

n. 6/2008

**Problemi di stima, effetti stagionali e politiche di prezzo
in alcuni servizi di alloggio complementari: alcune evidenze
dalle rilevazioni centralizzate dei prezzi al consumo**

C. De Gregorio, C. Munzi e P. Zavagnini

Le collane esistenti presso l'ISTAT - *Rivista di Statistica Ufficiale*, *Contributi ISTAT* e *Documenti ISTAT* - costituiscono strumenti per promuovere e valorizzare l'attività di ricerca e per diffondere i risultati degli studi svolti, in materia di statistica ufficiale, all'interno dell'ISTAT, del SISTAN, o da studiosi esterni.

La *Rivista di Statistica Ufficiale* accoglie lavori che hanno come oggetto la misurazione dei fenomeni economici, sociali, demografici e ambientali, la costruzione di sistemi informativi e di indicatori, le questioni di natura metodologica, tecnologica o istituzionale connesse al funzionamento dei sistemi statistici e al perseguimento dei fini della statistica ufficiale.

I lavori pubblicati in *Contributi ISTAT* sono diffusi allo scopo di stimolare il dibattito intorno ai risultati preliminari di ricerca in corso.

I *Documenti ISTAT* forniscono indicazioni su linee, progressi e miglioramenti di prodotto e di processo che caratterizzano l'attività dell'Istituto.

Il Comitato di redazione esamina le proposte di lavori da pubblicare nelle tre collane sopra indicate. Quelli pubblicati nei *Contributi ISTAT* e nei *Documenti ISTAT* sono valutati preventivamente dai dirigenti dell'Istituto, mentre i lavori pubblicati nella *Rivista di Statistica Ufficiale* sono subordinati al giudizio di referee esterni.

Direttore responsabile della Rivista di Statistica Ufficiale: Patrizia Cacioli

Comitato di Redazione delle Collane Scientifiche dell'Istituto Nazionale di Statistica

Coordinatore: Giulio Barcaroli

Membri:	Corrado C. Abbate	Rossana Balestrino	Giovanni A. Barbieri
	Giovanna Bellitti	Riccardo Carbini	Giuliana Coccia
	Fabio Crescenzi	Carla De Angelis	Carlo M. De Gregorio
	Gaetano Fazio	Saverio Gazzelloni	Antonio Lollobrigida
	Susanna Mantegazza	Luisa Picozzi	Valerio Terra Abrami
	Roberto Tomei	Leonello Tronti	Nereo Zamaro

Segreteria: Gabriella Centi, Carlo Deli e Antonio Trobia

Responsabili organizzativi per la *Rivista di Statistica Ufficiale*: Giovanni Seri e Carlo Deli

Responsabili organizzativi per i *Contributi ISTAT* e i *Documenti ISTAT*: Giovanni Seri e Antonio Trobia

n. 6/2008

Problemi di stima, effetti stagionali e politiche di prezzo in alcuni servizi di alloggio complementari: alcune evidenze dalle rilevazioni centralizzate dei prezzi al consumo

C. De Gregorio(), C. Munzi e P. Zavagnini(*)*

(*) ISTAT – Servizio Prezzi

Contributi e Documenti Istat 2008

Istituto Nazionale di Statistica
Servizio Produzione Editoriale

Produzione libraria e centro stampa:
Carla Pecorario
Via Tuscolana, 1788 - 00173 Roma

Abstract

Il lavoro prende in considerazione le innovazioni introdotte a partire dalla seconda metà del 2003 nel disegno di indagine adottato per la stima degli indici di prezzo al consumo di alcuni servizi di alloggio complementari. Viene in particolare illustrata la stratificazione dei campioni, la selezione delle unità e dei servizi da sottoporre a rilevazione, le procedure adottate per il trattamento e l'imputazione dei dati mancanti e per la sostituzione delle unità del campione. Sulla base delle rilevazioni effettuate e delle informazioni raccolte con la nuova procedura di archiviazione, vengono analizzati alcuni aspetti della natura stagionale dell'evoluzione di tali indici e vengono forniti alcuni approfondimenti in merito alla gestione delle politiche di prezzo. Inoltre viene proposta una analisi della variabilità delle stime e vengono proposte alcune simulazioni sulla determinazione della numerosità campionaria e sulla stima degli intervalli di confidenza per l'anno 2007 sulla base di alcune ipotesi alternative di stratificazione. Infine vengono individuate alcune possibili aree di intervento che possono essere sottoposte a ulteriori innovazioni incrementali.

Abstract

This work describes the innovations introduced from the second half of year 2003 in the design of the centralised surveys used by Istat to estimate the consumption price index of some accommodation services. In particular, we focus on sample stratification and selection and on the procedures used to treat and impute missing observations and replacements. Using survey data and the information gathered with the new price collection process, the features of the seasonal behaviour of these indexes are examined and some peculiar aspects of pricing behaviour are considered. Moreover an analysis of estimates variability is proposed, with some simulation concerning the estimate of sample size according to different stratification hypotheses and some estimates of the confidence intervals of year 2007 index series. Finally the scope for further improvements is also investigated.

Keywords: CPI, seasonal products, imputation techniques, sampling

Introduzione

Nel paniere utilizzato dall'Istat per la stima degli indici nazionali dei prezzi al consumo¹ vengono considerate varie tipologie di servizi di alloggio per finalità turistiche. Si tratta in particolare di quattro posizioni rappresentative relative ai servizi di alloggio, rispettivamente presso alberghi, bed & breakfast, agriturismi e campeggi². Esse contribuiscono alla stima di un indice dei prezzi dei servizi di alloggio, che corrisponde al terzo livello (gruppo) della classificazione COICOP-HICP e il cui peso si aggira attorno al 2,8% dei pesi del paniere utilizzato per la stima dell'*indice armonizzato dei prezzi al consumo* (HICP)³.

La classificazione adottata in Italia per la costruzione degli indici nazionali NIC e FOI distingue ulteriormente il gruppo dei servizi di alloggio in due sottoinsiemi esaustivi: si tratta delle voci di prodotto corrispondenti, rispettivamente, agli alberghi e agli "altri servizi di alloggio"⁴. Gran parte del peso complessivo dei servizi di alloggio è determinato dagli alberghi, i quali da soli esprimono il 2,5% dei pesi HICP. Per gli "altri servizi di alloggio", la stima dell'indice di prezzo della voce di prodotto viene ottenuta utilizzando un paniere di quattro posizioni rappresentative (agriturismi,

¹ Si tratta dell'*indice armonizzato europeo dei prezzi al consumo* (HICP) e dei due indici nazionali (NIC e FOI). Cfr. Istat (2007a).

² A queste va aggiunta una ulteriore posizione rappresentativa, relativa ai servizi di cuccetta e vagone letto offerti nell'ambito dei trasporti ferroviari.

³ Il peso dei servizi di alloggio è leggermente più basso (2,6%) nel paniere utilizzato per la stima dell'indice NIC, per la nota differenza del campo di osservazione rispetto all'HICP. Cfr. Istat (2007d, pag. 4) e Istat (2007a pag. 4).

⁴ Le voci di prodotto costituiscono il livello di dettaglio più fine con cui viene stratificato l'universo di riferimento per la stima dell'indice dei prezzi al consumo. Le voci di prodotto sono circa 300 e costituiscono inoltre il livello di dettaglio più fine con cui gli indici NIC mensili (con base 1995=100) vengono diffusi sul sito internet dell'Istat e nella banca data ConIstat.

campeggi, bed & breakfast, più i servizi di cuccetta e vagone letto) nel quale i campeggi esprimono il 68% del peso relativo e gli agriturismi il 26%⁵.

Per la stima degli indici di prezzo dei servizi di alloggio vengono utilizzate distinte tipologie di rilevazione. In particolare, per alberghi e bed & breakfast gli indici di prezzo vengono stimati sulla base delle quotazioni rilevate dagli uffici di statistica degli oltre 80 capoluoghi di provincia che partecipano alla rilevazione dei prezzi al consumo. Nel caso di campeggi e agriturismi le quotazioni vengono invece raccolte direttamente dall'Istat nell'ambito delle rilevazioni centralizzate dei prezzi al consumo⁶. I servizi relativi a queste ultime due categorie di alloggio vengono infatti offerti in larghissima prevalenza al di fuori dei comuni capoluoghi di provincia e prevalentemente presso le località di villeggiatura: la scelta di centralizzare la rilevazione ha perciò come obiettivo quello di garantire una adeguata copertura territoriale della rilevazione⁷.

Nel presente lavoro vengono illustrate alcune caratteristiche salienti di queste due rilevazioni. In seguito alle innovazioni che a partire dalla seconda metà del 2003 hanno riguardato le rilevazioni centralizzate, anche le rilevazioni dei prezzi dei campeggi e degli agriturismi sono state sottoposte ad una ampia revisione. Essa ha portato al significativo incremento della numerosità campionaria, all'adozione di un campione stratificato, all'introduzione di procedure di imputazione dei dati mancanti e per il trattamento della stagionalità. A partire dal ciclo degli indici di prezzo del 2006 è stata introdotta una ulteriore innovazione che ha portato alla modifica del sistema di archiviazione delle quotazioni con la registrazione di tutte le informazioni rilevanti (sui prezzi e sulla loro validità) contenute nei listini. Le soluzioni proposte per la stima di questi due indicatori, lungi dal rappresentare un punto di arrivo, vanno interpretate come uno stadio di consolidamento di un processo innovativo tuttora in corso. Sebbene riguardino temi natura specifica e posizioni rappresentative decisamente poco "pesanti", esse tuttavia investono problematiche di natura più generale e piuttosto tipiche della stima di molti indici di prezzo al consumo. Si tratta in particolare dei temi legati al trattamento dei prodotti stagionali, all'analisi delle politiche di prezzo, all'imputazione delle osservazioni mancanti, all'utilizzo di campioni stratificati, all'analisi della variabilità e alla determinazione della numerosità campionaria.

Nel paragrafo 1 vengono brevemente illustrate le principali caratteristiche delle due rilevazioni: in particolare, verranno esplicitate la tecnica di rilevazione, la stratificazione, la selezione del campione, la scelta dei servizi da rilevare, il metodo di archiviazione, la definizione e la modalità di calcolo del prezzo di riferimento mensile, la procedura di stima degli indici. Nel paragrafo 2 vengono invece illustrate le scelte effettuate per il trattamento della stagionalità, per l'imputazione dei dati mancanti e per la gestione delle sostituzioni di prodotto. Le principali caratteristiche della evoluzione stagionale dei prezzi vengono descritte nel paragrafo 3, dove sono messe in relazione con la struttura dei listini e con le variabili di stratificazione. Nel paragrafo 4 viene compiuta una analisi della variabilità degli indicatori, prendendo in esame i diversi profili mensili e considerando più livelli di stratificazione. Sulla base di questa analisi sono state condotte alcune simulazioni per una stima di massima della numerosità campionaria.

Un paragrafo conclusivo fornisce alcuni spunti per successivi approfondimenti e migliorie. In particolare, viene sottolineata la possibilità di mettere ulteriormente a punto il sistema di stratificazione considerando in maniera esplicita un criterio riconducibile alle politiche di prezzo dei singoli esercizi. Aree di intervento per innovazioni incrementali vengono inoltre individuate nelle

⁵ Cfr. Istat (2007c). Sui pesi relativi si veda Istat (2007a).

⁶ Cfr. Istat(2006, 2007a), par.3.

⁷ A rendere praticabile la rilevazione centralizzata è l'agevole reperibilità dei prezzi attraverso i siti internet (cfr. par. 2). Studi di fattibilità sono inoltre stati compiuti al fine di utilizzare congiuntamente entrambe le tipologie di rilevazione (territoriale e centralizzata) per la stima dell'indice dei prezzi degli alberghi (cfr. De Gregorio, 2005).

metodologie di imputazione dei dati mancanti, nella determinazione statistica della numerosità campionaria e nella stima degli intervalli di confidenza.

Nell'appendice, infine, viene affrontato un tema specifico: quello della misurazione degli effetti su questi due indicatori, e del conseguente impatto sull'indice nazionale HICP, determinati dal cambio del periodo di riferimento dell'indice dei prezzi al consumo effettuato dall'Istat nell'ottobre 2006.

1. Alcuni aspetti dei disegni di indagine e della metodologia di stima

1.1. Tecnica di rilevazione e scelta dei servizi

Un primo elemento fondante dei nuovi disegni di indagine adottati per la stima degli indici di prezzo dei campeggi e degli agriturismi - e introdotti con il ciclo annuale degli indici dei prezzi al consumo relativo 2004 - è stato determinato dalla scelta di effettuare le rilevazioni tramite consultazione dei siti web di campeggi e agriturismi con lo scarico dei rispettivi listini. Sulla base delle simulazioni condotte sui tempi di rilevazione e archiviazione e dato il vincolo sulle risorse disponibili, è stato possibile identificare i carichi individuali di lavoro e orientare alcune scelte di fondo relative all'ordine di grandezza della numerosità campionaria: tali scelte sono state accompagnate dai risultati di alcuni studi volti alla determinazione statistica della numerosità campionaria e alla stima degli intervalli di confidenza⁸. Le numerosità si aggirano attualmente attorno alle 200 unità per i campeggi e alle 150 unità per gli agriturismi.

Un ulteriore punto fondante della rilevazione è costituito dal fatto che, in seguito all'ultimo assestamento della numerosità campionaria effettuato alla fine del 2005, il campione utilizzato per la stima degli indici di prezzo di campeggi e agriturismi è stato trattato come un panel con numerosità fissa⁹, all'interno del quale l'entrata e l'uscita delle unità è determinata esclusivamente nell'ambito degli eventi di sostituzione¹⁰.

La scelta di rilevare attraverso internet costituisce evidentemente una interessante opportunità dal punto di vista dell'economia della rilevazione ma una potenziale limitazione del campo di osservazione e pertanto un potenziale fattore di distorsione, sebbene difficile da misurare. Ciononostante, appaiono confortanti alcuni dati sulla diffusione degli esercizi presenti sul web, con un sito proprietario o su portali. Internet per questo tipo di attività è in effetti un importante vettore commerciale: orientativamente, da un esame condotto sulle principali guide del settore risulta che circa l'80% dei campeggi e il 90% degli agriturismi sono presenti sul web¹¹. Sebbene non sia stato condotto uno studio sugli eventuali effetti distorsivi indotti dalla riduzione del campo di osservazione ai soli esercizi presenti sul web, non sono stati individuati al tempo stesso elementi che a priori identificano sistematiche diversità nella dinamica dei prezzi associabili alla presenza/assenza su internet. L'ipotesi di fondo, resa implicita da queste scelte, è che il comportamento dei prezzi dei campeggi privi di sito web sia in media uguale a quello dei campeggi aventi il sito internet.

⁸ Cfr. par. 4.2.

⁹ Una impostazione questa che, come verrà esplicitato più oltre (par. 2.2), si presta a ulteriori approfondimenti che riguardano sia aspetti strutturali dei mercati osservati (in primis la demografia di impresa) sia aspetti più squisitamente metodologici, in parte esplicitati nel par.4.

¹⁰ Cfr. par.2.

¹¹ Questi dati sono stati ricavati consultando le corrispondenti guide del Touring club italiano (2007a, 2007b).

