

BANCA D'ITALIA

# **Temi di discussione**

del Servizio Studi

**L'introduzione dell'euro e le politiche di prezzo:  
analisi di un campione di dati individuali**

di Eugenio Gaiotti e Francesco Lippi



**Numero 541 - Febbraio 2005**

*La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, 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:*

*GIORGIO GOBBI, MARCELLO BOFONDI, MICHELE CAIVANO, ANDREA LAMORGESE, FRANCESCO PATERNÒ, MARCELLO PERICOLI, ALESSANDRO SECCHI, FABRIZIO VENDITTI, STEFANIA ZOTTERI, RAFFAELA BISCEGLIA (segretaria).*

# L'INTRODUZIONE DELL'EURO E LE POLITICHE DI PREZZO: ANALISI DI UN CAMPIONE DI DATI INDIVIDUALI

di Eugenio Gaiotti\* e Francesco Lippi\*

## Sintesi

Il lavoro costruisce un *panel* di prezzi di 2.500 ristoranti nel periodo 1998-2004, con l'obiettivo di esaminare se l'introduzione delle banconote e monete in euro abbia modificato le modalità di fissazione dei prezzi. I risultati principali sono tre. In primo luogo, l'aumento dei prezzi nell'arco dell'intero periodo è cospicuo, ma solo una piccola porzione dell'aumento è attribuibile al nuovo segno monetario; la diffusa percezione di forti rincari potrebbe riflettere l'aumento notevole che si è verificato prima del *cash changeover*, in un periodo di forte crescita di domanda e costi. In secondo luogo, l'aumento medio del prezzo in occasione del *cash changeover* è principalmente dovuto al gran numero di revisioni simultanee dei listini, piuttosto che all'entità delle revisioni. Infine, gli aumenti sono stati maggiori nei mercati locali dove l'offerta è più scarsa; si propone un'interpretazione di quest'ultimo risultato che spiega perché gli effetti del *cash changeover* sono stati più pronunciati nei settori meno concorrenziali.

Classificazione JEL: D40.

Parole chiave: introduzione dell'euro, politiche di prezzo.

## Abstract

We assemble an original panel of 2,500 restaurant prices in Italy over the period 1998-2004 to study whether, and through which channels, the introduction of euro coins and banknotes had an impact on individual pricing behaviour. We reach three conclusions. Firstly, the evidence suggest that the large price increases in this industry are mostly not due to the cash changeover; the event might have focussed public attention on the cumulative price increases which took place before the changeover, reflecting costs and demand. Secondly, the rise in the average meal price was mainly due to a larger proportion of agents revising their prices, rather than to large individual revisions. Finally, more local market power (as proxied by a concentration index) was associated with a larger price increase; an interpretation is proposed for the latter finding, which also explains why the effects of the cash changeover were stronger in less competitive industries.

---

\* Banca d'Italia, Servizio Studi.

## Sommario

1. Introduzione .....	9
2. I dati .....	12
3. Domanda e costi .....	15
4. Gli aumenti dei prezzi nel 1999-2004 .....	15
5. La revisione dei listini: un approfondimento .....	19
6. Struttura di mercato e cambio di valuta .....	22
7. Conclusioni.....	27
Figure.....	29
Appendice A: statistiche descrittive .....	34
Appendice B: euro, aumento dei prezzi e concorrenza. Un'ipotesi interpretativa.....	43
Riferimenti bibliografici .....	46

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

L'introduzione delle banconote e delle monete in euro (*cash changeover*), avvenuta nei primi mesi del 2002, è stata seguita, in molti paesi dell'area dell'euro, da un acceso dibattito sul presunto effetto esercitato dalla ridenominazione dell'unità di conto sul livello dei prezzi, nonché sulle possibili ragioni sottostanti un tale effetto<sup>2</sup>. A partire dal 2002, in tutta l'area la dinamica delle percezioni di inflazione dei consumatori ricavate dai sondaggi è stata sostenuta; l'aumento è stato in Italia particolarmente ampio e persistente (Fig. 1).

La stampa e le associazioni dei consumatori hanno spesso riportato con enfasi aumenti di prezzo eccezionali per alcune categorie di beni e servizi. I prezzi dei ristoranti sono tra quelli che hanno ricevuto una particolare attenzione da parte dei mezzi di comunicazione e del pubblico. Secondo un sondaggio condotto nel 2002 nella regione Lazio, un terzo dei cittadini riteneva i ristoranti responsabili di aumenti eccessivi<sup>3</sup>. Molti articoli apparsi sui quotidiani hanno riportato evidenza aneddotica per documentare aumenti dell'ordine dell'80 o del 100 per cento seguiti all'introduzione dell'euro<sup>4</sup>. Si è diffusa la convinzione che in alcuni casi si sarebbe approfittato della minor trasparenza dei prezzi denominati nella nuova valuta, sfruttando la possibilità psicologica di convertire 1.000 lire in 1 euro, in pratica raddoppiando il prezzo<sup>5</sup>: "lo sanno tutti ormai che un euro vale 1.000 lire e non 2.000"<sup>6</sup>.

I dati aggregati confermano che, in Italia e nell'area, nell'anno del *changeover* i prezzi della ristorazione sono tra quelli che hanno registrato la crescita più elevata tra le voci incluse nell'indice armonizzato dei prezzi al consumo. In Italia, l'accelerazione è stata nell'anno pari a circa un punto percentuale rispetto a quanto registrato in precedenza (Fig. 2).

---

<sup>1</sup> Gli autori ringraziano Paolo Del Giovane, Enrico Giovannini, Michele Polo, Massimo Roccas, Roberto Sabbatini, Stefano Siviero, Giovanni Veronese e Guglielmo Weber per commenti su precedenti versioni del lavoro. Le valutazioni riportate nel lavoro sono degli autori e non impegnano la Banca d'Italia.

