

Aggregazione contemporanea e specificazione econometrica nella stima trimestrale dei conti economici nazionali

Giulio Cainelli

IDSE-CNR, Milano

Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna

cainelli@idse.cnr.mi.it

Claudio Lupi

ISPE, Roma

claudio.lupi@iol.it

1 Giugno 1998

Abstract

La stima trimestrale dei conti economici nazionali consente di fornire un quadro coerente dell'evoluzione dell'economia. In molti Paesi europei l'elaborazione di queste stime si fonda su metodologie indirette che fanno uso di indicatori di riferimento per la valutazione della dinamica infrannuale dei fenomeni in esame. In questo lavoro si offre una nuova chiave di lettura di alcuni metodi di stima e si esaminano i criteri di scelta tra indicatori alternativi, il corretto utilizzo degli indicatori stessi e il livello di aggregazione contemporanea al quale effettuare le stime. Si propone l'utilizzo più esteso di *test* di specificazione econometrica nell'ambito delle procedure di disaggregazione temporale. I risultati che emergono dall'analisi empirica condotta sui consumi di alimentari e bevande a prezzi costanti per il periodo 1994-1994 mostrano che le proprietà dinamiche delle serie trimestrali finali dipendono in modo significativo dall'insieme delle scelte operate nell'ambito della procedura di disaggregazione temporale.

J.E.L. Classification C82, C43

1 Introduzione*

L'analisi della congiuntura, così come pure gran parte dei processi decisionali che guidano le scelte di politica economica, deve necessariamente basarsi su dati che siano tra loro coerenti e che siano disponibili a frequenza infrannuale. L'impianto dei conti economici nazionali, così come definito dal SEC, costituisce uno schema di riferimento omogeneo e coerente per le variabili macroeconomiche più importanti. Purtroppo in Italia, come in molti altri Paesi europei,¹ non esiste una rilevazione diretta degli aggregati di contabilità nazionale (CN) a cadenza infrannuale. La necessità di disporre comunque di stime infrannuali coerenti con i principi della CN obbliga molti istituti nazionali di statistica a stimare tali aggregati utilizzando dei metodi indiretti. In assenza di rilevazione diretta di un fenomeno economico, i metodi indiretti consentono di ripartire una serie storica annuale in una a più elevata frequenza eventualmente facendo uso di uno o più indicatori di riferimento e comunque mantenendo il vincolo che la somma, la media, o la consistenza di inizio o fine periodo dei valori infrannuali sia pari al dato annuo osservato. Quando si utilizzano degli indicatori di riferimento, si sfrutta la dinamica congiunturale dell'indicatore per stimare quella della serie incognita infrannuale.

L'elaborazione di stime trimestrali delle principali grandezze macroeconomiche (variabili del conto delle risorse e degli impieghi, unità di lavoro, ecc.) attraverso metodi di stima indiretti vanta in Italia una lunga tradizione, le cui origini possono essere fatte risalire alla seconda metà degli anni '60 quando l'ISCO, per la prima volta, ha proceduto alla stima di alcune serie di CN trimestrale.² Dall'inizio degli anni '70 ad oggi si è assistito ad un processo di continuo miglioramento delle tecniche di trimestralizzazione, anche grazie

^{0*} La prima stesura di questo lavoro è stata redatta mentre G. Cainelli e C. Lupi erano rispettivamente ricercatore e primo ricercatore, responsabile dei conti economici trimestrali, presso il Dipartimento di Contabilità Nazionale ed Analisi Economica dell'ISTAT. Gli autori sono particolarmente grati a Gianluca Cubadda, Patrizia Ordine e Giuseppe Parigi per il fruttuoso scambio di opinioni. Con i loro numerosi commenti, tre anonimi referees hanno contribuito a migliorare la chiarezza e l'incisività dell'esposizione. Eventuali errori sono da attribuire solamente agli autori. Nonostante alcune delle idee esposte in questo lavoro siano state recentemente recepite dall'ISTAT per la produzione dei conti nazionali trimestrali, le opinioni espresse sono quelle degli autori e non implicano alcuna responsabilità da parte dell'IDSE-CNR, dell'ISPE e dell'ISTAT. Il lavoro è stato portato a termine grazie alla stretta collaborazione fra gli autori. A soli scopi amministrativi si precisa che i paragrafi 3.2, 4.1 e 5 sono attribuibili principalmente a G. Cainelli, mentre i paragrafi 2, 3.1 e 4.2 sono stati maggiormente curati da C. Lupi. L'impostazione generale, l'introduzione e le conclusioni del lavoro sono il frutto di riflessioni comuni.

¹Per un confronto internazionale sintetico si veda Bruno *et al.* (1994).

²Un riferimento a questi primi pionieristici contributi può essere rinvenuto in ISCO (1968) e Quirino (1975).

al contributo di gruppi di lavoro e di singoli ricercatori italiani.³ Tuttavia, l'attenzione delle istituzioni pubbliche e dei singoli gruppi di ricerca che negli anni hanno lavorato su questi temi si è concentrata prevalentemente sulle metodologie statistiche di stima delle serie trimestrali, trascurando invece le problematiche connesse alla fase preliminare di valutazione degli indicatori e del loro legame con i fenomeni in esame. Significativa è, a questo proposito, l'affermazione contenuta in Bollino (1994, p.9), secondo cui

”l'esperienza finora accumulata suggerisce di valutare in maniera preliminare, informale e qualitativa la rilevanza degli indicatori proposti, l'adeguatezza del contenuto informativo e la validità della relazione ipotizzata tra fenomeno ed indicatore. Dunque, in piena analogia con la fase preliminare di specificazione econometrica, la relazione postulata fra indicatore ed indicato è formulata in base a valutazioni soggettive”.

Se queste considerazioni appaiono ragionevoli per quanto attiene la scelta della tipologia di indicatori da utilizzare (per esempio, gli indici della produzione industriale nella trimestralizzazione del valore aggiunto delle branche dell'industria, o indicatori tratti da indagini sui consumi delle famiglie per quella dei consumi interni), sembrano meno opportune nei casi delle scelte tra indicatori alternativi, del corretto utilizzo degli indicatori stessi e della individuazione del livello di aggregazione contemporanea al quale effettuare le stime. E' nostra convinzione, infatti, che queste scelte non possano essere lasciate soltanto a giudizi di tipo qualitativo, ma al contrario debbano essere supportate da criteri econometrici in grado di valutare, dal punto di vista quantitativo, il diverso contenuto informativo degli indicatori, l'adeguatezza delle relazioni econometriche utilizzate nel processo di disaggregazione temporale e il livello di aggregazione contemporanea a cui effettuare le stime.

Il contributo del presente lavoro può essere letto secondo tre direttrici principali. In primo luogo, vengono suggerite delle modifiche procedurali agli attuali metodi di stima utilizzati per la produzione di statistiche ufficiali; tali modifiche tendono ad incorporare una valutazione di tipo quantitativo nella scelta degli indicatori condotta attraverso un'applicazione estesa di criteri econometrici nella specificazione delle relazioni di trimestralizzazione. Inoltre, vengono evidenziati alcuni limiti rilevanti delle procedure e delle ipotesi *a*

³Tra gli altri si vedano, Barbone *et al.* (1981), Bollino (1994), Da Empoli *et al.* (1979), Di Fonzo (1987, 1990), Gennari e Giovannini (1993), ISTAT (1983, 1987, 1992, 1996), Lupi e Parigi (1994, 1996), Marcellino (1996a), Rossi (1982). Il lavoro di Bollino (1994), pur seguendo un approccio simile a quello discusso nel presente lavoro, è in realtà maggiormente indirizzato verso la disaggregazione territoriale piuttosto che verso quella temporale.

priori correntemente utilizzate nella produzione delle stime di CN trimestrale, nel tentativo di fornire una chiave di lettura più corretta delle proprietà delle stime stesse. Da ultimo si evidenzia come differenti scelte operate nell'ambito della stessa procedura di disaggregazione temporale possano portare a stime aventi caratteristiche statistiche significativamente diverse fra loro. A questo proposito si mostra in particolare come stime effettuate utilizzando diversi livelli di aggregazione contemporanea siano significativamente diverse fra loro e come, contrariamente alla convinzione prevalente fra i contabili nazionali, una più elevata qualità delle stime non corrisponda necessariamente ad un più elevato livello di disaggregazione contemporanea (settoriale).

L'illustrazione degli argomenti sviluppati nel corso dell'analisi è svolta con riferimento alla trimestralizzazione dei consumi (a prezzi costanti) di beni alimentari e bevande per gli anni 1970-1994.⁴

Il lavoro è organizzato nel modo seguente. Nel secondo paragrafo vengono riportati alcuni cenni generali sul problema della disaggregazione temporale di serie storiche economiche con particolare riferimento al metodo di Chow e Lin (1971), presentato criticamente, ma senza pretesa di esaustività. Particolare enfasi viene posta sulle ipotesi implicite in questo metodo e sui limiti che esso presenta. Il terzo paragrafo esamina da un lato i problemi di scelta, valutazione e specificazione econometrica delle equazioni di trimestralizzazione, e dall'altro presenta alcuni criteri finalizzati alla determinazione del livello "ottimale" di aggregazione contemporanea. Segue l'illustrazione dell'applicazione ad alcune voci dei consumi delle famiglie. Nel paragrafo 5 si riportano alcune considerazioni circa la rilevanza dei risultati per l'analisi economica applicata. Il paragrafo 6 conclude il lavoro. Una breve appendice descrive il processo di trimestralizzazione seguito dall'ISTAT per la stima infrannuale dei consumi finali interni delle famiglie.

2 Il metodo di trimestralizzazione Chow-Lin: caratteristiche e problemi aperti

Nella letteratura statistica sono stati proposti diversi metodi per la disaggregazione temporale di serie storiche disponibili solo a bassa frequenza.⁵

⁴Poiché l'enfasi del lavoro è sulla stima dei conti economici trimestrali, il termine "trimestralizzazione" ricorre frequentemente al posto di quello, più generale, di "disaggregazione temporale". Gli argomenti esposti, comunque, non sono necessariamente limitati al caso della trimestralizzazione.

⁵Per una rassegna dei principali metodi sviluppati in letteratura per la disaggregazione temporale di serie storiche si veda Di Fonzo (1987). Per una valutazione delle diverse procedure di trimestralizzazione alla luce di recenti contributi dell'analisi econometrica, si

Le procedure di trimestralizzazione più frequentemente utilizzate possono essere classificate in due gruppi a seconda che facciano uso o meno di indicatori di riferimento. Nell'ambito della classe di metodi che utilizzano informazioni ausiliarie, un ruolo di grande rilievo è stato assunto dal contributo di Chow e Lin (1971) e dalle sue varianti.

Nonostante il metodo di Chow e Lin e alcune sue varianti siano diffusamente utilizzati da molti anni anche per la produzione di statistiche ufficiali,⁶ non ci risulta che ne siano stati fino ad ora evidenziati con chiarezza i limiti. Va sottolineato che la descrizione del metodo che offriamo in questo lavoro non è esaustiva e importanti aspetti relativi sia alla stima che alle implicazioni sono volutamente tralasciati. In particolare in quanto segue non viene affrontato il problema della stima in corso d'anno (cioè senza l'ultimo dato annuo noto) che non è essenziale per gli argomenti che svilupperemo.

