principali risultati

3.1 L'aggiustamento preliminare in TRAMO: identificazione e stima degli effetti di regressione deterministici

La procedura per la destagionalizzazione degli aggregati monetari e creditizi utilizza sequenzialmente i software TRAMO (*Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers*) e SEATS (*Signal Extraction in ARIMA Time Series*).

TRAMO identifica le componenti sistematiche legate al calendario e eventuali valori anomali (*outlier*); effettua inoltre la selezione automatica del modello ARIMA e la stima dei suoi parametri, nonché dei coefficienti di regressione relativi a valori anomali o agli effetti sistematici legati al calendario. Infine, produce previsioni e retropolazioni della serie per la successiva decomposizione ortogonale ad opera di SEATS in componenti non osservate. In gergo tecnico, TRAMO realizza l'aggiustamento preliminare (o pre-aggiustamento) della serie. L'output è la serie "linearizzata". La serie linearizzata costituisce l'input del processo di scomposizione in componenti stocastiche effettuato da SEATS.

Il processo di pre-aggiustamento viene realizzato attraverso più fasi: le

prime due sono volte all'identificazione e alla stima degli effetti sistematici legati al calendario e degli effetti irregolari legati alla presenza di eventi eccezionali e valori anomali. Nell'analisi degli effetti sistematici legati al calendario, TRAMO testa la significatività di molteplici coefficienti regredendo, ad esempio, le serie storiche analizzate su sei variabili dummy (*trading day correction*) che misurano il numero dei lunedì, martedì, ... nel mese t-esimo (TD_1, TD_2, \dots, TD_6). In alternativa, consente l'uso di un singolo regressore (TD) per distinguere i giorni feriali e festivi nel mese di riferimento (*working day correction*): nella destagionalizzazione dei prestiti e dei depositi, è stata adottata questa seconda opzione⁵. La significatività statistica di questi effetti viene stabilita formalmente, tramite t-test per regressori singoli e test chi-quadrato per gruppi di regressori.

L'identificazione e la correzione dei valori anomali è una fase particolarmente delicata per le serie oggetto di analisi⁶: è importante ricercare una possibile interpretazione economica per ogni singolo outlier identificato automaticamente da TRAMO sulla base di informazioni e di elementi noti che aiutino a spiegare l'andamento anomalo dei dati⁷. Le serie relative ai prestiti, in particolare, possono risentire degli effetti connessi con le operazioni di cartolarizzazione. Ciò può rendere più confuso il segnale della stagionalità e accrescere il peso della componente irregolare.

Gli outlier considerati sono i valori anomali additivi (*additive outliers*), i cambiamenti di livello (*level shifts*) e le rampe temporanee (*transitory changes*).

⁵ Altre variabili dummy frequentemente impiegate sono le festività fisse e quelle legate alla ricorrenza di anni bisestili. Si ricordano, infine, le dummy per l'effetto della Pasqua e delle altre festività mobili (si rammenti che il giorno di Pasqua può cadere in due mesi contigui, marzo e aprile): la presenza del giorno di Pasqua nel mese t-esimo potrebbe, in linea teorica, produrre effetti sulle consistenze delle serie esaminate. Nelle serie oggetto di analisi, tuttavia, le dummy per le festività fisse, per la ricorrenza degli anni bisestili, per l'effetto della Pasqua e delle altre festività mobili non risultano significative in senso statistico. Come sottolineato da Dagum (2002), infatti, le serie di stock sono raramente influenzate dalle feste fisse, mobili, e dall'effetto dei giorni lavorativi.

⁶ Essendo serie di stock, la correzione per i valori anomali è indubbiamente più rilevante rispetto all'analisi degli effetti dovuti alla composizione del calendario, a cui si è fatto cenno.

⁷ Se a priori è facile identificare i fattori alla base della stagionalità dei prestiti e dei depositi, per altre voci, quali le obbligazioni, ciò risulta meno agevole.

Gli outlier additivi rilevano salti isolati della serie storica, a seguito di eventi che hanno un'influenza per un solo periodo. Le rampe temporanee rappresentano salti isolati della serie seguiti da un graduale ritorno al livello di partenza. I cambiamenti di livello, infine, costituiscono veri e propri "scalini", che modificano il livello della serie permanentemente. I valori anomali vengono identificati valutando la significatività dei rispettivi coefficienti, seguendo l'approccio proposto da Chen e Liu (1993), a cui si rimanda per una descrizione dell'algoritmo utilizzato da TRAMO e per dettagli metodologici.

Tabella 1: Prestiti totali fino a un anno (output di TRAMO)

Modello stimato: ARIMA(0, 2, 1)₁ × (0, 1, 1)₁₂			
Coefficiente	Stima	Std. Err.	t-value
MA(1)	-0.94007	0.03321	-28.30320
MA(12)	-0.72306	0.06728	-10.74560

Valori anomali			
Coefficiente	Stima	Std. Err.	t-value
TC (1998/09)	-0.04179	0.00992	-4.21256
LS (2002/12)	0.04334	0.01015	4.26840
AO (2003/12)	0.03628	0.00723	5.01398
LS (2007/10)	0.16347	0.011012	14.84430

Effetti di calendario			
Coefficiente	Stima	Std. Err.	t-value
TD	0.00017	0.00019	0.91137

Log verosimiglianza	334.927	Std. Err. regressione	0.01097
AIC	-655.854	BIC	-637.015
Ljung-Box Q(24):	0.1632 (p-value)	Ljung-Box Q(24) res. quadrato:	0.3614 (p-value)
Campione	1998/06-2008/08	Numero osserv.	123
Trasformazione:	Logaritmica	Metodo di stima:	Max verosimiglianza (esatta)
Correzione oss. mancanti:	NO	Regressori esogeni:	NO

Tabella 2: Depositi in conto corrente (output di TRAMO)

Modello stimato: ARIMA(0, 1, 0)₁ × (0, 1, 1)₁₂

Coefficiente	Stima	Std. Err.	t-value
MA(12)	-0.46224	0.07494	-6.16789

Valori anomali

Coefficiente	Stima	Std. Err.	t-value
AO (1995/12)	0.04332	0.01213	3.56962
AO (1997/04)	-0.02405	0.00750	-3.20387
LS (1998/03)	0.03670	0.01036	3.54242
AO (1998/06)	0.03668	0.00735	4.98653
AO (1999/01)	0.03347	0.00761	4.39539
TC (2000/01)	0.03484	0.00994	3.50516

Effetti di calendario

Coefficiente	Stima	Std. Err.	t-value
TD	-0.00092	0.00019	-4.836

Log verosimiglianza	422.769	Std. err. regressione	0.01204
AIC	-829.537	BIC	-806.004
Ljung-Box Q(24):	0.3320 (p-value)	Ljung-Box Q(24) res. quadrato:	0.5643 (p-value)
Campione	1995/12-2008/08	Numero osserv.	153
Trasformazione:	Logaritmica	Metodo di stima:	Max verosimiglianza (esatta)
Correzione oss. mancanti:	NO	Regressori esogeni:	NO

Per le serie analizzate, i valori anomali sono risultati spesso di tipo additivo e sono concentrati alla fine e all'inizio dell'anno civile. Frequenti sono i cambiamenti di livello. La Tabella 1 mostra i valori anomali che sono stati identificati e stimati per i prestiti totali fino a un anno, mentre la Tabella 2 presenta i valori anomali per i depositi in conto corrente. Particolare attenzione viene posta nell'identificazione e nella rimozione del cambiamento di livello a seguito dell'inclusione della Cassa Depositi e Prestiti nella popolazione degli enti soggetti agli obblighi

di segnalazione statistica alla BCE, a partire dall'ottobre 2007. L'evento, come atteso, ha provocato una discontinuità nelle consistenze degli aggregati monetari e creditizi, particolarmente vistosa per i prestiti fino a un anno all'Amministrazione Centrale (una componente dei prestiti totali fino a un anno): si tratta di una voce per la quale la Cassa Depositi e Prestiti detiene quote di mercato non trascurabili.

TRAMO ha individuato per i prestiti totali fino a un anno un cambiamento di livello nel mese di ottobre 2007, in corrispondenza dell'avvio delle segnalazioni da parte della Cassa Depositi e Prestiti. La stima del coefficiente associato alla variabile dummy risulta altamente significativa in senso statistico. In questo modo, l'influenza della discontinuità provocata dall'inclusione dei dati della Cassa Depositi e Prestiti viene "catturata" dal coefficiente di regressione associato alla variabile dummy (di cambiamento di livello) introdotta.

Per i depositi in conto corrente, al contrario, il cambiamento di livello nel mese di ottobre 2007 non viene identificato: l'inclusione della Cassa Depositi e Prestiti nella popolazione degli enti segnalanti ha avuto infatti, per questa voce, un effetto di entità modesta. Vengono altresì rilevati valori anomali alla fine degli anni novanta e all'inizio del duemila: ad esempio, nel gennaio 1999, un outlier additivo in concomitanza con l'ingresso dell'euro; nel gennaio 2000, una rampa temporanea, probabilmente in corrispondenza dei timori legati al *millennium bug* (Maurin, 2003).