<sup>2</sup> Si veda, ad esempio, Deutsche Bundesbank, "The euro and prices two years on", *Monthly Report 2004*.

<sup>3</sup> E.U.R.E.S., *Rapporto 2002 sullo stato delle provincie del Lazio*. Si veda anche il *Corriere della sera*, "Prezzi alle stelle per il 99% degli italiani", 20/10/2003.

<sup>4</sup> Si veda, ad esempio, *La Repubblica*, "Pizza e spaghetti, il conto vola" 23/8/2003 e "Pasta autobus e vestiti lo shopping sarà salato" 24/8/2003.

<sup>5</sup> Il tasso ufficiale di conversione è di 1936,27 lire per 1 euro.

<sup>6</sup> *La Repubblica*, "Il conto è servito ma molto più salato", 21/8/2003.

L'ordine di grandezza è rilevante; è tuttavia inferiore alle valutazioni implicite nel dibattito pubblico.

Questi fatti sollevano due interrogativi. In primo luogo, c'è da chiedersi se andamenti particolari, osservabili a un livello maggiore di disaggregazione, abbiano indotto le percezioni dei consumatori a divergere marcatamente dalle misurazioni ufficiali. È stata avanzata la congettura che i consumatori abbiano inferito un aumento del livello generale dei prezzi sulla base di variazioni particolarmente grandi di alcuni beni di frequente acquisto, ovvero sulla base di una quota di prezzi in revisione superiore alla norma, il cui impatto sulla dinamica effettiva dell'indice dei prezzi al consumo sarebbe tuttavia limitato<sup>7</sup>.

La seconda domanda riguarda il meccanismo economico che può aver indotto una dinamica anomala dei prezzi in seguito a un evento, quale la ridenominazione dell'unità di conto, sulla cui "neutralità" si registravano ampi consensi. Sono state avanzate due possibili spiegazioni. La prima è che l'introduzione delle banconote in euro abbia avuto un effetto particolarmente rilevante sui prezzi dei settori caratterizzati da condizioni scarsamente concorrenziali, come i servizi, o da possibilità di collusione. Questa è l'interpretazione prevalente nel dibattito sulla stampa; una versione formale, con specifico riferimento ai prezzi dei ristoranti, è stata proposta da Adriani *et al.* (2003). La seconda spiegazione si basa sull'esistenza di rigidità nella revisione dei prezzi, in presenza di costi di aggiustamento ("menu costs"). In questa ottica, il 2002 sarebbe un anno speciale perché la ridenominazione dell'unità di conto avrebbe invitato tutti gli operatori (inclusi quelli che normalmente non lo avrebbero fatto), alla riscrittura dei listini, con potenziali effetti sull'inflazione media. Hobjin *et al.* (2004) hanno proposto un modello della dinamica dell'effetto dell'introduzione dell'euro sui prezzi basato su queste considerazioni.

La nostra strategia è quella di affrontare queste domande facendo ricorso all'analisi di dati individuali. Costruiamo un campione originale di prezzi di 2.500 tra ristoranti, pizzerie e trattorie in Italia negli anni 1998-2004, utilizzando le informazioni disponibili in una popolare guida dei ristoranti d'Italia. Il campione comprende locali relativamente noti, e non può quindi essere considerato rappresentativo dell'intero settore. L'elevato interesse dei dati

---

<sup>7</sup> Si veda Del Giovane e Sabbatini (2004) per un'analisi del caso italiano. Recenti contributi in campo psicologico basati su evidenza sperimentale forniscono indicazioni sulla formazione delle percezioni

deriva tuttavia dalla disponibilità di osservazioni micro su un arco di tempo relativamente esteso, che rende possibile verificare se modifiche nella distribuzione delle variazioni individuali in occasione del *changeover* (ad esempio, una maggior frequenza delle decisioni di rivedere il proprio prezzo o un aumento della frequenza di aumenti “eccezionali”), pur influenzando la media in modo contenuto, possono rendere conto delle percezioni dei consumatori<sup>8</sup>.

L'analisi descrittiva basata su questi dati apre la strada all'analisi dei due menzionati meccanismi che possono spiegare un aumento dei prezzi indotto dall'introduzione dell'euro. Innanzitutto, studiamo se la distribuzione delle variazioni individuali di prezzo dia sostegno all'ipotesi basata sui costi di aggiustamento, secondo la quale l'anno 2002 sarebbe speciale, poiché la modifica dell'unità di conto ha spinto tutti gli agenti a rivedere il prezzo.

In secondo luogo, il lavoro esamina in che misura il grado di concorrenza sui mercati locali abbia influenzato l'entità degli aumenti registrati in occasione del *changeover*, stimando una equazione che controlla per le determinanti del prezzo. A questo scopo, viene presentato un modello secondo il quale, se il cambiamento del segno monetario rende i prezzi meno trasparenti per il consumatore, il potere di fissazione del prezzo da parte dei produttori aumenta temporaneamente, in proporzione alla rigidità della domanda. Gli esercizi forniscono una prima valutazione degli effetti dell'introduzione dell'euro tramite i canali, rispettivamente, dei “costi di aggiustamento” e del “potere di mercato”.

Il lavoro è organizzato come segue. Il prossimo paragrafo presenta i dati. I principali fattori che hanno influenzato domanda e costi su questo mercato sono presentati nel paragrafo 3, mentre la distribuzione delle variazioni dei prezzi nel campione è analizzata nel paragrafo 4. Il paragrafo 5 discute la frequenza delle revisioni del prezzo e propone una scomposizione dell'aumento dell'inflazione media registrata nel campione, che aiuta ad individuarne le cause e la rilevanza dell'ipotesi basata sui “costi di aggiustamento”.

