



ISTITUTO DI STUDI E ANALISI ECONOMICA

**La stagionalità delle inchieste ISAE
su imprese e consumatori: aspetti
metodologici ed evidenza empirica**

di

Luciana Crosilla

ISAE, Piazza dell'Indipendenza, 4, 00185 Roma

Working paper n. 68
Maggio 2006

La serie “Documenti di Lavoro” dell’Istituto di Studi e Analisi Economica ospita i risultati preliminari di ricerche predisposte all’interno dell’ISAE: La diffusione delle ricerche è autorizzata previo il parere favorevole di un anonimo esperto della materia che qui si ringrazia. Le opinioni espresse nei “Documenti di Lavoro” riflettono esclusivamente il pensiero degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Ente.

La serie è destinata agli esperti e agli operatori di politica economica, al fine di formulare proposte e suscitare suggerimenti o critiche.

The Series “*Documenti di Lavoro*” of the *Istituto di Studi e Analisi Economica* – Institute for Studies and Economic Analyses (ISAE) hosts the preliminary results of the research projects carried out within ISAE. The diffusion of the papers is subject to the favourable opinion of an anonymous referee, whom we would like to thank. The opinions expressed are merely the Authors’ own and in no way involve the ISAE responsibility.

The series is meant for experts and policy-makers with the aim of submitting proposals and raising suggestions and criticism.

Stampato presso la sede dell’Istituto

ISAE - Piazza dell’Indipendenza, 4 – 00185 Roma.

Tel. +39-064444821; www.isae.it

SINTESI

La finalità di questo lavoro è quella di illustrare e valutare i risultati dell'applicazione del metodo di destagionalizzazione TRAMO-SEATS sui dati delle inchieste congiunturali ISAE riguardanti le imprese manifatturiere e i consumatori. In particolare, lo studio inizialmente si sofferma sulla descrizione di alcune problematiche tipiche della destagionalizzazione delle serie qualitative, in relazione alle scelte operative da fare per l'utilizzo della procedura (effetto *trading day*, trasformazione logaritmica delle serie, scelta dell'intervallo temporale etc.) esplicitando le scelte effettuate per le serie in questione. Successivamente, si analizzano le caratteristiche della componente stagionale sulle serie esaminate; in particolare, si cerca di individuare stagionalità non stazionaria in ciascuna serie, utilizzando una procedura che consiste nella estensione di un test del tipo Dickey-Fuller alla verifica di radici unitarie alle frequenze stagionali. Poi, sulla base delle considerazioni svolte e delle analisi effettuate, si descrivono i modelli ottenuti applicando Tramo-Seats quale metodo di depurazione dei dati, evidenziando la flessibilità della metodologia nel cogliere le caratteristiche stocastiche della stagionalità delle serie.

Parole chiave: destagionalizzazione, modelli ARIMA, inchieste, Tramo-Seats

Classificazione JEL: C22, C42

SOMMARIO

Il lavoro si propone di illustrare i risultati dell'applicazione della destagionalizzazione dei dati su alcune serie delle inchieste ISAE riguardanti i consumatori e le imprese manifatturiere. A differenza di alcuni recenti contributi citati anche in bibliografia, questo lavoro non ha l'obiettivo di confrontare la validità di diversi metodi di destagionalizzazione sulle serie ISAE, ma si propone di illustrare e valutare direttamente i risultati dell'applicazione del metodo Tramo-Seats sui dati delle inchieste: la scelta di usare "a priori" tale metodo risponde all'esigenza di garantire la maggiore confrontabilità possibile tra le serie ISAE e i dati quantitativi prodotti dall'ISTAT. L'esposizione inizia con la descrizione di alcune problematiche tipiche della destagionalizzazione delle serie qualitative, per poi soffermarsi sull'analisi preliminare dei modelli da scegliere per applicare il metodo TS ai dati delle inchieste ISAE. Si analizza, quindi, la misura dell'impatto dei fattori stagionali sulla variabilità delle serie ISAE, per poi occuparsi di scegliere l'intervallo temporale più corretto per applicare le procedure di destagionalizzazione. Infine, si esaminano le caratteristiche stocastiche della componente stagionale delle serie e si conclude il lavoro descrivendo i risultati ottenuti applicando la metodologia prescelta sulla base delle considerazioni svolte in precedenza.

THE SEASONALITY OF ISAE BUSINESS AND CONSUMER SURVEYS: METHODOLOGICAL ASPECTS AND EMPIRICAL EVIDENCE

ABSTRACT

The aim of this work is to explain and assess the results of the application of the TRAMO-SEATS seasonal adjustment method on the data of the ISAE manufacturing and consumer surveys. In particular, the study begins by focusing on the description of some of the typical problems of the seasonal adjustment of qualitative series, in relation to the operational choices to be made when applying the procedure (the 'trading day effect', logarithmic transformation of the series, choice of a temporal interval etc.) making the choices explicit for the series of analysis. Subsequently, the characteristics of the seasonal component of the series will be analysed; special attention is given to the identification of the non-stationary seasonality of each series by using a procedure which consists in the extension of a test of the Dickey-Fuller kind to verify the unit roots at the seasonal frequencies. Later, on the basis of the considerations and of the analyses which have been previously made, the models which have been obtained applying Tramo-Seats will then be described highlighting the flexibility of the method in grasping the stochastic characteristics of the seasonality of the series.

Key Words: Seasonal Adjustment, ARIMA models, Survey, Tramo-Seats

JEL Classification: C22, C42

INDICE

1	INTRODUZIONE	Pag.	9
2	LA STAGIONALITÀ DELLE SERIE QUALITATIVE: ALCUNE CONSIDERAZIONI	“	11
3	LE SCELTE OPERATIVE NELLE PROCEDURE DI DESTAGIONALIZZAZIONE	“	13
4	LA VARIABILITÀ DOVUTA A FATTORI STAGIONALI NELLE SERIE ISAE	“	14
5	LE CARATTERISTICHE STOCASTICHE DELLA COMPONENTE STAGIONALE NELLE SERIE DELLE INCHIESTE ISAE	“	16
6	LA SCELTA DELL'INTERVALLO TEMPORALE	“	18
7	UN'APPLICAZIONE ALLE SERIE ISAE: LA METODOLOGIA TRAMO-SEATS	“	20
8	CONCLUSIONI	“	23
	Appendice	“	24
	BIBLIOGRAFIA	“	32

1 INTRODUZIONE¹

I dati qualitativi provenienti dalle inchieste congiunturali condotte dall'ISAE nell'ambito del Programma Armonizzato della Commissione Europea costituiscono oggi una delle più importanti fonti statistiche per l'analisi del ciclo economico in Italia; tali dati sono inoltre nel nostro paese parte del Sistema Statistico Nazionale (SISTAN), e come tali costituiscono una fonte statistica ufficiale nell'ambito dell'analisi economica di breve periodo. La crescente importanza acquisita dai dati delle inchieste richiede da parte degli Istituti che li producono uno sforzo sempre maggiore per migliorare la loro qualità; recentemente, tale problema è stato ripetutamente affrontato in letteratura, sia per i dati qualitativi sia per quelli quantitativi, pervenendo ad una definizione oramai largamente accettata del concetto di qualità in termini di affidabilità/accuratezza, tempestività, accessibilità/trasparenza, rilevanza e confrontabilità delle informazioni².

In questo contesto, muovendosi in particolare nella direzione di garantire una maggiore affidabilità, confrontabilità e trasparenza dei propri dati, l'ISAE ha recentemente rivisto l'impianto metodologico delle principali inchieste congiunturali sulle imprese, procedendo anche ad una valutazione accurata della rilevanza dell'inchiesta sui consumatori³. In particolare, tra gli aspetti inerenti all'affidabilità/accuratezza dei dati, crescente importanza rivestono le metodologie utilizzate per il trattamento delle informazioni elementari raccolte presso le unità statistiche di riferimento (consumatori o imprese) e, tra queste, i metodi di trattamento di eventuali effetti di natura stagionale. Da questo punto di vista, va ricordato peraltro che secondo la letteratura prevalente non è possibile definire una procedura ottima per rimuovere un'eventuale componente stagionale da una serie storica: ciascun metodo di destagionalizzazione può essere ottimale solo per una particolare struttura stagionale ma tale struttura non è generalmente nota quando si analizzano le serie osservate, generando un circolo logico vizioso, in cui "si applica un metodo che è ottimale solo per

¹ Si ringraziano per i commenti e gli utili suggerimenti C. Pappalardo e M. Malgarini; un particolare ringraziamento va a Luigi Giamboni per la collaborazione fornita per alcune elaborazioni effettuate con il *software* STATA. Errori ed omissioni sono comunque di responsabilità dell'autrice.

² Per una definizione di qualità applicata ai dati dei principali operatori economici, si veda Mazzi, Musex, Savio (2005); per quanto riguarda più specificamente le inchieste congiunturali, cfr OCSE (2003).

³ Cfr. Cesaroni, Malgarini, Rocchetti (2005), Leproux (2003), Malgarini, Margani, Martelli (2005), Martelli, Rocchetti (2004) per un'analisi metodologica delle principali inchieste ISAE sul settore manifatturiero, dei servizi e del commercio; Malgarini, Margani (2005) e Leproux, Malgarini (2006) per una valutazione della rilevanza dell'inchiesta ISAE sui consumatori.

una particolare stagionalità, ma questa stagionalità sarà nota solo applicando un metodo specifico”⁴. Una recente commissione scientifica (ISTAT, 2000) ha peraltro suggerito la scelta di TRAMO-SEATS (d’ora in avanti, TS) come metodo ufficiale di depurazione dei dati prodotti in Italia dall’ISTAT, in linea con quanto deciso da diversi istituti europei. Le serie europee delle inchieste congiunturali sono invece destagionalizzate dalla Commissione Europea con un metodo diverso, Dainties (Franses e altri, 2005)⁵.

A differenza dei recenti contributi appena citati, in questo lavoro non ci si propone di confrontare la validità di diversi metodi di destagionalizzazione sulle serie ISAE, ma di illustrare e valutare direttamente i risultati dell’applicazione del metodo TS sui dati delle inchieste: la scelta di usare “a priori” tale metodo risponde all’esigenza di garantire la maggiore confrontabilità possibile tra le serie ISAE e i dati quantitativi prodotti dall’ISTAT. L’obiettivo della presentazione delle metodologie abitualmente utilizzate per destagionalizzare le serie delle inchieste è quello di migliorare la qualità dei dati, nel senso di aumentare la loro trasparenza e, per tale via, l’accessibilità dei risultati per gli studiosi, gli specialisti ed in generale per tutti gli interessati (giornalisti, famiglie, etc.). Nel seguito, inizialmente (par. 2) si descrivono alcune problematiche tipiche della destagionalizzazione delle serie qualitative, per poi soffermarsi (par. 3) sull’analisi preliminare dei modelli da scegliere per applicare il metodo TS ai dati delle inchieste ISAE. Il par. 4 fornisce quindi una misura dell’impatto dei fattori stagionali sulla variabilità delle serie ISAE, mentre il par. 5 si occupa della scelta dell’intervallo temporale più corretto per applicare le procedure di destagionalizzazione. Le caratteristiche stocastiche della componente stagionale delle serie ISAE sono quindi analizzate nel par. 6, mentre il par. 7 conclude il lavoro descrivendo i risultati ottenuti applicando la metodologia prescelta sulla base delle considerazioni svolte in precedenza.

⁴ Piccolo, D. (1990).

⁵ Franses e altri (2005) concludono che Dainties e Tramo-Seats offrono prestazioni sostanzialmente equivalenti sui dati delle inchieste; Dainties si farebbe preferire quando il Processo Generatore dei dati è di tipo stazionario, come sembra essere il caso per le survey europee (cfr. anche oltre in questo stesso lavoro). Inoltre, occorre considerare che Dainties è completamente automatizzato, non implica revisione dei dati, ed è dunque indicato per la destagionalizzazione di una larga quantità di dati, come è il caso del database destagionalizzato mensilmente dalla Commissione, relativo ai 25 paesi della UE.

2 LA STAGIONALITÀ DELLE SERIE QUALITATIVE: ALCUNE CONSIDERAZIONI

Tipicamente, nelle serie di tipo quantitativo gli effetti stagionali possono essere determinati dallo stesso Processo Generatore dei Dati (PDG), ossia dal naturale processo di formazione delle decisioni economiche⁶: si pensi alla serie della produzione industriale, che in Italia presenta una tipica stagionalità negativa nel mese d'agosto in coincidenza con la chiusura di molti impianti, o alle serie delle vendite, che risentono di picchi anomali in corrispondenza delle festività (Natale). Tali caratteristiche possono riscontrarsi anche nelle serie di tipo qualitativo, determinando un pattern ciclico identificabile, che segue le oscillazioni di breve periodo delle corrispondenti serie quantitative. La stagionalità di variabili qualitative però, può anche possedere caratteristiche proprie, in quanto influenzata, da un lato, dal particolare PGD di questo tipo di dati – e quindi dal questionario su cui si basa la rilevazione – e, dall'altro dalle metodologie utilizzate per trarne informazioni aggregate e “quantificate”. Per quanto riguarda il PGD, va ricordato che nel caso delle imprese il questionario prevede espressamente che le risposte siano fornite dagli intervistati al netto dei fattori di natura stagionale; anche se, come vedremo più avanti, la stagionalità mostra comunque un'influenza significativa sulla variabilità delle serie, è possibile che una parte rilevante di essa sia rimossa “a priori”, a causa del modo in cui la domanda è formulata nel questionario. Inoltre, le risposte alle inchieste congiunturali sono in genere quantificate attraverso la tecnica del saldo, che consiste nella differenza algebrica tra la frequenza delle risposte ‘favorevoli’ e ‘sfavorevoli’⁷. Tale tecnica di quantificazione è stata assai dibattuta in letteratura, soprattutto con riferimento alla riduzione d'informazione che produrrebbe nell'ambito delle inchieste; inoltre, essa può produrre effetti stagionali di tipo spurio e aprire problemi rilevanti circa la migliore metodologia da utilizzare per rimuovere la stagionalità. In particolare, occorre valutare in primo luogo se la stagionalità delle serie dei saldi è di tipo diretto, ossia identificata direttamente sul saldo delle risposte, o indiretta, se misurata sulle singole modalità di risposta. In altri termini, il pattern stagionale della serie ottenuta come saldo destagionalizzato in modo “diretto” potrebbe risultare distorto rispetto a quanto ottenibile in modo “indiretto”, ovvero come differenza

⁶ Pappalardo, C. (1998).

⁷ In genere, le inchieste qualitative si basano su domande a risposta multipla, e prevedono, 3 e cinque modalità di risposta nel caso, rispettivamente, delle inchieste sulle imprese e sui consumatori. Per un'analisi della tecnica del saldo e delle possibili alternative ad essa, si vedano ad esempio D'Elia (1991), Draicchio, A. (1998).

tra modalità destagionalizzate. Recenti sperimentazioni effettuate al riguardo per le inchieste qualitative delle imprese manifatturiere e dei consumatori⁸, tuttavia, non evidenziano significative differenze tra approccio diretto ed indiretto, permettendo di concludere che l'informazione perduta in seguito all'aggregazione è, nella maggior parte dei casi, trascurabile. Questo è probabilmente dovuto al fatto che i pattern stagionali delle risposte date dagli intervistati sono molto simili e, pertanto, la procedura di quantificazione del dato non dovrebbe essere causa di stagionalità spuria; nel seguito, le procedure di destagionalizzazione vengono dunque applicate sui saldi delle risposte.

Un altro fattore di difficoltà nell'individuazione della componente stagionale per dati qualitativi riguarda la procedura di aggregazione utilizzata nell'analisi dei dati elementari. Più in particolare, per quanto riguarda le imprese manifatturiere, la nuova procedura d'elaborazione dell'ISAE⁹ prevede che il saldo $S_{a,j}$, per la domanda a relativo all'impresa j , sia aggregato a livello di strato usando come pesi il numero degli addetti dell'impresa j ; nei successivi stadi, il risultato è progressivamente aggregato per calcolare il valore del dato a livello nazionale, usando come peso il valore aggiunto dello strato di riferimento. Questa metodologia potrebbe indurre delle distorsioni sul ciclo stagionale qualora il numero degli addetti presentasse una variabilità stagionale¹⁰. Nel caso dell'ISAE, peraltro, tale considerazione non è valida per l'indagine presso i consumatori, dove il sistema d'elaborazione non prevede per il momento l'utilizzo di pesi specifici per le aggregazioni. Infine, occorre considerare che eventuali cambiamenti nella procedura di rilevazione dei dati, nella struttura del questionario o nelle modalità di costruzione dei dati quantitativi possono generare nella serie "break" di tipo strutturale, che potrebbero determinare un'errata stima delle componenti stagionali, senza che ciò sia evidenziato dagli usuali test diagnostici. L'analista ha dunque la necessità di individuare una serie omogenea sulla quale procedere all'individuazione del modello stagionale. Tali aspetti saranno affrontati in dettaglio nel par. 6.