La scelta di utilizzare internet comporta inoltre come conseguenza il fatto che vengono rilevati i prezzi di listino, i quali in linea di principio possono essere diversi dai prezzi effettivi applicati alla clientela attraverso l'applicazione di sconti. Questo difetto, tipico delle rilevazioni da listino, non appare però rilevante in sé per questa tipologia di servizi di alloggio e soprattutto per i soggiorni limitati nel tempo come quelli sottoposti a rilevazione. D'altra parte, soprattutto nel caso dei campeggi, sono trascurabili i casi di sconti *last minute* o *advance booking*, diffusi in altri comparti della filiera turistica come ad esempio i pacchetti vacanza. A difesa della scelta di rilevare i prezzi da listino vi è anche la constatazione del fatto che le politiche di sconto eventualmente applicate discrezionalmente alla clientela "affezionata" non rientrano nel campo di osservazione della rilevazione dei prezzi al consumo, nella quale si deve tenere conto esclusivamente degli sconti applicati senza discriminazioni e noti alla clientela prima di effettuare la propria scelta di consumo¹².

Una ulteriore scelta di fondo ha riguardato la identificazione degli specifici servizi di alloggio da sottoporre a rilevazione. In assenza di dati attendibili e certificati sulle modalità di fruizione di questi servizi, ci si è basati principalmente su valutazioni di carattere intuitivo fondate essenzialmente su indicazioni ricavabili dalle caratteristiche strutturali dei listini. Nel caso dei campeggi, sono stati identificate due tipologie di servizio di alloggio, sostanzialmente assimilabili a due profili di consumo¹³. La prima (tipologia A) corrisponde alla sistemazione di due persone in tenda e include il posteggio di una autovettura. La seconda (tipologia B) corrisponde alla sistemazione di quattro persone in camper e comprende l'allaccio elettrico. In ambedue i casi viene valutato il prezzo corrispondente al soggiorno per una sola notte¹⁴.

Per gli agriturismi, invece, è stata identificata una sola tipologia di soggiorno la quale però - diversamente dal caso dei campeggi dove la struttura dei listini è piuttosto standardizzata - non è stata definita a priori a causa della forte eterogeneità delle soluzioni proposte. In particolare sia la scelta del numero di persone sia la scelta della durata del soggiorno è stata definita a livello di singolo esercizio sulla base delle caratteristiche strutturali del listino. Se pertanto appare prevalente la valutazione del prezzo di un soggiorno di due persone per una settimana, non sono infrequenti i casi in cui vengono valutati soggiorni di una sola notte o di una sola persona.

1.2. Stratificazione e selezione del campione

La selezione delle unità del campione è stata effettuata sulla base di un disegno stratificato. La logica della stratificazione differisce nelle due rilevazioni, sebbene sia in entrambi i casi basata su un criterio di tipo geografico. La scelta di tale criterio è stata basata anzitutto sulla constatazione della sua utilità nella riduzione della variabilità delle stime: vi sono infatti importanti analogie nelle modalità di fissazione dei prezzi da parte delle strutture che appartengono a una medesima area geografica. Nel paragrafo 4 viene peraltro illustrato come questo criterio se da un lato può essere giudicato soddisfacente, dall'altro è passibile di ulteriori miglioramenti se considerato in associazione con altre variabili strutturali che identificano le politiche di prezzo.

La stratificazione per area geografica ha inoltre il pregio di poter contare su un insieme di informazioni statistiche piuttosto dettagliate e di fonte Istat (e dunque facilmente reperibili), sulle

¹² Cfr. Commissione Europea (2000), art.2.

¹³ Sotto questo aspetto, è interessante notare come in termini di principio per queste rilevazioni si prospetta l'applicabilità di una struttura di calcolo degli indici di prezzo basata su profili di consumo, alla stessa stregua di quanto viene effettuato nel caso dei servizi delle telecomunicazioni e dei servizi finanziari (De Gregorio et al., 2007).

¹⁴ La scelta di valutare soggiorni brevi deriva dalla considerazione del fatto che in questo caso è decisamente trascurabile l'eventuale applicazione di sconti. Occorre inoltre tenere presente che nel caso dei campeggi raramente i listini propongono esplicitamente un prezzo forfetario per soggiorni di più notti. Solo in alcuni limitati casi vengono proposti prezzi relativi all'intera stagione turistica (ad esempio da giugno a settembre) o annuali.

quali basare la stima del sistema di ponderazione: si tratta dei dati dell'indagine sulla "Capacità degli esercizi ricettivi" e di quella sul "Movimento dei clienti negli esercizi ricettivi"¹⁵. Un ulteriore vantaggio del criterio geografico di stratificazione sta nel fatto che la stima dell'indice di ogni posizione rappresentativa ha come sottoprodotto la stima di sub-indici territoriali la cui lettura integrata, con le opportune precauzioni, può apparire di un qualche interesse sia nella fase di controllo sia dal punto di vista interpretativo, e può inoltre offrire utili spunti per ulteriori approfondimenti.

Come avviene nel caso di altre rilevazioni centralizzate dei prezzi al consumo, si è optato per la definizione di più livelli di stratificazione¹⁶. Ciò allo scopo di garantire una adeguata copertura all'utilizzo delle stime degli indici medi a livello di strato per l'imputazione di eventuali osservazioni mancanti¹⁷. Come viene illustrato con maggiore dettaglio nel paragrafo 4, la numerosità complessiva del campione è stata stimata e ripartita a livello di strato sulla base di indicazioni provenienti dalla applicazione delle metodologie tradizionali applicate ai campioni stratificati.

Nel caso dei campeggi si è optato per una stratificazione ottenuta a partire da una ripartizione del territorio per tipologia di località turistica. Sono state identificate in particolare cinque tipologie distinte: mare, montagna, lago, città e altre località (Tavola 1.2.1). Data la sostenuta variabilità degli indici di prezzo, la quale è chiaramente legata alle modalità di fruizione delle località turistiche e caratterizza in modo particolare i periodi di alta stagione, i primi tre strati di primo livello sono stati ulteriormente stratificati per ripartizione geografica, identificando complessivamente 13 strati di secondo livello. Infine, le località di mare sono state ulteriormente stratificate per regione fino a ottenere 21 strati elementari di terzo livello.

Sulla base della numerosità stimata a livello di ciascuno strato elementare (par. 4), i campeggi del campione sono stati selezionati casualmente da un apposito elenco¹⁸ fra le strutture in possesso di un sito internet e dopo aver verificato la agibilità e la completezza delle informazioni (in particolare quelle di prezzo) riportate sul sito.

¹⁵ Altre informazioni di fonte Istat, con riferimento specifico agli agriturismi, sono desumibili dalle rilevazioni effettuate nell'ambito delle statistiche dell'agricoltura (Istat, 2007e).

¹⁶ Per una panoramica dei metodi utilizzati nelle rilevazioni centralizzate dei prezzi al consumo si veda Istat(2007d). Per approfondimenti su casi specifici si veda De Gregorio et al. (2005, 2007) e De Gregorio (2006). Sulle innovazioni introdotte nel 2004 nella rilevazione degli agriturismi si veda Fatello (2004).

¹⁷ Si tratta di una procedura che lavora a livello gerarchico dove, nell'eventuale impossibilità di stimare la variazione congiunturale media dello strato elementare cui afferisce l'osservazione mancante, si ricorre alla sua imputazione attraverso quella dello strato di livello superiore (cfr. par. 2).

¹⁸ È stata utilizzata a tal fine la guida ai campeggi e ai villaggi turistici del Touring club italiano (Touring club italiano, 2007b).

Tavola 1.2.1. Stratificazione del campione dei campeggi e numerosità per strato elementare

Strati	Campione		
Mare	Nord ovest	11	
		Veneto	5
	Nord est	Friuli Venezia Giulia	6
		Emilia Romagna	9
	Centro	Toscana	16
		Marche	10
		Lazio	11
		Abruzzo	10
	Sud	Campania	12
		Puglia	9
Calabria		11	
Isole	Sicilia	10	
	Sardegna	11	
Montagna	Nord ovest	6	
	Nord est	12	
	Altre regioni	6	
Lago	Nord ovest	11	
	Nord est	4	
	Altre regioni	2	
Città	11		
Altre località	11		
TOTALE CAMPIONE	194		

Nel caso degli agriturismi la stratificazione è stata basata su criteri più squisitamente amministrativi, definendo una aggregazione delle regioni italiane basata oltre che sulla contiguità geografica anche sulla diffusione di queste strutture ricettive. Sono stati pertanto proposti dieci strati elementari ottenuti dalla aggregazione di due o più regioni, con l'eccezione di Toscana, Umbria e Trentino Alto Adige che individuano ciascuna uno strato a sé (Tavola 1.2.2). Gli strati elementari sono accorpatis in tre strati di primo livello che identificano le regioni del nord, l'aggregato di Umbria e Toscana e il resto delle regioni. Anche nel caso degli agriturismi il campione è stato selezionato casualmente da un elenco¹⁹ fra gli esercizi dotati di un sito internet.

Tavola 1.2.2. Stratificazione del campione degli agriturismi e numerosità per strato elementare

Strati	Campione	
Nord	Piemonte - Valle d'Aosta - Liguria	8
	Lombardia - Emilia Romagna	14
	Veneto - Friuli-Venezia Giulia	4
	Trentino Alto Adige	14
Toscana-Umbria	Toscana	55
	Umbria	14
Altre regioni	Marche - Abruzzo - Molise	8
	Lazio - Campania	11
	Puglia - Basilicata - Calabria	8
	Sicilia - Sardegna	4
TOTALE CAMPIONE	140	

1.3. Rilevazione, archiviazione e prezzi di riferimento

Normalmente campeggi e agriturismi hanno listini con validità annuale i quali vengono ritoccati a fine anno o al momento della riapertura annuale: solo in un numero limitato di casi, più probabili

¹⁹ È stata utilizzata a tal fine la guida ai campeggi e ai villaggi turistici del Touring club italiano (Touring club italiano, 2007a).

per i campeggi situati nelle località di montagna dove si ha più di un periodo di alta stagione, i listini vengono rivisti con una periodicità stagionale²⁰. Per ciascun ciclo annuale di indici la rilevazione dei listini viene avviata nel mese di dicembre dell'anno precedente e viene di fatto conclusa a luglio quando tutte le strutture risultano aperte: una appendice di rilevazione ha luogo successivamente solo nel caso di un numero molto limitato di strutture, per lo più collocate in località di montagna, le quali propongono fra ottobre e novembre i nuovi listini invernali. La rilevazione, che come si è detto usa in misura prevalente il canale internet, viene svolta anche utilizzando il canale telefonico per acquisire informazioni non disponibili sul sito, ad esempio perché non aggiornato o incompleto: il contatto telefonico ha comunque luogo in forma anonima, senza cioè rivelarne le finalità istituzionali. Tutte le informazioni scaricate dai siti internet vengono stampate e archiviate.

La struttura dei listini è generalmente costituita da una matrice a due dimensioni. La prima dimensione è costituita dagli specifici servizi di alloggio offerti e dalla identificazione del periodo di validità, e la seconda dalle modulazioni stagionali del listino (uno o più periodi di alta, media, bassa stagione, ecc.): se in un numero limitato di casi le strutture ricettive scelgono di non avere modulazioni stagionali dei listini (e in questo caso la matrice diventa un vettore) in altri casi la modulazione stagionale arriva anche a dieci e più periodi. La tavola 1.3.1 illustra un caso tipico di listino di un campeggio, dove per ogni periodo stagionale è disponibile un vettore di date e tariffe.

Tavola 1.3.1. Esempio di struttura di un listino prezzi di un campeggio

Servizi	Periodo1	...	Periodo i	...	Periodo t
Data inizio validità	D11		D1i		D1t
Data fine validità	D21		D2i		D2t
Persona	P11	...	P1i	...	P1t
Tenda	P21	...	P2i	...	P2t
Camper	P31	...	P3i	...	P3t
Auto	P41	...	P4i	...	P4t
Luce	P51	...	P5i	...	P5t
...

La rilevazione consiste sostanzialmente nello scarico del listino dal sito e nel calcolo della spesa associata al soggiorno oggetto della rilevazione per ciascun periodo. Con riferimento all'esempio riportato nella tavola 1.3.1, la spesa associata al soggiorno di una notte di due persone in tenda con una autovettura (soggiorno di *tipo A*) è pari a:

$$V_{Ai} = 2P_{1i} + P_{2i} + P_{4i} \quad <1.3.1>$$

mentre la spesa di quattro persone in camper con allaccio elettrico (soggiorno di *tipo B*) è pari a:

$$V_{Bi} = 4P_{3i} + P_{5i} \quad <1.3.2>$$

Rimanendo nell'esempio, con riferimento allo specifico servizio, vengono archiviate tre informazioni per ogni periodicità del listino²¹: la data di inizio validità, quella di fine validità e la spesa V (Tavola 1.3.2). Per ogni campeggio vengono in realtà archiviati due record, uno per ciascuna delle due tipologie di soggiorno (*A* e *B*). Nel caso degli agriturismi si procede in maniera analoga: in questo caso viene però rilevato un solo tipo di soggiorno. L'archiviazione dei dati

²⁰ Vengono ad esempio proposti listini estivi e invernali distinti.

²¹ Oltre, evidentemente, alle altre informazioni strutturali ritenute utili (comune, e-mail, sito web, annotazioni).

raccolti viene effettuata su un foglio di calcolo, il quale in coincidenza di ciascuna chiusura mensile delle rilevazioni centralizzate viene importato come data set Sas per le successive elaborazioni.

Tavola 1.3.2. Esempio di archiviazione

Campeggio	servizio di alloggio	Data inizio periodo 1	Data fine periodo 1	Prezzo periodo 1	...	Data inizio periodo i	Data fine periodo i	Prezzo periodo i	...	Data inizio periodo t	Data fine periodo t	Prezzo periodo t
j	K	D11	D21	V1		D1i	D2i	Vi		D1t	D2t	Vt

Con questo tipo di archiviazione, introdotta alla fine del 2006, vengono registrate di fatto tutte le informazioni relative al comportamento di prezzo di ciascuna struttura ricettiva²². Queste informazioni sono in particolare sufficienti per il calcolo in maniera automatica del prezzo medio mensile di ciascun struttura. Più precisamente, il prezzo di riferimento mensile (nel caso dei campeggi per ciascun tipo di soggiorno) viene calcolato come media ponderata dei prezzi applicati nel mese con pesi proporzionali al numero di giorni di validità²³. Il vantaggio di questa soluzione rispetto a quella adottata fino al 2003²⁴ è quello di tenere esplicitamente conto del fatto che la manovra sulle date di validità dei listini fa parte a pieno titolo di una politica di prezzo.

In particolare, per la generica struttura ricettiva j si ha:

$$p_{Kj}^m = \frac{\sum_{i=1}^t V_{Ki} n_i^m}{\sum_{i=1}^t n_i^m} \quad <1.3.3>, \quad (1)$$

dove K identifica il tipo di servizio di alloggio (ed è pari ad A o B nel caso dei campeggi), n_i^m è il numero di giorni in cui nel mese m ($m=1, \dots, 12$) vengono applicate le tariffe del periodo i ²⁵. Il grafico 1.3.1 illustra a titolo di esempio il caso di un campeggio con un listino annuale suddiviso in undici periodi. L'evoluzione del prezzo V è evidenziata dalla linea di colore nero ed ha evidentemente una struttura a scalini nella quale si nota un modesto picco legato al periodo pasquale e l'articolato picco estivo il quale presenta un livello massimo pari quasi al doppio del prezzo di bassa stagione. L'area grigia identifica invece i dodici valori dei prezzi medi annuali calcolati sulla base della <1.3.3>. Come si nota il dato di agosto è influenzato sia dal picco di alta stagione sia dall'avvio del periodo di bassa stagione che si dispiega poi a partire dal mese di settembre.

