# BANCA D'ITALIA

# Temi di discussione

del Servizio Studi

# L'introduzione dell'euro e la divergenza tra inflazione rilevata e percepita

di Paolo Del Giovane e Roberto Sabbatini



Numero 532 - Dicembre 2004

La serie "Temi di discussione" intende promuovere la circolazione, in versione prov- visoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.
I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.
Comitato di redazione: Stefano Siviero, Emilia Bonaccorsi di Patti, Fabio Busetti, Andrea Lamorgese, Monica Paiella, Francesco Paternò, Marcello Pericoli, Alfonso Rosolia, Stefania Zotteri, Raffaela
Bisceglia (segretaria).

# L'INTRODUZIONE DELL'EURO E LA DIVERGENZA TRA INFLAZIONE RILEVATA E PERCEPITA

di Paolo Del Giovane\* e Roberto Sabbatini\*

#### **Sommario**

Nel periodo successivo all'introduzione delle banconote e delle monete in euro in Italia è emersa la percezione da parte di molti cittadini di un aumento del livello dei prezzi nettamente superiore a quello, moderato, registrato dall'Istituto nazionale di statistica. Il lavoro mostra che l'apparente inconciliabilità tra tali percezioni e le misure ufficiali deriva principalmente dal fatto che le prime riflettono spesso fenomeni diversi da quelli colti dall'inflazione relativa al paniere di spesa medio dell'intera popolazione. L'aumento delle percezioni può essere in gran parte spiegato sia dal modo in cui esse si formano, più influenzato dalle variazioni di prezzo positive e di maggiore ampiezza e da quelle osservate più spesso, sia dall'andamento dei prezzi effettivamente registrato in coincidenza o successivamente al changeover, caratterizzato da una proporzione più elevata di quotazioni variate, da incrementi più forti per i prodotti acquistati più frequentemente e da rincari eccezionali di specifici prodotti. Appare inoltre rilevante il legame reciproco tra le percezioni sull'inflazione e l'eccezionale attenzione rivolta al fenomeno dai mezzi di informazione, di gran lunga superiore a quella riscontrata in passato durante fasi di tensioni sui prezzi. Infine, la percezione di una forte perdita di potere d'acquisto, in particolare da parte delle famiglie meno abbienti, sembra da mettere in relazione con fenomeni economici non direttamente riferibili all'inflazione ma da essa difficilmente distinguibili nell'esperienza delle famiglie, quali l'evoluzione dei redditi e l'andamento dei prezzi delle abitazioni, non comprese nel paniere su cui si basa l'indice ufficiale.

#### **Abstract**

Following the introduction of euro banknotes and coins many Italians perceived a much sharper increase in the price level than the moderate rise registered by the National Institute of Statistics. The paper shows that the apparent contradiction between the public's perceptions and officially measured inflation stems mainly from the fact that the former often refer to phenomena not captured by the inflation rate calculated for the average basket of goods and services for the whole population. The rise in perceived inflation can be largely explained by the generally stronger influence that large, upward, and frequently observed price movements exert on consumers' perceptions, together with the actual behaviour of prices in the period following the currency changeover, which saw many price changes, with larger increases for the more frequently purchased products and exceptional rises for some items. The reciprocal influence between inflation perceptions and the media's unusually extensive coverage of price developments on the occasion of the changeover also appears to have been important. Lastly, the perception of a substantial loss of purchasing power, especially on the part of the least-well-off households, can be traced to economic phenomena that do not bear directly on official inflation but which it is hard for households to consider separately, such as the evolution of incomes and increases in the price of housing, not included in the official index.

Codici JEL: E31, D12, A14

Parole chiave: inflazione, euro, percezioni

<sup>\*</sup> Banca d'Italia, Servizio Studi.

# Indice

2. Le percezioni d'inflazione	1.	Introduzione	9
4. All'origine del divario tra inflazione rilevata e percepita	2.	Le percezioni d'inflazione	11
4.1 Le asimmetrie, nelle percezioni individuali e nell'effettivo andamento dei prezzi	3.	L'indice ufficiale	20
4.1 Le asimmetrie, nelle percezioni individuali e nell'effettivo andamento dei prezzi	4.	All'origine del divario tra inflazione rilevata e percepita.	31
prezzi			
4.2 La condizione economica individuale			
4.4 Gli arrotondamenti e la memoria dei prezzi in lire 55. Un quadro d'insieme delle correlazioni 56. Conclusioni 66.		•	
5. Un quadro d'insieme delle correlazioni 50. Conclusioni 6.		4.3 I mezzi di informazione.	50
5. Un quadro d'insieme delle correlazioni 50. Conclusioni 6.		4.4 Gli arrotondamenti e la memoria dei prezzi in lire	55
6. Conclusioni 60	5.	•	
		•	
		bliografiabliografia	

### 1. Introduzione<sup>1</sup>

Dall'inizio del 2002, in coincidenza con l'introduzione delle banconote e delle monete in euro, in molti dei paesi dell'area i cittadini hanno percepito un aumento del livello dei prezzi nettamente superiore a quello registrato dalle statistiche ufficiali. Il divario tra l'inflazione "percepita" e quella misurata ha raggiunto una dimensione mai registrata in precedenza. In alcuni paesi tale divario è interamente o in parte rientrato nei mesi successivi; in Italia il fenomeno si è manifestato con una intensità e una persistenza maggiore che nella media dell'area e si è attenuato solo nella prima metà del 2004. I forti aumenti percepiti sono stati messi in relazione con l'introduzione dell'euro, nonostante le valutazioni ufficiali degli istituti di statistica e delle banche centrali indichino un impatto del *changeover* sui prezzi al consumo nel complesso modesto.

Nell'ambito del vivace dibattito che ha coinvolto esperti, esponenti del mondo accademico, associazioni dei consumatori, comuni cittadini, di cui gli organi di informazione hanno dato conto pressoché quotidianamente, la credibilità delle statistiche ufficiali sui prezzi è stata insistentemente messa in discussione. Le famiglie, sulla base della propria esperienza quotidiana, hanno riportato proprie quantificazioni dell'inflazione molto superiori a quella ufficiale. Per alcuni beni o servizi, addirittura, si è affermata la convinzione che la conversione dei prezzi dalle lire alla nuova moneta sia avvenuta a un cambio di 1.000 lire per euro, cosa che avrebbe implicato, se vera, un rincaro di questi prodotti di circa il 100 per cento. Ad accrescere l'incertezza ha concorso la pubblicazione da parte di istituti privati di valutazioni dell'inflazione alternative a quelle prodotte dall'Istat e molto più elevate di queste ultime, che hanno avvalorato le impressioni individuali, contribuendo anzi a rafforzarle ulteriormente.

Il fenomeno è rilevante da più punti di vista: una percezione d'inflazione elevata può avere riflessi negativi sulle decisioni di spesa delle famiglie e, influenzando le attese sull'evoluzione futura dei prezzi, indurre richieste eccessive di adeguamento salariale; la

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Desideriamo ringraziare Luigi Guiso, Francesco Lippi, Marco Magnani, Stefano Siviero, Daniele Terlizzese e due anonimi *referee* per gli utili commenti su una versione preliminare del lavoro, Angela Gattulli

credibilità della politica monetaria può essere danneggiata se viene messa in dubbio la qualità degli indici dei prezzi adottati come riferimento nella sua conduzione; l'accettazione complessiva della valuta comune e dell'assetto istituzionale europeo può risentirne.

Rispetto a un dibattito che spesso si è caratterizzato per una conoscenza approssimativa delle variabili in discussione e che ha contrapposto le ragioni dei consumatori a quelle degli istituti di statistica, in questo lavoro si definisce in primo luogo l'oggetto di indagine e si cerca poi di capire se le osservazioni che scaturiscono dall'esperienza personale dei cittadini siano davvero inconciliabili con quanto desumibile dalle statistiche ufficiali. A tal fine si raccolgono in un quadro organico le varie argomentazioni proposte per spiegare il forte peggioramento delle percezioni d'inflazione, muovendo dall'ipotesi che ad esso abbiano concorso più fattori. Con riferimento all'Italia, si esplora la possibilità che un ruolo rilevante sia stato svolto dall'interazione tra il modo in cui si formano le percezioni individuali (ad esempio il maggior rilievo attribuito agli incrementi rispetto alle diminuzioni di prezzo) e gli andamenti dei prezzi osservati in coincidenza o successivamente al *changeover* (ad esempio i rincari più elevati dei prodotti acquistati frequentemente). Viene esplorata anche la dimensione collettiva del fenomeno, considerando il ruolo che potrebbe essere stato svolto dai mezzi di informazione.

La struttura del lavoro è la seguente. La sezione 2 illustra l'indicatore comunemente utilizzato per rilevare le percezioni d'inflazione. La sezione 3 descrive le metodologie e le procedure di rilevazione seguite dall'Istat nel calcolo dell'indice ufficiale, discutendo se vi siano ragioni per dubitare della loro correttezza ed evidenziando alcuni elementi che possono avere un qualche rilievo per spiegare la differenza con le percezioni. La sezione 4 analizza e valuta empiricamente le altre possibili spiegazioni del divario. La sezione 5 fornisce un quadro d'insieme delle correlazioni tra le percezioni d'inflazione e i fattori individuati. La sezione 6 sintetizza le principali conclusioni del lavoro.

per la collaborazione nell'elaborazione dei dati e Daniela Falcone per l'assistenza editoriale. Il lavoro riflette esclusivamente le opinioni degli autori e non impegna la responsabilità della Banca d'Italia.

### 2. Le percezioni d'inflazione

La percezione di un aumento dei prezzi molto maggiore di quello misurato dalle statistiche ufficiali si è manifestata nel dibattito pubblico in maniera generalmente aneddotica, sulla base di impressioni tratte dall'esperienza individuale, molto spesso riferite a specifici prodotti o a classi di beni e servizi. È disponibile, tuttavia, una rilevazione dalla quale si possono ricavare informazioni sulle percezioni di un campione rappresentativo dell'intera popolazione e le cui domande si riferiscono all'inflazione nel suo complesso. Essa viene condotta in tutti i paesi dell'Unione europea nell'ambito delle indagini congiunturali mensili effettuate presso i consumatori secondo criteri armonizzati; in Italia l'indagine viene svolta dall'Isae presso un campione rappresentativo di circa 2.000 individui, mentre per il complesso dell'area dell'euro il numero degli intervistati è di circa 20.000. La Commissione europea aggrega i risultati dei sondaggi nazionali e pubblica ogni mese gli indicatori per il complesso della UE e per l'area dell'euro<sup>2</sup>.

Per quanto riguarda i prezzi, gli intervistati sono chiamati a esprimere le proprie opinioni circa le tendenze nei precedenti ("percezioni") e nei successivi ("aspettative") dodici mesi. Specificamente, sull'andamento passato dei prezzi ai consumatori italiani viene chiesto: "A suo giudizio i prezzi in Italia, nel corso dei 12 mesi passati, sono"; le modalità di risposta previste sono: "Aumentati di molto" (N1), "Aumentati abbastanza" (N2), "Aumentati di poco" (N3), "Rimasti all'incirca stabili" (N4), "Diminuiti" (N5), "Non so". Negli altri paesi della UE vengono proposte una domanda analoga e le stesse opzioni di risposta. Una misura sintetica dei giudizi espressi dagli intervistati si ottiene come saldo ponderato tra le frequenze relative alle varie modalità di risposta. In particolare, viene attribuito un peso doppio alle modalità estreme ("Aumentati di molto" e "Diminuiti") rispetto a quelle intermedie, mentre non si considera la modalità centrale ("Aumentati di poco"). Il saldo (S) è ottenuto perciò come: S = N1+0.5 N2 –0.5 N4 - N5, dove Ni indica la frequenza relativa alla i-esima modalità di risposta.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> I dati vengono riportati per tutti i paesi della UE nel comunicato stampa mensile *Business and consumer survey results* della Commissione europea; quelli relativi all'Italia vengono commentati nei comunicati stampa mensili dell'ISAE sulla fiducia dei consumatori. Per una descrizione dettagliata di questi sondaggi, cfr. Carmignani e Gattulli (2001).

La Figura 1 riporta, per l'Italia e per la media dell'area, l'andamento dell'inflazione misurata dagli istituti di statistica e quello del saldo delle percezioni calcolato come appena descritto. È importante sottolineare che questo indicatore è di natura esclusivamente qualitativa (agli intervistati non viene chiesta una valutazione numerica) e può essere tradotto in una misura quantitativa dell'inflazione percepita, confrontabile quindi con quella misurata dagli istituti di statistica, solo con ulteriori ipotesi (cfr. oltre). Nell'interpretazione della figura, pertanto, quello che può essere posto a confronto è l'andamento delle due curve ma non il loro livello. Inoltre, questa o altre misure d'inflazione percepita vanno tenute distinte dalle stime dell'andamento dei prezzi alternative a quelle ufficiali, che sono basate su dati effettivamente rilevati e non sulle impressioni individuali (cfr. la Sezione 3).

La figura mostra che, sia in Italia sia nell'area, l'andamento dell'inflazione misurata dagli istituti di statistica e quello delle percezioni dei consumatori sono strettamente correlati tra il 1990 e il 2001, anche se quello relativo alle percezioni esibisce una maggiore variabilità, soprattutto nel nostro paese. Successivamente, a fronte di una sostanziale stabilità dell'inflazione ufficiale, si osserva un peggioramento eccezionale delle percezioni<sup>3</sup>. In Italia la percentuale di consumatori che ritengono che i prezzi siano "aumentati di molto" è salita, tra la fine del 2001 e l'inizio del 2003, dal 10 al 49 per cento; considerando insieme anche la risposta "aumentati abbastanza", questa percentuale si è portata dal 48 all'89 per cento.

La Figura 2 mostra che il saldo delle percezioni è aumentato nel 2002 in tutti i paesi dell'area<sup>4</sup>. Nella maggior parte dei casi, tuttavia, si è osservata un'inversione di tendenza nel corso del 2003, più netta in alcuni paesi (in particolare la Germania, dove il saldo si è riportato già dalla fine di quell'anno su livelli inferiori a quelli precedenti il *changeover*<sup>5</sup>), meno in altri, dove le percezioni si sono stabilizzate su valori relativamente elevati. In Italia e in Grecia il peggioramento delle percezioni è stato eccezionalmente intenso e persistente; nel nostro paese il saldo è rimasto in prossimità dei valori massimi fino a tutto il 2003 e ha registrato una flessione solo nella prima metà del 2004.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Cfr. Banca centrale europea (2003b) per un commento sul fenomeno per il complesso dell'area.

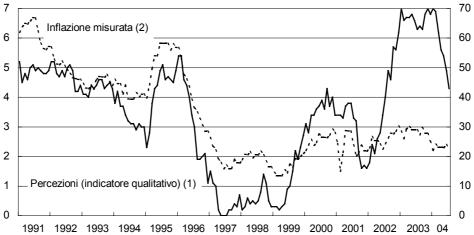
<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> La curva per il Lussemburgo non viene riportata in quanto per questo paese non è disponibile il dato sulle percezioni di inflazione nel dicembre 2001.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Per un'analisi dell'evoluzione dei prezzi e delle percezioni in questo paese, cfr. Deutsche Bundesbank (2004).

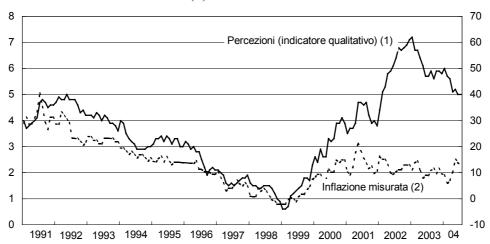
Fig. 1 – Inflazione misurata dagli istituti di statistica e percezioni d'inflazione

(variazioni percentuali sul periodo corrispondente e saldi delle risposte, rispettivamente)





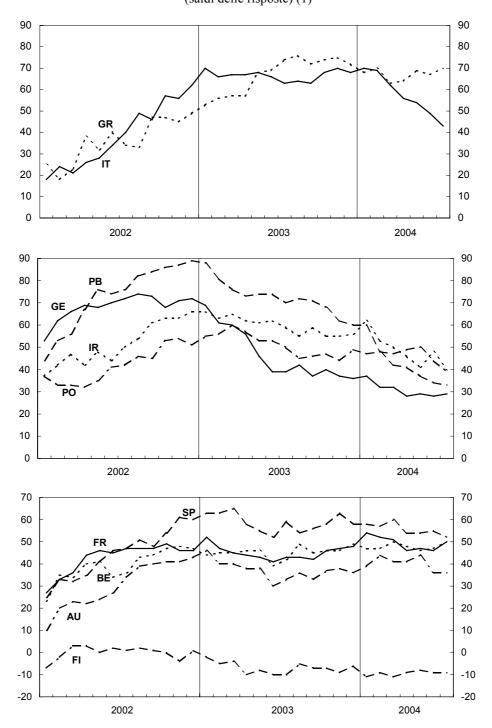
# (b) Area dell'euro



Fonte: Commissione europea e Eurostat.

(1) Indicatore qualitativo ottenuto come saldo delle risposte nell'ambito delle indagini mensili presso i consumatori; scala di destra. – (2) Tasso di crescita sui dodici mesi dell'indice armonizzato dei prezzi al consumo; scala di sinistra.

Fig. 2 – Percezioni d'inflazione nei paesi dell'area dell'euro (saldi delle risposte) (1)



Fonte: Commissione europea.

1) Le percezioni d'inflazione corrispondono all'indicatore qualitativo ottenuto come saldo delle risposte nell'ambito delle indagini mensili condotte presso i consumatori.

Riguardo al legame con l'andamento dell'inflazione misurata, nel caso dell'Italia si osserva che:

- a) il forte aumento delle percezioni nel corso del 2002 coincide con un aumento dell'inflazione rilevata dall'Istat, dal 2,2 per cento di fine 2001 al 3,0 di fine 2002; la successiva stabilizzazione delle percezioni, nel 2003, corrisponde a una fase di stabilità dell'inflazione misurata; il calo delle percezioni nella prima parte del 2004 si verifica in presenza di una decelerazione dei prezzi;
- b) la differenza tra l'andamento delle percezioni in Italia e quello osservato per il complesso dell'area trova, qualitativamente, una corrispondenza nell'ampliamento del differenziale tra l'inflazione italiana e quella media dell'area che, dopo essersi sostanzialmente annullato alla fine del 2001, risale progressivamente nel corso del 2002 e della prima metà del 2003, superando 1 punto percentuale in maggio; nel periodo successivo il differenziale si riduce lievemente, ma rimane consistente, salvo attenuarsi nella prima parte del 2004<sup>6</sup>.

Rispetto agli episodi precedenti, tuttavia, l'intensità della variazione delle percezioni appare eccezionale – in tutti i paesi e nel nostro in modo particolare – e molto superiore a quella ci si sarebbe potuti attendere in base alla relazione osservata in passato tra le percezioni e l'inflazione misurata.

Va inoltre notato che la percezione di una forte accelerazione dei prezzi si associa alla convinzione che l'introduzione dell'euro ne sia la causa specifica. La Figura 3 (basata sull'indagine della Commissione europea *The Euro, two years later*, condotta tra ottobre e novembre 2003) mostra una chiara relazione positiva tra la variazione delle percezioni nei vari paesi dell'area dell'euro e la convinzione che la conversione dei prezzi dalle rispettive valute nazionali alla nuova moneta sia avvenuta a discapito dei consumatori (parte (a) della figura). L'Italia è il paese per il quale la percentuale di coloro che sono convinti di ciò è più

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Va notato, d'altra parte, che in Spagna si è registrato un aumento del saldo delle percezioni più contenuto che in Italia, nonostante gli incrementi dell'inflazione misurata e del differenziale con la media dell'area siano stati più elevati che nel nostro paese nel corso del 2002 e all'incirca dello stesso ordine l'anno seguente; considerazioni opposte valgono nel caso della Grecia, dove si è osservato un incremento delle percezioni simile a quello dell'Italia in presenza di variazioni nulle o lievemente negative dell'inflazione e del differenziale rispetto all'area.

elevata (96 per cento contro l'89 per il complesso dell'area). La figura, inoltre, indica che la più elevata percezione d'inflazione tende ad accompagnarsi anche a una maggiore insoddisfazione nei confronti della moneta comune (parte b)<sup>7</sup>: italiani e greci, che in passato si sono mostrati fortemente favorevoli al processo di unificazione europea, risultano essere i più insoddisfatti dopo i tedeschi. Nel nostro paese la percentuale di coloro che si dichiarano abbastanza o molto insoddisfatti che l'euro sia diventato la propria moneta raggiunge a fine 2003 il 44 per cento, 13 punti percentuali in più rispetto alla precedente rilevazione, condotta un anno prima; soltanto in Grecia si osserva un incremento della percentuale di insoddisfatti dello stesso ordine di grandezza (14 punti percentuali), mentre l'aumento medio per il complesso dell'area è di 7 punti.