---

individuali sui prezzi con applicazioni al caso del *changeover*; si veda Traut-Mattausch *et al.* (2004).

<sup>8</sup> Dati individuali sui prezzi dei ristoranti tratti da una pubblicazione commerciale sono utilizzati anche da Adriani *et al.* (2003) e da Marini *et al.* (2004). Queste analisi, tuttavia, si concentrano esclusivamente sulla crescita dei prezzi successiva al *changeover* (e su un numero relativamente ridotto di locali), senza analizzare se le politiche di prezzo osservate in questo periodo differiscano rispetto a quelle degli anni precedenti al *changeover*. Come discusso in seguito (ai paragrafi 2 e 4) questo “controllo” determina una drastica riduzione nelle stime degli effetti del *changeover*.

Un'analisi econometrica del ruolo del "potere di mercato" per le politiche di prezzo successiva all'introduzione dell'euro è riportata nel paragrafo 6. I principali risultati sono riassunti nell'ultimo paragrafo.

## 2. I dati

Il campione utilizzato in questo lavoro è stato costruito sulla base di una guida commerciale di ampia diffusione<sup>9</sup> che riporta ogni anno le rilevazioni dei prezzi relativi a diverse categorie di esercizi: ristoranti, pizzerie, trattorie, *wine bar* ed enoteche.

Per ogni locale è indicato il prezzo di un pasto tipo<sup>10</sup>. Fino al 2001, il prezzo è riportato in lire e arrotondato alle 5.000 lire; dal 2002 è riportato in euro e arrotondato a 1 euro. Per i soli locali classificati come "ristoranti", le guide riportano inoltre un giudizio formulato dai curatori della guida, espresso in centesimi, relativo alla valutazione totale e a diverse sottovoci.

Le rilevazioni vengono effettuate nel primo semestre dell'anno; le guide sono chiuse in tipografia in agosto o settembre<sup>11</sup>. Il tasso di crescita del prezzo di ogni locale da noi calcolato per ciascun anno dal 1998 al 2004 si riferisce pertanto ad un arco temporale annuo terminante nel 1° semestre dell'anno in questione. Ad esempio, l'aumento per l'anno 2002 si riferisce a una variazione calcolata tra il 1° semestre 2001 e il 1° semestre 2002. Tale periodo risulta particolarmente appropriato all'individuazione di un "effetto euro", perché è centrato intorno alla data del *cash changeover* e incorpora quindi anche eventuali aumenti che fossero avvenuti nei sei mesi precedenti, in anticipazione dell'introduzione dell'euro.

Il panel non è bilanciato: l'elenco dei locali inclusi è rivisto di anno in anno. In media, circa l'85 per cento dei locali osservati in un anno sono presenti anche nel successivo. Per questo sottoinsieme di locali è possibile calcolare le variazioni dei prezzi. A questo scopo,

---

<sup>9</sup> Si tratta della *Guida dei ristoranti d'Italia* e di *Roma* (Gambero Rosso editore). La seconda guida riporta informazioni anche su alcuni locali della capitale e del Lazio, con maggiore dettaglio rispetto alla guida nazionale.

<sup>10</sup> Un pasto tipo comprende antipasto, primo, secondo, dolce (vino escluso).

<sup>11</sup> La guida reca in copertina la denominazione dell'anno successivo a quello di uscita. Ad esempio, i prezzi riportati sulla "guida 2004", messa in commercio nel settembre 2003, sono osservazioni relative al primo semestre 2003.



abbiamo convertito tutti i prezzi in euro, arrotondandoli a 1 euro; per evitare che i risultati fossero influenzati dalle diverse modalità di arrotondamento utilizzate dalla guida per ciascun anno, tutte le variazioni di prezzo inferiori ad un euro in valore assoluto sono state fissate a zero<sup>12</sup>.

Le Tavole A1-A5 dell'Appendice A riportano informazioni sulla composizione del campione. In ogni anno, sono presenti tra 1.800 e 2.500 osservazioni di prezzi, per un totale di 17.000 (Tavola A1); quelle disponibili relativamente alle variazioni rispetto all'anno precedente sono tra 1.600 e 2.300 per anno, per un totale di 12.300.

I dati coprono l'intero territorio nazionale (Tavola A2); sono tuttavia parzialmente sottorappresentati i locali situati nel mezzogiorno (23 per cento del totale campione, contro il 32 per cento calcolato sul numero totale di ristoranti attivi presso i registri delle Camere di Commercio)<sup>13</sup>.

Per quanto riguarda le categorie di locali incluse nel campione, la maggior parte (circa il 70 per cento) è rappresentato da ristoranti in senso stretto (Tavola A3); la parte restante consiste di trattorie, pizzerie o altri locali (locali "etnici" o *wine bar*). Il nostro campione rappresenta circa il 3,5 per cento dell'universo (Tavola A4).

Nell'ipotesi che la guida fornisca un censimento accurato dei locali "di qualità" e che questi siano scarsamente sostituibili con locali di minore visibilità, abbiamo costruito una misura del grado di pressione concorrenziale sul mercato a livello provinciale. Un primo indicatore è il rapporto tra il numero medio di locali censiti dalla guida per ogni provincia e la popolazione provinciale, riportato nella prima colonna della Tavola A5 per le diverse regioni. Esso suggerisce un maggior grado di concorrenza nelle regione del Nord-Est, minore nel mezzogiorno. Per tenere conto anche della pressione concorrenziale legata agli afflussi turistici, potenzialmente rilevante per alcune regioni, un secondo indicatore è dato dal rapporto tra il numero di locali censiti dalla guida e la somma della popolazione residente e delle presenze turistiche, ponderate per il rispettivo numero medio di consumazioni di pasti

---

<sup>12</sup> Questo aggiustamento, che non ha effetti sugli anni 1999-2001, ha conseguenze trascurabili sulla maggior parte dei risultati riportati nel lavoro. L'unica eccezione è la percentuale di prezzi invariati negli anni 2002, 2003 e 2004, discussa in maggior dettaglio nel paragrafo 5.