²² Questa innovazione è stata introdotta allo scopo di alleggerire il carico della rilevazione, che in precedenza comprendeva il calcolo di un prezzo medio mensile e che dunque conteneva una possibile fonte di errore, e per offrire uno strumento flessibile per la simulazione degli effetti del cambio del periodo di riferimento degli indici dei prezzi al consumo programmato dall'Istat per il mese di ottobre 2006 (Istat, 2007b). Si veda par. 4 per un approfondimento specifico su questo tema. Una struttura di archiviazione analoga viene utilizzata anche per le rilevazioni dei prezzi degli stabilimenti balneari, degli impianti di risalita e dei pacchetti vacanza.

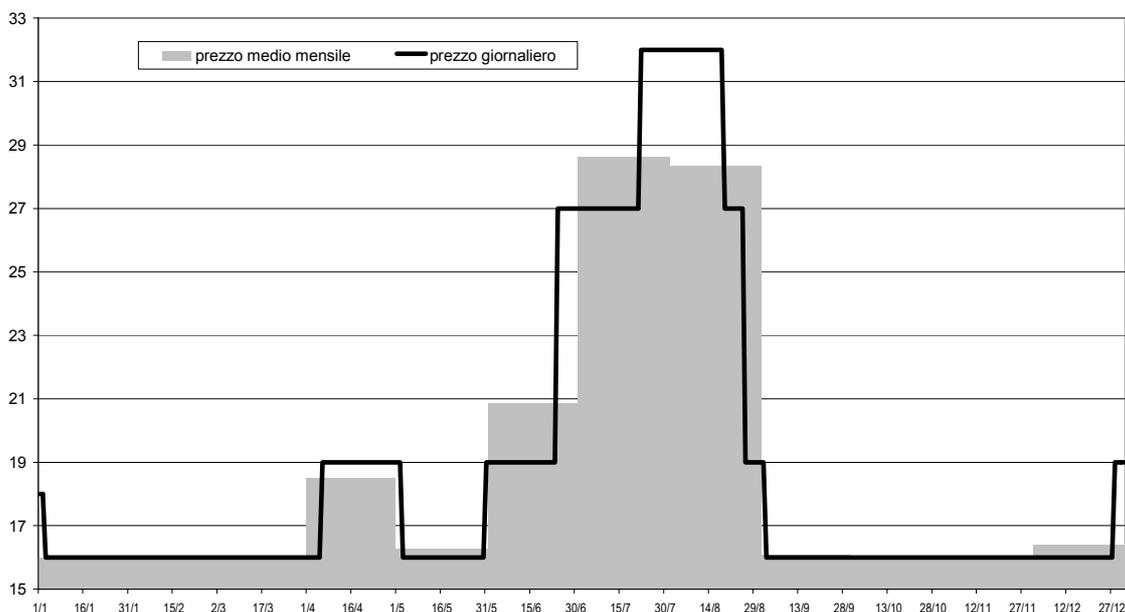
²³ De Gregorio et al. (2004).

²⁴ Fino al 2003 la determinazione del prezzo di riferimento mensile di ogni unità osservata era fatta sulla base di un criterio di prevalenza: per ogni struttura rilevata veniva utilizzato come prezzo di riferimento quello con il maggior numero di giorni di validità nel mese.

²⁵ Nel caso degli agriturismi, dove viene valutata una sola soluzione di alloggio per ogni struttura ricettiva, il suffisso K è ridondante.

Grafico 1.3.1

Prezzi giornalieri e medi mensili in un listino annuale con 11 periodi - 1° gennaio-31 dicembre 2007
(prezzo di una notte in tenda per due persone più auto)



Questa fase di lavorazione viene gestita automaticamente a valle della fase di archiviazione per mezzo di una procedura Sas che provvede a importare il foglio di lavoro su cui sono registrati i listini e a trasformarlo in un data set standard da utilizzare per la stima degli indici di prezzo. Si tratta di un data set in cui ogni unità rilevata è associata a un vettore di 13 prezzi medi mensili: il prezzo del mese base (dicembre dell'anno precedente) più i dodici prezzi dell'anno corrente. Ovviamente, nel caso in cui la struttura ricettiva non sia aperta in un determinato mese, il prezzo di quel mese viene trattato come un dato mancante e viene pertanto imputato sulla base dei risultati ottenuti con le osservazioni effettivamente raccolte (cfr. par.2).

1.4. La stima degli indici

L'indice dei prezzi al consumo è un indice che ha come base un anno di riferimento (il 2005 per l'indice HICP e il 1995 per l'indice NIC), il cui valore viene ricavato concatenando la stima dell'indice dell'anno corrente con base il dicembre dell'anno precedente (la cosiddetta base di calcolo²⁶) con la stima dell'indice in base di riferimento relativa allo stesso mese di dicembre. Conseguentemente, ogni mese gli indici nazionali in base di calcolo delle singole posizioni rappresentative che costituiscono il paniere vengono aggregati con media aritmetica ponderata in modo da ottenere l'indice nazionale in base di calcolo il quale a sua volta viene concatenato con l'indice nazionale in base di riferimento del dicembre dell'anno precedente.

L'indice in base di calcolo di ciascuna posizione rappresentativa costituisce il dato di partenza per la stima degli indici dei prezzi. I problemi di stima sono dunque riferiti a questo indicatore. In generale, per tutte le posizioni rappresentative a rilevazione centralizzata gli indici di prezzo in base di calcolo vengono stimati sulla base della media aritmetica ponderata degli indici di strato con il seguente modello:

²⁶ D'ora in poi ci riferiremo agli indici espressi in questa base con il termine "indici in base di calcolo".

$$I^m = \sum_{h \in H} w_h I_h^m \quad <1.4.1>,$$

dove h è il generico strato elementare della stratificazione H , w_h è il peso relativo dello strato s (dove $\sum_{h \in H} w_h = 1$) e I_h^m è l'indice di prezzo stimato per lo strato h e riferito alla base di dicembre dell'anno precedente ($m=0$).

Gli indici medi per strato sono a loro volta stimati come media geometrica semplice degli indici a livello di singolo esercizio in base al seguente modello:

$$I_h^m = \left(\prod_{j \in h} \frac{p_j^m}{p_j^0} \right)^{1/N_h} = \left(\prod_{j \in h} I_j^m \right)^{1/N_h} \quad <1.4.2>,$$

dove la produttoria è estesa all'universo delle N_h strutture di alloggio (campeggi o agriturismi) dello strato h ²⁷.

La stima dell'indice avviene sulla base della seguente formula:

$$\hat{I}^m = \sum_{h \in H} \hat{w}_h \hat{I}_h^m \quad <1.4.3>,$$

dove il "cappello" sulle variabili indica il fatto che si tratta di stime.

Il problema della stima è ovviamente duplice e ha a che fare da un lato con la stima del sistema di ponderazione annuale e dall'altro con la stima mensile degli indici di prezzo di strato. Per la stima del sistema di ponderazione vengono utilizzati i dati prodotti dall'Istat nel quadro delle rilevazioni sulle presenze turistiche. Per i campeggi vengono in particolare utilizzati i dati sulle presenze turistiche nei campeggi e villaggi turistici per provincia e i dati delle presenze nelle strutture di alloggio complementari per regione e tipo di località. Il peso relativo di ciascuno strato viene così stimato sulla base del volume delle presenze: si è evitato, per mancanza di ulteriori informazioni, di procedere alla trasformazione in valore dei dati in volume, assumendo implicitamente una proporzionalità costante fra le due misure nei vari strati. Per gli agriturismi si procede in maniera analoga: i dati per la ponderazione sono in questo caso ricavati sulla base dei dati sulle presenze negli agriturismi per regione. Tutti i dati relativi al sistema di ponderazione sono riferiti a due anni prima rispetto al ciclo degli indici (nel 2007 sono stati usati i dati relativi al 2005): tuttavia, non viene eseguita nessuna procedura di aggiornamento dei dati in volume e ciò non solo, e non tanto, per la scarsa variabilità delle presenze da un anno all'altro quanto piuttosto per l'assenza di indicazioni sulle tendenze più recenti²⁸.

Per la stima degli indici di strato viene invece utilizzata una media geometrica semplice degli indici di prezzo delle unità osservate afferenti allo strato. In particolare, detto $c(h) \subseteq h$ l'insieme delle n_h unità selezionate nel campione e afferenti allo strato h si ha:

²⁷ E' stata omessa, per semplicità, la notazione K relativa alle tipologie di soggiorno nei campeggi. L'utilizzo della media geometrica per la stima dell'indice di strato deriva da un lato dalla difficoltà di pesare i singoli esercizi mancando dati di dettaglio sul rispettivo volume di presenze (eventualmente potrebbero essere usate misure di capacità produttiva, mq o altro) e dall'altro dalla scelta di rappresentare condizioni di elasticità di sostituzione (ossia meccanismi di competizione) all'interno dello strato. Com'è noto la media geometrica fornisce valori più bassi rispetto a quella aritmetica, e lo scostamento è tanto maggiore quanto più è ampia la variabilità degli indici.

²⁸ Per l'aggiornamento dei dati in valore viene invece utilizzata la procedura armonizzata di *updating* descritta in Eurostat (2001), pagg. 188-190.

$$\hat{I}_h^m = \left(\prod_{j \in c(h)} \frac{p_j^m}{p_j^0} \right)^{1/n_h} = \left(\prod_{j \in c(h)} I_j^m \right)^{1/n_h} \quad <1.4.4>$$

dove I_j^m è l'indice di prezzo riferito alla singola osservazione.

2. Stagionalità, imputazione e gestione delle sostituzioni

2.1. Stagionalità e imputazione dei dati mancanti

Uno degli aspetti cruciali per questo tipo di rilevazione è dato dalla natura stagionale dei fenomeni osservati. Questa può essere riguardata da più punti di vista. Anzitutto vi è una forte stagionalità del prezzo, legata al susseguirsi dei periodi di alta e bassa stagione, la quale si manifesta in particolare nella articolazione periodale dei listini. All'alta stagione estiva o a quella natalizia, le cui cadenze sono per definizione regolari, si accompagnano altri periodi di alta o medio-alta stagione che non sono regolari, come nel caso del periodo pasquale o di alcuni "ponti"²⁹. La presenza di effetti stagionali influenza inoltre l'offerta stessa di questi servizi, dal momento che molti esercizi ricettivi non sono aperti tutto l'anno ma solo in prossimità dei periodi alti della stagione.

Si tratta di una tipologia di stagionalità diversa da quelle osservabili in altri comparti come ad esempio quello dei prodotti ortofrutticoli. In quel caso, infatti, la bassa stagione di un prodotto coincide con un più basso valore dell'offerta e con un prezzo più elevato, mentre l'alta stagione è caratterizzata da prezzi più bassi. Nel caso dei servizi turistici avviene l'opposto, e l'alta stagione è quella dove hanno luogo le maggiorazioni di prezzo. Al di là delle caratteristiche intrinseche di questi comportamenti stagionali, che verranno analizzati con maggior dettaglio nel paragrafo 3, ci si sofferma qui sulla questione del trattamento e dell'imputazione dei dati temporaneamente mancanti che rientra a pieno titolo, per queste rilevazioni, nei casi classici relativi al trattamento dei prodotti stagionali. Si tratta in particolare dei dati riferiti alle unità del campione non osservabile nel mese corrente per mancata apertura.

Fino al 2003 i casi di mancata rilevazione venivano gestiti "ripetendo" l'ultimo prezzo rilevato e lasciando di fatto l'indice di prezzo fermo da ottobre a maggio: una soluzione, questa che, per quanto senza alcun dubbio discutibile poiché ipotizza una variazione congiunturale nulla per i dati mancanti, appare tuttavia difficilmente evitabile in presenza di una esigua numerosità campionaria. Con le innovazioni introdotte dalla fine del 2003, e in particolare con il significativo ampliamento della dimensione campionaria e con l'introduzione di un sistema di stratificazione organizzato su più livelli, è stato possibile affrontare con soluzioni metodologicamente più solide il tema della imputazione dei dati temporaneamente mancanti. Tali soluzioni, occorre precisarlo, sono state apportate mentre a livello Eurostat era in preparazione un regolamento sul trattamento dei prodotti stagionali che di fatto bandisce l'utilizzo della "ripetizione" e favorisce l'utilizzo di metodologie di imputazione basate sul trattamento statistico delle informazioni di prezzo effettivamente disponibili³⁰.

Durante i periodi invernali di bassa stagione infatti molti esercizi ricettivi sono chiusi e non è dunque possibile per essi stabilire per alcuni mesi un prezzo medio mensile. La procedura adottata è

²⁹ Le festività a cadenza non regolare generano normalmente negli indici dei mesi di marzo e aprile delle alterazioni registrabili chiaramente dalle variazioni tendenziali, e determinate dalla sfasatura temporale con cui hanno luogo da un anno all'altro.

³⁰ Eurostat (2004). Sul trattamento e l'imputazione dei prodotti stagionali, posizioni e metodologie analoghe a quelle proposte dalla Commissione possono ritrovarsi in Ilo (2004), Armknecht et al. (1999), Dewert et al. (2001).

stata quella di stimare i prezzi mancanti nel mese corrente imputando la variazione congiunturale media stimata sulla base delle osservazioni effettivamente rilevate e relativa al livello dello strato elementare cui l'osservazione mancante afferisce: qualora non fosse possibile la stima dell'indice dello strato elementare, si procede con l'imputazione utilizzando la variazione congiunturale media stimata per lo strato di livello immediatamente superiore.

In altri termini, detto R^m l'insieme delle osservazioni effettivamente rilevate nel mese m e nello strato h e detta n'_h la loro numerosità, si stima la variazione congiunturale media di strato (x_h^m) con:

$$\hat{x}_h^m = \left[\left(\frac{\prod_{j \in c(h) \cap R^m} \frac{p_j^m}{p_j^0}}{\prod_{j \in c(h) \cap R^m} \frac{p_j^{m-1}}{p_j^0}} \right)^{1/n'_h} - 1 \right] \quad <2.1.1>,$$

e sulla base di essa si procede alla stima del prezzo imputato delle osservazioni mancanti con:

$$\hat{p}_j^m = p_j^{m-1} (1 + \hat{x}_s^m) \quad <2.1.2>,$$

dove $j \in c(h) \cap \bar{R}^m$, dove \bar{R}^m è l'insieme delle mancate osservazioni, con evidentemente $\bar{R}^m \cup R^m = c(h)$ e $\bar{R}^m \cap R^m = \emptyset$.