⁸ Mazzi, G.L., Savio, G. (2005).

⁹ Malgarini, M., Margani, P., Martelli, B., (2005).

¹⁰ Pappalardo, C. (1998).

3 LE SCELTE OPERATIVE NELLE PROCEDURE DI DESTAGIONALIZZAZIONE

Recentemente, diversi autori hanno valutato la bontà dei diversi metodi di destagionalizzazione esistenti, sia guardando alle serie quantitative (ISTAT, 2000) sia più specificatamente a quelle qualitative provenienti dalle inchieste congiunturali (Mazzi, Savio, 2005; Franses e altri, 2005). Come detto, in questo lavoro si sceglie invece a priori di utilizzare TS, da un lato in quanto esso viene pressoché universalmente ritenuto uno dei migliori metodi per estrarre la componente stagionale da qualsiasi tipo di serie storica, e dall'altro per esigenze di confrontabilità rispetto alle principali serie quantitative elaborate dall'ISTAT (Contabilità Nazionale, produzione industriale). Prima di procedere con un'analisi dettagliata delle caratteristiche della stagionalità delle serie ISAE e quindi alla rimozione della componente stagionale, è tuttavia necessario prendere alcune decisioni operative preliminari, che riguardano principalmente l'opportunità di correggere le serie qualitative per gli effetti di calendario e la scelta del modello da usare come base di riferimento per la stima della componente stagionale.

Com'è noto, i comportamenti stagionali possono assumere andamenti non necessariamente regolari nel tempo: questo fatto è dovuto, per esempio, agli effetti del diverso numero di giorni di calendario e d'altri eventi non osservabili. In particolare, gli effetti legati al diverso numero di giorni di calendario e alla presenza di festività sono noti come *"trading day effects"* e, da un punto di vista operativo, è opportuno valutare la necessità di apportare tale correzione alle serie, onde evitare di avere degli andamenti spuri delle stime. Per quanto riguarda le serie ISAE, però, naturali considerazioni logiche legate a serie di natura qualitativa e alla struttura del PGD fanno ritenere superfluo nella maggior parte dei casi l'uso di questo tipo di correzioni: le irregolarità delle serie in questione, infatti, sono originate solo indirettamente dalle decisioni di produzione e consumo degli agenti economici, risentendo piuttosto del processo di formazione delle aspettative e delle preferenze degli agenti. Tali considerazioni hanno trovato conferma nell'applicazione di TS: le correzioni che tengono conto del diverso numero di giorni di calendario e d'altri eventi non osservabili non sono significative per le serie relative all'inchiesta sui consumatori; per quanto riguarda l'indagine sulle imprese manifatturiere, l'unica serie per la quale si è ritenuto opportuno apportare tali modifiche è la variazione

della produzione, più direttamente collegata alla variabile quantitativa di riferimento (ossia alla produzione industriale)¹¹.

Un'altra considerazione operativa riguarda la scelta del modello di riferimento per l'applicazione del metodo TS. In primo luogo, va ricordato che, per quanto riguarda il modello di scomposizione delle serie storiche tra le classiche componenti di trend, ciclo, stagionalità e componente irregolare, nel caso di TS non è necessario effettuare a priori la scelta tra un modello di tipo additivo ed uno moltiplicativo. Occorre invece decidere preliminarmente se effettuare la trasformazione logaritmica dei dati grezzi, al fine di rendere, eventualmente, le osservazioni stazionarie in varianza. Per quanto riguarda le serie ISAE non si rileva la necessità di sottoporre a trasformazione le serie che risultano, anche secondo i test preliminari condotti con TS, stazionarie in varianza.

4 LA VARIABILITÀ DOVUTA A FATTORI STAGIONALI NELLE SERIE ISAE

Prima di procedere alla stima vera e propria della componente stagionale delle serie ISAE, è opportuno analizzare più nel dettaglio l'effettiva rilevanza di tale componente. A tale scopo, nel seguito si è applicata la metodologia presentata da Miron (1994) e poi ripresa in Franses (1996), che consiste nel regredire la differenza prima della variabile indipendente rispetto ad un sistema di *dummy* stagionali del tipo¹²:

$$\Delta_1 Y_t = \delta_1 D_{1,t} + \delta_2 D_{2,t} + \delta_3 D_{3,t} + \dots + \delta_{12} D_{12,t} + u_t \quad (3)$$

dove Y_t rappresenta la variabile endogena al tempo t , $D_{i,t}$ (per $i=1 \dots 12$) sono le *dummy* stagionali che assumono, nell'anno t , valore 1 rispettivamente per $i=1$ in corrispondenza del mese di gennaio e zero per gli altri mesi, per $i=2$ in corrispondenza del mese di febbraio e zero per gli altri mesi e così per gli altri mesi dell'anno t , mentre $\delta_1, \delta_2 \dots \delta_{12}$ sono i parametri stimati associati a ciascuna *dummy* stagionale, indicanti la quota della variabilità mensile della

¹¹ I risultati di tali test sono disponibili presso l'autore.

¹² L'ipotesi di base adottata in questo metodo è la stazionarietà degli errori della regressione dovuta all'applicazione della differenza prima Δ_{1t} .

serie dovuta a fenomeni stagionali; il peso che riveste la stagionalità nel determinare la variabilità complessiva della serie è quindi valutata tramite l'analisi dell' R^2 della stima della (3).

Nella tabella 1 in appendice sono evidenziati i risultati ottenuti sull'insieme delle variabili esaminate. Gli intervalli esaminati sono stati ottenuti analizzando i valori di R^2 ottenuti dalle stime ricorsive di tipo *rolling regression* dell'equazione (3)¹³; cambiamenti significativi dei valori di R^2 potrebbero essere attribuiti ad eventuali modifiche del pattern stagionale delle singole serie (cfr. anche oltre nel par. 6). Analizzando più in dettaglio le stime ottenute su tutto il periodo campionario, si evidenzia che le serie delle imprese manifatturiere sono quelle in cui i fattori stagionali hanno maggiore peso nel determinare la variabilità complessiva della singola serie e sembrano non variare eccessivamente nel tempo. In particolare, la serie relativa alla variazione della produzione (VP) e al livello della produzione (LP) presentano valori rispettivamente pari al 90% e al 74% della variabilità complessiva spiegata, seguite dalla tendenza della produzione (TP) e degli ordini (TOR) pari rispettivamente al 59% e al 57%. La tendenza dell'economia (TE) è la serie per la quale il peso della stagionalità risulta minore (pari al 13% calcolato su tutto l'intervallo analizzato). Come si può notare dagli intervalli individuati, per quasi tutte le variabili i significativi cambiamenti di R^2 (e quindi i possibili cambiamenti nel pattern stagionale) si collocano alla fine degli anni novanta mentre per la variazione della produzione (VP) e la tendenza della produzione (TP) non sono stati evidenziati particolari cambiamenti.

L'analoga applicazione sulle serie dei consumatori produce risultati diversi: in questo caso si riduce drasticamente il peso dei fattori stagionali sulla variabilità delle serie, con il peso della stagionalità che varia da un minimo dello 0,8% per la serie dei giudizi sulla convenienza attuale al risparmio (CONRIS) ad un massimo del 25% per la serie dei giudizi sulla situazione economica del paese (PRSITIT). In questo caso, dunque, l'influenza della stagionalità risulta minima: non sorprende questo risultato se si pensa che le risposte delle famiglie sono in genere interpretate come influenzate da fattori di varia origine e natura (psicologici e sociali oltre che strettamente economici), non strettamente collegati al ciclo produttivo o ad effetti di calendario. L'analisi evidenzia

¹³ Pappalardo (1998) - E' una stima ricorsiva dell'equazione di regressione del tipo (1). In pratica, inizialmente si sceglie l'ampiezza dell'intervallo temporale sul quale effettuare la prima regressione (in questo caso è stato valutato un periodo di tre anni partendo dalla prima osservazione del periodo analizzato) e si procede nella stima dell'equazione togliendo un'osservazione all'inizio del periodo considerato e aggiungendone una nuova alla fine dell'intervallo temporale in modo che il periodo complessivo sottoposto alla regressione sia sempre uguale a tre anni. L'iterazione termina quando si arriva all'ultima osservazione della serie analizzata.

comunque una stagionalità con variazioni significative nel tempo: per quasi tutte le serie un cambiamento significativo di R^2 si registra nella metà degli anni novanta, periodo in cui si è verificata una revisione strutturale dell'inchiesta, coincidente con una fase negativa anche della serie quantitativa dei consumi.

I risultati ottenuti confermano l'esistenza di un significativo pattern stagionale per le serie delle inchieste sulle imprese manifatturiere; la stagionalità è invece molto più debole nel caso della *survey* sui consumatori. Inoltre, l'analisi dei dati mostra che in diversi casi la componente stagionale può aver subito cambiamenti anche significativi nel corso del tempo; prima di procedere con la procedura di destagionalizzazione vera e propria, è dunque necessario analizzare più nel dettaglio l'intervallo temporale su cui si vuole effettuare la destagionalizzazione, al fine di non correre il rischio di indurre stagionalità spuria trattando in modo uguale (ossia con lo stesso modello) periodi caratterizzati da diversi pattern stagionali.

5 LE CARATTERISTICHE STOCASTICHE DELLA COMPONENTE STAGIONALE NELLE SERIE DELLE INCHIESTE ISAE

Dopo aver analizzato il peso dei fattori stagionali sulla variabilità complessiva delle singole serie, si procede nell'analisi definendo le caratteristiche stocastiche della componente stagionale con riferimento al modello ARIMA. In particolare, si cerca di individuare radici unitarie alle frequenze stagionali per ciascuna serie considerata: l'applicazione di una doppia differenziazione (sequenziale e stagionale) equivale a rendere stazionaria una serie in cui siano presenti 13 radici unitarie nel polinomio autoregressivo del modello ARMA, di cui 11 corrispondenti alle frequenze stagionali¹⁴. Per verificare l'effettiva correttezza dell'applicazione del doppio filtro di differenziazione (ovvero, per verificare se la stagionalità delle serie in esame sia di natura stazionaria o meno) si procede ad individuare la presenza

¹⁴ L'applicazione della differenza dodicesima Δ_{12} , presuppone la presenza di 12 radici sul circolo unitario ovvero:

$$1-B_{12} = (1-B)^*(1+B)^*(1-iB)^*(1+iB)^*[1+(\sqrt{3+i})B/2]^* [1+(\sqrt{3-i})B/2]^* [1-(\sqrt{3+i})B/2]^* [1-(\sqrt{3-i})B/2]^* [1+(i\sqrt{3+1})B/2]^* [1-(i\sqrt{3-1})B/2]^*[1-(i\sqrt{3+1})B/2]^*[1+(i\sqrt{3-1})B/2].$$

Tutti i termini, eccetto (1-B), corrispondono alle 11 radici unitarie stagionali. Le frequenze associate a queste radici sono Π , $\pm \Pi/2$, $\pm 2\Pi/3$, $\pm \Pi/3$, $\pm 5\Pi/6$, $\pm \Pi/6$. Cfr. anche Franses (1991, 1996).

del set di dodici radici unitarie attraverso il test di stagionalità non stazionaria introdotto in Franses (1991).

La procedura consiste nello stimare con il metodo dei minimi quadrati i parametri Π_i della seguente equazione:

$$\Phi^*(B)y_{8,t} = \Pi_1 y_{1,t-1} + \Pi_2 y_{2,t-1} + \Pi_3 y_{3,t-1} + \Pi_4 y_{3,t-2} + \Pi_5 y_{4,t-1} + \Pi_6 y_{4,t-2} + \Pi_7 y_{5,t-1} + \Pi_8 y_{5,t-2} + \Pi_9 y_{6,t-1} + \Pi_{10} y_{6,t-2} + \Pi_{11} y_{7,t-1} + \Pi_{12} y_{7,t-2} + \mu_t + \xi_t \quad (2)$$

dove $\Phi^*(B)$ è il polinomio nell'operatore ritardo applicato per rendere la serie originaria y_t stazionaria e le variabili y_i ($i=1,2,\dots,8$) sono ottenute come in Franses (1991)¹⁵; μ_t è un carattere privo di componente tendenziale, costituito dalla costante e da un sistema di *dummies* deterministiche da cui dipende la distribuzione asintotica del test e la verifica della significatività dei parametri stimati. Le stime di Π_i permettono di verificare la presenza di radici stagionali unitarie: quando le Π_i sono uguali a zero allora esistono le corrispondenti radici stagionali unitarie. Dunque, sulla base delle precedenti considerazioni, il test applicato alle serie in questione, ha come obiettivo di verificare l'ipotesi nulla $\Pi_i=0$ (stagionalità non stazionaria) per $i=1,\dots,12$, contro l'ipotesi alternativa $\Pi_i \neq 0$ (stagionalità stazionaria) per $i=1,\dots,12$.

Il test è stato applicato per mezzo della procedura sviluppata da Beaulieu e Miron (1992)¹⁶ (d'ora in poi tale procedura sarà denominata MHEGY). La principale caratteristica di questa procedura è la possibilità di testare congiuntamente l'esistenza di radici unitarie alla frequenza zero (frequenza non stagionale) e a tutte le frequenze stagionali in una serie mensile, utilizzando i t-tests e F-tests i cui valori critici sono stati tabulati dagli autori con il metodo di simulazione Monte Carlo. Il test consiste principalmente nello stimare, con il metodo dei minimi quadrati, i parametri dell'equazione ausiliaria (2), dopo aver reso stazionaria la serie y_t attraverso un operatore ritardo sufficiente a rendere i residui della regressione incorrelati. La prova di ipotesi, è condotta sotto un t-test per le frequenze 0 e Π , e sotto un F-test per le altre frequenze.

I risultati ottenuti dall'applicazione della procedura MHEGY sono riportate nelle tabelle 4 e 5 in appendice. Per quanto riguarda le imprese manifatturiere, per tutte le serie si evidenzia la presenza di una radice unitaria alla frequenza zero (serie non stazionarie alla frequenza zero) e per sei serie (clima di fiducia,

¹⁵ $y_{1,t}=(1+B)(1+B^2)(1+B^4+B^8)y_t$; $y_{2,t}=-(1-B)(1+B^2)(1+B^4+B^8)y_t$; $y_{3,t}=-(1-B^2)(1+B^4+B^8)y_t$; $y_{4,t}=-(1-B^4)(1-\sqrt{3}B+B^2)(1+B^2+B^4)y_t$; $y_{5,t}=-(1-B^4)(1-\sqrt{3}B+B^2)(1+B^2+B^4)y_t$; $y_{6,t}=-(1-B^4)(1-B^2+B^4)(1-B+B^2)y_t$; $y_{7,t}=-(1-B^4)(1-B^2+B^4)(1+B+B^2)y_t$; $y_{8,t}=(1-B^{12})y_t$

¹⁶ Beaulieu, J.J., Miron J.(1992).

livello produzione, scorte, tendenza produzione, tendenza prezzi, tendenza economia) si osserva la presenza di una radice unitaria alla frequenza stagionale π ; invece è rifiutata la presenza di radici stagionali unitarie, secondo l'*F-test* esaminato, alle frequenze $\pi/6$, $\pi/3$, $\pi/2$, $2\pi/3$ e $5\pi/6$ per tutte le serie. Quindi, possiamo escludere la presenza di un insieme completo di radici unitarie alle frequenze stagionali e pertanto, essendo le serie connotate da una stagionalità di tipo stazionario, l'operatore differenza stagionale (Δ_{12}) sembrerebbe non corretto.

Per quanto riguarda i consumatori, per 4 serie (giudizi situazione economica del paese, previsioni occupazione, convenienza attuale al risparmio, convenienza acquisto beni durevoli) si rifiuta la presenza di radice unitaria alla frequenza zero (serie non stazionarie alla frequenza zero) e per 5 serie (le stesse serie che risultano stazionarie alla frequenza 0 più la serie "possibilità future di risparmiare") si rigetta l'ipotesi della presenza di radice unitaria alla frequenza stagionale π ; per le altre frequenze, si rifiuta l'ipotesi della presenza di radici unitarie con le seguenti percentuali: $\pi/6$ nel 70% dei casi, a $\pi/3$ nell'80% dei casi, $\pi/2$ nel 90%, a $2\pi/3$ nell'80% e a $5\pi/6$ nell'80% dei casi. Pertanto, anche in questo caso, ci troviamo a considerare serie in cui la presenza di tutte e dodici le radici unitarie è rifiutata: la stagionalità potrebbe avere le caratteristiche della stazionarietà. Quindi, avendo rilevato che non esiste un insieme completo di radici unitarie alle frequenze stagionali (ovvero che la stagionalità assume comportamenti differenti alle varie frequenze stagionali e, pertanto, applicando la doppia differenziazione si rischierebbe di inficiare le stime ad alcune frequenze stagionali) in sede di identificazione del modello di destagionalizzazione, sarà opportuno non applicare la differenziazione nel polinomio stagionale (ovvero la differenza dodicesima).