2.1 La procedura di Chow e Lin

Sia $\{Y_t\}_1^T$ una serie osservata con frequenza 1 (che in questo lavoro consideriamo annuale) dal tempo 1 al tempo T e sia $\{\mathbf{X}_t\}_1^T$ un vettore k -dimensionale di indicatori che sostanzialmente rappresentano, sia pure in modo differente e possibilmente con una diversa unità di misura, lo stesso fenomeno di $\{Y_t\}_1^T$. Contrariamente alla variabile Y_t , il vettore di indicatori \mathbf{X}_t è osservato anche a frequenza $m > 1$, cioè con m osservazioni per unità di tempo (nel caso di osservazioni trimestrali, $m = 4$). Sia $\{\mathbf{x}_j\}_1^{mT}$ il vettore di indicatori a frequenza m .⁷ Si vuole utilizzare l'informazione contenuta in $\{\mathbf{x}_j\}_1^{mT}$ per ottenere una stima della variabile non osservabile $\{y_j\}_1^{mT}$ che sia coerente con $\{Y_t\}_1^T$.

Per comodità di notazione si consideri la matrice di aggregazione $\mathbf{A} \equiv \mathbf{I}_T \otimes \mathbf{v}'$ che trasforma i dati dalla frequenza m alla frequenza 1, cioè ad esempio $\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{x}$, dove \mathbf{X} è l'intera matrice ($T \times k$) degli indicatori a frequenza 1 e \mathbf{x} è la matrice ($mT \times k$) dei medesimi indicatori a frequenza m . \mathbf{I}_T è la matrice identità mentre la forma precisa del vettore di m elementi \mathbf{v} dipende dal tipo di dati che si sta considerando: nel caso di variabili di flusso $\mathbf{v}' \equiv (1, 1, \dots, 1, 1)$, nel caso di variabili di stock $\mathbf{v}' \equiv (0, 0, \dots, 0, 1)$.⁸

veda Lupi e Parigi (1994, 1996).

⁶Anche l'ISTAT utilizza da diversi anni una procedura basata sul metodo di Chow e Lin per la stima degli aggregati di CN trimestrale.

⁷Per chiarezza di notazione, in questo lavoro utilizzeremo la convenzione secondo cui $t = 1, \dots, T$ è l'indice dei processi aggregati, mentre i processi disaggregati temporalmente sono indicizzati da $j = 1, \dots, mT$.

⁸Nel caso di variabili per le quali il dato annuale rappresenta un valore medio, il vettore \mathbf{v} deve assumere la forma $\mathbf{v}' \equiv (1, 1, \dots, 1, 1)/m$. Nel caso di variabili di stock, se la

Chow e Lin (1971) hanno proposto un metodo per ricavare una stima $\{\hat{y}_j\}_1^{mT}$ della serie incognita $\{y_j\}_1^{mT}$ tale che $\mathbf{A}\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{Y}$, utilizzando una relazione lineare statica tra i valori annuali osservati \mathbf{X} e \mathbf{Y} . L'ipotesi utilizzata da Chow e Lin (1971) è che sia possibile scrivere la relazione

$$\mathbf{y} = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (1)$$

dove \mathbf{x} in generale contiene anche una costante e dove $\mathbf{E}(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$ e $\mathbf{E}(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \boldsymbol{\Omega}_u$ nota. L'aggregazione temporale della (1) produce

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{U} \quad (2)$$

con $\mathbf{Y} = \mathbf{A}\mathbf{y}$, $\mathbf{X} = \mathbf{A}\mathbf{x}$, $\mathbf{U} = \mathbf{A}\mathbf{u}$, e $\boldsymbol{\Omega}_U = \mathbf{A}\boldsymbol{\Omega}_u\mathbf{A}'$. Per $\boldsymbol{\Omega}_u$ nota è possibile ricavare dalla (2) la stima GLS di $\boldsymbol{\beta}$, $\hat{\boldsymbol{\beta}} \equiv (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}_U^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}_U^{-1}\mathbf{Y}$, ed i corrispondenti residui $\hat{\mathbf{U}}$ da utilizzare per ottenere una stima di $\{\hat{y}_j\}_1^{mT}$ come

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{x}\hat{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{L}\hat{\mathbf{U}} \quad (3)$$

dove $\mathbf{L} = \boldsymbol{\Omega}_u\mathbf{A}'\boldsymbol{\Omega}_U^{-1}$. Chow e Lin dimostrano che nell'ambito degli stimatori lineari e corretti, per $\boldsymbol{\Omega}_u$ nota, la (3) fornisce lo stimatore di varianza minima da cui è possibile ricavare la stima $\{\hat{y}_j\}_1^{mT}$ che soddisfa il vincolo di aggregazione $\mathbf{A}\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{Y}$.

Per comprendere appieno i pregi e i limiti del contributo di Chow e Lin, è innanzitutto necessario notare che quello posto dagli autori è un tipico problema di *stima*, nel quale si assume che il processo che genera i dati sia *noto*, a meno del valore di alcuni parametri.⁹ Naturalmente,

"the generating mechanism assumed [...] to justify the estimation method may not coincide with the actual data-generation process, so that the supposedly optimal estimator transpires to be poor in practice." (Hendry, 1995, p. 17).

In particolare, per quanto riguarda lo stimatore di Chow e Lin si possono ravvisare due possibili "deviazioni" importanti dall'ipotesi di partenza di (quasi) completa conoscenza del processo generatore dei dati:

1. Il modello (1)-(2) è ben specificato, ma $\boldsymbol{\Omega}_u$ non è nota;
2. Il modello non è ben specificato e $\boldsymbol{\Omega}_u$ non è nota.

Le ragioni per considerare queste "deviazioni" e le loro conseguenze vengono esaminate di seguito.

quantità rilevante è lo stock ad inizio periodo, $\mathbf{v}' \equiv (1, 0, \dots, 0, 0)$.

⁹Ovviamente il fine ultimo è quello della stima di una *serie storica*, ma questa passa attraverso la stima dei *parametri* del modello.

2.2 Il modello è correttamente specificato ma Ω_u non è nota

Ω_u riflette una particolare struttura di eteroschedasticità o di autocorrelazione dei residui a livello disaggregato. Poiché Ω_u in pratica non è nota, è necessario ricavarne una stima a partire dalle informazioni aggregate.¹⁰ La tendenza largamente prevalente è quella assumere che Ω_u rifletta la dinamica di $\{u_t\}$ o, più esplicitamente, la struttura ARMA di $\{u_t\}$. Tuttavia, è necessario notare in questo caso si assume l'esistenza di fattori comuni (Hendry e Mizon, 1978). Anche a livello aggregato, la (2) dovrebbe essere completata dalla

$$\phi(B)U_t = \theta(B)e_t, \quad e_t \sim \text{IID}(0, \sigma_e^2) \quad (4)$$

con $\phi(B)$ e $\theta(B)$ polinomi di ritardo che soddisfano le usuali condizioni di stazionarietà ed invertibilità. La (2), date le condizioni iniziali, diventa

$$Y_t = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)}e_t \quad (5)$$

con \mathbf{X}_t vettore riga corrispondente agli indicatori al tempo t . Nelle applicazioni pratiche correnti del metodo di Chow-Lin, tuttavia, i vincoli derivanti dall'esistenza di fattori comuni non vengono generalmente verificati sui dati prima di applicare la procedura. Ciò comporta che se tali vincoli vengono imposti pur non essendo validi, gli stimatori OLS e GLS sono inconsistenti (si vedano ad esempio Hoover, 1988 e Mizon, 1995). Poiché per il momento stiamo assumendo che il modello sia valido in tutte le sue implicazioni, assumiamo anche che i vincoli derivanti dall'esistenza di fattori comuni siano anch'essi validi e che pertanto si possano ottenere stime consistenti dei parametri. Sotto questa ipotesi, il fatto di dover derivare una stima di Ω_u utilizzando una stima di Ω_U pone comunque un problema di identificazione, in quanto si devono stimare $mT(mT + 1)/2$ parametri avendone a disposizione soltanto $T(T + 1)/2$.¹¹ In altri termini, in generale non esiste una relazione biunivoca tra Ω_u e Ω_U . Pertanto, per poter ottenere una stima di Ω_u a partire dalle informazioni aggregate, è necessario imporre delle restrizioni di identificazione. Un tentativo di risolvere questo problema è stato proposto da Wei e Stram (1990). Questi autori dimostrano che, *se sono soddisfatte alcune condizioni*, Ω_u può essere stimata in modo univoco a partire dalle informazioni aggregate. Tuttavia, è bene notare che le condizioni richieste

¹⁰Questo aspetto viene già riconosciuto da Chow e Lin (1971).

¹¹Marcellino (1996a) osserva che se il processo d'interesse è stazionario in covarianza, il numero di gradi di libertà, pur rimanendo molto elevato (esattamente pari a $T[m - 1]$), si riduce notevolmente.

altro non sono se non condizioni di identificazione che riguardano sia la natura del processo disaggregato non osservabile, sia le caratteristiche (queste invece osservabili) del processo aggregato temporalmente. In particolare Wei e Stram (1990) impongono che

1. il processo disaggregato non ha "periodicità nascoste di ordine m ".
2. il modello ARMA del processo aggregato è di ordine p, d, r , con $r \leq p + d + 1$;
3. l'ordine del fattore MA per il processo disaggregato è pari a $p + d + 1$;
4. se l'ordine di aggregazione m è pari, le radici reali del fattore AR del processo aggregato sono tutte positive.

Ciascuna di queste condizioni opera delle restrizioni rispetto alla classe di processi ammissibili. In particolare, con la condizione (1.) si assume *a priori* che le radici λ_i ($i = 1, \dots, p$) del fattore autoregressivo (di ordine p) del processo disaggregato siano tali che se $\lambda_i^m = \lambda_k^m$ (con $i \neq k$), allora deve anche essere $\lambda_i = \lambda_k$. Una implicazione importante di questa assunzione è facile da verificare: per qualunque ordine di aggregazione s , questa condizione esclude semplici processi stagionali del tipo

$$\varphi(B)(1 - \rho B^s)z_j = \vartheta(B)\xi_j, \quad |\rho| < 1, \quad \xi_j \sim \text{IID}(0, \sigma_\xi^2) \quad (6)$$

con i polinomi in B che soddisfano le usuali condizioni di stazionarietà ed invertibilità.

Anche la condizione (3.) può essere estremamente stringente in pratica. Tuttavia, ciò che preme sottolineare qui è che, nell'ambito delle tematiche discusse nel presente lavoro, il contributo di Wei e Stram (1990) può essere letto come un tentativo di dare coerenza alle possibili condizioni di identificazione necessarie per la stima di Ω_u dati i residui stimati a livello aggregato.¹² Al contrario, non si tratta evidentemente della negazione dell'esistenza del problema generale dell'identificazione di Ω_u che viene invece esplicitamente riconosciuto dai due autori.