Data la natura gerarchica del sistema di stratificazione, organizzato su più livelli, l'imputazione di ciascun dato mancante viene effettuata utilizzando la variazione congiunturale media dello strato elementare di appartenenza o, nel caso questa non sia stimabile, la media per gli strati di livello superiore che contengono l'unità non rilevata. Evidentemente, il maggior pregio di questa soluzione sta nel fatto che essa è neutrale rispetto alla stima dell'indice della posizione rappresentativa, nel senso che di fatto esso viene comunque stimato sulla base delle sole quotazioni effettivamente rilevate, mentre non vengono introdotti effetti distorsivi sistematici, come nel caso dell'imputazione con ripetizione. Il data base delle quotazioni inoltre risulta completo, con i casi di imputazione debitamente segnalati con appositi flag. È altrettanto evidente però che con dimensioni campionarie ancora più spinte diventerebbero praticabili anche altre strade, quale ad esempio quella di utilizzare un donatore al posto della media di strato ed evitando così di comprimere la variabilità delle osservazioni contenute nel database ricostruito.

L'imputazione dei dati mancanti costituisce inoltre un elemento strategico di grande rilevanza per la costruzione della base di calcolo degli indici. Dalla considerazione congiunta della <1.4.2> e della <1.4.3> risulta infatti evidente che l'indice finale viene ottenuto dalla aggregazione degli indici elementari relativi a ciascuna osservazione. Questi indici hanno come base il mese di dicembre dell'anno precedente, e frequentemente nel mese di dicembre alcuni esercizi ricettivi risultano chiusi. Il prezzo di dicembre, per questi esercizi, viene dunque imputato e risulta come output della serie annuale dell'anno precedente. In altri termini, in caso di mancata rilevazione temporanea nel mese di dicembre dell'anno t-1 si ha:

$$\hat{p}_j^{t,0} = \hat{p}_j^{t-1,12} = p_j^{t-1,11} (1 + \hat{x}_h^{t-1,12}) \quad <2.1.3>,$$

dove $j \in \bar{R}^{12} \cap c(h)$. Questa stima, trattandosi di indici non concatenati, entra nella stima dell'indice per tutti i dodici mesi successivi.

2.2. La gestione delle sostituzioni

Dal 2005 i campioni utilizzati per la stima degli indici dei prezzi di campeggi e agriturismi sono rimasti sostanzialmente invariati e rappresentano nella sostanza dei panel chiusi. Si tratta di una

scelta dettata prevalentemente da motivazioni di carattere pratico e dalla necessità, determinata dalle novità introdotte nel disegno di indagine, di individuare criteri metodologicamente fondati per l'avvicendamento delle unità nel campione. Ciò da un lato rende in prospettiva necessario un esame più dettagliato della demografia d'impresa la quale tuttavia, specie nel caso dei campeggi, risulta nel complesso assai modesta. Nel caso degli agriturismi, ulteriori approfondimenti sono possibili attraverso un utilizzo integrato delle fonti interne Istat finora utilizzate dal lato della domanda e dei dati dal lato dell'offerta relativi alla rilevazione strutturale sulle aziende agrituristiche attive in Italia³¹. Dall'altro lato, ulteriori sviluppi divengono possibili onde apportare ulteriori miglioramenti nelle metodologie volte alla stima della numerosità campionaria (cfr. par. 4) e alla gestione delle sostituzioni.

Con riferimento a queste ultime, sebbene l'ampliamento della dimensione dei campioni ne abbia consolidato il contesto metodologico, di fatto l'unico tipo di avvicendamento delle unità rilevate che per ora ha avuto luogo è quello legato alle sostituzioni rese necessarie a causa di mancate osservazioni non più temporanee, come quelle viste nel paragrafo 2.1, ma a carattere definitivo. Si tratta di eventi non legati a fattori di natura economica, quali ad esempio le cessazioni di attività, ma piuttosto all'insorgere di problemi di rilevazione dovuti prevalentemente a siti internet non aggiornati o non più accessibili e per i quali non è stato possibile apportare soluzioni attraverso i contatti telefonici.

Soprattutto per questo motivo, la gestione delle sostituzioni ha luogo applicando la tecnica del *reconstructed overlap*, ossia introducendo nel campione nel corso dell'anno un nuovo esercizio ricettivo in sostituzione di quello non più disponibile e utilizzando per la stima del mese corrente la variazione congiunturale del prezzo del nuovo esercizio, per il quale deve dunque essere possibile calcolare il prezzo in vigore il mese precedente.

Indicando con j l'esercizio in uscita dal campione e con j' l'esercizio in entrata si ha che:

$$I_{j'}^m = I_j^{m-1} \frac{p_{j'}^m}{p_{j'}^{m-1}} \quad \langle 2.2.1 \rangle.$$

Ovviamente l'esercizio ricettivo in entrata viene selezionato casualmente all'interno dello strato cui appartiene l'esercizio ricettivo in uscita. Dal momento che i listini sono quasi sempre definiti su base annuale e riportano i prezzi in vigore da gennaio al dicembre successivo, non è invece quasi mai possibile calcolare il prezzo nel mese base (dicembre dell'anno precedente) per l'esercizio in entrata. Ove ciò fosse possibile si potrebbe applicare la formula seguente:

$$I_{j'}^m = \frac{p_{j'}^m}{p_{j'}^0} \quad \langle 2.2.2 \rangle,$$

stimando più correttamente l'indice di prezzo in base di calcolo dell'esercizio j' .

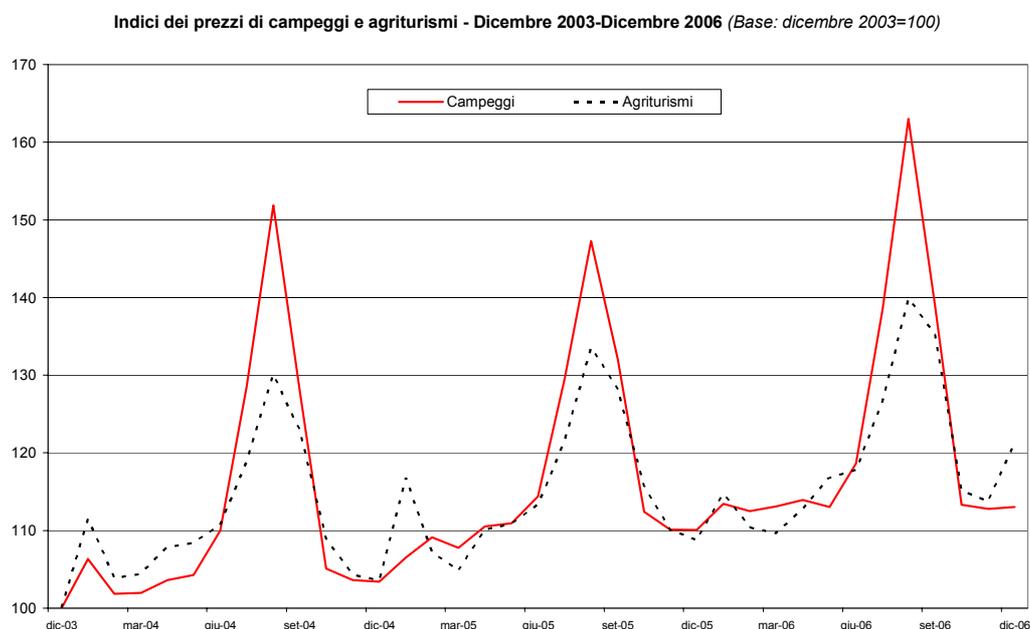
L'applicazione della tecnica del *reconstructed overlap*, così come indicata dalla $\langle 2.2.1 \rangle$, è giustificabile anche sulla base della considerazione del fatto che, pur in presenza di campioni relativamente ampi, non sarebbe comunque possibile adottare metodi di confronto diretto del prezzo dell'esercizio in uscita con quello di un esercizio in entrata selezionato casualmente senza produrre alterazioni poco controllabili nel comportamento dell'indice. L'eventuale applicazione di metodi di aggiustamento di qualità non è inoltre stata giudicata praticabile vista la scarsa reperibilità e attendibilità delle informazioni strutturali necessarie. Nel 2007 i casi di sostituzione hanno riguardato complessivamente meno del 2% dei campioni di campeggi e agriturismi.

³¹ Cfr. Istat (2007e). Occorre inoltre tenere presente che l'attività agriturbistica è soggetta a normative regionali. In prospettiva, la considerazione esplicita degli elementi salienti di queste normative e una loro classificazione può portare a una loro fruttifera interazione con il disegno campionario e con la stratificazione.

3. Comportamenti di prezzo e effetti stagionali

Come illustra il grafico 3.1, e come si è accennato in precedenza, gli indici di prezzo di campeggi e agriturismi mostrano alcune analogie. Presentano soprattutto entrambi un deciso picco stagionale nei mesi di luglio e agosto. Tale picco permane anche a settembre a causa del fatto che, sulla base della definizione del periodo di riferimento in vigore fino a ottobre 2006, esso era posto a cavallo fra il giorno 16 del mese precedente e il giorno 15 di quello corrente: dunque settembre comprendeva metà del mese di agosto e ne condivideva pertanto in parte la natura di stagione alta³². Nel caso dell'indice dei campeggi il picco stagionale estivo è particolarmente vistoso, superando anche del 50% il valore di stagione bassa. Viceversa, gli agriturismi mostrano un picco estivo più contenuto e una certa vitalità anche in coincidenza di eventi stagionali primaverili, legati alla pasqua e ai successivi ponti. In questi periodi l'indice dei campeggi è invece decisamente meno vitale.

Grafico 3.1



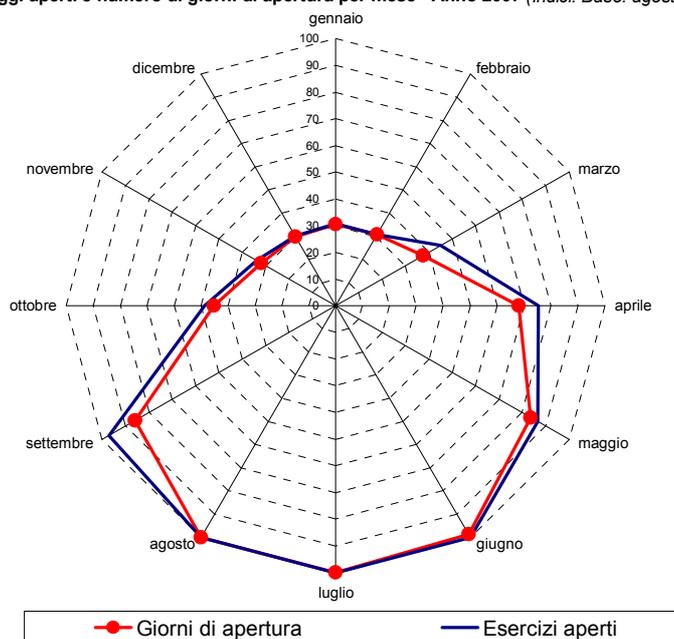
La maggiore virulenza del picco stagionale estivo dei campeggi appare legata alla forte specializzazione di queste attività nei mesi che vanno da giugno a settembre. Nel grafico 3.2, ricavato sulla base dei dati del campione utilizzato nel 2007, viene rappresentato l'andamento di due indicatori. Un primo indicatore esprime la percentuale di esercizi aperti per almeno un giorno nel mese di riferimento. Sulla base di questo criterio, nel periodo compreso fra giugno e settembre tutti i campeggi risultano aperti. Nel mese di ottobre il numero degli esercizi aperti si riduce sensibilmente, collocandosi attorno al 50%, per raggiungere un minimo fra dicembre e febbraio attorno al 30%. Da marzo vi è una ripresa dell'attività stagionale, che poi si manifesta più chiaramente nei mesi di aprile (75% di esercizi aperti) e maggio (85% circa). Un secondo indicatore esprime il numero medio di giorni di apertura in ciascun mese, in percentuale rispetto al totale dei

³² Nel mese di ottobre 2006 il periodo di riferimento degli indici è stato traslato in modo da coincidere perfettamente con il mese di calendario. Ciò ha evidentemente comportato alcune alterazioni nel profilo stagionale degli indicatori, che è risultato particolarmente evidente nei mesi di luglio e settembre. Nell'appendice vengono riportate le simulazioni effettuate allo scopo di stimare l'impatto di questa misura.

giorni del mese. Tale indicatore si colloca, per costruzione, sistematicamente al di sotto del precedente: il divario è tanto maggiore quanto più elevata è la numerosità degli eventi di apertura e chiusura stagionale e quanto più essi si collocano, rispettivamente, alla fine e all'inizio del mese³³. Nel mese di settembre, sebbene la quasi totalità dei campeggi risulti aperta, la copertura media in termini di giorni di apertura è sensibilmente più bassa, collocandosi attorno all'85%. Nel mese di ottobre si concentrano buona parte delle chiusure stagionali. Viceversa, la ripresa dell'attività in primavera è distribuita nel corso dei mesi di marzo e aprile dove i differenziali fra il primo e il secondo indicatore risultano più marcati.

Grafico 3.2

Campeggi aperti e numero di giorni di apertura per mese - Anno 2007 (Indici. Base: agosto=100)

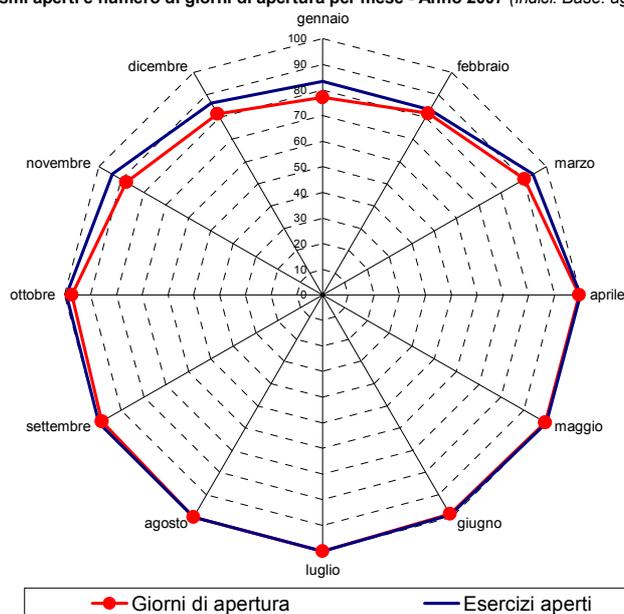


Nel caso degli agriturismi (grafico 3.3) il quadro si presenta alquanto differente, principalmente perché le chiusure invernali incidono molto di meno rispetto a quanto avviene nel caso dei campeggi. È infatti più ampio il periodo di copertura totale, che risulta anticipato di due mesi dal momento che si estende da aprile a settembre. Dal mese di ottobre, le due curve si distaccano e cominciano a scendere, ma nel complesso lentamente. Tra novembre e gennaio si registrano più frequenti casi di chiusura o di apertura parziale delle strutture, con un grado di copertura in termini di giorni che non scende al di sotto dell'80%. A febbraio il numero degli esercizi chiusi tocca un massimo del 20%, mentre nel corso del mese di marzo si registra la maggior parte degli eventi di apertura stagionale. Dal confronto con i campeggi, gli agriturismi rappresentano dunque una attività molto più regolare e meno influenzata da intervalli di chiusura e dunque da temporanee mancate rilevazioni.

³³ In sostanza, un campeggio che chiude l'11 settembre risulterà aperto sulla base del primo indicatore, ma con una copertura del 33,3% (ossia 10/30 giorni) in termini di giorni di apertura nel mese.

