

istat working papers

N. 11
2011

Il Regolamento della Commissione Europea sul trattamento della stagionalità. L'impatto sull'HICP italiano per l'abbigliamento

Monica Montella, Franco Mostacci

istat working papers

N. 11
2011

Il Regolamento della Commissione Europea sul trattamento della stagionalità. L'impatto sull'HICP italiano per l'abbigliamento

Monica Montella, Franco Mostacci

Comitato di redazione

Coordinatore: Giulio Barcaroli

Componenti:

Rossana Balestrino	Francesca Di Palma	Luisa Picozzi
Marco Ballin	Alessandra Ferrara	Mauro Politi
Riccardo Carbini	Angela Ferruzza	Alessandra Righi
Claudio Ceccarelli	Danila Filipponi	Luca Salvati
Giuliana Coccia	Cristina Freguja	Giovanni Seri
Fabio Crescenzi	Aurea Micali	Leonello Tronti
Carla De Angelis	Nadia Mignolli	Sonia Vittozzi

Segreteria:

Lorella Appolloni, Maria Silvia Cardacino, Laura Peci, Gilda Sonetti, Antonio Trobia

Istat Working Papers

**Il Regolamento della Commissione Europea sul trattamento della stagionalità.
L'impatto sull'HICP italiano per l'abbigliamento**

N. 11/2011

ISBN 88-458-1694-X

Istituto nazionale di statistica
Servizio Editoria
Via Cesare Balbo, 16 – Roma

Il Regolamento della Commissione Europea sul trattamento della stagionalità. L'impatto sull'HICP italiano per l'abbigliamento

Monica Montella,¹ Franco Mostacci²

Sommario

E' ampiamente riconosciuto che l'indice armonizzato dei prezzi al consumo (HICP) offre la migliore base statistica per i confronti internazionali dell'indice dei prezzi al consumo e che sono stati compiuti notevoli progressi per armonizzare le metodologie di calcolo. La situazione attuale, in cui il trattamento dei prodotti stagionali non è stato adeguatamente armonizzato, conduce a notevoli rischi riguardanti la comparabilità e l'attendibilità dei dati relativi all' HICP e quindi in termini di credibilità dello stesso indice. Il regolamento comunitario CE N. 330/2009, entrato in vigore a dicembre 2010 (con effetti sull'HICP a partire dagli indici di gennaio 2011), non coglie l'obiettivo prefissato di migliorare la comparabilità degli indici armonizzati dei prezzi al consumo, in quanto lascia la possibilità di scegliere tra tre differenti metodi (a pesi fissi con stima controstagionale, a pesi fissi con stima omnistagionale, a pesi variabili mensili). Il presente lavoro si pone l'obiettivo di analizzare gli effetti dell'applicazione del nuovo regolamento sul trattamento dei prodotti stagionali nell'abbigliamento, fornendo indicazioni utili alla scelta del metodo da adottare in Italia in ordine agli aspetti metodologici, procedurali e di impatto sull'indice dei prezzi al consumo.

Parole chiave: indice dei prezzi al consumo, stagionalità, abbigliamento

Abstract

The Harmonised Index of Consumer Prices (HICP) is broadly acknowledged to offer the best statistical basis for international comparisons of the consumer price index and that significant progress has been made in harmonising calculation methods. The current situation, in which the treatment of seasonal products has not been adequately harmonised, leads to considerable risks regarding the comparability and reliability of data and therefore in terms of the credibility of the HICP itself. The European Commission Regulation (EC) no. 330/2009, came into effect from December 2010 (affecting the HICP starting with the indices for January 2011), does not achieve the intended aim of improving the comparability of harmonised indices of consumer prices, as it leaves the option of choosing between three different methods (fixed-weight with counter-seasonal estimation, fixed-weight with all-seasonal estimation, or monthly varying weights). This paper sets out to analyse the effects of the application of the new EC Regulation concerning the treatment of seasonal products in clothing by providing information which is of use in choosing the method to be adopted in Italy with regard to methodology, procedure and impact on the consumer price index.

Keywords: consumer price index, seasonality, clothing

¹ Ricercatore (Istat), e-mail: montella@istat.it (introduzione e paragrafi 1, 2, 3, 4.1, 4.2, 7, 8).

² Primo Tecnologo (Istat), e-mail: mostacci@istat.it (paragrafi 4.3, 5, 6 e appendice metodologica).

Introduzione

Il regolamento comunitario CE 330/2009 sul trattamento della stagionalità, che entrerà in vigore a dicembre 2010 (con effetti sull'HICP a partire dagli indici di gennaio 2011), si pone l'obiettivo di migliorare la comparabilità e l'attendibilità dei dati relativi all' HICP e quindi in termini di credibilità dello stesso indice.

L'articolo 1 del Regolamento definisce le “norme minime relative al trattamento dei prodotti stagionali al fine di migliorare comparabilità, affidabilità e pertinenza degli indici dei prezzi al consumo armonizzati (HICP)”.

L'entrata in vigore del Regolamento comporterà, una modifica sostanziale delle modalità di calcolo degli indici armonizzati dei prezzi al consumo.

Il cambiamento della metodologia di calcolo ha un impatto sull'HICP, sia a livello disaggregato che aggregato, con possibili conseguenze sulla dinamica inflazionistica complessiva. L'analisi dell'impatto rappresenta uno degli aspetti più importanti da tenere in considerazione per la scelta del metodo di calcolo da adottare.

Sulla base delle analisi effettuate è stata proposta una metodologia per l'abbigliamento conforme al regolamento e composta da quattro fasi:

- utilizzo di un calendario mensile dei prodotti da rilevare. Il calendario proposto non è differenziato rispetto al territorio e consente una razionalizzazione dell'indagine ed un risparmio nei tempi per la rilevazione;
- estensione dei prodotti compositi (articolazione tra varietà invernale ed estiva di un prodotto) ad altre posizioni rappresentative;
- utilizzo del metodo a ponderazione stagionale con riassegnazione dei pesi dei prodotti (non compositi) assenti per stagionalità tra tutte le altre posizioni rappresentative del medesimo sottogruppo di quinto livello della classificazione;
- in caso di assenze per stagionalità non previste dal calendario è stato proposto il trattamento con un metodo “bridged overlap”.

Nel primo paragrafo si descrive il nuovo regolamento per il trattamento dei prodotti stagionali. Nel secondo paragrafo sono evidenziate le caratteristiche fondamentali dei prodotti dell'abbigliamento negli indici dei prezzi al consumo. Nel terzo paragrafo si definisce il periodo stagionale di rilevazione dei prezzi dei prodotti dell'abbigliamento. Nel quarto paragrafo si illustrano gli indici di classe a ponderazione stagionale, mentre nel quinto paragrafo si parla degli indici annuali a ponderazione costante, nelle due varianti di stima controstagionale e omnistagionale dei prezzi. Nel sesto paragrafo sono descritti i diversi metodi sperimentati. Nel settimo paragrafo si analizza l'impatto del regolamento sull'HICP. Nell'ottavo paragrafo sono evidenziate le considerazioni finali.

1. Il regolamento HICP per il trattamento dei prodotti stagionali

I paesi adottano metodi e pratiche diverse per trattare la stagionalità nell'HICP e ciò può condurre a diversi risultati, anche se applicati agli stessi dati.

L'HICP è un indice mensile di tipo Laspeyres ed è uguale a:

$$I_S^m = \frac{\sum_{i=1}^n P_i^m Q_i}{\sum_{i=1}^n P_i^0 Q_i} = \sum_{i=1}^n w_i \times \frac{P_i^m}{P_i^0} \quad (1)$$

dove:

m è il mese di osservazione;

S è una suddivisione della classificazione COICOP;

i è un prodotto del paniere ($i=1,2,\dots,n$);

P_i^m è il prezzo del prodotto i nel mese m ;

P_i^0 è il prezzo del prodotto i al tempo 0 (prezzo base);

Q_i è la quantità annuale acquistata per il prodotto i nel periodo di base dei pesi;

w_i è il peso annuale per il prodotto i , uguale a $\frac{P_i^0 Q_i}{\sum_i P_i^0 Q_i}$.

L'articolo 3 comma 1 del regolamento stabilisce che “*le norme minime si applicano ai prodotti stagionali delle classi e dei gruppi COICOP/HICP seguenti:*

- Pesci (01.1.3);
- Frutta (01.1.6);
- Ortaggi e legumi (01.1.7);
- Abbigliamento (03.1);
- Calzature (03.2)”.

Queste suddivisioni sono caratterizzate da prodotti che non sono presenti tutto l'anno. Per ciascun prodotto del paniere deve essere definito un calendario di rilevazione, che indichi i mesi in cui un prodotto è in-season o è out-of-season.³

Se un prodotto non è disponibile per l'acquisto oppure è acquistato in volumi modesti o irrilevanti in un certo periodo dell'anno la cui durata minima è di un mese, si considera out-of-season.

Se il prodotto i esimo è out-of-season in un mese m , il suo prezzo P_i^m non può essere osservato e l'indice (1) non può essere calcolato.

Il regolamento non prescrive un unico metodo da seguire ma offre ai paesi la possibilità di scegliere tra diversi approcci alternativi.

Il comma 2 dell'articolo 4 del Regolamento sul trattamento dei prodotti stagionali nell'HICP, stabilisce che “un sottoindice HICP al livello di un gruppo di prodotti elementare” può essere calcolato come “un indice annuale a ponderazione costante o un indice di classe a ponderazione stagionale”.

Un indice di classe a ponderazione stagionale utilizza pesi mensili variabili w_i^m invece dei pesi annuali w_i della (1).⁴

Un indice annuale a ponderazione costante comporta la stima del prezzo mancante per il prodotto out-of-season. Se il prodotto i è out-of-season nel mese m si sostituisce nella (1) il prezzo effettivo P_i^m con il prezzo stimato \hat{P}_i^m .⁵

2. I prodotti dell'abbigliamento negli indici dei prezzi al consumo

L'abbigliamento è uno tra i gruppi COICOP che, negli indici dei prezzi al consumo, presentano una maggiore criticità, a causa della molteplicità degli aspetti da tenere in considerazione ai fini del calcolo.

Nel settore dell'abbigliamento ci sono tre fattori che interagiscono tra loro ed influenzano l'andamento dei prezzi:

- la stagionalità;

³ Le modalità di costruzione di un calendario di rilevazione per l'abbigliamento sono presenti nel paragrafo 3.

⁴ L'applicazione del metodo per l'abbigliamento sarà illustrata nel paragrafo 4.

⁵ Nel paragrafo 5 sono illustrate le varie metodologie di stima del prezzo.

- i periodi di vendita a saldo;
- l'alto tasso di sostituzione.

Mentre alcuni prodotti dell'abbigliamento sono utilizzati tutto l'anno, altri per loro natura sono soggetti ad una alternanza stagionale. All'inizio di ciascuna stagione (invernale, estiva) i negozi rinnovano l'offerta dei prodotti rispetto a quelli venduti l'anno prima e, in tale occasione, stabiliscono i nuovi prezzi che restano fissi per alcuni mesi fino all'inizio dei saldi. Il periodo dei saldi è stabilito da un calendario fissato dalle amministrazioni locali. In tale periodo i prezzi possono essere ribassati anche per favorire le vendite e consentire lo smaltimento delle scorte di magazzino. A fine stagione i prodotti sono ritirati dalla vendita per consentire l'allestimento delle vetrine con i capi di abbigliamento della nuova stagione.

A partire da gennaio 2001, con effetto da gennaio 2002,⁶ a livello europeo si è deciso di uniformare il trattamento delle riduzioni temporanee di prezzo ai fini del calcolo degli indici dei prezzi al consumo armonizzati (HICP).⁷

L'Istat ha recepito le nuove norme di rilevazione sui prezzi, chiedendo ai rilevatori di registrare gli sconti, vale a dire le riduzioni temporanee di prezzo che non siano discriminatorie rispetto alle quantità acquistate, alle caratteristiche del bene o del prodotto e al momento in cui viene effettuata la rilevazione stessa.⁸

A partire dall'introduzione degli sconti, l'andamento degli indici dei prezzi al consumo armonizzati e delle variazioni rispetto al mese precedente hanno iniziato a mostrare diminuzioni in corrispondenza dei periodi dei saldi di fine stagione.

Un altro aspetto caratteristico dei prodotti dell'abbigliamento è l'elevato tasso di sostituzione delle referenze rilevate.⁹ All'avvicinarsi delle stagioni viene in gran parte rinnovato l'assortimento dei prodotti venduti, per tenere conto delle nuove tendenze e soddisfare i gusti dei consumatori. Non necessariamente il nuovo prodotto è sostanzialmente diverso da quello venduto l'anno precedente, relativamente alle principali caratteristiche di composizione che ne determinano il prezzo. Tuttavia, ai fini della rilevazione dei prezzi al consumo è necessario seguire nel tempo la medesima referenza, per cui, se da un anno all'altro il prodotto si modifica, si rende necessario effettuare una sostituzione. Per raccordare il prezzo della nuova referenza con quello della referenza precedentemente osservata si ricorre ad un metodo di aggiustamento della qualità¹⁰

Il gruppo 03.1 "abbigliamento" è compreso nella divisione 03 "abbigliamento e calzature", secondo la disaggregazione per divisione, gruppi e classi COICOP:

- I Divisione 03 "abbigliamento e calzature"
- II Gruppo 03.1 "abbigliamento"

⁶ Regolamento CE n. 2602/2000

⁷ Per un'analisi più approfondita della consistenza e diffusione delle riduzioni temporanee di prezzo negli indici dei prezzi al consumo si può consultare M.Montella, F. Mostacci (2009).

⁸ Il regolamento comunitario considera riduzioni temporanee di prezzo quelle: a) relative all'acquisto di un bene o servizio individuale; b) disponibili per tutti i potenziali consumatori senza ulteriori condizioni; c) note all'acquirente nel momento in cui si accorda con il venditore sul prezzo da pagare per l'acquisto di un bene; d) riscuotibili al momento dell'acquisto o entro un periodo di tempo dall'acquisto effettivo tale che si possa presumere abbiano una significativa influenza sulle quantità che i clienti acquisterebbero. A tali requisiti è stato aggiunto quello della durata non inferiore ai 15 giorni.

⁹ Nel 2008, il tasso di sostituzione dei prodotti dell'abbigliamento, pari al numero di sostituzioni avvenute rispetto al totale delle referenze osservate, è stato del 50,8% (il 4,2% medio mensile). Il maggior numero di sostituzioni è avvenuto per la "giacca donna" (93,7%), il "tailleur primaverile donna" (84,8%), la "tuta da ginnastica" (83,8%), la "gonna estiva" (83,7%), la "felpa per bambino" (81,4%). Ad eccezione dei servizi per l'abbigliamento, il tasso più basso di sostituzione si è avuto per il "collant" (19%).

¹⁰ Un aggiustamento di qualità deve essere effettuato quando si ritiene che le caratteristiche si siano modificate in misura tale da causare una significativa differenza nell'utilità per il consumatore. In Italia si utilizza un metodo "implicito" di aggiustamento della qualità, rilevando o stimando retrospettivamente il prezzo della nuova referenza nel mese precedente alla sostituzione. La principale difficoltà per l'applicazione di tale aggiustamento di qualità "implicito" deriva dalla necessità di rilevare il prezzo della vecchia e della nuova referenza con riferimento allo stesso mese. Poiché generalmente la nuova referenza è introdotta sul mercato diversi mesi dopo l'uscita della vecchia referenza, nel caso dei prodotti dell'abbigliamento, in assenza di una valutazione "esplicita" dell'aggiustamento di qualità, si rischia di incorrere nel caso dell'*automatic linking* non consentito dalla normativa comunitaria.