6 LA SCELTA DELL'INTERVALLO TEMPORALE

La scelta del periodo temporale su cui effettuare la destagionalizzazione deve tener conto del fatto che una serie di dati poco omogenea può portare ad errate specificazioni del modello e all'identificazione di un numero elevato di outliers, producendo instabilità nella serie destagionalizzata. D'altra parte, esiste la necessità di utilizzare un adeguato numero di osservazioni per consentire una più efficiente stima della componente stagionale. La non omogeneità dei dati, da un punto di vista strettamente statistico, può essere

causata da eventuali cambiamenti di base e concatenamenti (se si tratta di numeri indici), o da cambiamenti nella rilevazione e/o nella ricostruzione dei dati, o da anomalie simili; alternativamente, le discontinuità possono essere associate a “cambiamenti di regime” di carattere socio-economico, associati cioè al manifestarsi di ben identificati eventi che possono influenzare i comportamenti (ad esempio, una modifica del regime di cambio, o un drastico cambiamento di *stance* delle politiche fiscali o monetarie). Tali problemi si manifestano in break strutturali e varianza non costante nel tempo (eteroschedasticità), cioè nella presenza di strutture non lineari della serie.

La non omogeneità può essere segnalata da *test sui residui al quadrato* significativi che persistono anche con interventi ad hoc dell'utente; inoltre nella ricerca di un adattamento forzato della serie al modello lineare, il programma potrebbe riuscire a superare i problemi di diagnostica, con l'individuazione però di un gran numero di outlier. Se si riscontrano problemi di questo tipo e se la serie è sufficientemente lunga, è possibile escludere una prima parte ritenuta non omogenea rispetto al resto della serie. Tuttavia, per poter escludere una parte della serie è necessario avere un riscontro, inizialmente grafico, che metta in evidenza la “frattura” esistente. Tale primo riscontro grafico, potrà essere seguito da indagini oggettive che permettono di individuare il punto di *break* della serie.

Per quanto riguarda le serie ISAE relative al settore manifatturiero, da una prima analisi grafica non è stato evidenziato alcuna disomogeneità. Occorre notare, come è già stato detto, che i dati provenienti da questa inchiesta sono stati rielaborati nel corso del 2004 sulla base di nuove procedure di calcolo (rinnovo della classificazione settoriale, nuovo sistema di pesi per l'aggregazione) e, conseguentemente, per evitare *break* strutturali, si è proceduto anche alla ricostruzione delle serie dal 1991 ad oggi. Non avendo riscontrato particolari fratture strutturali nelle nuove serie, si è ritenuto opportuno, inizialmente, sottoporre alla procedura di destagionalizzazione tutto il periodo ricostruito (gennaio 1991-dicembre 2004). Tuttavia, l'analisi delle stime dei coefficienti della *rolling regression*¹⁷ (Tab. 2) conferma i risultati già ottenuti in termini di modifiche dei valori dell' R^2 riportati nel par. 4, (cfr. Tab.1); tali risultati consentono di individuare degli intervalli temporali in cui si ritiene presente un segnale, seppur debole, di cambiamento del comportamento stagionale: in particolare, si individua un break strutturale nelle serie alla fine del 1997¹⁸. La procedura TS, come sarà illustrato in seguito, è stata quindi

¹⁷ Cfr. cap.4.

¹⁸ In questo caso, il cambiamento individuato potrebbe essere causato da un analogo cambiamento nei pesi utilizzati per l'aggregazione dei dati

applicata anche nei sottoperiodi campionari individuati (1998-2004). Per quanto riguarda le serie relative all'indagine sui consumatori, l'analisi delle stime dei coefficienti delle *rolling regression* (Tab. 3) evidenziano cambiamenti nei valori dei coefficienti tra le stime effettuate per il periodo 1982-1994 e quelle per l'intervallo 1995-2004: in effetti, in questo caso, l'ispezione grafica mostra una discontinuità nell'andamento delle serie dell'inchiesta negli anni 1993-1994, che potrebbe essere messa in relazione da un lato con gli shock economici e politici che colpiscono l'economia italiana in quel periodo (fuoriuscita della lira dagli accordi di cambio, aggiustamento della finanza pubblica, crisi politica) e dall'altro con alcune modifiche strutturali apportate alle metodologie di indagine¹⁹. Considerato che il periodo campionario influenza i risultati della destagionalizzazione, nell'applicazione della metodologia sono state effettuate le sperimentazioni sia su tutto il periodo analizzato sia sui sotto periodi qui individuati.

7 UN'APPLICAZIONE ALLE SERIE ISAE: LA METODOLOGIA TRAMO-SEATS

Tenendo conto delle considerazioni presentate nei precedenti paragrafi, si è provato ad identificare dei modelli di destagionalizzazione per le serie delle inchieste ISAE su imprese manifatturiere e consumatori, utilizzando il metodo TS (TS) con il software DEMETRA²⁰. Inizialmente, tutto il periodo campionario considerato è stato sottoposto alla procedura di destagionalizzazione e, successivamente, sulla base delle considerazioni svolte nel par. 6, per le imprese manifatturiere la procedura è stata applicata con riferimento al periodo 1998-2004, per i consumatori al periodo 1995-2004.

Più in dettaglio, la sperimentazione condotta sulle serie delle imprese manifatturiere attraverso il metodo TS permette di formulare alcune considerazioni. Innanzitutto, poiché in una prima fase si procede all'identificazione dei modelli, per tutto il periodo campionario considerato, tramite il modulo automatico senza alcuna modifica alle opzioni previste dal *software*, si evidenzia che il metodo individua facilmente modelli con la doppia differenziazione (ovvero anche con la differenza dodicesima) per tutte le serie

¹⁹ Martelli, B.M. (1998).

²⁰ Gomez, V., Maravall, A., (2000).

considerate e non individua alcun modello *airline* (in genere, la frequente individuazione di modelli di questi tipo potrebbe essere letta come una difficoltà del metodo nell'individuare un modello di destagionalizzazione)²¹. Inoltre, per nessuna serie è stata applicata la trasformazione logaritmica e solo per quella relativa ai giudizi sulla variazione della produzione, risultano significativi i regressori per i giorni lavorativi. Successivamente, imponendo il modello con le caratteristiche richieste dalla sperimentazione (eliminazione delle correzioni per effetti di tipo *trading-day* e della differenza stagionale - per la trasformazione logaritmica non c'è stata necessità di alcuna modifica poiché la procedura automatica non ha mai rilevato la necessità di tale trasformazione-) si individuano, tra tutti i possibili modelli imposti dall'utente, quelli con una diagnostica ritenuta accettabile. Si evidenzia il fatto che non applicare la differenza dodicesima implica una maggiore difficoltà, da parte del metodo, di individuare dei modelli con una buona diagnostica. Successivamente è stato ridotto l'intervallo campionario in base alle indicazioni fornite dalle stime delle dummy stagionali nella *rolling regression* e si constata che la diagnostica migliora decisamente. I risultati di questa seconda sperimentazione sono illustrati nella Tab. 4 in appendice. Come si può notare, per tutte le serie, esclusa quella riguardante i giudizi sul livello della produzione, sono stati individuati modelli non stazionari rispetto alla componente di trend, confermando così il risultato del test di radice unitaria (Tab. 4). I modelli individuati per le serie relative al livello degli ordini, della produzione e della tendenza ordini presentano comunque il test di Ljung-Box sui residui con valori significativi al 5%. Come risulta dall'applicazione di TS, l'unica serie che non presenta stagionalità è quella relativa alla tendenza dell'economia.

Passando ad analizzare le serie dell'inchiesta sui consumatori, l'applicazione del modulo automatico (senza modifiche ai parametri di *default*) su tutto il periodo campionario, identifica un modello per ogni serie analizzata: in questo caso il modello *airline* è stato individuato solo per due serie. La successiva identificazione dei modelli modificando le note opzioni (no effetto *trading-day*, no trasformazione logaritmica) e imponendo il modello (senza la differenza dodicesima) evidenziano, per tutte le serie, la tendenza di fondo non stazionaria in contrasto con i risultati del test di radice unitaria. Tuttavia, per due serie (giudizi e previsioni sulla situazione economica del paese) la diagnostica non risulta buona. Successivamente, riducendo il periodo campionario in base alle valutazioni effettuate sulle stime dei coefficienti della *rolling regression*, si osserva la maggior facilità, in termini di diagnostica, con cui il metodo identifica i

²¹ Il modello *airline* è il modello stagionale ARIMA (011)(011), che costituisce il modello di default di Tramo-Seats. Quando la procedura automatica non converge, Tramo sceglie un modello di tipo *airline*.

modelli senza la differenza dodicesima. Anche in questo caso, per quattro serie (giudizi situazione economica paese, previsioni disoccupazione, giudizi convenienza risparmio e intenzione di acquisto beni durevoli) si segnala la tendenza di fondo non stazionaria in contrasto con i risultati del test di radice unitaria. Infine, le serie dei saldi relativi ai giudizi sul bilancio finanziario attuale, alle possibilità future di risparmio, alla convenienza attuale al risparmio e ai giudizi sulla convenienza all'acquisto di beni durevoli sono state identificate come "non stagionali" da TS. Queste serie, inoltre, presentano una percentuale di stima della variabilità complessiva dovuta a fattori stagionali molto bassa (cfr. tabella1), risultato che si potrebbe ritenere concorde con l'evidenza ottenuta con TS.

8 CONCLUSIONI

Dall'analisi effettuata, emerge la presenza di stagionalità sia nelle serie relative all'inchiesta sulle imprese manifatturiere sia in quelle relative all'inchiesta sui consumi; la rilevanza della componente stagionale è maggiore nel caso dell'inchiesta sul settore manifatturiero. Per quanto riguarda l'inchiesta sui consumatori, una componente stagionale particolarmente rilevante si evidenzia nelle serie relative ai saldi su giudizi e previsioni relative al quadro economico generale e quelle sul quadro economico personale dove si può ipotizzare qualche collegamento con l'andamento del ciclo economico.

Per quanto riguarda la natura della stagionalità presente nelle serie ISAE, possiamo concludere che ci troviamo in presenza di una stagionalità di tipo stazionario (ovvero con segnali debolmente persistenti nel tempo); quindi, l'esclusione della differenza dodicesima in sede di identificazione del modello di destagionalizzazione sembrerebbe l'applicazione più corretta.

Infine, dall'applicazione della metodologia TS, si evidenzia la flessibilità del metodo nel cogliere le caratteristiche stocastiche della stagionalità delle serie; infatti, imponendo il modello con le note scelte operative che si adattano alle serie in questione, sono stati individuati facilmente modelli di destagionalizzazione con componente stagionale stazionaria. Tuttavia, occorre osservare che nella fase di identificazione del modello, risulta significativo l'intervallo temporale sul quale si opera. Dalla sperimentazione, infatti, si nota come l'esclusione dei periodi in cui sono presenti valori anomali comporta una maggiore facilità di individuazione del modello. Tale risultato è maggiormente evidente nelle serie dei consumatori dove l'esclusione del periodo 1982-1994 agevola notevolmente l'individuazione dei modelli. Ovviamente, i modelli proposti in questa sede sono frutto di una sperimentazione e, in quanto tali, necessitano di ulteriori approfondimenti e di essere consolidati con analisi e studi successivi anche con riferimento alla loro stabilità nel tempo.

APPENDICE:

Tab.1 STIMA DELLA VARIABILITÀ DOVUTA A FATTORI STAGIONALI

IMPRESE			CONSUMATORI		
variabili*	periodo	R ²	variabili*	periodo	R ²
LO	1991-2004	0,50	ICF	1982-2004	0,20
	1991-1997	0,48		1982-1994	0,16
	1998-2004	0,63		1995-2004	0,24
LOI	1991-2004	0,50	SITECIT	1982-2004	0,25
	1991-1997	0,44		1982-1994	0,15
	1998-2004	0,66		1995-2004	0,21
LOE	1991-2004	0,38	PRSITIT	1982-2004	0,20
	1991-1997	0,44		1982-1994	0,23
	1998-2004	0,41		1995-2004	0,36
LP	1991-2004	0,74	PRDISOCC	1982-2004	0,18
	1991-1997	0,73		1982-1994	0,19
	1998-2004	0,78		1995-2004	0,26
SC	1991-2004	0,23	SITECFA	1982-2004	0,12
	1991-1997	0,31		1982-1994	0,11
	1998-2004	0,34		1995-2004	0,26
VP	1991-2004	0,90	PRSITFA	1982-2004	0,23
	1991-1997	0,57		1982-1994	0,17
	1998-2004	0,62		1995-2004	0,20
TOR	1991-2004	0,57	BILFAM	1982-2004	0,11
	1991-1997	0,64		1982-1994	0,09
	1998-2004	0,62		1995-2004	0,18
TP	1991-2004	0,59	POSRIS	1982-2004	0,19
	1991-1997	0,38		1982-1994	0,11
	1998-2004	0,35		1995-2004	0,09
TPZ	1991-2004	0,38	CONRIS	1982-2004	0,08
	1991-1997	0,52		1982-1994	0,05
	1998-2004	0,35		1995-2004	0,13
TECO	1991-2004	0,13	BENDUR	1982-2004	0,17
	1991-1997	0,23		1982-1994	0,08
	1998-2004	0,20		1995-2004	0,16

LEGENDA - Variabili inchiesta imprese **MANIFATTURIERE** - LO: giudizi livello ordini; LOI: giudizi livello ordini interni; LOE: giudizi livello ordini esteri; LP: livello produzione; SC: livello scorte; VP: variazione produzione; TOR: tendenza ordini; TP: tendenza produzione; TPZ: tendenza prezzi; TECO: tendenza economia. Variabili inchiesta **CONSUMATORI** - ICF: clima di fiducia; SITECIT: giudizi situazione economica del paese; PRSITIT: previsioni situazione economica del paese; PRDISOCC: previsioni disoccupazione; SITECFA: giudizi situazione economica della famiglia; PRSITFA: previsioni situazione economica della famiglia; BILFAM: giudizi bilancio familiare; POSRIS: previsioni possibilità risparmio; CONRIS: giudizi convenienza attuale risparmio; BENDUR: giudizi convenienza acquisto beni durevoli

**Tab. 2 IMPRESE MANIFATTURIERE - STIME DEI COEFFICIENTI DELLA
ROLLING REGRESSION**

variabili*	periodo	B ₁	B ₂	B ₃	B ₄	B ₅	B ₆	B ₇	B ₈	B ₉	B ₁₀	B ₁₁	B ₁₂
LO	'91-2004	-1.97	3.98	2.37	-2.15	1.94	0.44	2.62	-10.25	6.4	-0.2	-1.01	-1.73
	'91-1997	-2.58	2.89	1.9	0.12	0.94	-0.99	4.26	-8.65	5.2	1.97	-2.71	-0.06
	'98-2004	-1.45	5.05	2.83	-4.42	2.93	1.87	0.96	-11.84	7.6	-1.56	0.69	-3.21
LOI	'91-2004	-2.41	3.83	2.13	-2.49	2.24	-0.03	2.17	-9.54	6.59	0.09	-1.36	-0.36
	'91-1997	-2.11	2.44	2.14	-0.33	1.5	-1.89	3.23	-7.32	4.62	1.96	-2.33	0.01
	'98-2004	-2.67	5.22	2.11	-4.65	2.97	1.82	1.09	-11.75	8.56	-1.76	-0.38	-0.55
LOE	'91-2004	0.19	3.16	1.73	-1.55	1.59	-1.64	3.47	-7.75	4.38	0.006	-0.42	-2.22
	'91-1997	0.18	2.13	1.34	0.07	0.79	-3.15	5.11	-8.02	5.66	1.23	-1.11	-1.43
	'98-2004	0.21	4.2	2.12	-3.18	2.39	-0.13	1.82	-7.49	3.11	-1.22	0.26	-3.06
LP	'91-2004	-1.03	3.8	3.12	-2.14	3.1	1.07	2.29	-15.42	11.21	-1.2	0.47	-3.9
	'91-1997	-0.67	2.99	3.4	-1.27	2.56	0.06	2.99	-13.3	9.89	-0.3	-1.49	-3.81
	'98-2004	-1.33	4.61	2.84	-3.02	3.63	2.08	1.59	-17.55	12.53	-2.1	0.55	-3.41
SC	'91-2004	1.36	-0.1	0.07	0.92	0.55	0.82	-2.62	-1.71	1.07	0.45	0.67	-1.55
	'91-1997	1.35	-0.29	0.04	1.48	0.82	0.96	-3.75	0.02	-0.3	-0.68	0.93	-1.47
	'98-2004	1.37	0.08	0.1	0.36	0.28	0.68	-1.49	-3.45	2.44	1.59	0.4	-1.22
VP	'91-2004	15.21	2.37	5.74	-9.73	8.01	-1.8	0.29	-28.62	39.57	-14.29	-4.68	-11.87
TOR	1991-2004	9.44	3.02	-1.01	-2.63	-4.55	-5.87	-0.43	7.82	-4.87	-6.95	0.27	7.13
	1991-1997	8.98	4.5	-0.78	-1.09	-5.79	-5.83	1.15	3.72	-1.98	-5.83	0.89	6.38
	1998-2004	9.83	1.55	-1.23	-4.18	-3.31	-5.91	-2.03	11.91	-7.76	-8.06	-0.34	7.55
TP	'91-2004	8.08	1.72	-1.85	-0.76	-5.43	-6.63	-0.21	8.41	-5.1	-4.86	-0.8	8.34
TPZ	'91-2004	-2.97	-2.21	-0.25	-1.38	-1.8	-1.13	0.18	1.02	0.01	-0.72	4.68	3.71
	'91-1997	-4.61	-3.79	0.19	-1.64	-3	-1.3	0.12	0.41	0.67	0.6	5.25	4.87
	'98-2004	-1.56	-0.62	-0.71	-1.11	-0.61	-0.97	0.25	1.63	-0.64	-2.04	4.11	2.58
TECO	'91-2004	3.1	-0.24	1	3.97	0.47	-1.07	-3.23	-0.45	-5.83	0.72	0.96	2.25
	'91-1997	5.57	1.25	3.02	7.38	-1.78	-2.3	-4.4	-0.89	-3.61	4.21	-1.12	0.65
	'98-2004	0.99	-1.74	-1.01	0.55	2.74	0.14	-2.07	-0.02	-8.05	-2.77	3.05	2.88

* Per la legenda delle variabili cfr. Tab.1.