L'interpretazione dei valori anomali precedenti al 1999 richiede maggiore cautela e risulta difficoltosa, potendo tali outlier derivare sia da eventi di natura economica, sia da veri e propri errori nel processo di misurazione del fenomeno. La Banca d'Italia raccoglie, infatti, statistiche monetarie armonizzate a livello di Eurosystema a partire dal giugno 1998; i dati precedenti, dal dicembre 1995 al maggio 1998, compilati seguendo le definizioni delle statistiche armonizzate dell'Eurosystema, sono stati ricostruiti al termine di un complesso processo di stima che ha richiesto il raccordo tra le rilevazioni statistiche preesistenti e le nuove rilevazioni armonizzate. In particolare, le statistiche comprese nell'intervallo dal dicembre 1995 al maggio 1998 risentono di diverse coperture dei dati, durata delle operazioni e settorizzazione rispetto ai dati che partono dal giugno 1998.

Gli outlier e gli effetti di calendario selezionati e stimati sono stati esclusi

dalla serie linearizzata, sia per i prestiti sia per i depositi. Tuttavia, gli effetti di regressione deterministici, tra i quali gli outlier rimossi da TRAMO, vengono reincorporati nelle componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare stimate da SEATS. In particolare, i cambiamenti di livello sono assegnati alla componente di trend, mentre i valori anomali additivi e le rampe temporanee sono allocate nella componente irregolare (Planas, 1998).

3.2 L'aggiustamento preliminare in TRAMO: selezione automatica e stima del modello ARIMA

Eseguite le prime due fasi, il processo di pre-aggiustamento contempla una terza fase, relativa alla selezione automatica e alla stima del modello ARIMA. La scelta del modello viene effettuata seguendo i criteri informativi di Akaike e di Schwartz. In particolare, dapprima viene selezionato l'ordine di integrazione regolare e stagionale della serie, stimando in sequenza una serie di modelli AR(1) e ARMA(1, 1). Una volta stabiliti gli ordini di integrazione, si procede alla selezione e alla stima delle componenti autoregressive e di media mobile del modello ARIMA (*ARIMA order search*). La scelta finale degli ordini del modello ARIMA viene effettuata minimizzando il criterio informativo BIC (*Bayesian Information Criterion*) di Schwartz (1978), privilegiando la parsimonia del modello stesso.

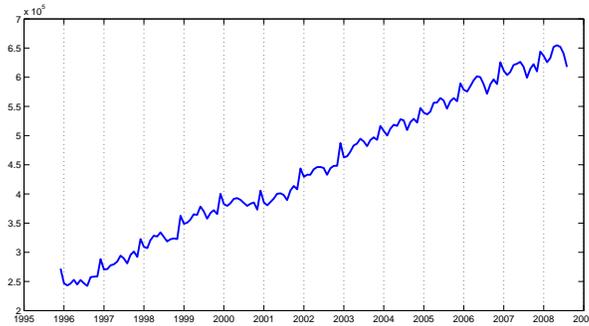
Le Tabelle 1 e 2 mostrano che, sulla base dei campioni osservati, TRAMO ha selezionato un modello $ARIMA(0, 1, 0)_1 \times (0, 1, 1)_{12}$ come migliore specificazione per i depositi in conto corrente e un $ARIMA(0, 2, 1)_1 \times (0, 1, 1)_{12}$ per i prestiti totali con durata fino a un anno. I valori BIC e AIC costituiscono dei minimi nella classe dei modelli considerati da TRAMO. Tra questi, il modello mensile più complesso è un $ARIMA(3, 2, 3)_1 \times (1, 1, 1)_{12}$ (Dossé e Planas, 1996b).

La stima dei parametri del modello ARIMA e dei coefficienti di regressione (relativi ad outlier o altre variabili esogene) è stata condotta con il metodo della massima verosimiglianza esatta, usato per default dalla procedura. Tuttavia, è anche possibile scegliere l'opzione dei minimi quadrati condizionati. Il modello può essere stimato sulla serie in livelli oppure sulla serie trasformata (logaritmo naturale). E' inoltre possibile far sì che TRAMO scelga automaticamente se applicare

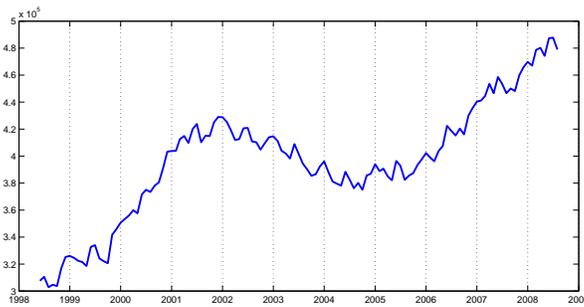
o meno la trasformazione logaritmica dei dati, prima di procedere alla stima⁸. Sia per i depositi in conto corrente sia per i prestiti fino a un anno, come si evince dalle Tabelle 1 e 2, i modelli sono stati stimati dopo aver operato la trasformazione logaritmica.

Un corretto pre-aggiustamento della serie è di fondamentale rilevanza in quanto la partizione in componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare effettuata da SEATS si basa sull'ipotesi che i dati siano stati generati da un processo lineare stocastico di tipo ARIMA.

Figura 1: Serie linearizzate



(a)



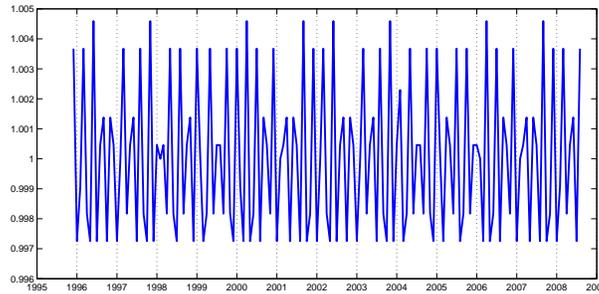
(b)

(a) depositi in conto corrente; (b) prestiti totali fino a un anno.

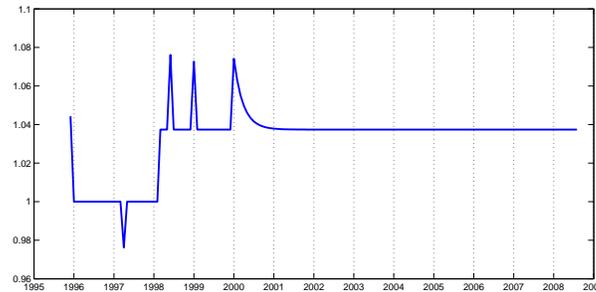
⁸ Per un'analisi dell'aggiustamento stagionale di serie sulle quali siano state operate trasformazioni non lineari, si veda Proietti (2009).

In Figura 1 si mostrano le serie linearizzate dei depositi e dei prestiti, che costituiscono l'output di TRAMO. Tutte le irregolarità legate ai valori anomali e agli effetti sistematici di calendario sono state identificate e rimosse da queste serie.

Figura 2: Effetti di regressione deterministici (depositi in conto corrente)



(a)



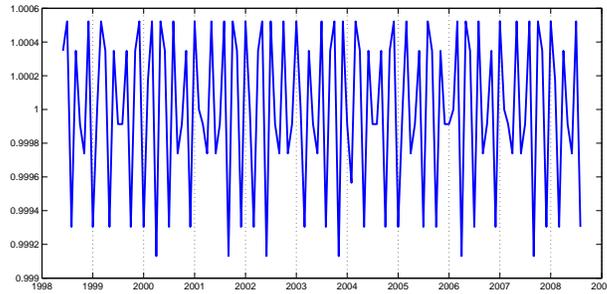
(b)

Depositi in conto corrente: stime degli (a) effetti di calendario; (b) effetti legati a valori anomali.

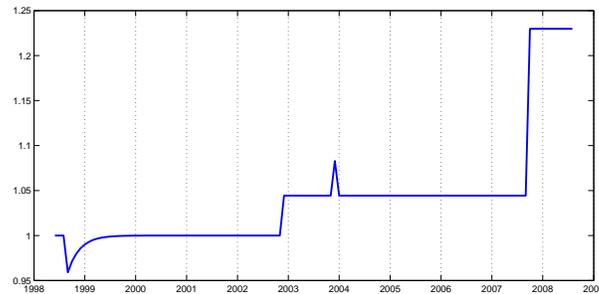
Nella Figura 2, in alto, si presenta il grafico degli effetti sistematici legati al calendario stimati per la serie dei depositi in conto corrente; in basso, sono visibili gli effetti legati ai valori anomali. La Figura 3 contiene i grafici relativi alla serie dei prestiti fino a un anno: in basso, è evidente il cambiamento di livello nel mese di ottobre 2007, a seguito dell'inclusione della Cassa Depositi e Prestiti nella popolazione delle IFM soggette a segnalazione statistica. In entrambe le

figure, i valori anomali additivi si riconoscono facilmente, essendo rappresentati da salti isolati della serie; le rampe temporanee sono invece caratterizzate da un salto seguito da un ritorno graduale al livello di partenza: questo è il caso, ad esempio, dei depositi in conto corrente, nel mese di gennaio 2000.

Figura 3: Effetti di regressione deterministici (prestiti fino a un anno)



(a)



(b)

Prestiti fino a un anno: stime degli (a) effetti di calendario; (b) effetti legati a valori anomali.