<sup>13</sup> La distribuzione regionale degli esercizi attivi nel settore "ristoranti", relativa al 1999, è tratta dal *Rapporto sul turismo italiano 2001*, p. 47, Tavola 7.

in ristorante.<sup>14</sup> Questo indicatore, riportato nella seconda colonna della Tavola A5, ha un andamento simile al precedente, con l'eccezione di alcune piccole regioni, dove il primo indicatore sovrastima il grado di concorrenza.

Il nostro campione, per dimensione e per costruzione, non va considerato rappresentativo dell'andamento dell'inflazione media nel settore considerato. Come discusso nel prossimo paragrafo, i dati rappresentativi dell'intero settore prodotti dagli istituti di statistica indicano aumenti più contenuti rispetto a quelli registrati nei campioni che si concentrano sui ristoranti "di qualità". Questa discrepanza può riflettere il fatto che questi ultimi sono caratterizzati da una domanda più rigida rispetto al prezzo (un'ipotesi le cui implicazioni sono discusse in dettaglio nel paragrafo 6). Più in generale, può riflettere l'ampliarsi della domanda di ristorazione di qualità, testimoniata dalla crescente diffusione delle pubblicazioni specialistiche, molto accentuata nel periodo in esame, che può essersi accompagnata a un progressivo ampliamento del premio associato a locali di fascia più alta<sup>15</sup>. Vi è chiara evidenza (sia nelle nostre stime sia in quelle di Adriani *et al.*, 2003) che i ristoranti di migliore qualità registrano aumenti dei prezzi significativamente maggiori rispetto a quelli di qualità inferiore.

La Tavola A6 riporta le principali statistiche sul livello del prezzo, distinte per anno e per categoria di locale. Il livello medio del prezzo per i ristoranti in senso stretto varia da 33 euro nel 1998 a 49 euro nel 2004; è mediamente superiore del 60 per cento a quello di trattorie, pizzerie e altri locali, che varia dai 20 ai 27 euro. La dispersione dei prezzi risulta in lieve aumento nel tempo.

---

<sup>14</sup> I dati sulle presenze turistiche negli hotel e appartamenti in affitto in ciascuna provincia sono rilevati dalle Camere di Commercio e si riferiscono all'anno 1998. Il dato sulla popolazione residente non è direttamente confrontabile con quello sulle presenze turistiche, misurate dal numero dei pernottamenti. È inoltre verosimile che i turisti usufruiscano dei ristoranti più assiduamente dei residenti. Abbiamo pertanto ponderato la popolazione e le presenze turistiche sotto l'ipotesi che la frequentazione dei ristoranti sia mensile per i residenti (un'ipotesi coerente con il sondaggio Istat sui consumi delle famiglie), quotidiana per i turisti (cfr. nota alla Tavola A5).

<sup>15</sup> Questo fenomeno è stato frequentemente dibattuto nelle pubblicazioni del settore. Cfr. ad esempio *Gambero Rosso*, dicembre 2003, editoriale.

### 3. Domanda e costi

Nel periodo in esame, le condizioni di offerta e di domanda nel settore della ristorazione hanno risentito di eventi significativi, che vanno tenuti presenti nell'esaminare i dati. Tra la seconda metà del 2000 e la prima parte del 2001 si è verificato un marcato aumento della domanda da parte di residenti e non residenti, in parte connesso all'incremento dei flussi turistici determinato dal Giubileo dell'anno 2000. Questo periodo è infatti caratterizzato da un rapido aumento della spesa in Italia da parte di turisti stranieri (Fig. 3); gli afflussi turistici diminuiscono l'anno successivo, soprattutto dopo l'attacco terroristico dell'11 settembre negli Stati Uniti<sup>16</sup>. La crescita della spesa, in termini reali, delle famiglie italiane nel settore "alberghi e ristoranti" raggiunge un massimo nell'anno 2000; l'occupazione e il valore aggiunto in questo settore crescono anch'essi a ritmi elevati (entrambi attorno all'8 per cento).

Dal lato dei costi, tra il 2001 e il 2003 si sono verificati forti aumenti dei prezzi degli alimentari freschi, a seguito del diffondersi delle tensioni sul mercato delle carni, dovute al fenomeno della "mucca pazza" e all'epidemia di afta epizootica nel 2000-01 e delle condizioni climatiche particolarmente sfavorevoli all'inizio del 2002. Secondo i dati dell'Eurostat (Fig. 4), i prezzi della produzione agricola sono aumentati nel 2001 a un ritmo superiore al 5 per cento; hanno rallentato, pur continuando a crescere, negli anni successivi. L'aumento dei prezzi al consumo degli alimentari freschi ha avuto un andamento simile, ma più persistente: la crescita è rimasta superiore al 4 per cento fino al 2003. Infine, pur in presenza di una dinamica salariale moderata, il costo del lavoro per unità di prodotto nel settore "alberghi e ristoranti" è aumentato significativamente nel 2001, nel 2002 e nel 2003. Complessivamente, in base a questi dati la crescita annuale dei costi è dell'ordine del 5 per cento nel 2001-2003.

### 4. Gli aumenti dei prezzi nel 1999-2004

Le caratteristiche degli aumenti dei prezzi nel campione sono riportate nella Tavola 1. Dai dati emergono due indicazioni: l'aumento dei prezzi nell'anno dell'introduzione dell'euro

---

<sup>16</sup> Si veda la discussione nel "Rapporto sul Turismo Italiano" 2002, p. 3.