Le opinioni rilevate, che attribuiscono una forte responsabilità all'introduzione dell'euro, contrastano nettamente con le stime dell'effetto-*changeover* formulate dalle banche centrali o dagli istituti nazionali di statistica, secondo le quali la maggiore inflazione attribuibile all'introduzione della moneta unica è relativamente contenuta<sup>8</sup>.

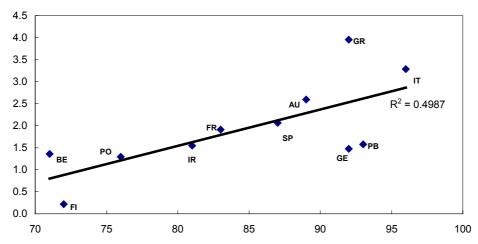
Per l'Italia, per la quale disponiamo dei dati disaggregati fino a tutto il 2002, va infine notato che le percezioni sull'inflazione sono differenziate a seconda della condizione socioeconomica e professionale delle famiglie (Figura 4). In particolare, le percezioni sono più elevate per i consumatori meno abbienti e per quelli meno scolarizzati, nonché per le casalinghe e i pensionati rispetto a coloro che svolgono un lavoro a tempo pieno o parziale. Tali differenziazioni, peraltro, erano già presenti negli anni precedenti e si sono nel complesso attenuate nel periodo successivo al *changeover*; esse, inoltre, riguardano il livello delle percezioni e non la loro dinamica, simile per le varie categorie.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> La significatività statistica della relazione è diminuita dalla posizione di *outlier* della Germania, dove il grado di insoddisfazione è il più elevato dell'area dell'euro, nonostante il ridimensionamento delle percezioni di inflazione nel corso del 2003. Appare probabile che questa insoddisfazione sia maggiormente legata all'andamento effettivo di altre variabili macroeconomiche, in particolare la crescita e l'occupazione, rispetto a quello percepito dell'inflazione.

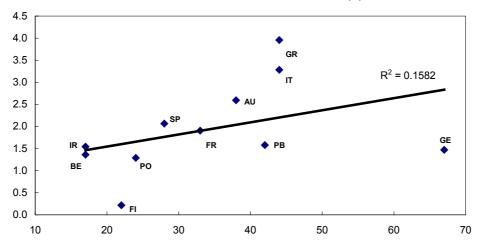
<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Cfr. Banca centrale europea (2003a) e Mostacci e Sabbatini (2003), rispettivamente, per un'analisi dell'impatto nell'area dell'euro e in Italia. Va notato che tali studi prendono in considerazione esclusivamente gli effetti di arrotondamento dei prezzi dovuti al loro posizionamento su cifre-soglia attraenti nella nuova moneta; non si può escludere, pertanto, che essi colgano solo in parte gli effetti complessivi del *changeover*.

Fig. 3: Percezioni d'inflazione e sentimenti nei confronti dell'euro

(a) Relazione tra variazione della percezione d'inflazione e convinzione che la conversione in euro sia avvenuta a danno dei consumatori (1)



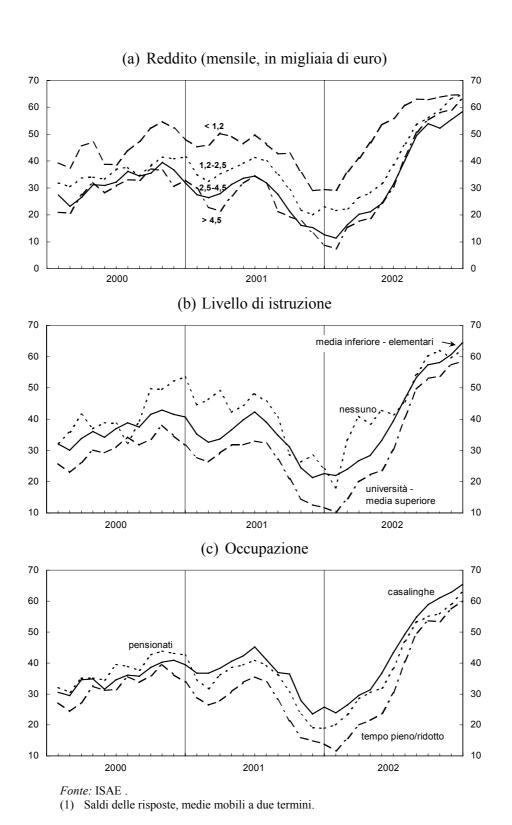
(b) Relazione tra variazione della percezione d'inflazione e insoddisfazione verso l'euro (2)



Fonte: Commissione europea (2003).

(1) Sull'asse verticale si riporta la variazione dell'indicatore qualitativo delle percezioni d'inflazione (rapporto tra saldo medio nel 2002-03 e valore del dicembre 2001); sull'asse orizzontale la percentuale di coloro che hanno risposto "a loro danno" alla domanda: "Lei ha personalmente notato che, nel suo paese, la conversione in euro dei prezzi è avvenuta: a favore dei consumatori, a loro danno, o ritiene che incrementi e riduzioni si siano bilanciati?". - (2) Sull'asse verticale si riporta, come nella parte (a) della figura, la variazione delle percezioni d'inflazione; sull'asse orizzontale si riporta la percentuale di coloro che hanno risposto "abbastanza/molto insoddisfatto" alla domanda: "Lei è, personalmente: molto soddisfatto, abbastanza soddisfatto, abbastanza insoddisfatto o molto insoddisfatto che l'euro sia divenuto la sua moneta?".

Fig. 4 – Percezioni d'inflazione per classe di reddito, livello d'istruzione e occupazione degli intervistati (1)



Come è stato già notato, non sono disponibili rilevazioni sistematiche e rigorose in cui venga richiesta agli intervistati una valutazione numerica dell'inflazione da essi percepita. È possibile, tuttavia, trasformare l'indicatore qualitativo delle percezioni diffuso dalla Commissione in una misura "quantitativa", ovvero espressa in termini di tasso di inflazione e quindi confrontabile con le statistiche ufficiali, seguendo varie metodologie (cfr. per una rassegna Carmignani e Gattulli, 2001). Di seguito presentiamo un calcolo in cui si utilizza il cosiddetto "metodo econometrico", basato sulla stima della relazione tra l'inflazione al consumo rilevata dalle statistiche ufficiali e la misura qualitativa delle percezioni d'inflazione. In pratica, si regredisce l'inflazione (crescita sui dodici mesi dell'indice dei prezzi al consumo,  $\pi_t$ ) sul saldo delle percezioni d'inflazione relative ai precedenti 12 mesi (saldop). Il fitted value della regressione,  $\pi_t^P = \hat{\alpha} + \hat{\beta}$  saldop<sub>t</sub>, viene interpretato come una misura quantitativa dell'inflazione percepita. Tale metodo si basa sull'ipotesi che, nel lungo periodo, l'inflazione percepita sia pari a quella misurata, ovvero che i consumatori non commettano errori sistematici su un intervallo di tempo sufficientemente ampio.

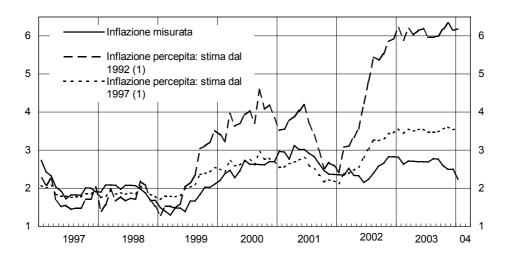
La Figura 5 riporta la quantificazione ottenuta per l'Italia stimando l'equazione nel periodo precedente il *changeover* (alternativamente negli anni 1992-2001 e 1997-2001) e utilizzando i coefficienti stimati per convertire il saldo nel biennio successivo. La scelta del periodo di stima influenza fortemente i risultati: a fine 2003 la quantificazione della percezione era pari al 3,5 per cento in base all'equazione stimata dal 1997 e a circa il 6 per cento con la stima dal 1992<sup>9</sup>. Mentre il primo valore è solo di poco superiore alle stime dell'Istat, il secondo si avvicina ad alcune delle stime alternative formulate da centri di ricerca o associazioni (cfr. la sezione 3)<sup>10</sup>. Tenendo conto della sensibilità della quantificazione al periodo di stima, nel prosieguo del lavoro si preferisce usare il saldo qualitativo delle percezioni, senza ulteriori elaborazioni.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> Quest'ultima quantificazione non differisce significativamente da quella che si ottiene includendo nella stima dal 1992 una variabile *dummy* per cogliere la differenza nell'inflazione media tra la prima e la seconda metà degli anni novanta.

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> ISAE (2002) adotta un approccio metodologico alternativo (variabili latenti) per la quantificazione delle percezioni; i valori ottenuti sono di un ordine di grandezza comparabile con quello dell'inflazione misurata dall'Istat.

Fig. 5 Inflazione misurata e quantificazione dell'inflazione percepita

(variazioni percentuali sul periodo corrispondente)



Fonte: elaborazioni su dati Istat e ISAE.

(1) I coefficienti sono stati stimati considerando come ultimo periodo dicembre 2001 e sono quindi stati utilizzati per la quantificazione delle percezioni d'inflazione nei mesi successivi.

#### 3. L'indice ufficiale

Nel dibattito sul divario tra l'inflazione percepita e quella misurata dagli istituti di statistica una possibilità che è stata spesso evocata soprattutto da alcune associazioni dei consumatori, non solo in Italia ma anche in altri paesi dell'area dell'euro, è che gli indici ufficiali dei prezzi al consumo siano calcolati in modo inadeguato, in particolare che essi sottostimino l'inflazione effettivamente subita dalle famiglie. Questa possibilità sembrerebbe avvalorata da alcune stime dell'inflazione alternative a quella dell'Istat e molto più elevate di quest'ultima. In molti casi, tuttavia, le metodologie sottostanti a questi calcoli non sono documentate in maniera adeguata, in particolare rispetto all'ampiezza e alla determinazione del campione e ai criteri seguiti nella rilevazione dei prezzi. L'impressione è che si tratti di valutazioni parziali, soprattutto perché riferite a un paniere di beni e servizi assai più ristretto di quello adottato dagli istituti di statistica e basate su un campione di esercizi commerciali molto più limitato di quello seguito per esempio in Italia dall'Istat. Un caso particolarmente rilevante, per la vasta eco che ha ricevuto dai mezzi di informazione, è rappresentato dalle valutazioni diffuse dall'Istituto di studi Eurispes. Nell'estate del 2002, secondo le dichiarazioni del Presidente dell'Istituto, l'inflazione in Italia sarebbe stata pari all'8-9 per

cento, oltre il triplo di quella misurata dell'Istat. Successivamente, l'Eurispes (2003) stimava pari al 29 per cento il rincaro tra dicembre 2001 e dicembre 2002 dei beni alimentari, un tasso di incremento molto più elevato rispetto al 3,8 per cento misurato dall'Istat per lo stesso periodo e gli stessi prodotti. Nella valutazione della stima dell'Eurispes occorre osservare che essa è stata ricavata in gran parte imputando i prezzi del dicembre 2001, periodo di riferimento per il calcolo dell'inflazione, non essendo essi disponibili in base a precedenti rilevazioni<sup>11</sup>.

Nella parte seguente di questa sezione si descrivono le metodologie e le procedure di rilevazione seguite dall'Istat nell'elaborazione dell'indice ufficiale, discutendo se vi siano motivi per dubitare della loro correttezza ed evidenziando alcuni aspetti che possono risultare rilevanti per spiegare la differenza con le percezioni.

Le metodologie – Nel corso degli anni novanta i metodi utilizzati nei paesi della UE per calcolare gli indici dei prezzi al consumo sono stati armonizzati in alcuni aspetti fondamentali (la definizione dell'indice, la selezione delle voci da includere nel paniere di spesa, la classificazione, le formule di aggregazione dei dati elementari, la frequenza dei cambi di base, il trattamento di alcune voci particolari, ecc.; cfr. Eurostat, 2001)<sup>12</sup>. Questo sforzo, tuttora in corso, è stato coordinato dall'Eurostat e ha coinvolto gli istituti nazionali di statistica, i rappresentanti delle banche centrali nazionali e i massimi esperti internazionali in

Come indicato in Eurispes (2003), "Per ognuno dei 150 prodotti presi in esame i rilevatori dovevano registrare i prezzi applicati al momento della loro visita nel punto vendita prescelto ma soprattutto (con una operazione delicata e difficile, che ha comportato non poche difficoltà e della quale siamo particolarmente orgogliosi) ricostruire sulla base di testimonianze certe i prezzi degli stessi articoli al dicembre 2001. I prezzi al 2001 dovevano essere ricavati da: listini prezzi sia quelli stampati sia quelli ancora presenti nelle memorie dei computer, scontrini e "strisciate" di spese compiute l'anno precedente, inserti pubblicitari pubblicati sui giornali e dèpliant con elenchi dei prodotti e dei prezzi, gruppi di discussione (composti dai clienti e dallo stesso venditore) davanti ai banchi dei mercati o dentro le rivendite" (pag. 2). "Molto spesso, sia per i negozi che per le bancarelle, l'unico modo per ottenere informazioni sui prezzi del passato è stato quello di coinvolgere in una discussione i clienti presenti e lo stesso rivenditore" (pag. 8). Indipendentemente dagli aspetti di ordine metodologico relativi alla costruzione del campione, alla definizione dell'insieme dei prodotti e alla costruzione degli indici, il fatto che l'Eurispes abbia ricavato le variazioni dei prezzi ricorrendo anche a valutazioni retrospettive dei rispondenti, rende tali stime verosimilmente più idonee a misurare l'inflazione "percepita" che non quella effettiva, in quanto si confrontano dati effettivi (quelli rilevati nel 2002) con dati basati in parte sulla memoria degli individui.

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> Un aspetto particolarmente importante riguarda il trattamento dei cambiamenti di qualità dei beni e servizi. Il dibattito sulle procedure da seguire nel calcolo degli indici armonizzati è tuttora in corso, in particolare riguardo all'impiego dei cosiddetti "prezzi edonici" per escludere dalla variazione osservata dei prezzi la componente attribuibile a questi cambiamenti. Alcuni paesi hanno già avviato sperimentazioni per applicare tali metodologie a un ampio insieme di prodotti.

materia di indici dei prezzi. Gli indicatori attualmente calcolati (i cosiddetti "indici armonizzati dei prezzi al consumo") consentono di effettuare confronti più affidabili tra le dinamiche dei prezzi nei singoli paesi ma sono anche comunemente utilizzati nell'analisi della dinamica dei prezzi all'interno di ciascun paese. L'andamento di questi indicatori non si discosta significativamente da quello degli indici nazionali (per l'Italia l'indice per l'intera collettività nazionale) in quanto i singoli istituti di statistica hanno cercato di estendere i metodi concordati in sede Eurostat anche al calcolo di questi ultimi. Alla luce dei risultati finora conseguiti nel processo di armonizzazione all'interno della UE si può affermare che per quel che riguarda importanti aspetti metodologici gli indici calcolati dagli istituti nazionali di statistica dei vari paesi dell'area, compresa l'Italia, non solo la situazione è molto migliorata nel corso degli ultimi anni, ma anche che i metodi oggi impiegati corrispondono alle best practices disponibili a livello internazionale.

Vale la pena di soffermarsi su due aspetti specifici di queste metodologie che sono stati oggetto di un certo dibattito: a) la popolazione di riferimento; b) gli effetti di sostituzione e l'introduzione di nuovi prodotti nel paniere.

### a) La popolazione di riferimento

Gli indici dei prezzi al consumo calcolati in Italia si differenziano principalmente in relazione alla tipologia di consumatori che viene considerata e alle finalità sottostanti la loro costruzione. L'Istat al momento calcola tre distinti indici (cfr. Istat, 2004):

- l'indice dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati (FOI), un tempo impropriamente noto come "costo della vita";
- l'indice nazionale dei prezzi al consumo per l'intera collettività (IPC<sup>13</sup>);
- l'indice armonizzato dei prezzi al consumo (IAPC).

È importante notare che il dato sull'inflazione nazionale calcolato in base all'indice armonizzato viene diffuso sia dall'Istat sia dall'Eurostat, che calcola anche l'indice aggregato per l'area dell'euro e per la UE. La precisazione non è superflua, in quanto in alcuni casi il dato Eurostat sull'inflazione armonizzata è stato erroneamente presentato dagli

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Talvolta indicato con l'acronimo NIC.

organi di informazione come "correzione" di quello Istat relativo all'IPC, anziché come un'informazione alternativa, anch'essa prodotta dall'Istat.

La differenza sostanziale tra il FOI, da un lato, e l'IPC e lo IAPC, dall'altro, riguarda la popolazione considerata: il paniere del FOI fa riferimento alla struttura dei consumi finali delle sole famiglie di operai e impiegati, mentre quello dello IAPC e dell'IPC considera i consumi dell'intera popolazione. L'IPC e lo IAPC presentano alcune differenze nel trattamento delle prestazioni sociali (in particolare della sanità), delle riduzioni temporanee di prezzo (sconti, promozioni, ecc.), delle spese sostenute per lotto, lotterie, concorsi pronostici, scommesse e giochi d'azzardo e dei servizi relativi alle assicurazioni sulla vita (per una discussione dettagliata, cfr. Cristadoro e Sabbatini, 1999). La Figura 6 mostra che negli anni recenti le differenze tra gli andamenti dei tre indici sono state contenute entro 0,3 punti percentuali.

0,4 0,4 0,3 IPC-FOI 0,3 0,2 0.2 0,1 0,1 0,0 0,0 IPC-IAPC -0,1 -0,1 -0.2 -0.2 -0.3 -0.3 2001 2002 1996 1997 1998 1999 2000 2003

Fig. 6 – Differenze tra gli indicatori dell'inflazione al consumo in Italia (punti percentuali) (1)

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

(1) Differenze calcolate rispetto alle variazioni percentuali sui dodici mesi.

In tutti i paesi l'indice dei prezzi al consumo considera, sia nella selezione dei prodotti da includere nel paniere sia nell'attribuzione dei rispettivi pesi, i consumi *medi* delle famiglie che si trovano sul territorio del paese. In generale non vengono calcolati indici riferiti ai consumi di segmenti specifici della popolazione (per esempio i pensionati, i disoccupati, le famiglie ad alto o a basso reddito, ecc.) poiché tale operazione sarebbe complessa e molto costosa, in quanto richiederebbe non soltanto di individuare la composizione specifica dei

rispettivi panieri di spesa, ma anche di tenere conto dei prezzi effettivamente pagati dalle famiglie classificate nelle diverse fasce di spesa. Tali prezzi possono infatti differire a seconda delle abitudini di acquisto della fascia di popolazione considerata per quanto concerne sia il canale distributivo (per esempio, è probabile che le famiglie più povere concentrino i loro acquisti presso la grande distribuzione, dove il livello dei prezzi è più basso) sia la tipologia di beni ("prezzo più basso", marchi commerciali, ecc.). Occorrerebbe, pertanto, effettuare una rilevazione *ad hoc* per il calcolo di ciascun indice riferito a una popolazione specifica; tale operazione richiederebbe la rilevazione di un numero di quotazioni elementari di gran lunga superiore a quello normalmente impiegato nel calcolo dell'indice prezzi al consumo per l'intera popolazione<sup>14</sup>.