2.3 Il modello non è correttamente specificato

Non dovrebbe sfuggire che il problema dell'identificazione di Ω_u sulla base dell'informazione derivante dai residui stimati dalla (2), non può essere trattato indipendentemente da quello relativo alla *natura* di Ω_U . Con questo

¹²Fra l'altro, si noti anche che le argomentazioni contenute in Wei e Stram (1990) si riferiscono esclusivamente al caso $\mathbf{v}' = (1, 1, \dots, 1, 1)$.

intendiamo dire che $\Omega_U \neq \sigma_U^2 \mathbf{I}_T$ può derivare da problemi di specificazione nella (2), e di questo è necessario tener conto. Infatti esiste una probabilità non trascurabile che il modello aggregato possa non essere correttamente specificato, data la natura statica dell'equazione (2), il fatto che questa viene stimata su valori aggregati temporalmente e probabilmente anche in presenza di errori di misurazione nelle variabili d'interesse.

Che le relazioni esistenti tra le variabili economiche siano statiche è ovviamente un'eccezione, più che la regola. Per questo, l'omissione di fattori di dinamica porta comunemente a problemi di cattiva specificazione e autocorrelazione dei residui stimati. Dato che questo è un argomento standard, non ci soffermeremo più a lungo su questo punto. Al contrario, gli effetti indotti dalla presenza di errori di misurazione e dall'aggregazione temporale pur essendo molto interessanti e praticamente rilevanti, sembrano essere stati del tutto trascurati nella letteratura relativa ai metodi di disaggregazione temporale con indicatori di riferimento. Per questa ragione li considereremo qui di seguito.

2.3.1 Errori di misurazione

In questa sezione si considerano gli effetti indotti dalla presenza di un semplice errore di misurazione sul metodo di Chow e Lin.

Il fatto che le stime di CN vengano revisionate annualmente di per sé testimonia l'esistenza di errori di misurazione in queste stesse stime. La situazione migliore ipotizzabile è quella in cui l'errore di misurazione è un puro *white noise*. Allo stesso tempo gli indicatori, nel migliore dei casi, sono pari alle variabili d'interesse, a meno di un errore di misurazione serialmente incorrelato.¹³ Seguendo un argomento simile a quello sviluppato in Lupi (1996), si assuma perciò che sia la variabile da trimestralizzare Y_t che l'indicatore X_t (che qui supponiamo per semplicità essere uno scalare) siano due misure indipendenti e corrette in media (eventualmente a meno di un fattore di proporzionalità) della variabile non osservabile "vera" di CN, Z_t , che è generata da un semplice processo stocastico. Per quanto detto, questo dovrebbe essere un quadro di riferimento ideale per una procedura di trimestralizzazione. Formalmente:

$$Y_t = \alpha Z_t + \zeta_{1t} \quad (7)$$

$$X_t = \gamma Z_t + \zeta_{2t} \quad (8)$$

¹³E' chiaro che questa è una situazione ideale che utilizziamo a solo scopo illustrativo. Se gli indicatori fossero effettivamente delle misure (sia pure soggette ad errore) delle variabili d'interesse, queste sarebbero osservabili e pertanto non avrebbe senso utilizzare metodi di stima indiretti.

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + \zeta_{3t} \quad (9)$$

con¹⁴

$$\begin{pmatrix} \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \\ \zeta_{3t} \end{pmatrix} \sim \text{IN} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \nu_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \nu_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \nu_{33} \end{pmatrix} \right]. \quad (10)$$

Le prime due equazioni del modello possono essere riparametrizzate in termini delle osservabili come

$$Y_t = \beta X_t + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

dove $\beta = \alpha/\gamma$, $\varepsilon_{1t} = \zeta_{1t} - \beta\zeta_{2t}$, $\varepsilon_{2t} = \zeta_{2t} - \rho\zeta_{2t-1} + \zeta_{3t}$. Si noti che la (11) è l'equazione sulla quale si basa la trimestralizzazione. Tuttavia, le stime derivanti dalla (11) stimata isolatamente sono distorte e inconsistenti. Ciò deriva dal fatto che la (11) non è il modello condizionato corretto. Considerando $E(Y_t|X_t, X_{t-1})$ è possibile mostrare che, in prima approssimazione,¹⁵ il modello corretto è

$$Y_t = b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + \xi_t$$

con $b_0 = \beta + \sigma_{12}/\sigma_{22}$, $b_1 = -\rho\sigma_{12}/\sigma_{22}$, dove $\sigma_{12} = -\beta\nu_{22}$ e $\sigma_{22} = (1 + \rho^2)\nu_{22} + \gamma^2\nu_{33}$. Non considerare il termine in X_{t-1} nell'equazione di trimestralizzazione causa non soltanto autocorrelazione dei residui, ma anche distorsione e inconsistenza delle stime. Se le stime sono distorte e inconsistenti, non ha più molto senso cercare di ricavare in modo efficiente $\hat{\Omega}_u$ a partire dalle informazioni aggregate.¹⁶

Dovrebbe in ogni caso essere chiaro a questo punto che la struttura di autocovarianze di $\{\hat{U}_t\}$ è in generale una quantità derivata e non è parte intrinseca del processo generatore dei dati. Per questa ragione il metodo di Chow-Lin perde parte del suo significato originario. Ciò non dovrebbe destare alcuna sorpresa, ma sembra non essere mai stato esplicitamente riconosciuto in letteratura.

¹⁴Naturalmente sarebbe possibile complicare l'analisi introducendo autocorrelazioni e correlazioni incrociate tra gli ζ_{it} o utilizzando un processo più complicato per Z_t . Tutto ciò comporta solo un appesantimento dell'algebra, senza che le conclusioni essenziali vengano modificate.

¹⁵Per una spiegazione dettagliata del perché in questo caso si tratta di una approssimazione, si veda Lupi (1996).

¹⁶Evidentemente, perché il problema dell'identificazione di Ω_u possa avere senso, è necessario che il modello aggregato sia correttamente specificato. Se la natura di Ω_U non è quella che si assume implicitamente e se la sua stima non è consistente, a maggior ragione non ha alcun senso porsi il problema di effettuare un'inferenza corretta per quanto riguarda Ω_u .

2.3.2 Aggregazione temporale

L'aggregazione temporale che trasforma la (1) nella (2) produce un insieme di effetti sulla stima e l'inferenza relativa ai parametri dell'equazione (2).¹⁷ Questo aspetto, pur essendo estremamente rilevante, è stato totalmente ignorato nella letteratura relativa alla disaggregazione temporale. Il risultato fondamentale è che, anche se la (1) è soddisfatta, tuttavia ciò non è sufficiente a garantire che lo stimatore di Chow e Lin sia consistente.

Si assuma che i dati disaggregati siano generati dal seguente semplice, ma non implausibile, processo bivariato¹⁸

$$y_j = \beta x_j + \eta_{1j} \quad (13)$$

$$x_j = \gamma y_{j-1} + \eta_{2j} \quad (14)$$

dove la (13) corrisponde alla (1) e dove

$$\begin{pmatrix} \eta_{1j} \\ \eta_{2j} \end{pmatrix} \sim \text{IN} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 \\ 0 & \sigma_{22} \end{bmatrix} \right). \quad (15)$$

La forma ridotta del sistema (13)-(15) è data da

$$y_j = \beta \gamma y_{j-1} + \varepsilon_{1j} \quad (16)$$

$$x_j = \gamma y_{j-1} + \varepsilon_{2j} \quad (17)$$

con

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1j} \\ \varepsilon_{2j} \end{pmatrix} \sim \text{IN} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{11} + \beta^2 \sigma_{22} & \beta \sigma_{22} \\ \beta \sigma_{22} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \right). \quad (18)$$

Si noti che indicando con \mathfrak{S}_τ l'informazione fino al tempo τ , $E(y_j|x_j, \mathfrak{S}_{j-1}) = \beta x_j$ per cui la (13) è il modello condizionato corretto. Inoltre nella (13) x_j è debolmente esogeno, nel senso di Engle *et al.* (1983), rispetto al parametro d'interesse β che potrebbe perciò essere stimato in modo efficiente semplicemente dalla (13) se sia la x_j che la y_j fossero osservabili.¹⁹

L'effetto indotto dall'aggregazione temporale può essere analizzato supponendo per semplicità che la variabile d'interesse y_t , come pure il suo indicatore x_j , sia una variabile di *stock* e assumendo altresì che Y_t sia osservabile ogni due periodi, cosicché $\mathbf{Y} = \mathbf{A}^* \mathbf{y}$, $\mathbf{X} = \mathbf{A}^* \mathbf{x}$ con $\mathbf{A}^* = \mathbf{I}_T \otimes (0, 1)$. Marcellino

¹⁷Si vedano Marcellino (1996b) e Marcellino (1998).

¹⁸Anche in questo caso, senza perdere in generalità si assume che l'indicatore x_t sia uno scalare.

¹⁹Ciò è dovuto al fatto che la matrice di covarianze degli ε_{ij} è diagonale.

(1996b, 1998) dimostra che il processo (16)-(18), a seguito dell'aggregazione temporale, diventa

$$Y_t = \beta^2 \gamma^2 Y_{t-1} + E_{1t} \quad (19)$$

$$X_t = \beta \gamma^2 Y_{t-1} + E_{2t} \quad (20)$$

con

$$\begin{pmatrix} E_{1t} \\ E_{2t} \end{pmatrix} \sim \text{IN} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Upsilon_{11} & \Upsilon_{12} \\ \Upsilon_{12} & \Upsilon_{22} \end{bmatrix} \right) \quad (21)$$

dove $\Upsilon_{11} = \varrho(\sigma_{11} + \gamma^2 \sigma_{22})$, $\Upsilon_{22} = \gamma^2 \sigma_{11} + \varrho \sigma_{22}$, $\Upsilon_{12} = \beta \gamma^2 \sigma_{11} + \beta \varrho \sigma_{22}$, e dove $\varrho = (1 + \beta^2 \gamma^2)$. Il modello condizionato corretto, dopo l'aggregazione diventa pertanto

$$Y_t = bX_t + cY_{t-1} + E_{3t} \quad (22)$$

dove $b = \Upsilon_{12}/\Upsilon_{22}$ e $c = \beta^2 \gamma^2 - \beta \gamma^2 \Upsilon_{12}/\Upsilon_{22}$.

In questo semplice esempio, anche se i dati a livello disaggregato sono generati secondo un modello perfettamente coerente con le ipotesi di base del metodo di Chow e Lin, il modello aggregato statico non è ben specificato. Ancora una volta la specificazione statica del modello aggregato porta a stime inconsistenti e ad un'autocorrelazione dei residui che non ha alcuna relazione con l'autocorrelazione (assente nell'esempio) dei residui a livello disaggregato. In questo caso è ancora più evidente come il problema dell'identificazione di Ω_u sia privo di senso se non viene considerato congiuntamente a quello della natura dell'autocorrelazione dei residui aggregati.

L'esempio potrebbe essere complicato considerando processi generatori dei dati più complessi e dati di flusso trimestrali. Le conclusioni qualitative rimarrebbero sostanzialmente invariate.