è ampio (9,3 per cento in media); tuttavia, non ha rappresentato un massimo. Per l'intero campione il picco si trova nella rilevazione relativa al 2001 (10,5 per cento); ciò resta vero qualora si distingua tra diverse categorie di locali (Tavola A7 nell'Appendice A). Tra le aree geografiche, l'aumento del prezzo nel 2002 costituisce un massimo solo per il Mezzogiorno (Tavola A8).

Il quadro non cambia quando si consideri un indicatore dei rincari più consistenti come il 95° percentile: la crescita registrata nel 2002 e nel 2003 è inferiore a quella del biennio precedente. L'anno dell'introduzione dell'euro si caratterizza per aumenti dei prezzi certamente elevati ma non eccezionali rispetto alla tendenza di medio periodo. Anche la variabilità *cross section* delle variazioni di prezzo (misurata dalla deviazione standard) non è particolarmente elevata in quell'anno.

Tav. 1

**CRESCITA DEI PREZZI DELLA RISTORAZIONE**  
(variazioni percentuali annue su dati rilevati nel 1° semestre)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Media	4,3	6,7	10,5	9,3	5,8	3,8
5° percentile	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1
Mediana	0,0	0,0	10,0	8,7	4,9	0,0
95° percentile	25,0	30,0	33,3	29,0	20,0	20,0
Dev. Std.	10,4	12,3	12,5	11,3	8,6	9,2

Un confronto tra l'aumento medio rilevato in base ai nostri dati e quelli ottenuti da altre fonti è presentato nella Tavola A9. Il nostro risultato è coerente con quello di Adriani *et al.* (2003), relativo però al solo anno 2003. Diverso è il caso del confronto con le statistiche rappresentative dell'intero settore "ristoranti e caffè". Nonostante un profilo temporale molto simile, gli incrementi degli indici di settore sono sistematicamente inferiori a quelli registrati dagli indicatori che si concentrano sui ristoranti "di qualità": sia il nostro database che quello di Adriani *et al.* (2003) evidenziano aumenti più forti per i locali di qualità superiore. Come già argomentato nel paragrafo 2, ne consegue che l'inflazione stimata sul nostro campione, in cui la percentuale di ristoranti di qualità è superiore alla norma, *sovrastima* quella per

l'intero settore: la diversa composizione del campione spiega una parte della differenza con il dato ufficiale.

Marini *et al.* (2004) interpretano la presenza di un differenziale d'inflazione positivo tra il campione dei ristoranti di qualità e la rilevazione ufficiale per il settore della ristorazione negli anni 2002 e 2003 come evidenza di un effetto “*changeover*”. L'analisi di un periodo di tempo più lungo indica che questa interpretazione è problematica: la discrepanza è presente in ogni anno del periodo considerato e raggiunge un massimo prima dell'introduzione dell'euro (nel periodo terminante nel 1° semestre 2001).

Una tendenza di medio periodo all'aumento dei prezzi è quindi precedente all'introduzione dell'euro e da essa indipendente. In base ai fatti presentati nel paragrafo precedente, essa riflette verosimilmente gli effetti dell'aumento della domanda e dei costi<sup>17</sup>.

L'andamento dei prezzi a Roma e nel Lazio, le aree più direttamente interessate dal Giubileo dell'anno 2000, conferma la congettura che i pronunciati afflussi turistici abbiano influenzato l'andamento dei prezzi più di quanto abbia fatto l'introduzione dell'euro (Tavola 2). Qui l'aumento più sostenuto dei prezzi ha avuto luogo nella prima parte del 2000 (12,7 per cento) ed è stato concentrato nei ristoranti ubicati nella zona del Vaticano e nel vicino quartiere di Trastevere (rispettivamente del 23 e del 29 per cento, nettamente superiore a quanto registrato dagli altri locali del centro della città).

**Tav. 2**

**CRESCITA DEI PREZZI DELLA RISTORAZIONE - QUARTIERI DI ROMA**  
(variazioni percentuali annue su dati rilevati nel 1° semestre)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<i>Media</i>	6,1	12,7	10,7	8,6	3,8	3,8
Centro storico	5,4	12,0	12,9	7,1	4,8	3,8
Vaticano	10,6	23,4	8,9	3,0	0,0	5,1
Trastevere	6,4	29,3	11,6	1,3	4,8	2,1

<sup>17</sup> Poiché i prezzi riportati nella Guida sono rilevati nella prima metà dell'anno, l'effetto della crescita dei costi e della domanda osservati nel 2001 può aver influenzato i prezzi rilevati nel (la prima metà del) 2002.

Osservando le code della distribuzione, non vi è alcuna traccia del fatto che alcuni prezzi siano, in virtù della conversione in euro, raddoppiati nell'anno del *changeover*. Il numero di rincari superiori al 50, al 75 o al 90 per cento è limitato (Tavola 3). Inoltre, anche da questa prospettiva, l'anno 2002 è caratterizzato da una maggior moderazione rispetto ai periodi immediatamente precedenti; aumenti dell'ordine del 50 per cento sono riscontrabili soprattutto nelle rilevazioni del 2000 e del 2001. Sembra quindi poco plausibile l'ipotesi che la percezione di un'elevata inflazione media possa essere stata originata da isolati aumenti "anomali", che avrebbero catturato l'attenzione dei consumatori.