Tab. 3 CONSUMATORI - STIME DEI COEFFICIENTI DELLA ROLLING REGRESSION

variabili*	periodo	B ₁	B ₂	B ₃	B ₄	B ₅	B ₆	B ₇	B ₈	B ₉	B ₁₀	B ₁₁	B ₁₂
ICF	1982-2004	2.4	-1.08	-0.18	0.88	1.39	0.33	0.02	-0.36	-1.3	-2.41	0.31	-0.09
	1982-1994	2.11	-0.96	0.96	0.73	1.24	-0.03	-0.23	-0.56	-0.6	-3.34	1.46	-0.03
	1995-2004	2.75	-1.24	-1.67	1.08	1.6	0.82	0.35	-0.1	-2.21	-1.21	-1.17	-0.17
SITECIT	1982-2004	8.18	-3.34	-1.34	2.43	4	2.08	-1.21	-0.08	-2.13	-5.86	-1	-1.21
	1982-1994	7.58	-2.15	1.61	2.38	2.76	0.3	-2	-0.76	0.07	-10.3	3.3	0.3
	1995-2004	8.9	-4.9	-5.2	2.5	5.6	4.4	-0.2	0.8	-5	-0.1	-6.6	-3.2
PRSITIT	1982-2004	12.54	-4.65	-0.3	4.26	4.3	1.3	-1.91	-3.6	-6.04	-8	3.34	0.21
	1982-1994	11	-4	4.07	4.84	1.46	0.53	-3.15	-4	-4.23	-8.69	6	0.3
	1995-2004	14.4	-5.5	-6	3.5	8	2.3	-0.3	-3.1	-8.4	-7.1	-0.1	0.1
PRDISOCC	1982-2004	-7.5	4.18	-2.26	-5.08	-4.52	-1.34	1.34	1.56	4.26	3.52	1.65	1.47
	1982-1994	-5	2.92	-3.69	-4.53	-4.76	-1.15	2.07	2.84	2.53	4.38	-0.69	0.53
	1995-2004	-10.5	5.8	-0.4	-5.8	-4.2	-1.6	0.4	-0.1	6.5	2.4	4.7	2.7
SITECFA	1982-2004	1.81	-0.95	-1.04	0.21	1.08	0	-0.26	0.39	0.34	-3.3	-0.56	0.73
	1982-1994	1.5	-0.23	0.3	0.15	0.38	-1.23	0.23	0.15	0.38	-4	0.92	0.15
	1995-2004	2.2	-1.9	-2.8	0.3	2	1.6	-0.9	0.7	0.3	-2.4	-2.5	1.5
PRSITFA	1982-2004	3.13	0.56	-2.3	1.78	0.82	0.13	-0.17	-0.65	-147	-3.47	1.26	0.39
	1982-1994	3.41	0.84	-1.69	2	0.07	-0.61	-0.61	-1	-0.69	-4.92	3.15	0.15
	1995-2004	2.8	0.2	-3.1	1.5	1.8	1.1	0.4	-0.2	-2.5	-1.6	-1.2	0.7
BILFAM	1982-2004	0.54	-1.86	0.39	-0.08	0.21	0.69	0.08	0.73	-0.26	-2.21	-0.65	1.21
	1982-1994	1	-2.15	0.38	0.15	0.46	0.84	0.23	0.15	0.07	-2.69	0.76	-0.23
	1995-2004	0	-1.5	0.4	-0.4	-0.1	0.5	-0.1	1.5	-0.7	-1.6	-2.5	3.1
POSRIS	1982-2004	3.54	-4.82	-0.86	-0.52	1.13	2.39	1	0.78	-1.78	-4.3	0.69	1.43
	1982-1994	5.66	-5.07	0.3	-0.3	2	0.92	1.84	-0.3	-0.84	-5.84	1.38	-0.07
	1995-2004	1	-4.5	-2.4	-0.8	0	4.3	-0.1	2.2	-3	-2.3	-0.2	3.4
CONRIS	1982-2004	0.18	2	1.3	0.65	1.52	-1	-0.08	-3.3	1.65	-2.04	4.52	-1.78
	1982-1994	1.83	0.84	2.92	0.69	0.92	-0.61	-1.61	1.61	0.46	-5.07	5.53	-0.23
	1995-2004	-1.8	3.5	-0.8	0.6	2.3	-1.5	1.9	-9.7	3.2	1.9	3.2	-3.8
BENDUR	1982-2004	-2.45	1.47	-0.69	-0.86	2.69	-2.17	4.18	2	-5.04	-2.34	-1.39	-0.69
	1982-1994	-6.16	0.92	2.3	-3.69	5.07	-2	3.69	-1.23	-1.53	-2.61	-0.61	0
	1995-2004	2	2.2	-4.6	2.8	-0.4	-2.4	4.8	6.2	-9.6	-2	-2.4	-1.6

* Per la legenda delle variabili cfr. Tab.1.

Tab. 4 IMPRESE MANIFATTURIERE - RISULTATI DEL TEST DI STAGIONALITA' STAZIONARIA

FREQUENZE	LO (lag=0)	LOI (lag=5)	LOE (lag=4)	LP (lag=0)	SC (lag=0)	VP (lag=0)	TOR (lag=0)	TP (lag=0)	TPZ (lag=0)	TECO (lag=2)
0	-6.34	-4.79	-6.28	-6.13	-4.9	-5.8	-5.09	-5.55	-5.56	-4.56
$\pi/6$	16.85**	13.49**	15.32**	15.41**	22.71**	15.90**	19.40**	24.11**	11.71**	9.53**
$\pi/3$	24.73**	8.14*	18.64**	20.27**	13.93**	8.03*	15.35**	15.57**	14.39**	11.44**
$\pi/2$	9.91**	9.58**	9.91**	11.61**	11.89**	7.81*	16.81**	13.68**	14.50**	11.45**
$2\pi/3$	10.32**	6.63*	7.07*	13.00**	7.27**	11.29**	11.94**	9.52**	13.12**	8.98**
$5\pi/6$	10.07**	5.42*	9.03**	10.67**	10.87**	7.76*	10.91**	8.83**	18.47**	17.23**
π	-2.96**	-3.11**	-2.82**	-3.48	-3.44	-1.81**	-3.18**	-3.51	-4.23	-3.93

Per la legenda delle variabili cfr. Tab.1 – Periodo osservato: gen.1991-dic.2004.

t-tests per le frequenze 0 e π , F-tests per le altre frequenze.

* Significative al 5%

** Significative all' 1%

Tab. 5 CONSUMATORI - RISULTATI DEL TEST DI STAGIONALITA' STAZIONARIA

FREQUENZE	ICF (lag=0)	SITECIT (lag=7)	PRISITIT (lag=0)	PRDISOCC (lag=15)	SITECFA (lag=0)	PRISITFA (lag=0)	BILFAM (lag=0)	POSIRIS (lag=4)	CONRIS (lag=12)	BENDUR (lag=8)
0	-6	-1.34**	-5.37	-3.30**	-5.96	-5.24	-5.51	-3.89	-1.87**	0.56**
$\pi/6$	32.51**	4.43	26.98**	7.76*	26.08**	24.73**	33.04**	19.71**	1.89	2.55
$\pi/3$	35.99**	12.08**	30.97**	13.60**	32.24**	41.48**	23.85**	17.69**	2.78	2.73
$\pi/2$	23.45**	14.54**	23.43**	2.99	24.89**	29.07**	33.29**	15.19**	7.05**	7.29**
$2\pi/3$	15.38**	3.17	22.98**	9.35**	22.50**	24.26**	21.37**	10.96**	9.97**	0.19
$5\pi/6$	16.06**	5.32**	27.61**	11.41**	11.89**	14.17**	17.25**	8.98**	1.69	1.41
π	-4.4	-1.36**	-4.25	-3.03**	-4.63	-4	-4.83	-1.84**	0**	-2.46**

Per la legenda delle variabili cfr. Tab.1 – Periodo osservato: gen.1991-dic.2004.

t-tests per le frequenze 0 e π , F-tests per le altre frequenze.

* Significative al 5%.

** Significative all' 1%.

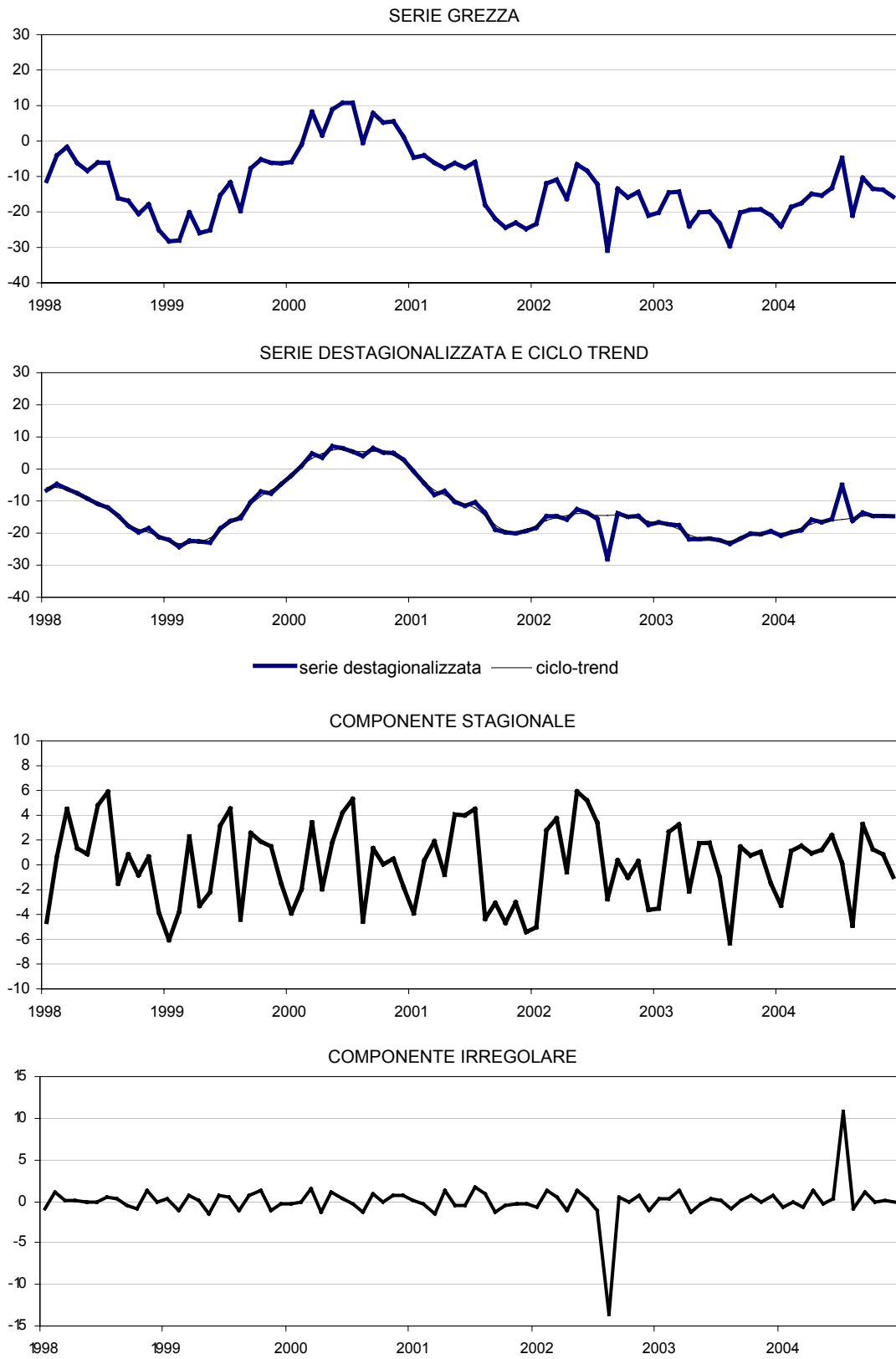
Tab. 6 IMPRESE MANIFATTURIERE E CONSUMATORI - RISULTATI DELLA SPERIMENTAZIONE CONDOTTA CON TRAMO-SEATS

IMPRESE (periodo osservato gen 98 – dic 04)				CONSUMATORI (periodo osservato gen 95 – dic 04)			
Serie	modello	LB sui residui	BP sui residui	Serie	modello	LB sui residui	BP sui residui
LO	(112)(100)	34,80*	2,27	ICF	(110)(101)	16,23	0,10
LOI	(112)(100)	30,94	0,36	<i>SITECIT</i>	(110)(001)	17,09	3,71
LOE	(112)(100)	25,91	3,33	PRSITIT	(011)(001)	24,01	5,47
LP	(100)(100)	38,03*	0,42	PRDISOCC	(110)(001)	25,12	2,48
SC	(101)(101)	35,37	4,53	SITECFA	(110)(001)	21,87	1,33
VP	(012)(100)	17,74	1,14	PRSITFA	(110)(001)	27,84	0,86
TOR	(010)(100)	40,71*	2,35	BILFAM	(011)(000)	22,24	0,53
TP	(111)(100)	35,77*	4,03	POSRIIS	(011)(000)	21,86	1,32
TPZ	(111)(100)	21,24	0	CONRIS	(012)(000)	20,17	1,03
TECO	(011)(000)	19,67	2,12	BENDUR	(011)(000)	25,00	5,68