Terminata la terza fase di selezione automatica e stima del modello ARIMA, è necessario testare la significatività statistica di tutti i coefficienti di regressione e dei parametri del modello. Inoltre, occorre valutare la stabilità dei parametri, confrontando le stime ottenute con quelle dell'aggiustamento stagionale precedente. Un'alternativa può essere effettuare una stima del modello ARIMA prescelto su un campione "troncato", incrementando ricorsivamente il campione e aggiornando

ogni volta le stime dei parametri. Una scarsa stabilità dei parametri può indicare una misspecificazione del modello selezionato da TRAMO. Questi controlli qualitativi sono stati effettuati per entrambe le serie dei depositi in conto corrente e dei prestiti totali fino a un anno. Come è evidente nelle Tabelle 1 e 2, i coefficienti di regressione e i parametri del modello ARIMA sono tutti altamente significativi, con l'unica eccezione della variabile TD (effetti di calendario) per i prestiti armonizzati, di poco al di sotto della soglia di significatività.

In ultimo, è opportuno effettuare un accurato controllo diagnostico dei residui, per verificare se la serie sia stata linearizzata correttamente. A questo fine, si usano le statistiche di asimmetria, curtosi e normalità calcolate sui residui in livello. Affinché il modello econometrico che è stato identificato e stimato risulti adeguato, i residui devono essere incorrelati: tale verifica può essere effettuata considerando opportune misure diagnostiche, quali la Ljung-Box Q-statistic e la Box-Pierce Q-statistic (calcolate sui residui in livello e sui residui al quadrato). Inoltre, è possibile testare formalmente le ipotesi di normalità, di assenza di correlazione e di indipendenza. Sia per i depositi in conto corrente sia per i prestiti totali fino a un anno, i test statistici effettuati conducono ad accettare le ipotesi di incorrelazione dei residui in livello (e al quadrato) e di normalità.

3.3 La stima delle componenti non osservate in SEATS

Il pre-aggiustamento realizzato da TRAMO è propedeutico all'aggiustamento stagionale vero e proprio. La decomposizione ortogonale in componenti non osservate viene effettuata da SEATS partendo dalla serie linearizzata (Fischer, 1995).

Formalmente, sia y_t la serie osservata, da destagionalizzare. Si definisca \mathbf{r}_t il vettore contenente gli effetti di regressione deterministici (valori anomali, effetti sistematici legati al calendario) e $\boldsymbol{\beta}$ il vettore dei coefficienti corrispondenti:

$$y_t = \mathbf{r}_t' \boldsymbol{\beta} + z_t, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Pertanto, $z_t = y_t - \mathbf{r}_t' \boldsymbol{\beta}$ rappresenta la serie linearizzata, sulla quale viene condotta la stima del modello ARIMA.

Sia inoltre

$$z_t = (1 - L)^d(1 - L^s)^D x_t$$

la serie resa stazionaria tramite differenziazione, dove L è l'operatore ritardo, s è il periodo, d e D sono gli ordini di integrazione regolare e stagionale, rispettivamente.

Il modello per la serie stazionaria è un ARIMA stagionale di tipo moltiplicativo (Box e Jenkins, 1976)

$$\phi(L)\Phi(L^s)(z_t - \bar{z}) = \theta(L)\Theta(L^s)\varepsilon_t, \quad (1)$$

dove $\phi(L)$ e $\Phi(L^s)$ sono polinomi autoregressivi (regolari e stagionali, rispettivamente), $\theta(L)$ e $\Theta(L^s)$ sono polinomi a media mobile (regolari e stagionali), tutti con radici esterne al cerchio unitario; inoltre, ε_t è una successione di rumori bianchi normalmente distribuiti con media nulla e varianza σ_ε^2 . Infine, \bar{z} è la media del processo z_t .

In generale, nella decomposizione ortogonale della serie in componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare, SEATS utilizza il modello ARIMA selezionato da TRAMO. Partendo dal modello ARIMA stimato per la serie linearizzata, la decomposizione ortogonale è condotta nel dominio frequenziale (Bell, 1984). In particolare, lo spettro di frequenza della serie ARIMA è partizionato negli spettri delle componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare (Burman, 1980). La componente di ciclo-trend rappresenta l'evoluzione a medio-lungo termine della serie e ha il massimo dello spettro a frequenze prossime allo zero. La componente stagionale, al contrario, è caratterizzata da massimi dello spettro alle frequenze stagionali (con dati mensili, corrispondenti a $\pi/6$ e ai suoi multipli). Infine, la componente irregolare cattura le fluttuazioni erratiche e ha quindi uno spettro piatto.

Come sopra accennato, SEATS decompone lo spettro di frequenza del modello (1) in pseudo-spettri additivi associabili alle componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare. La decomposizione assume che le componenti non osservate siano tra loro ortogonali (ovvero, che non esistano interazioni tra di esse). Per identificare le componenti, si ricorre alla cosiddetta proprietà "canonica", che co-

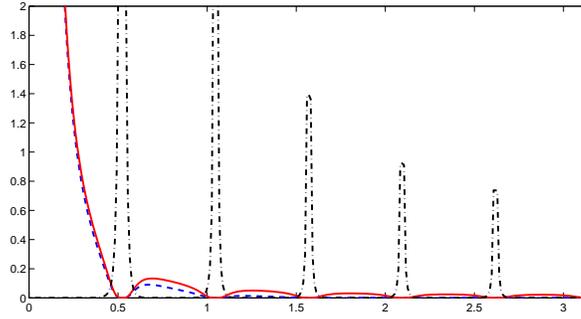
stituisce un'assunzione volta all'identificazione. Questa proprietà richiede che la varianza della componente irregolare venga massimizzata e, al contrario, che le componenti di ciclo-trend e stagionale siano il più possibile stabili (Kaiser e Maravall, 2005). In altri termini, per ottenere una partizione unica, si rende massima la varianza delle innovazioni della componente irregolare e minima la varianza delle innovazioni delle componenti restanti (Burman, 1980). Se gli spettri di frequenza di tutte le componenti sono non negativi, allora la decomposizione è detta “ammissibile”.

A partire dal campione osservato, la stima delle componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare viene effettuata applicando filtri lineari simmetrici di tipo Wiener-Kolmogorov (Bell, 1984), secondo l'approccio della *Minimum seasonal extraction* (Burman, 1980). La teoria di Wiener-Kolmogorov assume che i dati siano generati da un processo stocastico stazionario con infinite realizzazioni nel passato e nel futuro (*doubly-infinite sequence*, Pollock, 2005). Per via della limitazione temporale della serie storica, è necessario implementare il filtro di Wiener-Kolmogorov su una sequenza finita di osservazioni. A questo scopo, SEATS utilizza il metodo proposto da Burman (1980) che consiste, in breve, nell'estendere la serie storica. Oltre alle stime, pertanto, SEATS calcola previsioni per ciascuna delle componenti non osservate, con i relativi standard error (per le stime e per le previsioni). In questo modo, le bande di confidenza sono facilmente ricavabili a partire dall'output del programma.

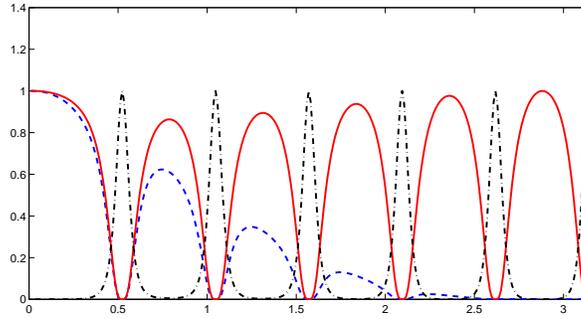
Dalla decomposizione in pseudo-spettri additivi è possibile ricavare modelli di tipo ARIMA per ciascuna delle componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare. La Figura 4, in alto, mostra gli spettri⁹ degli stimatori di ciclo-trend, stagionale e della serie destagionalizzata per i depositi in conto corrente. La Figura 5, in alto, presenta gli spettri per i prestiti totali fino a un anno. Lo spettro costituisce una rappresentazione alternativa della funzione di autocovarianza di una serie temporale, in termini delle frequenze in radianti anziché del tempo. Per ogni componente non osservata, l'area sottesa a tale funzione in un determinato intervallo di frequenze può essere interpretata come il contributo alla varianza della serie che deve essere attribuito alle frequenze ricomprese nell'intervallo considerato. Per lo stima-

⁹ Il termine corretto è “pseudo-spettri”: i modelli stimati per i depositi e per i prestiti, infatti, contengono radici unitarie.

Figura 4: Spettri e funzioni di trasferimento (depositi in conto corrente)



(a)



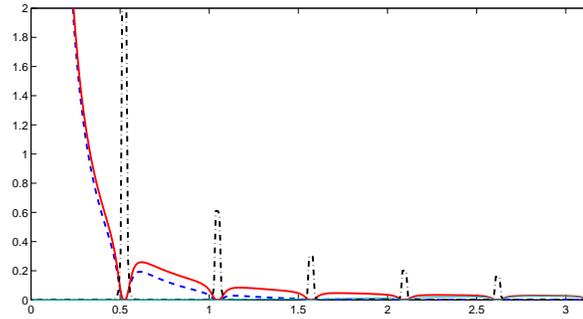
(b)

Depositi in conto corrente: (a) spettri degli stimatori di ciclo-trend (linea tratteggiata), stagionale (linea tratto punto), e della serie destagionalizzata (linea solida); (b) funzioni di trasferimento degli stimatori della componente di ciclo-trend (linea tratteggiata), stagionale (linea tratto punto), e della serie destagionalizzata (linea solida).