III Classe 03.1.1 “*tessuti di abbigliamento*”¹¹

III Classe 03.1.2 “*vestiario*”

III Classe 03.1.3 “*altri articoli di abbigliamento*”

III Classe 03.1.4 “*servizi per l’abbigliamento*”.

Nel diagramma della pagina successiva è presentata l’articolazione del paniere delle posizioni rappresentative dell’indice dei prezzi al consumo armonizzato italiano per l’anno 2008, secondo la classificazione adottata attualmente che, oltre al gruppo “abbigliamento” e alle 3 classi COICOP rappresentate, prevede per l’Italia fino a due ulteriori livelli di disaggregazione: i sottogruppi a 4 cifre e i sottogruppi a 5 cifre.

Nella tavola 1 è, invece, evidenziato il paniere dei prodotti dell’abbigliamento per posizione rappresentativa dell’anno 2008, il cui peso complessivo è pari al 7,3691%.

Dall’analisi dei dati elementari secondo quanto riportato nella suddetta tavola le posizioni rappresentative che appartengono all’abbigliamento sono 47, otto delle quali composite¹² per un totale di 55 prodotti elementari. A fianco di ciascuna posizione rappresentativa viene indicata la classificazione utilizzata per l’aggregazione degli indici (capitolo, categoria, gruppo, sottogruppo del quarto ordine s4, sottogruppo del quinto ordine s5), codice indagine, classificazione COICOP, descrizione, peso NIC, peso HICP. In alcuni raggruppamenti sono presenti posizioni composite formate ciascuna da due voci elementari, la versione invernale ed estiva del prodotto. L’indice della posizione composta è la media degli indici dei due prodotti elementari componenti.¹³

Nell’appendice è riportata la metodologia di calcolo degli indici dei prezzi al consumo armonizzati utilizzata in Italia.

¹¹ La classe 03.1.1 – Tessuti di abbigliamento che nel corso del tempo ha progressivamente perso di importanza fino a divenire residuale, non è più rappresentata nel paniere degli indici dei prezzi al consumo.

¹² La posizione rappresentativa “2232 – Abito uomo” che raggruppa i due prodotti “2230 – Abito invernale uomo” e “2231 – Abito estivo uomo” è stata introdotta solo nel 2009, ma, per uniformità di trattamento, ai fini dello studio sulla stagionalità è stata considerata come se fosse stata introdotta nel 2008.

¹³ Si utilizza la media ponderata per l’abito uomo (invernale=1.086, estivo=419); il pantalone uomo (invernale=55,75, estivo=44,25); la gonna (invernale=74,64, estivo=25,36); il pantalone donna (invernale=75,01, estivo=24,99). La media semplice è, invece, utilizzata per il pullover uomo, il pullover donna, il pigiama uomo e il pigiama donna.

Diagramma - Articolazione del paniere delle posizioni rappresentative per il gruppo 03.1 - abbigliamento - Anno 2008

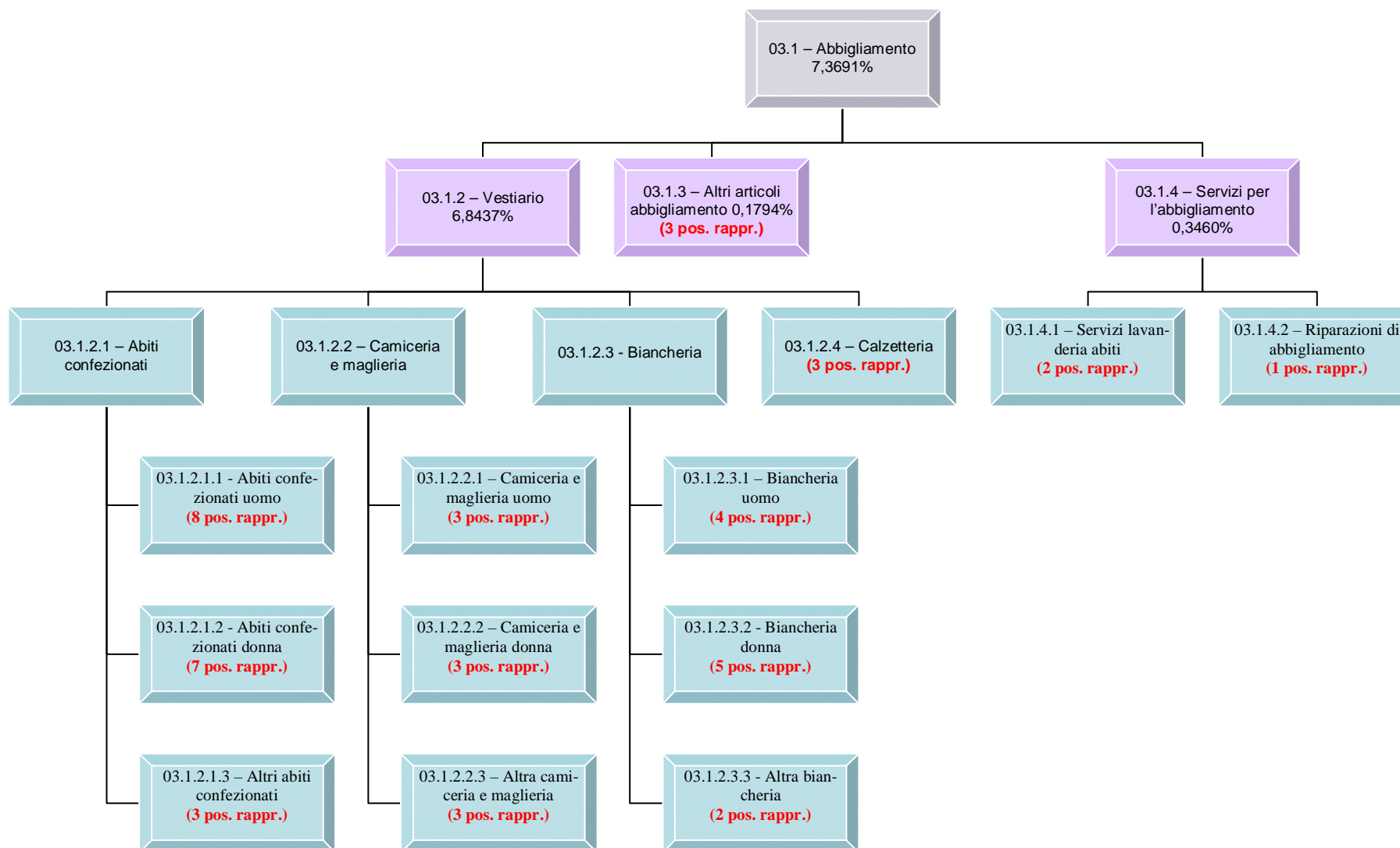


Tavola 1 - Paniere dell'abbigliamento dell'IPC per posizione rappresentativa - Anno 2008

CAPITOLO	Categoria	Gruppo	s4	s5	Cod. indagine	COICOP	Descrizione prodotto	Peso HICP
3	1					03.01	Abbigliamento	73691
3	1	2				03.1.2	<i>Vestiario</i>	68437
3	1	2	1				<i>Abiti confezionati</i>	33442
3	1	2	1	1			<i>Abiti confezionati (uomo)</i>	8714
3	1	2	1	1	2232		Abito uomo (*)	1651
3	1	2	1	1	2240		Cappotto uomo	263
3	1	2	1	1	2241		Giubbotto uomo	446
3	1	2	1	1	2244		Giaccone impermeabile	1688
3	1	2	1	1	2245		Giacca a vento	262
3	1	2	1	1	2253		Giacca uomo	819
3	1	2	1	1	2254		Pantalone uomo (*)	2948
3	1	2	1	1	2246		Giubbotto di pelle uomo	637
3	1	2	1	2			<i>Abiti confezionati (donna)</i>	17195
3	1	2	1	2	2242		Cappotto donna	1514
3	1	2	1	2	2247		Giacca di pelle donna	1355
3	1	2	1	2	2248		Giaccone impermeabile donna	2142
3	1	2	1	2	2250		Gonna (*)	3643
3	1	2	1	2	2251		Giacca donna	1135
3	1	2	1	2	2252		Tailleur primaverile donna	2827
3	1	2	1	2	2257		Pantalone donna (*)	4579
3	1	2	1	9			<i>Altri abiti confezionati</i>	7533
3	1	2	1	9	2255		Jeans uomo e donna	3910
3	1	2	1	9	2625		Tuta ginnastica	1824
3	1	2	1	9	2629		Jeans bambino	1799
3	1	2	2				<i>Camiceria, maglieria</i>	20894
3	1	2	2	1			<i>Camiceria, maglieria (uomo)</i>	6557
3	1	2	2	1	2410		Camicia cotone uomo	3433
3	1	2	2	1	2622		Pullover uomo (*)	2304
3	1	2	2	1	2641		Polo uomo	820
3	1	2	2	2			<i>Camiceria, maglieria (donna)</i>	9301
3	1	2	2	2	2256		Camicetta donna	2014
3	1	2	2	2	2624		Pullover donna (*)	5082
3	1	2	2	2	2258		Maglia sottogiacca	2205
3	1	2	2	9			<i>Altra camiceria, maglieria</i>	5036
3	1	2	2	9	2260		T-Shirt	2817
3	1	2	2	9	2626		Argentina felpa	876
3	1	2	2	9	2628		Felpa bambino	1343
3	1	2	3				<i>Biancheria</i>	10610
3	1	2	3	1			<i>Biancheria (uomo)</i>	2765
3	1	2	3	1	2440		Slip uomo	930
3	1	2	3	1	2450		Pigiama uomo (*)	706
3	1	2	3	1	2610		Maglia uomo maniche corte	627
3	1	2	3	1	2261		Costume da bagno - uomo	502
3	1	2	3	2			<i>Biancheria (donna)</i>	6744
3	1	2	3	2	2259		Costume da bagno - donna	1555
3	1	2	3	2	2454		Pigiama donna (*)	1182
3	1	2	3	2	2455		Reggiseno	1577
3	1	2	3	2	2630		Maglia donna	936
3	1	2	3	2	2650		Slip donna	1494
3	1	2	3	9			<i>Altra biancheria</i>	1101
3	1	2	3	9	2451		Pigiama neonato	844
3	1	2	3	9	2621		Maglia neonato	257
3	1	2	4				<i>Calzetteria</i>	3491
3	1	2	4	.	2510		Calze uomo	1009
3	1	2	4	.	2521		Calze bambino	325
3	1	2	4	.	2531		Collant donna	2157
3	1	3				03.1.3	<i>Altri articoli di abbigliamento</i>	1794
3	1	3	1	.	2930		Guanti uomo	228
3	1	3	1	.	2940		Cravatta	1230
3	1	3	1	.	2981		Cinta per uomo	336
3	1	4				03.1.4	<i>Servizi per l'abbigliamento</i>	3460
3	1	4	1	.	8233		Lavatura e stiratura gonna	695
3	1	4	1	.	8270		Lavatura e stiratura abito uomo	2665
3	1	4	2	.	8311		Riparazioni pantaloni	100

Fonte: Istat - (*) Posizione rappresentativa composita

3. Il periodo stagionale dei prodotti dell'abbigliamento ai fini della rilevazione dei prezzi

Definire un periodo stagionale di rilevazione dei prodotti dell'abbigliamento consente di stabilire i mesi in cui un prodotto è presente e, quindi, disponibile per la vendita o assente per stagionalità.

Il comma 1 dell'articolo 4 del Regolamento sul trattamento dei prodotti stagionali nell'HICP, stabilisce che *“in un dato mese i prodotti stagionali sono considerati di stagione o fuori stagione”*.

La scelta dei mesi di presenza o assenza per ciascun prodotto determina il calendario della rilevazione e questo può essere costruito utilizzando fonti esterne all'indagine sui prezzi al consumo quali le vendite mensili dei prodotti di abbigliamento ovvero l'indagine stessa.

In Italia, l'indagine Istat mensile sulle vendite al dettaglio e quella trimestrale sui consumi delle famiglie non forniscono informazioni utili allo scopo per la mancanza di dati disaggregati. Più interessante potrebbe essere, invece, la base di dati posseduta dalla AC Nielsen. Tali informazioni annuali sono già utilizzate nell'indagine dei prezzi al consumo per la determinazione dei pesi dell'abbigliamento, ma non sono utili per la costruzione del calendario perché non disponibili a livello mensile.

Un calendario di fatto, può essere costruito utilizzando le informazioni della stessa indagine sui prezzi al consumo e calcolando, per ciascun prodotto elementare, i “prezzi effettivamente rilevati”, escludendo le serie elementari per le quali in un mese è stata registrata un'assenza per stagionalità.¹⁴ In Italia, nel 2007 nell'HICP sono state introdotte posizioni rappresentative composite nel paniere dell'abbigliamento ciò ha rappresentato un primo passo verso una gestione del fenomeno della stagionalità (tavola 2). Dall'analisi dei risultati della detta tavola si evidenzia l'incidenza dei “prezzi effettivamente rilevati” dei prodotti dell'abbigliamento. È stata definita una soglia pari al 60% rispetto alla quale si stabilisce la presenza o l'assenza mensile di un prodotto nella rilevazione dei prezzi.

Per i prodotti composti in alcuni mesi emerge una sovrapposizione che può essere risolta con l'utilizzo di un calendario di rilevazione mensile. Ad esempio, il “pigiamia invernale uomo” e il “pigiamia estivo uomo” si sovrappongono con valori superiori alla soglia stabilita nei mesi di transizione stagionale (marzo e settembre). Analogamente avviene per il “pigiamia invernale donna” e per il “pigiamia estivo donna”. In entrambi i casi il problema si può superare utilizzando il criterio della prevalenza, vale a dire scegliendo la varietà estiva a marzo e quella invernale a settembre. Risolto questo caso particolare, si ottiene un calendario uniforme per tutti i prodotti composti, che prevede la presenza della varietà invernale da settembre a febbraio e di quella estiva da marzo ad agosto.

L'analisi per ripartizione geografica dei “prezzi effettivamente rilevati” non evidenzia differenze sostanziali tali da giustificare l'adozione di calendari diversificati per territorio. L'uso di un calendario unico nazionale per l'abbigliamento è anche di più facile gestione.

La tavola 3 mostra per l'Italia il calendario mensile di rilevazione dell'abbigliamento per prodotto elementare ricavabile sulla base dei prezzi effettivamente rilevati nel 2008. Oltre alle posizioni composite di cui si è detto, gli altri prodotti che dall'analisi dei dati presentano una stagionalità sono tutti quelli relativi al raggruppamento “3.1.2.1 – *Abiti confezionati*” come evidenziati nella tavola 1 e più precisamente:

- il “*cappotto uomo*” e il “*cappotto donna*” assenti da marzo a settembre;
- il “*giaccone impermeabile uomo*”, la “*giacca a vento*” e il “*giaccone impermeabile donna*” assenti da aprile ad agosto;
- il “*giubbotto di pelle uomo*” e la “*giacca di pelle donna*” assenti da giugno ad agosto;
- il “*tailleur primavera*” assente a gennaio e febbraio e da ottobre a dicembre.¹⁵

Anche per i “*guanti da uomo*” inclusi invece nel raggruppamento “3.1.3.1 – *Accessori abbigliamento*”, si registra un'assenza per stagionalità da aprile a settembre.