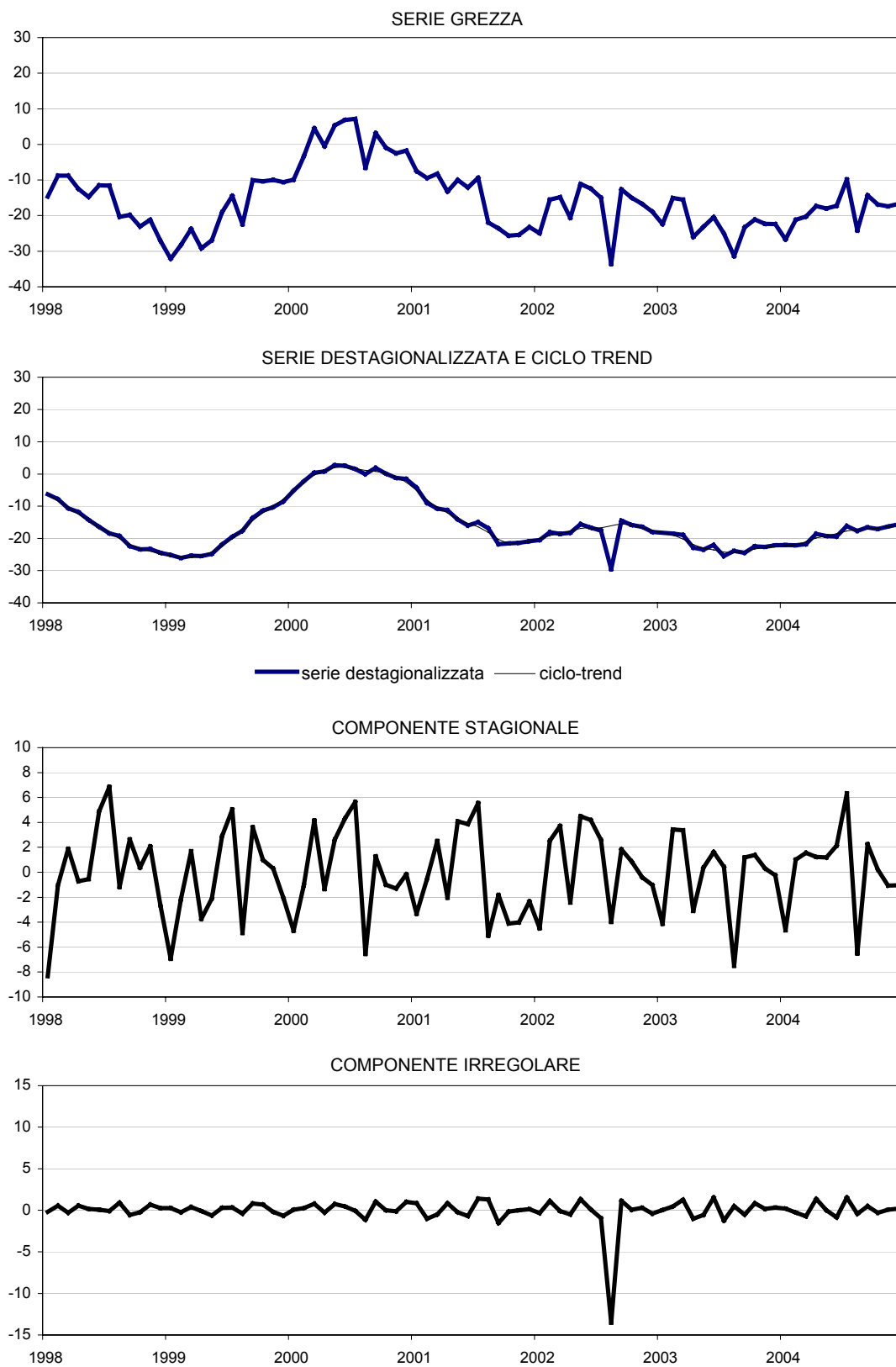
Per la legenda delle variabili cfr. Tab.1.

* Significative al 5%.

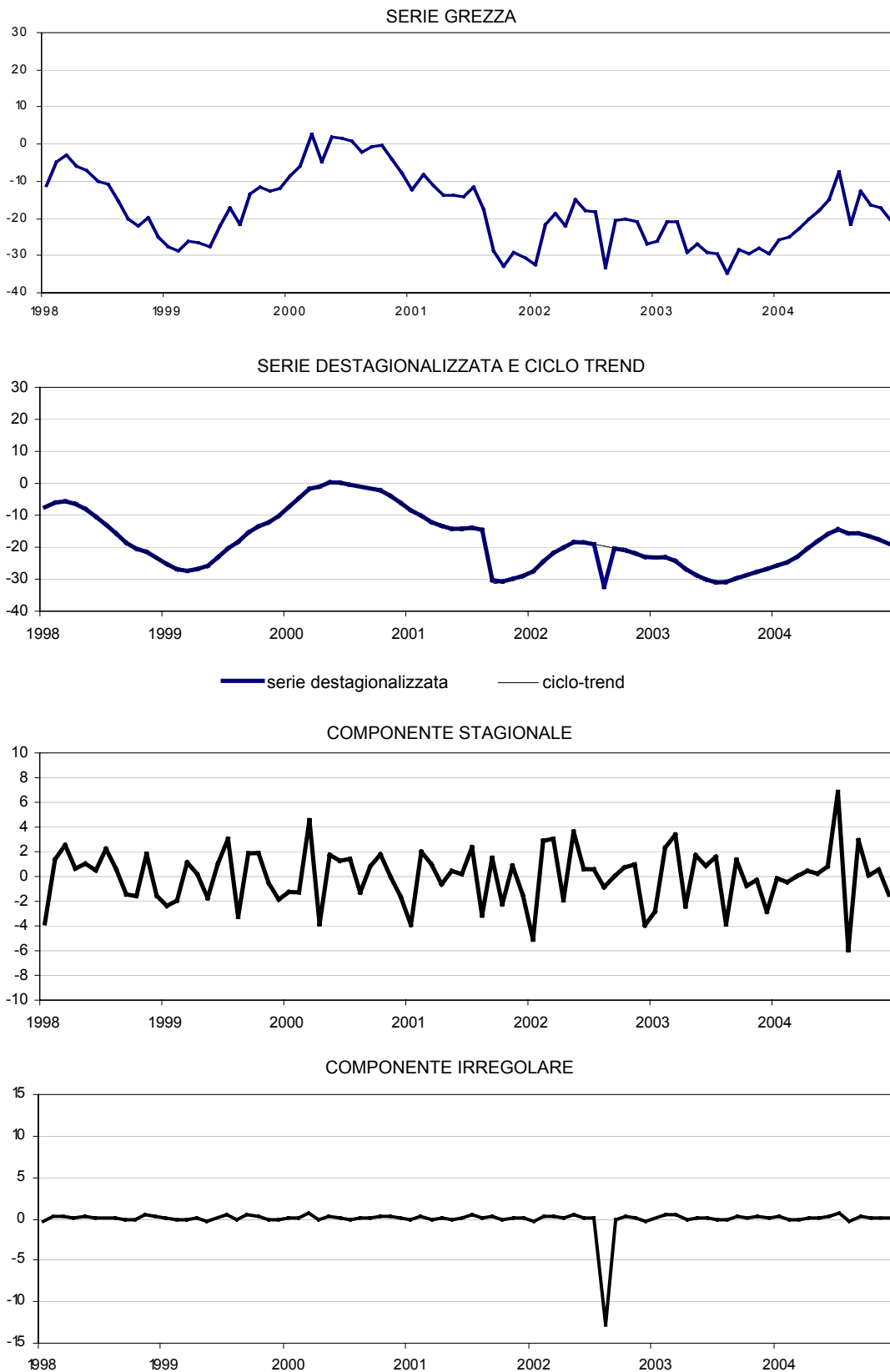
Graf. 1 - IMPRESE MANIFATTURIERE - LIVELLO ORDINI



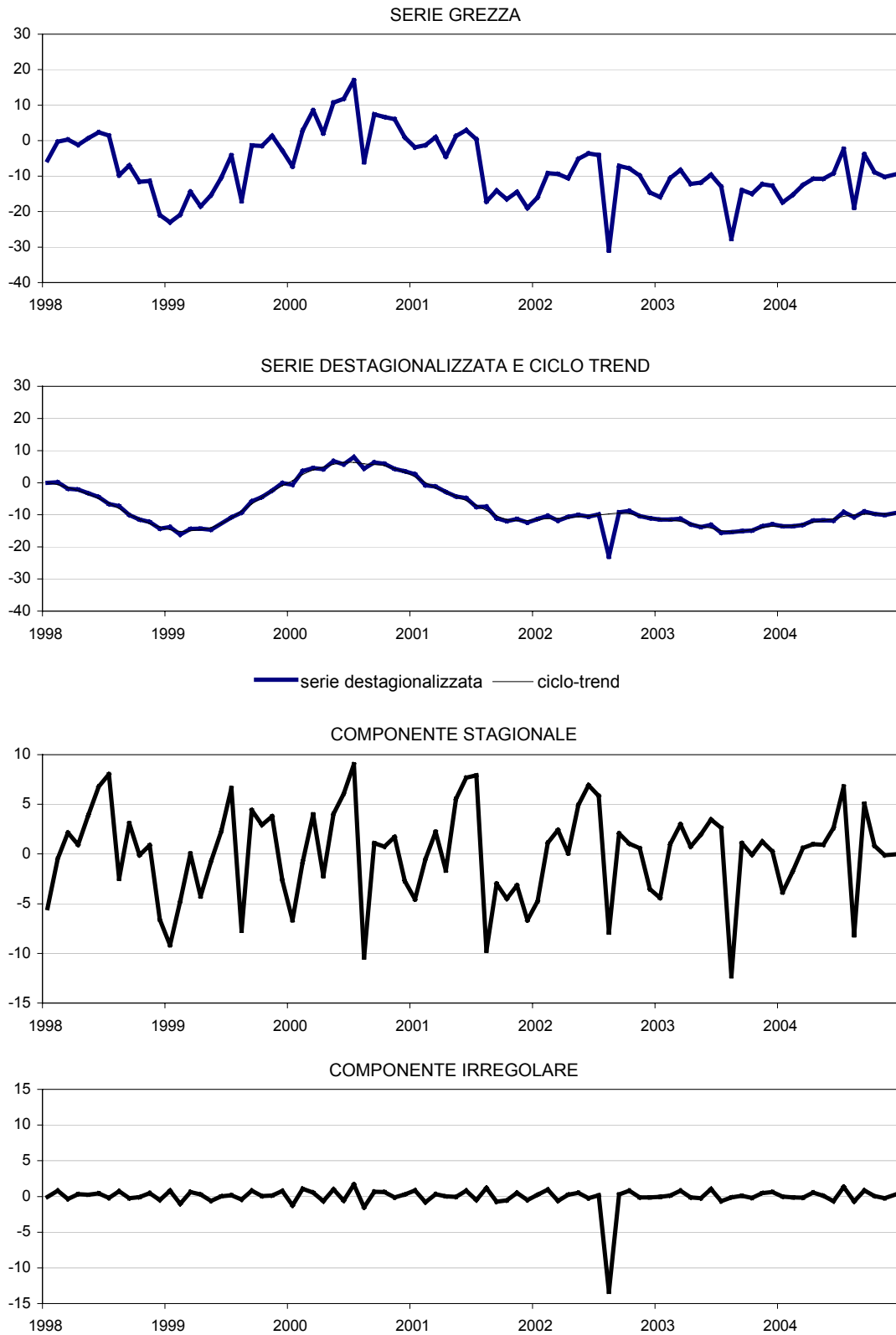
Graf. 2 - IMPRESE MANIFATTURIERE - LIVELLO ORDINI



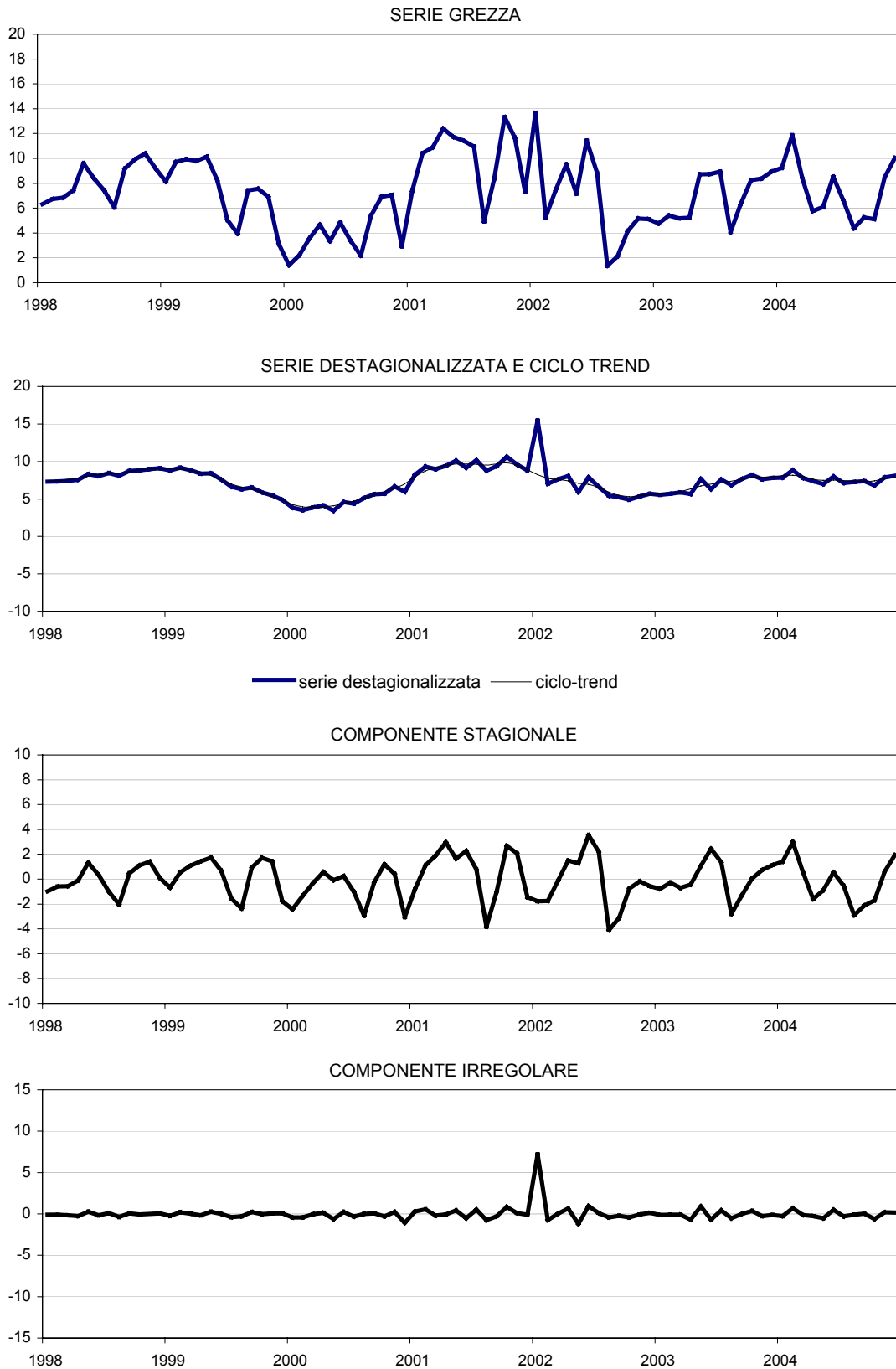
Graf. 3 - IMPRESE MANIFATTURIERE - LIVELLO ORDINI ESTERI



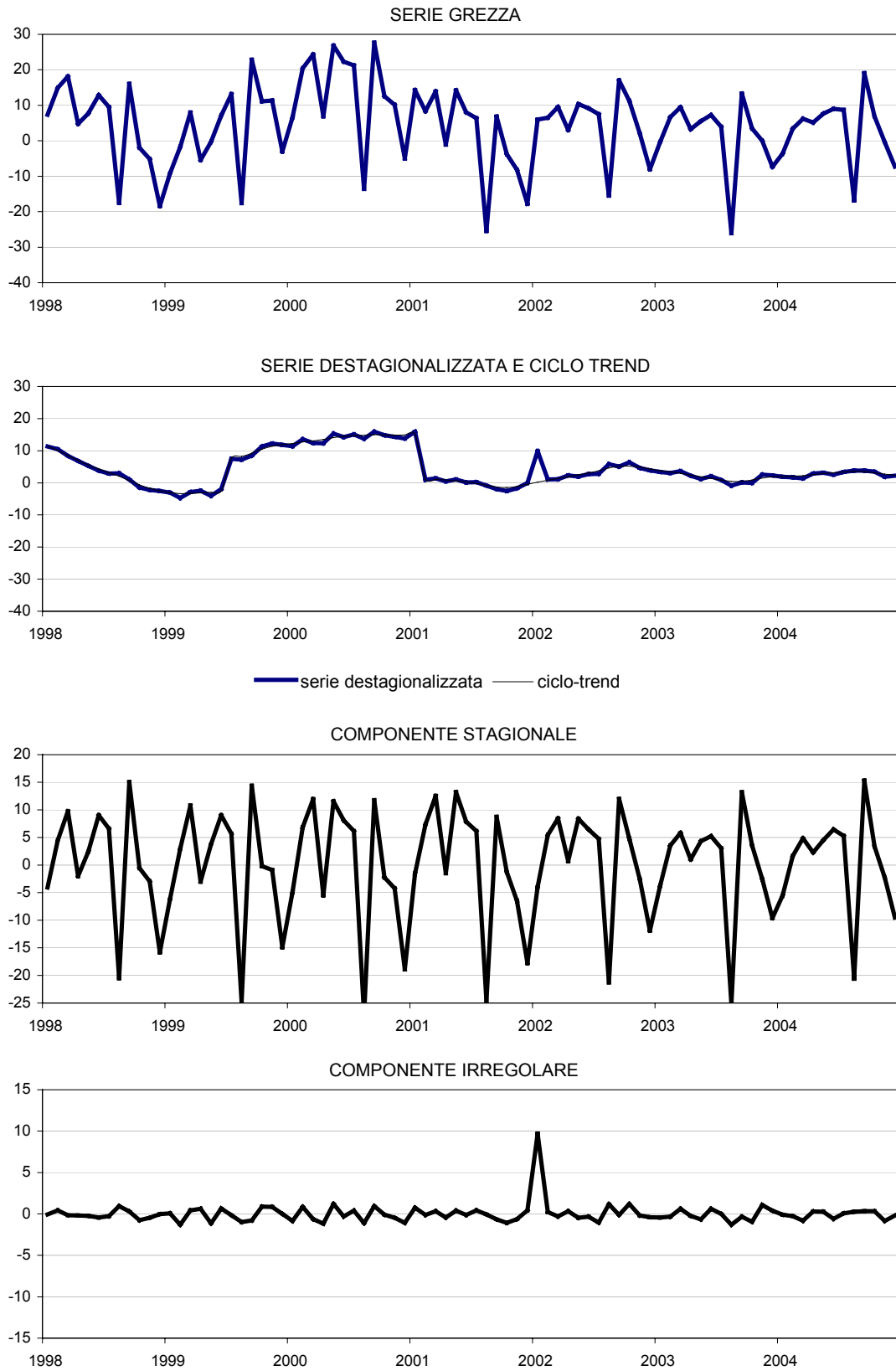
Graf. 4 - IMPRESE MANIFATTURIERE - LIVELLO PRODUZIONE