2.4 Chow-Lin in pratica

La pratica corrente seguita dall'ISTAT (ma non solo) consiste nell'assumere *a priori* che il processo $\{u_j\}$ abbia una struttura di tipo AR(1).²⁰ Il vantaggio di questa restrizione è dato dalla semplicità della forma della matrice Ω_u che è funzione di due soli parametri (la varianza e il coefficiente di autocorrelazione al primo ritardo) che vengono stimati a partire dai residui aggregati attraverso una procedura iterativa (Barbone *et al.*, 1981). Inoltre, l'imposizione di $\{u_j\} \sim AR(1)$ riduce la possibilità di avere "salti" considerati implausibili nelle serie stimate.²¹ Tuttavia, deve essere chiaro che l'imposizione (non

²⁰Il che corrisponde ad uno dei suggerimenti contenuti nel contributo originale di Chow e Lin (1971).

²¹Esistono altre condizioni di identificazione che, pur essendo comunemente utilizzate in pratica, sono prive di fondamento da un punto di vista teorico. In particolare la soluzione

verificata sui dati) di una struttura AR(1) risponde unicamente a criteri di convenienza. Infatti, il metodo di Chow-Lin dovrebbe essere applicato solo se esistono restrizioni di tipo *common factor* compatibili con la struttura di autocorrelazione postulata. L'alternativa può essere quella di cercare di ridurre il "peso" del fattore autoregressivo, tentando di specificare equazioni di trimestralizzazione che non mostrino segni evidenti di autocorrelazione dei residui. La nostra tesi pertanto è che, dato lo stato attuale dell'arte e da un punto di vista estremamente pragmatico, volendo utilizzare il metodo di Chow-Lin (o una delle sue numerose varianti) come base per la realizzazione di procedure di disaggregazione temporale, il meglio che si possa fare è cercare di sfruttare al massimo l'informazione disponibile a livello aggregato. Ciò significa innanzi tutto che, poiché il ruolo svolto dagli indicatori all'interno delle procedure di trimestralizzazione è cruciale, la scelta degli indicatori deve essere guidata, nell'ambito dei dati disponibili, quanto più possibile dall'applicazione di criteri oggettivi e statisticamente validi. Ciò introduce la discussione informale contenuta nel prossimo paragrafo.

3 Valutazione e scelta degli indicatori

Occorre tener presente che le procedure di disaggregazione temporale che utilizzano indicatori di riferimento sono basate su modelli econometrici stilizzati che devono possedere "buone" proprietà econometriche. Tuttavia, se da un lato ciò offre degli strumenti per discriminare fra diversi indicatori, dall'altro non costituisce un criterio sufficiente per definire *cosa sia* un "buon indicatore". Anzi, in un certo senso, introduce un fattore di ambiguità che cercheremo di chiarire.

Per chi sia abituato a lavorare su modelli econometrici è naturale pensare ad un modello come ad una riduzione valida del processo che genera i dati d'interesse (si veda ad esempio Hendry e Richard, 1982; Hendry, 1987, 1993, 1995). Ciò implica l'uso, da parte del ricercatore, di quelle variabili che "spiegano" in senso economico, l'andamento delle grandezze che si vogliono modellare. E' quindi logico che nei modelli econometrici per l'analisi economica le informazioni derivanti dalla teoria economica debbano essere utilizzate in modo appropriato. Al contrario, poiché le procedure di disaggregazione temporale sono costituite da modelli econometrici stilizzati

proposta da Fernández (1981) assume $\{u_t\}$ generato da un *random walk*. Una variante, introdotta da Litterman (1983), considera $\{u_t\}$ come un *random walk* con errori autocorrelati. D'altra parte, se i residui $\{u_t\}$ sono I(1), il modello non può essere ben specificato per definizione. Una discussione maggiormente approfondita di questo punto è contenuta in Lupi e Parigi (1994, 1996).

finalizzati alla produzione di dati, in questi modelli la scelta delle variabili "esplicative" (gli indicatori) deve ricadere esclusivamente su quantità che misurino in modo indipendente le variabili oggetto della disaggregazione. In altre parole, le relazioni econometriche alla base delle procedure di disaggregazione temporale non sono costituite da equazioni di comportamento (come nel caso dei modelli econometrici "tradizionali"), quanto piuttosto da equazioni di misurazione. Per la specificità del problema e la necessità di ricorrere a modelli estremamente semplificati, una procedura "dal generale al particolare", solitamente auspicabile nella costruzione di un modello econometrico (Hendry, 1987, 1993, 1995), in questo contesto è spesso di difficile applicazione.²² Ciò non toglie che, per quanto esposto nel paragrafo precedente, la scelta degli indicatori e la valutazione delle equazioni di trimestralizzazione debba avvenire secondo un approccio metodologicamente rigoroso, sia pure nell'ambito dei vincoli imposti di volta in volta dalla disponibilità dei dati e dalle caratteristiche del metodo di disaggregazione temporale, proprio al fine di sfruttare al meglio tutta l'informazione disponibile e ridurre al minimo gli inconvenienti legati al metodo di trimestralizzazione stesso. Sono proprio questi aspetti che hanno motivato il presente lavoro.

3.1 Valutazione preliminare degli indicatori e specificazione econometrica

La valutazione preliminare della qualità degli indicatori è un passo necessario nello sviluppo di una procedura di disaggregazione temporale. Per la natura stessa dei dati, tale analisi viene condotta a livello annuale. Il primo passo è solitamente quello di calcolare il coefficiente di correlazione semplice tra le variabili da disaggregare e gli indicatori, espressi sia in livelli che in variazioni. Per ciascun fenomeno d'interesse, generalmente si procede anche alla stima di una semplice regressione lineare statica tra la serie annuale e gli indicatori, espressi in livelli.²³ Naturalmente, criteri di valutazione basati esclusivamente sulle correlazioni (inclusa la semplice valutazione dei parametri della regressione) non sono sufficienti per poter esprimere giudizi sulla qualità degli indicatori, specialmente quando l'analisi è condotta sui livelli delle variabili d'interesse.²⁴ Pertanto è sempre auspicabile avere per ciascuna

²²Un'area interessante di ricerca è quella che riguarda la possibilità di inserire fattori di dinamica e trasformazioni non lineari (in particolare logaritmiche) dei dati nelle equazioni alla base delle procedure di disaggregazione temporale. Si vedano, ad esempio, Gregoir (1994) e Salazar *et al.* (1994).

²³Nella quasi totalità dei casi pratici si utilizza un solo indicatore per ciascuna serie.

²⁴E' evidente in questo caso l'importanza potenziale della correlazione spuria. Si vedano ad esempio Granger e Newbold (1974) e Phillips (1986).

variabile un insieme quanto più complesso possibile di statistiche di diagnosi relative al modello di regressione annuale. Questa fase costituisce, nel caso in cui vi fossero problemi di specificazione, il primo passo verso specificazioni econometriche alternative, ottenute attraverso l'utilizzo di differenti o di ulteriori indicatori o l'introduzione nel modello di variabili ausiliarie, come *trend* spezzati e variabili *dummy*.

L'applicazione dei consueti *test* di cattiva specificazione²⁵ in regressioni statiche fra le variabili e gli indicatori tende, nella maggior parte dei casi pratici, ad evidenziare la presenza di autocorrelazione ed eteroschedasticità nei residui delle equazioni stimate. A seguito della discussione contenuta nei paragrafi precedenti, questo risultato non è certamente sorprendente. L'uso di variabili ausiliarie e di metodi di correzione per l'autocorrelazione dei residui, legati ad un approccio di analisi econometrica tradizionale, non sempre sono in grado di risolvere questi problemi. Ad esempio, l'utilizzo di *trend* spezzati — frequente nella pratica corrente — se da un lato può migliorare il *fit* della regressione, dall'altro non necessariamente risolve i problemi di autocorrelazione e, al contrario, può indebolire la relazione esistente tra variabile ed indicatore. Questo stesso effetto può essere indotto anche dall'uso improprio di metodi di correzione dell'autocorrelazione, come dimostrato in Mizon (1995). Pertanto questi strumenti devono essere sempre utilizzati con una certa cautela.

Un ulteriore problema potenzialmente rilevante è quello del cambiamento strutturale della relazione tra la variabile e uno o più dei suoi indicatori. Una soluzione frequentemente utilizzata è costituita, nel caso di un solo indicatore,²⁶ dalla specificazione di un modello del tipo

$$Y_t = c + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + v_t \quad (t = 1, \dots, T) \quad (23)$$

dove $X_{1t} \equiv X_t$ per $t \leq t_0$ e $X_{1t} \equiv 0$ altrimenti e dove $X_{2t} \equiv X_t$ per $t > t_0$ e $X_{2t} \equiv 0$ altrimenti, quando t_0 rappresenta la data del *break* strutturale. Il modello (23) può essere riparametrizzato come

$$Y = c + \beta_2 X_t + \gamma d_t X_t + v_t \quad (24)$$

dove d_t è una variabile *step dummy* non nulla fino al tempo t_0 e $\gamma = (\beta_1 - \beta_2)$. Tuttavia, per evitare l'emergere di risultati spuri, anche in questo caso la compatibilità di una struttura di questo tipo con i dati dovrebbe essere preventivamente verificata con l'ausilio di *test* sulla stabilità strutturale dell'e-

²⁵Per una trattazione approfondita, si veda Godfrey (1988).

²⁶Il caso di un solo indicatore viene utilizzato qui per chiarezza di esposizione. Ovviamente, l'argomento può essere generalizzato ad un numero qualsiasi di indicatori.

quazione statica.²⁷ Si noti comunque che, particolarmente nel caso in cui t_0 è vicino alla fine del campione temporale, il modello (24) può presentare problemi di multicollinearità.

In sintesi, l'obiettivo dell'analisi preliminare è quello di mettere il ricercatore nelle condizioni di poter sfruttare al meglio l'informazione disponibile massimizzando il contenuto informativo degli indicatori attraverso un uso oculato delle diagnostiche di base ed eventualmente di variabili ausiliarie, quando queste si rivelano in grado di alleviare i problemi presenti nella semplice equazione statica, senza pregiudicare la relazione esistente fra variabile ed indicatore.²⁸

3.2 Aggregazione lineare contemporanea e trimestralizzazione

Un punto importante, solitamente trascurato nella letteratura sulla disaggregazione temporale, è quello della definizione del livello di aggregazione contemporanea al quale realizzare la stima delle variabili trimestrali. Nelle applicazioni questa scelta è generalmente lasciata esclusivamente a valutazioni di carattere qualitativo, non essendo supportata da criteri econometrici in grado di definire, dal punto di vista quantitativo, la precisione delle stime trimestrali in relazione ai differenti livelli di aggregazione degli indicatori. E' nostra opinione che l'applicazione di questi criteri possa, al contrario, avere una duplice finalità: da un lato, individuare il grado di aggregazione che consente di ottenere stime più accurate del fenomeno in esame e dall'altro disporre, per un dato livello di aggregazione, di una misura che permetta di valutare i miglioramenti conseguiti nella specificazione delle singole equazioni disaggregate.

3.2.1 Aggregazione contemporanea: i criteri di scelta "goodness of fit"

La letteratura econometrica concernente l'aggregazione lineare contemporanea si è dedicata prevalentemente al problema dell'accuratezza della stima

²⁷Si ricordi comunque che è buona norma non prendere alla lettera i risultati dei *test*. Tutti i *test* di specificazione, ivi inclusi i *test* sulla stabilità strutturale dei modelli, possono rifiutare l'ipotesi nulla per la presenza di problemi di specificazione che non implicano necessariamente la validità dell'ipotesi alternativa.