Grafico 3.3

Agriturismi aperti e numero di giorni di apertura per mese - Anno 2007 (Indici. Base: agosto=100)



In media gli agriturismi del campione presentano 338 giorni di apertura all'anno, oltre 100 in più (circa tre mesi e mezzo) rispetto ai campeggi. Dalla tavola 3.1 emergono ulteriori elementi a caratterizzare il confronto fra i due servizi di alloggio. Circa il 60% degli agriturismi del campione è aperto tutto l'anno e oltre l'80% ha almeno 300 giorni di apertura annuale. Per i campeggi le analoghe percentuali sono decisamente più basse: poco più di uno su quattro è aperto tutto l'anno e meno di uno su tre è aperto almeno 300 giorni. In realtà la maggioranza dei campeggi non è aperto più di 200 giorni l'anno, cosa che accade a meno dell'1% degli agriturismi.

Le diverse caratteristiche dell'attività delle due tipologie di esercizi ricettivi si riflette anche nelle modalità di fissazione dei prezzi. Il settore degli agriturismi evidenzia infatti una notevole diffusione di listini molto articolati. Quasi il 60% degli esercizi presentano listini con almeno otto periodi e uno su cinque presenta listini con più di dieci periodi. Nei campeggi, probabilmente proprio a causa del più ridotto periodo di apertura, la maggior parte degli esercizi presenta listini con un numero di periodi più limitato, fra due e sette. E' invece marginale il numero di esercizi che presentano listini fissi annuali.

È interessante notare come la media dei giorni di apertura cresca al crescere della modulazione dei listini. Per i campeggi si passa dai poco più di 200 giorni in media di apertura per gli esercizi con listini da 2 a 4 periodi agli oltre 330 giorni dei campeggi con oltre dieci periodi nel listino. Anche per gli agriturismi sussiste questa differenza, sebbene sia più attenuata. Fa eccezione a questa regola il comportamento delle strutture con prezzi fissi annuali, le quali evidenziano una tendenza ad avere un più elevato numero di giorni di apertura.

I campeggi sono inoltre caratterizzati da una più accentuata politica di differenziazione stagionale dei prezzi. In media infatti il prezzo più elevato registrato nel periodo di alta stagione supera di oltre il 70% il prezzo più basso applicato nel listino. Per quanto riguarda gli agriturismi la pur considerevole maggiorazione stagionale è decisamente inferiore e supera in media di poco il 40%. Se si prendono in considerazione i prezzi medi mensili (calcolati in base alla <1.3.3>), nei campeggi il prezzo medio mensile massimo supera di oltre il 60% quello minimo, mentre negli agriturismi l'analogo differenziale si assesta attorno al 35%.

Tavola 3.1. Distribuzione di campeggi e agriturismi per giorni di apertura e articolazione dei listini - Anno 2007

	campeggi	agriturismi
	%	%
<i>giorni di apertura</i>		
fino a 100	6,6	0,0
da 101 a 200	49,3	0,7
da 201 a 300	14,4	17,4
oltre 300	29,6	81,9
di cui: apertura annuale	26,0	60,1
Totale	100,0	100,0
<i>articolazione dei listini</i>		
prezzi fissi annuali	5,5	4,3
2-4 periodi	26,9	11,6
5-7 periodi	54,3	25,4
8-10 periodi	9,7	37,7
oltre 10 periodi	3,6	21,0
Totale	100,0	100,0

Il differenziale di prezzo cresce al crescere della natura modulare del listino. Nei campeggi, il prezzo periodale massimo supera del 43% quello minimo nella media dei listini da 2 a 4 periodi; lo stesso differenziale però supera abbondantemente il 100% nelle strutture con listini molto articolati. Anche i differenziali medi mensili crescono molto con l'articolazione dei listini, e passano da poco meno del 40% nelle strutture con listini meno articolati a quasi il 90% nelle strutture con listini più modulati. Per gli agriturismi i differenziali sono un po' meno consistenti, ma comunque evidenziano una relazione diretta accentuata con la complessità dei listini.

Tavola 3.2. Distribuzione degli esercizi, giorni di apertura e differenziali di prezzo di agriturismi e campeggi per tipo di listino - Anno 2007

articolazione dei listini	Esercizi (%)	Media giorni di apertura	Differenziale massimo di prezzo	
			Fra i periodi del listino (a)	Fra le medie mensili (b)
<i>Campeggi</i>				
prezzi fissi annuali	5,5	270,6	100,0	100,0
2-4 periodi	26,9	205,7	143,3	139,7
5-7 periodi	54,3	214,6	185,2	171,6
8-10 periodi	9,7	264,2	211,0	186,6
oltre 10 periodi	3,6	333,6	207,0	188,5
totale	100,0	224,4	172,5	161,1
<i>Agriturismi</i>				
prezzi fissi annuali	4,3	365,0	100,0	100,0
2-4 periodi	11,6	310,5	115,6	111,0
5-7 periodi	25,4	318,7	132,0	129,1
8-10 periodi	37,7	350,2	143,8	140,4
oltre 10 periodi	21,0	350,9	167,9	151,7
totale	100,0	338,4	140,7	134,7

Note: (a) rapporto fra il prezzo massimo e il prezzo minimo del listino (Alta stagione/Bassa stagione)

(b) rapporto fra il prezzo medio mensile massimo e minimo

Importanti differenze caratterizzano anche le diverse tipologie di località. Le località di mare sono caratterizzate da periodi di apertura più contenuti e, al tempo stesso, da differenziali più elevati fra prezzi massimi e prezzi minimi: tali differenziali sfiorano il 90% fra i prezzi di listino e il 75% fra le medie mensili. All'opposto, nelle località di montagna il numero dei giorni di apertura è significativamente più elevato (tre mesi in media in più rispetto alle località di mare) e si registra in media un più basso differenziale fra prezzi massimi e minimi. Nel caso degli agriturismi le differenze territoriali appaiono più sfumate: Toscana e Umbria sembrano caratterizzate da un maggiore varietà periodale dei listini e da un più rilevante differenziale fra prezzi massimi e minimi.

Tavola 3.3. Distribuzione degli esercizi, giorni di apertura e differenziali di prezzo di agriturismi e campeggi per tipo di listino – Anno 2007

Tipo di località	Esercizi (%)	Media giorni di apertura	Media periodi nel listino	Differenziale massimo di prezzo	
				Fra i periodi del listino (a)	Fra le medie mensili (b)
<i>Campeggi</i>					
mare	69,8	207,5	5,8	189,6	174,8
montagna	10,8	292,5	5,4	126,4	123,6
lago	9,4	233,9	4,4	145,3	141,1
città	4,4	250,9	5,6	132,6	129,0
altre località	5,5	267,6	4,5	125,5	121,7
Totale	100,0	224,4	5,5	172,5	161,1
<i>Agriturismi</i>					
Nord	28,3	330,7	6,8	130,0	126,8
Toscana e Umbria	49,3	341,0	9,2	153,1	145,1
Altre regioni	22,5	342,5	7,5	126,8	122,1
Totale	100,0	338,4	8,1	140,7	134,7

Note: (a) rapporto fra il prezzo massimo e il prezzo minimo del listino (Alta stagione/Bassa stagione) moltiplicato per 100;

(b) rapporto fra il prezzo medio mensile massimo e minimo moltiplicato per 100.

4. Stagionalità, variabilità e numerosità campionaria

4.1. Effetti stagionali e la variabilità delle osservazioni

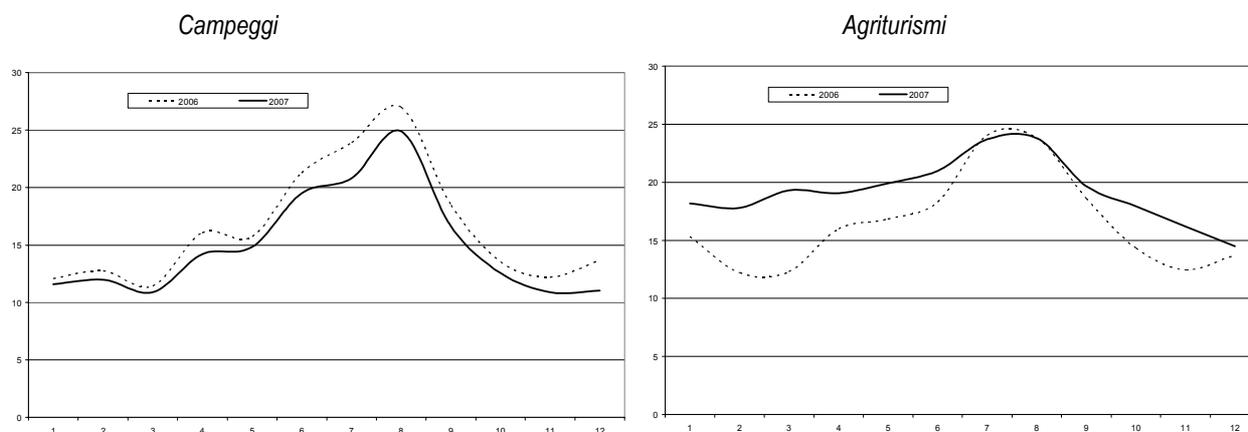
La produzione di indici mensili implica dunque il fatto che si sia di fronte a un problema di stime ripetute con un medesimo campione: data la struttura del concatenamento tale problema va inquadrato in un orizzonte per lo meno annuale. Una delle principali conseguenze di ciò sta nel fatto che la determinazione della numerosità campionaria andrebbe dunque registrata in funzione della soluzione ogni anno di dodici problemi di stima. Mentre nella generalità dei casi si tratta della stima di indici di posizioni rappresentative in cui la variabilità espressa dall'universo di riferimento è relativamente omogenea nei vari mesi, nel caso dei prodotti in cui i prezzi segnano una marcata oscillazione stagionale – e, nello specifico, nel caso dei servizi complementari di alloggio – vi sono delle differenze strutturali di rilievo nella gestione delle stime nei vari mesi dell'anno.

In particolare, la coesistenza di modalità di fissazione del prezzo alquanto variegata, e che prendono la forma di listini con diverso grado di modularità, ha come conseguenza il fatto che il profilo della variabilità è significativamente diverso da mese a mese. Il grafico 4.1.1 illustra l'evoluzione nel corso dei vari mesi dell'anno del coefficiente di variazione della media campionaria semplice degli indici di prezzo delle unità presenti nei due campioni³⁴. Nel caso dei campeggi, si può notare in

³⁴ I coefficienti sono stati calcolati esclusivamente utilizzando i dati effettivamente rilevati, escludendo dunque i valori imputati.

particolare come il coefficiente viaggi nel corso dell'anno a velocità decisamente variabile, con una impennata della variabilità relativa nei mesi estivi: ad agosto assume un valore più che doppio rispetto al periodo ottobre-marzo. Il confronto fra 2006 e 2007 rivela inoltre una leggera contrazione della variabilità relativa e una forma molto stabile del profilo evolutivo della variabilità stessa. Per quanto riguarda gli agriturismi il quadro è in parte differente. Il livello dei coefficienti di variazione è in generale più elevato rispetto ai campeggi, specie nei periodi di bassa stagione, e conseguentemente vi è un differenziale più ridotto fra bassa e alta stagione: la maggiore tendenza a modulare i listini, evidenziata nel paragrafo 3, indica come per gli agriturismi vi sia una maggiore tendenza alla modulazione anche nei periodi lontani dal picco estivo. Nel grafico si evidenzia inoltre un incremento della variabilità relativa nel 2007 rispetto all'anno precedente.

Grafico 4.1.1 Coefficiente di variazione della media campionaria degli indici di prezzo degli agriturismi - Anni 2006 e 2007
(dati non ponderati; valori percentuali)



E' evidente dunque come a priori fa molta differenza se la numerosità campionaria è determinata per garantire una data precisione nei mesi estivi (in particolare luglio e agosto) o in quelli invernali. Il contenuto della tavola 4.1.1 evidenzia peraltro come l'incremento nei mesi estivi dei coefficienti di variazione riguardi in maniera più evidente alcuni strati di primo livello. La stratificazione attutisce infatti solo in parte la variabilità delle osservazioni: i coefficienti di variazione calcolati rispetto alle medie campionarie semplici di strato riducono infatti solo in parte la variabilità relativa. Nel caso dei campeggi, soprattutto nelle località di lago, mare e montagna la variabilità interna allo strato risulta simile e spesso superiore rispetto a quella registrata in assenza di stratificazione (questi casi sono riportati in grassetto nella tavola). Nel caso degli agriturismi, lo strato con Umbria e Toscana è maggiormente caratterizzato da una elevata variabilità relativa.

Tavola 4.1.1. Coefficienti di variazione della media aritmetica semplice degli indici dei campeggi per strato di primo livello - Anno 2007 (valori percentuali)

mesi	campeggi						agriturismi			
	strati di primo livello						strati di primo livello			
	totale	Altre località	Città	Lago	Mare	Montagna	totale	Toscana- Nord	Umbria	Altre regioni
gennaio	11,6	9,9	11,2	16,4	13,8	7,6	18,2	18,6	18,9	16,9
febbraio	12,0	7,3	11,2	16,4	14,8	7,7	17,8	17,4	17,7	17,6
marzo	10,9	9,3	6,7	14,1	13,7	6,4	19,3	17,0	21,4	17,7
aprile	14,2	15,4	15,2	12,5	14,9	15,4	19,0	15,2	21,8	15,4
maggio	14,8	14,8	12,1	15,0	14,8	16,4	19,9	17,4	22,5	15,7
giugno	19,5	12,9	8,9	16,3	20,9	25,3	21,0	17,3	23,8	15,9
luglio	20,8	16,7	10,3	24,1	21,5	24,8	23,7	20,6	24,5	15,8
agosto	24,9	16,0	12,4	22,6	23,4	30,0	23,8	22,4	24,4	18,3
settembre	16,6	13,1	13,6	11,4	18,4	22,0	19,7	15,9	22,6	14,6
ottobre	12,5	11,3	6,5	10,1	13,4	18,5	17,9	16,1	20,2	15,4
novembre	10,9	11,4	9,0	13,0	12,5	11,0	16,2	17,1	15,9	15,7
dicembre	11,0	7,9	9,6	15,9	12,6	7,1	14,5	14,7	14,2	15,2

I valori elevati della variabilità, anche a livello di strato, sembrano dipendere nel caso dei campeggi dalla presenza di code nella distribuzione degli indici. Ciò in parte è evidenziato dal confronto fra la tavola 4.1.1 e la tavola 4.1.2. Quest'ultima riporta i valori delle differenze semplici mediane dalla mediana (MAD) rapportate alla mediana stessa³⁵. L'andamento del MAD relativo - totale e per strato - evidenzia rispetto a quanto avviene nel caso del coefficiente di variazione una maggiore efficienza della stratificazione nel contenimento della variabilità degli indici: si registra in particolare una minore incidenza dei casi di maggiore variabilità negli strati delle località di mare, montagna e lago. Non si può invece dire altrettanto nel caso degli agriturismi.