## b) Gli effetti di sostituzione e l'introduzione di nuovi prodotti nel paniere

L'indice dei prezzi è costruito aggregando le voci elementari con pesi rivisti solo periodicamente. Nell'intervallo fra un aggiornamento del paniere e il successivo (un anno per gli indici calcolati in Italia) la natura fissa dei pesi non consente di tenere conto degli effetti sulle quantità acquistate derivanti dai movimenti dei prezzi relativi, in particolare del probabile spostamento verso quei beni e servizi i cui prezzi relativi sono in diminuzione. Dal 1999 gli indici dei prezzi sono divenuti in Italia indici concatenati di tipo Laspeyres; la base di calcolo è da allora fissata al dicembre di ogni anno (per maggiori dettagli, cfr. Mostacci, 2004). *A priori*, nell'ipotesi che prezzi e quantità domandate si muovano in direzione opposta, ciò conduce a una sovrastima dell'inflazione: se al crescere del prezzo del prodotto *i*-esimo i consumatori tendono a consumare meno di quel prodotto e più dei prodotti sostituti il cui prezzo non è aumentato, allora l'indice dei prezzi, nel quale i pesi sono fissi, tenderà a

In Italia l'indice FOI viene calcolato sulla base degli stessi prezzi rilevati per la costruzione dell'indice IPC; l'Istat, tuttavia, ha di recente manifestato una disponibilità a intraprendere sperimentazioni per l'elaborazione di nuovi indici specifici. Secondo una ricognizione dello stesso Istituto (Istat, 2003, pag. 77), in Europa indici basati su strutture di ponderazione specifiche sono calcolati solo in Francia (famiglie di salariati) e nel Regno Unito (pensionati poveri). Dalla ricognizione dell'Istat risulta che indici di questo tipo venivano calcolati anche in Germania ma sono stati abbandonati all'inizio del 2003 perché ritenuti scarsamente informativi, e che in altri paesi della UE la proposta di istituire indici specifici è stata bocciata da apposite commissioni.

sopravvalutare la spesa e quindi l'incremento nel livello dei prezzi. Considerazioni analoghe si applicano alla sostituzione tra punti vendita.<sup>15</sup>

25

Un secondo effetto rilevante discende dalle modalità di introduzione di nuovi beni e servizi nel paniere. Poiché la loro comparsa sul mercato dà luogo, dal punto di vista del consumatore, a un guadagno in termini di utilità, i nuovi prodotti andrebbero inclusi tempestivamente nel paniere. In pratica, tuttavia, tale operazione avviene solo gradualmente; un'introduzione immediata può essere impossibile perché i ribasamenti sono infrequenti o sconsigliabile in quanto alcune "novità" possono rivelarsi degli insuccessi ed essere successivamente ritirate dal mercato. Proprio per queste ragioni l'Eurostat raccomanda l'inclusione di una voce nel paniere dell'indice solo se essa ha un peso nei consumi complessivi delle famiglie almeno pari allo 0,01 per cento e se il rispettivo consumo si è stabilizzato. Dalla combinazione di questo ritardo con il comportamento da cui è generalmente caratterizzato il prezzo di un nuovo prodotto – che è inizialmente elevato e tende a ridursi col passare del tempo, ad esempio per effetto del miglioramento nelle tecniche di produzione – deriva un possibile effetto di sovrastima dell'inflazione, non una sua sottostima come spesso impropriamente si ritiene; proprio per il ritardo, infatti, la fase di iniziale riduzione del prezzo non viene colta se non in parte.

L'impatto dei suddetti effetti è tanto minore quanto più ravvicinati tra loro sono gli aggiornamenti del paniere; con una frequenza annuale, come in Italia, esso dovrebbe risultare relativamente contenuto, soprattutto in un contesto di bassa inflazione<sup>16</sup>.

In sintesi, le metodologie di calcolo degli indici dei prezzi seguiti in Italia e negli altri paesi della UE non presentano caratteristiche tali da far ritenere che esse producano una sottostima sistematica dell'inflazione; casomai, come abbiamo visto, dagli effetti di

L'indice dei prezzi è costruito sulla base di quotazioni acquisite sempre presso lo stesso campione di unità di rilevazione, individuato in occasione di un ribasamento dell'indice. Pertanto, fino a che non viene rivisto il piano di rilevazione, non si tiene conto di eventuali variazioni nelle preferenze dei consumatori rispetto alla tipologia distributiva presso la quale effettuano i propri acquisti.

L'ipotesi trova riscontro in un esercizio controfattuale sui dati del biennio 2002-03: l'indice dei prezzi al consumo ricalcolato attribuendo a questi anni la struttura di ponderazione relativa al 2001 presenta una dinamica sostanzialmente uguale (appena superiore) a quella dell'indice a pesi variabili diffuso dall'Istat.

sostituzione e da quelli connessi con l'introduzione di nuovi prodotti nel paniere potrebbe scaturire una sovrastima<sup>17</sup>.

Le procedure operative – Data l'ovvia impossibilità di acquisire ogni mese l'intero universo dei prezzi praticati all'interno del paese, l'elaborazione dell'indice si basa anche in Italia sulla rilevazione di un campione di quotazioni relative ai beni e servizi (1031 in Italia) che incidono maggiormente sui consumi delle famiglie. La competenza per la definizione del campione e per l'effettiva acquisizione dei dati è condivisa dall'Istat e dagli Uffici comunali di statistica (UCS).

La rilevazione viene effettuata centralmente dall'Istat per poco più di un quinto dei beni e servizi inclusi nel paniere. Ciò avviene per i prezzi che presentano una variabilità territoriale limitata o nulla (per esempio quelli dei tabacchi, dei medicinali, dei servizi postali, delle tariffe telefoniche, dei giornali), oppure richiedono aggiustamenti complessi, difficilmente affidabili alle unità di rilevazione locale (in particolare per tenere conto dei cambiamenti di qualità, come nel caso delle automobili, dei personal computer, dei telefoni cellulari, ecc.).

Per tutti gli altri beni e servizi inclusi nel paniere la rilevazione è svolta localmente, presso 86 comuni capoluogo di provincia. La responsabilità della definizione del campione è degli UCS, che in tale operazione devono seguire le indicazioni dell'Istat. Per assicurare confronti mensili significativi tra i prezzi, il campione di prodotti e di esercizi commerciali viene mantenuto invariato fino all'aggiornamento annuale del paniere. Quando viene definito un nuovo piano di campionamento, al singolo rilevatore è affidato il compito particolarmente delicato di individuare per ciascuna tipologia di prodotto, all'interno dei punti di rilevazione, la più venduta fra quelle che hanno le caratteristiche definite centralmente dall'Istat. I compiti degli UCS, pertanto, investono la parte più delicata del calcolo di un indice dei prezzi, qual è l'acquisizione dei dati di base; essi possono essere

A metà degli anni novanta la Commissione istituita dal Senato degli Stati Uniti e presieduta da Michael Boskin – incaricata di esaminare le principali fonti all'origine della distorsione nella misurazione dell'inflazione al consumo – concludeva, con riferimento agli indici dei prezzi calcolati negli USA, che nel periodo 1987-1995 si era registrata una sovrastima dell'inflazione effettiva in media pari a 1,1 punti percentuali all'anno. Tra le cause di questa sovrastima individuava i due effetti menzionati nel testo.

assolti con ampi margini di discrezionalità, nell'ambito delle indicazioni generali fornite dall'Istat

In mancanza di evidenze empiriche dirette sulla qualità di tali rilevazioni, indicazioni indirette possono essere desunte dal confronto tra le variazioni dei prezzi registrate dalle singole città. La dispersione della distribuzione dei tassi di inflazione (sia sul mese precedente sia sui dodici mesi), misurata dal coefficiente di variazione, è contenuta e si è ridotta negli anni più recenti (Figura 7), segnalando nel complesso che non vi sono differenze di rilievo tra città. L'assenza di variazioni estreme e sistematiche nei dati suggerisce che non vi sono situazioni "patologiche" e costituisce un'indicazione rassicurante sulla qualità della rilevazione.

0.40 1.40 Rispetto alle variazioni a 12 mesi 1.20 0.37 (scala di destra) 1.00 0.33 0.80 0.30 0.60 0.27 0.40 0.23 Rispetto alle variazioni a 1 mese (scala di sinistra) 0.20 0.20 2001 1996 1997 1998 1999 2000 2002 2003

Fig. 7 – Dispersione dei tassi di inflazione tra le città incluse nella rilevazione (coefficienti di variazione)

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

Nella discussione pubblica e nei commenti della stampa è stato spesso sostenuto che l'indice Istat non coglierebbe le variazioni eccezionali dei prezzi di alcuni prodotti. Questa argomentazione discende generalmente dall'osservazione di rincari particolarmente accentuati di beni o servizi molto specifici (ad esempio le zucchine vendute in un certo mercato) e non tiene conto, da una parte, del carattere di *media* degli indici di prezzo e, dall'altra, di aspetti metodologici specifici nel trattamento di alcune voci.

La disaggregazione in 207 voci di prodotto resa disponibile dall'Istat sul proprio sito Internet ogni mese si riferisce soltanto in alcuni casi al prezzo di singoli beni o servizi (ad esempio le patate); la maggior parte di tali voci sono aggregazioni di prezzi di beni o servizi simili ottenute ponderando i singoli prodotti con pesi proporzionali al rispettivo consumo; le quotazioni di questi prodotti possono nel breve periodo registrare andamenti diversi (ad esempio, il prezzo delle zucchine, che fanno parte della voce "ortaggi e legumi freschi", può divergere da quello delle altre componenti). Il peso del singolo prodotto all'interno della voce aggregata è generalmente contenuto, per cui le variazioni di queste voci, e a maggior ragione quella dell'indice generale, ne risultano influenzate in misura altrettanto contenuta. Anche nel caso del singolo prodotto, inoltre, l'indice di prezzo pubblicato è ottenuto come media delle quotazioni rilevate sull'intero territorio nazionale. La media – sia tra i prodotti, sia tra le quotazioni – agisce nella direzione di attenuare le variazioni più elevate<sup>18</sup>.

Nel caso della frutta e degli ortaggi freschi, il confronto tra quanto sperimentato dal singolo individuo e quanto registrato dall'Istat può risentire anche dello specifico metodo di calcolo seguito nell'elaborazione degli indici di prezzo. Le variazioni estreme registrate ogni mese vengono infatti escluse dal calcolo dell'indice in quanto si ritiene che esse inducano i consumatori a effettuare una rapida sostituzione, riducendo il consumo del prodotto il cui prezzo è aumentato a vantaggio di altri beni simili (ipotesi quest'ultima molto plausibile, vista la varietà di alternative con le quali, nel caso di ortaggi e frutta, può avvenire la sostituzione). Quindi l'indice Istat, in maniera opportuna dal punto di vista metodologico, poiché evita di attribuire un peso eccessivo a prodotti presumibilmente poco acquistati perché "troppo cari", attenua di fatto l'impatto sull'indice di specifici shock di offerta; ciò, tuttavia, non corrisponde all'esperienza quotidiana degli individui, che osservano comunque queste variazioni estreme, anche se decidono di non acquistare i prodotti maggiormente rincarati.

Un esempio dell'effetto-media è fornito dalla variazione registrata a gennaio 2002 dalla voce "Concorsi pronostici", che fa parte delle 207 voci disaggregate diffuse dall'Istat. In quel mese il prezzo delle giocate per i concorsi pronostici Totocalcio, Totogol, Totosei, Totip è salito del 21 per cento (da 1.600 lire a 1 euro per la giocata minima), mentre il Superenalotto (che è stato anch'esso portato ad 1 euro nel gennaio 2002 ma era già aumentato da 1.660 a 1.900 lire un anno prima) ha registrato un incremento dell'1,9 per cento sul mese precedente. La voce "Concorsi pronostici", che assegna alle singole componenti pesi proporzionali agli introiti, ha subito un aumento del 6,6 per cento, più vicino a quello del Superenalotto, essendo il peso di quest'ultima

Un'altra voce che è stata spesso oggetto di discussione e per la quale il confronto tra le impressioni individuali e le statistiche ufficiali risente di aspetti metodologici specifici riguarda le spese per l'assicurazione dei mezzi di trasporto, che entrano nel calcolo dell'inflazione al netto dei rimborsi e hanno pertanto un peso modesto nel paniere medio (di poco superiore all'1 per cento). Tale metodologia, adottata nella maggior parte dei paesi europei, tiene conto che le famiglie, considerate nel loro complesso, pagano il premio alle compagnie di assicurazione e ricevono da esse i rimborsi per i sinistri. Tuttavia, dal punto di vista di un singolo consumatore che nell'anno non ha subito sinistri e non ha pertanto ricevuto alcun rimborso, l'incidenza di questa voce di spesa risulta essere molto maggiore di quella media.

Nonostante l'attenuazione delle variazioni singole dovute agli effetti descritti in precedenza, un'attenta disamina dei dati Istat mostra che variazioni di notevole entità non sono assenti, soprattutto quando si considerano i picchi mensili anziché il dato medio annuo. Nella Tavola 1 si riportano, con riferimento alla disaggregazione in 207 voci, le dieci voci che hanno registrato i maggiori incrementi sui 12 mesi, indipendentemente dal mese in cui si sono verificati, e le dieci che hanno registrato i maggiori decrementi. Nel 2002, in particolare, si rilevano incrementi molto elevati per alcune voci del settore alimentare (30 e 20 per cento, rispettivamente, per le patate e per gli ortaggi e legumi freschi) e per alcuni servizi (tra il 14 e il 22 per cento per trasporti aerei, stabilimenti balneari, trasporti marittimi). Per alcune di queste voci, d'altra parte, si registrano in altri mesi dello stesso anno significative variazioni negative, a conferma della loro forte variabilità 19. Va inoltre rilevato che il peso complessivo nell'indice delle dieci voci più rincarate è circa la metà di quello delle dieci voci per le quali si registrano i maggiori decrementi; da ciò consegue che nel complesso il contributo delle variazioni estreme all'inflazione generale è stato lievemente negativo, sia nel 2002 sia nel 2003. Nella sezione 4.1 discuteremo la possibilità che incrementi e decrementi siano percepiti in maniera asimmetrica e che il peso delle

componente predominante. Per coloro che giocano esclusivamente al Totocalcio, questo incremento è stato evidentemente di gran lunga inferiore a quello da essi effettivamente sperimentato.

Tali andamenti, peraltro, non sono anomali rispetto a quanto osservato negli anni precedenti: in ciascuno degli anni tra il 1998 e il 2001 le variazioni più elevate (sia in aumento sia in diminuzione) sono di un ordine di grandezza comparabile con quello del biennio in esame.

singole voci nella formazione delle percezioni possa non corrispondere al loro effettivo peso nel paniere di consumo.

Nel complesso, le informazioni disponibili suggeriscono che non vi sono motivi per ritenere che gli indici calcolati dall'Istat misurino in maniera *sistematicamente* scorretta l'inflazione, in particolare che la sottostimino. Pur non potendosi escludere che vi siano alcuni elementi di potenziale incertezza nelle procedure di rilevazione dei dati elementari<sup>20</sup>, appare improbabile che gli effetti da essi prodotti siano tali da determinare una sottostima dell'inflazione dell'ordine di quella suggerita dal divario con l'inflazione percepita. Questa conclusione trova sostegno nei risultati del lavoro di Angelini *et al.* (2004) in cui si analizza l'andamento dei prelievi di circolante mediante bancomat e dei principali strumenti di pagamento bancario, dal quale non risultano discontinuità sostanziali tra il periodo precedente e quello successivo al *changeover*, contrariamente a quanto si sarebbe dovuto osservare (in presenza di consumi sostanzialmente stazionari) se l'inflazione effettiva fosse stata, come suggerito dalle percezioni, molto più elevata di quella misurata dalle statistiche ufficiali.

Rapiti (2003), ricercatore presso l'Istat, ammette l'esistenza di elementi di difficoltà, sottolineando nel contempo che il loro superamento richiede investimenti e che in Italia le risorse dedicate alla produzione delle statistiche sono inferiori a quelle messe in campo, in media, negli altri paesi della UE.

Tav. 1 – Variazioni estreme dei prezzi – disaggregazione a 207 voci

	2002				2003				
Voci di prodotto	Peso %	Variazioni sui 12 mesi valore mese		Variazione media annua	Voci di prodotto	Peso %	Variazioni sui 12 mesi valore mese		Variazione media annua
più elevati:					più elevati:				
Patate	0.28	30.5	feb	10.4	Altri servizi di alloggio	0.31	32.5	ago	15.6
Trasporti aerei	0.67	22.1	ago	6.1	Servizi di bancoposta	0.15	26.7	gen	26.7
Ortaggi e legumi freschi	1.22	19.6	apr	13.6	Patate	0.25	23.6	nov	2.6
Servizi assicurativi	0.31	18.7	mar	11.6	Trasporti navali vie d'acqua interne	0.00	20.8	giu	12.8
Stabilimenti balneari	0.17	15.9	lug	6.6	Sigarette italiane	0.49	15.6	nov	12.1
Giornali	0.28	14.9	lug	13.0	Lubrificanti	0.11	13.6	mar	10.6
Trasporti navali marittimi	0.14	13.8	giu	8.9	Altri carburanti	0.28	12.6	mar	3.4
Crostacei molluschi freschi	0.28	12.6	ago	11.0	Servizi bancari	0.64	11.9	gen	8.9
Frutta fresca	0.96	11.0	mag	8.9	Combustibili liquidi	0.73	11.7	mar	2.9
Parchi di divertimento	0.09	9.2	set	6.0	Crostacei molluschi freschi	0.34	11.1	gen	5.9
Totale	4.40				Totale	3.29			
più bassi:					più bassi:				
Trasporti aerei	0.67	-3.9	dic	6.1	Altri carburanti	0.28	-2.0	ott	3.4
Patate	0.28	-4.4	nov	10.4	Apparecchi suoni e immagini	0.44	-2.3	nov	-1.3
Combustibili liquidi	0.68	-4.5	gen	-0.2	Parchi di divertimento	0.09	-2.7	set	0.3
Energia elettrica	1.22	-5.2	mar	-1.5	Benzine	1.97	-2.8	giu	1.5
Altre carni	0.18	-6.7	apr	-2.4	Impianti di risalita	0.09	-3.5	dic	2.5
Gas	1.87	-7.3	apr	4.8	Medicinali	2.92	-6.5	mar	-3.8
Benzine	1.97	-7.5	gen	-2.7	Trasporti navali marittimi	0.13	-8.1	set	-0.5
Pollame	0.65	-7.5	mar	-2.4	Apparecchiature e materiale telefonico	0.90	-13.6	dic	-3.9
Altri carburanti	0.28	-9.6	gen	-2.7	Patate	0.25	-13.7	apr	2.6
Materiale trattam. informatico	0.24	-14.7	gen	-11.5	Materiale trattam. informatico	0.21	-17.0	mag	-14.5
Totale	8.05				Totale	7.28			

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

# 4. All'origine del divario tra inflazione rilevata e percepita

Nella sezione precedente si è visto che alcuni aspetti della metodologia di calcolo degli indici ufficiali possono aver contribuito a determinare un divario con le percezioni, in particolare per alcune voci specifiche; essi, tuttavia, non sono in grado di giustificare la generalità del fenomeno e la sua intensità. In questa sezione si presentano altre possibili spiegazioni del divario, cercando di capire se esse consentano di riconciliare le percezioni individuali con le statistiche ufficiali.

Nel paragrafo 4.1 si discutono alcuni fattori riconducibili a forme di *asimmetria* nel modo in cui si formano le percezioni d'inflazione individuali e nell'effettivo andamento dei prezzi, che potrebbero essersi accentuate in coincidenza o successivamente al *changeover*. Per quanto concerne l'aspetto individuale è ipotizzabile che le percezioni: (a) siano

maggiormente influenzate dai rincari dei prodotti acquistati più frequentemente; (b) risentano degli incrementi più che delle riduzioni dei prezzi o riflettano in maniera eccessiva le variazioni estreme; (c) si formino o vengano espresse in maniera diversa a seconda della fascia di popolazione. Tali ipotesi sulla "psicologia" delle percezioni d'inflazione ne implicherebbero un aumento se accompagnate dalle seguenti caratteristiche nell'evoluzione effettiva dei prezzi: (a) rincari maggiori per i prodotti acquistati frequentemente rispetto a quelli consumati più raramente; (b) un cambiamento nella distribuzione delle variazioni di prezzo, con un aumento della quota di prezzi variati e del numero di variazioni estreme; (c) una accresciuta diversificazione dell'inflazione subita dai singoli individui o da categorie specifiche di persone. Nel paragrafo 4.2 si analizza la possibilità che i consumatori abbiano attribuito all'inflazione perdite del loro potere d'acquisto indotte da cause non direttamente ad essa riconducibili, come l'andamento dei redditi o i rincari di beni non compresi nel paniere in base al quale viene calcolato l'indice ufficiale dei prezzi. Nel paragrafo 4.3 si considera in quale misura l'attenzione eccezionale dedicata all'inflazione dai mezzi di informazione successivamente al changeover possa aver agito da "cassa di risonanza" delle impressioni individuali. Nel paragrafo finale si discute se le percezioni possano aver riflesso la propensione dei consumatori a valutare i nuovi prezzi in euro convertendoli mentalmente in lire con un cambio approssimato a 2.000 lire, ovvero sulla base di una memoria imprecisa dei vecchi prezzi.