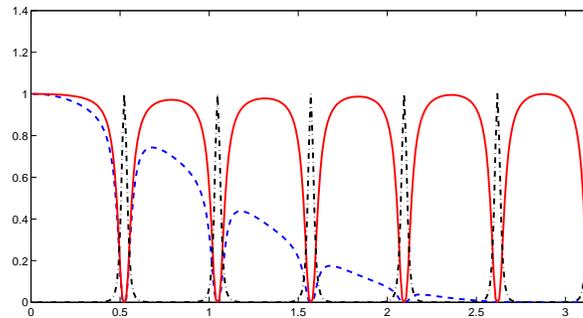
tore della componente stagionale, ad esempio, lo spettro ha dei picchi di massimo in corrispondenza delle frequenze stagionali, ovvero $\pi j/6$, $j = 1, 2, \dots, 6$ (lavorando con serie mensili), che pertanto contribuiscono largamente alla spiegazione della variabilità della serie. Lo stimatore della componente di ciclo-trend, invece, ha il massimo dello spettro alle frequenze prossime allo zero, mentre il suo spettro risulta nullo alle frequenze stagionali.

La Figura 4, in basso, mostra le funzioni di traferimento (si veda Dagum,

Figura 5: Spettri e funzioni di trasferimento (prestiti fino a un anno)



(a)



(b)

Prestiti fino a un anno: (a) spettri degli stimatori di ciclo-trend (linea tratteggiata), stagionale (linea tratto punto), e della serie destagionalizzata (linea solida); (b) funzioni di trasferimento degli stimatori della componente di ciclo-trend (linea tratteggiata), stagionale (linea tratto punto), e della serie destagionalizzata (linea solida).

2002) degli stimatori della componente di ciclo-trend, stagionale e della serie destagionalizzata per i depositi in conto corrente. Questi stimatori derivano dal modello stimato da TRAMO per la serie linearizzata, che è un $ARIMA(0, 1, 0)_1 \times (0, 1, 1)_{12}$. Euristicamente, la funzione di trasferimento di potenza (*power transfer function*) determina il fattore di amplificazione (o attenuazione) di ciascuna frequenza nella stima del segnale di interesse, a seguito dell'applicazione del filtro¹⁰. Una determi-

¹⁰ In termini analoghi, la funzione di trasferimento misura quanta parte della potenza

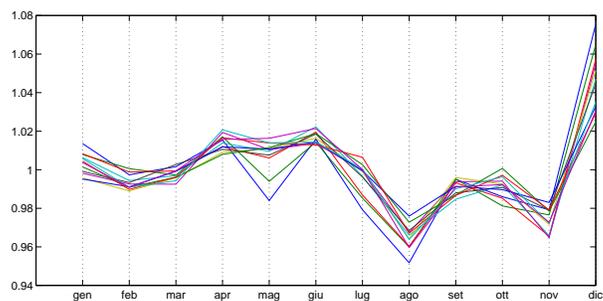
nata frequenza, ad esempio, può essere completamente eliminata, parzialmente attenuata, oppure interamente trasmessa allo stimatore di una specifica componente non osservata.

Le frequenze prossime allo zero, cosiddette di lungo periodo, rimangono inalterate nella stima della componente di ciclo-trend, che è caratterizzata da una funzione di traferimento avente valore nullo in corrispondenza delle frequenze stagionali e gradualmente decrescente per tutte le altre, all'aumentare della frequenza stessa (Pollock, 2002). Nell'estrazione della componente stagionale, al contrario, la frequenza fondamentale $\pi/6$ e le sue armoniche vengono trasmesse inalterate allo stimatore, mentre le altre sono ignorate. La serie destagionalizzata, come la componente di ciclo-trend, è caratterizzata da una funzione di trasferimento che risulta pari a zero alle frequenze stagionali, prossima allo zero negli intorno di queste frequenze e non nulla al di fuori di esse; tuttavia, la funzione non si attenua all'aumentare della frequenza: questo significa che la serie destagionalizzata comprende tutte le frequenze, di breve e di medio-lungo periodo, eccetto quelle stagionali. Nella Figura 5, in basso, sono visibili le funzioni di trasferimento degli stimatori della componente di ciclo-trend, stagionale e della serie destagionalizzata per i prestiti totali fino a un anno. In questo caso il modello di partenza selezionato e stimato da TRAMO è un $\text{ARIMA}(0, 2, 1)_1 \times (0, 1, 1)_{12}$.

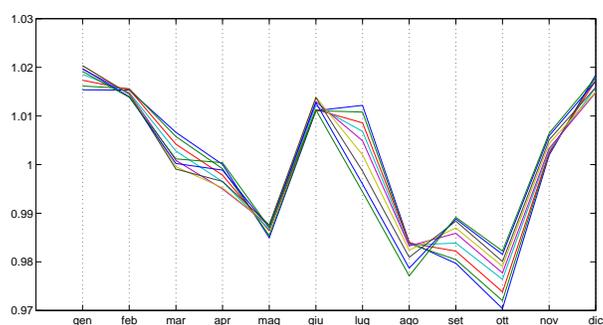
Nella Figura 6, si presentano i grafici di Buys-Ballot per i fattori stagionali ottenuti come output della procedura di destagionalizzazione. Per ogni periodo, i fattori stagionali sono calcolati come rapporto tra il dato originale, osservato, e il dato destagionalizzato. Costituiscono, pertanto, una misura della componente stagionale della serie storica. Forniscono, inoltre, delle indicazioni sulla stabilità di questa componente nell'arco temporale di riferimento. In generale, i fattori stagionali non sono costanti, ma variano nel tempo; inoltre, il grado di stabilità dipende dalle caratteristiche della stagionalità deterministica e stocastica presente nella serie storica (Sutradhar e Dagum, 1998). Dalla Figura 6, ad esempio, emerge un forte decremento dei depositi nel mese di agosto, seguito da un'accelerazione in dicembre. Per i prestiti la tendenza è meno netta, come si evince dalla scala delle ordinate, anche se una contrazione delle consistenze appare evidente nei mesi di agosto e di ottobre. In ultimo, la Figura 6 mostra che i depositi in conto corrente

del segnale viene trasferita da un lato all'altro del filtro.

Figura 6: Grafici di Buys-Ballot per i fattori stagionali



(a)



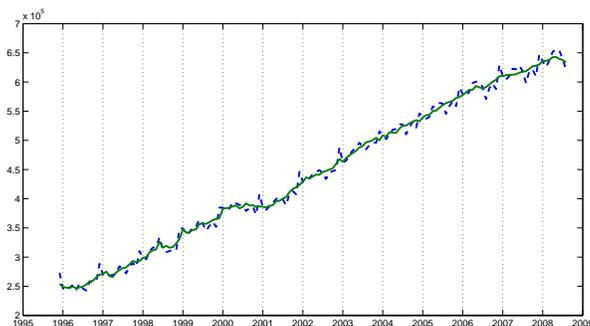
(b)

(a) depositi in conto corrente; (b) prestiti totali fino a un anno.

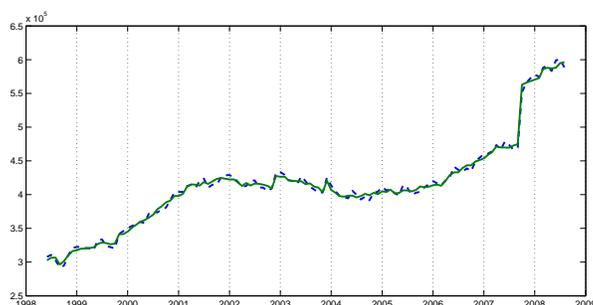
sono caratterizzati da una stagionalità mensile relativamente stabile, mentre per i prestiti è maggiore la variabilità della componente stagionale da un anno all'altro (*moving seasonality*).

La Figura 7, infine, mostra le serie aggiustate per la stagionalità e per le componenti di calendario dei depositi in conto corrente e dei prestiti totali fino a un anno, insieme alle corrispondenti serie originali. Le serie destagionalizzate sono ovviamente caratterizzate da una maggiore regolarità rispetto alle corrispondenti serie non corrette. Per i prestiti fino a un anno, risulta ben visibile il cambiamento di livello nell'ottobre del 2007, correttamente identificato da TRAMO e presente anche nella serie destagionalizzata. Quest'ultima, come la serie originale, mostra

Figura 7: Serie originali e destagionalizzate



(a)



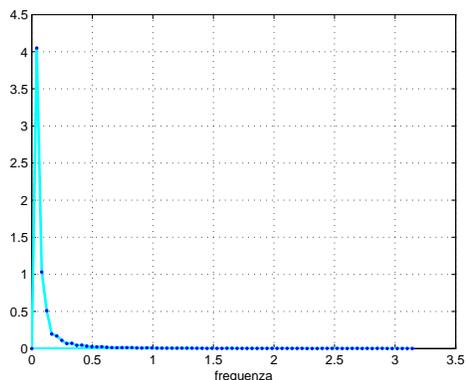
(b)

(a) depositi in conto corrente; (b) prestiti totali fino a un anno. In entrambi i grafici, la serie originale è la linea tratteggiata, mentre la serie destagionalizzata è rappresentata dalla linea solida.