¹⁴ Secondo le norme di rilevazione dell'indagine si definiscono assenti per stagionalità le serie elementari che in un mese hanno una segnalazione associata al prezzo pari a 1 (mancata rilevazione) con causale di mancata risposta uguale a 8. Dopo attenta analisi, si è ritenuto che tutte le altre possibili tipologie per le quali la rilevazione non viene effettuata (codice segnalazione=1 e causale diversa da 8), non influiscano sulla definizione del calendario, ma debbano essere trattate ai sensi del Regolamento Ce n. 1749/1996.

¹⁵ In questo caso è stata effettuata una forzatura rispetto ai dati contenuti nella tavola 2, secondo i quali, con una soglia del 50% di rilevazioni effettive, si sarebbe dovuto escludere solo il mese di gennaio.

Tavola 2 - Incidenza percentuale dei “prezzi effettivamente rilevati” per mese dei prodotti dell’abbigliamento. Italia - Anno 2008

DESCRIZIONE PRODOTTO	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giu.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.
Abito invernale uomo	99	96	45	19	15	10	12	20	67	98	100	100
Abito estivo uomo	32	32	81	94	100	100	100	98	55	17	15	19
Cappotto uomo	99	95	41	16	12	9	11	17	55	93	99	100
Giubbotto uomo	88	88	91	93	90	87	82	86	84	87	85	84
Giaccone impermeabile	98	95	63	45	34	30	29	35	68	96	98	98
Giacca a vento	98	95	68	46	38	33	28	35	66	93	99	99
Giacca uomo	99	97	84	74	69	69	69	70	85	98	99	99
Pantalone invernale uomo	100	96	46	23	16	13	14	21	69	98	100	100
Pantalone estivo uomo	22	19	67	94	100	100	100	98	52	16	12	14
Giubbotto di pelle uomo	97	96	81	70	61	51	51	52	79	96	98	98
Cappotto donna	99	93	44	20	13	13	11	18	59	93	99	100
Giacca di pelle donna	96	93	80	70	61	52	50	52	75	95	96	96
Giaccone impermeabile donna	98	94	61	46	37	30	30	35	66	96	98	99
Gonna invernale	100	95	44	20	13	10	11	17	69	98	100	100
Gonna estiva	22	18	71	94	100	100	99	97	52	14	12	13
Giacca donna	84	85	91	91	90	89	89	89	81	78	82	83
Tailleur primaverile donna	52	60	90	94	96	95	92	92	80	70	71	72
Pantalone invernale donna	100	94	44	25	17	12	11	18	68	98	100	100
Pantalone estivo donna	24	18	70	94	100	100	100	98	54	14	12	13
Jeans uomo e donna	99	98	99	99	99	99	98	98	98	98	99	99
Tuta ginnastica	99	99	98	95	93	93	92	94	96	99	99	98
Jeans bambino	99	97	96	97	96	96	95	97	97	98	99	99
Camicia cotone uomo	99	100	100	100	100	100	100	100	99	98	99	99
Pullover invernale uomo	100	97	52	31	21	17	17	24	69	97	100	100
Pullover estivo uomo	23	19	68	94	99	99	99	97	54	18	13	16
Polo uomo	74	76	88	97	99	99	99	98	83	72	70	71
Camicetta donna	96	96	98	98	98	98	98	98	95	97	97	97
Pullover invernale donna	100	95	50	29	20	15	15	22	69	98	100	100
Pullover estivo donna	22	20	69	94	99	99	99	96	52	15	13	14
Maglia sottogiacca	99	98	95	93	92	91	90	90	93	99	98	97
T-Shirt	84	84	94	98	99	100	100	100	91	81	80	79
Argentina felpa	97	97	92	89	86	82	79	81	90	98	98	98
Felpa bambino	99	97	94	90	86	83	81	83	92	99	99	99
Slip uomo	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Pigiama invernale uomo	100	98	66	48	30	27	27	31	69	98	100	100
Pigiama estivo uomo	34	30	69	93	100	100	100	99	68	30	26	28
Maglia uomo maniche corte	100	99	98	96	96	96	95	96	98	99	100	99
Costume da bagno - uomo	85	85	90	95	99	100	100	99	92	81	83	83
Costume da bagno	84	84	88	93	99	100	100	99	91	80	80	81
Pigiama invernale donna	99	97	65	42	28	24	27	30	70	98	99	98
Pigiama estivo donna	34	33	68	94	99	100	100	98	67	28	25	29
Reggiseno	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Maglia donna	100	99	98	98	97	97	96	97	98	99	100	99
Slip donna	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Pigiama neonato	100	100	97	94	94	94	92	93	96	99	100	100
Maglia neonato	100	99	97	96	95	94	94	95	96	99	99	99
Calze uomo	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Calze bambino	99	99	98	97	97	97	97	97	97	99	99	99
Collant donna	100	100	100	100	100	99	100	100	100	100	100	100
Guanti uomo	99	94	68	52	40	35	34	36	56	83	95	100
Cravatta	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Cinta per uomo	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Lavatura stiratura gonna	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Lavatura stiratura abito uomo	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Riparazioni pantaloni	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte: elaborazione di dati elementari della rilevazione Istat sui prezzi al consumo

Tavola 3 - Calendario mensile di rilevazione dell'abbigliamento per prodotto elementare

PRODOTTO	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giu.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.
Abito invernale uomo	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Abito estivo uomo	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Cappotto uomo	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
Giubbotto uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Giaccone impermeabile	1	1	1	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Giacca a vento	1	1	1	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Giacca uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Pantalone invernale uomo	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Pantalone estivo uomo	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Giubbotto di pelle uomo	1	1	1	1	1	0	0	0	1	1	1	1
Cappotto donna	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
Giacca di pelle donna	1	1	1	1	1	0	0	0	1	1	1	1
Giaccone impermeabile donna	1	1	1	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Gonna invernale	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Gonna estiva	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Giacca donna	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Tailleur primaverile donna	0	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0
Pantalone invernale donna	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Pantalone estivo donna	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Jeans uomo e donna	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Tuta ginnastica	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Jeans bambino	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Camicia cotone uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Pullover invernale uomo	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Pullover estivo uomo	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Polo uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Camicetta donna	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Pullover invernale donna	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Pullover estivo donna	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Maglia sottogiacca	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
T-Shirt	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Argentina felpa	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Felpa bambino	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Slip uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Pigiama invernale uomo	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Pigiama estivo uomo	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Maglia uomo maniche corte	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Costume da bagno - uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Costume da bagno	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Pigiama invernale donna	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1
Pigiama estivo donna	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
Reggiseno	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Maglia donna	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Slip donna	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Pigiama neonato	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Maglia neonato	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Calze uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Calze bambino	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Collant donna	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Guanti uomo	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1	1
Cravatta	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Cinta per uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Lavatura stiratura gonna	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Lavatura stiratura abito uomo	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Riparazioni pantaloni	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Fonte: elaborazione di dati elementari della rilevazione Istat sui prezzi al consumo

4. Indici a ponderazione stagionale

4.1 Il metodo a pesi mensili variabili secondo il Regolamento

Secondo quanto riportato nell'articolo 2 comma 6, si definisce un'“*indice di classe a ponderazione stagionale, un indice di prezzo per il quale sono utilizzate ponderazioni che nell'arco dello stesso anno:*

- i) non variano da un mese all'altro per ciascuna delle suddivisioni COICOP/HICP considerata nel suo insieme;
questo primo punto impone che, il peso delle classi dell'abbigliamento (03.1.2, 03.1.3 e 03.1.4) deve essere uguale per tutti i mesi.
- ii) non variano da un mese all'altro per i prodotti di una suddivisione COICOP/HICP che non comprende prodotti stagionali;
il secondo punto invece stabilisce che le classi COICOP al cui interno sono presenti prodotti privi di stagionalità, il peso di ciascuna posizione rappresentativa non varia da un mese all'altro, come ad esempio si verifica per i “servizi dell'abbigliamento”.
- iii) nel periodo stagionale non variano da un mese all'altro per i prodotti stagionali di una suddivisione COICOP/HICP che comprende prodotti stagionali, salvo nei casi in cui ciò sia necessario per consentire variazioni mensili nella composizione del paniere”;
l'ultimo punto impone che, assicurando comunque il verificarsi della condizione i), il peso di ogni singola posizione rappresentativa può variare ogni mese per compensare l'assenza per stagionalità di altri prodotti della classe, ma non è consentito l'uso di pesi variabili mensili in funzione delle quantità vendute.

Nel caso si adotti questo metodo a ponderazione variabile è necessario utilizzare un calendario mensile dei prodotti dell'abbigliamento da rilevare,¹⁶ come specificato nel paragrafo precedente.

Per l'applicazione del metodo è necessario definire per ciascun prodotto del paniere il peso mensile w_i^m .

In accordo con il comma 5 dell'articolo 4 “*nel caso di un HICP che è un indice di classe a ponderazione stagionale, un prodotto stagionale che è fuori stagione ha peso zero*”.

In pratica il regolamento impone come vincoli di:

- porre uguale a zero il peso del prodotto assente per stagionalità (art.4 comma 5);
- rispettare il vincolo del totale del peso mensile della classe COICOP a livello di tre cifre (ad esempio “*vestiario*”), (art.2 comma 6 i).

Sebbene non previsto esplicitamente dal regolamento esiste un ulteriore vincolo da rispettare, secondo il quale la media dei pesi mensili attribuiti a ciascun prodotto deve essere pari al peso annuale:

$$w_i = \frac{\sum_{m=1}^{12} w_i^m}{12} \quad (2)$$

L'HICP del mese m con il metodo a pesi mensili variabili invece della (1) diventa:

$$I_S^m = \sum_{j \in S} w_j^m \times \frac{P_j^m}{P_j^0} \quad (3)$$

¹⁶ Un calendario mensile di rilevazione può essere utilizzato anche per un indice annuale a ponderazione costante, pur non essendo strettamente necessario, in quanto in caso di assenza del prodotto il prezzo viene comunque stimato.

dove:

j è un prodotto in-season della suddivisione s del paniere;

w_j^m è il peso del prodotto j nel mese m .

4.2 La costruzione della matrice dei pesi mensili variabili

Per elaborare un indice di classe a ponderazione stagionale è stato necessario costruire una matrice (47 X 12) dove nelle righe sono riportate le posizioni rappresentative e nelle colonne i mesi. Il totale di colonna rappresenta il vincolo del peso annuale del totale delle posizioni rappresentative dell'abbigliamento.¹⁷ La media di riga rappresenta la media dei pesi mensili ed è uguale al peso annuale della singola posizione rappresentativa (2).

Nella tavola 5 (in appendice) è evidenziata la matrice non bilanciata dei pesi mensili stagionali per posizione rappresentativa, dove per ciascuna cella è stato assegnato il peso annuale se il prodotto è presente nel mese oppure zero se è assente per stagionalità. Come si può notare le posizioni rappresentative composite risultano sempre presenti, in quanto ogni mese viene rilevata o la varietà invernale o quella estiva. Nella matrice i vincoli definiti dai totali di colonna e dalle medie di riga non sono rispettati, perchè il totale del peso mensile per l'insieme dell'abbigliamento e la media mensile per posizione rappresentativa variano a seconda di quanti prodotti sono azzerati per stagionalità.

La riassegnazione del peso mensile dei prodotti assenti per stagionalità, per assicurare il rispetto della condizione i), può essere effettuata con riferimento alle classi COICOP/HICP, così come definite nell'allegato 1 del regolamento CE 1749/1999 (tavola 6), oppure ad un livello più disaggregato¹⁸ costituito in questo caso dai raggruppamenti s4 del quarto ordine (tavola 7) o dai raggruppamenti s5 del quinto ordine (tavola 8).

A partire dalla matrice non bilanciata, utilizzando un algoritmo iterativo che permette il doppio bilanciamento rispettando il vincolo di riga e di colonna, sono state costruite tre matrici dei pesi che rispettano entrambi i vincoli menzionati.¹⁹

1) *Matrice dei pesi mensili stagionali con riassegnazione nell'ambito della stessa classe COICOP/HICP.*

La riassegnazione del peso della posizione rappresentativa assente per stagionalità viene effettuata in proporzione al peso annuale di ciascun prodotto presente nel mese e appartenente alla classe COICOP/HICP. Ad esempio, dalla matrice grezza (tavola 5) in cui il "tailleur primaverale" ha un peso pari a 2.571 milionesimi da marzo a settembre (essendo assente negli altri mesi), si giunge alla matrice corretta (tavola 6), in cui il peso ha un valore di 4.000 a marzo, 4.454 ad aprile, ecc. per effetto del riproporzionamento per classe del peso dei prodotti invernali fuori stagione. A sua volta "l'abito uomo", che ha un peso grezzo di 1.505, per effetto di tali ridistribuzioni, assume un valore minimo di 1.420 a marzo e settembre e massimo di 1.649 da giugno ad agosto.

2) *Matrice dei pesi mensili stagionali con riassegnazione rispetto al sottogruppo s4.*

La riassegnazione del peso della posizione rappresentativa assente per stagionalità viene effettuata in proporzione al peso annuale di ciascun prodotto presente nel mese ed appartenente al raggruppamento COICOP a livello di quattro cifre (ad esempio "abiti confezionati").

¹⁷ Condizione i) del paragrafo precedente.

¹⁸ Così come previsto dall'articolo 4 comma 6 del regolamento CE 330/2009.

¹⁹ L'algoritmo di determinazione dei pesi ha inizio con una matrice ottenuta moltiplicando il calendario stagionale di ciascun prodotto per il suo peso annuale (step 1). Nel secondo step, per i soli mesi in cui il prodotto è presente, si impone il rispetto della condizione orizzontale, vale a dire che la media dei pesi mensili sia pari alla media annuale. Nel terzo step, si aggiustano i pesi del passo precedente imponendo la condizione verticale, vale a dire il rispetto del totale della classe o del raggruppamento di livello inferiore. A questo punto si alternano step pari e dispari fino a quando i risultati non convergono assicurando il rispetto di entrambi i totali. In condizioni particolari, come ad esempio se un prodotto è presente per troppi pochi mesi all'anno, l'algoritmo può non convergere ed in tal caso occorre effettuare delle forzature da analizzare caso per caso.

3) *Matrice dei pesi mensili stagionali con riassegnazione rispetto al sottogruppo s5.*

La riassegnazione del peso della posizione rappresentativa assente per stagionalità viene effettuata in proporzione al peso annuale di ciascun prodotto presente nel mese ed appartenente al raggruppamento COICOP a livello di sottogruppo a cinque cifre (s5). Il peso del “cappotto uomo”, “giaccone impermeabile uomo”, “giacca a vento” e “giubbotto di pelle uomo” nei mesi di assenza è ripartito tra i prodotti presenti degli “abiti confezionati uomo”. Il peso del “cappotto donna”, “giaccone impermeabile donna”, “giacca di pelle donna” e “tailleur primaverile” è ripartito tra i prodotti presenti degli “abiti confezionati donna”. Gli altri prodotti del vestiario “jeans uomo e donna”, “tuta da ginnastica” e “jeans bambino”, che non presentano stagionalità al loro interno, a differenza delle due matrici precedenti, mantengono costante il peso durante tutto l’anno in quanto non ereditano porzioni di peso dei prodotti assenti negli altri raggruppamenti.