## 4.1 Le asimmetrie, nelle percezioni individuali e nell'effettivo andamento dei prezzi

# a) Frequenza degli acquisti

Nel periodo successivo al *changeover* i consumatori si sono trovati a dover apprendere e memorizzare un gran numero di prezzi ridenominati nella nuova moneta. Come sottolineato da Guiso (2003b), un processo di apprendimento di questa entità può richiedere molto tempo prima di essere completato e avvenire con tempi diversi a seconda del tipo di bene; in particolare, è plausibile che sia più rapido e più facile per i prezzi dei beni e dei servizi che vengono acquistati con una frequenza maggiore, in alcuni casi anche più volte al giorno. Si può pertanto ipotizzare che nel periodo del *changeover* le percezioni abbiano riflesso le variazioni di prezzo dei prodotti acquistati frequentemente in una misura superiore che in passato e non proporzionata al loro peso effettivo nel paniere di spesa. La maggiore attenzione a questi prodotti, tuttavia, non

induce di per sé la percezione di una inflazione superiore a quella misurata; ciò richiede come condizione aggiuntiva che la dinamica dei prezzi dei beni e servizi acquistati frequentemente sia più elevata rispetto a quella degli altri prodotti inclusi nel paniere.

33

Per verificare se questa condizione trovi conferma nei dati, abbiamo classificato in due gruppi le 207 voci disaggregate diffuse dall'Istat per l'indice dei prezzi al consumo (IPC): i "beni e servizi a elevata frequenza di acquisto", ovvero quelli che vengono comprati almeno una volta al mese, e i "beni e servizi a medio-bassa frequenza di acquisto". In particolare, sono stati attribuiti alla prima categoria i prodotti alimentari, i tabacchi, i beni di utilizzo domestico quotidiano (detersivi, saponi, ecc.), i quotidiani, alcuni servizi (trasporti urbani e ferroviari, servizi postali e bancari, ristoranti e pubblici esercizi, servizi ricreativi e culturali) e i carburanti. Complessivamente le voci incluse in questo primo gruppo rappresentano circa il 40 per cento del paniere Istat <sup>21</sup>.

Le variazioni sui dodici mesi dei due sottoindici divergono nettamente già dal 2001 (Figura 8) e rimangono fortemente differenziate nel biennio successivo. I prezzi dei prodotti acquistati più frequentemente subiscono una significativa accelerazione nella seconda parte del 2002 e a metà 2003, a fronte di un tasso di inflazione sostanzialmente stabile o decrescente per l'altra categoria di prodotti.

In alternativa alla selezione *a priori* delle voci che potrebbero maggiormente concorrere alla spiegazione delle percezioni, un altro approccio ricorre per la loro individuazione a un'analisi di correlazione. Tale metodo è stato impiegato in ISAE (2002) e, per la Francia, dall'Insee (2003) e dal Crédit Agricole (2004). Verifiche condotte sui dati italiani non hanno tuttavia prodotto risultati significativi.

4,0 4,0 alta frequenza 3,5 3,5 3,0 3,0 bassa frequenza 2.5 2,0 2.0 1.5 1,5 1,0 1,0 1997 1998 1999 2000 2001 2002 2003

Fig. 8 – Tassi di inflazione per beni e servizi raggruppati per frequenza d'acquisto (dati mensili - variazioni percentuali sul periodo corrispondente)

Fonte: Elaborazioni su dati ISAE e Istat.

Questi andamenti suggeriscono che la divergenza fra l'inflazione rilevata e quella percepita può essere in parte spiegata dal concomitante divario tra la dinamica dei prezzi dei beni e servizi acquistati con maggior frequenza, ai quali è plausibile che i consumatori abbiano attribuito un peso crescente nella formulazione dei propri giudizi sull'inflazione media, e quella dei prezzi acquistati più raramente<sup>22</sup>. Si noti, tuttavia, che l'inflazione dei beni e servizi di più frequente consumo si è collocata su livelli inferiori al 4 per cento, ben al di sotto quindi delle valutazioni sull'inflazione generale espresse da molti consumatori in base all'esperienza individuale.

# b) Distribuzione delle variazioni di prezzo

Gli indici ufficiali dei prezzi al consumo sono calcolati ponderando le singole voci con pesi che riflettono l'incidenza della spesa per ciascun bene o servizio sul totale dei consumi delle famiglie. Non si può escludere però che le percezioni del singolo consumatore siano, ad esempio, maggiormente influenzate dal rincaro di un bene piuttosto che dalla diminuzione

<sup>&</sup>lt;sup>22</sup> Dallo studio di Fabiani et al. (2003) risulta che nel 2002 il peso implicitamente assegnato dai consumatori agli acquisti più frequenti è in effetti fortemente aumentato ed è stato nettamente superiore a quello che tale componente riveste nel paniere dell'Istat. Analisi sulla relazione tra le percezioni e l'andamento di specifiche categorie di beni e servizi, tra i quali in particolare i prodotti acquistati più frequentemente, sono state condotte, oltre che nei due studi sulla Francia citati nella nota precedente, dal Banco de España (2002) e da Álvarez

del prezzo di un altro prodotto (anche se contemporanea e dello stesso ordine di grandezza) oppure da una variazione eccezionalmente elevata di un singolo bene anche se questo ha una incidenza modesta nel suo paniere di spesa piuttosto che da una variazione contenuta del prezzo di un altro bene che ha invece un peso elevato. Questa asimmetria delle percezioni potrebbe accrescersi in periodi in cui si accentua l'attenzione all'inflazione da parte dell'opinione pubblica e dei mezzi di informazione; tipicamente, variazioni positive e di elevato ammontare vengono messe in maggior risalto rispetto a quelle negative o di piccolo ammontare.

Percezioni che si formano nei modi descritti risentono, a parità di inflazione media, della dispersione negli andamenti dei singoli prezzi. Supponiamo ad esempio che cresca il numero di beni e servizi per i quali si osservano variazioni estreme (aumenti o riduzioni di elevata entità) ma che queste maggiori variazioni di segno opposto, bilanciandosi tra loro, non modifichino il tasso di inflazione medio registrato dall'indice generale. Nell'ipotesi che le famiglie assegnino un peso maggiore agli incrementi rispetto alle riduzioni di prezzo e alle variazioni grandi rispetto a quelle piccole, si avrebbe, a parità di inflazione media, un aumento di quella percepita.

Al fine di verificare la possibile rilevanza di questi effetti, abbiamo calcolato la dispersione dei tassi di inflazione dei singoli beni e servizi inclusi nel paniere dell'indice dei prezzi al consumo (IPC), misurata dalla deviazione standard della distribuzione *cross-section* delle loro variazioni percentuali sul trimestre precedente, utilizzando dati con un diverso livello di disaggregazione.

In primo luogo sono state considerate le 207 "voci di prodotto" che compongono l'indice generale dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale e che, come indicato nella sezione 3, rappresentano il livello di disaggregazione con cui l'Istat diffonde i dati sul proprio sito Internet. L'utilizzo di questo livello di disaggregazione presenta il vantaggio che la denominazione di queste serie resta immutata tra un aggiornamento del paniere e il successivo.

González et al. (2004) sulla Spagna, nonché, con riferimento all'insieme dell'area dell'euro, dalla Banca centrale europea (2003).

In secondo luogo abbiamo considerato gli indici relativi alle cosiddette "posizioni rappresentative", che presentano un maggior grado di disaggregazione e che vengono fornite dall'Istat su richiesta<sup>23</sup>. L'elenco di queste voci subisce, in occasione dell'aggiornamento annuale del paniere, parziali variazioni, per l'uscita dei prodotti obsoleti e l'ingresso di quelli nuovi. Il numero di voci varia anch'esso a seconda dell'anno, ed è stato in media di circa 550 nel periodo considerato; faremo pertanto riferimento a questo insieme come alle "550 voci".

Infine, è stato utilizzato un livello di disaggregazione ancora superiore che fa riferimento direttamente ai prezzi elementari di prodotti specifici, venduti in determinati negozi (ad esempio 1 kg. di caffè di una certa marca venduto in un dato negozio di una determinata città), che sono rilevati ogni mese dagli UCS ai fini del calcolo dell'indice dei prezzi al consumo. Il dataset disponibile offre solo una rappresentazione molto parziale dell'indice generale, in quanto si limita a 48 beni e servizi inclusi nel paniere generale, il cui peso nel paniere corrisponde a circa il 20 per cento del totale<sup>24</sup>. Queste indicazioni, ancorché parziali e riferite a un sottoinsieme di prodotti non necessariamente rappresentativo della composizione del paniere generale, consentono di esaminare gli andamenti dei prezzi al massimo livello di disaggregazione e sono quindi preziose per verificare se a fronte di una inflazione media sostanzialmente stabile in Italia all'inizio del 2002 si siano registrati ampi movimenti nei prezzi relativi che possono essere stati percepiti in modo asimmetrico dai consumatori. Infatti il calcolo della dispersione con indici più aggregati (per esempio le 207 voci) può nascondere l'impatto di movimenti estremi, quando questi si compensano all'interno della voce aggregata.

Una prima indicazione al riguardo viene dalla Tavola 2, nella quale si riportano le dieci voci che hanno subito nel 2002 e nel 2003 gli incrementi più elevati sui dodici mesi, indipendentemente dal mese in cui si sono registrati, nonché le dieci voci che hanno subito le variazioni negative più ampie. La struttura è la stessa della Tavola 1 nella sezione 3; la

<sup>&</sup>lt;sup>23</sup> Esse possono riferirsi sia a singoli prodotti sia a prodotti di natura composita, cioè formati da più beni o servizi (ad esempio gli ortaggi freschi, i medicinali, le diverse tariffe dei servizi di telefonia, i diversi modelli di automobili o le differenti fasce di utenza dell'energia elettrica); cfr. l'appendice metodologica allegata ai comunicati stampa dell'Istat.

Le quotazioni sono disponibili dal 1996 e sono state acquisite presso 20 città capoluogo di regione; nel complesso si tratta di circa 750.000 prezzi. Per una descrizione dettagliata del dataset utilizzato, cfr. Fabiani *et al.* (2004).

disaggregazione è invece relativa alle 550 voci anziché alle 207. Il maggior grado di dettaglio rende molto più evidente l'ampiezza delle variazioni, comprese nel 2002 tra il 54 e il -18 per cento, contro variazioni tra il 31 e il -15 per cento registrate sulla base delle 207 voci. Questi dati mettono in luce ancora più chiaramente rispetto alla Tavola 1 che variazioni eccezionali sono presenti anche nelle statistiche ufficiali e rafforzano la supposizione che il contrasto tra le percezioni e le misure ufficiali possa in parte dipendere dall'influenza esercitata sulle prime dai forti aumenti subiti in singoli mesi da voci specifiche, alcune delle quali caratterizzate da un peso molto contenuto nel paniere di consumo<sup>25</sup>.

Tav. 2 – Variazioni estreme dei prezzi – disaggregazione a "550 voci"

	2002			2003					
Voci di prodotto	Peso	Variazioni sui 12 mesi valore mese		Variazione media annua	Voci di prodotto	Peso	Variazioni sui 12 mesi valore mese		Variazione media annua
	(//	valore	шеж	armaa		(//	valore	шезе	armaa
Più elevati:					Più elevati:				
Viaggio aereo intercontinentale	0.21	54.0	ago	9.5	Camping	0.25	39.2	ago	18.3
Pomodori da sugo	0.19	45.9	nov	28.1	Sedani	0.02	27.1	ott	8.0
Vongole	0.05	45.5	ago	36.7	Vongole	0.07	26.7	gen	3.2
Patate	0.28	30.5	feb	10.4	Servizi di bancoposta	0.15	26.7	gen	26.7
Sedani	0.05	20.0	gen	7.5	Navigazione lagunare	0.00	24.8	giu	15.1
Cipolle	0.14	19.8	apr	10.5	Pomodori da sugo	0.09	24.4	giu	10.4
Assicurazione moto	0.03	18.8	mar	11.8	Patate	0.25	23.6	nov	2.6
Assicurazione auto	0.28	18.6	mar	11.6	Navigazione marittima	0.04	17.6	apr	6.3
Fiammiferi	0.03	17.6	mar	17.2	Pompelmi	0.00	16.9	ott	7.6
Navigazione marittima	0.04	17.3	set	9.3	Mitili o cozze	0.05	16.2	mar	10.2
Totale	1.30				Totale	0.93			
Più bassi:					Più bassi:				
Custodia titoli	0.01	-6.7	ott	1.7	Motorcaravan	0.03	-5.2	ott	0.3
Pollame	0.63	-7.6	mar	-2.3	Vongole	0.07	-5.8	dic	3.2
Autoradio	0.06	-8.1	ago	-0.1	Medicinali	2.92	-6.4	mar	-3.8
Gas per cottura cibi	0.06	-8.3	apr	-5.6	Giochi elettronici	0.02	-7.8	ago	-5.7
Viaggio aereo intercontinentale	0.21	-8.3	dic	9.5	Sedani	0.02	-8.7	gen	8.0
Gasolio per auto	0.17	-8.7	gen	-1.6	Trasporto marittimo auto	0.09	-10.9	lug	-3.3
Gas per riscaldamento	1.54	-9.2	apr	-6.4	Viaggio aereo intercontinentale	0.19	-13.4	ago	-4.5
Gas g.p.l.	0.11	-11.3	gen	-4.4	Patate	0.25	-13.7	apr	2.7
Coniglio	0.10	-13.4	mag	-7.1	Telefoni cellulari	0.86	-14.3	dic	-4.1
Personal computer	0.21	-18.1	gen	-13.7	Personal computer	0.19	-18.8	mag	-16.2
Totale	3.10				Totale	4.64			

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

La variabilità dei singoli prezzi e la possibile relazione con il divario tra percezioni e misure ufficiali viene discussa anche da Trivellato (2003) e in Istat (2003). Buiten (2003) presenta un'analisi simile per i Paesi Bassi, mostrando che nel periodo successivo al *changeover* si sono registrati rincari eccezionalmente elevati soprattutto per beni che vengono acquistati frequentemente ma che hanno un peso molto basso nel paniere di consumo, a fronte di significativi decrementi di prezzo per prodotti più cari ma acquistati raramente.

La Figura 9 mostra la distribuzione delle variazioni percentuali sul trimestre precedente dei prezzi al consumo costruita con riferimento, rispettivamente, alla disaggregazione in 207 e in 550 serie. Nel complesso del periodo 1999-2003 la dispersione tra i tassi di inflazione delle voci disaggregate è simile per i due diversi livelli di dettaglio; costituisce, tuttavia, una rilevante eccezione proprio il primo trimestre del 2002, quando tale dispersione risulta nettamente superiore se misurata rispetto alle serie più disaggregate (la dispersione registra un forte rialzo anche un anno prima, ma in quel caso l'incremento è dello stesso ordine per le due disaggregazioni). Ciò sembra avvalorare l'ipotesi che in occasione del *changeover* si siano verificati dei movimenti dei prezzi relativi piuttosto ampi che non emergono dall'analisi del dato aggregato.

3.5 3.5 CPI 3.0 3.0 deviazione standard- 550 voci 2.5 2.5 2.0 2.0 1.5 15 1.0 1.0 deviazione standard- 207 voci 0.5 0.5 0.0 0.0 1998 1997 1999 2000 2001 2002 2003

Fig. 9 – Media e dispersione dell'inflazione al consumo in Italia (1) (punti percentuali)

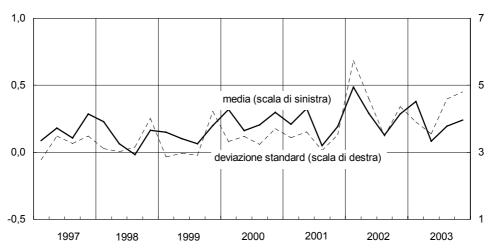
Fonte: elaborazioni su dati Istat.

(1) Deviazione standard calcolata per la distribuzione *cross-section* delle variazioni percentuali sul trimestre precedente delle serie con il livello di disaggregazione indicato.

Questa prima indicazione è confermata dall'esame della dispersione delle variazioni sul periodo precedente dei prezzi elementari del sottoinsieme di 48 beni e servizi (Figura 10). Tale dispersione subisce un forte rialzo sia nel primo trimestre del 2002, sia, in misura meno intensa, nella seconda metà del 2003, in presenza di un'inflazione media sostanzialmente stabile. Nel complesso del biennio 2002-03 la deviazione standard è stata pari a 4,4 punti percentuali, contro 3,3 punti registrati in media nei cinque anni precedenti, a

fronte di una media delle variazioni che, con l'eccezione della prima metà del 2002, si colloca su livelli in linea con il passato.

Fig. 10 – Media e dispersione dell'inflazione al consumo in Italia – sottoinsieme di 48 beni e servizi (1) (punti percentuali)



Fonte: elaborazioni su dati Istat.

(1) Media e deviazione standard calcolate per la distribuzione *cross-section* delle variazioni percentuali sul trimestre precedente delle serie elementari relative a un sottoinsieme di 48 beni e servizi inclusi nel paniere dell'IPC.

In sintesi, queste evidenze avvalorano l'ipotesi che in occasione del *changeover* e nel periodo successivo si siano registrati dei movimenti dei prezzi relativi superiori a quelli osservati in periodi normali che, in presenza di valutazioni asimmetriche da parte delle famiglie, potrebbero aver influenzato sensibilmente la loro percezione dell'inflazione.

I dati disaggregati relativi ai singoli prezzi consentono di rilevare la presenza di altri significativi cambiamenti nella distribuzione delle variazioni dei prezzi in concomitanza con il *changeover* e successivamente. La Figura 11 mostra che nel primo trimestre del 2002 la percentuale di prezzi variati è stata molto superiore a quella registrata nello stesso trimestre di ciascuno degli anni precedenti (circa il 17 per cento, contro una media di circa il 9). Tale differenza si osserva anche nei trimestri successivi, seppure in misura minore: nel complesso del biennio 2002-03 la quota dei prezzi variati in ciascun trimestre è stata in media del 14 per cento, contro il 9 dei cinque anni precedenti.

Fig. 11 – Quota dei prezzi variati in ciascun trimestre – sottoinsieme di 48 beni e servizi (1)

(valori percentuali)

20

16

12

8

4

1997

1998

1999

2000

2001

2002

2003

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

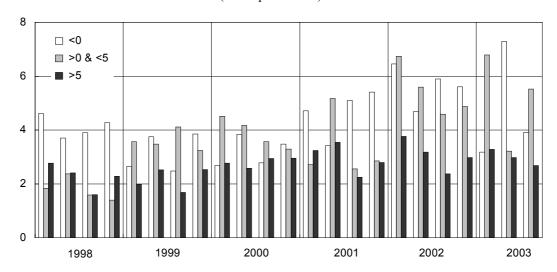
(1) La quota è calcolata con riferimento alle variazioni sul trimestre precedente.

La Figura 12, inoltre, indica che la quota di incrementi elevati (superiori al 5 per cento sul trimestre precedente) ha registrato un aumento modesto nel biennio 2002-03 (risultando pari in media al 3,1 per cento, contro il 2,6 dei cinque anni precedenti) e solo di poco più ampio nel primo trimestre di ciascuno di questi anni (3,8 nel 2002 e 3,3 nel 2003, contro il 2,6 registrato in media nel primo trimestre dei cinque anni precedenti). Appare invece più netto l'incremento della quota dei prezzi aumentati in misura inferiore al 5 per cento o diminuiti<sup>26</sup>. Tale evidenza è coerente con quella rilevata da Gaiotti e Lippi (2004) per il settore della ristorazione, dalla quale risulta che il 2002 si è caratterizzato, rispetto agli anni precedenti, per un'alta percentuale di esercizi che hanno variato i prezzi, piuttosto che per un picco nell'entità delle singole variazioni. La maggior quota di variazioni dei prezzi registrata nel 2002 potrebbe aver riflesso, in quel settore come in altri, la decisione delle imprese di anticipare variazioni che sarebbero state altrimenti effettuate successivamente, in relazione all'esigenza di produrre comunque nuovi listini in euro e di non dover sostenere nuovamente dopo pochi mesi i costi fissi legati a tale operazione (nel caso dei ristoranti, ad esempio, la stampa dei nuovi *menu*).