Tavola 4.1.2. Differenza semplice relativa dalla mediana (MAD) degli indici dei campeggi e degli agriturismi per strato di primo livello - Anno 2007 (valori percentuali)

mesi	campeggi						agriturismi			
	strati di primo livello						strati di primo livello			
	totale	Altre località	Città	Lago	Mare	Montagna	totale	Toscana- Nord	Umbria	Altre regioni
gennaio	6,6	11,4	13,7	13,1	6,2	4,2	9,9	9,2	14,2	3,1
febbraio	6,2	6,5	13,7	13,1	5,1	4,0	11,0	10,0	11,0	3,4
marzo	6,5	4,4	6,1	8,3	6,1	3,2	10,9	11,8	12,0	4,9
aprile	10,1	18,8	10,6	6,4	10,2	7,1	11,7	12,3	12,7	6,4
maggio	10,3	14,0	7,0	7,5	11,2	5,2	11,2	12,2	11,9	9,9
giugno	16,5	6,7	4,8	15,2	21,9	9,0	11,1	12,7	13,2	10,9
luglio	30,1	16,7	9,4	25,7	25,2	21,1	19,8	10,5	22,6	9,9
agosto	36,8	18,4	10,0	16,5	25,2	17,1	18,4	21,7	21,9	9,3
settembre	11,7	6,7	4,5	7,0	14,8	7,3	12,0	10,3	13,7	10,1
ottobre	4,7	3,2	6,1	6,6	4,0	9,5	10,5	12,1	13,4	3,8
novembre	6,2	4,4	6,3	16,3	2,8	3,2	8,8	10,8	10,6	4,0
dicembre	4,9	12,9	8,8	20,9	6,6	3,5	5,4	3,4	7,6	3,1

³⁵ Per un utilizzo del MAD nello studio della variabilità degli indici dei prezzi al consumo si veda anche il par. 3 di Brunetti et al. (2005). L'utilizzo dell'indicatore MAD, che corrisponde alla mediana degli scostamenti semplici dalla mediana - $MAD_h^m = Me_{i \in h} \left(\hat{I}_i^m - Me(\hat{I}_i^m) \right)$, dove Me è l'operatore di mediana - viene qui riportato a titolo puramente esplorativo, in quanto indicatore di variabilità estremamente selettivo. Ulteriori approfondimenti, che affrontino in maniera più esplicita l'identificazione e il trattamento degli outliers, fanno parte evidentemente di possibili futuri sviluppi metodologici relativi a questi temi. A tal proposito si vedano ad esempio i lavori di Statistics Canada (2005) con riferimento alla stima degli indici dei prezzi al consumo, e di Anitori et al. (2007) con riferimento alla stima dei valori medi unitari nelle statistiche del commercio con l'estero.

Un altro fattore che influenza molto la variabilità è naturalmente dato dalla diversa periodicità dei listini (tavola 4.1.3). I coefficienti di variazione calcolati su sei classi di periodicità evidenziano un consistente abbattimento della variabilità negli strati, mentre rimangono problematici solo il listini con una più spinta articolazione periodale. Nel caso dei campeggi rimane come strato particolarmente problematico solo quello con periodicità più elevata, oltre i 5-7 periodi. Per gli agriturismi il quadro è invece più articolato e solo in parte la stratificazione per tipo di listino appare soddisfacente o comunque da approfondire e specificare meglio.

Tavola 4.1.3. Coefficienti di variazione della media aritmetica semplice degli indici dei campeggi e degli agriturismi per classi di periodicità dei listini - Anno 2007 (valori percentuali)

mesi	totale	numero di periodicità nel listino					
		1	2-3	4	5	6	7 e oltre
<i>Campeggi</i>							
gennaio	11,6	7,9	6,9	9,2	7,5	10,0	15,7
febbraio	12,0	7,9	6,9	9,2	7,0	8,5	17,2
marzo	10,9	7,0	7,6	8,0	5,9	7,3	15,2
aprile	14,2	7,2	7,2	13,5	14,6	12,3	17,8
maggio	14,8	6,7	9,4	13,2	17,3	10,5	17,9
giugno	19,5	6,7	11,1	12,5	24,0	15,0	21,2
luglio	20,8	6,7	19,6	20,8	16,5	17,4	21,3
agosto	24,9	6,7	16,7	23,2	17,1	18,0	27,7
settembre	16,6	6,7	10,4	10,7	17,0	11,6	22,0
ottobre	12,5	6,7	8,5	9,2	12,6	7,3	16,2
novembre	10,9	7,9	9,1	9,2	6,7	10,1	13,5
dicembre	11,0	7,9	10,0	9,2	7,0	9,9	13,8
<i>Agriturismi</i>							
gennaio	18,2	13,3	21,1	0,3	14,8	5,2	19,3
febbraio	17,8	13,3	21,1	0,3	15,7	6,7	18,3
marzo	19,3	13,3	24,2	37,2	15,6	6,2	18,2
aprile	19,0	13,3	24,2	28,1	14,0	11,0	19,4
maggio	19,9	13,3	24,2	29,7	17,4	7,6	20,0
giugno	21,0	13,3	24,0	29,8	18,1	15,8	21,5
luglio	23,7	13,3	21,1	29,1	17,5	22,3	24,4
agosto	23,8	13,3	18,6	27,9	15,8	20,1	24,6
settembre	19,7	13,3	20,6	27,4	16,4	9,3	20,4
ottobre	17,9	13,3	21,7	22,1	19,4	8,1	17,1
novembre	16,2	13,3	22,4	1,6	8,2	6,7	16,7
dicembre	14,5	13,3	21,1	0,3	7,3	4,0	14,8

Per i campeggi dunque queste evidenze sembrano suggerire, nella fase di manutenzione annuale di questo specifico indicatore, la praticabilità di un disegno campionario basato su una stratificazione, per tipologia di listino incrociata con una stratificazione geografica, quest'ultima al limite leggermente rivista rispetto a quella attualmente utilizzata³⁶. L'utilizzo di una qualche classificazione della modularità dei listini come variabile di stratificazione pone evidentemente il problema della disponibilità di informazioni dettagliate sulla distribuzione degli esercizi secondo questa variabile. Non esistono infatti dati ufficiali su questo tema, ed è dunque necessario sopperire a questa lacuna con stime ottenibili attraverso una rilevazione ad hoc che potrebbe riguardare un numero di unità anche sensibilmente maggiore rispetto al campione utilizzato per la stima degli indici.

³⁶ In presenza di una inalterata dimensione campionaria, la revisione avrebbe come obiettivo quello di controllare il numero degli strati elementari.

Vi è inoltre da aggiungere una considerazione: la rilevanza del tipo di modularità del listino segnala anche la delicatezza del problema della gestione delle sostituzioni. La sostituzione fra due esercizi con diversa periodicità (ad esempio un campeggio con prezzi fissi annuali con uno con una marcata alta stagione estiva) può infatti generare una alterazione dei profili periodali che può risultare anche significativa. L'introduzione della periodicità del listino fra le variabili di stratificazione potrebbe perciò ridurre questo rischio.

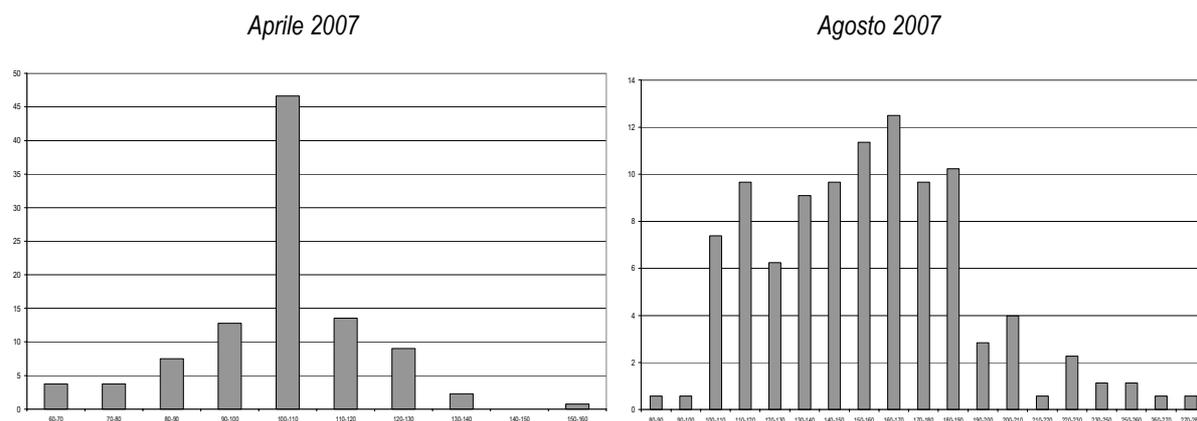
4.2. Numerosità campionaria: alcuni esercizi di simulazione

Sulla base dei dati campionari sono stati stimati alcuni parametri di variabilità i quali sono successivamente utilizzati per una stima di massima della numerosità campionaria. Le simulazioni sono state effettuate sia in assenza di stratificazione sia introducendo progressivamente strati via via più fini. Si tratta di simulazioni condotte sui due campioni sulla base di alcune ipotesi. Si è in particolare ipotizzato che il sistema di stima degli indici sia basato sulla media aritmetica semplice degli indici delle unità del campione all'interno di ciascuno strato, in luogo della media geometrica utilizzata effettivamente per il calcolo (si veda la <1.4.2>). Sono state inoltre accettate le consuete ipotesi di normalità delle distribuzioni e di casualità della selezione del campione, ed è stato trascurato il fattore di correzione determinato dalla frazione di campionamento.

L'ipotesi di normalità in realtà appare però solo in parte confortata dai dati raccolti: si assiste anzi a una diversificazione su base stagionale della distribuzione degli indicatori (grafico 4.2.1). Nel caso dei campeggi, ad esempio, se in buona parte dei mesi di stagione non alta si registra una distribuzione assimilabile a una normale ancorché molto concentrata, nei mesi di picco estivo (da giugno ad agosto) la distribuzione degli indici assomiglia di più a un chi quadrato. Nel caso degli agriturismi le forme della distribuzione seguono una analoga evoluzione mensile.

Grafico 4.2.1

Distribuzione degli indici elementari dei prezzi dei campeggi per classe di valori - Aprile e Agosto 2007
(valori percentuali; classi chiuse a sx)



Accettando con i distinguo del caso le ipotesi di normalità, nel caso di campione semplice la stima della numerosità ha avuto luogo tramite la seguente formula³⁷:

³⁷ Le espressioni che seguono sono state mutuare da Cochran (1997), par. 4.6 pag. 77 e segg..

$$n = \left(\frac{t_\alpha}{r} \right)^2 \left(\frac{\hat{S}}{\hat{I}} \right)^2 \quad <4.2.1>$$

dove:

$$\hat{I} = \frac{\sum_{j=1}^n I_j}{n} \quad <4.2.2>$$

è la media aritmetica degli indici delle n unità nel campione,

$$\hat{S} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (I_j - \hat{I})^2}{n-1}} \quad <4.2.3>$$

è lo scarto quadratico medio delle osservazioni, t_α è il valore della t di Student corrispondente a un livello di confidenza dell' $\alpha\%$ e r è l'errore relativo rispetto alla media della popolazione.

Per la stima della numerosità dei campioni stratificati, è stata formulata l'ipotesi addizionale che le unità del campione vengano allocate proporzionalmente al peso e alla variabilità media dello strato. In particolare:

$$n_h \propto \hat{w}_h \hat{S}_h \quad <4.2.4>$$

Sulla base di questa ipotesi, la numerosità complessiva può essere stimata sulla base della seguente espressione:

$$n = \frac{\left(\sum_{h \in H} \hat{w}_h \hat{S}_h \right)^2}{\left(\frac{r \hat{I}}{t_\alpha} \right)^2} \quad <4.2.5>$$

dove h indica gli strati, \hat{w}_h indica il peso di ciascuno strato e \hat{S}_h è lo scarto quadratico medio stimato a livello di strato analogamente alla <4.2.3>³⁸.

La tavola 4.2.1 illustra i risultati della simulazioni per la stima del mese di agosto, uno di quelli che mostrano maggiore variabilità. Sono stati in particolare considerati due livelli di confidenza (95% e 99%) e dieci valori distinti per l'errore campionario. Si può notare anzitutto la decisa compressione della numerosità campionaria che si può ottenere con la stratificazione. In base a questi risultati, nel caso dei campeggi con 200 unità nel campione e con una probabilità del 95% la stima è affetta da un errore al massimo del 4% con un campione semplice e fra il 2,5 e il 2% nel caso di un campione stratificato al livello più fine. In generale, con il livello di stratificazione più fine si può ridurre del 50% la dimensione del campione rispetto al livello di stratificazione più aggregato. Nel caso degli agriturismi a parità di errore e livello di confidenza la numerosità campionaria richiesta al livello più fine di stratificazione (in questo caso è il secondo) è un po' più elevata.

³⁸ Si veda Cochran (1977), par. 5.9 pag. 105 e segg..

Tavola 4.2.1. Stime della numerosità campionaria nel mese di agosto, per livello di stratificazione ed errore campionario - Anno 2007 (valori percentuali)

Errore %	campeggi				agriturismi		
	Campione semplice	livelli di stratificazione			Campione semplice	livelli di stratificazione	
		primo	secondo	terzo		primo	secondo
		<i>confidenza 99%</i>				<i>confidenza 99%</i>	
0,5	16.750	12.463	10.771	6.086	15.299	13.893	10.591
1,0	4.188	3.116	2.693	1.522	3.825	3.473	2.648
1,5	1.861	1.385	1.197	676	1.700	1.544	1.177
2,0	1.047	779	673	380	956	868	662
2,5	670	499	431	243	612	556	424
3,0	465	346	299	169	425	386	294
3,5	342	254	220	124	312	284	216
4,0	262	195	168	95	239	217	165
4,5	207	154	133	75	189	172	131
5,0	168	125	108	61	153	139	106
		<i>confidenza 95%</i>				<i>confidenza 95%</i>	
0,5	9.911	7.375	6.374	3.601	9.052	8.221	6.267
1,0	2.478	1.844	1.593	900	2.263	2.055	1.567
1,5	1.101	819	708	400	1.006	913	696
2,0	619	461	398	225	566	514	392
2,5	396	295	255	144	362	329	251
3,0	275	205	177	100	251	228	174
3,5	202	151	130	73	185	168	128
4,0	155	115	100	56	141	128	98
4,5	122	91	79	44	112	101	77
5,0	99	74	64	36	91	82	63

Vi è inoltre da considerare la notevole differenza esistente fra le numerosità campionarie richieste nei vari mesi (tavola 4.2.2). Nel caso dei campeggi, nei mesi da ottobre a marzo la numerosità è inferiore fra le 5 e le 10 volte rispetto ai mesi estivi. Questo aspetto va tuttavia valutato alla luce della forte caduta del campione che si registra nei mesi invernali.

Per quanto riguarda gli agriturismi invece lo scarto fra bassa e alta stagione, pur presente, è decisamente meno marcato.