Tav. 3

**NUMERO DI AUMENTI DI PREZZO "ECCEZIONALI"**

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Aumenti maggiori del 50%	11	20	30	17	5	6
Aumenti maggiori del 75%	4	4	4	4	0	0
Aumenti maggiori del 90%	2	1	2	1	0	0
Osservazioni totali	2239	2292	2144	2023	2028	1552

La percezione di un effetto eccezionale dell'introduzione dell'euro sui prezzi non appare dunque giustificata da nessuna delle principali caratteristiche della distribuzione di frequenza: né da un'accelerazione media delle quotazioni, né da una elevata variabilità delle variazioni individuali, né dall'osservazione di alcuni aumenti particolarmente elevati. Ciò che emerge dai dati è la considerevole lievitazione delle quotazioni verificatasi nel medio periodo. Considerando le aziende continuativamente presenti nel campione tra il 1998 e il 2003, in questo periodo l'aumento medio è stato dell'ordine del 40 per cento, mentre è stato del 75 per cento per il decimo di aziende caratterizzate dai maggiori rincari; nel contesto del cambio di valuta, un tale incremento può aver giustificato la percezione di un "raddoppio" di alcuni prezzi. In realtà, esso ha avuto luogo gradualmente nel tempo, riflettendo verosimilmente la forte crescita registrata dalla domanda e dai costi di produzione, e ha coinciso solo in parte limitata (circa un quarto) con l'introduzione dell'euro.

## 5. La revisione dei listini: un approfondimento

In ciascuno degli anni considerati, la distribuzione degli aumenti di prezzo è fortemente asimmetrica (Fig. 5); il numero di variazioni negative è trascurabile, mentre il picco massimo di frequenza si registra intorno allo zero. Vi è dunque normalmente una massa consistente di aziende il cui prezzo non cambia, o cambia in misura non percettibile dati i margini di approssimazione della rilevazione. Nel 1999 e nel 2000, questa quota è dell'ordine del 60 per cento (Tavola 4); nella media del periodo analizzato, essa è attorno al 40 per cento<sup>18</sup>. Queste percentuali corrispondono a una vita media dei prezzi rispettivamente di 13 o di 23 mesi<sup>19</sup>.

**Tav. 4**

### NUMERO DI PREZZI INVARIATI E IN DIMINUZIONE

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
a) numero di prezzi invariati	1432	1309	600	542	861	874
b) numero di prezzi in diminuzione	108	72	74	90	45	109
c) numero di osservazioni	2239	2292	2144	2023	2028	1552
<i>Rapporto : a/c</i>	<i>0,64</i>	<i>0,57</i>	<i>0,28</i>	<i>0,27</i>	<i>0,42</i>	<i>0,56</i>

I dati sono coerenti con l'ipotesi, ampiamente diffusa nella letteratura economica, che in condizioni normali una considerevole proporzione di prezzi non venga rivista di frequente

<sup>18</sup> Come menzionato, abbiamo costruito il campione fissando a zero tutte le variazioni di prezzo minori di un euro in valore assoluto. Ciò ha risposto a due esigenze. Innanzitutto, i dati riportati nella tavola 4 non sarebbero altrimenti stati confrontabili nel tempo: prima del 2002, le variazioni di prezzo minori di un euro in valore assoluto non venivano registrate nella Guida, a causa delle regole di arrotondamento descritte nel paragrafo 2. Inoltre, nel 2002 si sarebbero osservate alcune variazioni di prezzo uguali a 1 euro anche laddove i prezzi non fossero variati, anche in questo caso a seguito delle regole di arrotondamento adottate a partire dal 2002. Ad esempio, nel 2001 un prezzo "vero" di 17.500 lire sarebbe stato riportato nella guida arrotondato a 20.000 lire e, in base alle nostre convenzioni, convertite in 10 euro; nel 2002 lo stesso prezzo, convertito in euro e arrotondato, sarebbe stato riportato nella guida per 9 euro. Se non introducessimo l'aggiustamento, le percentuali nella quarta riga della Tavola 4 per gli anni 2002-04 sarebbero rispettivamente pari a 0,05, 0,30 e 0,50 (i dati per il 1999-2001 non sarebbero stati influenzati).

<sup>19</sup> Ipotizzando decisioni di revisione del prezzo mensili, la durata è calcolata come  $[1-(1-a)^{1/12}]^{-1}$ , dove  $a$  è la percentuale annuale di prezzi che variano; un risultato equivalente si ha ipotizzando variazioni nel continuo e applicando la formula riportata da Bils e Klenow (2002),  $[-1/\log(1-a)]*12$ . Questi autori trovano che per gli Stati Uniti la durata media dei prezzi della voce "lunch" o "dinner" è pari a 11 mesi.

a seguito della presenza di costi di aggiustamento di varia natura (“*menu costs*”)<sup>20</sup>. Secondo questa ipotesi, l’adozione della nuova unità di conto imposta dal passaggio alle banconote in euro può essere considerata uno shock aggregato che invita tutti gli agenti a rivedere il proprio prezzo. Hobjin *et al.* (2004) mostrano che, in base ai principali modelli di questo tipo, al momento del *changeover* la semplice revisione simultanea di tutti i prezzi dovrebbe produrre un aumento dell’inflazione media, anticipando aumenti che sarebbero altrimenti avvenuti gradualmente. Nel nostro campione, una prima conferma di questa ipotesi deriva dall’osservazione che, nel 2002, la percentuale di prezzi invariati è molto più piccola della media, attorno al 27 per cento; una simile quota si osserva però anche nell’anno precedente.