²⁸Un approccio per la verifica della validità dei risultati di disaggregazione, basato sulla compatibilità tra le stime preliminari e i dati, è stato proposto da Guerrero (1990). Per una critica si veda Lupi e Parigi (1994, 1996). In realtà, evidenza della compatibilità fra la stima preliminare ed i dati è fornita indirettamente proprio dalla diagnostica del modello di regressione utilizzato in fase di trimestralizzazione.

e al guadagno o alla perdita informativa connessi all'impiego di modelli caratterizzati da un differente grado di aggregazione. In altri termini, lo scopo di questo filone d'indagine è quello di stabilire, sulla base di criteri univocamente determinati, se nel modellare una grandezza aggregata abbia maggior "potere esplicativo" una singola equazione aggregata o piuttosto un complesso di equazioni disaggregate (dove in questo caso la variabile aggregata è stimata come somma dei corrispondenti valori disaggregati).

In termini formali, il punto di partenza per l'analisi dei problemi di aggregazione è dato dalla specificazione di un modello disaggregato, composto da r equazioni lineari del tipo

$$\mathbf{M}_d : \mathbf{Y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{U}_i \quad (i = 1, 2, \dots, r) \quad (25)$$

con \mathbf{Y}_i un vettore ($T \times 1$) e \mathbf{X}_i una matrice ($T \times k$). Nell'ambito di questa particolare specificazione del modello (25), si ipotizza inizialmente che le variabili dipendenti delle r equazioni disaggregate siano espresse ciascuna in funzione del medesimo insieme di regressori. Il modello aggregato corrispondente alla (25) può essere espresso come

$$\mathbf{M}_a : \mathbf{Y}_a = \mathbf{X}_a \boldsymbol{\beta}_a + \mathbf{U}_a \quad (26)$$

dove $\mathbf{Y}_a = \sum_{i=1}^r \mathbf{Y}_i$ e $\mathbf{X}_a = \sum_{i=1}^r \mathbf{X}_i$.

Il problema della scelta del livello di aggregazione contemporanea si presenta quando nel modellare la variabile aggregata \mathbf{Y}_a si pone la questione se utilizzare il modello aggregato (26) o quello disaggregato (25). Un primo criterio econometrico del tipo *goodness of fit*, che consente di operare una scelta tra modelli con differente livello di aggregazione, è quello proposto da Grunfeld e Griliches (1961) (GG, d'ora in poi). In base a questo criterio, si preferisce il modello disaggregato \mathbf{M}_d se

$$\sum_{i=1}^r \widetilde{\mathbf{U}}_i' \widetilde{\mathbf{U}}_i < \widetilde{\mathbf{U}}_a' \widetilde{\mathbf{U}}_a \quad (27)$$

dove i residui ($\widetilde{\mathbf{U}}_i$ e $\widetilde{\mathbf{U}}_a$) sono ottenuti sulla base di stime OLS rispettivamente di \mathbf{M}_d e \mathbf{M}_a . Si noti che l'eventuale presenza di correlazione contemporanea fra gli errori del modello disaggregato può far sì che il criterio GG risulti, per piccoli campioni, distorto. Recentemente è stata proposta una generalizzazione del criterio (27) che, oltre a consentire la presenza di covarianza contemporanea fra gli errori disaggregati, permette di considerare specificazioni più generali delle equazioni disaggregate, ciascuna basata su un insieme di regressori differenti (Pesaran *et al.*, 1989). Si assumano \mathbf{X}_i ($i = 1, \dots, r$) e \mathbf{X}_a composti rispettivamente da k_i e da k_a regressori con

$k_i \neq k_a$. La generalizzazione del criterio (27) è data dal confronto fra le seguenti espressioni

$$S_a^2 = \frac{\widetilde{\mathbf{U}}_a' \widetilde{\mathbf{U}}_a}{T - k_a} \quad (28)$$

$$S^2 = \sum_{i,l=1}^r \widehat{\sigma}_{il} \quad (29)$$

dove $\widehat{\sigma}_{il} = \{T - k_i - k_l + \text{tr}(\mathbf{B}_i \mathbf{B}_l)\}^{-1} \widetilde{\mathbf{U}}_i' \widetilde{\mathbf{U}}_l$ con $\mathbf{B}_i = \mathbf{X}_i (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i'$.

Analogamente al criterio (27) si sceglierà il modello disaggregato se $S^2 < S_a^2$.

3.2.2 "Aggregation loss", errori di specificazione e trimestralizzazione

Nell'originale impostazione data da Theil al problema dell'aggregazione di relazioni lineari veniva ricavato, nell'ipotesi di corretta specificazione delle singole equazioni disaggregate e di natura non-stocastica dei regressori, un risultato di *aggregation loss*, ossia di superiorità in media del modello disaggregato rispetto alla sua versione aggregata (Theil, 1954). In altre parole, in questo caso particolare il processo di aggregazione di un'insieme di equazioni lineari tende in generale a produrre una perdita informativa. Soltanto nel caso di "perfetta aggregazione" il modello aggregato risulta equivalente a quello disaggregato. In realtà, il risultato finale circa la possibilità di avere una perdita di informazione dipende dall'interazione complessa dell'errore di aggregazione, degli errori di specificazione nelle equazioni e degli errori di misurazione presenti ai diversi livelli di aggregazione. Per questo motivo è possibile che si riscontri nella realtà un *aggregation gain*. Ne deriva che, come suggeriscono Pesaran *et al.* (1989, pp. 871-872),

"the issue of whether one should choose the aggregate or the disaggregate model cannot be resolved by *a priori* reasoning alone and has to be settled with respect to particular problems and in the context of specific models".

Tenendo presente questa considerazione, vale la pena di evidenziare quali siano più in dettaglio le implicazioni dell'utilizzo di criteri di scelta tra livelli alternativi di aggregazione contemporanea nell'ambito delle procedure di trimestralizzazione dei conti nazionali. Da un punto di vista operativo, l'applicazione di questi criteri consente di individuare il livello di aggregazione al quale corrispondono stime più accurate dei fenomeni in esame. In presenza di un *aggregation gain* per un blocco di equazioni di trimestralizzazione,

questi criteri segnalano la convenienza di stimare una variabile trimestrale a livello aggregato, basandosi soltanto sulla relativa equazione aggregata e di utilizzare questa stima come *benchmark* per stime settorialmente più disaggregate.²⁹ Da un punto di vista più generale, invece, l'adozione di questi criteri consente di disporre, per un dato livello di aggregazione, di una misura in grado di valutare i miglioramenti conseguiti nella specificazione delle singole equazioni disaggregate.

Benché le possibili cause di cattiva specificazione di un insieme di equazioni di trimestralizzazione a livello molto disaggregato siano molteplici, tuttavia, le principali sono:

- differenze nelle definizioni tra le singole voci di CN e quelle relative agli indicatori di riferimento utilizzati;
- presenza di discrepanze negli errori di misurazione tra le voci disaggregate e la voce aggregata, anche per la possibilità di compensazioni degli errori a livello aggregato.

Per queste ragioni, i criteri di scelta (27) e (28)-(29) possono rappresentare un utile supporto alla specificazione e stima delle equazioni di trimestralizzazione. A questo proposito si noti che, poiché l'intera procedura di disaggregazione temporale si basa sulle relazioni osservate a livello annuale tra variabile ed indicatore, è ragionevole ritenere che i *test* sul livello di aggregazione contemporanea debbano essere condotti sulle equazioni annuali.

4 Un'applicazione alla serie dei consumi alimentari e di bevande

I metodi descritti nei paragrafi precedenti verranno qui di seguito applicati alle serie trimestrali dei consumi finali delle famiglie in beni alimentari e bevande a prezzi costanti (1970-1994).³⁰

²⁹Un metodo che permette la disaggregazione temporale di serie storiche in presenza di un vincolo di aggregazione contemporanea è stato sviluppato da Di Fonzo (1990), sviluppando una precedente idea di Rossi (1982).

³⁰Si noti che, poiché l'oggetto del lavoro è quello di illustrare le opportunità di utilizzo di certi metodi e non quello di descrivere in dettaglio le procedure utilizzate dall'ISTAT a seguito dell'ultima revisione dei conti economici nazionali trimestrali (ottobre 1996), i dati utilizzati sono quelli precedenti all'ultima revisione della contabilità nazionale annuale (marzo 1996). I risultati quindi possono non coincidere perfettamente con quelli sottostanti le stime più recenti della contabilità nazionale trimestrale.

4.1 Analisi statistica preliminare, specificazione e stima

Prima di effettuare la disaggregazione temporale vera e propria, è necessario valutare la qualità degli indicatori che si intendono utilizzare. Va ancora una volta sottolineato che spesso, nella pratica corrente, il giudizio sulla "bontà" di un indicatore (o di un insieme di indicatori) tende a basarsi esclusivamente sull'analisi della struttura di covarianza che esiste tra indicatore e fenomeno d'interesse. Questo è per noi il punto di partenza dell'analisi che segue, relativa a 12 voci di spesa in beni di consumo della CN, di cui 10 appartenenti al comparto degli alimentari e 2 a quello delle bevande. Il periodo in esame è quello compreso fra il 1970 ed il 1994 e gli indicatori utilizzati sono le corrispondenti voci di spesa tratte dall'indagine campionaria ISTAT sui bilanci delle famiglie (BF).

Nella tabella 1 sono riportati i coefficienti di correlazione tra i consumi annuali di CN e quelli tratti dai BF.³¹ Questi coefficienti sono stati calcolati sia sui livelli delle variabili, che sulle variazioni annuali. Dall'esame di questa tabella emerge come sussista una situazione differenziata tra consumo di alimentari e quello di bevande. Nel caso degli alimentari, infatti, la correlazione tra alcune serie di CN e quelle di BF non appare particolarmente significativa. Vi è addirittura un caso — quello relativo alla voce Zucchero — nel quale la correlazione è negativa (-0.106 in livelli e -0.309 in termini di variazioni). Per converso, la voce aggregata degli alimentari presenta una correlazione relativamente elevata nel periodo in esame (0.978 in livelli e 0.488 in termini di variazioni annue). Nel caso delle bevande si presenta, invece, una situazione opposta. Pur non sussistendo a livello disaggregato una correlazione particolarmente elevata tra fenomeno ed indicatore, questa risulta comunque superiore a quella riscontrabile a livello aggregato.

Da questa analisi preliminare emerge come gli indicatori BF mostrino, nel caso degli alimentari e delle bevande, un contenuto informativo assai differenziato. Tra le possibili cause di questo fenomeno, la più rilevante è quella riconducibile ai differenti metodi di stima e alle diverse fonti statistiche utilizzate nella costruzione di questi dati. Se, infatti, le spese per consumi BF sono il prodotto di una rilevazione campionaria ripetuta nel tempo, le valutazioni annuali di CN di queste grandezze sono il risultato dell'applicazione di metodologie di stima assai più complesse.³² Nella tabella 2 sono riporta-

³¹Nella tabella 1 si fa riferimento ai consumi annuali tratti dalle indagini campionarie sui BF a prezzi costanti. Per gli aspetti relativi alla deflazione e al trattamento preliminare degli indicatori derivati dai BF si veda l'Appendice.