<sup>&</sup>lt;sup>26</sup> Un'analisi simile condotta dall'Istat (2003) sulle 207 voci che compongono il paniere fornisce risultati qualitativamente in linea con quelli qui riportati.

Fig. 12 – Segno e intensità delle variazioni dei prezzi – sottoinsieme di 48 beni e servizi (1)

(valori percentuali)



Fonte: elaborazioni su dati Istat.

(1) Le percentuali riportate nella figura sono calcolate con riferimento alle variazioni percentuali sul trimestre precedente.

I dati riportati nella Tavola 3, disaggregati per categoria di prodotto, indicano che nel biennio 2002-03 l'incremento della quota di prezzi variati, sia in aumento sia in riduzione, ha riguardato tutte le categorie. Essi inoltre mettono in evidenza un andamento particolare nel comparto dei servizi, per il quale si osserva un significativo aumento sia della quota di rincari compresi tra il 5 e il 10 per cento, sia di quelli superiori al 10 per cento. Quest'ultima evidenza è coerente con quella riportata nelle analisi per altri paesi dell'area, dalle quali emerge la presenza di incrementi eccezionalmente elevati per alcuni servizi, soprattutto nei comparti caratterizzati da un basso grado di concorrenza (cfr. ad esempio Deutsche Bundesbank, 2004).

In sintesi, i dati disaggregati (ancorché parziali) sono in linea con l'ipotesi che in concomitanza con il *changeover* si siano registrati comportamenti dei prezzi in parte difformi dal passato – una maggior quota di prezzi variati e, limitatamente al comparto dei servizi, di rincari molto elevati – che vanno nella direzione di poter influenzare le percezioni d'inflazione delle famiglie e che sono meno visibili sulla base dell'analisi degli indici aggregati. L'intensità di queste differenze rispetto al passato, tuttavia, non appare eccezionalmente elevata, tale da giustificare, da sola, un rialzo dell'inflazione percepita pari a quello osservato.

Tav. 3 – Segno e intensità delle variazioni dei prezzi per categoria di prodotto – sottoinsieme di 48 beni e servizi

(percentuali) (1)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
	Beni energetici							
<0	23.3	20.0	36.9	13.0	23.4	49.3	40.1	41.1
0	44.0	61.8	56.2	30.3	23.0	23.5	14.7	8.0
>0 & <5	30.1	18.2	6.7	51.0	47.5	26.2	44.0	48.8
>=5 & <10	2.5	0.1	0.2	5.6	4.9	0.9	1.0	1.9
>=10	0.1	0.0	0.0	0.1	1.1	0.2	0.1	0.2
Totale	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
				Alimentar	ri freschi			
<0	11.5	9.1	8.4	9.3	8.3	9.6	11.8	11.4
0	78.5	80.8	81.6	82.3	79.0	76.1	73.2	74.2
>0 & <5	3.3	2.8	3.0	2.5	4.2	5.0	6.2	5.7
>=5 & <10	3.0	2.9	2.5	2.4	3.6	4.3	3.5	3.2
>=10	3.7	4.4	4.5	3.4	4.9	5.0	5.3	5.4
Totale	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
				Alimentari t	rasformati			
<0	4.9	4.2	3.5	3.4	2.4	2.9	4.7	3.9
0	90.1	90.4	92.2	92.7	92.9	91.0	89.2	89.9
>0 & <5	1.8	2.3	2.3	2.3	2.7	3.4	4.0	3.4
>=5 & <10	1.7	1.7	1.2	1.0	1.3	1.7	1.3	1.8
>=10	1.6	1.5	0.8	0.5	0.7	1.0	0.8	1.0
Totale	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
				non alimentar	_			
<0	1.1	1.1	1.1	1.5	1.2	1.2	2.4	1.7
0	95.4	96.2	96.4	96.0	96.0	95.5	93.0	94.4
>0 & <5	1.2	1.3	1.0	1.1	1.3	1.5	2.8	2.1
>=5 & <10	1.4	0.9	1.0	0.9	0.9	1.2	1.0	1.0
>=10	0.9	0.5	0.5	0.5	0.7	0.7	0.8	0.8
Totale	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
				Serv	rizi			
<0	0.4	0.8	0.7	0.4	0.5	0.5	1.5	1.0
0	97.2	96.8	97.1	97.5	97.1	97.0	92.4	95.6
>0 & <5	0.6	0.7	0.8	0.6	0.6	0.7	3.2	1.5
>=5 & <10	0.7	0.9	0.7	0.7	0.7	0.8	1.3	1.0
>=10	1.1	0.8	0.7	0.8	1.1	1.0	1.6	0.9
Totale	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
ا	4.0	2 =	4.4	Tota		4 -		
<0	4.0	3.7	4.1	3.2	3.2	4.7	5.7	5.2
0	89.7	91.4	91.8	91.0	90.1	89.1	85.8	86.9
>0 & <5	3.0	2.3	1.8	3.6	3.9	3.3	5.5	4.8
>=5 & <10	1.7	1.3	1.1	1.3	1.5	1.6	1.5	1.6
>=10 Totalo	1.6	1.3	1.1	0.9	1.3	1.4	1.6	1.5
Totale	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

<sup>(1)</sup> Le percentuali riportate nella tavola sono ottenute come segue: (i) si calcolano le variazioni percentuali sul trimestre precedente dei prezzi elementari considerati; (ii) si ottengono quindi, per ciascun trimestre, le percentuali relative ai vari intervalli di variazione considerati; (iii) si calcola la media annuale delle percentuali ottenute al punto precedente.

## c) Paniere medio e panieri individuali

Come abbiamo visto nella sezione 3, l'indice dei prezzi al consumo fa riferimento ai consumi medi delle famiglie che risiedono nel paese. Le percezioni del singolo individuo, o di una classe di individui, riflettono invece l'andamento dei prezzi dei beni e servizi che compongono il paniere personale di consumo.

Il paniere individuale tipicamente non corrisponde a quello medio, soprattutto in relazione alle condizioni socio-economiche specifiche dell'individuo (reddito, età, situazione familiare, grado di istruzione ecc.). Ad esempio, nel paniere di consumo delle famiglie più ricche hanno un peso rilevante sia i beni e servizi di prima necessità sia quelli di carattere più voluttuario, mentre nei consumi dei meno abbienti i primi assorbono una quota preponderante del bilancio familiare. La variazione del prezzo di un bene di prima necessità (ad esempio di un prodotto alimentare) ha quindi un peso relativamente maggiore sull'inflazione subita da un consumatore non abbiente, mentre quella di un bene o servizio che soltanto alcuni si permettono frequentemente (ad esempio il pernottamento in albergo) incide di più nel paniere di un benestante. In presenza di queste differenze, la percezione dell'inflazione subita individualmente, pur corretta, ha una scarsa relazione con quella media calcolata per l'intera popolazione. Inoltre, ciò può tradursi in una divergenza sistematica tra la media delle percezioni e l'inflazione media misurata se la relazione tra inflazione subita e percepita varia a seconda della categoria a cui appartiene il consumatore <sup>27</sup>.

Un caso in cui la divaricazione tra paniere medio e paniere individuale può essere molto netta è quello di voci di spesa che sono molto rilevanti per gli individui che le sostengono, ma che sono sostenute da una percentuale relativamente bassa dei consumatori e vanno pertanto a incidere in misura modesta sull'inflazione media. Un esempio molto chiaro è quello dei canoni di locazione, che pesano in misura nulla sulla spesa di chi vive nella casa di proprietà ma rappresentano una quota molto elevata della spesa mensile per chi invece deve sostenere un affitto. In Italia, dove circa il 20 per cento delle famiglie vive in un'abitazione in affitto, il peso di questa voce nel paniere medio è molto contenuto (3,1 per

Una divergenza tra le medie può anche discendere dalla presenza di un effetto di ponderazione. Il paniere Istat riflette nella struttura di ponderazione i consumi delle varie tipologie familiari in una misura che

cento) e ciò rende molto ampia la differenza tra il paniere medio e quello personale di chi paga un affitto. Una divaricazione ulteriore si registra a livello individuale a seconda del tipo di contratto, dell'area geografica, della zona della città. Secondo i dati dell'ultima indagine della Banca d'Italia (2004) sui bilanci delle famiglie, relativa all'anno 2002, a fronte di un incremento medio degli affitti del 14 per cento nell'intero paese rispetto al 2000, si osserva un aumento molto più forte nelle grandi città (25 per cento) rispetto ai centri di minore dimensione (9 per cento). Un altro esempio rilevante di divergenza tra paniere medio e individuale è quello richiamato in precedenza (cfr. la sezione 3) delle spese per l'assicurazione dei mezzi di trasporto, che hanno registrato un incremento molto elevato (11,7 per cento tra fine dicembre 2001 e dicembre 2003) ma il cui peso nell'indice, per il modo in cui questa voce viene trattata, è molto più basso rispetto a quanto viene percepito dalla maggior parte degli individui.

Una seconda ragione di divergenza tra l'inflazione media e quella percepita a livello individuale è che la prima è misurata su base annua, mentre alcuni prodotti sono acquistati da gran parte dei consumatori con una frequenza minore. In particolare, l'indice dei prezzi al consumo attribuisce al prezzo dei beni durevoli (ad esempio di un automobile) un peso che dipende dalla frequenza con cui essi vengono acquistati, *in media*, dai consumatori italiani. Anche in questo caso, tuttavia, l'importanza relativa di questa voce rispetto alla spesa complessiva sarà più elevata di quanto lo sia in media per chi ha effettivamente acquistato il bene in questione nell'ultimo anno, mentre è nulla per chi, nell'anno, non ha sostenuto questo tipo di spesa.

Per valutare quanto possa rilevare la discrepanza tra il paniere di consumo individuale di una classe di consumatori e quello medio sono state effettuate alcune stime dell'inflazione per classi di spesa, che consentono di apprezzare l'effettiva rilevanza delle differenze nei tassi d'inflazione sperimentati da classi diverse della popolazione<sup>28</sup>. Nel seguito si stimano indici dei prezzi specifici raggruppando le famiglie per decili di "spesa equivalente", definita come quella che ciascun componente dovrebbe affrontare se vivesse da solo per raggiungere

dipende dai rispettivi volumi di spesa e dalla loro numerosità relativa, mentre nel sondaggio dal quale vengono ricavate le percezioni d'inflazione tutte le famiglie hanno lo stesso peso.

<sup>&</sup>lt;sup>28</sup> Questa analisi riprende e aggiorna uno studio curato da Faiella e Gattulli (2003).

lo stesso tenore di vita che ha in famiglia. Per ciascun gruppo l'indice dei prezzi differisce da quello relativo all'insieme della popolazione per due motivi:

- *l'effetto pesi*: l'indice riferito a un determinato gruppo deve prendere in considerazione la distribuzione per tipologia dei consumi delle famiglie comprese nel gruppo stesso;
- l'effetto prezzi: i prezzi considerati nel calcolo dell'indice devono rispecchiare le abitudini di acquisto della fascia di popolazione considerata nel gruppo; tali abitudini possono differire sotto molteplici aspetti, ad esempio riguardo al canale distributivo e alla tipologia di prodotti che vengono acquistati.

Le informazioni disponibili consentono di tenere conto solo del primo effetto. Per cogliere il secondo effetto, infatti, occorrerebbe una rilevazione da parte degli istituti di statistica dei diversi prezzi pagati dai consumatori appartenenti a ciascuna categoria. Le valutazioni che presenteremo sono pertanto largamente approssimate.

Le stime del tasso di inflazione specifico per ogni decile di spesa equivalente mostrano che le differenze sono state contenute nel 2002 e pressoché nulle nel 2003 (Tavola 4)<sup>29</sup>.

Tav. 4 - Tasso di inflazione medio per decile di spesa equivalente (variazioni percentuali sul periodo corrispondente) (1)

Decile di spesa equivalente	2002	2003		
Primo	2,1	2,5		
Secondo	2,2	2,6		
Terzo	2,2	2,6		
Quarto	2,3	2,6		
Quinto	2,3	2,6		
Sesto	2,4	2,6		
Settimo	2,4	2,5		
Ottavo	2,5	2,6		
Nono	2,5	2,6		
Decimo	2,6	2,4		
Totale	2,5	2,6		

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

Nella media del 2002 l'inflazione delle famiglie con consumi più elevati risulta lievemente superiore a quella delle famiglie con spese inferiori (2,6 e 2,1 per cento,

<sup>(1)</sup> Variazioni calcolate in base all'indice dei prezzi a 2 decimali; per la media annua relativa al 2003 ciò comporta una lieve differenza rispetto al dato Istat (2,7 per cento), calcolato sull'indice a 1 decimale.

rispettivamente, per i due decili estremi). La differenza si spiega con le strutture dei consumi piuttosto differenziate tra le famiglie collocate agli estremi della distribuzione della spesa equivalente (Tavola 5).

Tav. 5 - Struttura della spesa per decile (pesi percentuali; 2002=100)

		Beni e servizi a prezzo			
	Beni alimentari	Beni energetici	Beni non alimentari e non energetici	Servizi	regolamentato
Decile di spesa equivalente					•
Primo	41,8	13,5	15,1	15,2	14,4
Secondo	35,5	12,1	18,2	20,9	13,4
Terzo	31,6	11,5	21,0	24,2	11,7
Quarto	28,7	10,8	22,6	26,6	11,2
Quinto	25,6	10,0	25,2	28,7	10,5
Sesto	23,9	9,3	24,8	32,0	10,1
Settimo	21,4	8,6	27,5	32,9	9,5
Ottavo	19,7	7,9	27,3	35,5	9,5
Nono	16,5	6,6	30,8	37,5	8,5
Decimo	9,9	3,8	45,4	35,1	5,8
Totale popolazione	19,2	7,4	31,9	32,7	8,8

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

Nel 2002, infatti, le famiglie con un livello della spesa più basso hanno risentito maggiormente della dinamica dei prezzi dei prodotti alimentari, nettamente superiore a quella dell'indice generale (3,6 per cento; Tavola 6), ma hanno beneficiato dell'andamento più favorevole di altre due voci con un peso elevato nel loro paniere: i beni energetici (i cui prezzi sono diminuiti dell'1,9 per cento) e i beni e servizi a prezzo regolamentato (il cui rincaro è stato del 2,2 per cento, inferiore alla media). Nel loro paniere di spesa, inoltre, hanno scarsa incidenza (15 per cento) i servizi non regolamentati, i cui prezzi sono cresciuti del 3,9 per cento. Questa voce ha invece inciso fortemente sul tasso d'inflazione per le famiglie più abbienti, per le quali ha un peso di circa il 35 per cento<sup>30</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>29</sup> Baldini (2002, 2004a), Fantacone e Morelli (2004) e Istat (2003) ottengono, con dati e metodologie analoghi a quelli qui utilizzati, risultati simili.

Un ulteriore esperimento è stato quello di distinguere all'interno del paniere Istat i beni e servizi il cui consumo non è comprimibile, in primo luogo i beni alimentari, da quelli il cui acquisto può essere più facilmente posticipato o addirittura evitato. La dinamica dei prezzi rientranti nelle due categorie, tuttavia, non mostra andamenti significativamente divergenti nel biennio 2002-03.

Tav. 6 - Indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale (variazioni percentuali sul periodo corrispondente)

Periodo		Beni e serv	Beni e servizi	Indice		
	Beni alimentari	Beni energetici	Beni non alimentari e non energetici	alimentari e non		generale
2000	1,6	13,2	1,5	2,8	0,7	2,5
2001	4,0	-2,0	2,0	3,2	3,6	2,7
2002	3,6	-1,9	2,2	3,9	2,2	2,5
2003	3,2	2,3	1,9	3,5	2,2	2,7

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

Questi risultati, che come sottolineato in precedenza non tengono conto dell'effetto prezzi e costituiscono pertanto un'approssimazione, contrastano con l'argomentazione avanzata da molti secondo la quale le conseguenze negative dell'andamento dei prezzi negli ultimi due anni sarebbero state maggiori per le classi sociali più deboli e per quelle medie, e minori per quelle più abbienti<sup>31</sup>. Peraltro, i dati disaggregati sulle percezioni (cfr. la sezione 2) suggeriscono che le differenziazioni tra le varie tipologie familiari non si sono ampliate nel periodo successivo all'introduzione dell'euro<sup>32</sup>.

Un tentativo di valutare in che direzione potrebbe incidere l'effetto attribuibile alle diverse variazioni di prezzo delle differenti varietà di uno stesso prodotto è presentato in Istat (2003). Ordinando i prezzi di uno stesso bene in senso crescente e dividendoli in prezzi bassi (inferiori alla mediana) e alti (superiori alla mediana), risulta che nel 2002 i primi hanno registrato incrementi significativamente maggiori dei secondi. Nell'ipotesi che le fasce di popolazione a basso reddito acquistino generalmente le varietà meno costose di ciascun prodotto, ciò indicherebbe che esse hanno subito, per quanto concerne questo solo effetto, un'inflazione maggiore rispetto alle famiglie più ricche.

Tali differenziazioni nelle percezioni potrebbero in parte riflettere la diversa rilevanza dei beni e servizi acquistati più di frequente nel paniere di consumo delle famiglie meno abbienti. Carra (2004) esamina la composizione del paniere dei consumatori italiani classificando questi ultimi per condizione professionale, familiare e reddituale e raggruppando i beni e servizi in base alla frequenza di acquisto, in ordine decrescente (frequente, mensile, stagionale, altra). Da tale analisi risulta che al crescere del reddito l'importanza relativa degli acquisti frequenti decresce fortemente, mentre si accresce notevolmente quella degli acquisti stagionali; le spese mensili presentano una minore differenziazione tra i vari gruppi di reddito, anche se tendono generalmente a diminuire all'accrescersi di quest'ultimo.

#### 4.2 La condizione economica individuale

La percezione di un aumento dell'inflazione maggiore di quello misurato e le differenze nelle percezioni delle varie tipologie familiari potrebbero dipendere da una valutazione basata non soltanto sull'inflazione subita, ma anche su altri elementi che concorrono a definire la condizione economica individuale, ad esempio la dinamica dei prezzi di voci non comprese nel paniere dell'indice ufficiale o l'andamento dei redditi per le varie fasce di popolazione. I consumatori, in altri termini, potrebbero confondere le perdite di potere d'acquisto indotte dall'inflazione con un più generale impoverimento provocato da altre cause. Consideriamo in proposito due fattori specifici.

Il primo riguarda l'andamento dei prezzi degli immobili residenziali, non inclusi nel paniere utilizzato per il calcolo dell'inflazione al consumo in quanto l'acquisto di un'abitazione riflette scelte sia di investimento sia di consumo e non è possibile distinguere tra le due motivazioni. Nel caso in cui questa esclusione non fosse chiara al consumatore intervistato nell'indagine (che verosimilmente non conosce tutte le caratteristiche del paniere e delle metodologie dell'indice Istat), la sua risposta non si riferirebbe tanto alle sue percezioni sull'inflazione quanto piuttosto a quelle sul suo potere d'acquisto riferito anche al potenziale acquisto di una casa. Tenuto conto che le abitazioni nel biennio 2002-03 hanno subito un rincaro molto forte – oltre il 28 per cento tra il secondo semestre del 2001 e il secondo semestre del 2003 in base a elaborazioni su dati de *Il Consulente Immobiliare* – non si può escludere che ciò abbia avuto un impatto sulla formazione delle percezioni relative all'andamento dei prezzi in generale e non solo alle quotazioni immobiliari. Inoltre, a seconda della distribuzione del possesso dell'abitazione tra le varie fasce di popolazione o delle differenze nella dinamica dei prezzi in zone abitate da fasce sociali diverse, si potrebbero avere effetti differenziati di questi aumenti sulle varie categorie di consumatore<sup>33</sup>.

Per quanto concerne l'andamento dei redditi, l'ultima Indagine sui bilanci delle famiglie italiane della Banca d'Italia (2004), condotta tra febbraio e settembre del 2003 e riferita al 2002, indica che le variazioni del reddito familiare annuo netto presentano

<sup>&</sup>lt;sup>33</sup> Su questi temi, cfr. Campiglio (2004) e Guiso (2004).

differenze significative a seconda della condizione professionale del capofamiglia (Tavola 7). A fronte di un incremento rispetto al 2000 pari al 6,8 per cento in termini nominali e all'1,1 per cento in termini reali per il totale del campione, le famiglie con capofamiglia lavoratore autonomo registrano incrementi maggiori (10,1 per cento in termini nominali, 4,4 in termini reali) rispetto a quelle con capofamiglia lavoratore dipendente (5,7 per cento, zero in termini reali). All'interno di quest'ultima categoria, i redditi delle famiglie con capofamiglia operaio o impiegato sono aumentati soltanto del 3,9 per cento, subendo quindi una flessione dell'1,8 per cento in termini reali. Le famiglie con capofamiglia pensionato registrano un incremento del 6,4 per cento (0,7 in termini reali).