Tav 5

**DISTRIBUZIONE DELLE REVISIONI DI PREZZO NON NULLE**

(sono esclusi i prezzi invariati; variazioni percentuali annue su dati rilevati nel 1° semestre)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Media	12,0	15,7	14,6	12,7	10,1	8,7
5° percentile	-12,5	-8,3	3,7	-3,8	3,1	-12,4
Mediana	11,1	13,3	12,5	11,1	8,3	8,3
95° percentile	33,3	42,8	36,3	32,2	25,0	27,3
Dev. standard	14,5	14,5	12,6	11,5	9,2	12,4

Se la percentuale di prezzi mantenuti costanti è molto variabile di anno in anno, vi sono differenze anche nell’entità media (o mediana) delle revisioni di prezzo (cioè delle variazioni di prezzo non nulle; Tavola 5). In questo caso, le revisioni più forti si sono registrate nel 2000 e nel 2001, risultando in entrambi gli anni attorno al 15 per cento in media. L’anno dell’introduzione dell’euro è caratterizzato da revisioni medie più modeste (13 per cento) e non dissimili da quelle del 1999. Negli ultimi due anni del campione si registrano le variazioni medie più basse dell’intero periodo (10 e 9 per cento). Ciò rafforza l’impressione che le politiche di prezzo successive al *changeover*, al di là del maggior

<sup>20</sup> Cfr. Calvo (1983) e Dotsey, King e Wolman (1999). Fabiani, Gattulli e Sabbatini (2004) studiano il comportamento di fissazione del prezzo di un campione di imprese italiane e trovano che, nel settore dei servizi, circa il 30 per cento delle imprese ha mantenuto i prezzi invariati nel 2002.



numero di revisioni dei listini, non siano state eccezionali rispetto a quanto registrato in precedenza.

La nostra congettura è che i prezzi dei ristoranti censiti nella guida siano stati influenzati da due diversi fenomeni nel periodo considerato: l'aumento della domanda e quello dei costi, che hanno interessato soprattutto gli anni 2000 e 2001 e una riscrittura “obbligatoria” dei listini, in occasione del cambio del segno monetario che ha indotto una gran parte degli operatori a rivedere il prezzo.

Questa congettura ha un'implicazione osservabile. Scomponiamo il differenziale di aumento dei prezzi in ciascun anno  $i$  rispetto a un periodo base  $j$  in due componenti: una dovuta alla variazione della quota ( $\alpha$ ) di prezzi soggetti a revisione, l'altra dovuta al maggior aumento medio ( $\varphi$ ) dei prezzi soggetti a revisione. In linea generale, in base ai modelli che includono *price stickiness*, c'è da attendersi che nel caso in cui l'effetto sui prezzi dell'introduzione dell'euro dipenda dalla revisione simultanea dei listini, l'inflazione annua sia attribuibile soprattutto alla prima componente; al contrario, nel caso di uno shock a variabili fondamentali come la domanda o i costi, che influenza sia la convenienza a rivedere il prezzo, sia la dimensione della revisione ottimale, la scomposizione dell'inflazione dovrebbe essere attribuibile a entrambe le componenti<sup>21</sup>.

$$(1) \quad \pi_i - \pi_j \equiv (\alpha_i - \alpha_j) \left[ \frac{\varphi_i + \varphi_j}{2} \right] + (\varphi_i - \varphi_j) \left[ \frac{\alpha_i + \alpha_j}{2} \right]$$

La (1) scompone l'accelerazione della crescita *media* dei prezzi tra l'anno  $i$  e l'anno  $j$  nel contributo della componente  $\alpha_i - \alpha_j$  legata alla variazione della percentuale di aziende che rivedono il prezzo (ad esempio a seguito di un minor costo di aggiustamento) ed in quello della componente  $\varphi_i - \varphi_j$ , dovuta alla diversa crescita dei prezzi delle aziende che rivedono il listino (ad esempio a seguito di un aumento della domanda o dei costi di produzione)<sup>22</sup>.

---

<sup>21</sup> Questa conclusione vale, in particolare, nel caso di modalità di fissazione del prezzo *state dependent* (cfr. Dotsey, King e Wolman, 1999), come mostrato da Gaiotti e Lippi (2004).

<sup>22</sup> Il primo termine è ponderato con l'aumento medio registrato nei due anni  $i$  e  $j$ , il secondo con la quota media di questi prezzi sul totale. La (1) si ottiene algebricamente dall'identità:  $\pi_i \equiv \alpha_i \varphi_i$ , dove  $\pi_i$  è l'aumento medio dei prezzi,  $\alpha_i$  è la quota di prezzi rivisti nell'anno  $i$  e  $\varphi_i$  l'aumento medio dei prezzi che vengono rivisti.

I risultati sono riportati nella Tavola 6, dove il periodo *j* adottato come *benchmark* è il 1999. Nel 2001 l'accelerazione dei prezzi rispetto all'anno di riferimento, pari a oltre sei punti percentuali, è dovuta a entrambi i fattori: per quasi cinque punti a una maggior quota di aziende che hanno rivisto i propri listini; per circa un punto e mezzo ai maggiori aumenti praticati da quei locali che hanno rivisto i listini. Al contrario, nel 2002 la elevata percentuale di prezzi che sono stati rivisti spiega quasi l'intero differenziale di crescita rispetto al periodo base (4,6 punti percentuali su 5), mentre il contributo dell'entità delle revisioni è trascurabile. Nell'ultimo anno, la crescita dei prezzi è tornata in linea con quella dell'anno di riferimento.