La costruzione delle tre matrici dei pesi ha posto in evidenza un’anomalia che discende direttamente dall’applicazione del regolamento e dalla necessità di mantenere invariato il peso mensile della suddivisione COICOP/HICP. Il peso dei singoli prodotti è maggiore nei mesi estivi che in quelli invernali in quanto nei mesi estivi si ha un maggior numero di prodotti assenti per stagionalità. Si viene, pertanto, a creare una situazione “controintuitiva”, che non è possibile risolvere a meno di infrangere il vincolo del peso totale costante in ogni mese.

4.3 Il trattamento dei prodotti assenti per stagionalità non prevista dal calendario

Il metodo a pesi mensili variabili assegna un peso a ciascun prodotto presente, stabilito sulla base di un “calendario mensile”. Nella tavola 2, però, si è visto che i prodotti sono presenti con percentuali differenti nel corso dell’anno. Come detto nel paragrafo 3, un prodotto è stato incluso nel calendario se ha superato la soglia del 60%, rispetto alla quale si stabilisce la presenza o l’assenza mensile di un prodotto nella rilevazione dei prezzi, e non necessariamente al 100 per cento. Ogni mese si hanno, perciò, un certo numero di referenze in cui la rilevazione dei prezzi viene tentata ma non realizzata perché il prodotto è assente per stagionalità. Tale situazione si verifica maggiormente nei mesi di transizione stagionale e può avere una diversa incidenza territoriale. L’incidenza delle assenze per stagionalità non previste dal calendario può riguardare anche referenze di prodotti che generalmente sono disponibili tutto l’anno.

Per l’applicazione del trattamento della stagionalità il problema delle assenze per stagionalità non previste dal calendario può essere risolto o correggendo il peso o stimando il prezzo per la referenza assente.

- a) La prima soluzione è applicabile solo quando tutte le referenze del prodotto osservate in un Comune sono assenti per stagionalità, ma richiederebbe una modifica della struttura mensile di ponderazione predefinita all’inizio dell’anno utilizzando una procedura dinamica di riallocazione dei pesi.
- b) La seconda soluzione è sicuramente più praticabile. La stima del prezzo può avvenire con due diverse modalità:
 - trattare la referenza assente come una mancata risposta ordinaria per la quale la procedura attualmente adottata in Italia prevede la ripetizione dell’ultimo prezzo rilevato;
 - stimare il prezzo mancante, applicando all’indice elementare del mese precedente del prodotto assente la variazione mensile media dei prezzi di prodotti similari effettivamente rilevati (*bridged overlap*), utilizzando lo stesso algoritmo iterativo che sarà descritto nel paragrafo successivo per la stima del prezzo dal mese successivo al primo nell’applicazione del metodo a pesi fissi annuali.

5. Indici a ponderazione costante annuale

Secondo quanto riportato nell’articolo 2 comma 5, del regolamento per il trattamento dei prodotti stagionali “*un indice a ponderazione costante annuale è un indice di prezzo per il quale sono utilizzate ponderazioni che non variano da un mese all’altro nell’arco dello stesso anno a tutti i*

livelli di calcolo dell'indice". All'art 4 segue "nel caso di un HICP che è un indice a ponderazione costante annuale per i prodotti stagionali fuori stagione sono utilizzati prezzi stimati".

Nella metodologia a pesi fissi annuali, a differenza di quelli variabili in cui si devono predisporre a inizio anno i pesi mensili, non è necessario individuare a priori un "calendario mensile dei prodotti", potendosi adottare di volta in volta un calendario di fatto: se una referenza è presente l'indice elementare è calcolato rispetto al prezzo effettivamente rilevato. In caso di assenza per stagionalità, il prezzo è stimato secondo uno dei metodi indicati dal Regolamento.

Il regolamento al punto 4 stabilisce che "nel caso di un HICP che è un indice a ponderazione costante annuale, il prezzo stimato di un prodotto stagionale fuori stagione è stabilito o con una stima controstagionale o mediante una stima omnistagionale. La stima controstagionale è da preferirsi nel caso del prodotto stagionale abbigliamento e calzature".

5.1 Metodo di stima controstagionale del prezzo

Il comma 3 dell'articolo 2 del Regolamento definisce come procedere alla stima del prezzo di un prodotto assente: "la stima del prezzo di un prodotto offerto fuori stagione è stabilita in modo tale che nel primo mese del periodo fuori stagione il prezzo stimato corrisponde al prezzo normale osservato nel corso del precedente periodo stagionale, e dal secondo mese in poi il prezzo stimato per il mese precedente corretto in funzione della variazione media dei prezzi osservati per l'insieme dei prodotti appartenenti alla stessa suddivisione COICOP/HICP che sono prodotti stagionali nel periodo interessato".

Il regolamento prevede quindi due modalità di stima, una da applicare nel primo mese di assenza e l'altra per i mesi successivi al primo.

Nel primo mese di assenza di un prodotto stagionale il prezzo stimato \hat{P}_i^m è il prezzo "normale" di vendita osservato nel precedente periodo stagionale in cui il prodotto era presente. La necessità di ripristinare nel primo mese di assenza un prezzo "normale" è dovuta al fatto che spesso nell'ultimo mese di presenza di un prodotto stagionale il prezzo è alterato dagli sconti. Sulle modalità di stima del prezzo "normale", il regolamento non specifica il tipo di calcolo da adottare lasciando la decisione alla discrezionalità di ciascun paese.

A partire dal mese successivo al primo – e per tutta la durata dell'assenza per stagionalità – la stima del prezzo avviene applicando al valore stimato nel mese precedente \hat{P}_i^{m-1} la variazione media dei prezzi registrata per un insieme di prodotti stagionali presenti ed appartenenti alla stessa suddivisione della classificazione COICOP. Il prezzo stimato \hat{P}_i^m è definito come segue:

$$\hat{P}_i^m = \hat{P}_i^{m-1} \times \frac{\sum_{j \in S} w_j \times P_j^m}{\sum_{j \in S} w_j \times P_j^{m-1}} \quad (4)$$

dove:

j è un prodotto in-season della suddivisione S.

Nel secondo mese di assenza per stagionalità il prezzo stimato del mese precedente \hat{P}_i^{m-1} corrisponde al prezzo "normale".

In pratica, nei mesi invernali si utilizza la variazione dei prezzi dei prodotti invernali per applicarla ai prodotti estivi e viceversa.

5.2 Metodo di stima omnistagionale del prezzo

Nel caso della stima omnistagionale, il comma 4 dell'articolo 2 del Regolamento, prevede che: "la stima del prezzo di un prodotto offerto fuori stagione è stabilita in modo tale che nel primo mese del periodo fuori stagione il prezzo stimato corrisponde al prezzo normale osservato nel corso

del precedente periodo stagionale, e dal secondo mese in poi il prezzo stimato per il mese precedente corretto in funzione della variazione media dei prezzi osservati per l'insieme dei prodotti appartenenti alla stessa suddivisione COICOP/HICP".

Per il primo mese di assenza, per cui è previsto il ripristino di un prezzo normale dopo un periodo di sconti, il metodo è lo stesso di quello utilizzato per la stima controstagionale.

L'unica differenza con l'altro metodo di stima è che, dal secondo mese in poi, il prezzo stimato per il mese precedente è corretto in funzione della variazione media dei prezzi osservati per l'insieme dei prodotti disponibili appartenenti alla stessa suddivisione COICOP/HICP. Ad esempio, il prezzo di un prodotto estivo assente nei mesi invernali è stimato applicando al prezzo stimato del mese precedente la variazione dei prezzi di tutti i prodotti dell'abbigliamento presenti nella stessa suddivisione COICOP/HICP, a prescindere se siano o meno stagionali.

5.3 I metodi a pesi fissi annuali in pratica

Il paniere italiano dell'abbigliamento è caratterizzato da tre tipologie di prodotti:

- prodotti compositi;
- prodotti semplici stagionali;
- prodotti semplici disponibili tutto l'anno.

La composizione del paniere dell'abbigliamento ha condotto a utilizzare un metodo misto che unisce la stima del prezzo omnistagionale con la controstagionale.

Per adeguare il regolamento alla realtà italiana una decisione intrapresa ha riguardato l'adozione del "calendario mensile dei prodotti" in quanto costituisce anche in questa fase un vantaggio in un'ottica di razionalizzazione della rilevazione.

Nei prodotti presenti nel paniere è importante capire quali sono le referenze "fuori stagione" in un mese. Una referenza è definita "fuori stagione":

- se la sua assenza è prevista dal "calendario mensile dei prodotti";
- oppure se nei mesi in cui dovrebbe essere rilevata, è risultata assente per stagionalità.²⁰

Come stabilisce il regolamento alle referenze "fuori stagione" in un mese si applica un diverso procedimento di stima del prezzo a seconda se si tratta del primo mese di assenza per stagionalità o del mese successivo al primo.

Nella maggior parte dei casi non è difficile distinguere tra le due situazioni:

- se il mese precedente il prezzo è stato regolarmente rilevato allora è il primo mese di assenza;
- se, invece, il prezzo del mese precedente è stato stimato, per tenere conto della stagionalità, si tratta di un mese successivo al primo.

Esistono, però, casi particolari in cui tale distinzione non è immediatamente individuabile come:

- a) le nuove referenze introdotte a dicembre in occasione del ribasamento e relative a prodotti estivi e, quindi, assenti per stagionalità. In tal caso la stima del prezzo effettuata a gennaio è considerata come se fosse un mese successivo al primo, assumendo come prezzo "*normale*" il prezzo base di dicembre;
- b) le referenze "fuori stagione" del mese corrente, per le quali il mese precedente il prezzo non era stato rilevato per motivi di natura diversa dalla stagionalità.²¹ Il caso è trattato come primo mese di assenza con ripristino del prezzo "*normale*".

Per gli indici dei prezzi concatenati il regolamento non tratta la base di calcolo mensile (prezzo di dicembre) dei prodotti stagionali.

²⁰ La referenza è stata contrassegnata dal rilevatore con la codifica '1 – mancata rilevazione', causale '8 – assenza stagionale'.

²¹ Si ha, ad esempio, se un capo d'abbigliamento invernale venduto regolarmente durante la stagione è ritirato dal mercato prima dell'inizio dei saldi di fine stagione e nei mesi di gennaio e febbraio il rilevatore ne constata l'assenza per causa diversa dalla stagionalità. A marzo, invece, si registra la prima assenza per stagionalità.

Infatti un prodotto invernale è presente da settembre a febbraio, le vendite di fine stagione avvengono a gennaio e febbraio ed è assente per stagionalità tra marzo ed agosto.²² In questo caso non c'è alcuna difficoltà a definire la base di calcolo dell'indice elementare per l'anno (a) che coincide con il prezzo effettivamente rilevato a dicembre dell'anno (a-1) come nell'esempio 1.

Esempio 1

12(a-1)	1(a)	2(a)	3(a)	4(a)	5(a)	6(a)	7(a)	8(a)	9(a)	10(a)	11(a)	12(a)
$p_r^{12(a-1)}$	$p_r^{1(a)}$	$p_r^{2(a)}$	$\hat{p}_r^{3(a)}$	$\hat{p}_r^{4(a)}$	$\hat{p}_r^{5(a)}$	$\hat{p}_r^{6(a)}$	$\hat{p}_r^{7(a)}$	$\hat{p}_r^{8(a)}$	$p_r^{9(a)}$	$p_r^{10(a)}$	$p_r^{11(a)}$	$p_r^{12(a)}$

Viceversa, il problema si pone per i prodotti estivi. Questi sono presenti da marzo ad agosto, con vendite di fine stagione a luglio e agosto mentre sono assenti per stagionalità da settembre a febbraio, esempio 2. In assenza di un prezzo effettivo nel mese di dicembre, il prezzo base, che influenza l'andamento dell'indice elementare per tutto l'anno (a), non è definibile in modo univoco. Infatti il prezzo base per l'anno (a) può essere:

- il prezzo stimato di dicembre $\hat{p}_r^{12(a-1)}$;
- uno dei prezzi $p_r^{m(a-1)}$ effettivamente rilevati durante il periodo di presenza dell'anno (a-1);
- il prezzo base dell'anno (a-1) $p_r^{12(a-2)}$;
- il prezzo “normale” ripristinato il primo mese “fuori stagione” dell'anno (a-1) $\hat{p}_r^{9(a-1)}$.
- Tra le varie alternative possibili la scelta più logica appare proprio l'ultimo punto.

Esempio 2

12(a-1)	1(a)	2(a)	3(a)	4(a)	5(a)	6(a)	7(a)	8(a)	9(a)	10(a)	11(a)	12(a)
???	$\hat{p}_r^{1(a)}$	$\hat{p}_r^{2(a)}$	$p_r^{3(a)}$	$p_r^{4(a)}$	$p_r^{5(a)}$	$p_r^{6(a)}$	$p_r^{7(a)}$	$p_r^{8(a)}$	$\hat{p}_r^{9(a)}$	$\hat{p}_r^{10(a)}$	$\hat{p}_r^{11(a)}$	$\hat{p}_r^{12(a)}$

Stima del primo mese

La stima del prezzo nel primo mese “fuori stagione” è la stessa sia adottando il metodo *controstagionale* che *omnistagionale* e consiste nel ripristinare il prezzo “normale” di vendita, dopo il periodo dei saldi di fine stagione.

Non essendo precisata la modalità di stima del prezzo “normale”, essa può essere effettuata in numerosi modi, tutti validi in linea di principio. Considerando le politiche di prezzo normalmente adottate dai rivenditori dei prodotti di abbigliamento, è stata concentrata l'attenzione su tre possibili definizioni di prezzo “normale” per ogni referenza come:

- a) media aritmetica semplice dei prezzi mensili rilevati nella stagione appena conclusa. Il calcolo di tale media presenta diverse difficoltà. In primo luogo per ogni referenza r si deve conoscere la distribuzione dei prezzi dell'anno in corso e di quello precedente.²³ Successivamente si deve individuare il numero di mesi di presenza della referenza nella stagione ap-

²² La situazione descritta è quella riscontrabile nella generalità dei casi. Per una singola referenza, considerando i vincoli imposti dal calendario di rilevazione, la stagione può iniziare dopo o concludersi prima ed il periodo dei saldi può anche essere più corto. Analogo discorso può essere fatto per i prodotti estivi.

²³ Nella sperimentazione effettuata sono stati accoppiati gli archivi dell'abbigliamento per gli anni 2007 e 2008. Delle 29.155 osservazioni raccolte per l'abbigliamento nel 2008, 23.970 (82%) erano presenti anche nel 2007 (incluse le referenze relative ai prodotti che nel 2008 sono divenute posizioni composite mentre nel 2007 non era distinguibile la varietà invernale da quella estiva e per le quali si è tenuto conto della unità di rilevazione e del livello di prezzo registrato a dicembre 2007), mentre 5.185 (18%) sono nuove osservazioni introdotte nel 2008 (di cui 4.040 relative ai nuovi prodotti compositi, 26 a referenze per le quali il prezzo di dicembre 2007 diverge dal prezzo base del 2008, le rimanenti a nuove serie introdotte dai comuni per aggiornare i piani di rilevazione e dalle città di Avellino e Catanzaro che hanno iniziato a rilevare i prezzi solo nel 2008).

pena conclusa.²⁴ Infine, si devono escludere dal calcolo i prezzi scontati dei saldi di fine stagione, sostituendoli con il prezzo pieno al quale si applica lo sconto.²⁵

Per un prodotto tipicamente invernale, il “prezzo normale” stimato nel primo mese m “fuori stagione” dell’anno (a) (esempio 1) è:

$$\hat{P}_r^{m(a)} = \frac{\sum_{i=t}^{12} P_r^{i(a-1)} + \sum_{i=1}^{m-1} P_r^{i(a)}}{(12-t+1)+(m-1)} \quad (5)$$

dove t è il mese dell’anno precedente ($a-1$) in cui ha avuto inizio la rilevazione della referenza r .