Tav. 7 - Reddito per condizione professionale del capofamiglia, 2000-2002 (euro, valori percentuali)

	Reddito familiare annuo netto				Redd	ito pro capi	te annuo net	to (2)
Condizione professionale del			Variazione				Variazione	
capofamiglia (1)			percentuale 2002 su				percentuale 2002 su	
			2000				2000	
	2000	2002	nominale	reale(3)	2000	2002	nominale	reale(3)
Lavoratori dipendenti	28.651	30.293	5,7	0,0	9.005	9.696	7,7	2,0
di cui: operai e impiegati	26.477	27.505	3,9	-1,8	8.306	8.798	5,9	0,2
Lavoratori autonomi	36.568	40.245	10,1	4,4	11.095	12.168	9,7	4,0
Condizione non professionale	19.761	20.981	6,2	0,5	9.738	10.460	7,4	1,7
di cui: pensionati	20.596	21.911	6,4	0,7	10.341	11.081	7,2	1,5
Totale Italia	26.098	27.868	6,8	1,1	9.597	10.363	8,0	2,3

Fonte: Banca d'Italia (2004)

Come messo in evidenza da Brandolini (2004a, 2004b) le differenze negli andamenti dei redditi familiari negli anni recenti si sono riflesse sull'incidenza della povertà relativa per le varie categorie – la quota delle famiglie a basso reddito è diminuita per i lavoratori autonomi ed è aumentata per gli operai e gli impiegati – nonostante che gli indicatori di

<sup>(1)</sup> Maggior percettore di reddito all'interno della famiglia. - (2) Reddito annuo netto della famiglia diviso per il numero dei suoi componenti. - (3) I redditi sono deflazionati utilizzando il deflatore dei consumi delle famiglie di contabilità nazionale, che fornisce una variazione dei prezzi tra il 2000 e il 2002 pari al 5,7 per cento.

povertà per il complesso della popolazione italiana si siano mantenuti sostanzialmente stabili

Nel complesso, sebbene non emergano differenze sostanziali nell'inflazione subita nel 2002-03 dalle famiglie italiane appartenenti a diverse classi di spesa, appare verosimile che una maggiore percezione d'inflazione da parte delle categorie più deboli possa riflettere un loro effettivo impoverimento, da ricondurre a fattori diversi dall'inflazione propriamente misurata<sup>34</sup>.

# 4.3 I mezzi di informazione

L'andamento dei prezzi e, soprattutto, il contrasto tra le percezioni dei consumatori e le statistiche ufficiali hanno ricevuto nel periodo successivo al *changeover* un'attenzione eccezionale da parte dei mezzi di comunicazione. Da un lato, gli organi di informazione hanno dato voce ai dubbi circa l'affidabilità delle statistiche ufficiali; dall'altra, questa assidua attenzione al fenomeno, soprattutto quando ha amplificato la risonanza di dichiarazioni e di analisi in contrasto con le stime ufficiali, potrebbe aver alimentato la percezione di un'accelerazione generalizzata dei prezzi<sup>35</sup>.

Al fine di ottenere un'indicazione dell'attenzione rivolta all'argomento dai mezzi di comunicazione si sono selezionati gli articoli pubblicati su due testate: il principale quotidiano economico-finanziario italiano (Il Sole 24 Ore) e un quotidiano non specialistico a diffusione nazionale (La Stampa). La scelta è motivata dalla disponibilità delle due testate su una stessa banca dati *online* e quindi dalla possibilità di selezionarne gli articoli con le stesse modalità di ricerca. Nel valutare queste informazioni va tenuto presente che esse non comprendono i dati relativi ad altri quotidiani ad ampia diffusione nazionale e che le due testate considerate sono destinate a un pubblico specializzato o che si colloca, per grado di

<sup>&</sup>lt;sup>34</sup> Su questi temi, cfr. anche Baldini (2004b), Boeri (2004b) e Saraceno (2004).

Boeri (2004a) rileva l'eccezionale copertura mediatica del fenomeno e ipotizza che essa possa aver contribuito al divario tra l'inflazione percepita e quella rilevata; nota, inoltre, come molti organi di informazione abbiano dato credito a stime alternative a quelle ufficiali senza verificarne il rigore. Una ricerca della Scuola Superiore della Pubblica Amministrazione ha considerato il ruolo dei mezzi di informazione esaminandone l'influenza sull'inflazione misurata dall'Istat piuttosto che sulla divaricazione tra percezioni e misure ufficiali (cfr. per una sintesi Pennisi *et al.*, 2004).

istruzione, classe di reddito ecc., su un livello verosimilmente superiore a quello medio della popolazione del paese; l'analisi, inoltre, non considera l'informazione radiotelevisiva.

Gli articoli sono stati selezionati in base a due criteri di ricerca:

- 1. articoli nella cui titolazione compare almeno una delle seguenti espressioni: "caro-vita", "caro-prezzi", "costo della vita"<sup>36</sup>;
- 2. articoli che presentano le espressioni "inflazione" o "caro-vita" nella titolazione e le espressioni "associazioni" o "consumatori" nel testo.

I dati annuali sono riportati nella Tavola 8 e quelli mensili nelle Figure 13 e 14, insieme all'andamento delle percezioni nello stesso periodo.

Tavola 8 – Numero di articoli pubblicati su *Il Sole 24 Ore* e su *La Stampa* 

		Selezione 1:		Selezione 2:			
		-vita", "caro-p		"Inflazione" o "caro-vita" nella titolazione,			
	o "costo de	ella vita" nella	titolazione	"associazioni" o "consumatori" nel testo			
	Sole 24 Ore	La Stampa	Somma delle due testate	Sole 24 Ore	La Stampa	Somma delle due testate	
1995	25	38	63	30	15	45	
1996	25	24	49	41	38	79	
1997	35	14	49	32	13	45	
1998	30	2	32	22	5	27	
1999	19	7	26	33	19	52	
2000	41	14	55	60	26	86	
2001	32	18	50	65	21	86	
2002	33	27	60	71	48	119	
2003	35	41	76	94	52	146	

<sup>&</sup>lt;sup>36</sup> Il motore di ricerca accetta al massimo quattro parole chiave e individua anche espressioni equivalenti formulate in maniera lievemente diversa (carovita anziché caro-vita, costo vita anziché costo della vita, ecc.). La stessa ricerca è stata effettuata anche aggiungendo il termine inflazione, sempre con riferimento alla titolazione, alle tre parole chiave indicate al punto 1. L'inclusione di una parola più generica e usata in molti articoli non riferiti al dibattito sull'inflazione in Italia (ad esempio quelli sugli andamenti economici generali dell'area dell'euro o di altre aree economiche o quelli sulle decisioni di politica monetaria delle rispettive autorità monetarie) attenua fortemente, per entrambi i giornali considerati, la differenza tra il numero di articoli rilevati nel biennio 2002-03 e quelli selezionati con la stessa combinazione di parole chiave per gli anni immediatamente precedenti. Per le stesse ragioni, la maggiore differenziazione che si osserva nel biennio 2002-03 rispetto al passato con la seconda ricerca riflette l'inclusione delle due parole chiave "associazioni" e "consumatori" e non quella della parola "inflazione".

Dai dati annuali de *Il Sole 24 Ore* non emerge in generale un significativo incremento degli articoli selezionati nel periodo successivo all'introduzione dell'euro; fanno eccezione quelli individuati con il secondo criterio di ricerca per il 2003 (94 articoli, contro 71 nell'anno precedente e 65 nel 2001). La Figura 13, tuttavia, mostra che nel biennio 2002-03 si sono registrati picchi notevoli di attenzione al fenomeno. Per gli articoli nella cui titolazione compaiono le tre espressioni riferite al carovita (parte (a) della figura) la numerosità è paragonabile, nell'ultimo decennio, soltanto a quella registrata nel primo trimestre 2000 e nella primavera 2001, caratterizzati da un rialzo dell'inflazione. Il carattere di eccezionalità dei picchi recenti appare ancora più chiaramente con la ricerca che utilizza le parole "associazioni" e "consumatori" insieme a "inflazione" e "caro-vita" (parte inferiore della figura): in 5 mesi del biennio 2002-03 il numero di articoli selezionati raggiunge o supera 10, cosa accaduta una sola volta nei sette anni precedenti<sup>37</sup>.

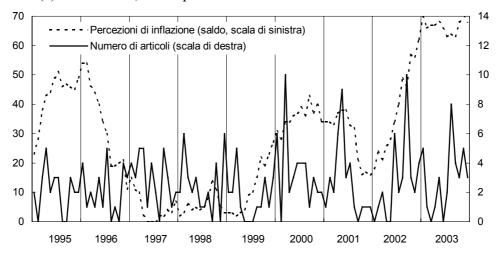
Nel caso de *La Stampa*, il forte aumento di attenzione al fenomeno è molto evidente anche dai dati annuali. Gli articoli nella cui titolazione compaiono le tre espressioni riferite al carovita salgono da 18 del 2001 a 27 nel 2002 e a 41 del 2003, mentre gli articoli in cui appaiono anche le parole chiave "associazioni" o "consumatori" più che raddoppiano tra il 2001 e il 2002 (da 21 a 48) e aumentano ancora lievemente l'anno successivo. La Figura 14 evidenzia come i picchi mensili degli articoli dedicati all'argomento nel biennio 2002-03 siano senza precedenti nel decennio, in particolare nell'estate del 2002, quando è molto forte anche l'aumento delle percezioni d'inflazione. Gli articoli di questo periodo si caratterizzano, su tutti i giornali, per la forte sensazionalità: riportano in particolare le critiche alle metodologie seguite dall'Istat e le stime dell'inflazione di altra fonte. Altri due momenti in cui si intensifica l'attenzione al fenomeno si registrano tra la fine del 2002 e l'inizio del 2003, quando le percezioni d'inflazione toccano un picco dall'introduzione dell'euro, e ancora nell'autunno 2003, quando esse, dopo un accenno di inversione di tendenza, si riportano sui livelli massimi<sup>38</sup>.

Nel marzo 2000, quando l'attenzione della stampa era giustificata dalla fase di rialzo dell'inflazione, su un valore non eccezionalmente elevato in termini assoluti (2,6 per cento) ma circa doppio rispetto a quello di un anno prima e massimo da oltre tre anni.

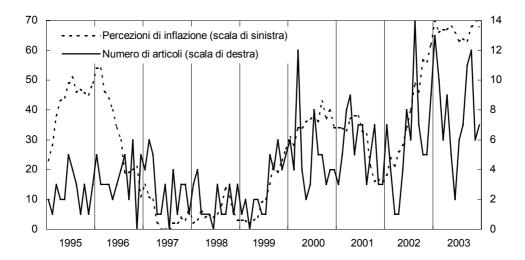
Tra i temi trattati in questi due periodi, spiccano la polemica tra Confindustria e Confcommercio sulle responsabilità del caro-prezzi e le tensioni tra Istat e Eurispes sulla veridicità delle statistiche ufficiali. Un caso particolarmente interessante è il trattamento che riceve, nel febbraio 2003, l'ammissione da parte dell'Istat di

Fig. 13 - Percezioni d'inflazione e articoli de Il Sole 24 Ore

(a) "Caro-vita", "caro-prezzi" o "costo della vita" nella titolazione



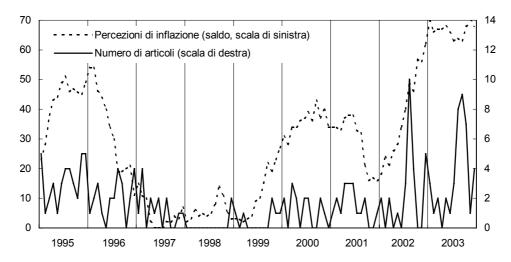
(b) "Inflazione" o "caro-vita" nella titolazione, "associazioni" o "consumatori" nel testo



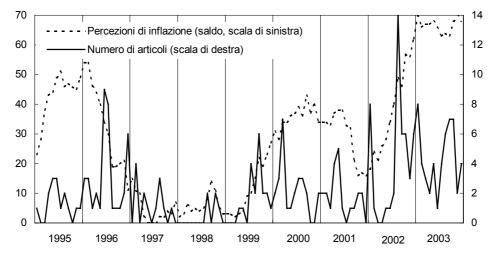
un errore di misurazione: sebbene esso sia di un ordine di grandezza molto contenuto (l'erronea attribuzione a gennaio 2003, anziché a febbraio, di una riduzione del prezzo di vendita dei farmaci determina una sottostima di 0,1 punti percentuali dell'inflazione di gennaio) e tale quindi da passare inosservato in altri momenti, nel clima di polemica di quei mesi suscita un'eco rilevante. Su questo episodio si vedano gli interventi di Gallo (2003), Guiso (2003) e Riserbo (2003).

Fig. 14 – Percezioni d'inflazione e articoli de La Stampa

(a) "Caro-vita", "caro-prezzi" o "costo della vita" nella titolazione



(b) "Inflazione" o "caro-vita" nella titolazione, "associazioni" o "consumatori" nel testo



Nel periodo in esame, quindi, si nota una coincidenza tra alcuni bruschi aumenti delle percezioni e i picchi nella numerosità degli articoli in cui compaiono parole chiave strettamente connesse con il dibattito sull'inflazione. In una prospettiva di medio periodo, il raffronto tra le Figure 13-14 e la Figura 1 mostra come le precedenti fasi di forte peggioramento delle percezioni (1995-96 e 1999-2000) si siano accompagnate a un rialzo dell'inflazione misurata e a un'attenzione da parte dei mezzi di informazione che, seppure in aumento, non ha mai raggiunto i livelli eccezionali del periodo più recente quando, per contro, l'inflazione misurata è rimasta su livelli sostanzialmente stabili.

Questa analisi descrittiva suggerisce la possibilità che vi sia una relazione tra l'andamento delle percezioni d'inflazione e l'attenzione al fenomeno da parte della stampa. La direzione causale, tuttavia, può essere *a priori* in entrambe le direzioni, in quanto da un lato un forte peggioramento delle percezioni d'inflazione ha una valenza giornalistica rilevante, tale da giustificare un forte interesse da parte dei media, dall'altro quest'ultimo potrebbe avvalorare le percezioni individuali, rafforzandole ulteriormente. La natura bidirezionale di questo legame è confermata dai test di Granger-causalità condotti sui dati considerati in questa sezione.

55

# 4.4 Gli arrotondamenti e la memoria dei prezzi in lire

Secondo l'ISAE (2003) il ricorso a un arrotondamento mentale approssimato da parte dei consumatori potrebbe aver contribuito all'aumento delle loro percezioni d'inflazione nel corso del 2002. In Italia i prezzi in euro sarebbero stati valutati convertendoli in lire a un cambio di 2.000 lire per euro, anziché al cambio corretto di 1.936,27 lire; ciò comporterebbe un arrotondamento del 3,2 per cento che, aggiunto all'inflazione misurata, implicherebbe per il 2002 un'inflazione percepita più che doppia rispetto a quella misurata. Questa argomentazione è stata ripresa con una certa rilevanza dai mezzi di informazione quando è stata fatta propria dal presidente dell'Istat, nel corso di un'audizione al Senato nell'ottobre 2003. Considerando anche i cambi approssimati verosimilmente utilizzati negli altri paesi dell'area dell'euro, l'analisi dell'ISAE indica che l'effetto potenziale dell'arrotondamento approssimato da parte dei consumatori sarebbe compreso tra il 2 e il 3 per cento in Germania e Grecia e tra l'1 e il 2 per cento in Austria e Irlanda. Esso sarebbe invece negativo, per l'1 per cento circa, in Belgio e sostanzialmente trascurabile nei restanti paesi. La stessa analisi, inoltre, mostra che nel 2002 il divario tra l'inflazione percepita e quella misurata è stato generalmente più elevato nei paesi nei quali l'effetto di una conversione approssimata è maggiore.

Il punto importante da chiarire, come precisato dallo stesso ISAE, è che questa argomentazione può contribuire a spiegare il divario tra inflazione percepita e misurata nel 2002 – quando il consumatore si trovava a confrontare i prezzi denominati in euro (e convertiti mentalmente in lire) con quelli di un anno prima denominati in lire – ma non nel 2003, anno per il quale la variazione a dodici mesi dei prezzi si basa sul confronto tra due

prezzi entrambi espressi in euro. Non si può escludere, tuttavia, che alcuni consumatori siano stati tratti in inganno dal fatto che la loro memoria continua a riferirsi agli ultimi prezzi in lire osservati prima dell'introduzione della moneta comune. In questo caso si cumulerebbero due ordini di approssimazione: la conversione approssimata in lire del prezzo in euro ne determinerebbe una prima sopravvalutazione; un'ulteriore e altrettanto rilevante sopravvalutazione deriverebbe dal fatto che il confronto, ad esempio a fine 2003, viene effettuato avendo memoria di un prezzo che si riferisce non a uno ma a due anni prima: se il consumatore non si rende conto che le sue percezioni si riferiscono a una variazione a 24 mesi, e non a 12 come quella in base alla quale si determina l'inflazione, quest'ultimo effetto determina, di per sé, una percezione all'incirca doppia rispetto alla realtà (considerando che l'inflazione ha registrato un valore simile nel 2002 e nel 2003).

Al riguardo, sono interessanti alcune evidenze dalla già citata indagine "The Euro, two years later", condotta dalla Commissione europea alla fine del 2003, dalla quale risulta che l'Italia è il paese dell'area nel quale la percentuale di intervistati che affermano di avere "molta difficoltà" con l'euro è più elevata (29 per cento, contro il 14 per la media dell'area) e l'unico (insieme alla Grecia) in cui questa percentuale è aumentata rispetto alla rilevazione di fine 2002 (quando era pari al 14 per cento). L'Italia è anche il paese nel quale è più elevata la percentuale di coloro che affermano di effettuare un calcolo mentale nella valuta nazionale al momento di effettuare acquisti quotidiani (46 per cento contro il 30 per la media dell'area) e l'unico in cui questa percentuale è maggiore rispetto a quella di coloro che affermano di pensare in euro (33 per cento, contro il 46 dell'area).

#### 5. Un quadro d'insieme delle correlazioni

L'analisi finora svolta suggerisce che più fattori hanno probabilmente concorso alla determinazione del divario eccezionalmente elevato tra percezioni e misure ufficiali dell'inflazione. In questa sezione si presentano i risultati di un'analisi descrittiva delle correlazioni tra l'andamento delle percezioni e quello dei fattori considerati, misurate tramite una regressione lineare nella quale la variabile dipendente è la percezione d'inflazione (saldo delle risposte nell'indagine condotta dall'ISAE; cfr. sezione 2) e tra i regressori compaiono i fattori menzionati nella sezione precedente per i quali è possibile costruire un indicatore sintetico a frequenza mensile. L'esercizio è finalizzato a misurare le correlazioni tra le

percezioni e le variabili considerate senza necessariamente attribuire ad esse un nesso causale; quest'ultima considerazione vale in particolare per la variabile riferita ai mezzi di informazione (cfr. oltre).

La Tavola 9 riporta l'R<sup>2</sup> corretto delle regressioni e il valore dei coefficienti<sup>39</sup>. Il termine di raffronto è la regressione in cui l'unica variabile esplicativa è l'inflazione misurata sull'indice dei prezzi al consumo (*IPC*), il cui R<sup>2</sup> è pari a 0,68 per il periodo di stima 1997-2001 e scende fortemente (a 0,56) quando il periodo viene esteso per includere il biennio 2002-03 (regressioni 1 e 5 nella tavola), segnalando una discontinuità in corrispondenza del *changeover*.

L'interpretazione dei risultati presentati di seguito richiede alcune considerazioni preliminari:

- effettuando una regressione delle percezioni sul livello contemporaneo dell'inflazione e sul valore ritardato delle percezioni stesse si ottiene un coefficiente statisticamente non significativo per *IPC* e pressoché unitario per la variabile dipendente ritardata. Un risultato simile si ottiene con i regressori alternativi. Ciò suggerisce che le percezioni incorporano una forte componente inerziale; per far emergere la correlazione con i fattori esaminati, nelle regressioni effettuate si è omesso il valore ritardato della variabile dipendente.
- una particolare nota di cautela vale per l'interpretazione dei risultati per la variabile relativa ai mezzi di informazione, data la natura bidirezionale del suo legame con le percezioni (cfr. la sezione 4.3).