³²Nel calcolo del dato annuo, l'ISTAT oltre a tenere conto di indagini specifiche condotte internamente e di altre informazioni (generalmente ricavate da fonti come associazioni di

Tabella 1: Correlazioni tra variabili e indicatori(1970-1994)

	Corr(y_t, x_t) ^a	Corr($\Delta y_t, \Delta x_t$) ^b
<i>Pane e cereali</i>	0.865	0.274
<i>Carni</i>	0.811	0.432
<i>Pesci</i>	0.908	0.227
<i>Latte, formaggi e uova</i>	0.701	0.233
<i>Olii e grassi</i>	0.619	0.087
<i>Frutta e ortaggi</i>	0.814	0.063
<i>Patate</i>	0.622	0.341
<i>Zucchero</i>	-0.106	-0.309
<i>Caffè, the e cacao</i>	0.836	0.174
<i>Altri generi alimentari</i>	0.836	0.287
Alimentari	0.978	0.488
<i>Bevande analcoliche</i>	0.898	0.269
<i>Bevande alcoliche</i>	0.710	0.549
Bevande	0.660	0.392

(a) Coefficienti di correlazione semplice tra le serie annuali di CN e le corrispondenti serie derivate dai BF. (b) Coefficienti di correlazione semplice tra le variazioni annuali delle serie di CN e le variazioni delle corrispondenti serie derivate dai BF ($\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$).

Tabella 2: Diagnostica delle equazioni di trimestralizzazione

Equazione	N.v. ^a	R ²	AR1-2 ^b	ARCH ^c	Norm ^d	Etero ^e
<i>Pane e cereali</i>	5	0.97	0.558	0.794	0.640	0.245
<i>Carni</i>	5	0.95	0.639	0.866	0.597	0.391
<i>Pesci</i>	5	0.96	0.801	0.300	0.538	0.953
<i>Latte, formaggi e uova</i>	6	0.95	0.333	0.603	0.814	0.306
<i>Olii e grassi</i>	6	0.87	0.780	0.062	0.543	0.564
<i>Frutta e ortaggi</i>	5	0.79	0.290	0.825	0.872	0.208
<i>Patate</i>	5	0.90	0.790	0.957	0.378	0.895
<i>Zucchero</i>	6	0.98	0.017	0.186	0.509	0.240
<i>Caffè, the e cacao</i>	5	0.97	0.409	0.842	0.323	0.882
<i>Altri generi alimentari</i>	6	0.97	0.186	0.512	0.382	0.716
Alimentari	6	0.99	0.746	0.406	0.780	0.537
<i>Bevande analcoliche</i>	5	0.98	0.145	0.798	0.717	0.216
<i>Bevande alcooliche</i>	6	0.97	0.974	0.718	0.157	0.461
Bevande	4	0.86	0.318	0.913	0.229	0.420

Note: (a) Numero di variabili esplicative inclusa la costante. (b) Livello di significatività marginale del test di autocorrelazione fino al secondo ordine (Breusch e Pagan, 1980). (c) Livello di significatività marginale del test ARCH del primo ordine (Engle, 1982). (d) Livello di significatività marginale del test di normalità (Jarque e Bera, 1980). (e) Livello di significatività marginale del test di eteroschedasticità (White, 1980).

ti i risultati delle stime³³ delle "equazioni di trimestralizzazione" relative ai consumi di alimentari e bevande a prezzi costanti per il periodo 1970-1994. La forma di queste equazioni, identica a quella utilizzata dall'ISTAT, è

$$Y_t = c + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + w_t \quad (30)$$

dove Y_t è l'aggregato di CN annuale (ad esempio, il livello dei consumi finali interni delle famiglie in Frutta e Ortaggi), c il termine costante, \mathbf{X}_t è un vettore riga di k variabili di cui una è l'indicatore vero e proprio, tratto dall'indagine campionaria sui BF (espresso anch'esso in livello), mentre le altre $k - 1$ sono variabili ausiliarie (*impulse* o *step dummy*, *trend*, *trend* spezzati, ecc.) così come discusso nel paragrafo 3.1. Infine, w_t è un termine d'errore. Le stime (OLS) sono state effettuate secondo criteri esposti nei paragrafi

categoria, aziende pubbliche, ecc.) procede al "bilanciamento" delle stime delle grandezze di domanda e di offerta aggregata all'interno di una tavola *input-output* a 44 branche. Sul tema della coerenza tra stime dei consumi di CN e quelle desumibili dall'indagine sui BF si veda Mantegazza e Tassinari (1992).

³³Le stime sono state effettuate utilizzando Pc-Give Ver. 7.0 (Doornik e Hendry, 1992).

Tabella 3: Test di aggregazione contemporanea

Equazione	S^2	S_a^2	$\sum_i \mathbf{U}'_i \mathbf{U}_i$	$\mathbf{U}'_a \mathbf{U}_a$
Alimentari	2.460×10^6	1.056×10^6	3.242×10^7	2.006×10^7
Bevande	1.164×10^4	2.378×10^4	1.804×10^5	4.994×10^5

Le quantità riportate in tabella fanno riferimento alle formule (27), (28) e (29).

precedenti, nel tentativo di ottenere parametrizzazioni tali da soddisfare i principali criteri di "buona specificazione". Dall'esame della tabella emerge come l'equazione relativa alla voce Zucchero è l'unica a mostrare sintomi significativi della presenza di problemi di specificazione. Si ricordi tuttavia che, relativamente a questa voce di spesa, l'analisi preliminare aveva evidenziato una correlazione negativa tra variabile ed indicatore. Le equazioni riportate costituiscono la base dei successivi *test* di aggregazione, riportati in tabella 3.³⁴

I *test* di aggregazione basati sulle (27) e (28)-(29) sono stati effettuati al fine di valutare se, per la stima dei consumi trimestrali di alimentari e di bevande, fosse più opportuno ricorrere alla somma delle singole voci di consumo trimestralizzate ciascuna separatamente o ad un unico modello di disaggregazione temporale della voce aggregata.³⁵ Per quanto riguarda la voce alimentari, i risultati riportati nella tabella 3, mostrano una decisa preferenza per il modello aggregato rispetto a quello disaggregato. Un risultato opposto si ottiene per la voce bevande. Dal nostro punto di vista, quindi, sarebbe auspicabile che questa informazione venisse utilizzata nella fase di disaggregazione vera e propria. Ciò comporterebbe un diverso trattamento per la serie degli alimentari e quella delle bevande. In particolare, per quanto riguarda la voce Alimentari, dal nostro ragionamento e dai risultati empirici emerge l'opportunità di trimestralizzare direttamente la serie aggregata. Le stime delle singole voci possono essere poi ricavate utilizzando la

³⁴Si noti che per completezza in tabella sono riportati anche i risultati del criterio di Grunfeld e Griliches. Tale criterio presupporrebbe l'assenza di correlazione contemporanea tra i residui e la presenza degli stessi regressori in ciascuna equazione. I risultati di entrambi i criteri sono comunque concordi.

³⁵Un referee ci ha suggerito l'ulteriore alternativa di utilizzare all'interno delle equazioni di trimestralizzazione per la stima dell'aggregato, anziché un solo indicatore aggregato, r indicatori, ciascuno corrispondente ai singoli indicatori di ciascuna voce di consumo che costituiscono l'aggregato di interesse. Tuttavia, data la dimensione temporale estremamente ridotta dei campioni tipicamente utilizzati in questa tipologia di problemi, questa soluzione non appare generalmente praticabile per l'eccessiva perdita di gradi di libertà in fase di stima.

serie aggregata come vincolo. Per la voce Bevande, al contrario, sembra più utile trimestralizzare le due serie elementari separatamente e ricavare quella aggregata per somma.

4.2 Confronti tra le serie trimestrali

Le serie dei consumi finali di generi alimentari e bevande sono state stimate sia utilizzando il modello aggregato, sia come somma delle singole voci trimestralizzate separatamente. Si vogliono qui confrontare le serie trimestrali stimate secondo le due diverse procedure per cercare di valutare quanto le differenze dovute ai due metodi di stima siano importanti in pratica. Non è in linea di principio da escludere l'eventualità che le differenze eventualmente presenti nelle serie non abbiano alcuna rilevanza statistica.

Un criterio per verificare la significatività delle differenze tra due serie trimestrali è quello di stimare e valutare le caratteristiche di un modello statico del tipo

$$\hat{y}_a = c + \beta \hat{y}_d + \xi \quad (31)$$

dove \hat{y}_a è la serie trimestralizzata direttamente a livello aggregato, mentre \hat{y}_d è la serie derivante dall'aggregazione delle singole voci trimestralizzate separatamente. ξ è un residuo. Se le due serie sono stime non distorte l'una dell'altra deve essere $c = 0$ e $\beta = 1$. I risultati relativi alle serie di alimentari e bevande, sono riportati in tabella 4. I risultati evidenziano che le serie trimestrali stimate utilizzando i modelli disaggregati ed aggregati sono cointegrate. Il test di cointegrazione è stato inserito qui più che altro per completezza, poiché un simile risultato era prevedibile dato che i totali annui sono gli stessi per entrambe le versioni delle serie. Inoltre, per entrambe le voci di consumo non emerge alcuna significativa distorsione sistematica. Tuttavia, i residui di entrambe le regressioni evidenziano la presenza di autocorrelazione ed eteroschedasticità. Al fine di ottenere qualche indicazione aggiuntiva sono stati stimati due modelli in forma di ECM generalizzato (si veda Banerjee *et al.*, 1993)

$$\begin{aligned} \Delta \hat{y}_{a,t} = & c + \sum_{i=1}^{r-1} \alpha_i \Delta \hat{y}_{a,t-i} + \sum_{i=r+1}^m \alpha_i \hat{y}_{a,t-i} + \sum_{i=1}^{r-1} \beta_i \Delta \hat{y}_{d,t-i} + \sum_{i=r}^n \beta_i \hat{y}_{d,t-i} \\ & + \gamma (\hat{y}_a - \hat{y}_d)_{t-r} + e_t \end{aligned} \quad (32)$$

dove m e n sono gli ordini di \hat{y}_a e \hat{y}_d nel sottostante modello ADL, $r = \min(m, n)$ e le sommatorie si applicano solo nel caso in cui l'indice inferiore sia minore o uguale al superiore.

Tabella 4: Confronto tra le stime trimestrali

	Alimentari	Bevande
R^2	1.00	0.98
Coint ^a	-11.175 [<0.001]	-7.316 [<0.001]
$W_{c=0}$ ^b	0.945	0.077
$W_{\beta=1}$ ^c	0.942	0.077
$W_{c=0 \text{ and } \beta=1}$ ^d	0.997	0.207
AR1-5 ^e	0.000	0.000
ARCH4 ^f	0.035	0.030
Norm ^g	0.190	0.687
Etero ^h	0.097	0.010

Note: I risultati si riferiscono alla stima dell'equazione (31). (a) Test di cointegrazione basato sulla parametrizzazione ADL (Banerjee e Hendry, 1992, 1993): in parentesi quadra è riportato il livello di significatività marginale. (b) Livello di significatività marginale del test $c = 0$. (c) Livello di significatività marginale del test $\beta = 1$. (d) Livello di significatività marginale del test congiunto $c = 0$ e $\beta = 1$. (e) Livello di significatività marginale del test di autocorrelazione fino al quinto ritardo (Breusch e Pagan, 1980). (f) Livello di significatività marginale del test ARCH fino al quarto ordine (Engle, 1982). (g) Livello di significatività marginale del test di normalità (Jarque e Bera, 1980). (h) Livello di significatività marginale del test di eteroschedasticità (White, 1980).