Nel caso particolare di prodotti tipicamente invernali in cui una referenza è entrata per la prima volta nell’anno corrente e non si dispone della serie dei prezzi dell’anno precedente, non potendo calcolare la media aritmetica si utilizza come *prezzo normale* il prezzo base, vale a dire il primo prezzo disponibile per la nuova referenza.

Se, invece, si considera un prodotto tipicamente estivo, il “prezzo normale” ripristinato nel primo mese m “fuori stagione” dell’anno (a) è:

$$\hat{P}_r^{m(a)} = \frac{\sum_{i=1}^{m-1} P_r^{i(a)}}{(m-t)} \quad (6)$$

dove t è il mese dell’anno (a) in cui ha avuto inizio la rilevazione della referenza r .

- b) prezzo tipico. Un prezzo tipico è un valore puntuale che consente di ripristinare un livello di “normalità”. Nel caso dei prodotti invernali un prezzo tipico può essere definito come il prezzo rilevato nel mese di dicembre dell’anno precedente, che rappresenta anche la base di calcolo dell’indice elementare per l’anno (a):

$$\hat{P}_r^{m(a)} = P_r^{12(a-1)} \quad (7)$$

Per i prodotti estivi, invece, il prezzo tipico va cercato all’interno dell’anno (a), in quanto a dicembre dell’anno precedente il prodotto era “fuori stagione”. Esso può essere fatto coincidere con la (8), limitatamente ai mesi dell’anno in corso.

²⁴ Ad esempio, per un prodotto tipicamente invernale, il primo mese “fuori stagione” nel quale si deve ripristinare il prezzo “normale” è marzo e la stagione appena conclusa ha una durata di 6 mesi, da settembre dell’anno precedente a febbraio. In pratica, per ogni referenza si determina il numero di mesi da considerare per la stima del prezzo medio andando a ritroso a partire dal mese precedente in cui inizia il “fuori stagione”, fino al primo mese in cui il prezzo è stato regolarmente rilevato dopo la precedente assenza per stagionalità. Nella sperimentazione sono stati conteggiati anche i mesi interni al periodo delimitato durante i quali non è stata effettuata la rilevazione per motivi diversi dalla stagionalità, ripetendo in tal caso il prezzo del mese precedente.

²⁵ Se, nel calcolo della media si utilizzassero anche i prezzi dei saldi di fine stagione, il “prezzo normale” stimato risulterebbe inferiore al prezzo precedente l’inizio della stagione dei saldi e non si ripristinerebbe il normale livello dell’indice. Consideriamo, ad esempio un capo di abbigliamento venduto al prezzo di 390,00 euro da settembre a dicembre ed al prezzo di 273,00 euro a gennaio e febbraio (sconto del 30%). Il corrispondente indice HICP passa dal valore base di 100 a dicembre a quello di 70 nei due primi mesi dell’anno. La media dei prezzi dei 6 mesi inclusi i saldi è di 351 euro. Se si utilizzasse tale valore come “prezzo normale” stimato a marzo, l’indice di marzo risulterebbe pari a $351/390 \times 100 = 90$. Viceversa, sostituendo agli sconti il prezzo pieno di vendita, la media risulta uguale a 390 e l’indice del mese di marzo torna al livello iniziale di 100 precedente i saldi di fine stagione.

c) o, in alternativa, l'ultimo prezzo pieno prima dell'inizio dei saldi di fine stagione:

$$\hat{P}_r^{m(a)} = P_r^t \quad (8)$$

dove t è un mese dell'anno in corso o dell'anno precedente.

Dopo aver individuato il “prezzo normale” di una referenza r nel primo mese “fuori stagione”, la stima dell'indice elementare si ottiene o rapportando tale “prezzo normale” stimato al prezzo base oppure moltiplicando l'indice del mese precedente per il rapporto tra il “prezzo normale” stimato e il prezzo rilevato nel mese precedente:

$$\hat{I}_r^{m(a)} = \frac{\hat{P}_r^{m(a)}}{P_r^{12(a-1)}} \times 100 = I_r^{m-1(a)} \times \frac{\hat{P}_r^{m(a)}}{P_r^{m-1(a)}} \quad (9)$$

Stima a partire dal secondo mese

Dal secondo mese in poi e per tutta la durata dell'assenza del prodotto dal mercato per stagionalità il prezzo stimato si ottiene applicando al prezzo normale stimato per il mese precedente “la variazione media dei prezzi osservati per l'insieme dei prodotti appartenenti alla stessa suddivisione COICOP/HICP”. Il regolamento offre due possibilità per l'individuazione di tale insieme dei prodotti o quelli che sono stagionali nel periodo interessato (controstagionalità) o quelli che sono presenti nel periodo interessato (stima omnistagionale), con una preferenza accordata dal Regolamento alla prima delle due per i prodotti dell'abbigliamento.

La stima del prezzo di una referenza r a partire dal secondo mese di assenza è strutturata in 4 fasi:

- a) individuazione dell'insieme di indici elementari relativi a prodotti simili alla referenza r .
Per individuare l'insieme più appropriato è necessario distinguere tra le diverse situazioni. In caso di assenze stagionali non previste dal “calendario mensile di rilevazione”, l'insieme di prodotti è costituito dalle altre referenze dello stesso prodotto.²⁶ Per i prodotti la cui assenza è prevista da calendario, si applica una stima controstagionale in senso stretto²⁷ per i prodotti compositi e una stima omnistagionale per i prodotti semplici.²⁸
L'algoritmo per l'individuazione dei prodotti simili procede nel seguente ordine, fino a quando non è selezionato l'insieme dei prodotti necessari per la stima del prezzo della referenza assente:
 - i) si considerano le altre referenze dello stesso prodotto, purché siano presenti almeno 3 osservazioni;
 - ii) per i soli prodotti compositi, si considerano tutte le referenze del prodotto controstagionale corrispondente, purché siano presenti almeno 3 osservazioni;
 - iii) si considerano tutte le osservazioni appartenenti al medesimo sottogruppo di quinto livello s5 di quello della referenza da stimare, purché siano presenti almeno 5 osservazioni;
 - iv) si considerano tutte le osservazioni appartenenti al medesimo sottogruppo di quinto livello s4 di quello della referenza da stimare, purché siano presenti almeno 5 osservazioni;

²⁶ Se, ad esempio, nel piano di rilevazione di un comune è prevista la raccolta di 10 prezzi per il cappotto da uomo e ad ottobre 3 referenze risultano ancora assenti per stagionalità, l'insieme simile è rappresentato dalle altre 7 referenze del cappotto il cui prezzo è stato regolarmente rilevato.

²⁷ Ad esempio, nei mesi di assenza dei “pantaloni invernali” l'insieme simile è composto dai soli “pantaloni estivi” e non da tutti i prodotti estivi dell'abbigliamento.

²⁸ Per stimare il prezzo invernale del “tailleur primaveraile” si considera l'insieme di tutti i prodotti presenti in ciascun mese e non solo di quelli strettamente invernali.

- v) si considerano tutte le osservazioni appartenenti alla medesima classe della referenza da stimare, indipendentemente dal numero di osservazioni;
 - vi) se ancora non è risultato possibile individuare un sottoinsieme donatore si assegna una variazione dei prezzi nulla;²⁹
- b) calcolo della variazione media degli indici elementari dell'insieme di referenze individuato. Per quanto riguarda i) e ii) la variazione media è pari al rapporto tra le medie geometriche degli indici elementari del mese m e del mese m-1 riferite alle quotazioni effettivamente rilevate sia in m che in m-1.³⁰ Invece, in iii), iv) e v) la media può essere calcolata con 3 diverse modalità:
- 1) geometrica per tutte le referenze dell'insieme considerato;
 - 2) geometrica all'interno della posizione rappresentativa e aritmetica ponderata tra posizioni rappresentative diverse;
 - 3) geometrica all'interno della posizione rappresentativa e aritmetica ponderata tra posizioni rappresentative diverse con correzione dei pesi per tenere conto del numero di osservazioni effettivamente rilevate nel mese sul totale delle referenze osservabili;
- c) applicazione della variazione media al prezzo stimato del mese precedente:

$$\hat{P}_r^{m(a)} = \hat{P}_r^{m-1(a)} \times Var_I^{(m-1) \rightarrow m} \quad (10)$$

in cui $Var_I^{(m-1) \rightarrow m}$ è la variazione media del prezzo tra (m-1) ed m per l'insieme di referenze I.

- d) calcolo dell'indice elementare stimato per il mese corrente:

$$\hat{I}_r^{m(a)} = \frac{\hat{P}_r^{m(a)}}{P_r^{12(a-1)}} \times 100 = \hat{I}_r^{m-1(a)} \times \frac{\hat{P}_r^{m(a)}}{\hat{P}_r^{m-1(a)}} \quad (11)$$

6. I metodi di calcolo utilizzati nella sperimentazione

6.1 Metodo attuale

Il regolamento non definisce un unico metodo di calcolo per il trattamento della stagionalità. I prodotti del paniere possono essere pesati con valori variabili mensilmente o costanti nell'anno ed in quest'ultimo caso sono indicate due distinte modalità di stima (controstagionale e omnistagionale). Come si è visto nei paragrafi precedenti ogni metodo ha diverse varianti applicative a seconda delle scelte effettuate che devono tenere conto anche dell'attuale impianto dell'indagine.

Entro la fine del 2010 il metodo di calcolo utilizzato attualmente deve essere abbandonato in favore di un altro che sia conforme al Regolamento. La scelta del metodo da adottare deve tenere conto di diversi fattori, tra i quali assumono un ruolo importante la correttezza e la semplicità di uso. Non è da trascurare anche l'impatto sull'indice generale dei prezzi e su quello della classe abbigliamento, nel momento del passaggio da un metodo di calcolo ad un altro.

²⁹ Nel 2008 si sono verificati solo 3 casi nell'ambito degli accessori di abbigliamento.

³⁰ Sono escluse dal calcolo le referenze per le quali non è stata effettuata la rilevazione e contrassegnate dal rilevatore con la codifica '1 - mancata rilevazione', causale diversa da '8 - assenza stagionale'.

Per agevolare la scelta è stata effettuata una sperimentazione basata su un confronto tra il metodo vigente e ciascuno dei possibili metodi alternativi che scaturiscono dall'applicazione del Regolamento.

In totale, pertanto, sono stati sperimentati sedici differenti metodi: uno che riproduce l'attuale procedura di calcolo degli indici dei prodotti dell'abbigliamento; sei che rappresentano possibili varianti del metodo a ponderazione variabile; nove che scaturiscono dalle diverse possibilità di incrocio tra le modalità di stima per il primo mese e dal secondo mese in poi nei metodi a pesi fissi annuali.

I diversi metodi applicati sono descritti di seguito in dettaglio a partire dall'attuale sistema di calcolo degli indici dei prezzi dell'abbigliamento.

Metodo attuale – *Riproduce la metodologia attualmente in uso.* In caso di assenza per stagionalità l'indice elementare viene ripetuto. Inizialmente si calcola per ciascun comune la media geometrica degli indici elementari di prodotto (aggregato elementare). In seguito, si calcola la media aritmetica (semplice o ponderata a seconda dei casi) degli indici degli aggregati elementari della componente invernale ed estiva di ciascuna posizione rappresentativa composita. Poiché generalmente in un mese è presente la sola variante invernale o estiva, mentre l'altra è assente per stagionalità, l'indice composito che si ottiene è una media in cui uno dei due indici componenti è fermo allo stesso livello del mese precedente. Segue il calcolo dell'indice regionale per posizione rappresentativa, come media aritmetica degli indici provinciali di posizione rappresentativa ponderati con i dati sulla popolazione. Quindi, si passa al calcolo dell'indice nazionale per posizione rappresentativa, come media aritmetica degli indici regionali di posizione rappresentativa ponderati con i consumi regionali. Infine, si determinano gli indici sintetici per ciascuna voce della classificazione, come media aritmetica degli indici nazionali di posizione rappresentativa ponderati con i consumi nazionali.

6.2 Metodi di stima a ponderazione mensile variabile

Per la metodologia a ponderazione mensile variabile, illustrata nel paragrafo 4.1 è possibile applicare differenti varianti a seconda del livello di classificazione scelto per la riassegnazione dei pesi dei prodotti assenti (classe, sottogruppo s4, sottogruppo s5) e a seconda del trattamento riservato alle assenze stagionali non previste dal calendario (nessuna variazione, variazione media di un insieme di prodotti simili).

In totale si hanno sei diversi metodi ai quali sono stati assegnati i nomi contenuti nella tabella sottostante.

Prospetto 1 - Metodi di stima di un indice mensile a ponderazione variabile

METODI DI STIMA	Assegnazione dei pesi rispetto a	Trattamento assenze impreviste
<i>Pv-s3</i>	Classe	Nessuno
<i>Pv(bridged)-s3</i>	Classe	Variazione media
<i>Pv-s4</i>	Sottogruppo s4	Nessuno
<i>Pv(bridged)-s4</i>	Sottogruppo s4	Variazione media
<i>Pv-s5</i>	Sottogruppo s5	Nessuno
<i>Pv(bridged)-s5</i>	Sottogruppo s5	Variazione media

Nel metodo a ponderazione variabile con ripartizione dei pesi rispetto alla classe COICOP (*Pv-s3*), sono considerati nel calcolo solo i prodotti elementari la cui presenza è prevista dal calendario di rilevazione.

Per le posizioni rappresentative composite si prende la varietà invernale i_1 o quella estiva i_2 a seconda dei mesi. In luogo della (4) dell'appendice si utilizza:

$$I_{i,p}^m = I_{i_1,p}^m \quad (12)$$

nei mesi invernali, con $w_{i_1}^m > 0; w_{i_2}^m = 0$

$$I_{i,p}^m = I_{i_2,p}^m \quad (12 \text{ bis})$$

nei mesi estivi, con $w_{i_1}^m = 0; w_{i_2}^m > 0$.

Il peso di un prodotto assente in un mese è ripartito proporzionalmente su tutte le altre posizioni rappresentative appartenenti alla medesima classe, rispettando il vincolo che la media dei pesi mensili coincida con il peso annuale.

Nel caso di assenza per stagionalità non prevista dal calendario si ripete il prezzo del mese precedente.

Nella (7) dell'appendice si sostituisce il peso annuale di ciascun prodotto W_i con il peso mensile W_i^m ricavato dalla tavola 6.

La variante Pv(bridged)-s3 differisce dalla precedente per il trattamento riservato alle referenze assenti per stagionalità in un mese in cui dovrebbero essere invece presenti.