Nel primo esercizio (regressione 2 nella tavola) vengono considerate variabili relative ai fattori discussi nella sezione 4.1, riconducibili alla presenza di asimmetrie nella formazione delle percezione e nell'andamento dei prezzi<sup>40</sup>:

<sup>&</sup>lt;sup>39</sup> Il periodo di stima considerato inizia dal 1997 in relazione alla disponibilità dell'indicatore relativo alla dispersione della variazioni dei prezzi. Escludendo questo regressore, le stime sono state effettuate anche dal 1992 ottenendo risultati analoghi.

<sup>&</sup>lt;sup>40</sup> Nella regressione non vengono inclusi indicatori relativi alla diversa composizione dei panieri di spesa per categoria di consumatore, non essendo emerse differenze significative dall'analisi dell'inflazione per classi di spesa.

- il tasso di crescita sui dodici mesi dei prezzi dei beni e servizi acquistati più frequentemente (*IPC\_alta*) e quello dei prezzi dei beni e servizi acquistati meno frequentemente (*IPC\_bassa*);
- la deviazione standard calcolata sulla distribuzione *cross-section* delle variazioni percentuali sui dodici mesi dei prezzi relativi a un sottoinsieme di 48 prodotti del paniere Istat (*STD*)<sup>41</sup>.

I coefficienti hanno il segno atteso – positivo – e risultano statisticamente significativi per *IPC\_alta* e (marginalmente) per *STD*<sup>42</sup>. L'R<sup>2</sup> sale a 0,68, da 0,56 quando si considera solo *IPC* (regressione 1).

Nel secondo esercizio (regressione 3) si include, oltre a *IPC*, la variabile che misura l'intensità con cui i mezzi di informazione hanno trattato il tema dell'inflazione e della divergenza tra percezioni e misure ufficiali, data dal numero di articoli apparsi su *Il Sole 24 Ore* e su *La Stampa* selezionati con le parole chiave "inflazione" o "caro-vita" nella titolazione e "associazioni" o "consumatori" nel testo (*GIORN*)<sup>43</sup>.

Anche in questo caso il coefficiente ha il segno atteso ed è significativo; l'R<sup>2</sup> sale a 0,77. Come già osservato, dato il legame bidirezionale tra le percezioni e la variabile considerata, tale incremento va letto come un'indicazione sulla possibile rilevanza del legame reciproco tra il meccanismo di formazione collettivo delle percezioni e il modo in cui il tema è stato trattato dai mezzi di informazione.

Infine, considerando insieme tutti i fattori precedenti (regressione 4), l'R<sup>2</sup> sale a 0,80, un valore sostanzialmente coincidente a quello che si ottiene con le stesse variabili limitando

<sup>&</sup>lt;sup>41</sup> La variabile che coglie la rilevanza degli incrementi estremi dei prezzi (quota sul totale delle variazioni) non è risultata significativa, coerentemente con l'evidenza della sezione 4.1.b, secondo la quale in corrispondenza del *changeover* l'aumento di tale quota ha interessato solo alcuni settori e soltanto in misura marginale l'indice nel suo complesso.

<sup>&</sup>lt;sup>42</sup> La scarsa significatività statistica del coefficiente di *STD* riflette verosimilmente il fatto che questa variabile coglie, almeno in parte, fenomeni analoghi a quelli colti con la spaccatura dell'inflazione per frequenza di acquisto (l'evidenza disponibile suggerisce infatti che la dispersione è stata più elevata per i beni acquistati più frequentemente). La significatività statistica della variabile è maggiore nella regressione (non riportata nella tavola) in cui essa viene considerata separatamente, in aggiunta alla variabile *IPC*.

<sup>&</sup>lt;sup>43</sup> Cfr. la sezione 4.3. Il valore contemporaneo della variabile *GIORN* è stato escluso (pur risultando, se incluso, significativo) in quanto una parte degli articoli censiti in ciascun mese potrebbe essere stata pubblicata dopo l'effettuazione del sondaggio presso i consumatori dello stesso mese.

la stima al periodo precedente il *changeover* (regressione 6). Con l'inclusione dei regressori alternativi, pertanto, viene meno la discontinuità rilevata per la regressione con la sola inflazione misurata.

Tavola 9 – Sintesi delle correlazioni (variabile dipendente: saldo delle percezioni d'inflazione) (1)

	Regressori	$\overline{R^2}$
	Periodo di stima: 1997.4 – 2003.12	
1	IPC <sub>t</sub>	0,56
	Coefficienti (2):	
	IPC <sub>t</sub> 36,27 (10,06)	
	Asimmetrie	
2	IPC_alta <sub>t</sub> , IPC_bassa <sub>t</sub> , STD <sub>t-2</sub>	0,68
	IPC_alta 19,26 (10,95)	
	IPC_bassa 2,30 (0,80)	
	STD <sub>t-2</sub> 3,90 (1,86)	
	Mezzi di informazione	
3	IPC <sub>t</sub> , GIORN <sub>t-1</sub> , GIORN <sub>t-2</sub> ,GIORN <sub>t-3</sub> ,GIORN <sub>t-4</sub>	0,77
	IPC <sub>t</sub> 14,65 (4,00)	
	GIORN <sub>t-1</sub> 1,34 (4,83)	
	GIORN <sub>t-2</sub> 0,78 (2,59)	
	GIORN <sub>t-3</sub> 0,68 (2,21)	
	GIORN <sub>t-4</sub> 0,73 (2,51)	
	Asimmetrie e mezzi di informazione	
4	IPC_alta <sub>t</sub> , IPC_bassa <sub>t</sub> , STD <sub>t-2</sub> , GIORN <sub>t-1</sub> , GIORN <sub>t-2</sub> , GIORN <sub>t-3</sub> , GIORN <sub>t-4</sub>	0,80
	IPC_alta 9,12 (4,64)	
	IPC_bassa 1,68 (0,57)	
	STD <sub>t-2</sub> 3,75 (2,26)	
	GIORN <sub>t-1</sub> 1,14 (4,29)	
	GIORN <sub>t-2</sub> 0,71 (2,53)	
	GIORN <sub>t-3</sub> 0,50 (1,73)	
	GIORN <sub>t-4</sub> 0,61 (2,27)	
	Per raffronto: periodo di stima 1997.4 – 2001.12	
5	IPC <sub>t</sub>	0,68
6	IPC_alta <sub>t</sub> , IPC_bassa <sub>t</sub> , STD <sub>t-2</sub> , GIORN <sub>t-1</sub> , GIORN <sub>t-2</sub> , GIORN <sub>t-3</sub> , GIORN <sub>t-4</sub>	0,79

<sup>(1)</sup> Regressioni delle percezioni d'inflazione mensili (saldo delle risposte dal sondaggio presso i consumatori dell'ISAE; cfr. sezione 2) sulle variabili indicate. – (2) t-test in parentesi. <u>Legenda</u>: *IPC* = variazioni sui 12 mesi dell'indice generale dei prezzi al consumo; *IPC\_alta* = variazioni sui 12 mesi dell'indice dei prezzi per i beni e servizi acquistati con frequenza alta; *IPC\_bassa* = variazioni sui 12 mesi dell'indice dei prezzi per i beni e servizi acquistati con frequenza medio-bassa; *STD* = deviazione standard calcolata sulla distribuzione *cross-section* delle variazioni percentuali sui 12 mesi dei prezzi relativi a un sottoinsieme di 48 prodotti del paniere Istat; *GIORN* = numero di articoli apparsi su *Il Sole 24 Ore* e *La Stampa* selezionati con le parole chiave "inflazione" o "caro-vita" nella titolazione e "associazioni" o "consumatori" nel testo.

La stessa indicazione proviene dalla Figura 15, nella quale vengono mostrati l'andamento delle percezioni e quello dei *fitted values* ottenuti rispettivamente con la regressione delle percezioni sulla sola inflazione misurata e con quella inclusiva di tutti i regressori alternativi.

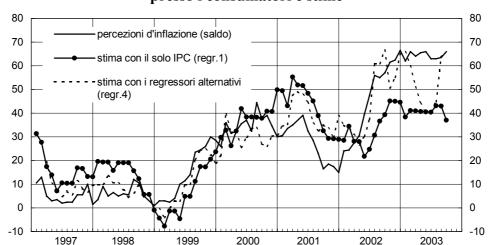


Fig. 15 – Percezioni d'inflazione: saldo risultante dall'indagine presso i consumatori e stime

#### 6. Conclusioni

Il lavoro mostra che la percezione di un forte aumento della dinamica dei prezzi successivamente all'introduzione dell'euro può essere riconciliata con l'incremento molto più modesto rilevato dalle statistiche ufficiali. Nella spiegazione di questo divario si combinano le caratteristiche della distribuzione delle variazioni dei prezzi e i meccanismi di natura psicologica che orientano la formazione delle percezioni ad essi relative.

La prima parte dello studio discute le metodologie e le procedure di rilevazione seguite dall'Istat nel calcolo dell'indice dei prezzi al consumo. Come negli altri paesi europei, le prime sono molto migliorate nel corso degli anni novanta, allineandosi agli standard internazionali più avanzati. Le procedure operative presentano alcuni elementi di incertezza, ma non vi sono evidenze che suggeriscano una sistematica sottostima dell'inflazione; si tratta, in ogni caso, di problemi che, se presenti, lo erano anche prima del *changeover*.

Peraltro, contrariamente a quanto spesso sostenuto nella discussione pubblica, le statistiche dell'Istat colgono i rincari eccezionali di specifici prodotti, anche se ciò non è rilevabile pienamente dai dati diffusi pubblicamente, relativi alla media delle singole quotazioni. Inoltre, il trattamento di alcune voci specifiche (quali gli ortaggi e la frutta o le assicurazioni sugli autoveicoli), per quanto metodologicamente fondato, può determinare uno scostamento tra l'andamento misurato dei loro prezzi e quello percepito, ma non tale da giustificare la generalità del fenomeno e la sua intensità.

L'evidenza esaminata nel lavoro suggerisce che altri fattori hanno concorso a determinare il divario e che tra questi sono particolarmente rilevanti quelli riconducibili a forme di asimmetria nel modo in cui si formano le percezioni d'inflazione individuali e nell'effettivo andamento dei prezzi.

In primo luogo, i beni e servizi che fanno parte del paniere Istat sono acquistati dal singolo consumatore con frequenze molto diversificate, da giornaliera a pluriennale. Nel periodo successivo al *changeover* i prodotti consumati più spesso hanno subito rincari maggiori di quelli acquistati più di rado. Nel caso in cui le percezioni siano influenzate maggiormente dall'andamento dei primi, ipotesi particolarmente plausibile in un periodo in cui si è reso necessario acquisire e memorizzare un gran numero di prezzi espressi nella nuova moneta, tali andamenti sono coerenti con un aumento delle percezioni superiore a quello dell'inflazione media misurata dalle statistiche ufficiali.

In secondo luogo, in concomitanza con il *changeover* e nel periodo successivo si osserva una quota maggiore di prezzi variati, sia in aumento sia in diminuzione; nel settore dei servizi, inoltre, si registra una percentuale superiore di rincari molto elevati. Nell'ipotesi che le percezioni dei consumatori siano maggiormente influenzate dal rincaro di un bene piuttosto che da una diminuzione equivalente – o riflettano in maniera eccessiva le variazioni estreme – tali andamenti sono coerenti con un incremento dell'inflazione percepita superiore a quella misurata.

In terzo luogo, l'inflazione subita dai singoli consumatori riflette l'andamento dei prezzi dei beni e servizi che compongono il paniere personale di consumo. Nella misura in cui questo differisce da quello medio dell'intera popolazione, l'inflazione individuale può divergere da quella calcolata per l'insieme del paese. Ciò sembrerebbe poter spiegare perché la percezione

d'inflazione è più elevata per i consumatori appartenenti a certe classi (famiglie meno abbienti, casalinghe e pensionati, meno scolarizzati). Dalle stime per l'inflazione subita dalle famiglie a seconda della classe di spesa a cui appartengono, tuttavia, non risultano differenze di rilievo per il biennio 2002-03.

Quest'ultimo risultato, d'altra parte, non implica necessariamente che la percezione di un impoverimento da parte di alcune categorie di consumatori sia infondata. Essa può dipendere non soltanto da una valutazione basata sull'inflazione subita, ma anche da altri elementi che condizionano la situazione economica individuale. Possono aver avuto un ruolo rilevante, in particolare, la forte dinamica di voci non comprese nel paniere dell'indice dei prezzi al consumo (le abitazioni) e quella molto modesta dei redditi familiari, che nel 2002 risultavano di poco superiori in termini reali a quelli del 2000 per l'intera popolazione e inferiori per i nuclei con capofamiglia operaio o impiegato.

Infine, i mezzi di informazione hanno dedicato un'attenzione eccezionale all'andamento dei prezzi e al contrasto tra le percezioni dei consumatori e le statistiche ufficiali, nonostante una sostanziale stabilità dell'inflazione misurata; bruschi aumenti delle percezioni hanno coinciso con picchi senza precedenti nella numerosità degli articoli in cui compaiono parole chiave strettamente connesse con il dibattito sul caro-vita. Ciò suggerisce un ruolo rilevante per il legame di reciproca influenza tra le percezioni d'inflazione e la copertura mediatica del fenomeno.

# **Bibliografia**

- Álvarez González, L.J., P. Cuadrado Salinas, J. Jareño Morago e I. Sánchez García (2004), El impacto de la puesta en circulatión del euro sobre los precios de consumo, Banco de España, Documentos ocasionales n. 0404.
- Angelini, P., G. Ardizzi e F. Lippi (2004), La crescita dei prezzi dopo il cambio della moneta. Evidenze dall'andamento del circolante e degli strumenti di pagamento, Banca d'Italia, Lavoro preparatorio per la Relazione sul 2003.
- Baldini, M. (2002), Per chi è aumentato il costo della vita, sito Internet www.lavoce.info.
- Baldini, M. (2004a), *Un'inflazione per ricchi. E una per poveri*, sito Internet www.lavoce.info.
- Baldini, M. (2004b), *Prezzi, redditi e impoverimento delle famiglie*, il Mulino, marzo-aprile.
- Banca centrale europea (2003a), Effetti dell'introduzione delle banconote e delle monete in euro sui prezzi al consumo, riquadro del Rapporto annuale 2002, pagg. 40-43.
- Banca centrale europea (2003b), *Il recente andamento dell'inflazione percepita nell'area dell'euro*, riquadro del Bollettino mensile, ottobre, pagg. 23-25.
- Banca d'Italia (2004), *I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 2002*, Supplementi al Bollettino Statistico Note metodologiche e informazioni statistiche, Anno XIV, n. 12.
- Banco de España (2002), *The effect of the euro cash changeover on inflation*, riquadro dell'Annual Report 2002, pag. 95.
- Boeri, T. (2004a), La psicosi del caro-euro, La Stampa, 2 febbraio.
- Boeri, T. (2004b), *Un declino di benessere*, sito Internet www.lavoce.info.
- Brandolini, A. (2004a), *A proposito di povertà e disuguaglianza*, sito Internet www.lavoce.info.
- Brandolini, A. (2004b), Se il cambiamento è relativo, sito Internet www.lavoce.info.
- Buiten, G. (2003), Why inflation still feels so high, CBS Webmagazine, sito Internet www.cbs.nl.
- Campiglio, L. (2004), *Il differenziale d'inflazione dell'Italia e la spirale prezzi-prezzi*, in *Prezzi, reddito reale e qualità della vita*, Collana Sintesi 34, IRER, luglio.
- Carmignani, A. e A. Gattulli (2001), Le aspettative d'inflazione nelle indagini della Commissione europea, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Carra, A. (2004), *Modelli di consumo e impatto dell'inflazione sui redditi*, Fondazione Istituto consumatori e utenti.
- Commissione europea (2002), *The euro, one year later*, Flash Eurobarometer 139.
- Commissione europea (2003), The euro, two years later, Flash Eurobarometer 153.

- Crédit Agricole (2004), *Pourquoi les ménages français surestiment-ils l'inflation*?, Flash Éco, 26 marzo.
- Cristadoro, R. e R. Sabbatini (1999), *I numeri indice dei prezzi al consumo: il dibattito recente ed i principali utilizzi nell'analisi congiunturale in Italia*, Università degli Studi di Roma "La Sapienza", Ricerche, n. 27.
- Deutsche Bundesbank (2004), The euro and prices two years on, Monthly Report, gennaio.
- Eurispes (2003), Caro ... cibo. Indagine statistica dell'Eurispes sui prezzi dei prodotti alimentari in collaborazione con la coalizione dei consumatori.
- Eurostat (2001), *Compendium of HICP reference documents*, Commissione europea, Lussemburgo.
- Fabiani, S., F. Venditti e G. Veronese (2003), *L'inflazione effettiva e quella percepita dai consumatori in Italia*, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Fabiani, S., A. Gattulli, R. Sabbatini e G. Veronese (2004), *Consumer price behaviour in Italy: evidence from micro CPI data*, Banca d'Italia, Lavoro preparatorio per la Relazione sul 2003.
- Faiella, I. e A. Gattulli (2003), L'inflazione per classi di reddito, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Fantacone, S. e P. Morelli (2004), Sorprese inflazionistiche e conflitti distributivi. Famiglie, anziani e inflazione ai tempi dell'euro, CER-SPI, 2004
- Gaiotti, E. e F. Lippi (2004), *L'introduzione dell'euro e le politiche di prezzo: un'analisi su un campione di dati individuali nel settore della ristorazione*, in corso di pubblicazione in Banca d'Italia, Temi di Discussione.
- Gallo, G. (2003), Shagliando si migliora. L'esempio degli Stati Uniti, sito Internet www.lavoce.info.
- Guiso, L. (2003a), Gli errori dell'ISTAT. E quelli dei suoi critici, sito Internet www.lavoce.info
- Guiso, L. (2003b), Inflazione percepita e rilevata, sito Internet www.lavoce.info
- Guiso, L. (2004), Il costo della vita nelle grandi città, sito Internet www.lavoce.info
- INSEE (2003), Opinion des ménages sur les prix passés et l'inflation, Note de conjoncture, dicembre.
- ISAE (2002), *L'inflazione effettiva e quella percepita dai consumatori*, Rapporto trimestrale, luglio, pagg. 114-120.
- ISAE (2003), La conversione approssimata dei prezzi in euro nelle valute nazionali e l'inflazione percepita dai consumatori, ISAE, Rapporto trimestrale, gennaio, pagg. 118-120.
- ISTAT (2002), *Il comportamento dei prezzi nella fase di transizione dalla lira all'euro*, Rapporto annuale 2001, pagg. 32-33.

- ISTAT (2003), Caratteristiche del processo inflazionistico nell'anno dell'introduzione dell'euro, Rapporto annuale 2002, pagg. 64-79.
- ISTAT (2004), Come si rilevano i prezzi al consumo, sito Internet www.istat.it.
- Mostacci, F. (2004), Aspetti teorico-pratici per la costruzione di indici dei prezzi al consumo, in corso di pubblicazione su Contributi ISTAT.
- Mostacci, F. e R. Sabbatini (2003), L'euro ha creato inflazione? Changeover e arrotondamenti dei prezzi al consumo in Italia nel 2002, Moneta e Credito, n. 221, marzo.
- Pennisi, G., G. De Filippi, P.L. Scandizzo, S. Zecchini, S. Maiolo, M. Ventura e S. Savastano (2004), *I media e l'economia italiana*. *Un caso di studio: le news, l'euro ed i prezzi*, sintesi degli studi presentati all'incontro su "I Media e l'economia italiana" organizzato dalla Presidenza del Consiglio dei Ministri e dalla Scuola Superiore della Pubblica Amministrazione, Roma, 21 giugno.
- Rapiti, F. (2003), *Più compiti, meno risorse. Perché l'Istat è in difficoltà*, sito Internet www.lavoce.info.
- Riserbo, M. (2003), Errori e misfatti, sito Internet www.lavoce.info.
- Saraceno, C. (2004), Sentirsi poveri, sito Internet www.lavoce.info.
- Trivellato, U. (2003), Come si misura l'inflazione?, sito Internet www.lavoce.info.