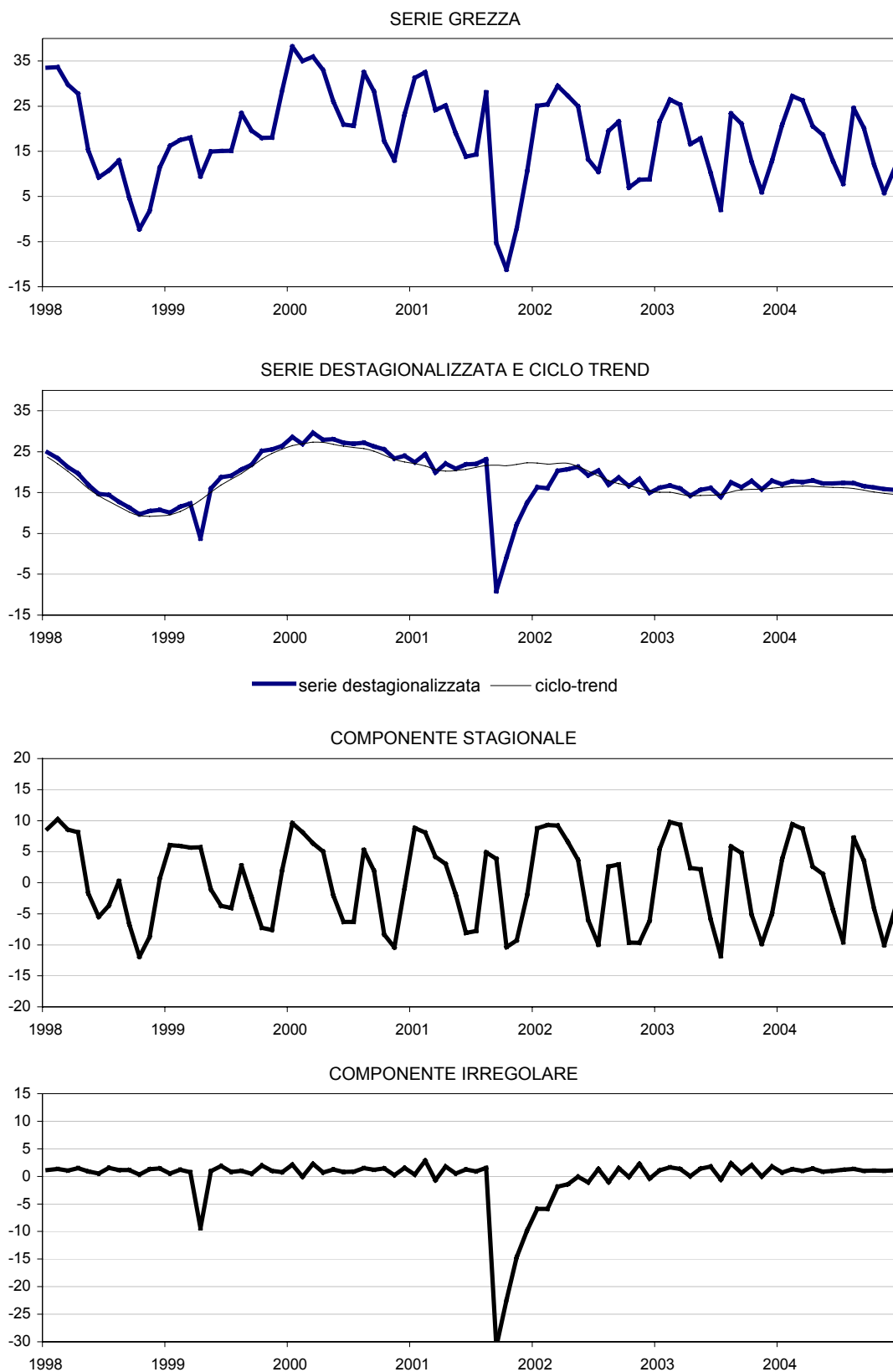
Graf. 5 - IMPRESE MANIFATTURIERE - LIVELLO SCORTE



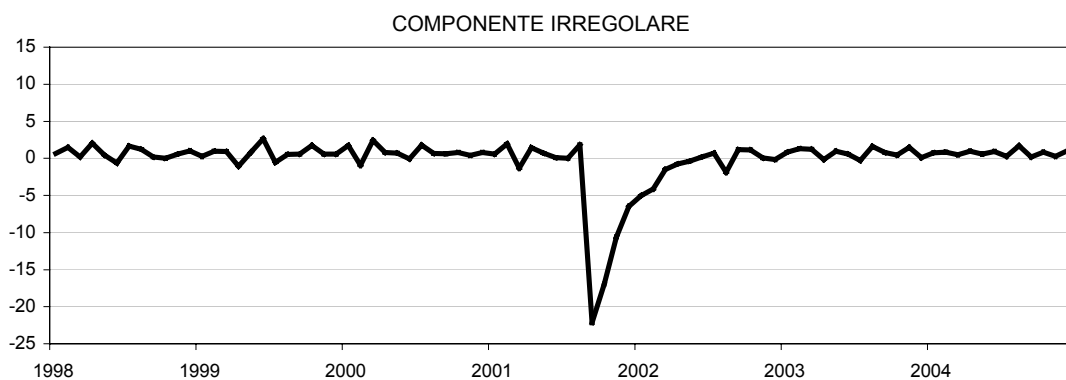
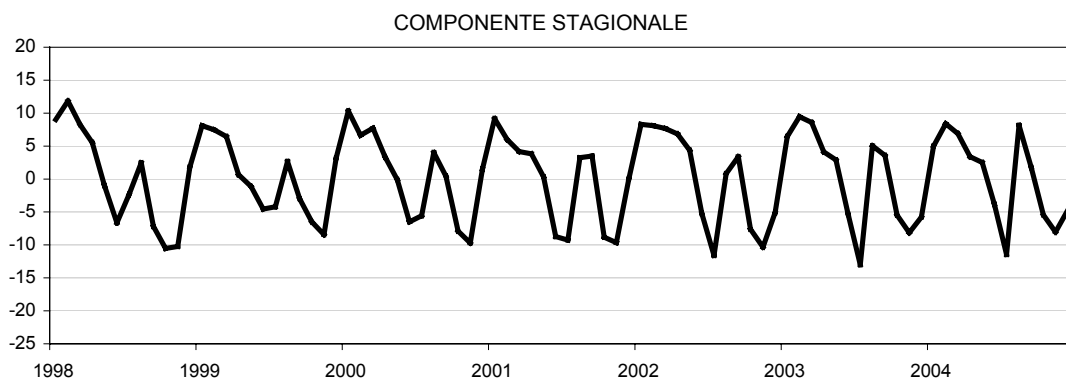
Graf. 6 - IMPRESE MANIFATTURIERE - VARIAZIONE PRODUZIONE



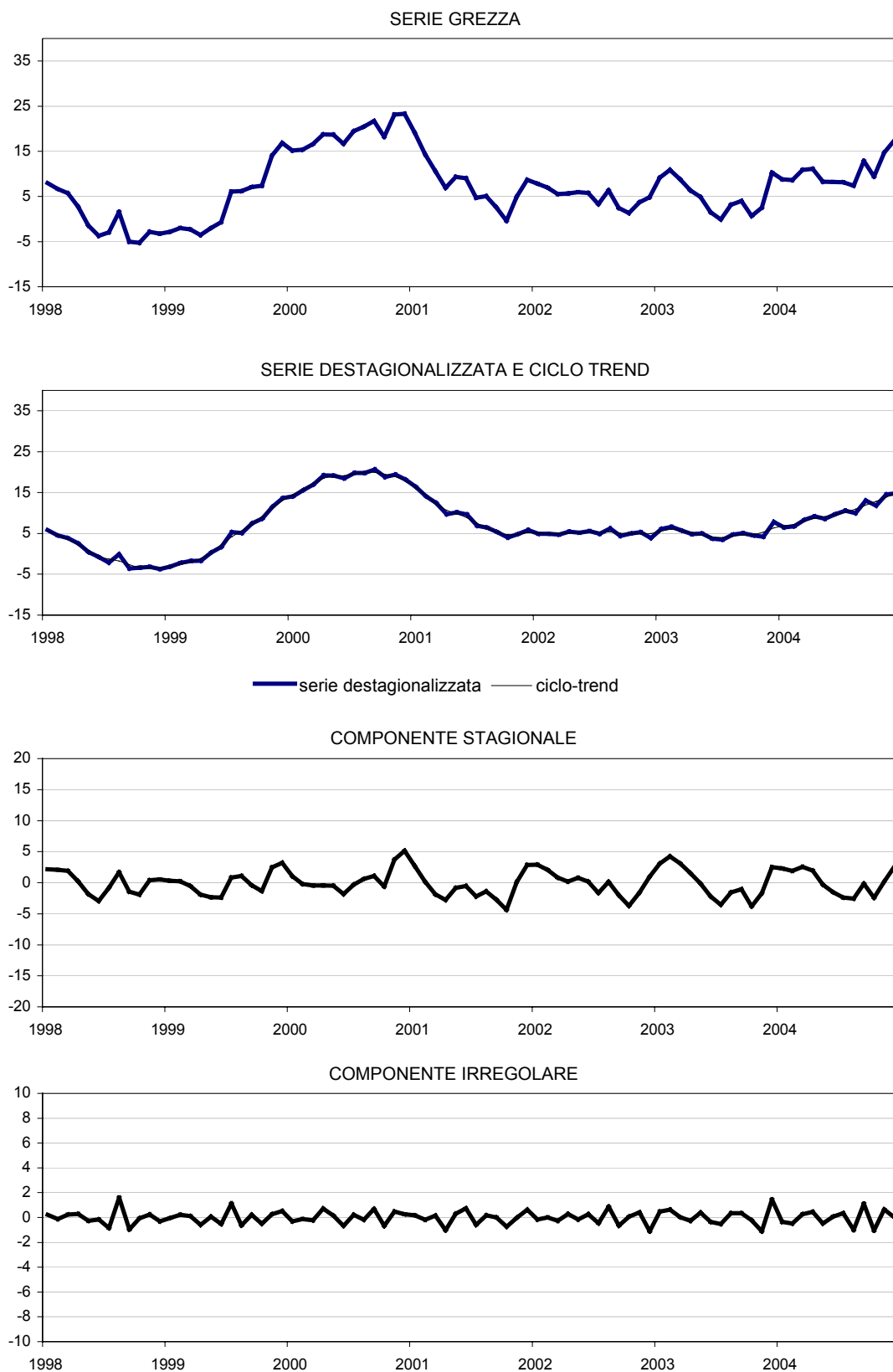
Graf. 7 - IMPRESE MANIFATTURIERE - TENDENZA ORDINI



Graf. 8 - IMPRESE MANIFATTURIERE - TENDENZA PRODUZIONE



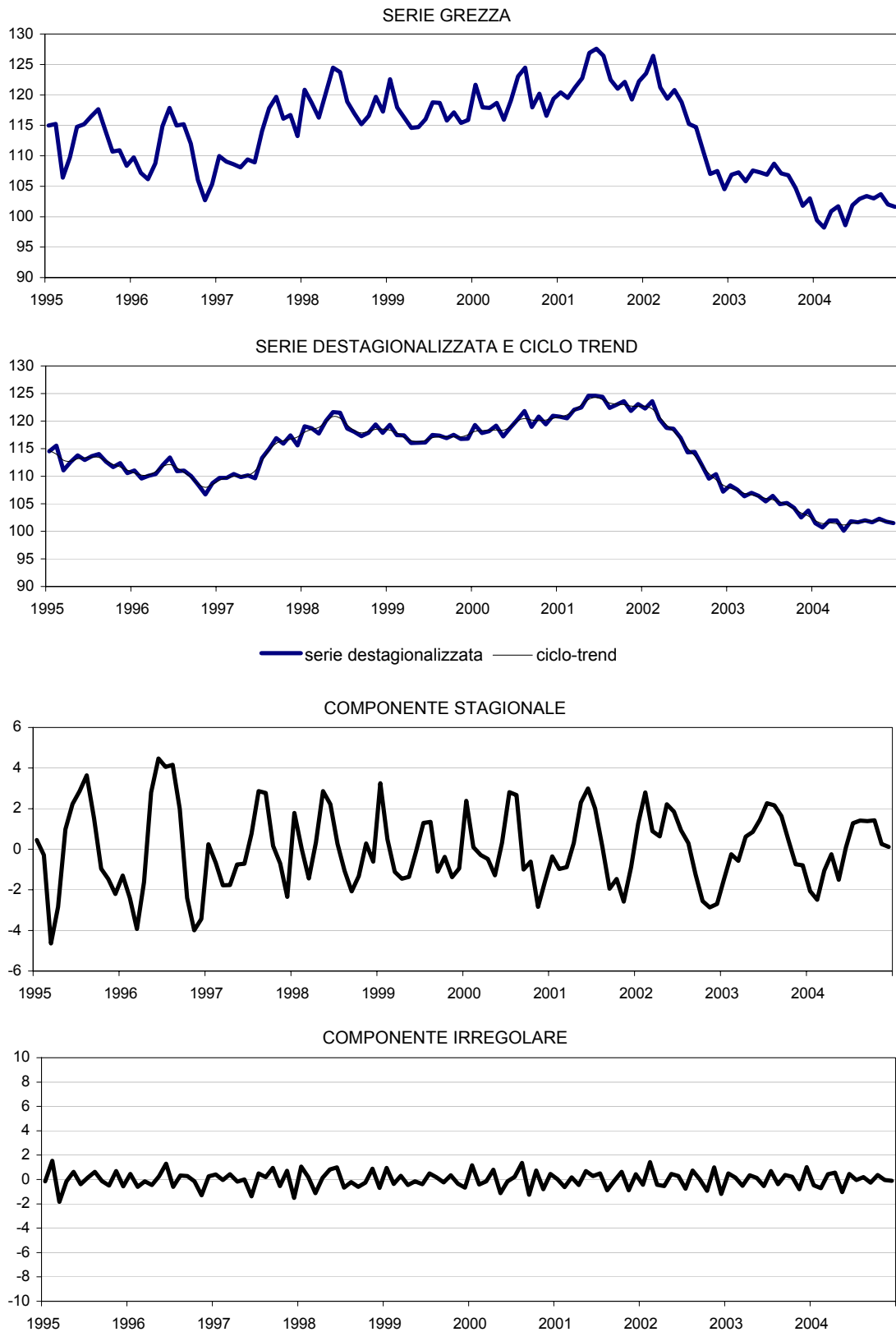
Graf. 9 - IMPRESE MANIFATTURIERE - TENDENZA PREZZI