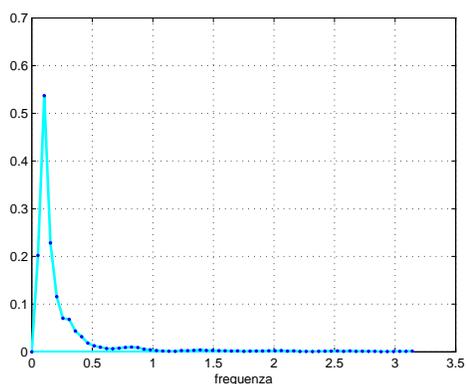
una dinamica crescente fino al 2002. La dinamica tende a stabilizzarsi negli anni successivi, escludendo ovviamente il salto di livello nell'ottobre 2007. Rispetto ai depositi in conto corrente, l'andamento della componente stagionale appare meno marcato. Per i depositi in conto corrente, la serie destagionalizzata segue il trend crescente della serie originale ed è caratterizzata da oscillazioni cicliche meno significative rispetto ai prestiti.

Come ulteriore controllo diagnostico, la Figura 8 mostra i periodogram-

Figura 8: Periodogrammi delle serie destagionalizzate



(a)



(b)

(a) depositi in conto corrente; (b) prestiti totali fino a un anno.

mi relativi ai depositi e ai prestiti destagionalizzati¹¹, che presentano picchi di massimo a frequenze prossime allo zero: queste frequenze spiegano quasi tutta la varianza delle serie destagionalizzate. Nelle serie corrette, pertanto, non vi è traccia di stagionalità residua.

¹¹ Per ridurre la scala delle ordinate, si sono considerati i logaritmi dei depositi e dei prestiti destagionalizzati. Il codice MATLAB utilizzato per realizzare i grafici usa la funzione FFT (Discrete Fourier transform).

4 La scelta della frequenza di revisione dei dati destagionalizzati

La revisione¹² dei dati depurati dalla componente stagionale può avvenire con diversa frequenza: le stime, infatti, possono essere ricalcolate mensilmente, oppure a intervalli più lunghi, ad esempio a cadenza trimestrale, semestrale o annuale (Maurin, 2003).

In generale, è opportuno aggiornare i dati destagionalizzati ogni volta che una nuova osservazione diviene disponibile. Infatti, l'inclusione di nuove informazioni nel campione consente una stima più accurata del modello prescelto da TRAMO e, allo stesso tempo, migliora la qualità delle stime delle componenti di ciclo-trend, stagionale, irregolare e della serie destagionalizzata. Tuttavia, i dati dell'ultimo mese sono spesso provvisori, parzialmente stimati, e soggetti a revisioni, prima di divenire definitivi. Inoltre, la revisione a intervalli brevi (ad esempio mensile) può determinare una forte instabilità della stima della componente stagionale, specialmente all'estremità della serie. Tale instabilità può propogarsi ai corrispondenti tassi di variazione, utilizzati nell'analisi congiunturale. Come riconosciuto dalla letteratura (Proietti, 2006) e nelle stesse linee guida redatte dallo European Statistical System, esiste dunque un *trade-off* tra la precisione delle stime e la stabilità nel tempo dei coefficienti e della serie destagionalizzata.

Nel valutare vantaggi e costi delle diverse politiche di revisione per le serie dei depositi e dei prestiti bancari mensili, si è limitata l'analisi a tre opzioni alternative, che sono le stesse suggerite dallo European Statistical System:

1. mensilmente, ogni volta che una nuova osservazione viene rilasciata, vengono identificati e stimati il modello ARIMA, gli effetti di calendario e i valori anomali; sono inoltre calcolate nuove previsioni e aggiornate le stime delle componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare (*concurrent adjustment*);
2. annualmente, vengono identificati e "bloccati" il modello ARIMA, gli effetti di calendario e i valori anomali, in concomitanza con il rilascio del dato di dicembre. Tuttavia, i parametri del modello sono ristimati mese per mese, ogni volta che una nuova osservazione entra nel set informativo, e contestualmente si procede al calcolo di nuove previsioni. La struttura del modello rimane

¹² Per una definizione formalizzata di revisione si veda Pierce (1980) e Maravall (1986).

invariata, così come i valori anomali e gli effetti di calendario identificati, che vengono inclusi a ogni nuovo aggiustamento come regressori nella parte deterministica del modello. Le stime dei parametri e dei coefficienti vengono modificate ogni mese. In tal modo, si aggiorna mensilmente la stima delle componenti di ciclo-trend, stagionale e irregolare, sulla base di un modello ARIMA identificato una volta all'anno (*partial concurrent adjustment*);

3. la terza opzione prevede che la fase di identificazione, stima, previsione del modello ARIMA e degli effetti di regressione deterministici sia effettuata una volta all'anno, quando è noto il dato di dicembre. Le stime dei parametri del modello ARIMA e dei coefficienti di regressione deterministici sono tenute ferme per tutto l'anno successivo; stessa modalità viene seguita per le stime delle componenti di ciclo-trend, stagionale, irregolare e dei dati destagionalizzati (*current adjustment*). Questo metodo è anche detto *forward factors seasonal adjustment*: bloccando i modelli e le stime a fine anno, si utilizzano i fattori stagionali degli ultimi dodici mesi anche per i dodici mesi successivi.

Generalmente, il metodo del *concurrent adjustment* viene utilizzato per serie storiche caratterizzate da *moving seasonality*: in questo caso, informazioni aggiuntive sull'andamento recente della serie temporale possono migliorare la qualità dell'aggiustamento. L'approccio viene consigliato anche quando la serie originale è stata oggetto di una revisione "storica" significativa. Al contrario, se la stagionalità delle serie è di tipo deterministico, oppure è sufficientemente stabile, può essere preferibile applicare il metodo del *current adjustment*, al fine di rendere minima la frequenza delle revisioni. Queste considerazioni non consentono di stabilire univocamente quale sia la politica di revisione ottimale, che deve essere invece definita con riferimento a una serie storica o per classi di serie caratterizzate da un profilo di stagionalità affine.

Per comparare le tre politiche di revisione, si procede con un esperimento che consente di misurare la velocità di convergenza delle stime ottenute (con i tre metodi di aggiornamento) verso una stima del dato destagionalizzato che possa essere considerata "finale", ovvero stabile, e che funga da *benchmark*. Il disegno dell'esperimento è simile a quello suggerito da Dossé e Planas (1996a) e da Maurin (2003): per esercizio, si utilizzano le serie dei depositi in conto corrente e dei prestiti totali fino a un anno; così come in Dossé e Planas (1996a), le due serie vengono

preliminarmente corrette per escludere l'influenza dei valori anomali e degli effetti di regressioni deterministici. L'esperimento si articola nelle seguenti fasi:

1. per ciascuna delle due serie, si considera il sottocampione iniziale che termina nel dicembre 2003 (pertanto, i sottocampioni sono 1995/12-2003/12 per i depositi in conto corrente e 1998/06-2003/12 per i prestiti totali fino a un anno);
2. per ogni serie, si incrementa il sottocampione iniziale di un'osservazione alla volta, ricorsivamente; si effettuano il *concurrent adjustment*, il *partial concurrent adjustment* e il *current adjustment*, ottenendo tre nuove serie di dati destagionalizzati, che hanno termine nel 2004/01;
3. per ogni serie, si reitera altre 23 volte il passo precedente; a ogni iterazione, si effettuano il *concurrent adjustment*, il *partial concurrent adjustment* e il *current adjustment*.

I sottocampioni ottenuti dopo l'ultima iterazione corrispondono a 1995/12-2005/12 per i depositi in conto corrente e 1998/06-2005/12 per i prestiti totali fino a un anno. Per entrambe le serie, si considera l'intervallo 2003/12-2005/12. Per ogni periodo t -esimo compreso in questo span temporale, si calcola il rapporto suggerito da Chow et al. (2005):

$$R_{t,k}^{(j)} = \frac{|z_{t,k} - z_{t,T}|}{z_{t,T}} \times 100, \quad k = 1, 2, \dots, 20,$$

dove j è il metodo di revisione (*concurrent adjustment*, *partial concurrent adjustment*, *current adjustment*), $z_{t,k}$ è il fattore stagionale al tempo t ottenuto utilizzando il sottocampione che termina in $t + k$. Infine, $z_{t,T}$ rappresenta il valore finale del fattore stagionale al tempo t , che si ottiene con l'informazione fino a $t + T$. L'ipotesi assunta, ricorrente nella letteratura¹³, è di porre $T = 36$: ovvero, per ogni periodo t , il valore finale del fattore stagionale diviene quello che otterremmo effettuando l'aggiustamento stagionale con un campione che termina in $t + 36$. Pertanto, $z_{t,T}$ rappresenta una sorta di *benchmark*. Verosimilmente, dopo

¹³ Maurin (2003), Dossé e Planas (1996a).

36 periodi e altrettanti aggiustamenti stagionali, si può ritenere che la stima del fattore stagionale si sia sufficientemente stabilizzata attorno al valore considerato finale.