Tabella 5: Stime ECM ristrette

Equazione	c	α_1	β_0	β_1	β_2	γ
Alimentari	-4.172 (3.324)	-0.665 (0.096)	0.980 (0.026)	0.731 (0.112)		-1.223 (0.111)
Bevande	-0.035 (0.503)		0.655 (0.034)	0.195 (0.040)		-0.526 (0.059)
	$k+1$ ^a	R^2	AR1-5 ^b	ARCH4 ^c	Norm ^d	Etero ^e
Alimentari	2	0.96	0.071	0.990	0.316	0.649
Bevande	2	0.90	0.439	0.030	0.395	0.000

Note: I risultati si riferiscono alla stima dell'equazione (32). (a) Ordine di ritardo massimo. (b) Livello di significatività marginale del test di autocorrelazione fino al quinto ritardo (Breusch e Pagan, 1980). (c) Livello di significatività marginale del test ARCH fino al quarto ordine (Engle, 1982). (d) Livello di significatività marginale del test di normalità (Jarque e Bera, 1980). (e) Livello di significatività marginale del test di eteroschedasticità (White, 1980).

Nella stima, è stata adottata una strategia "dal generale al particolare" e le eventuali restrizioni di esclusione sono state verificate sui dati. I risultati delle stime ristrette sono riportate nella tabella 5. Per entrambi gli aggregati si è reso necessario introdurre una variabile *dummy* puntuale per correggere un valore anomalo (nel 1984.1 per gli alimentari; nel 1985.1 per le bevande). Si noti che, pur in presenza di un *fit* pressoché perfetto, i residui dei modelli mostrano ancora segni di autocorrelazione ed eteroschedasticità. Inoltre, i modelli stimati implicano l'esistenza di una relazione dinamica significativa tra le differenti versioni con un ritardo fino a due trimestri. In sintesi, i risultati ottenuti evidenziano che le proprietà dinamiche delle serie stimate in forma aggregata sono significativamente differenti da quelle delle corrispondenti serie trimestrali ottenute dall'aggregazione di serie elementari. Il problema della scelta del livello di aggregazione contemporanea "migliore" a cui effettuare le stime non sembra per tanto essere una pura curiosità accademica.

5 Possibili implicazioni per l'analisi economica

Questo lavoro può essere collocato nell'ambito di un recente filone d'indagine che studia i legami che sussistono tra le fonti ed i metodi impiegati per stimare le serie storiche di CN e le proprietà statistiche delle serie stesse. L'idea

centrale di questa linea di ricerca è quella secondo la quale la produzione statistica ben difficilmente può essere "neutrale", per cui le caratteristiche osservate dei dati generalmente dipendono dalle specifiche metodologie statistiche utilizzate nella loro produzione. Alcuni contributi recenti trattano le implicazioni empiriche derivanti dalla presenza di errori di misurazione negli indicatori utilizzati nella stima di grandezze di CN. Esempi significativi in questo senso sono i lavori di Wilcox (1992) e Bell e Wilcox (1993), nei quali vengono esaminati i problemi connessi alla presenza di correlazione seriale negli errori di campionamento della rilevazione dell'indice americano delle vendite al dettaglio, impiegato dal *Bureau of Economic Analysis* (BEA) come indicatore per stimare negli USA i consumi finali delle famiglie. Altri studi esaminano i criteri seguiti dagli istituti nazionali di statistica per destagionalizzare le serie storiche economiche e gli effetti derivanti dall'applicazione di queste procedure per l'analisi economica applicata (per tutti si vedano Ghysels e Perron, 1993; Maravall, 1997). Il nostro lavoro studia le implicazioni empiriche connesse alle diverse scelte che possono essere operate nell'ambito di una procedura di disaggregazione temporale di una serie storica economica, utilizzata per la stima degli aggregati di CN infrannuale.

Abbiamo voluto sottolineare che, contrariamente a quanto spesso sostenuto in letteratura, in questo contesto le scelte rilevanti non sono soltanto relative al tipo di indicatore da utilizzare ma riguardano anche la particolare specificazione econometrica da adottare per le equazioni di disaggregazione e il livello di aggregazione contemporanea al quale effettuare le stime. Come abbiamo evidenziato nel paragrafo precedente, quest'ultimo aspetto non è ininfluenza rispetto alle proprietà dinamiche delle serie finali. Si è visto che, nel caso della voce dei consumi finali delle famiglie relativa ai consumi alimentari, il fatto di stimare la serie trimestrale come somma delle dieci serie elementari, ciascuna delle quali trimestralizzata separatamente, contrariamente a quanto si potrebbe supporre, implica una perdita di informazione ed un conseguente peggioramento nella qualità della stima trimestrale della serie aggregata. Il suggerimento che ne deriva in presenza di casi analoghi è quello di trimestralizzare la serie direttamente a livello aggregato e di utilizzare la stima così ottenuta come vincolo per le serie trimestrali elementari.

I nessi tra produzione statistica e modellistica economica e la crescente diffusione di metodi di stima indiretti, identificando una serie di nuovi problemi, comportano la necessità di individuare nuove linee di ricerca sia da parte degli istituti preposti alla produzione di dati che da parte degli utilizzatori finali degli stessi. Nel caso specifico in esame, per i primi emerge la necessità di porre sempre maggiore attenzione ai problemi di specificazione insiti nei metodi di stima indiretti. Ciò implica in generale la necessità di adottare sempre più diffusamente criteri di scelta fra varie opzioni operative

basati su principi strettamente statistico-econometrici. L'esempio riferito al problema dell'aggregazione contemporanea è da questo punto di vista assai significativo. Nella pratica corrente, il contabile nazionale è spesso guidato dall'idea che sia in generale più corretto effettuare le stime al massimo livello di disaggregazione possibile. Dai risultati dall'applicazione precedente si evince come ciò non sia necessariamente vero. Riteniamo di aver anche mostrato come *test* del tipo di quelli utilizzati in questo lavoro rappresentino degli utili strumenti decisionali. Va infine aggiunto come anche una sempre maggiore trasparenza ed esaustività nella presentazione dei dati e delle metodologie utilizzate per produrli può contribuire a migliorare l'utilizzo degli stessi.

Dal punto di vista degli utilizzatori, l'insieme degli aspetti presentati in questo lavoro ha conseguenze di portata generale. In ambiti in cui i dati sono più probabilmente soggetti ad errori di misura significativi, una pratica prudente potrebbe essere quella di non attribuire un'enfasi eccessiva alle interpretazioni economiche relative a semplici proprietà dinamiche dei dati. In taluni casi, infatti, queste potrebbero in parte riflettere la struttura di autocorrelazione degli errori di misurazione degli indicatori utilizzati nella produzione delle statistiche o distorsioni collegate alle differenti scelte di trattamento delle informazioni elementari nella stima dei dati finali. Naturalmente è evidente che gli utenti devono poter essere messi nelle condizioni di valutare se problemi di questo tipo siano o no rilevanti nello specifico contesto di studio che stanno esaminando. E' in ogni caso importante, per un corretto uso dei dati, conoscere le modalità di produzione dei dati stessi in termini di definizioni, fonti statistiche utilizzate nella loro stima, eventuali metodi econometrici adottati, ecc. Da quanto detto nei paragrafi precedenti, sembrerebbe emergere che i dati di CN trimestrale, per il loro stesso metodo di stima, possono effettivamente presentare aspetti problematici. Naturalmente sarebbe anche auspicabile l'ulteriore sviluppo ed il ricorso a metodi robusti per l'analisi di dati notoriamente affetti da problemi di misurazione.

6 Conclusioni

La stima trimestrale dei conti economici nazionali consente di fornire un quadro coerente dell'evoluzione dell'intera economia, utile sia al sistema delle imprese per la definizione dei propri piani di produzione e di investimento, sia all'operatore pubblico nell'ambito dei processi decisionali. In molti Paesi europei l'elaborazione di queste stime si fonda su metodologie indirette che fanno uso di indicatori di riferimento per la valutazione della dinamica infrannuale dei fenomeni in esame. Nell'ambito di queste procedure, di cui

una variante è utilizzata anche dall'ISTAT, la fase della valutazione preliminare della qualità degli indicatori non ha mai rappresentato in letteratura un terreno fertile d'indagine. L'argomento è generalmente trattato tramite il ricorso ad una semplice analisi di correlazione tra indicato ed indicatore. Questo lavoro, oltre a fornire una chiave di lettura non convenzionale di alcune procedure di disaggregazione temporale (adottate troppo spesso in maniera "automatica"), vuole portare la riflessione relativa alla disaggregazione temporale di serie storiche economiche sul versante dell'analisi relativa alla scelta tra indicatori alternativi, al corretto utilizzo degli indicatori stessi e alla individuazione del livello di aggregazione contemporanea al quale effettuare le stime. Si mostra come ciò sia possibile utilizzando maggiormente *test* di specificazione econometrica nell'ambito dell'analisi preliminare. I risultati che emergono dall'analisi empirica applicata ai consumi di alimentari e bevande a prezzi costanti per il periodo 1970-1994 mostrano chiaramente che le proprietà dinamiche delle serie trimestrali finali dipendono in modo significativo dall'insieme delle scelte operate nell'ambito della procedura di disaggregazione temporale. Ciò viene mostrato in particolare per quanto riguarda il livello di aggregazione contemporanea a cui viene effettuata la trimestralizzazione. Questo risultato implica la necessità di limitare al massimo il numero di scelte arbitrarie nel corso della costruzione della procedura di trimestralizzazione e di effettuare ciascuna scelta sulla base di verifiche formali e quanto più possibile oggettive.

Riferimenti bibliografici

- [1] ABADIR K.M. (1993), "OLS Bias in a Non-Stationary Autoregression", *Econometric Theory*, 9, 81-93.
- [2] BANERJEE A., DOLADO J.J., GALBRAITH J.W. e HENDRY D.F. (1993), *Co-integration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford, Oxford University Press.
- [3] BANERJEE A. e HENDRY D.F. (1992), "Testing Integration and Cointegration: An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 225-255.
- [4] BARBONE L., BODO G. e VISCO I. (1981), "Costi e profitti nell'industria in senso stretto: un'analisi di serie trimestrali", *Bollettino della Banca d'Italia*, 36, 465-510.
- [5] BELL W.R. e WILCOX D.W. (1993), "The Effect of Sampling Error on the Time Series Behaviour of Consumption Data", *Journal of Econometrics*, 55, 235-265.
- [6] BOLLINO C.A. (1994), "L'utilizzo delle tecniche di disaggregazione con indicatori per le stime di serie economiche territoriali", ISPE, Documenti di lavoro n.14/94.
- [7] BREUSCH T.S. e PAGAN A.R. (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- [8] BRUNO G., CUBADDA G., GIOVANNINI E. e LUPI C. (1994), "The Flash Estimate of Italian Quarterly GDP", lavoro presentato a: "INSEE-EUROSTAT Workshop on Quarterly National Accounts", Parigi. Di prossima pubblicazione.
- [9] CHOW G. e LIN A.L. (1971), "Best Unbiased Interpolation Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series", *Review of Economics and Statistics*, 53, 372-375.
- [10] DA EMPOLI D., SIESTO V. e ANTONELLO P. (1979), *Finanza pubblica e contabilità nazionale trimestrale*. Padova, CEDAM.
- [11] DI FONZO T. (1987), *La stima indiretta di serie economiche trimestrali*. Padova, CLEUP.