L'indice elementare del mese precedente si aggiorna con la variazione media dei prezzi effettivamente rilevati delle altre referenze dello stesso prodotto nel medesimo capoluogo:

$$\hat{I}_{i,u'}^m = I_{i,u'}^{m-1} \times \frac{\sum_{u \neq u'} \frac{I_{i,u}^m}{I_{i,u}^{m-1}}}{k_i^m} \quad (13)$$

dove l'indicatore della provincia è omissso per semplicità,

$\hat{I}_{i,u'}^m$ è l'indice elementare stimato del mese m per il prodotto i del negozio u' assente per stagionalità;

k_i^m è il numero complessivo di referenze del prodotto i il cui prezzo è stato effettivamente osservato nel mese m nella provincia considerata.

Quindi, nel caso di assenza per stagionalità non prevista dal calendario si stima il prezzo mancante con il metodo del *bridged overlap*.

Se si ripartisce il peso di un prodotto assente proporzionalmente su tutte le altre posizioni rappresentative appartenenti al medesimo sottogruppo s4 anziché rispetto alla classe COICOP, si ottiene la variante PV-s4.

Se i casi di assenza per stagionalità non prevista dal calendario sono trattati mediante la (13) si ha la variante Pv(bridged)-s4.

Parimenti si ottengono le varianti Pv-s5 e Pv(bridged)-s5 se il peso di un prodotto assente è ripartito in proporzione a tutte le altre posizioni rappresentative appartenenti al medesimo sottogruppo s5 e, rispettivamente, non si effettua alcun trattamento o si applica la (13) nei casi di assenze impreviste.

6.3 Metodi di stima a ponderazione fissa annuale

Per la metodologia a ponderazione fissa annuale, illustrata nel paragrafo 5, incrociando tra loro 3 diverse possibilità di stima del prezzo nel primo mese "fuori stagione" (prezzo medio, prezzo tipico, ultimo prezzo pieno) con 3 diverse possibilità di stima della variazione da applicare a partire dal secondo mese (media geometrica degli indici, media geometrica per posizione rappresentativa e media aritmetica ponderata per prodotto, media geometrica per posizione rappresentativa e media aritmetica ponderata e corretta per il numero effettivo di referenze per prodotto), sono stati elaborati 9 diversi metodi, ai quali sono stati assegnati i nomi contenuti nel prospetto sottostante.

Prospetto 2 - Metodi di stima di un indice mensile a ponderazione annuale costante

METODI DI STIMA	Stima primo mese	Stima mesi successivi
Pf01	Prezzo medio	Var. media geometrica
Pf02	Prezzo tipico	Var. media geometrica
Pf03	Ultimo prezzo pieno	Var. media geometrica
Pf04	Prezzo medio	Var. media ponderata
Pf05	Prezzo tipico	Var. media ponderata
Pf06	Ultimo prezzo pieno	Var. media ponderata
Pf07	Prezzo medio	Var. media pond./corretta
Pf08	Prezzo tipico	Var. media pond./corretta
Pf09	Ultimo prezzo pieno	Var. media pond./corretta

Il metodo a ponderazione fissa e stima dei prezzi e degli indici elementari in caso di assenza per stagionalità (prevista o meno dal calendario), denominato Pf01, prevede che:

- il prezzo stimato nel primo mese di assenza è pari alla media dei prezzi pieni (anche in presenza di sconti) registrati in tutti i mesi della stagione appena conclusa;
- il prezzo stimato dal secondo mese di assenza in poi è pari al prezzo stimato del mese precedente per la variazione media geometrica dei prezzi effettivamente rilevati nell'ambito dello stesso prodotto (purché siano presenti almeno 3 quotazioni), ovvero per i prodotti compositi della varietà contro stagionale (almeno 3 quotazioni), ovvero delle altre posizioni rappresentative dello stesso sottogruppo s5 (almeno 5 quotazioni), ovvero delle altre posizioni rappresentative dello stesso sottogruppo s4 (almeno 5 quotazioni), ovvero delle altre posizioni rappresentative della stessa classe (almeno 5 quotazioni).

La variante Pf02 differisce dalla Pf01 per il metodo di stima del prezzo dal secondo mese in poi. Se nel calcolo della variazione si considerano gli indici di referenze appartenenti a posizioni rappresentative differenti (dello stesso sottogruppo s5, dello stesso sottogruppo s4 o della stessa classe COICOP), si tiene conto del peso relativo di ciascuna posizione rappresentativa.

La variante Pf03 è simile alla Pf02, ma ai fini del calcolo della variazione media ponderata utilizza le sole referenze il cui prezzo è stato effettivamente rilevato nel mese.

Nelle varianti Pf04, Pf05 e Pf06 si modifica il metodo di stima del prezzo nel primo mese di assenza, che è il prezzo base se effettivamente rilevato o altrimenti l'ultimo prezzo pieno osservato. La stima del prezzo dal secondo mese in poi è uguale rispettivamente a quella delle varianti Pf01, Pf02 e Pf03.

Infine, in Pf07, Pf08 e Pf09 il prezzo stimato nel primo mese di assenza è il prezzo effettivamente rilevato prima dell'inizio degli sconti di fine stagione. La stima del prezzo dal secondo mese in poi è uguale rispettivamente a quella delle varianti Pf01, Pf02 e Pf03.

7. Analisi dei risultati e dell'impatto sull'abbigliamento del regolamento HICP

La sperimentazione dei metodi di trattamento della stagionalità sugli HICP compatibili con il regolamento comunitario ha riguardato il periodo 2007-2008.

Per il 2007 sono state considerate 25.103 osservazioni relative ai capoluoghi di provincia che erano presenti anche nel 2008.³¹ Nel 2008 le osservazioni per gli 81 capoluoghi di provincia sono salite a 29.155, principalmente per l'introduzione delle posizioni rappresentative composite.

La sperimentazione dei metodi è stata effettuata solo per il 2008 anno in cui sono stati introdotti nel paniere i prodotti compositi.³²

³¹ I capoluoghi inclusi nel calcolo dell'Ipc per il 2008 sono 84. Infatti, nel corso dell'anno le città di Pescara, Benevento e Salerno, inizialmente incluse nel campione, hanno interrotto la rilevazione e la loro dinamica è stata stimata sulla base dell'andamento delle altre città rispettivamente di Abruzzo e Campania. Gli indici delle elaborazioni effettuate nel presente studio differiscono leggermente da quelli calcolati proprio a causa dell'assenza di queste tre città. Anche a Firenze, limitatamente al mese di gennaio 2008, la rilevazione dell'abbigliamento non è stata effettuata, ma in questo caso la mancata rilevazione è stata integrata con la variazione degli indici dei prezzi per posizione rappresentativa delle altre città della Toscana, così come previsto dal calcolo degli Ipc.

³² I dati del 2007 sono stati ugualmente utilizzati ma solo per la determinazione del "prezzo normale" osservato nel corso del precedente periodo stagionale" per il primo mese di assenza negli indici a ponderazione annuale costante.

Nell'HICP italiano, indipendentemente dal metodo utilizzato, il trattamento della stagionalità provoca, rispetto al metodo attuale, una diminuzione dell'indice nei mesi in cui prevalgono gli sconti ed un aumento nei mesi in cui gli sconti sono assenti o residuali (tavola 4). Nei mesi di gennaio e febbraio gli indici con trattamento della stagionalità si collocano su livelli più bassi rispetto al metodo attualmente in uso. Lo stesso avviene nei mesi di luglio ed agosto coincidenti con i saldi estivi. All'inizio della stagione estiva (marzo) e all'inizio di quella invernale (ottobre) gli indici trattati per la stagionalità superano l'indice "attuale". La medesima situazione si registra per la stagione invernale, che secondo il calendario di rilevazione, inizia ad ottobre.

Tavola 4 - Indici dei prezzi al consumo dell'abbigliamento per metodi di trattamento della stagionalità, base dicembre 2007=100 Anno 2008

METODO	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giu.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.	Media
Attuale	88,3	87,0	97,5	100,6	100,8	100,8	90,5	89,4	97,3	101,5	101,7	101,7	96,4
Pv_s3	85,3	83,7	98,4	100,7	100,9	100,9	84,9	83,3	98,3	101,7	101,8	101,9	95,2
Pv_s4	85,5	83,9	98,4	100,7	100,9	100,9	84,6	82,9	98,3	101,7	101,8	101,9	95,1
Pv_s5	85,5	84,0	98,4	100,7	100,9	100,9	84,5	82,8	98,3	101,7	101,8	101,9	95,1
Pv_bridged_s3	84,9	83,1	98,1	101,2	101,4	101,4	84,9	82,8	96,9	102,0	102,1	102,2	95,1
Pv_bridged_s4	85,1	83,3	98,1	101,2	101,4	101,5	84,6	82,4	97,0	102,0	102,1	102,2	95,1
Pv_bridged_s5	85,2	83,4	98,1	101,2	101,4	101,5	84,5	82,3	97,0	101,9	102,1	102,2	95,1
Pf_01	85,3	83,3	98,4	101,5	101,7	101,7	84,6	82,3	97,2	102,1	102,3	102,4	95,2
Pf_02	85,3	83,3	98,4	101,5	101,7	101,7	84,7	82,3	97,3	102,2	102,3	102,4	95,3
Pf_03	85,3	83,3	98,4	101,6	101,7	101,7	84,6	82,3	97,3	102,2	102,3	102,4	95,3
Pf_04	85,3	83,3	98,4	101,6	101,8	101,8	84,7	82,3	97,1	102,0	102,1	102,2	95,2
Pf_05	85,3	83,3	98,5	101,6	101,8	101,8	84,8	82,4	97,1	102,0	102,1	102,2	95,3
Pf_06	85,3	83,3	98,5	101,6	101,8	101,8	84,7	82,4	97,2	102,0	102,1	102,2	95,2
Pf_07	85,3	83,3	98,3	101,3	101,5	101,5	84,5	82,1	97,0	102,0	102,1	102,2	95,1
Pf_08	85,3	83,3	98,4	101,4	101,6	101,6	84,6	82,2	97,1	102,1	102,2	102,3	95,2
Pf_09	85,3	83,3	98,4	101,4	101,6	101,6	84,5	82,2	97,1	102,0	102,2	102,3	95,1

Fonte: elaborazione di dati elementari della rilevazione Istat sui prezzi al consumo

La differenza tra ciascun metodo sperimentato per l'abbigliamento e quello attualmente in uso è stata utilizzata per valutare l'impatto mensile del nuovo metodo sull'indice complessivo (tavola 4 bis).

Tavola 4 bis - Analisi dell'impatto mensile rispetto al metodo attuale dei metodi di trattamento della stagionalità sull'indice generale dei prezzi al consumo - Anno 2008

METODO	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giu.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.	Media
Pv_s3	-0,16	-0,18	0,11	0,05	0,05	0,05	-0,36	-0,38	0,12	0,06	0,06	0,06	-0,04
Pv_s4	-0,15	-0,16	0,11	0,05	0,05	0,05	-0,38	-0,40	0,12	0,06	0,06	0,06	-0,04
Pv_s5	-0,14	-0,16	0,11	0,05	0,05	0,05	-0,39	-0,41	0,12	0,06	0,06	0,06	-0,04
Pv_bridged_s3	-0,19	-0,22	0,09	0,09	0,09	0,09	-0,36	-0,41	0,02	0,08	0,08	0,08	-0,05
Pv_bridged_s4	-0,17	-0,21	0,09	0,09	0,09	0,09	-0,38	-0,44	0,03	0,08	0,08	0,08	-0,05
Pv_bridged_s5	-0,17	-0,20	0,09	0,09	0,09	0,09	-0,39	-0,45	0,02	0,08	0,08	0,08	-0,05
Pf_01	-0,16	-0,21	0,11	0,11	0,11	0,11	-0,38	-0,45	0,04	0,09	0,09	0,09	-0,04
Pf_02	-0,16	-0,21	0,11	0,11	0,11	0,11	-0,38	-0,45	0,05	0,10	0,09	0,10	-0,03
Pf_03	-0,16	-0,21	0,12	0,11	0,11	0,11	-0,38	-0,45	0,05	0,09	0,09	0,10	-0,03
Pf_04	-0,16	-0,21	0,12	0,12	0,12	0,12	-0,37	-0,45	0,03	0,08	0,08	0,08	-0,04
Pf_05	-0,16	-0,21	0,12	0,12	0,12	0,12	-0,37	-0,44	0,04	0,08	0,08	0,08	-0,03
Pf_06	-0,16	-0,21	0,12	0,12	0,12	0,12	-0,37	-0,44	0,04	0,08	0,08	0,08	-0,04
Pf_07	-0,16	-0,21	0,11	0,10	0,10	0,09	-0,39	-0,46	0,03	0,08	0,08	0,08	-0,05
Pf_08	-0,16	-0,21	0,11	0,10	0,10	0,10	-0,38	-0,45	0,03	0,09	0,09	0,09	-0,04
Pf_09	-0,16	-0,21	0,11	0,10	0,10	0,10	-0,39	-0,46	0,03	0,08	0,08	0,08	-0,04

Fonte: elaborazione di dati elementari della rilevazione Istat sui prezzi al consumo

Nei mesi di gennaio e febbraio, l'uso di metodi di calcolo per il trattamento della stagionalità provoca una diminuzione dell'indice dei prezzi dell'ordine di 1-2 decimi di punto. La situazione si rovescia da marzo a giugno in cui le differenze diventano positive per circa un decimo di punto.

A luglio ed agosto l'HICP modificato per il trattamento della stagionalità diminuirebbe di 3-4 decimi di punto. Infine, tra settembre e dicembre si riscontrano nuovamente differenze positive. Considerando l'indice medio annuale l'impatto varia tra i 3 e i 5 centesimi di punto.

8. Conclusioni

Il regolamento approvato non individua un unico metodo di trattamento della stagionalità, ma propone diverse alternative, minando l'obiettivo di comparabilità dichiarato nell'articolo 1.

L'applicazione di ciascun metodo non è definita nei dettagli consentendo ampia libertà di scelta tra diverse opzioni. In definitiva, è possibile originare una miriade di metodi di trattamento della stagionalità tra loro differenti ma tutti compatibili con il Regolamento e non è difficile ipotizzare che a regime ben pochi paesi utilizzeranno lo stesso metodo.

Il regolamento inoltre trascura alcuni aspetti che potrebbero essere determinanti per la comparabilità dei vari indici come:

- per i metodi a pesi variabili non è esplicitamente specificato il vincolo di uguaglianza tra la media dei pesi mensili e il peso annuale di riferimento;
- definire i casi di assenze delle referenze per stagionalità non previste dal calendario;
- determinare, per i paesi che utilizzano il concatenamento annuale, il prezzo base per i prodotti *out of season*.

L'approssimarsi dell'entrata in vigore del Regolamento CE n. 330/2009 ha reso necessaria per l'HICP una sperimentazione sul trattamento della stagionalità nei prodotti dell'abbigliamento.

Il trattamento della stagionalità si integra con quello delle riduzioni temporanee di prezzo previsto dal Regolamento CE n. 2602/2000 entrato in vigore a partire da gennaio 2002.

Il regolamento sul trattamento dei prodotti stagionali richiede per ciascun prodotto dell'abbigliamento, definibile come stagionale, la distinzione tra il periodo di presenza (*in-season*) e quello di assenza (*out-of-season*). Sulla base delle informazioni raccolte nella rilevazione dei prezzi al consumo è risultato possibile definire una stagione *invernale* che va da settembre a febbraio ed una *estiva* che va da marzo ad agosto.

L'utilizzo di un calendario di rilevazione che indichi per ogni mese quali prodotti siano oggetto di rilevazione dei prezzi facilita l'operato dei rilevatori, riducendo anche il carico mensile di lavoro.