Si noti che $|z_{t,k} - z_{t,T}|$, $t \in [2003/12 - 2005/12]$, $k = 1, 2, \dots, 20$, misura in valore assoluto lo scarto tra il fattore stagionale ottenuto sulla base del sottocampione che termina in $t + k$ e il valore del fattore stagionale considerato finale: può essere interpretato, pertanto, alla stregua di una revisione. Sulla base di successive revisioni, è possibile comparare quantitativamente la performance dei tre metodi. A tal fine, Chow et al. (2005) suggeriscono la statistica *Average Absolute Revision* (AAR), definita come:

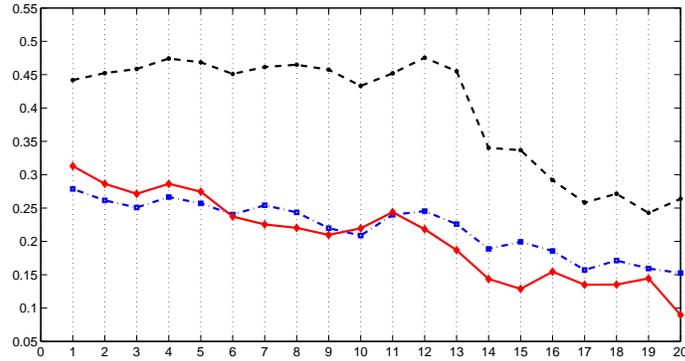
$$\bar{R}_k^{(j)} = \frac{1}{n_k} \sum_{t=s}^e R_{t,k}^{(j)}, \quad k = 1, 2, \dots, 20, \quad (2)$$

dove $s = 2003/12$, $e = 2005/12$ e n_k è il numero delle revisioni all'interno dell'intervallo 2003/12-2005/12, per ogni $k = 1, 2, \dots, 20$. La (2) misura, per ognuno dei tre metodi di revisione, la velocità di convergenza dei dati destagionalizzati ai rispettivi *benchmark*.

L'andamento dell'*Average Absolute Revision* può essere rappresentato in un grafico cartesiano avente, in ascissa, il numero di periodi $k = 1, 2, \dots, 20$ che vengono, di volta in volta, aggiunti nel set informativo per l'aggiornamento delle stime dei dati destagionalizzati. La Figura 9 mostra il grafico dell'AAR calcolato per la serie dei depositi in conto corrente, mentre la Figura 10 presenta l'andamento della stessa statistica calcolata per i prestiti totali fino a un anno. In entrambi i grafici, la linea tratteggiata è relativa al *current adjustment*, la linea solida al *partial concurrent adjustment*, mentre la linea tratto punto al *concurrent adjustment*.

Nella Figura 9, l'AAR del *current adjustment* è sempre nettamente al di sopra rispetto ai corrispondenti AAR del *concurrent adjustment* e del *partial concurrent adjustment*, che risultano molto ravvicinati. Il metodo del *partial concurrent adjustment* sembra prevalere rispetto al *concurrent* per $k \geq 12$. Il *current adjustment* ha, al contrario, una performance inferiore rispetto agli altri. Tutti i segmenti seguono un trend decrescente. Questa è una caratteristica positiva: la

Figura 9: Average Absolute Revision (depositi in conto corrente)



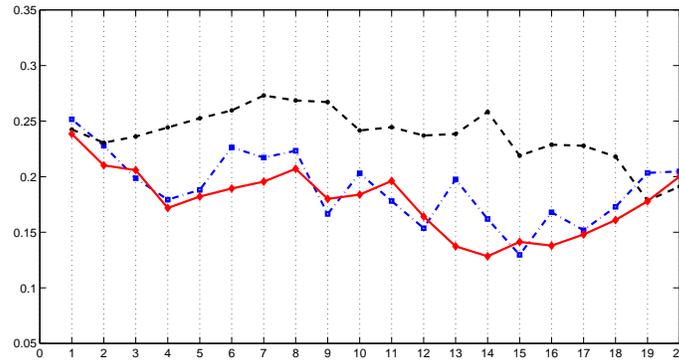
Fattori stagionali relativi ai depositi in conto corrente: AAR per $k = 1, 2, \dots, 20$. La linea tratteggiata è relativa al *current adjustment*, la linea solida al *partial concurrent adjustment*, mentre la linea tratto punto al *concurrent adjustment*.

convergenza verso il valore del dato considerato finale è netta, per tutti e tre i metodi di revisione.

Nella Figura 10, l'AAR del *concurrent adjustment* e del *partial concurrent adjustment* sono decrescenti, almeno per $k \leq 16$, e si intersecano più volte. Il *concurrent adjustment* presenta un AAR che ha un andamento piuttosto erratico, mentre l'AAR del *partial concurrent adjustment* appare più stabile: questo non sorprende, essendo il *concurrent adjustment* un metodo che impone di identificare e ristimare il modello ogni mese ed essendo le rispettive stime finali calcolate ogni volta utilizzando l'intero insieme di informazioni disponibili. Il *current adjustment*, infine, ha un AAR decrescente (tranne che ai lag iniziali), ma situato sempre al di sopra degli AAR dei metodi alternativi. Anche per i prestiti, la sua velocità di convergenza al *benchmark* è chiaramente inferiore.

I risultati ottenuti appaiono piuttosto netti: il metodo del *current adjustment* conduce a stime dei dati destagionalizzati che convergono al valore finale più lentamente rispetto alle stime ottenute con gli altri due metodi. Per il *concurrent adjustment* e per il *partial concurrent adjustment*, la velocità di convergenza al

Figura 10: Average Absolute Revision (prestiti fino a un anno)



Fattori stagionali relativi ai prestiti totali fino a un anno: AAR per $k = 1, 2, \dots, 20$. La linea tratteggiata è relativa al *current adjustment*, la linea solida al *partial concurrent adjustment*, mentre la linea tratto punto al *concurrent adjustment*.

benchmark è simile. Il *concurrent adjustment* sembra produrre stime dei dati destagionalizzati meno stabili rispetto al *partial concurrent adjustment*: questa tendenza è evidente per i prestiti, meno marcata per i depositi. Il *current adjustment*, infine, porta a stime dei dati destagionalizzati che sono relativamente stabili nel corso dell'anno, mentre appaiono più volatili all'inizio dell'anno successivo (2005), quando i modelli e le stime vengono nuovamente aggiornate.

Alcune precisazioni sono d'obbligo: come sottolineato da Maurin (2003), la simulazione condotta permette di tener conto di un'unica fonte di revisione delle stime destagionalizzate, quella derivante dalla sostituzione del dato osservato con il dato precedentemente previsto. L'esperimento non consente di introdurre revisioni che possano essere indotte, ad esempio, da variazioni nei criteri di misurazione del fenomeno economico o revisioni storiche dei dati. Inoltre, come già chiarito, la velocità di convergenza delle stime ai valori considerati finali, per ognuno dei metodi esaminati, è calcolata secondo la formula (2): una diversa metrica o un criterio alternativo¹⁴ potrebbero, in linea di principio, condurre a risultati e conclusioni

¹⁴ Si veda, ad esempio, Planas e Depoutot (2002).

differenti. Infine, una maggiore velocità di convergenza è generalmente associata a una minore stabilità delle stime dei dati destagionalizzati e dei fattori stagionali. Quest'ultimo è un ulteriore aspetto del già citato *trade-off* esistente tra precisione delle stime e stabilità della serie destagionalizzata.

5 Conclusioni

La procedura per la destagionalizzazione degli aggregati monetari e del credito viene condotta con il software TRAMO-SEATS, che consente l'utilizzo dell'inferenza statistica per valutare la bontà della destagionalizzazione. L'adozione di TRAMO-SEATS è raccomandata dallo European Statistical System e dalla Banca Centrale Europea¹⁵.

Relativamente alla politica di revisione e diffusione delle stime destagionalizzate, nel Comunicato Stampa "Informazioni Sintetiche sulle Istituzioni Finanziarie Monetarie Residenti in Italia: Banche", le variazioni percentuali a un mese dei prestiti e dei depositi bancari sono state calcolate, fino a tutto il 2008, applicando il metodo del *current adjustment*, che consiste nel tener ferme le stime dei dati depurati dalla componente stagionale fino al termine dell'anno di riferimento. Rispetto a quest'ultimo metodo, il *partial concurrent adjustment* comporta ogni mese una revisione dei tassi di crescita mensili pubblicati nei mesi precedenti.

La Tabella 3 presenta un esempio riferito ai tassi di variazione dei prestiti totali fino a un anno che si otterrebbero applicando il metodo del *partial concurrent adjustment*, incrementando il campione di un'osservazione alla volta, a partire dal gennaio 2008. Leggendo la tavola riga per riga, si nota che, salvo rare eccezioni, le revisioni dei tassi di crescita ottenute con il metodo del *partial concurrent adjustment* sono di modesta entità. Utilizzando ogni volta l'intero insieme di informazioni disponibile nella rimozione della componente stagionale, l'andamento dei tassi di variazione è generalmente stabile.