Tavola 4.2.2. Stime della numerosità campionaria, per livello di stratificazione e mese - Anno 2007 (valori percentuali)

mesi	campeggi				agriturismi		
	Campione semplice	livelli di stratificazione			Campione semplice	livelli di stratificazione	
		primo	secondo	terzo		primo	secondo
		<i>errore 2% confidenza 95%</i>					
gennaio	134	145	53	24	331	338	262
febbraio	144	170	62	21	317	309	239
marzo	119	132	87	41	373	365	291
aprile	202	205	214	231	363	337	262
maggio	220	213	220	207	396	381	293
giugno	381	381	346	232	441	405	314
luglio	433	350	322	252	561	471	351
agosto	619	461	398	225	566	514	392
settembre	276	278	290	204	387	355	273
ottobre	157	159	101	37	321	318	243
novembre	119	123	56	14	262	265	191
dicembre	122	127	58	32	210	212	139

Considerazioni conclusive

Le soluzioni proposte per la stima degli indici di prezzo dei servizi di alloggio complementari, sebbene siano riferite a indicatori di peso modestissimo all'interno dei panieri utilizzati dall'Istat per la stima dell'indice dei prezzi al consumo e sebbene siano relative alle sole rilevazioni centralizzate, possono offrire alcuni spunti di validità generale sia per il trattamento dei prodotti stagionali sia per la soluzione dei problemi di stima e per la messa a punto del disegno di indagine. E' stato in particolare giudicata strategicamente rilevante la scelta di puntare su numerosità elevate e su un campione stratificato per rendere possibile sia una maggiore affidabilità degli indici prodotti sia una procedura di imputazione dei dati mancanti in linea con i suggerimenti e le linee guida diffuse da Eurostat e dagli altri organismi internazionali attivi nel settore. Conseguentemente, è stata esaltata la rilevanza delle modalità di fissazione dei prezzi, allo scopo di rendere più esplicita la rappresentazione della natura stagionale dei mercati posti sotto osservazione.

Dal lavoro svolto per la messa a punto dell'attuale impianto di queste rilevazioni emergono alcune indicazioni di massima per futuri miglioramenti e interventi di manutenzione. Un primo elemento riguarda la riconsiderazione dei criteri di stratificazione: è emersa infatti la possibilità di utilizzare una stratificazione basata anche sulla morfologia dei listini applicati dagli esercizi ricettivi. Pur comportando problemi di stima del sistema di ponderazione, questo criterio di stratificazione – utilizzato congiuntamente con un criterio di tipo geografico – può infatti consentire un più efficiente contenimento della variabilità delle stime. Inoltre, esso consentirebbe una più efficiente gestione delle sostituzioni di prodotto e della imputazione delle osservazioni temporaneamente mancanti.

Un ulteriore affinamento della metodologia di imputazione dei dati mancanti verso soluzioni che evitino di comprimere la variabilità complessiva delle informazioni raccolte è invece possibile solo con un significativo accrescimento della numerosità campionaria.

Per quanto riguarda una stima più accurata della numerosità campionaria, l'esercizio esplorativo condotto nel paragrafo 4 può essere reso più preciso procurando soluzioni più adeguate alla effettiva distribuzione delle osservazioni, la quale mostra una elevata variabilità mensile e un frequente allontanamento dalle ipotesi di normalità durante i mesi di alta stagione. Questo passaggio metodologico, unito a un approfondimento delle caratteristiche della demografia di impresa, è peraltro fondamentale per arrivare a una migliore definizione delle modalità di avvicinamento delle imprese del panel.

Riferimenti bibliografici

- Anitori P., Causo S. (2007), Outlier detection and treatment: quality improvements in the Italian unit value indexes. Mimeo, Istat.
- Armknicht P., Maitland-Smith F. (1999), "Price Imputation and Other Techniques for Dealing with Missing Observations, Seasonality and Quality Change in Price Indices", *International Monetary Fund Working Paper* No. 99/78, Statistics Department, Washington D.C., June; <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/1999/wp9978.pdf>
- Brunetti A., De Gregorio C., Monducci R., Nuccitelli A., Polidoro F., Ricci R. (2005), Official CPI and users: recent developments in Istat strategy. Paper presentato al seminario OCSE: "Inflation Measures: Too High - Too Low - Internationally Comparable?" Parigi, 21-22 Giugno
- Cochrane W.G. (1977), Sampling techniques. 3rd edition. John Wiley and sons, New York.
- Commissione europea (2000), *Regolamento (CE) N. 2602/2000 del 17 novembre 2000.*
- Commissione europea (2005), *Regolamento (CE) N. 1708/2005 del 19 ottobre 2005.*
- De Gregorio C. (2005), *Progetto per la rilevazione dei prezzi degli alberghi nei comuni non capoluogo di provincia.* Mimeo, Istat.

- De Gregorio C. (2006), Il nuovo impianto della rilevazione centralizzata del prezzo dei medicinali con obbligo di prescrizione. *Contributi Istat*, n.16.
- De Gregorio C., Fatello S. (2005), L'indice dei prezzi al consumo dei testi scolastici nel 2004. *Documenti Istat*, n.12.
- De Gregorio C., Fatello S., Mosca S., Rossetti F. (2004), Improving the quality of Istat consumer price index: the case of the centralised surveys on prices. Associated paper alla *European conference on quality and methodology in official statistics (Q2004)*, Mainz, 24-26 maggio.
- De Gregorio C., Fatello S., Lo Conte R., Mosca S., Rossetti F. (2007), *Sampling design and treatment of products in Istat centralised CPI surveys*. Mimeo, Istat (in corso di pubblicazione nella collana Contributi Istat).
- Dewert E., Feenstra R.C. (2001), Imputation and Price Indexes: Theory and Evidence from the International Price Program. *Bls working paper* n. 335.
- Eurostat (2001), Compendium of HICP reference documents. Theme 2: Economy and finance (2/2001/B/5).
- Eurostat (2004), *Draft Commission Regulation concerning the treatment of seasonal items*. Paper presentato al meeting del Working group "Harmonization of Consumer Price Indices", Luxembourg, 25-26 marzo.
- Fatello S. (2004), *Il nuovo impianto della rilevazione dei prezzi degli agriturismi*. Mimeo, Istat.
- Ilo (2004), The Treatment of Seasonal Products. *Consumer Price Index Manual. Theory and Practice*, capitolo 22.
- Istat (2006), *Come si rilevano i prezzi al consumo*, <http://www.istat.it/prezzi/precon/aproposito/altro/metodologia2006.pdf>
- Istat (2007a), *Come si rilevano i prezzi al consumo*, <http://www.istat.it/prezzi/precon/aproposito/metodologia2007.pdf>
- Istat (2007b), *Gli effetti del cambiamento del periodo di rilevazione dei prezzi sull'indice armonizzato dei prezzi al consumo*. Luglio, http://www.istat.it/prezzi/precon/aproposito/dinamica/effettihicp_agosto.pdf
- Istat (2007c), *Gli indici dei prezzi al consumo per l'anno 2007: aggiornamento del paniere e della ponderazione*. <http://www.istat.it/prezzi/precon/aproposito/altro/nota2007.pdf>
- Istat (2007d), *Paniere dell'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale – Anno 2007*. <http://www.istat.it/prezzi/precon/aproposito/ponderazione/ponderazione2007.pdf>
- Istat (2007e), *Le aziende agrituristiche in Italia al 31 dicembre 2005*. *Statistiche in breve*, 16 aprile
- Statistics Canada (2005), Detection of outliers in the Canadian Consumer Price Index. *Unece conference of European statisticians, Work session on statistical data editing*. Ottawa, 16-18 maggio. <http://www.unece.org/stats/documents/2005/05/sde/wp.5.e.pdf>
- Touring club italiano (2007a), *Agriturismo e vacanze in campagna*. Guide accoglienza. Touring editore. Milano.
- Touring club italiano (2007b), *Campeggi e villaggi turistici*. Guide accoglienza. Touring editore. Milano.

Appendice. Gli effetti del cambio del periodo di riferimento

Nel mese di ottobre 2006 l'Istat ha effettuato un cambiamento nel periodo di riferimento degli indici di prezzo. Fino ad allora l'indice del mese m era stimato sulla base di quotazioni raccolte fra il giorno 16 del mese $m-1$ e il giorno 15 del mese m : il periodo di riferimento era dunque sfasato di oltre due settimane rispetto al mese di riferimento dell'indice. Rispondendo alle sollecitazioni pervenute dal Fmi e sanando così una situazione in contraddizione con lo stesso impianto normativo di base dell'Hicp, l'Istat ha scelto il mese di ottobre 2006 per effettuare l'allineamento fra mese di riferimento e periodo di riferimento³⁹.

Per molti indici di prezzo a rilevazione centralizzata e relativi alla filiera turistica, tale cambiamento ha portato a una significativa alterazione del profilo temporale degli indicatori, con vistosi effetti di distorsione registrabili ad esempio sulle variazioni tendenziali dal mese di ottobre 2006 fino al mese di settembre 2007. Si tratta degli otto indici per la stima dei quali viene utilizzato come riferimento il prezzo medio giornaliero calcolato su base mensile⁴⁰. Per l'insieme di questi indicatori l'Istat diffonde mensilmente la stima dell'effetto del cambio di periodo sulla variazione tendenziale dell'indice HICP⁴¹.

In alcuni mesi dell'anno questo effetto è particolarmente intenso a causa della diversa distribuzione all'interno del vecchio e del nuovo periodo di riferimento dei giorni di alta e bassa stagione. È evidente, ad esempio, che mentre con il vecchio periodo di riferimento il mese di settembre è basato su un prezzo medio dal 16 agosto al 15 settembre e include dunque un'ampia fetta di alta stagione, col nuovo periodo la media viene fatta dal 1° al 30 settembre, periodo completamente incluso nella bassa stagione. Un discorso opposto vale invece per il mese di luglio, che con il nuovo periodo viene ad essere maggiormente influenzato dall'alta stagione mentre con il vecchio sistema incorporava una ampia fetta della bassa stagione di giugno. Effetti analoghi, anche se di minore entità, si verificano anche in altri mesi, come ad esempio in prossimità del periodo pasquale e dei ponti di primavera.

Un secondo effetto distorsivo del cambio del periodo di riferimento riguarda la base di calcolo degli indici, ossia il prezzo del mese di dicembre rispetto al quale viene calcolata la serie di indici dell'anno successivo. Con il nuovo periodo dicembre viene a contenere un periodo di alta stagione quale quello natalizio: un effetto questo che è pressoché trascurabile nei campeggi, ma è un po' più rilevante nel caso degli agriturismi ed è molto rilevante, ad esempio, nel caso degli impianti di risalita. In generale esso comporta un prezzo più alto per la base di calcolo e, di conseguenza, un più basso livello degli indici in base di calcolo stimati nel corso dell'anno e dunque una potenziale sottostima delle variazioni tendenziali.

Le modalità di archiviazione delle quotazioni adottate nel caso dei campeggi e degli agriturismi, descritte nel paragrafo 2, hanno consentito il monitoraggio completo degli effetti distorsivi indotti dalla modifica del periodo di riferimento sugli indici di prezzo e sulle variazioni tendenziali degli indici.

Il grafico A.1 illustra a titolo esemplificativo l'evoluzione delle serie concatenate e dei differenziali delle variazioni tendenziali separatamente per i due indici. Nel caso dei campeggi a ottobre 2006 le due serie cominciano a divergere leggermente: la causa sta nel fatto che con il vecchio periodo ottobre registrava una riduzione congiunturale ereditata dalle tendenze tipiche della seconda metà di

³⁹ Istat (2007b), Commissione europea (2005).

⁴⁰ Oltre ai campeggi e agli agriturismi, fanno parte di questo gruppo le posizioni rappresentative relative agli stabilimenti balneari, agli impianti di risalita, ai pacchetti vacanza, ai trasporti per vie d'acqua (passeggeri e auto) e ai parchi divertimento.

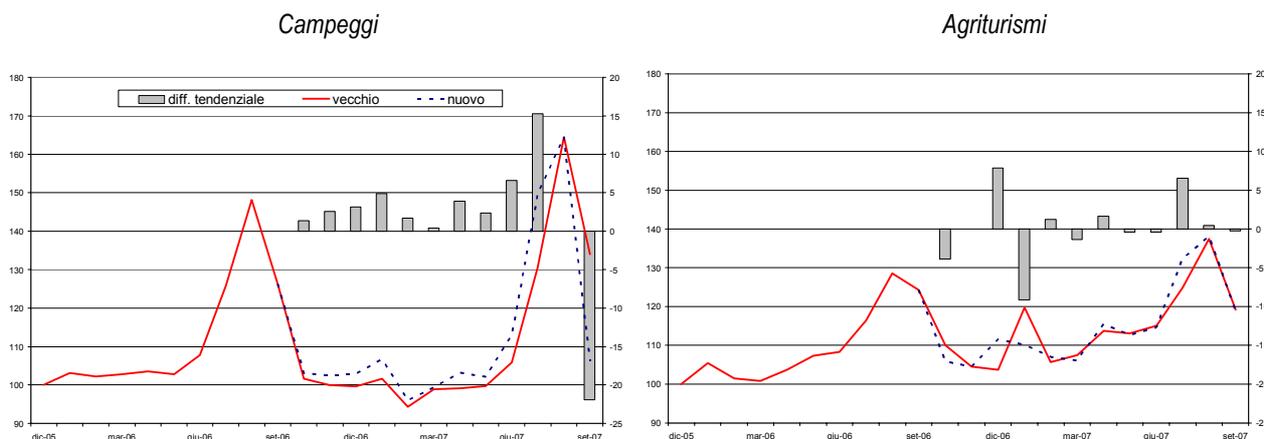
⁴¹ Istat (2007b).

settembre, mentre con il nuovo periodo la riduzione congiunturale di ottobre è solo marginale. Nel mese di dicembre la distanza fra le due serie comincia ad essere apprezzabile, a causa del pur modesto effetto dell'alta stagione negli ultimi giorni dell'anno. Da allora la serie degli indici stimati sulla base del nuovo periodo mostra valori sistematicamente più elevati rispetto al quella stimata con il vecchio periodo. La distanza fra le due serie si amplia ad aprile e, più significativamente, all'inizio dell'estate: supera i sette punti a giugno e raggiunge i 19 punti a luglio, proprio per i motivi descritti in precedenza. Ad agosto i valori delle due serie coincidono, mentre a settembre si assiste a un crollo verticale dell'indice basato sul nuovo periodo, il quale si colloca di oltre 27 punti più in basso rispetto all'indice stimato con il vecchio periodo. Nel grafico sono anche riportate le differenze fra le variazioni tendenziali stimate sulla base del nuovo e del vecchio periodo. In particolare si può notare come il cambio del periodo abbia portato a una sovrastima dei tendenziali da ottobre 2006 fino a luglio 2007, con un picco a luglio pari a 15 punti percentuali. Successivamente, a settembre, il crollo dell'indice basato sul nuovo periodo ha portato a una sottostima di oltre venti punti percentuali della variazione tendenziale di quel mese.

Per gli agriturismi il quadro è più articolato anche se gli effetti sono meno vistosi rispetto ai campeggi. È più forte, rispetto ai campeggi, l'effetto sulla base di calcolo. Se da un lato il nuovo indice è più alto a dicembre per i motivi visti in precedenza, a gennaio si colloca ben al di sotto del vecchio indice. Un differenziale significativo ha inoltre luogo a luglio, dove con il nuovo periodo si concentra un periodo di alta stagione.