**Graf. 10 - IMPRESE MANIFATTURIERE - TENDENZA ECONOMIA
SERIE NON STAGIONALE**

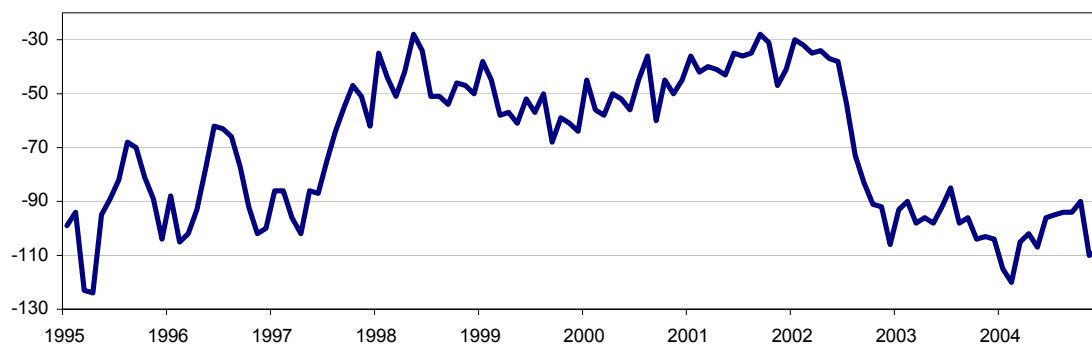


Graf. 11 - CONSUMATORI - CLIMA DI FIDUCIA

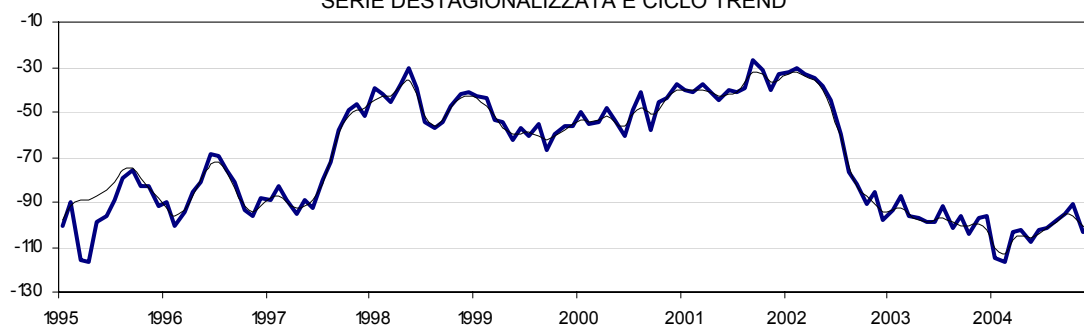


Graf. 12 - CONSUMATORI - GIUDIZI SULLA SITUAZIONE ECONOMICA DELL'ITALIA

SERIE GREZZA

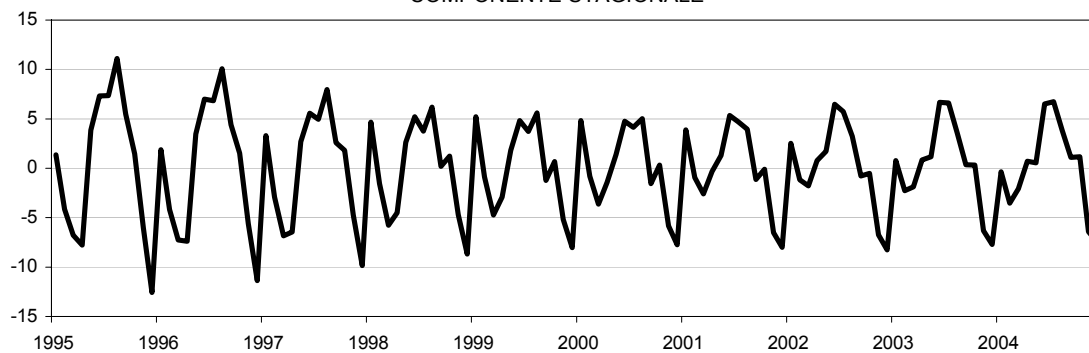


SERIE DESTAGIONALIZZATA E CICLO TREND

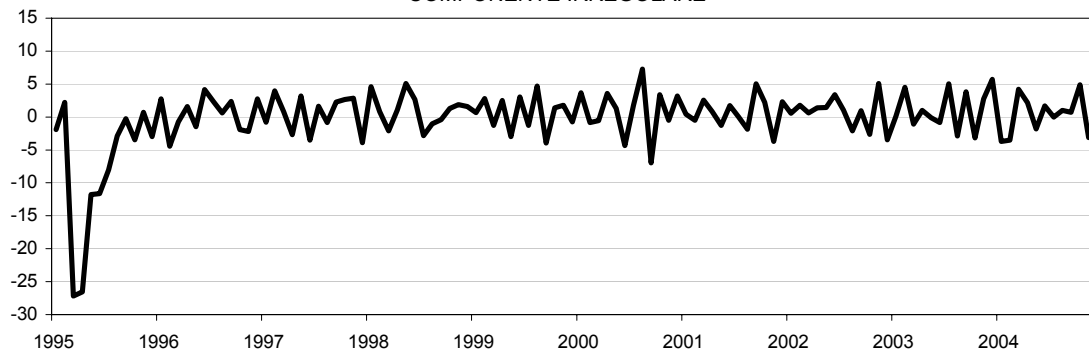


— serie destagionalizzata — ciclo-trend

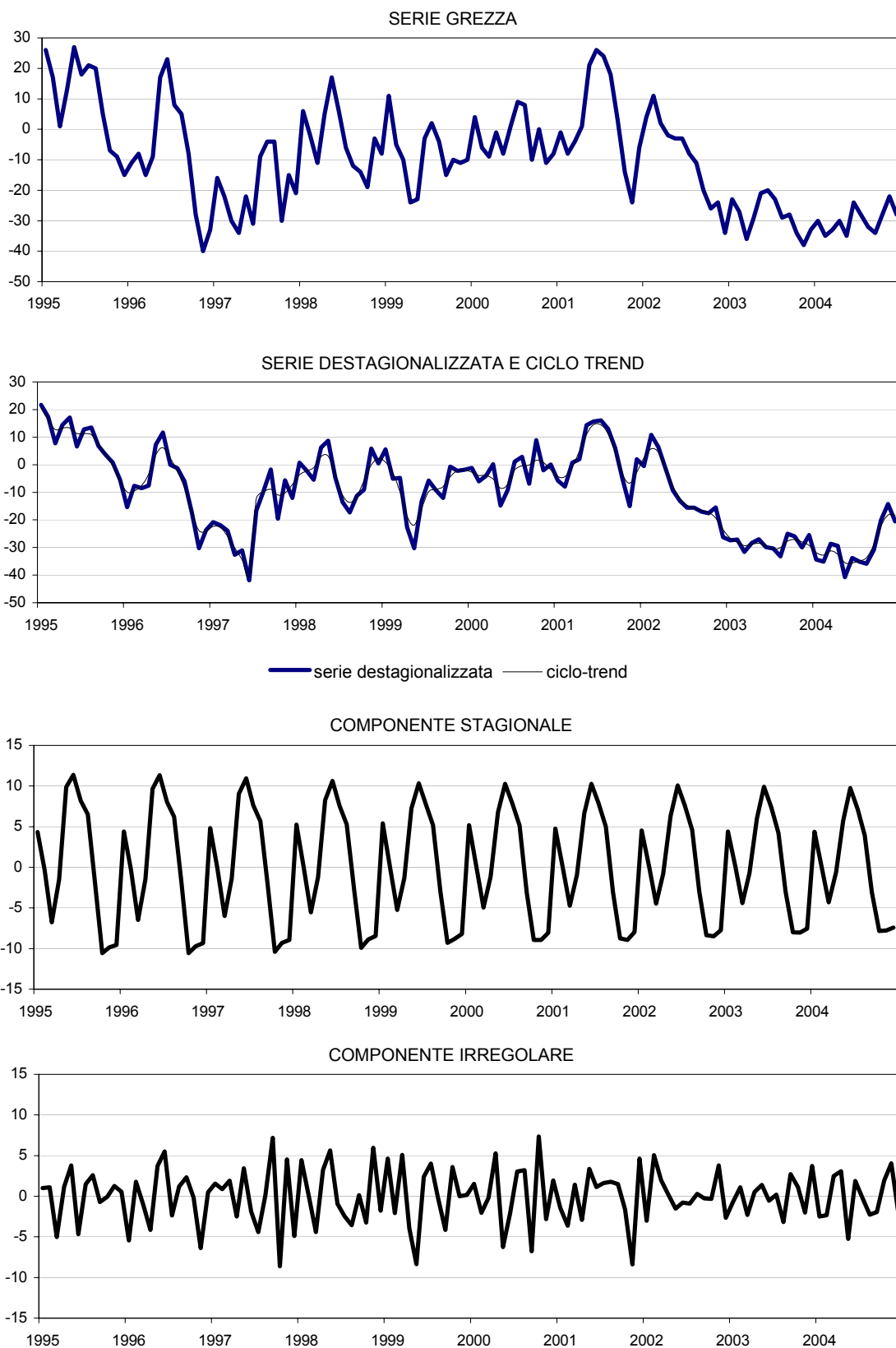
COMPONENTE STAGIONALE



COMPONENTE IRREGOLARE



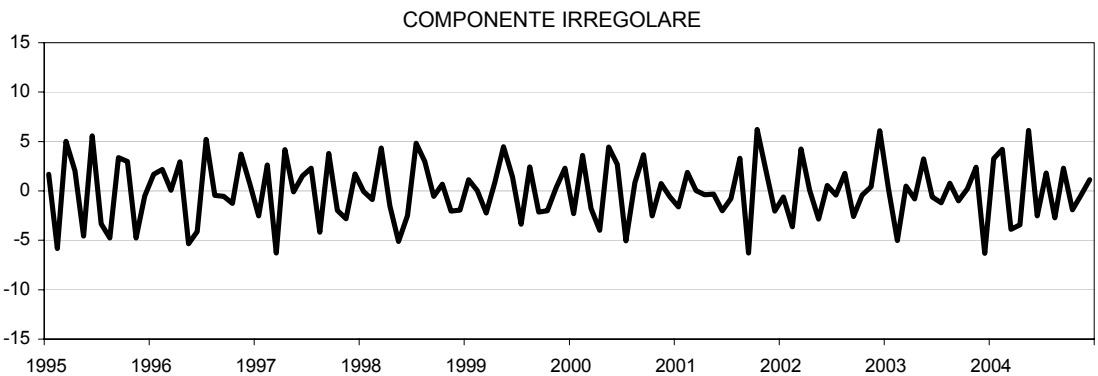
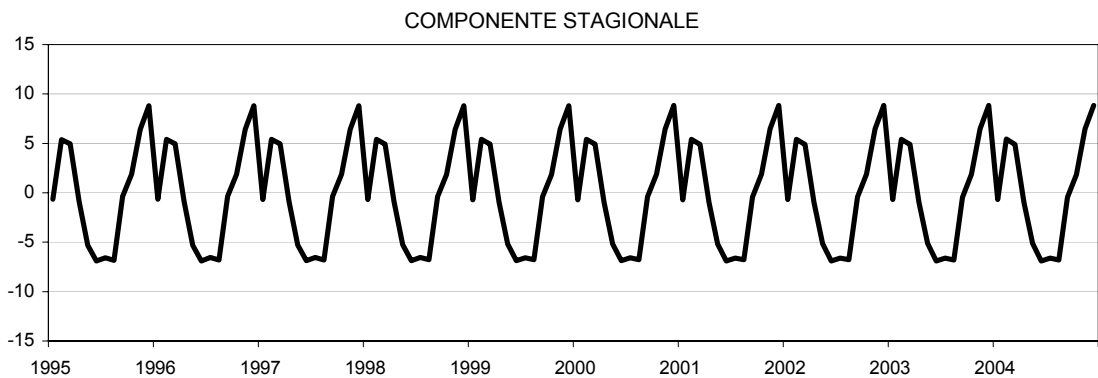
Graf. 13 - CONSUMATORI - PREVISIONI SULLA SITUAZIONE ECONOMICA DELL'ITALIA



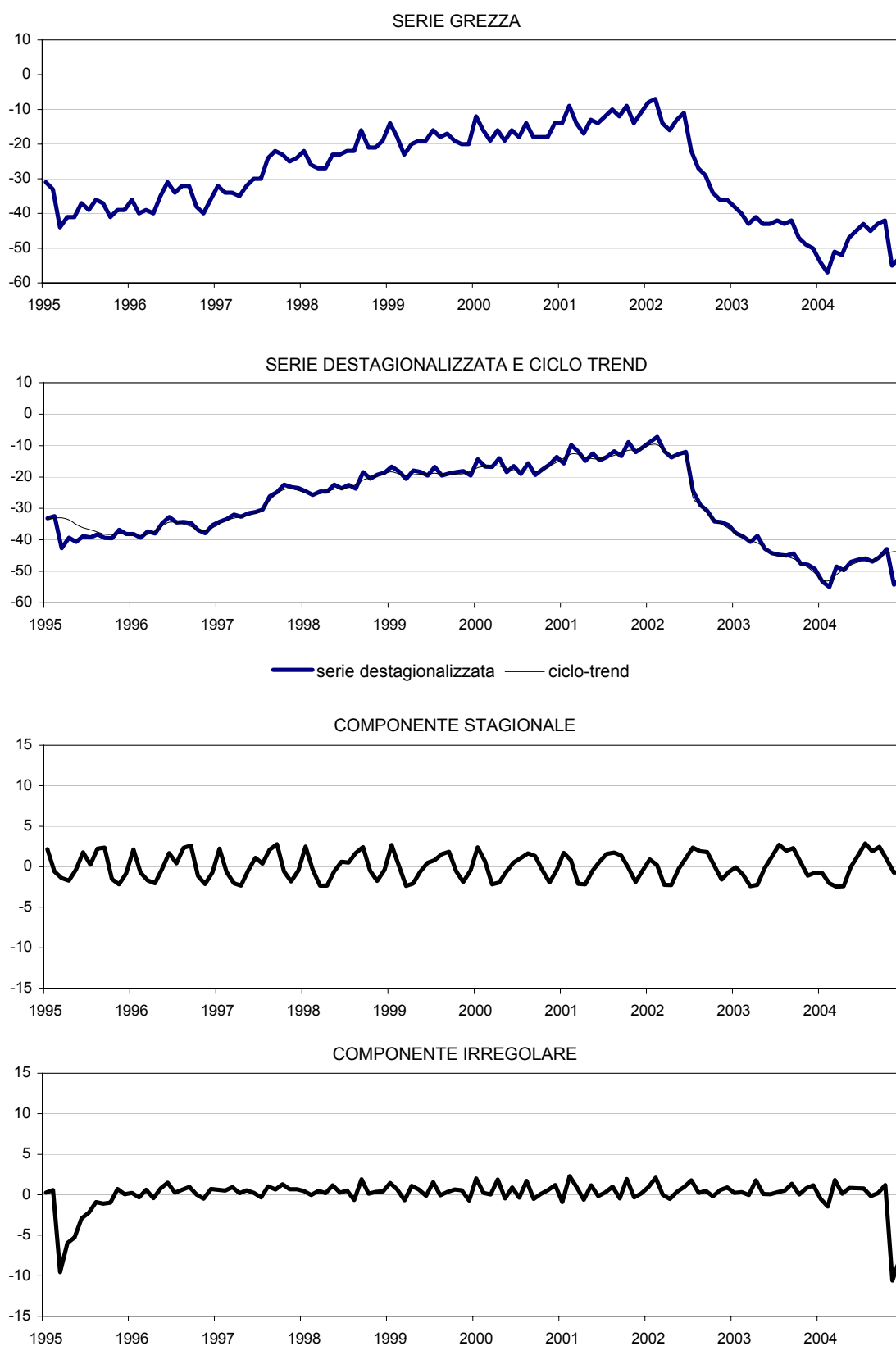
Graf. 14 - CONSUMATORI - PREVISIONI SULLA DISOCCUPAZIONE