L'ultima colonna, a destra, riporta i tassi di variazione pubblicati nel Comunicato Stampa del mese di ottobre 2008, sulla base di dati destagionalizzati

¹⁵ La BCE raccomanda anche X-12-ARIMA, utilizzato per la destagionalizzazione dei dati ufficiali pubblicati.

applicando il *current adjustment*. Anche questa volta, i tassi di crescita sono il più delle volte in linea con i tassi ottenuti applicando il *partial concurrent adjustment*. In alcuni casi, tuttavia, come nel maggio 2007 o nel marzo 2008, gli scostamenti non sono marginali: in questi mesi, il *current adjustment* produce stime dei dati destagionalizzati chiaramente subottimali e serie dei tassi di variazione discontinue, a intervalli annuali, ovvero al termine dell'anno di riferimento, quando i fattori stagionali sono ricalcolati.

Anche i risultati ottenuti nella simulazione della sezione 4 suggeriscono il metodo del *partial concurrent adjustment*, che prevede l'identificazione del modello ARIMA e degli effetti di regressione deterministici una volta all'anno e l'aggiornamento delle stime dei parametri mensilmente¹⁶, in *real time*.

¹⁶ Nel caso di future riclassificazioni (come avvenuto, in passato, a seguito dell'ingresso della Cassa Depositi e Prestiti nella popolazione segnalante), sarà necessario imporre sin da subito, anche a priori, un cambiamento di livello, senza attendere la revisione annuale del modello e degli outlier.

Mese	Info fino 2008/01	Info fino 2008/02	Info fino 2008/03	Info fino 2008/04	Info fino 2008/05	Info fino 2008/06	Info fino 2008/07	Info fino 2008/08	Info fino 2008/09	Info fino 2007/12 C.S. ott. 2008
2006/01	8.5118	8.5058	8.5948	8.5785	8.4602	8.4347	8.6721	8.6323	8.6788	8.5375
2006/02	2.4749	2.4432	3.2066	2.9851	2.9341	2.9070	3.0375	2.9610	3.0115	2.1725
2006/03	-0.6351	0.6192	4.3874	4.5824	4.6402	4.6638	4.5202	4.5839	4.5386	-0.6267
2006/04	20.7720	20.8040	20.1700	21.7670	21.6100	21.5910	21.8570	21.8350	21.8770	21.6840
2006/05	24.4000	24.4200	24.6420	24.7320	25.8530	25.8240	26.0970	26.0600	26.1120	24.2770
2006/06	12.0570	12.0690	12.4350	12.3730	12.3260	12.6560	12.9270	12.8700	12.9250	12.1260
2006/07	11.1330	11.1270	12.2470	11.9190	11.8530	11.8300	9.5119	9.3734	9.4521	10.5380
2006/08	17.3300	17.3380	17.5950	17.5600	17.4060	17.3710	17.4600	18.3070	18.3840	17.8890
2006/09	11.5990	11.6020	11.9750	11.8910	11.7480	11.7120	11.9650	11.9630	11.2800	11.7040
2006/10	1.1875	1.1759	1.9050	1.6863	1.6122	1.5774	1.7267	1.6477	1.6557	1.0429
2006/11	16.8490	16.8390	17.5600	17.3710	17.2280	17.1840	17.4640	17.3740	17.4460	16.9280
2006/12	7.5652	7.5456	8.5936	8.2643	8.1620	8.1151	8.3573	8.2347	8.3140	7.1775
2007/01	5.4968	5.4753	6.1584	5.9229	5.7820	5.7338	6.0831	5.9609	6.0570	5.1382
2007/02	14.8870	14.8380	15.7380	15.5060	15.3520	15.3070	15.6270	15.5270	15.6090	14.7540
2007/03	15.3410	15.3760	7.3617	7.2886	7.0950	7.0607	7.4345	7.3847	7.4499	15.5840
2007/04	20.6350	20.6920	19.4940	22.3250	22.0530	22.0170	22.4820	22.4350	22.5110	22.1560
2007/05	-6.2431	6.2298	5.1980	5.3752	3.8023	3.8558	3.5741	3.7090	3.6141	-6.7905
2007/06	-0.2201	0.2098	0.8574	0.5618	0.5290	1.0403	1.4176	1.2759	1.3791	-0.3968
2007/07	4.0817	4.0806	5.5320	5.1212	4.9820	4.9517	1.1990	1.0338	1.1419	3.5756
2007/08	6.1512	6.1628	6.7582	6.6279	6.4036	6.3471	6.4505	7.7763	7.9012	6.8011
2007/09	4.4034	4.4048	5.2780	5.0404	4.8313	4.7699	5.1364	5.1163	4.0062	4.4570
2007/10	22.6600	22.6440	24.4600	23.9620	23.8050	23.7460	23.8550	23.7910	23.7020	22.3960
2007/11	5.5939	5.5824	6.5776	6.3047	6.0732	6.0074	6.4420	6.3176	6.4203	5.8209
2007/12	5.6580	5.6334	7.0759	6.6296	6.4227	6.3487	6.7811	6.6098	6.7325	5.2999
2008/01	3.4153	3.3895	4.8358	4.4012	4.1946	4.1259	4.5259	4.3768	4.4909	2.8778
2008/02		4.3430	5.3181	4.9405	4.6863	4.6135	5.1497	4.9881	5.1205	4.3131
2008/03			25.4820	25.6310	25.1860	25.1210	25.9490	25.8740	26.0010	40.5590
2008/04				1.3263	1.0856	1.0169	1.6385	1.4970	1.6307	0.5879
2008/05					0.3898	0.3190	0.8561	0.5965	0.7744	-4.2083
2008/06						3.2337	3.7221	3.4734	3.6562	1.1787
2008/07							15.7390	15.5540	15.7550	20.6310
2008/08								2.1255	2.2805	0.6375
2008/09									7.7055	8.4532

La tabella presenta i tassi di variazione a un mese espressi in ragione d'anno dei prestiti fino a un anno, depurati dalla componente stagionale. Le variazioni percentuali sono calcolate al netto dei cambiamenti dovuti a riclassificazioni, variazioni del cambio, aggiustamenti di valore e altre variazioni diverse da quelle originate da transazioni. Ogni colonna riporta i tassi di variazione ottenuti lavorando con diversi set informativi e applicando il metodo di revisione del *partial concurrent seasonal adjustment*. L'ultima colonna a destra presenta i tassi di variazione pubblicati nel Comunicato Stampa di ottobre 2008, applicando il metodo del *current seasonal adjustment*.

Tabella 3: Variazioni percentuali a un mese: prestiti totali fino a un anno

Riferimenti bibliografici

- [1] Battipaglia P., Focarelli D. (1996). “A Comparison of Indicators for Evaluating X-11-ARIMA Seasonal Adjustment”, *Journal of the Italian Statistical Society*, **2**, 179-202.
- [2] Bell J. P. (1984). “Signal Extraction for Nonstationary Time Series”, *Annals of Statistics*, **12**, 646-664.
- [3] Bell J. P., Hillmer S. C. (1984). “Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series”, *Journal of Business & Economic Statistics*, **2**, 291-320.
- [4] Box G. E. P., Jenkins J. M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 2nd Edition, Holden-Day, San Francisco.
- [5] Box G. E. P., Hillmer S. C., Tiao G. C. (1978). “Analysis and Modeling of Seasonal Time Series”, in *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, (ed.) A. Zellner, US Bureau of the Census, Washington DC.
- [6] Bruno G., Otranto E. (2006). “The Choice of Time Interval in Seasonal Adjustment: A Heuristic Approach”, *Statistical Papers*, **47**, 393-417.
- [7] Burman J. P. (1980). “Seasonal Adjustment by Signal Extraction”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, **143**, 321-337.
- [8] Chen C., Liu L. (1993). “Joint Estimation of Model Parameters and Outliers Effects in Time Series”, *Journal of the American Statistical Association*, **88**, 284-297.
- [9] Chow D., Thibodeau A., Wilson J. (2005). “Application of Concurrent Seasonal Adjustment to the Consumer Price Index”, Federal Committee on Statistical Methodology (FCSM) Conference Paper.
- [10] Cividini, A., Cottarelli C. (1989). “Procedura di Destagionalizzazione dei Depositi Bancari Mensili in Italia”, *Temi di Discussione n. 112*, Banca d’Italia.
- [11] Dagum E. B. (1980). “The X-11 ARIMA Seasonal Adjustment Method”, Statistics Canada, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Research Paper, Ottawa.
- [12] Dagum E. B. (1982). “The Effects of Asymmetric Filters on seasonal Factor Revisions”, *Journal of the American Statistical Association*, **77**, 732-738.
- [13] Dagum E. B. (1988). “The X11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method: Foundations and User’s Manual”, Time Series Research and Analysis Division, Statistics Canada, Ottawa.
- [14] Dagum E. B. (2002). *Analisi delle Serie Storiche. Modellistica, Previsione e Scomposizione*, Springer-Verlag Italia, Milano.
- [15] Darné O. (2004). “Les Méthodes et Logiciels de Désaisonnalisation des Séries Economiques: Une Revue de la Littérature”, *Journal de la Société Française de Statistique*, **145**, 79-102.
- [16] Dossé J. E., Planas C. (1996a). “Revisions in Seasonal Adjustment Methods: An Empirical Comparison”, *Working Group Document D3/SA/07*, EUROSTAT.
- [17] Dossé J. E., Planas C. (1996b). “Pre-adjustment in Seasonal Adjustment Methods: A Comparison of REGARIMA and TRAMO”, EUROSTAT.