Grafico A.1

Indici di prezzo con il vecchio e il nuovo periodo di riferimento e differenza delle variazioni tendenziali - Dicembre 2005-Settembre 2006 (scala dx:differenza variazioni percentuali)



Contributi ISTAT(*)

- 1/2004 – Marcello D’Orazio, Marco Di Zio e Mauro Scanu – *Statistical Matching and the Likelihood Principle: Uncertainty and Logical Constraints*
- 2/2004 – Giovanna Brancato – *Metodologie e stime dell’errore di risposta. Una sperimentazione di reintervista telefonica*
- 3/2004 – Franco Mostacci, Giuseppina Natale e Elisabetta Pugliese – *Gli indici dei prezzi al consumo per sub popolazioni*
- 4/2004 – Leonello Tronti – *Una proposta di metodo: osservazioni e raccomandazioni sulla definizione e la classificazione di alcune variabili attinenti al mercato del lavoro*
- 5/2004 – Ugo Guarnera – *Alcuni metodi di imputazione delle mancate risposte parziali per dati quantitativi: il software Quis*
- 6/2004 – Patrizia Giaquinto, Marco Landriscina e Daniela Pagliuca – *La nuova funzione di analisi dei modelli implementata in Genesee v. 3.0*
- 7/2004 – Roberto Di Giuseppe, Patrizia Giaquinto e Daniela Pagliuca – *MAUSS (Multivariate Allocation of Units in Sampling Surveys): un software generalizzato per risolvere il problema dell’allocazione campionaria nelle indagini Istat*
- 8/2004 – Ennio Fortunato e Liana Verzicco – *Problemi di rilevazione e integrazione della condizione professionale nelle indagini sociali dell’Istat*
- 9/2004 – Claudio Pauselli e Claudia Rinaldelli – *La valutazione dell’errore di campionamento delle stime di povertà relativa secondo la tecnica Replicazioni Bilanciate Ripetute*
- 10/2004 – Eugenio Arcidiacono, Marina Briolini, Paolo Giuberti, Marco Ricci, Giovanni Sacchini e Giorgia Telloli – *Procedimenti giudiziari, reati, indagati e vittime in Emilia-Romagna nel 2002: un’analisi territoriale sulla base dei procedimenti iscritti nel sistema informativo Re.Ge.*
- 11/2004 – Enrico Grande e Orietta Luzi – *Regression trees in the context of imputation of item non-response: an experimental application on business data*
- 12/2004 – Luisa Frova e Marilena Pappagallo – *Procedura di now-cast dei dati di mortalità per causa*
- 13/2004 – Giorgio DellaRocca, Marco Di Zio, Orietta Luzi, Emanuela Scavalli e Giorgia Simeoni – *IDEA (Indices for Data Editing Assessment): sistema per la valutazione degli effetti di procedure di controllo e correzione dei dati e per il calcolo degli indicatori SIDI*
- 14/2004 – Monica Pace, Silvia Bruzzone, Luisa Frova e Marilena Pappagallo – *Review of the existing information about death certification practices, certificate structures and training tools for certification of causes of death in Europe*
- 15/2004 – Elisa Berntsen – *Modello Unico di Dichiarazione ambientale: una fonte amministrativa per l’Archivio delle Unità Locali di Asia*
- 16/2004 – Salvatore F. Allegra e Alessandro La Rocca – *Sintetizzare misure elementari: una sperimentazione di alcuni criteri per la definizione di un indice composto*
- 17/2004 – Francesca R. Pogelli – *Un’applicazione del modello “Country Product Dummy” per un’analisi territoriale dei prezzi*
- 18/2004 – Antonia Manzari – *Valutazione comparativa di alcuni metodi di imputazione singola delle mancate risposte parziali per dati quantitativi*
- 19/2004 – Claudio Pauselli – *Intensità di povertà relativa: stima dell’errore di campionamento e sua valutazione temporale*
- 20/2004 – Maria Dimitri, Ersilia Di Pietro, Alessandra Nuccitelli e Evelina Paluzzi – *Sperimentazione di una metodologia per il controllo della qualità di dati anagrafici*
- 21/2004 – Tiziana Pichiorri, Anna M. Sgamba e Valerio Papale – *Un modello di ottimizzazione per l’imputazione delle mancate risposte statistiche nell’indagine sui trasporti marittimi dell’Istat*
- 22/2004 – Diego Bellisai, Piero D. Falorsi, Annalisa Lucarelli, Maria A. Pennucci e Leonello G. Tronti – *Indagine pilota sulle retribuzioni di fatto nel pubblico impiego*
- 23/2004 – Lidia Brondi – *La riorganizzazione del sistema idrico: quadro normativo, delimitazione degli ambiti territoriali ottimali e analisi statistica delle loro caratteristiche strutturali*
- 24/2004 – Roberto Gismondi e Laura De Sandro – *Provisional Estimation of the Italian Monthly Retail Trade Index*
- 25/2004 – Annamaria Urbano, Claudia Brunini e Alessandra Chessa – *I minori in stato di abbandono: analisi del fenomeno e studio di una nuova prospettiva d’indagine*
- 26/2004 – Paola Anzini e Anna Ciammola – *La destagionalizzazione degli indici della produzione industriale: un confronto tra approccio diretto e indiretto*
- 27/2004 – Alessandro La Rocca – *Analisi della struttura settoriale dell’occupazione regionale: 8° Censimento dell’industria e dei servizi 2001 7° Censimento dell’industria e dei servizi 1991*
- 28/2004 – Vincenzo Spinelli e Massimiliano Tancioni – *I Trattamenti Monetari non Pensionistici: approccio computazionale e risultati della sperimentazione sugli archivi INPS-DM10*
- 29/2004 – Paolo Consolini – *L’indagine sperimentale sull’archivio fiscale modd.770 anno 1999: analisi della qualità del dato e stime campionarie*
- 1/2005 – Fabrizio M. Arosio – *La stampa periodica e l’informazione on-line: risultati dell’indagine pilota sui quotidiani on-line*
- 2/2005 – Marco Di Zio, Ugo Guarnera e Orietta Luzi – *Improving the effectiveness of a probabilistic editing strategy for business data*
- 3/2005 – Diego Moretti e Claudia Rinaldelli – *EU-SILC complex indicators: the implementation of variance estimation*
- 4/2005 – Fabio Bacchini, Roberto Iannaccone e Edoardo Otranto – *L’imputazione delle mancate risposte in presenza di dati longitudinali: un’applicazione ai permessi di costruzione*
- 5/2005 – Marco Broccoli – *Analisi della criminalità a livello comunale: metodologie innovative*
- 6/2005 – Claudia De Vitiis, Loredana Di Consiglio e Stefano Falorsi – *Studio del disegno campionario per la nuova rilevazione continua sulle Forze di Lavoro*
- 7/2005 – Edoardo Otranto e Roberto Iannaccone – *Continuous Time Models to Extract a Signal in Presence of Irregular Surveys*

- 8/2005 – Cosima Mero e Adriano Pareto – *Analisi e sintesi degli indicatori di qualità dell'attività di rilevazione nelle indagini campionarie sulle famiglie*
- 9/2005 – Filippo Oropallo – *Enterprise microsimulation models and data challenges*
- 10/2005 – Marcello D' Orazio, Marco Di Zio e Mauro Scanu – *A comparison among different estimators of regression parameters on statistically matched files through an extensive simulation study*
- 11/2005 – Stefania Macchia, Manuela Murgia, Loredana Mazza, Giorgia Simeoni, Francesca Di Patrizio, Valentino Parisi, Roberto Petrillo e Paola Ungaro – *Una soluzione per la rilevazione e codifica della Professione nelle indagini CATI*
- 12/2005 – Piero D. Falorsi, Monica Scannapieco, Antonia Boggia e Antonio Pavone – *Principi Guida per il Miglioramento della Qualità dei Dati Toponomastici nella Pubblica Amministrazione*
- 13/2005 – Ciro Baldi, Francesca Ceccato, Silvia Pacini e Donatella Tuzi – *La stima anticipata OROS sull'occupazione. Errori, problemi della metodologia attuale e proposte di miglioramento*
- 14/2005 – Stefano De Francisci, Giuseppe Sindoni e Leonardo Tininini – *Da Winci/MD: un sistema per data warehouse statistici sul Web*
- 15/2005 – Gerardo Gallo e Evelina Palazzi – *I cittadini italiani naturalizzati: l'analisi dei dati censuari del 2001, con un confronto tra immigrati di prima e seconda generazione*
- 16/2005 – Saverio Gazzelloni, Mario Albisinni, Lorenzo Bagatta, Claudio Ceccarelli, Luciana Quattrocchi, Rita Ranaldi e Antonio Toma – *La nuova rilevazione sulle forze di lavoro: contenuti, metodologie, organizzazione*
- 17/2005 – Maria Carla Congia – *Il lavoro degli extracomunitari nelle imprese italiane e la regolarizzazione del 2002. Prime evidenze empiriche dai dati INPS*
- 18/2005 – Giovanni Bottazzi, Patrizia Cella, Giuseppe Garofalo, Paolo Misso, Mariano Porcu e Marianna Tosi – *Indagine pilota sulla nuova imprenditorialità nella Regione Sardegna. Relazione Conclusiva*
- 19/2005 – Fabrizio Martire e Donatella Zindato – *Le famiglie straniere: analisi dei dati censuari del 2001 sui cittadini stranieri residenti*
- 20/2005 – Ennio Fortunato – *Il Sistema di Indicatori Territoriali: percorso di progetto, prospettive di sviluppo e integrazione con i processi di produzione statistica*
- 21/2005 – Antonella Baldassarini e Danilo Birardi – *I conti economici trimestrali: un approccio alla stima dell'input di lavoro*
- 22/2005 – Francesco Rizzo, Dario Camol e Laura Vignola – *Uso di XML e WEB Services per l'integrazione di sistemi informativi statistici attraverso lo standard SDMX*
- 1/2006 – Ennio Fortunato – *L'analisi integrata delle esigenze informative dell'utenza Istat: Il contributo del Sistema di Indicatori Territoriali*
- 2/2006 – Francesco Altarocca – *I design pattern nella progettazione di software per il supporto alla statistica ufficiale*
- 3/2006 – Roberta Palmieri – *Le migranti straniere: una lettura di genere dei dati dell'osservatorio interistituzionale sull'immigrazione in provincia di Macerata*
- 4/2006 – Raffaella Amato, Silvia Bruzzone, Valentina Delmonte e Lidia Fagiolo – *Le statistiche sociali dell'ISTAT e il fenomeno degli incidenti stradali: un'esperienza di record linkage*
- 5/2006 – Alessandro La Rocca – *Fuzzy clustering: la logica, i metodi*
- 6/2006 – Raffaella Cascioli – *Integrazione dei dati micro dalla Rilevazione delle Forze di Lavoro e dagli archivi amministrativi INPS: risultati di una sperimentazione sui dati campione di 4 province*
- 7/2006 – Gianluca Brogi, Salvatore Cusimano, Giuseppina del Vicario, Giuseppe Garofalo e Orietta Patacchia – *La realizzazione di Asia Agricoltura tramite l'utilizzo di dati amministrativi: il contenuto delle fonti e i risultati del processo di integrazione*
- 8/2006 – Simonetta Cozzi – *La distribuzione commerciale in Italia: caratteristiche strutturali e tendenze evolutive*
- 9/2006 – Giovanni Seri – *A graphical framework to evaluate risk assessment and information loss at individual level*
- 10/2006 – Diego Bellisai, Annalisa Lucarelli, Maria Anna Pennucci e Fabio Rapiti – *Feasibility studies for the coverage of public institutions in sections N and O*
- 11/2006 – Diego Bellisai, Annalisa Lucarelli, Maria Anna Pennucci e Fabio Rapiti – *Quarterly labour cost index in public education*
- 12/2006 – Silvia Montagna, Patrizia Collesi, Florinda Damiani, Danila Fulgenzio, Maria Francesca Loporcario e Giorgia Simeoni – *Nuove esperienze di rilevazione della Customer Satisfaction*
- 13/2006 – Lucia Coppola e Giovanni Seri – *Confidentiality aspects of household panel surveys: the case study of Italian sample from EU-SILC*
- 14/2006 – Lidia Brondi – *L'utilizzazione delle surveys per la stima del valore monetario del danno ambientale: il metodo della valutazione contingente*
- 15/2006 – Carlo Boselli – *Le piccole imprese leggere esportatrici e non esportatrici: differenze di struttura e di comportamento*
- 16/2006 – Carlo De Gregorio – *Il nuovo impianto della rilevazione centralizzata del prezzo dei medicinali con obbligo di prescrizione*
- 1/2007 – Paolo Roberti, Maria Grazia Calza, Filippo Oropallo e Stefania Rossetti – *Knowledge Databases to Support Policy Impact Analysis: the EuroKy-PIA Project*
- 2/2007 – Ciro Baldi, Diego Bellisai, Stefania Fivizzani, e Marina Sorrentino – *Production of job vacancy statistics: coverage*
- 3/2007 – Carlo Lucarelli e Giampiero Ricci – *Working times and working schedules: the framework emerging from the new Italian lfs in a gender perspective*
- 4/2007 – Monica Scannapieco, Diego Zardetto e Giulio Barcaroli – *La Calibrazione dei Dati con R: una Sperimentazione sull'Indagine Forze di Lavoro ed un Confronto con GENESEES/SAS*
- 5/2007 – Giulio Barcaroli e Tiziana Pellicciotti – *Strumenti per la documentazione e diffusione dei microdati d'indagine: il Microdata Management Toolkit*
- 6/2007 – AA.VV. – *Seminario sulla qualità: l'esperienza dei referenti del sistema informativo SIDI - 1ª giornata*
- 7/2007 – Raffaella Cianchetta, Carlo De Gregorio, Giovanni Seri e Giulio Barcaroli – *Rilevazione sulle Pubblicazioni Scientifiche Istat*
- 8/2007 – Emilia Arcaleni, e Barbara Baldazzi – *Vivere non insieme: approcci conoscitivi al Living Apart Together*
- 9/2007 – Corrado Peperoni e Francesca Tuzi – *Trattamenti monetari non pensionistici metodologia sperimentale per la stima degli assegni al nucleo familiare*
- 10/2007 – AA.VV. – *Seminario sulla qualità: l'esperienza dei referenti del sistema informativo SIDI - 2ª giornata*

- 11/2007 – Leonello Tronti – *Il prototipo (numero 0) dell'Annuario di statistiche del Mercato del Lavoro (AML)*
- 12/2007 – Daniele Frongia, Raffaello Martinelli, Fernanda Panizon, Bruno Querini e Andrea Stanco – *Il nuovo Sistema informatico Altri Servizi. Progetto di reingegnerizzazione dei processi produttivi delle indagini trimestrali di fatturato degli altri servizi*
- 1/2008 – Carlo De Gregorio, Stefania Fatello, Rosanna Lo Conte, Stefano Mosca, Francesca Rossetti – *Sampling design and treatment of products in Istat centralised CPI surveys*
- 2/2008 – Mario Albisinni, Elisa Marzilli e Federica Pintaldi – *Test cognitivo e utilizzo del questionario tradotto: sperimentazioni dell'indagine sulle forze di lavoro*
- 3/2008 – Franco Mostacci – *Gli aggiustamenti di qualità negli indici dei prezzi al consumo in Italia: metodi, casi di studio e indicatori impliciti*
- 4/2008 – Daniele Frongia e Carlo Vaccari – *Introduzione al Web 2.0 per la Statistica*
- 5/2008 – Antonio Cortese – *La conta degli stranieri: una bella sfida per il censimento demografico del 2011*
- 6/2008 – Carlo De Gregorio e Carmina Munzi e Paola Zavagnini – *Problemi di stima effetti stagionali e politiche di prezzo in alcuni servizi di alloggio complementari: alcune evidenze dalle rilevazioni centralizzate dei prezzi al consumo*