- [12] DI FONZO T. (1990), "The Disaggregation of M Time Series When Contemporaneous and Temporal Aggregates are Known", *Review of Economics and Statistics*, 72, 178-182.
- [13] DOORNIK J.A. e HENDRY D.F. (1992), *Pc-Give Version 7: An Interactive Econometric Modelling System*. Oxford, Institute of Economics and Statistics.
- [14] DURLAUF S.N. e PHILLIPS P.C.B. (1988), "Trends versus Random Walks in Time Series Analysis", *Econometrica*, 56, 1333-1354.
- [15] ENGLE R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
- [16] ENGLE R.F., HENDRY D.F. e RICHARD J.F. (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51, 277-304.
- [17] GENNARI P. e GIOVANNINI E. (1993), "La stima trimestrale dei conti nazionali mediante modelli a parametri variabili", ISTAT, Quaderni di Ricerca Economia e Ambiente n.5/1993.
- [18] GHYSELS E. e PERRON P. (1993), "The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 55, 57-98.
- [19] GODFREY L.G. (1988), *Misspecification Tests in Econometrics*. Cambridge, Cambridge University Press.
- [20] GRANGER C.W.J e NEWBOLD P. (1974), "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- [21] GREGOIR S. (1994), "Note sur un désagrégation temporelle basée sur des modèles dynamiques simples", lavoro presentato a: "INSEE-EUROSTAT Workshop on Quarterly National Accounts", Parigi. Di prossima pubblicazione.
- [22] GRUNFELD V.M. e GRILICHES Z. (1960), "Is Aggregation Necessarily so Bad?", *Review of Economics and Statistics*, 17, 1-13.
- [23] GUERRERO V.M. (1990), "Temporal Disaggregation of Time Series: an ARIMA-Based Approach", *International Statistical Review*, 58, 29-36.

- [24] HENDRY D.F. (1987), "Econometric Methodology: A Personal Perspective", in T.F. Bewley (ed.), *Advances in Econometrics Fifth World Congress*. Vol. II, Cambridge, Cambridge University Press.
- [25] HENDRY D.F. (1993), *Econometrics: Alchemy or Science?*. Oxford, Basil Blackwell.
- [26] HENDRY D.F. (1995), *Dynamic Econometrics*. Oxford, Oxford University Press.
- [27] HENDRY D.F. e MIZON G.E. (1978), "Serial Correlation as a Convenient Simplification, not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England", *Economic Journal*, 88, 549-563.
- [28] HENDRY D.F. e RICHARD J-F. (1982), "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics", *Journal of Econometrics*, 20, 3-33.
- [29] HOOVER K.D. (1988), "On the Pitfalls of Untested Common-Factor Restrictions: the case of the Inverted Fisher Hypothesis", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, 125-138.
- [30] ISCO (1968), "Indicatori di tendenza delle poste della contabilità nazionale a cadenze trimestrali", (a cura di I. Cipolletta), *Rassegna dei lavori dell'ISCO*, n.14.
- [31] ISTAT (1983), "I conti economici trimestrali in Italia. Anni 1970-1984", Supplemento al *Bollettino Mensile di Statistica*.
- [32] ISTAT (1987), "I miglioramenti apportati ai conti economici trimestrali. Serie con base dei prezzi 1970", *Collana d'Informazione*, n.4.
- [33] ISTAT (1992), "I conti economici trimestrali con base 1985", *Note e Relazioni*, n.1.
- [34] ISTAT (1996), "Conti economici nazionali trimestrali, I trimestre 1970 - II trimestre 1996", *Informazioni*, n. 15.
- [35] JARQUE C.M. e BERA A.K. (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", *Economics Letters*, 6, 255-259.

- [36] LUPI C. (1996), "Stationary Measurement Errors Among Cointegrating Variables", lavoro presentato a: "European Meeting of the Econometric Society", Boğaziçi University, Istanbul.
- [37] LUPI C. e PARIGI G. (1994), "Temporal Disaggregation of Economic Time Series: Some Econometric Issues", lavoro presentato a: "INSEE-EUROSTAT Workshop on Quarterly National Accounts", Parigi. Di prossima pubblicazione.
- [38] LUPI C. e PARIGI G. (1996), "La disaggregazione temporale di serie economiche: un approccio econometrico", ISTAT, Quaderni di Ricerca n.3/1996.
- [39] MANTEGAZZA S. e TASSINARI G. (1992), "La coerenza delle valutazioni dei consumi privati nella contabilità nazionale e nell'indagine sui bilanci delle famiglie", Rapporto di Ricerca n.4, CON PRI, la misura dei consumi privati, Università degli Studi di Bologna.
- [40] MARAVALL A. (1987), "Use and (Mostly) Abuse of Time Series Techniques in Economic Analysis", lavoro presentato a: "5th CEMAPRE Conference", Lisbona.
- [41] MARCELLINO M. (1996a), "Temporal Disaggregation, Missing Observations, Outliers, and Forecasting: A Unifying Non-Model Based Procedure", European University Institute, mimeo.
- [42] MARCELLINO M. (1996b), "Some Temporal Aggregation Issues in Empirical Analysis", University of California, San Diego, Discussion Paper 96-39.
- [43] MARCELLINO M. (1998), "Some Consequences of Temporal Aggregation in Empirical Analysis", *Journal of Business and Economic Statistics*, forthcoming.
- [44] MIZON G.E. (1995), "A Simple Message for Autocorrelation Correctors: Don't", *Journal of Econometrics*, 69, 267-288.
- [45] MONDUCCI R. (1991), "Trimestralizzazione dei consumi privati. Serie in base 1985=100", ISTAT, mimeo.
- [46] PESARAN M.H., PIERSE R.G. e KUMAR M.S. (1989), "Econometric Analysis of Aggregation in the Context of Linear Prediction Models", *Econometrica*, 57, 861-888.

- [47] PHILLIPS P.C.B. (1986), "Understanding Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 33, 311-340.
- [48] QUIRINO G. (1975), "Un tentativo di stima del reddito nazionale trimestrale a prezzi correnti", *Congiuntura Italiana* (Supplemento), n.1.
- [49] ROSSI N. (1982), "A Note on the Estimation of Disaggregated Time Series When the Aggregate is Known", *Review of Economics and Statistics*, 64, 695-696.
- [50] SALAZAR E., SMITH R., WRIGHT S. e WEALE M. (1994), "Indicators of Monthly National Accounts", lavoro presentato a: "INSEE-EUROSTAT Workshop on Quarterly National Accounts", Parigi. Di prossima pubblicazione.
- [51] STRAM D.O. e WEI W.W.S. (1986), "Temporal Aggregation in the ARIMA Process", *Journal of Time Series Analysis*, 7, 279-292.
- [52] THEIL H. (1954), *Linear Aggregation of Economic Relations*. Amsterdam, North Holland.
- [53] TIAO G.C. e WEI W.W.S. (1976), "Effect of Temporal Aggregation on the Dynamic Relationship of Two Time Series Variables", *Biometrika*, 63, 513-523.
- [54] WEI W.W.S. e STRAM D.O. (1990), "Disaggregation of Time Series Models", *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 52, 453-467.
- [55] WHITE H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, 817-838.
- [56] WILCOX D.W. (1992), "The Construction of US Consumption Data: Some Facts and Some Implications for Empirical Work", *American Economic Review*, 82, 922-941.

A La procedura Istat di trimestralizzazione dei consumi delle famiglie

Di seguito si riporta una descrizione molto sintetica di quelli che, al di là del metodo di trimestralizzazione discusso nel paragrafo 2.1, sono i criteri seguiti dall'ISTAT nella stima dei consumi trimestrali finali interni delle famiglie. Maggiori dettagli possono essere rinvenuti in ISTAT (1992, 1996).

Molto schematicamente, l'intera procedura si può riassumere nei passi seguenti:

1. In primo luogo viene effettuata la trimestralizzazione dei deflatori delle singole voci di spesa, per la quale si utilizzano come indicatori di riferimento i corrispondenti indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale.
2. Una volta stimati i deflatori trimestrali, ciascun indicatore BF (che è espresso a prezzi correnti) viene deflazionato con il corrispondente deflatore per ottenere gli indicatori a prezzi costanti. In questo modo gli indicatori BF a prezzi costanti sono a loro volta determinati dal risultato della trimestralizzazione dei deflatori impliciti. La correttezza della stima di queste quantità è pertanto cruciale per l'intera procedura.
3. A questo punto viene effettuato un trattamento preliminare sugli indicatori a prezzi costanti, consistente nell'eliminazione di eventuali valori anomali e nella destagionalizzazione delle serie. Entrambe le operazioni vengono attualmente effettuate utilizzando X11-ARIMA.
4. Si procede quindi alla trimestralizzazione dei consumi annuali a prezzi costanti, utilizzando come indicatori le voci BF deflazionate e rettificcate al passo precedente. Nel caso dei consumi trimestrali grezzi si utilizzano gli indicatori depurati dai valori anomali; per la stima delle serie destagionalizzate si utilizzano gli indicatori depurati dagli *outlier* e destagionalizzati.
5. I consumi trimestrali a prezzi correnti vengono infine ricavati moltiplicando il valore trimestrale di ciascuna voce di consumo a prezzi costanti per il relativo deflatore trimestrale.

Si noti che il nostro lavoro, lungi dal voler discutere ciascun singolo punto di questa procedura, si concentra esclusivamente sugli aspetti relativi al passo (4.). Mentre alcuni degli altri stadi della procedura possono variare anche in modo consistente nella stima di un aggregato o di un altro, il passo (4.)

rimane essenzialmente lo stesso per qualunque aggregato della CN trimestrale si voglia considerare.

Facendo propri alcuni dei suggerimenti contenuti in versioni precedenti di questo lavoro, in occasione della revisione della contabilità nazionale trimestrale avvenuta nel mese di ottobre del 1996, l'ISTAT ha ritenuto opportuno revisionare e migliorare tutte le equazioni di trimestralizzazione e realizzare la trimestralizzazione dei consumi finali interni delle famiglie seguendo un approccio gerarchico basato non più sulla disaggregazione diretta di tutte le 50 voci di consumo elementari ma sulla disaggregazione di 36 voci, alcune delle quali aggregate, selezionate utilizzando dei criteri di aggregazione del tipo di quelli proposti in questo lavoro. Le 50 voci elementari vengono attualmente ricavate in un secondo tempo utilizzando come vincoli le 36 voci stimate a livello più aggregato.³⁶

³⁶A questo proposito si veda ISTAT (1996), pagg. 8-10.