I metodi di trattamento della stagionalità previsti dal regolamento, illustrati nei paragrafi precedenti, possono essere: a) a pesi variabili mensili; b) a pesi fissi annuali.

Riguardo ai metodi a pesi variabili un problema emerso è la possibilità che da un mese all'altro l'indice aggregato dei prezzi può variare per effetto della struttura dei pesi e non per la variazione degli indici dei prezzi dei prodotti che lo compongono. Inoltre il vincolo del peso fisso mensile a livello di suddivisione COICOP porta a sovrastimare il peso dei prodotti estivi per i quali la spesa è tendenzialmente più bassa rispetto a quella invernale.

I metodi a pesi mensili variabili sono poco sensibili al livello di aggregazione rispetto al quale si riproporzionano i pesi dei prodotti assenti ed appare logico riassegnare il peso al raggruppamento più prossimo, che nel caso della posizione rappresentativa composita è la componente presente, mentre se si tratta di una posizione rappresentativa semplice è il sottogruppo del quinto livello della classificazione italiana.

I metodi a pesi fissi annuali invece presentano alcuni inconvenienti: i) la reale variazione dei prezzi dei prodotti *in season* nel primo mese di rilevazione non si riflette sul prezzo dei prodotti *out of season*, per i quali nel primo mese di assenza deve essere ripristinato il prezzo normale; ii) il regolamento non definisce un metodo unico di stima del prezzo normale; iii) con la nuova stagione possono crearsi variazioni anomale tra il prezzo stimato nel mese precedente e quello effettivo nel mese corrente; iv) per i paesi che adottano il concatenamento annuale il regolamento non definisce come calcolare il prezzo base dei prodotti estivi che sono *out of season* nel mese di dicembre.

Per i prodotti dell'abbigliamento, sono stati sperimentati differenti metodi di trattamento della stagionalità. L'applicazione di ciascun metodo ai dati del 2008 conduce a risultati tra loro simili, con differenze di pochi decimi di punto per la classe COICOP "Abbigliamento", rispetto agli indici dei prezzi calcolati con il metodo attualmente in uso.

Con il trattamento della stagionalità si ottengono indici HICP mediamente più bassi, tale risultato è conseguenza della presenza dei prezzi degli sconti di fine stagione. L'impatto sull'indice complessivo è comunque trascurabile.

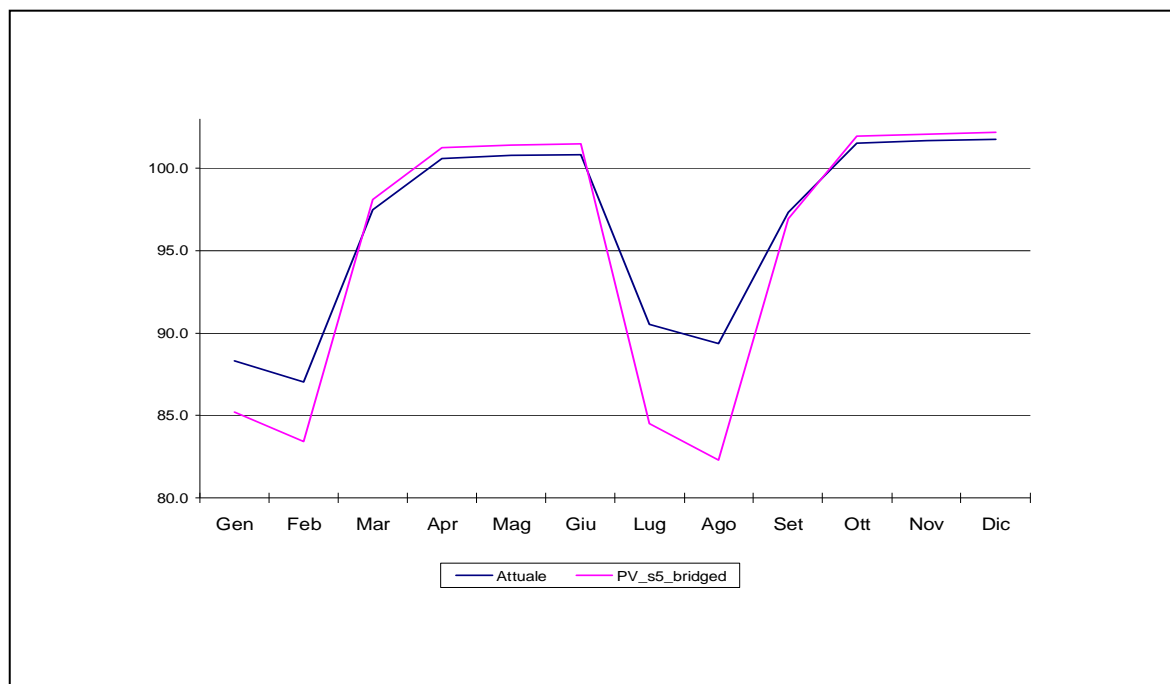
La sperimentazione effettuata per il 2008 si è limitata a considerare 15 diversi metodi alternativi (6 a pesi variabili e 9 a pesi fissi) tra le innumerevoli possibilità offerte dal Regolamento. Il confronto di tutti i metodi con quello attuale non evidenzia differenze particolarmente elevate nei risultati tali da giustificare l'esclusione di un metodo o la sua preferenza. La scelta andrà quindi fatta sulla base della gestibilità della procedura.

Una valutazione conclusiva a cui si è pervenuti per l'abbigliamento è quella che i metodi a pesi variabili, i quali prevedono la riallocazione del peso mensile in caso di assenza di un prodotto per stagionalità (tenendo costante il valore annuale come media dei pesi mensili), sono da preferirsi a quelli a pesi fissi, in cui si devono stimare i prezzi dei prodotti anche quando questi sono assenti dal mercato per stagionalità.

Il problema delle assenze delle referenze per stagionalità non previste da calendario si può risolvere stimando il prezzo mancante con il metodo del *bridged overlap*, perché assicura una migliore rappresentazione dell'andamento dei prezzi.

Alla luce delle precedenti considerazioni si suggerisce l'applicazione del metodo Pv_bridged_s5 che mostra, peraltro, un impatto abbastanza limitato rispetto al metodo attuale come nel caso dell'HICP (figura 1).

Figura 1 - HICP italiano dei prodotti dell'abbigliamento - Anno 2008 (base dicembre 2007=100)



Riferimenti bibliografici

- COMMISSIONE EUROPEA. 2009. Regolamento (CE) N. 330/2009 della Commissione del 22 aprile 2008 recante modalità di applicazione del regolamento (CE) n. 2494/95 del Consiglio per quanto riguarda norme minime per il trattamento dei prodotti stagionali nell'indice dei prezzi al consumo armonizzato, Gazzetta Ufficiale dell'Unione europea, 23 aprile.
- EUROSTAT. 2001. Compendium of Hicp reference documents.
- EUROSTAT. 2009. *Guidelines for measuring price indices for seasonal products using the methods described in the draft regulation – Doc. HCPI-09/650.*
- ILO. *The Treatment of Seasonal Products*, Manual on CPI, Chapter 22, <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/download/cpi/ch22.pdf>.
- Montella, M., F. Mostacci. 2009. *L'indagine sui prezzi al consumo per l'anno 2006: analisi ed elaborazioni*, (documento a diffusione interna Istat).
- Montella, M., F. Mostacci. 2010. *The impact of European Commission Regulation on the treatment of seasonality in the HICP for Italian clothing*, Joint ECE-ILO Meeting of experts on Consumer Price Indices, Ginevra 10-12 maggio.
- Mostacci, F. 2003. *I prodotti ortofrutticoli freschi negli indici dei prezzi al consumo*, (documento a diffusione interna Istat).
- Mostacci, F. 2004. *Aspetti Teorico-pratici per la Costruzione di Indici dei Prezzi al Consumo*, Documenti Istat, n. 7/2004.

Appendice Metodologica

Il calcolo dell'indice dei prezzi al consumo armonizzati dei prodotti dell'abbigliamento senza trattamento della stagionalità

Gli indici mensili dei prezzi al consumo I^m sono calcolati come indici di tipo Laspeyres, vale a dire come media ponderata di indici elementari di prezzo con pesi proporzionali alla spesa per consumo di un determinato periodo base:

$$I^m = \frac{\sum_{i=1}^n P_i^m Q_i}{\sum_{i=1}^n P_i^0 Q_i} = \sum_{i=1}^n w_i \times \frac{P_i^m}{P_i^0} \quad (1)$$

dove:

i è un prodotto del paniere ($i=1,2,\dots,n$);

P_i^m è il prezzo del prodotto i nel mese m (con m che va da 1 a 12);

P_i^0 è il prezzo del prodotto i nel periodo base 0, che con il concatenamento annuale coincide con il prezzo del mese di dicembre dell'anno precedente;

Q_i è la quantità consumata in un determinato periodo di durata annuale;

w_i è il peso annuale del prodotto i ed è pari a $\frac{P_i^0 Q_i}{\sum_i P_i^0 Q_i}$, l'incidenza in termini di spesa per consumo del prodotto i rispetto alla spesa complessiva.

Per calcolare operativamente l'indice dei prezzi al consumo dell'abbigliamento, si utilizza una procedura che, pur soddisfacendo la (1), passa attraverso 5 stadi di aggregazione successivi, per tenere conto della stratificazione prevista dal disegno di campionamento.

Nel primo stadio è calcolato l'indice provinciale di prodotto del mese m $X_{i,p}^m$, definito aggregato elementare in quanto per la sua costruzione non esistono coefficienti di ponderazione. Esso si ottiene come media geometrica³³ degli indici elementari delle quotazioni rilevate per ciascun prodotto³⁴ nel capoluogo di provincia:

$$X_{i,p}^m = \sqrt[n_{i,p}]{\prod_u X_{i,u}^m} = \sqrt[n_{i,p}]{\prod_u \frac{P_{i,u}^m}{P_{i,u}^0}}, \quad \forall i, \forall p \quad (2)$$

dove:

$n_{i,p}$ è il numero di quotazioni rilevate per il prodotto i nel capoluogo p ;

u è una unità di rilevazione, ovvero un negozio appartenente al piano di campionamento;

³³ L'indice provinciale di prodotto può essere calcolato anche come media aritmetica degli indici di prezzo di ciascun negozio, o come rapporto di prezzi medi al tempo corrente ed al periodo base.

³⁴ Nel 2008, i prodotti elementari della classe 03.1 "abbigliamento" erano 55.

- $X_{i,u}^m$ è l'indice elementare di prezzo nel mese m del prodotto i osservato nel negozio u ;
 $p_{i,u}^m$ è il prezzo del prodotto i nel negozio u nel mese m ;
 $p_{i,u}^0$ è il prezzo del prodotto i nel negozio u al tempo 0 (base di calcolo dell'indice elementare).

Nello stadio successivo si passa dagli indici provinciali di prodotto $X_{i,p}^m$ agli indici provinciali di posizione rappresentativa $I_{i,p}^m$.³⁵

Nel caso di posizione rappresentativa semplice i due indici coincidono:

$$I_{i,p}^m \equiv X_{i,p}^m \quad (3)$$

Se, invece, si tratta di una posizione rappresentativa composta, si ha:

$$I_{i,p}^m = X_{i_1,p}^m \times w_{i_1} + X_{i_2,p}^m \times w_{i_2} \quad (4)$$

dove:

- i è una voce rappresentativa composta del paniere;
 $X_{i_1,p}^m$ è l'indice provinciale di prezzo nel mese m per il prodotto i_1 componente invernale della voce rappresentativa composta i ;
 $X_{i_2,p}^m$ è l'indice provinciale di prezzo nel mese m per il prodotto i_2 componente estiva della voce rappresentativa composta i ;
 w_{i_1} è il peso della componente invernale (pari a 0,5 in caso di media semplice);
 w_{i_2} è il peso della componente estiva (pari a 0,5 in caso di media semplice).

Nel terzo stadio, si aggregano tra loro gli indici provinciali di prodotto per formare l'indice regionale di prodotto:

$$I_{i,r}^m = \frac{\sum_{p \in r} I_{i,p}^m \times W_{i,p}}{\sum_{p \in r} W_{i,p}}, \quad \forall i, \forall r \quad (5)$$

dove:

- $I_{i,r}^m$ è l'indice di prezzo regionale per la posizione rappresentativa i nel mese m ;
 i è una posizione rappresentativa (semplice o composta) del paniere;
 r è una regione;
 p è un capoluogo di provincia appartenente alla regione r ;
 $I_{i,p}^m$ è l'indice di prezzo provinciale per la posizione rappresentativa i nel mese m ;
 $W_{i,p}$ è il coefficiente di ponderazione provinciale della posizione rappresentativa, proporzionale alla popolazione residente nel capoluogo di provincia.

³⁵ Nel 2008, le posizioni rappresentative della classe 03.1 "abbigliamento" erano 47.

Nel quarto stadio, dagli indici regionali di prodotto si passa con la (6) agli indici nazionali di prodotto:

$$I_i^m = \frac{\sum_{r=1}^{20} I_{i,r}^m \times W_{i,r}}{\sum_{r=1}^{20} W_{i,r}}, \quad \forall i \quad (6)$$

dove:

I_i^m è l'indice nazionale dei prezzi al consumo per la posizione rappresentativa i nel mese m ;

i è una posizione rappresentativa (semplice o composta) del paniere;

r è una regione;

$I_{i,r}^m$ è l'indice di prezzo regionale per la posizione rappresentativa i nel mese m ;

$W_{i,r}$ è il coefficiente di ponderazione regionale della posizione rappresentativa i nella regione r , proporzionale al consumo regionale del prodotto i rispetto alla spesa nazionale per consumo del medesimo prodotto.

Nel quinto stadio, infine, si ottiene l'indice nazionale dei prezzi al consumo per la classe 03.1 – “abbigliamento” come:

$$I^m = \frac{\sum_{i=1}^n I_i^m \times W_i}{\sum_{i=1}^n W_i} \quad (7)$$

dove:

I^m è l'indice nazionale dei prezzi al consumo per il complesso dei beni e servizi dell'abbigliamento nel mese m ;

I_i^m è l'indice nazionale dei prezzi al consumo per la posizione rappresentativa i nel mese m ;

W_i è il coefficiente di ponderazione nazionale per il prodotto i , proporzionale al consumo nazionale del prodotto i rispetto al totale dei consumi finali delle famiglie.