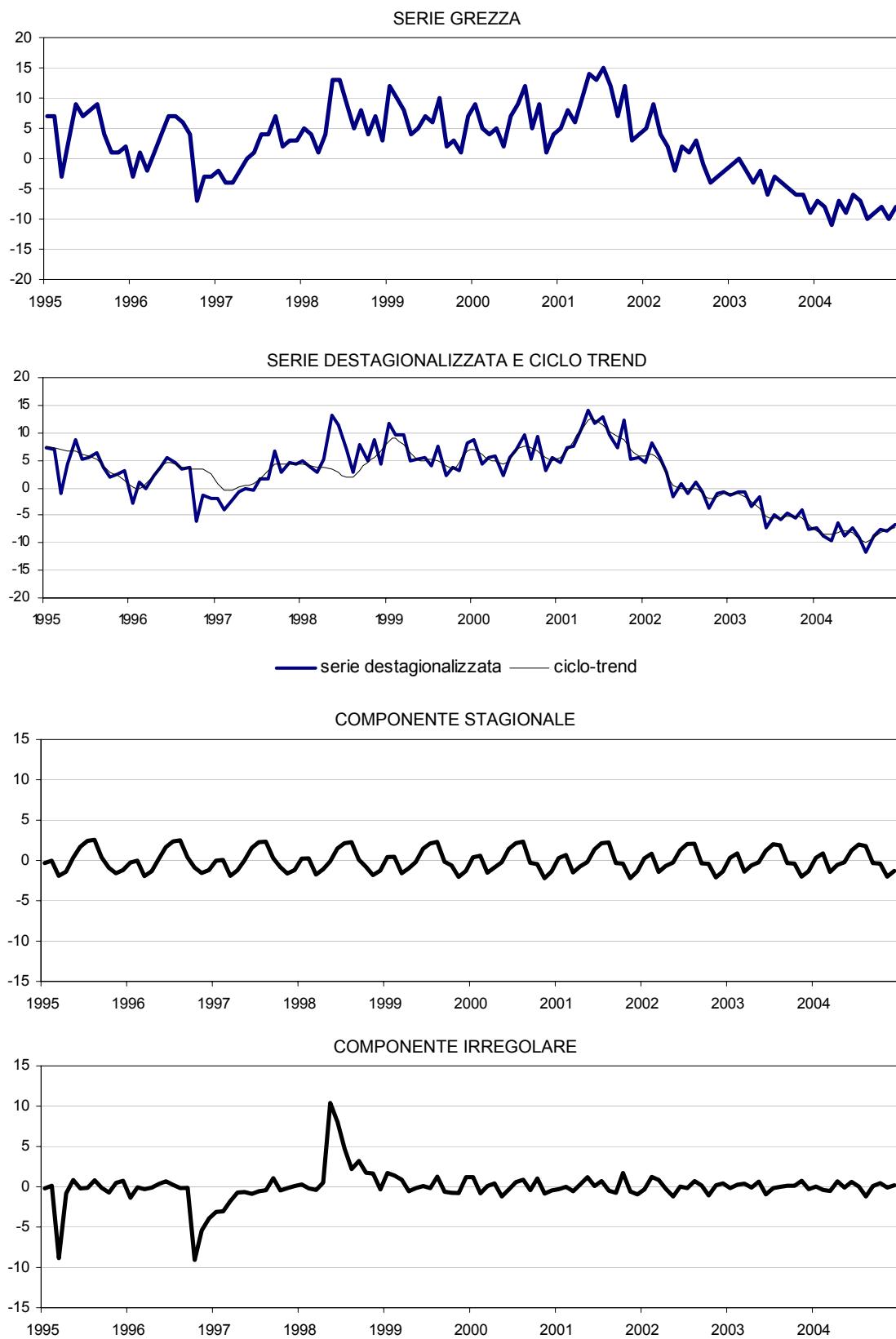
— serie destagionalizzata — ciclo-trend



Graf. 15 - CONSUMATORI - GIUDIZI SULLA SITUAZIONE ECONOMICA DELLA FAMIGLIA



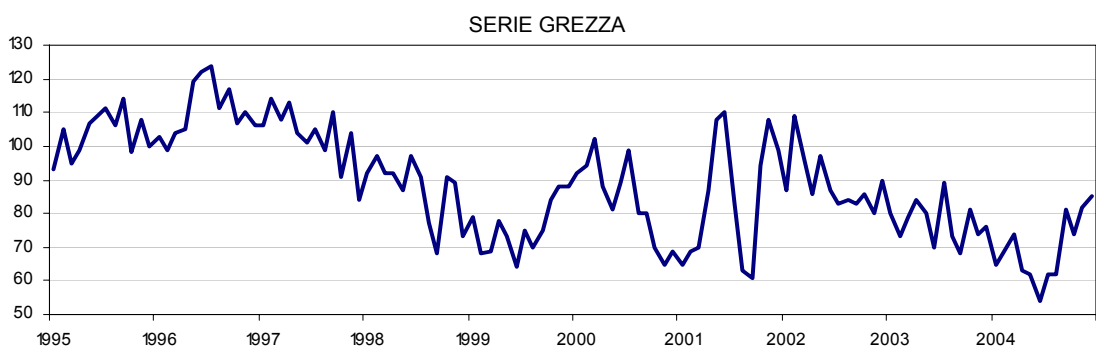
Graf. 16 - CONSUMATORI - PREVISIONI SULLA SITUAZIONE ECONOMICA DELLA FAMIGLIA



**Graf. 17 - CONSUMATORI- GIUDIZI BILANCIO FINANZIARIO DELLA FAMIGLIA-
SERIE NON STAGIONALE**



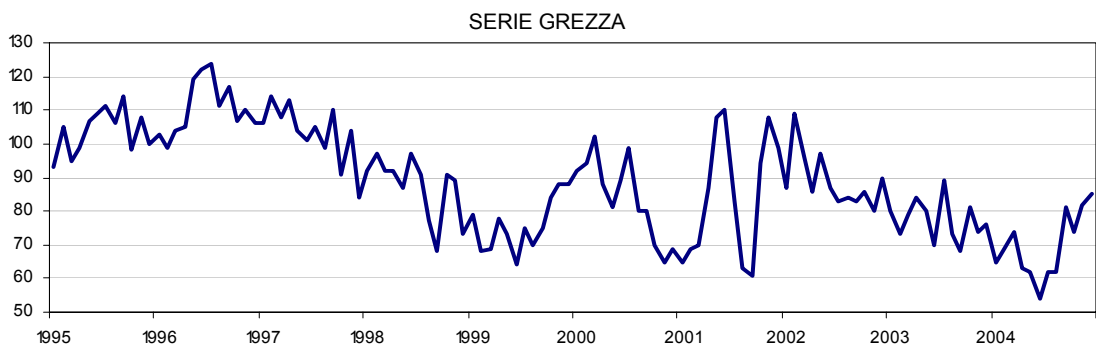
**Graf. 18 - CONSUMATORI- GIUDIZI POSSIBILITA' FUTURE DI RISPARMIARE-
SERIE NON STAGIONALE**



**Graf. 19 - CONSUMATORI- GIUDIZI CONVENIENZA ATTUALE AL RISPARMIO-
SERIE NON STAGIONALE**



**Graf. 20 - CONSUMATORI- GIUDIZI CONVENIENZA ACQUISTO BENI DUREVOLI-
SERIE NON STAGIONALE**



BIBLIOGRAFIA

- BEAULIEU, J.J., MIRON J. (1992) "Seasonal unit roots in aggregate U.S. data" in NBER TECHNICAL PAPER SERIES N.126
- BRUNO G., LUPI C. (2001) "Forecasting industrial production and the early detection of turning points" ISAE, documenti di lavoro n. /01
- BRUNO G., OTRANTO E. (2001) " The choice of time interval in seasonal adjustment: characterization and tools" ISAE, documenti di lavoro n. 21/01
- BRUNO G. (2001) "Seasonal adjustment of italian industrial production index using tramo-seats" ISAE, documenti di lavoro n. 18/01
- CESARONI, T., MALGARINI M., ROCCHETTI G, (2005), "L'inchiesta ISAE sugli investimenti delle imprese manifatturiere ed estrattive: aspetti metodologici e risultati", Documento di Lavoro ISAE n. 50/05
- CUBADDA G., SABBATINI R. (1997) "The seasonality of the italian cost-of-living index", temi di discussione, n.313, agosto 1997
- D'ELIA, E- (1991), "La Quantificazione dei Risultati dei Sondaggi Congiunturali: un Confronto tra Procedure"; in Rassegna dei Lavori dell'ISCO, Roma, giugno
- DRAICCHIO, A. (1998) "I metodi di quantificazione delle inchieste" in RASSEGNA DI LAVORI DELL'ISCO, N.3/1998
- FRANSES, P.H. (1991) "Seasonality, non-stationarity and the forecasting of monthly time series" in INTERNATIONAL JOURNAL OF FORECASTING N.7 (1991)
- FRANSES, P.H. (1996) "Periodicity and stochastic Trends in Economic Time Series", Oxford, Oxford University Press
- FRANSES, P.H., PAAP, R., FOK, D. (2005) "Performance of seasonal adjustment procedure: simulation and empirical results", erasmus University Rotterdam, May 27
- GOMEZ, V., MARAVALL, A. (2000) "Seasonal adjustment interface DEMETRA for Tramo/Seats and X-12-ARIMA", USER MANUAL vers. 1.4 (release version: february 2000), by EUROSTAT , the Statistical office of the European Communities
- ISTAT (2000)- Annali di statistica-anno 129 - serie X - vol.20 - "Seasonal adjustment procedures experiences and perspectives" - Proceedings of international conference 9-10 june, 1998 - Roma

- KAISER, R., MARAVALL, A., (2000) “ An application of TRAMO-SEATS: changes in seasonality and current trend-cycle assessment”, Banco De Espana - Servicio De Estudios, paper n.11/2000
- KAISER, R., MARAVALL, A., (1999) “Seasonal outliers in time series”, Banco De Espana - Servicio De Estudios, paper n. 9915/1999
- LEPROUX S., “L’Inchiesta ISAE-UE presso le imprese del commercio al minuto tradizionale e della grande distribuzione: la revisione dell’impianto metodologico”, Documento di Lavoro ISAE n. 32/2003
- LEPROUX S., MALGARINI M. (2006), “Clima di fiducia e spesa delle famiglie: un’analisi disaggregata secondo il reddito degli intervistati”, mimeo
- MALGARINI M., MARGANI P. (2005) “Psychology, Consumer Sentiment and Household Expenditures: A disaggregated Analysis”, Documento di Lavoro ISAE n. 58/2005
- MALGARINI, MARGANI, MARTELLI (2005) - “Reengineering the ISAE manufacturing survey” , Documento di lavoro ISAE n.47, gen. 2005
- MARTELLI, B. M. (1998) “Le inchieste congiunturali dell’ISCO: aspetti metodologici” in RASSEGNA DI LAVORI DELL’ISCO, N.3/1998
- MARTELLI, B.M., Rocchetti, G. (2004), “The ISAE Market Services Survey: Methodological Upgrading, Survey reliability, First Empirical Results”, lavoro presentato alla XX Conferenza Ciret, Varsavia, Settembre
- MAZZI G.L., MUSEUX, J-M, SAVIO G (2005), “Quality Measures for Economic Indicators”, Working Paper and Studies, Eurostat, Luxembourg
- MAZZI G.L., SAVIO G. (2005) “The seasonal adjustment of qualitative business and consumer surveys”, Working Paper and Studies, Eurostat, Luxembourg
- OCSE (2003), “Business Tendency Surveys: A Handbook”, OECD, Paris
- MIRON, J.A. (1996) “The Economic of Seasonal Cycles” the MIT Press
- PAAP,R., FRANCES, P.H.,HOEK, H. (1997) “Mean shifts, unit roots and forecasting seasonal time series” in INTERNATIONAL JOURNAL OF FORECASTING N.13 (1997)
- PAPPALARDO, C. (1998) “La stagionalità nelle serie ISCO” in RASSEGNA DI LAVORI DELL’ISCO, N.3/1998
- PICCOLO, D. (1990) “Introduzione all’analisi delle serie storiche”, ed. La Nuova Italia Scientifica

PICCOLO, D.,VITALE, C. (1981) "Metodi statistici per l'analisi economica", ed. il Mulino

PROIETTI, T. (1998) "The seasonal adjustment of sistan time series: a comparison of TRAMO-SEATS and X-12-ARIMA" in "SEASONAL ADJUSTMENT PROCEDURES experiences and perspectives" Proceedings of International Conference 9-10 june, 1998- Roma - ANNALI DI STATISTICA, serie X - vol.20 - ISTAT - 2000

Working Papers available:

n. 31/03	S. DE NARDIS C. VICARELLI	The Impact of Euro on Trade: the (Early) Effect Is not So Large
n. 32/03	S. LEPROUX	L'inchiesta ISAE-UE presso le imprese del commercio al minuto tradizionale e della grande distribuzione: la revisione dell'impianto metodologico
n. 33/03	G. BRUNO C. LUPI	Forecasting Euro-area Industrial Production Using (Mostly) <i>Business Surveys</i> Data
n. 34/03	C. DE LUCIA	Wage Setters, Central Bank Conservatism and Economic Performance
n. 35/03	E. D'ELIA B. M. MARTELLI	Estimation of Households Income from Bracketed Income Survey Data
n. 36/03	G. PRINCIPE	Soglie dimensionali e regolazione del rapporto di lavoro in Italia
n. 37/03	M. BOVI	A Nonparametric Analysis of the International <i>Business Cycles</i>
n. 38/03	S. DE NARDIS M. MANCINI C. PAPPALARDO	Regolazione del mercato del lavoro e crescita dimensionale delle imprese: una verifica sull'effetto soglia dei 15 dipendenti
n. 39/03	C. MILANA ALESSANDRO ZELI	Productivity Slowdown and the Role of the Ict in Italy: a Firm-level Analysis
n. 40/04	R. BASILE S. DE NARDIS	Non linearità e dinamica della dimensione d'impresa in Italia
n. 41/04	G. BRUNO E. OTRANTO	Dating the Italian <i>Business Cycle</i> : a Comparison of Procedures
n. 42/04	C. PAPPALARDO G. PIRAS	Vector-auto-regression Approach to Forecast Italian Imports
n. 43/04	R. DE SANTIS	Has Trade Structure Any Importance in the Transmission of Currency Shocks? An Empirical Application for Central and Eastern European Acceding Countries to EU
n. 44/04	L. DE BENEDICTIS C. VICARELLI	Trade Potentials in Gravity Panel Data Models

Working Papers available:

n. 45/04	S. DE NARDIS C. PENSA	How Intense Is Competition in International Markets of Traditional Goods? The Case of Italian Exporters
n. 46/04	M. BOVI	The Dark, and Independent, Side of Italy
n. 47/05	M. MALGARINI P. MARGANI B.M. MARTELLI	Re-engineering the ISAE manufacturing survey
n. 48/05	R. BASILE A. GIUNTA	Things change. Foreign market penetration and firms' behaviour in industrial districts: an empirical analysis
n. 49/05	C. CICONI	Building smooth indicators nearly free of end-of-sample revisions
n. 50/05	T. CESARONI M. MALGARINI G. ROCCHETTI	L'inchiesta ISAE sugli investimenti delle imprese manifatturiere ed estrattive: aspetti metodologici e risultati
n. 51/05	G. ARBIA G. PIRAS	Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects
n. 52/05	L. DE BENEDICTIS R. DE SANTIS C. VICARELLI	Hub-and-Spoke or else? Free trade agreements in the "enlarged" European Union
n. 53/05	R. BASILE M. COSTANTINI S. DESTEFANIS	Unit root and cointegration tests for cross-sectionally correlated panels. Estimating regional production functions
n. 54/05	C. DE LUCIA M. MEACCI	Does job security matter for consumption? An analysis on Italian microdata
n. 55/05	G. ARBIA R. BASILE G. PIRAS	Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence
n. 56/05	E. D'ELIA	Using the results of qualitative surveys in quantitative analysis

Working Papers available:

n. 57/05	D. ANTONUCCI A. GIRARDI	Structural changes and deviations from the PPP within the Euro Area
n. 58/05	M. MALGARINI P. MARGANI	Psychology, consumer sentiment and household expenditures: a disaggregated analysis
n. 59/05	P. MARGANI R. RICCIUTI	Equivalenza Ricardiana in economia aperta: un'analisi dinamica su dati panel
n. 60/05	M. BOSCHI A. GIRARDI	Euro Area inflation: long-run determinants and short-run dynamics
n. 61/05	M. BOVI	Book-Tax Gap. An Income Horse Race
n. 62/06	M. BOVI	The Cyclical Behavior of Shadow and Regular Employment
n. 63/06	G. BRUNO C. LUPI C. PAPPALARDO G. PIRAS	The cross-country effects of EU holidays on domestic GDP's
n. 64/06	M. COZZOLINO F. DI NICOLA M. RAITANO	Il futuro dei fondi pensione: opportunità e scelte sulla destinazione del TFR
n. 65/06	S. LEPROUX M. MALGARINI	Clima di fiducia e spesa delle famiglie in Italia: un'analisi disaggregata secondo il reddito degli intervistati
n. 66/06	M. BOVI	Consumers Sentiment and Cognitive Macroeconometrics Paradoxes and Explanations
n. 67/06	G. Rocchetti	Modelli di business nel mercato del software e partecipazione delle imprese italiane al fenomeno open source