- [18] European Central Bank (2000). *Seasonal Adjustment of Monetary Aggregates and HICP for the Euro Area*.
- [19] European Statistical System (2008). *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment*.
- [20] EUROSTAT (2002). "DEMETRA: Version 2.0". EUROSTAT, Luxembourg.
- [21] Findley D. F., Monsell B. C., Bell W. R., Otto M. C., Chen B. C. (1998). "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program", *Journal of Business & Economic Statistics*, **16**, 127-152.
- [22] Findley D. F., Martin D. E. K. (2003). "Frequency Domain Analyses of SEATS and X-11/12-ARIMA Seasonal Adjustment Filters for Short and Moderate-Length Time Series", Research Report Series, US Bureau of the Census, Washington DC.
- [23] Fischer B. (1995). "Decomposition of Time Series - Comparing Different Methods in Theory and Practice", EUROSTAT Working Paper, No 9/1998/A/8.
- [24] Gómez V., Maravall A. (1997). *Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User*. Banco de España.
- [25] Gómez V., Maravall A. (1998). *Guide for Using the Programs TRAMO and SEATS (Beta Version)*.
- [26] Gómez V., Maravall A. (2001). "Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series", in *A Course in Time Series Analysis*, (eds.) Tiao G. C., Tsay R. S., J. Wiley and Sons, New York, 201-246.
- [27] Hillmer S. C., Tiao G. C. (1982). "An ARIMA-Model Based Approach to Seasonal Adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, **77**, 63-70.
- [28] ISTAT (2000). "Seasonal Adjustment Procedures: Experiences and Perspectives. Proceedings of International Conference, 9-10 June 1998", ISTAT, Roma. *Annali di Statistica*, Serie X, vol. 20.
- [29] Kaiser R., Maravall A. (2005). "Combining Filter Design with Model-Based Filtering (with an Application to Business-Cycle Estimation)", *International Journal of Forecasting*, **21**, 691-710.
- [30] Maravall A. (1986). "Revisions in ARIMA Signal Extraction", *Journal of the American Statistical Association*, **81**, 736-740.
- [31] Maravall A. (1987). "On Minimum Mean Squared Error Estimation of the Noise in Unobserved Component Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, **5**, 115-120.
- [32] Maravall A. (1995). *Unobserved Components in Economic Time Series*, in Handbook of Applied Econometrics, (eds.) M. H. Pesaran, M. Wickens, Blackwell.
- [33] Maurin L. (2003). "Criteria to Determine the Optimal Revision Policy: A Case Study Based on Euro Zone Monetary Aggregates Data", in *Seasonal Adjustment*, European Central Bank, Frankfurt am Main, 67-84.
- [34] Pierce D. A. (1980). "Data Revisions in Moving Average Seasonal Adjustment Procedures", *Journal of Econometrics*, **14**, 95-114.
- [35] Pierce D. A., Grupe M. R., Cleveland W. P. (1984). "Seasonal Adjustment of the Weekly Monetary Aggregates: A Model-Based Approach", *Journal of Business & Economic Statistics*, **2**, 260-270.

- [36] Planas C. (1997). *Applied Time Series Analysis: Modelling, Forecasting, Unobserved Components Analysis and the Wiener-Kolmogorov Filter*, Statistical document, EUROSTAT.
- [37] Planas C. (1998). “Linear Signal Extraction with Intervention Techniques in Non-Linear Time Series”, *Journal of Forecasting*, **17**, 515-526.
- [38] Planas C., Depoutot R. (2002). “Controlling Revisions in ARIMA-Model-Based Seasonal Adjustment”, *Journal of Time Series Analysis*, **23**, 193-213.
- [39] Pollock D. S. G. (2002). “A Review of TSW: The Windows Version of the TRAMO-SEATS Program”, *Journal of Applied Econometrics*, **17**, 291-299.
- [40] Pollock D. S. G. (2005). “Econometric Methods of Signal Extraction”, Working Paper no. 530, Department of Economics, Queen Mary University of London.
- [41] Proietti T. (2006). “On the Model Based Interpretation of Filters and the Reliability of Trend-Cycle Estimates”, Research Paper number 84, CEIS - Centre for Economic and International Studies - Faculty of Economics, Università degli Studi di Roma Tor Vergata. Forthcoming, *Econometric Reviews*.
- [42] Proietti T. (2009). “Transformations and Seasonal Adjustment”, *Journal of Time Series Analysis*, **30**, 47-69.
- [43] Schwartz G. (1978). “Estimating the Dimension of a Model”, *Annals of Statistics*, **6**, 461-464.
- [44] Sutradhar B. C., Dagum E. B. (1998). “Bartlett-type Modified Test for Moving Seasonality with Applications”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series D: The Statistician*, **47**, 191-206.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI "QUESTIONI DI ECONOMIA E FINANZA" (*)

- N. 17 – *Prices of residential property in Italy: Constructing a new indicator*, by Salvatore Muzzicato, Roberto Sabbatini e Francesco Zollino (agosto 2008).
- N. 18 – *La riforma della regolamentazione dei servizi pubblici locali in Italia: linee generali e insegnamenti per il futuro*, di Magda Bianco e Paolo Sestito (settembre 2008).
- N. 19 – *I servizi pubblici locali tra mercato e regolazione*, di Daniele Sabbatini (settembre 2008).
- N. 20 – *Regolamentazione ed efficienza del trasporto pubblico locale: i divari regionali*, di Chiara Bentivogli, Roberto Cullino e Diana Marina Del Colle (settembre 2008).
- N. 21 – *La distribuzione di gas naturale in Italia: l'attuazione della riforma e i suoi effetti*, di Silvia Giacomelli (settembre 2008).
- N. 22 – *Il settore dei rifiuti urbani a 11 anni dal decreto Ronchi*, di Paolo Chiades e Roberto Torrini (settembre 2008).
- N. 23 – *Il servizio idrico in Italia: stato di attuazione della legge Galli ed efficienza delle gestioni*, di Michele Benvenuti e Elena Gennari (settembre 2008).
- N. 24 – *Il servizio di taxi e di noleggio con conducente dopo la riforma Bersani: un'indagine sulle principali città italiane*, di Chiara Bentivogli (settembre 2008).
- N. 25 – *Il project finance nei servizi pubblici locali: poca finanza e poco progetto?*, di Chiara Bentivogli, Eugenia Panicara e Alfredo Tidu (settembre 2008).
- N. 26 – *Le grandi imprese italiane dei servizi pubblici locali: vincoli, opportunità e strategie di crescita*, di Magda Bianco, Daniela Mele e Paolo Sestito (settembre 2008).
- N. 27 – *Domanda e offerta di servizi ospedalieri. Tendenze internazionali*, di Giovanni Iuzzolino (settembre 2008).
- N. 28 – *L'assistenza ospedaliera in Italia*, di Maurizio Lozzi (settembre 2008).
- N. 29 – *L'efficienza tecnica degli ospedali pubblici italiani*, di Alessandro Schiavone (settembre 2008).
- N. 30 – *Il difficile accesso ai servizi di istruzione per la prima infanzia in Italia: i fattori di offerta e di domanda*, di Francesco Zollino (settembre 2008).
- N. 31 – *Il debito pubblico italiano dall'Unità ad oggi. Una ricostruzione della serie storica*, di Maura Francese e Angelo Pace (ottobre 2008).
- N. 32 – *Il rischio dei mutui alle famiglie in Italia: evidenza da un milione di contratti*, di Emilia Bonaccorsi di Patti e Roberto Felici (ottobre 2008).
- N. 33 – *New policy challenges from financial integration and deepening in the emerging areas of Asia and Central and Eastern Europe*, di Valeria Rolli (ottobre 2008).
- N. 34 – *La banda larga in Italia*, di Emanuela Ciapanna e Daniele Sabbatini (ottobre 2008).
- N. 35 – *Emerging market spreads in the recent financial turmoil*, di Alessio Ciarlone, Paolo Piselli e Giorgio Trebeschi (novembre 2008).
- N. 36 – *Remote processing of firm microdata at the bank of Italy*, di Giuseppe Bruno, Leandro D'Aurizio e Raffaele Tartaglia-Polcini (dicembre 2008).
- N. 37 – *Stress testing credit risk: a survey of authorities' approaches*, di Antonella Foglia (dicembre 2008).
- N. 38 – *Assessing the vulnerability of emerging Asia to external demand shocks: the role of China*, di Daniela Marconi e Laura Painelli (febbraio 2009).
- N. 39 – *Il sistema portuale italiano: un'indagine sui fattori di competitività e di sviluppo*, di Enrico Beretta, Alessandra Dalle Vacche e Andrea Migliardi (febbraio 2009).
- N. 40 – *La giustizia civile in Italia: i divari territoriali*, di Amanda Carmignani e Silvia Giacomelli (febbraio 2009).
- N. 41 – *Private equity and venture capital in Italy*, di Chiara Bentivogli, Amanda Carmignani, Diana Marina Del Colle, Roberto Del Giudice, Massimo Gallo, Andrea Generale, Anna Gervasoni, Massimiliano Rigon, Paola Rossi, Enrico Sette e Bruna Szegö (febbraio 2009).

* Le copie dei "QEF" sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.