## ELENCO DEI PIÙ RECENTI "TEMI DI DISCUSSIONE" (\*)

- N. 506 Estimating expectations of shocks using option prices, di A. Di Cesare (Luglio 2004).
- N. 507 Estimating state price densities by Hermite polynomials: theory and application to the Italian derivatives market, di P. Guasoni (Luglio 2004).
- N. 508 The interaction between face-to-face and electronic delivery: the case of the Italian banking industry, di E. Bonaccorsi di Patti, G. Gobbi e P. E. Mistrulli (Luglio 2004).
- N. 509 *Bad loans and entry into local credit markets*, di M. Bofondi e G. Gobbi (Luglio 2004).
- N. 510 Does wealth affect consumption? Evidence for Italy, di M. Paiella (Luglio 2004).
- N. 511 Information variables for monetary policy in a small structural model of the euro area, di F. Lippi e S. Neri (Luglio 2004).
- N. 512 Monetary union with voluntary participation, di W. Fuchs e F. Lippi (Luglio 2004).
- N. 513 Monetary policy and stock prices: theory and evidence, di S. Neri (Luglio 2004).
- N. 514 Financial structure and the transmission of monetary shocks: preliminary evidence for the Czech Republic, Hungary and Poland, di A. Anzuini e A. Levy (Luglio 2004).
- N. 515 *The pricing behaviour of Italian firms: new survey evidence on price stickiness*, di S. Fabiani, A. Gattulli e R. Sabbatini (Luglio 2004).
- N. 516 Business cycle non-linearities and productivity shocks, di P. PISELLI (Luglio 2004).
- N. 517 The modelling of operational risk: experience with the analysis of the data collected by the Basel Committee, di M. Moscadelli (Luglio 2004).
- N. 518 Perché le imprese ricorrono al factoring? Il caso dell'Italia, di M. Benvenuti e M. Gallo (settembre 2004).
- N. 519 *Un modello dei conti economici per il sistema bancario italiano*, di L. Casolaro e L. Gambacorta (settembre 2004).
- N. 520 *Errori di misura nell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane*, di C. Biancotti, G. D'Alessio e A. Neri (settembre 2004).
- N. 521 *Do mergers improve information? Evidence from the loan market*, di F. Panetta, F. Schivardi e M. Shum (settembre 2004).
- N. 522 *Tecnologia e dinamica dei vantaggi comparati: un confronto fra quattro regioni italiane*, di C. Bentivogli e F. Quintiliani (settembre 2004).
- N. 523 The short-term impact of government budgets on prices: evidence from macroeconometric models, di J. Henry, P. Hernàndez de Cos e S. Momigliano, (ottobre 2004).
- N. 524 *Pricing behavior and the comovement of productivity and labor: evidence from firm-level data*, di D.J. Marchetti e F. Nucci (dicembre 2004).
- N. 525 *Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behaviour of 2,000 firms, di* E. Gaiotti e A. Secchi (dicembre 2004).
- N. 526 Foreign direct investment and agglomeration: Evidence from Italy, di R. Bronzini (dicembre 2004).
- N. 527 Endogenous growth in open economies: A survey, di A. F. Pozzolo (dicembre 2004).
- N. 528 The role of guarantees in bank lending, di A. F. Pozzolo (dicembre 2004).
- N. 529 *Does the ILO definition capture all unemployment*, di A. Brandolini, P. Cipollone e E. Viviano (dicembre 2004).
- N. 530 Household wealth distribution in Italy in the 1990s, di A. Brandolini, L. Cannari, G. D'Alessio e I. Faiella (dicembre 2004).
- N. 531 Cyclical asymmetry in fiscal policy, debt accumulation and the Treaty of Maastricht, di F. Balassone e M. Francese (dicembre 2004).

<sup>(\*)</sup> I "Temi" possono essere richiesti a: Banca d'Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

- L. GUISO e G. PARIGI, *Investment and demand uncertainty*, Quarterly Journal of Economics, Vol. 114 (1), pp. 185-228, **TD No. 289 (novembre 1996)**.
- A. F. POZZOLO, Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero, Rivista di Politica Economica, Vol. 89 (3), pp. 45-76, **TD No. 296 (febbraio 1997)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, Central bank independence, centralization of wage bargaining, inflation and unemployment: theory and evidence, European Economic Review, Vol. 43 (7), pp. 1395-1434, **TD** No. 332 (aprile 1998).
- P. CASELLI e R. RINALDI, La politica fiscale nei paesi dell'Unione europea negli anni novanta, Studi e note di economia, (1), pp. 71-109, **TD No. 334 (luglio 1998)**.
- A. Brandolini, *The distribution of personal income in post-war Italy: Source description, data quality, and the time pattern of income inequality,* Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 58 (2), pp. 183-239, **TD No. 350 (aprile 1999)**.
- L. GUISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE, *Will a common European monetary policy have asymmetric effects?*, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 23 (4), pp. 56-75, **TD No. 384 (ottobre 2000)**.

- P. ANGELINI, *Are banks risk-averse? Timing of the operations in the interbank market*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 32 (1), pp. 54-73, **TD No. 266 (aprile 1996).**
- F. DRUDI e R: GIORDANO, *Default Risk and optimal debt management*, Journal of Banking and Finance, Vol. 24 (6), pp. 861-892, **TD No. 278 (settembre 1996)**.
- F. DRUDI e R. GIORDANO, *Wage indexation, employment and inflation,* Scandinavian Journal of Economics, Vol. 102 (4), pp. 645-668, **TD No. 292 (dicembre 1996)**.
- F. DRUDI e A. PRATI, *Signaling fiscal regime sustainability*, European Economic Review, Vol. 44 (10), pp. 1897-1930, **TD No. 335 (settembre 1998)**.
- F. FORNARI e R. VIOLI, *The probability density function of interest rates implied in the price of options*, in: R. Violi, (ed.), Mercati dei derivati, controllo monetario e stabilità finanziaria, Il Mulino, Bologna, **TD No. 339 (ottobre 1998)**.
- D. J. MARCHETTI e G. PARIGI, *Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy,* Journal of Forecasting, Vol. 19 (5), pp. 419-440, **TD No. 342 (dicembre 1998)**.
- A. BAFFIGI, M. PAGNINI e F. QUINTILIANI, Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti, in: L.F. Signorini (ed.), Lo sviluppo locale: un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali, Donzelli, **TD No. 347 (marzo 1999)**.
- A. SCALIA e V. VACCA, *Does market transparency matter? A case study*, in: Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications, Basel, Bank for International Settlements, **TD No. 359** (ottobre 1999).
- F. SCHIVARDI, *Rigidità nel mercato del lavoro, disoccupazione e crescita*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 59 (1), pp. 117-143, **TD No. 364 (dicembre 1999)**.
- G. Bodo, R. Golinelli e G. Parigi, Forecasting industrial production in the euro area, Empirical Economics, Vol. 25 (4), pp. 541-561, **TD No. 370 (marzo 2000)**.
- F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO, *The Italian business cycle: Coincident and leading indicators and some stylized facts*, Giornale degli economisti e Annali di economia, Vol. 60 (2), pp. 147-220, **TD No. 377 (ottobre 2000)**.
- C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI, *(Fractional) Beta convergence*, Journal of Monetary Economics, Vol. 45, pp. 129-153, **TD No. 383 (ottobre 2000)**.

R. DE BONIS e A. FERRANDO, *The Italian banking structure in the nineties: testing the multimarket contact hypothesis*, Economic Notes, Vol. 29 (2), pp. 215-241, **TD No. 387 (ottobre 2000)**.

- M. CARUSO, Stock prices and money velocity: A multi-country analysis, Empirical Economics, Vol. 26 (4), pp. 651-72, **TD No. 264 (febbraio 1996)**.
- P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI, *Bottlenecks and limits to growth: A multisectoral analysis of Italian industry*, Journal of Policy Modeling, Vol. 23 (6), pp. 601-620, **TD No. 314 (agosto 1997)**.
- P. Caselli, *Fiscal consolidations under fixed exchange rates*, European Economic Review, Vol. 45 (3), pp. 425-450, **TD No. 336 (ottobre 1998)**.
- F. ALTISSIMO e G. L. VIOLANTE, *Nonlinear VAR: Some theory and an application to US GNP and unemployment*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 16 (4), pp. 461-486, **TD No. 338 (ottobre 1998)**.
- F. NUCCI e A. F. POZZOLO, *Investment and the exchange rate*, European Economic Review, Vol. 45 (2), pp. 259-283, **TD No. 344 (dicembre 1998)**.
- L. GAMBACORTA, On the institutional design of the European monetary union: Conservatism, stability pact and economic shocks, Economic Notes, Vol. 30 (1), pp. 109-143, **TD No. 356 (giugno 1999)**.
- P. FINALDI RUSSO e P. ROSSI, *Credit costraints in italian industrial districts*, Applied Economics, Vol. 33 (11), pp. 1469-1477, **TD No. 360 (dicembre 1999)**.
- A. CUKIERMAN e F. LIPPI, *Labor markets and monetary union: A strategic analysis*, Economic Journal, Vol. 111 (473), pp. 541-565, **TD No. 365 (febbraio 2000)**.
- G. PARIGI e S. SIVIERO, An investment-function-based measure of capacity utilisation, potential output and utilised capacity in the Bank of Italy's quarterly model, Economic Modelling, Vol. 18 (4), pp. 525-550, TD No. 367 (febbraio 2000).
- F. BALASSONE e D. MONACELLI, *Emu fiscal rules: Is there a gap?*, in: M. Bordignon and D. Da Empoli (eds.), Politica fiscale, flessibilità dei mercati e crescita, Milano, Franco Angeli, **TD No. 375** (luglio 2000).
- A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI, *Promise and pitfalls in the use of "secondary" data-sets: Income inequality in OECD countries*, Journal of Economic Literature, Vol. 39 (3), pp. 771-799, **TD No. 379 (ottobre 2000)**.
- D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO, *The determinants of cross-border bank shareholdings: An analysis with bank-level data from OECD countries*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2305-2337, **TD No. 381 (ottobre 2000)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, Expectations and information in second generation currency crises models, Economic Modelling, Vol. 18 (2), pp. 203-222, **TD No. 391 (dicembre 2000)**.
- F. FORNARI e A. MELE, Recovering the probability density function of asset prices using GARCH as diffusion approximations, Journal of Empirical Finance, Vol. 8 (1), pp. 83-110, **TD No. 396** (febbraio 2001).
- P. CIPOLLONE, *La convergenza dei salari manifatturieri in Europa*, Politica economica, Vol. 17 (1), pp. 97-125, **TD No. 398 (febbraio 2001)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. GOBBI, *The changing structure of local credit markets: Are small businesses special?*, Journal of Banking and Finance, Vol. 25 (12), pp. 2209-2237, **TD No. 404 (giugno 2001)**.
- G. MESSINA, Decentramento fiscale e perequazione regionale. Efficienza e redistribuzione nel nuovo sistema di finanziamento delle regioni a statuto ordinario, Studi economici, Vol. 56 (73), pp. 131-148, **TD No. 416 (agosto 2001)**.

- R. CESARI e F. PANETTA, *Style, fees and performance of Italian equity funds*, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (1), **TD No. 325 (gennaio 1998)**.
- L. GAMBACORTA, *Asymmetric bank lending channels and ECB monetary policy*, Economic Modelling, Vol. 20 (1), pp. 25-46, **TD No. 340 (ottobre 1998)**.
- C. GIANNINI, "Enemy of none but a common friend of all"? An international perspective on the lender-of-last-resort function, Essay in International Finance, Vol. 214, Princeton, N. J., Princeton University Press, TD No. 341 (dicembre 1998).
- A. ZAGHINI, *Fiscal adjustments and economic performing: A comparative study*, Applied Economics, Vol. 33 (5), pp. 613-624, **TD No. 355 (giugno 1999)**.
- F. ALTISSIMO, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE, *How deep are the deep parameters?*, Annales d'Economie et de Statistique, (67/68), pp. 207-226, **TD No. 354 (giugno 1999)**.
- F. FORNARI, C. MONTICELLI, M. PERICOLI e M. TIVEGNA, *The impact of news on the exchange rate of the lira and long-term interest rates,* Economic Modelling, Vol. 19 (4), pp. 611-639, **TD No. 358** (ottobre 1999).
- D. FOCARELLI, F. PANETTA e C. SALLEO, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 999)**.
- D. J. MARCHETTI, *Markup and the business cycle: Evidence from Italian manufacturing branches*, Open Economies Review, Vol. 13 (1), pp. 87-103, **TD No. 362 (dicembre 1999)**.
- F. BUSETTI, *Testing for stochastic trends in series with structural breaks*, Journal of Forecasting, Vol. 21 (2), pp. 81-105, **TD No. 385 (dicembre 2000)**.
- F. LIPPI, *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, European Economic Review, Vol. 46 (3), pp. 601-612, **TD No. 386 (dicembre 2000)**.
- F. PANETTA, *The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces*, Economic Notes, Vol. 31 (3), **TD No. 393 (febbraio 2001)**.
- G. GRANDE e L. VENTURA, Labor income and risky assets under market incompleteness: Evidence from Italian data, Journal of Banking and Finance, Vol. 26 (2-3), pp. 597-620, **TD No. 399 (marzo 2001)**.
- A. BRANDOLINI, P. CIPOLLONE e P. SESTITO, *Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy,* 1977-1998, in D. Cohen, T. Piketty and G. Saint-Paul (eds.), The Economics of Rising Inequalities, pp. 225-264, Oxford, Oxford University Press, **TD No. 427 (novembre 2001)**.
- L. CANNARI e G. D'ALESSIO, *La distribuzione del reddito e della ricchezza nelle regioni italiane*, Rivista Economica del Mezzogiorno (Trimestrale della SVIMEZ), Vol. XVI (4), pp. 809-847, Il Mulino, **TD No. 482 (giugno 2003)**.

- F. SCHIVARDI, *Reallocation and learning over the business cycle*, European Economic Review, , Vol. 47 (1), pp. 95-111, **TD No. 345 (dicembre 1998)**.
- P. CASELLI, P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Uncertainty and slowdown of capital accumulation in Europe*, Applied Economics, Vol. 35 (1), pp. 79-89, **TD No. 372 (marzo 2000).**
- P. ANGELINI e N. CETORELLI, *The effect of regulatory reform on competition in the banking industry,* Federal Reserve Bank of Chicago, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 35, pp. 663-684, **TD No. 380 (ottobre 2000)**.
- P. PAGANO e G. FERRAGUTO, Endogenous growth with intertemporally dependent preferences, Contribution to Macroeconomics, Vol. 3 (1), pp. 1-38, **TD No. 382 (ottobre 2000).**
- P. PAGANO e F. SCHIVARDI, *Firm size distribution and growth*, Scandinavian Journal of Economics, Vol. 105 (2), pp. 255-274, **TD No. 394 (febbraio 2001)**.

- M. PERICOLI e M. SBRACIA, *A Primer on Financial Contagion*, Journal of Economic Surveys, Vol. 17 (4), pp. 571-608, **TD No. 407 (giugno 2001)**.
- M. SBRACIA e A. ZAGHINI, *The role of the banking system in the international transmission of shocks*, World Economy, Vol. 26 (5), pp. 727-754, **TD No. 409 (giugno 2001)**.
- E. GAIOTTI e A. GENERALE, *Does monetary policy have asymmetric effects? A look at the investment decisions of Italian firms*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, Vol. 61 (1), pp. 29-59, **TD No. 429 (dicembre 2001)**.
- L. GAMBACORTA, *The Italian banking system and monetary policy transmission: evidence from bank level data*, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), Monetary Policy Transmission in the Euro Area, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 430 (dicembre 2001).**
- M. EHRMANN, L. GAMBACORTA, J. MARTÍNEZ PAGÉS, P. SEVESTRE e A. WORMS, Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area, in: I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.), Monetary Policy Transmission in the Euro Area, Cambridge, Cambridge University Press, **TD No. 432 (dicembre 2001)**.
- F. SPADAFORA, Financial crises, moral hazard and the speciality of the international market: further evidence from the pricing of syndicated bank loans to emerging markets, Emerging Markets Review, Vol. 4 (2), pp. 167-198, **TD No. 438 (marzo 2002)**.
- D. FOCARELLI e F. PANETTA, Are mergers beneficial to consumers? Evidence from the market for bank deposits, American Economic Review, Vol. 93 (4), pp. 1152-1172, **TD No. 448 (luglio 2002)**.
- E.VIVIANO, *Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia*, Politica Economica, Vol. 19 (1), pp. 161-190, **TD No. 450 (luglio 2002)**.
- F. BUSETTI e A. M. ROBERT TAYLOR, Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots, Journal of Econometrics, Vol. 117 (1), pp. 21-53, **TD No. 470** (febbraio 2003).

- F. LIPPI, *Strategic monetary policy with non-atomistic wage-setters*, Review of Economic Studies, Vol. 70 (4), pp. 909-919, **TD No. 374 (June 2000)**.
- P. CHIADES e L. GAMBACORTA, *The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case*, German Economic Review, Vol. 5 (1), pp. 1-34, **TD No. 388 (dicembre 2000)**.
- M. BUGAMELLI e P. PAGANO, *Barriers to Investment in ICT*, Applied Economics, vol. 36 (20), pp.2275-2286, **TD No. 420 (ottobre 2001)**.
- A. BAFFIGI, R. GOLINELLI e G. PARIGI, *Bridge models to forecast the euro area GDP*, International Journal of Forecasting, Vol. 20 (3), pp. 447-460, **TD No. 456 (dicembre 2002)**.
- D. AMEL, C. BARNES, F. PANETTA e C. SALLEO, Consolidation and Efficiency in the Financial Sector: A Review of the International Evidence, Journal of Banking and Finance, Vol. 28 (10), pp. 2493-2519, **TD No. 464 (dicembre 2002)**.
- M. PAIELLA, *Heterogeneity in financial market participation: appraising its implications for the C-CAPM*, Review of Finance, Vol. 8, pp. 1-36, **TD No. 473 (giugno 2003)**.
- E. BARUCCI, C. IMPENNA e R. RENÒ, *Monetary integration, markets and regulation*, Research in Banking and Finance, (4), pp. 319-360, **TD No. 475 (giugno 2003)**.
- E. BONACCORSI DI PATTI e G. DELL'ARICCIA, *Bank competition and firm creation*, Journal of Money Credit and Banking, Vol. 36 (2), pp. 225-251, **TD No. 481 (giugno 2003)**.
- R. GOLINELLI e G. PARIGI, Consumer sentiment and economic activity: a cross country comparison, Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, Vol. 1 (2), pp. 147-172, **TD No. 484** (settembre 2003).
- L. GAMBACORTA e P. E. MISTRULLI, *Does bank capital affect lending behavior?*, Journal of Financial Intermediation, Vol. 13 (4), pp. 436-457, **TD No. 486 (settembre 2003)**.

F. SPADAFORA, *Il pilastro privato del sistema previdenziale: il caso del Regno Unito*, Rivista Economia Pubblica, (5), pp. 75-114, **TD No. 503** (giugno 2004).

#### **FORTHCOMING**

- A. F. POZZOLO, Research and development regional spillovers, and the localisation of economic activities, The Manchester School, **TD No. 331 (March 1998)**.
- L. DEDOLA e F. LIPPI, *The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the industry Data of Five OECD Countries*, European Economic Review, **TD No. 389 (dicembre 2000)**.
- D. J. MARCHETTI e F. NUCCI, *Price Stickiness and the Contractionary Effects of Technology Shocks*, European Economic Review, **TD No. 392 (febbraio 2001)**.
- G. CORSETTI, M. PERICOLI e M. SBRACIA, Correlation analysis of financial contagion: what one should know before running a test, Journal of International Money and Finance, **TD No. 408 (giugno 2001)**.
- D. FOCARELLI, Bootstrap bias-correction procedure in estimating long-run relationships from dynamic panels, with an application to money demand in the euro area, Economic Modelling, **TD No. 440** (marzo 2002).
- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, Journal of the European Economic Association, **TD No. 474 (giugno 2003)**.
- G. ARDIZZI, Cost efficiency in the retail payment networks: first evidence from the Italian credit card system, Rivista di Politica Economica, TD No. 480 (giugno 2003).
- C. BENTIVOGLI e F. QUINTILIANI, *Tecnologia e dinamica dei vantaggi comparati: un confronto fra quattro regioni italiane*, in C. Conigliani (a cura di), *Tra sviluppo e stagnazione: l'economia dell'Emilia-Romagna*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 522 (ottobre 2004)**.