ALLEGATO

Le matrici dei pesi

Tavola 5 - Matrice non bilanciata dei pesi mensili stagionali per posizione rappresentativa - Anno 2008

POSIZIONE RAPPRESENTATIVA	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giu.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.	Peso medio
Abito uomo (*)	1505	1505	1505	1505	1505	1505	1505	1505	1505	1505	1505	1505	1505
Cappotto uomo	240	240	0	0	0	0	0	0	0	240	240	240	100
Giubbotto uomo	403	403	403	403	403	403	403	403	403	403	403	403	403
Giaccone imp.le uomo	1532	1532	1532	0	0	0	0	0	1532	1532	1532	1532	894
Giacca a vento	237	237	237	0	0	0	0	0	237	237	237	237	138
Giacca uomo	737	737	737	737	737	737	737	737	737	737	737	737	737
Pantalone uomo (*)	2663	2663	2663	2663	2663	2663	2663	2663	2663	2663	2663	2663	2663
Giubbotto di pelle uomo	576	576	576	576	576	0	0	0	576	576	576	576	432
Cappotto donna	1379	1379	0	0	0	0	0	0	0	1379	1379	1379	575
Giacca di pelle donna	1227	1227	1227	1227	1227	0	0	0	1227	1227	1227	1227	920
Giaccone imp.le donna	1945	1945	1945	0	0	0	0	0	1945	1945	1945	1945	1135
Gonna (*)	3301	3301	3301	3301	3301	3301	3301	3301	3301	3301	3301	3301	3301
Giacca donna	1020	1020	1020	1020	1020	1020	1020	1020	1020	1020	1020	1020	1020
Tailleur primaveraile	0	0	2571	2571	2571	2571	2571	2571	2571	0	0	0	1500
Pantalone donna (*)	4113	4113	4113	4113	4113	4113	4113	4113	4113	4113	4113	4113	4113
Jeans uomo e donna	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550
Tuta ginnastica	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655
Jeans bambino	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631
Camicia cotone uomo	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105
Pullover uomo (*)	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091
Polo uomo	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751
Camicetta donna	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789
Pullover donna (*)	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615
Maglia sottogiacca	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003
T-Shirt	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606
Argentina felpa	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787
Felpa bambino	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207
Slip uomo	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874
Pigiama uomo (*)	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654
Maglia uomo m.corte	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588
Costume bagno- uomo	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465
Costume bagno donna	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441
Pigiama donna (*)	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083
Reggiseno	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479
Maglia donna	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878
Slip donna	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402
Pigiama neonato	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778
Maglia neonato	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240
Calze uomo	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947
Calze bambino	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302
Collant donna	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033
Guanti uomo	214	214	214	0	0	0	0	0	214	214	214	214	125
Cravatta	1135	1135	1135	1135	1135	1135	1135	1135	1135	1135	1135	1135	1135
Cinta per uomo	312	312	312	312	312	312	312	312	312	312	312	312	312
Lavat. stiratura gonna	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661
Lavat. stiratura abito	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534
Riparazioni pantaloni	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95
Totale	64783	64783	65735	61807	61807	60004	60004	60004	65735	64783	64783	64783	

Fonte: Istat - (*) Posizione rappresentativa composita

Tavola 6 - Matrice dei pesi mensili stagionali per posizione rappresentativa con riassegnazione nell'ambito della stessa classe - Anno 2008

POSIZIONE RAPPRESENTATIVA	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giu.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.	Peso medio
Abito uomo (*)	1422	1422	1420	1581	1581	1649	1649	1649	1420	1422	1422	1422	1505
Cappotto uomo	576	576	0	0	0	0	0	0	0	576	576	576	240
Giubbotto uomo	381	381	380	423	423	442	442	442	380	381	381	381	403
Giaccone imp.le uomo	2628	2628	2623	0	0	0	0	0	2623	2628	2628	2628	1532
Giacca a vento	407	407	406	0	0	0	0	0	406	407	407	407	237
Giacca uomo	696	696	695	774	774	808	808	808	695	696	696	696	737
Pantalone uomo (*)	2517	2517	2512	2797	2797	2919	2919	2919	2512	2517	2517	2517	2663
Giubbotto di pelle uomo	750	750	748	833	833	0	0	0	748	750	750	750	576
Cappotto donna	3310	3310	0	0	0	0	0	0	0	3310	3310	3310	1379
Giacca di pelle donna	1597	1597	1594	1775	1775	0	0	0	1594	1597	1597	1597	1227
Giaccone imp.le donna	3336	3336	3330	0	0	0	0	0	3330	3336	3336	3336	1945
Gonna (*)	3120	3120	3113	3467	3467	3618	3618	3618	3113	3120	3120	3120	3301
Giacca donna	964	964	962	1071	1071	1118	1118	1118	962	964	964	964	1020
Tailleur primaverile	0	0	4000	4454	4454	4648	4648	4648	4000	0	0	0	2571
Pantalone donna (*)	3887	3887	3879	4319	4319	4508	4508	4508	3879	3887	3887	3887	4113
Jeans uomo e donna	3355	3355	3348	3728	3728	3891	3891	3891	3348	3355	3355	3355	3550
Tuta ginnastica	1564	1564	1561	1738	1738	1814	1814	1814	1561	1564	1564	1564	1655
Jeans bambino	1541	1541	1538	1713	1713	1788	1788	1788	1538	1541	1541	1541	1631
Camicia cotone uomo	2934	2934	2929	3261	3261	3403	3403	3403	2929	2934	2934	2934	3105
Pullover uomo (*)	1976	1976	1972	2196	2196	2292	2292	2292	1972	1976	1976	1976	2091
Polo uomo	710	710	708	789	789	823	823	823	708	710	710	710	751
Camicetta donna	1691	1691	1687	1879	1879	1961	1961	1961	1687	1691	1691	1691	1789
Pullover donna (*)	4361	4361	4353	4847	4847	5058	5058	5058	4353	4361	4361	4361	4615
Maglia sottogiacca	1893	1893	1889	2104	2104	2195	2195	2195	1889	1893	1893	1893	2003
T-Shirt	2463	2463	2458	2737	2737	2856	2856	2856	2458	2463	2463	2463	2606
Argentina felpa	744	744	742	827	827	863	863	863	742	744	744	744	787
Felpa bambino	1141	1141	1138	1268	1268	1323	1323	1323	1138	1141	1141	1141	1207
Slip uomo	826	826	824	918	918	958	958	958	824	826	826	826	874
Pigiama uomo (*)	618	618	617	687	687	717	717	717	617	618	618	618	654
Maglia uomo m.corte	556	556	555	618	618	644	644	644	555	556	556	556	588
Costume bagno- uomo	439	439	439	488	488	510	510	510	439	439	439	439	465
Costume bagno donna	1362	1362	1359	1513	1513	1579	1579	1579	1359	1362	1362	1362	1441
Pigiama donna (*)	1023	1023	1021	1137	1137	1187	1187	1187	1021	1023	1023	1023	1083
Reggiseno	1398	1398	1395	1553	1553	1621	1621	1621	1395	1398	1398	1398	1479
Maglia donna	830	830	828	922	922	962	962	962	828	830	830	830	878
Slip donna	1325	1325	1322	1472	1472	1537	1537	1537	1322	1325	1325	1325	1402
Pigiama neonato	735	735	734	817	817	853	853	853	734	735	735	735	778
Maglia neonato	227	227	226	252	252	263	263	263	226	227	227	227	240
Calze uomo	895	895	893	995	995	1038	1038	1038	893	895	895	895	947
Calze bambino	285	285	285	317	317	331	331	331	285	285	285	285	302
Collant donna	1921	1921	1918	2135	2135	2228	2228	2228	1918	1921	1921	1921	2033
Guanti uomo	367	367	367	0	0	0	0	0	367	367	367	367	214
Cravatta	1015	1015	1015	1303	1303	1303	1303	1303	1015	1015	1015	1015	1135
Cinta per uomo	279	279	279	358	358	358	358	358	279	279	279	279	312
Lavat. stiratura gonna	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661
Lavat. stiratura abito	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534
Riparazioni pantaloni	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95
Totale	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	

Fonte: Istat - (*) Posizione rappresentativa composita

Tavola 7 - Matrice dei pesi mensili stagionali per posizione rappresentativa con riassegnazione rispetto al sottogruppo s4 - Anno 2008

POSIZIONE RAPPRESENTATIVA	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giu.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.	Peso medio
Abito uomo (*)	1302	1302	1320	1676	1676	1853	1853	1853	1320	1302	1302	1302	1505
Cappotto uomo	576	576	0	0	0	0	0	0	0	576	576	576	240
Giubbotto uomo	349	349	353	449	449	496	496	496	353	349	349	349	403
Giaccone imp.le uomo	2616	2616	2652	0	0	0	0	0	2652	2616	2616	2616	1532
Giacca a vento	405	405	410	0	0	0	0	0	410	405	405	405	237
Giacca uomo	638	638	646	820	820	907	907	907	646	638	638	638	737
Pantalone uomo (*)	2304	2304	2335	2965	2965	3279	3279	3279	2335	2304	2304	2304	2663
Giubotto di pelle uomo	720	720	730	926	926	0	0	0	730	720	720	720	576
Cappotto donna	3310	3310	0	0	0	0	0	0	0	3310	3310	3310	1379
Giacca di pelle donna	1534	1534	1555	1973	1973	0	0	0	1555	1534	1534	1534	1227
Giaccone imp.le donna	3321	3321	3367	0	0	0	0	0	3367	3321	3321	3321	1945
Gonna (*)	2856	2856	2895	3675	3675	4064	4064	4064	2895	2856	2856	2856	3301
Giacca donna	882	882	895	1136	1136	1256	1256	1256	895	882	882	882	1020
Tailleur primaverile	0	0	3526	4476	4476	4950	4950	4950	3526	0	0	0	2571
Pantalone donna (*)	3559	3559	3607	4579	4579	5064	5064	5064	3607	3559	3559	3559	4113
Jeans uomo e donna	3071	3071	3113	3952	3952	4371	4371	4371	3113	3071	3071	3071	3550
Tuta ginnastica	1432	1432	1451	1843	1843	2038	2038	2038	1451	1432	1432	1432	1655
Jeans bambino	1411	1411	1430	1816	1816	2008	2008	2008	1430	1411	1411	1411	1631
Camicia cotone uomo	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105
Pullover uomo (*)	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091
Polo uomo	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751
Camicetta donna	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789
Pullover donna (*)	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615
Maglia sottogiacca	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003
T-Shirt	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606
Argentina felpa	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787
Felpa bambino	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207
Slip uomo	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874
Pigiama uomo (*)	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654
Maglia uomo m.corte	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588
Costume bagno- uomo	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465
Costume bagno donna	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441
Pigiama donna (*)	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083
Reggiseno	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479
Maglia donna	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878
Slip donna	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402
Pigiama neonato	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778
Maglia neonato	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240
Calze uomo	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947
Calze bambino	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302
Collant donna	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033
Guanti uomo	367	367	367	0	0	0	0	0	367	367	367	367	214
Cravatta	1015	1015	1015	1303	1303	1303	1303	1303	1015	1015	1015	1015	1135
Cinta per uomo	279	279	279	358	358	358	358	358	279	279	279	279	312
Lavat. stiratura gonna	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661
Lavat. stiratura abito	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534
Riparazioni pantaloni	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95
Totale	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	

Fonte: Istat - (*) Posizione rappresentativa composita

Tavola 8 - Matrice dei pesi mensili stagionali per posizione rappresentativa con riassegnazione rispetto al sottogruppo s5 - Anno 2008

POSIZIONE RAPPRESENTATIVA	Gen.	Feb.	Mar.	Apr.	Mag.	Giù.	Lug.	Ago.	Set.	Ott.	Nov.	Dic.	Peso medio
Abito uomo (*)	1052	1052	1135	1908	1908	2238	2238	2238	1135	1052	1052	1052	1505
Cappotto uomo	576	576	0	0	0	0	0	0	0	576	576	576	240
Giubbotto uomo	282	282	304	511	511	599	599	599	304	282	282	282	403
Giaccone imp.le uomo	2568	2568	2771	0	0	0	0	0	2771	2568	2568	2568	1532
Giacca a vento	397	397	429	0	0	0	0	0	429	397	397	397	237
Giacca uomo	515	515	556	935	935	1096	1096	1096	556	515	515	515	737
Pantalone uomo (*)	1861	1861	2008	3377	3377	3960	3960	3960	2008	1861	1861	1861	2663
Giubotto di pelle uomo	641	641	691	1163	1163	0	0	0	691	641	641	641	576
Cappotto donna	3309	3309	0	0	0	0	0	0	0	3309	3309	3309	1379
Giacca di pelle donna	1553	1553	1533	1946	1946	0	0	0	1533	1553	1553	1553	1227
Giaccone imp.le donna	3347	3347	3303	0	0	0	0	0	3303	3347	3347	3347	1945
Gonna (*)	2875	2875	2838	3603	3603	4118	4118	4118	2838	2875	2875	2875	3301
Giacca donna	888	888	877	1113	1113	1272	1272	1272	877	888	888	888	1020
Tailleur primaverile	0	0	3470	4405	4405	5035	5035	5035	3470	0	0	0	2571
Pantalone donna (*)	3583	3583	3536	4489	4489	5131	5131	5131	3536	3583	3583	3583	4113
Jeans uomo e donna	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550	3550
Tuta ginnastica	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655	1655
Jeans bambino	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631	1631
Camicia cotone uomo	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105	3105
Pullover uomo (*)	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091	2091
Polo uomo	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751	751
Camicetta donna	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789	1789
Pullover donna (*)	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615	4615
Maglia sottogiacca	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003	2003
T-Shirt	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606	2606
Argentina felpa	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787	787
Felpa bambino	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207	1207
Slip uomo	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874	874
Pigiama uomo (*)	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654	654
Maglia uomo m.corte	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588	588
Costume bagno- uomo	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465	465
Costume bagno donna	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441	1441
Pigiama donna (*)	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083	1083
Reggiseno	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479	1479
Maglia donna	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878	878
Slip donna	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402	1402
Pigiama neonato	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778	778
Maglia neonato	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240	240
Calze uomo	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947
Calze bambino	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302	302
Collant donna	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033	2033
Guanti uomo	367	367	367	0	0	0	0	0	367	367	367	367	214
Cravatta	1015	1015	1015	1303	1303	1303	1303	1303	1015	1015	1015	1015	1135
Cinta per uomo	279	279	279	358	358	358	358	358	279	279	279	279	312
Lavat. stiratura gonna	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661	661
Lavat. stiratura abito	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534	2534
Riparazioni pantaloni	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95	95
Totale	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	67354	

Fonte: Istat - (*) Posizione rappresentativa composita

Informazioni per gli autori

La collana è aperta ad autori dell'Istat e del Sistema statistico nazionale, e ad altri studiosi che abbiano partecipato ad attività promosse dal Sistan (convegni, seminari, gruppi di lavoro, ecc.). Da gennaio 2011 essa sostituirà Documenti Istat e Contributi Istat.

Coloro che desiderano pubblicare sulla nuova collana dovranno sottoporre il proprio contributo alla redazione degli Istat Working Papers inviandolo per posta elettronica all'indirizzo iwp@istat.it. Il saggio deve essere redatto seguendo gli standard editoriali previsti, corredato di un sommario in italiano e in inglese; deve, altresì, essere accompagnato da una dichiarazione di paternità dell'opera. Per la stesura del testo occorre seguire le indicazioni presenti nel foglio di stile, con le citazioni e i riferimenti bibliografici redatti secondo il protocollo internazionale 'Autore-Data' del *Chicago Manual of Style*.

Per gli autori Istat, la sottomissione dei lavori deve essere accompagnata da una mail del proprio dirigente di Servizio/Struttura, che ne assicura la presa visione. Per gli autori degli altri enti del Sistan la trasmissione avviene attraverso il responsabile dell'ufficio di statistica, che ne prende visione. Per tutti gli altri autori, esterni all'Istat e al Sistan, non è necessaria alcuna presa visione. Tutti i lavori saranno sottoposti al Comitato di redazione, che valuterà la significatività del lavoro per il progresso dell'attività statistica istituzionale. La pubblicazione sarà disponibile su formato digitale e sarà consultabile on line.

Gli articoli pubblicati impegnano esclusivamente gli autori, le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat. Si autorizza la riproduzione a fini non commerciali e con citazione della fonte.