Tav. 6

**SCOMPOSIZIONE DELL'AUMENTO DEI PREZZI**  
(variazioni percentuali annue su dati rilevati nel 1° semestre)

	2000	2001	2002	2003	2004
Aumento dei prezzi: differenziale dall'anno base (1999)	2,4	6,2	5,0	1,5	-0,5
<i>i) dovuto alla maggior quota di prezzi che vengono rivisti</i>	1,0	4,8	4,6	2,4	0,8
<i>ii) dovuto alla maggior variazione media dei prezzi rivisti</i>	1,4	1,4	0,4	-0,9	-1,3

Questa evidenza è coerente con la nostra ipotesi: un aumento esogeno della domanda e dei costi, verificatosi prima dell'introduzione dell'euro, ha indotto molti operatori ad aumentare sensibilmente i prezzi; successivamente, la conversione dei prezzi in euro ha determinato una nuova revisione "obbligata" e simultanea dei listini, ma in questo caso l'entità degli aggiustamenti non si è discostata da quanto osservato in media nel periodo considerato. Questa revisione simultanea, che spiega gran parte dell'accelerazione media dei prezzi nell'anno del *changeover*, ha probabilmente, almeno in parte, anticipato variazioni che si sarebbero altrimenti effettuate più gradualmente. Negli anni successivi le politiche di prezzo sono state particolarmente moderate.

## 6. Struttura di mercato e cambio di valuta

Le politiche individuali di prezzo durante il *changeover* possono però aver risentito anche della struttura di mercato. In aree o in settori caratterizzati da condizioni scarsamente

concorrenziali, il produttore può tentare di sfruttare la minor trasparenza indotta dal cambiamento del segno monetario per aumentare il prezzo; la scarsa elasticità della domanda gli permetterebbe di limitare la perdita di ricavi qualora i clienti percepissero correttamente l'aumento del prezzo. Una illustrazione formale di questo effetto è presentata nell'Appendice B. Un'implicazione di questa congettura è che solo nel 2002 - e forse nel 2003, poiché aumenti di prezzo verificatisi nella seconda parte del 2002 verrebbero rilevati solo nei dati dell'anno successivo - la dimensione degli aumenti di prezzo dovrebbe essere negativamente correlata al grado di concorrenzialità del mercato locale.

**Tav. 7**

**AUMENTI DI PREZZO NEL 2002 E CONCORRENZA SUL MERCATO  
PROVINCIALE**

	Concorrenza < 1° quartile	Concorrenza < mediana	Intero campione	Concorrenza > mediana	Concorrenza > 3° quartile
Media	10,0	9,7	9,3	8,8	8,2
5° percentile	0,0	0,0	0,0	0,0	-7,6
Mediana	8,7	8,6	8,7	8,3	7,4
95° percentile	29,0	29,0	29,0	28,6	26,7
Stand. Dev.	11,4	11,5	11,3	11,2	11,6

L'evidenza descrittiva è coerente con questa congettura: sui mercati locali più concorrenziali si è registrato un minore aumento medio dei prezzi nel 2002, e viceversa. A questo proposito, la Tavola 7 pone a confronto gli aumenti medi dei listini effettuati nell'anno del *changeover* da imprese operanti su mercati caratterizzati da diversa pressione concorrenziale; questi ultimi sono identificati in base ai valori assunti dall'indicatore discusso al paragrafo 2 (l'offerta di locali di qualità in rapporto alla popolazione e alle presenze turistiche in ciascuna provincia) rispetto ai quantili della propria distribuzione. La differenza tra l'aumento medio dei prezzi del quarto di imprese operanti su mercati meno concorrenziali e quello del quarto di imprese operanti su mercati più concorrenziali è significativa, pari a quasi due punti percentuali.

Per esaminare la questione in modo più preciso, abbiamo stimato un modello empirico delle politiche di prezzo nel periodo 1999-2003. Poiché le variazioni di prezzo nel campione sono tutte nulle o positive (con un numero di eccezioni trascurabile), la variazione di prezzo è modellata come un caso di dati *censored*; al fine di controllare per l'eventuale presenza di una distorsione dovuta alla selezione, abbiamo modellato congiuntamente la decisione se procedere o meno alla revisione del prezzo e quella relativa all'ammontare della revisione, utilizzando il modello di Heckman<sup>23</sup>.

L'equazione stimata è:

$$(2) \quad \Delta p_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i$$

dove  $p_i$  è il prezzo individuale (in logaritmi) praticato dall'impresa  $i$  e  $\mathbf{X}_i$  è il vettore di variabili esplicative.<sup>24</sup>

Le variabili in  $\mathbf{X}_i$  comprendono il livello ritardato del prezzo ( $p_{t-1}$ ); una variabile dummy che assume valore unitario se il locale è classificato come ristorante, zero altrimenti ( $D^{rist}$ ); per i ristoranti, il giudizio di qualità formulato nel periodo precedente, in logaritmi (*giudizio*)<sup>25</sup>; infine l' "età" del prezzo all'inizio del periodo (*età*), espressa come numero di anni trascorsi dall'ultima revisione. La ragione dell'inclusione di queste variabili risiede nell'ipotesi che la dimensione della revisione sia funzione crescente della distanza del livello del prezzo dall'equilibrio, ipotizzato funzione della variabile *giudizio*. L'età del prezzo coglie un effetto simile: se in equilibrio si ha inflazione positiva, il tempo trascorso dall'ultima revisione aumenta la misura attesa dell'aumento.<sup>26</sup>

Come *proxy* per gli effetti ciclici di domanda, abbiamo incluso il flusso annuo di turisti in ciascuna provincia, normalizzato per la popolazione provinciale (*turismo*). La domanda da parte di residenti è approssimata con il livello (ritardato) del valore aggiunto pro capite in

<sup>23</sup> Si veda Johnston e DiNardo (1997), Cap.13. Il modello è stimato con il metodo della massima verosimiglianza. I risultati riportati sono robusti all'utilizzo di altri metodi di stima (il modello Tobit, i minimi quadrati ordinari, lo stimatore *random effects* o quello a effetti fissi).

<sup>24</sup> Si ipotizza che le stesse variabili esplicative compaiano anche nell'equazione di "selezione" (che determina la probabilità di rivedere il prezzo) sottostante il modello di Heckman.

<sup>25</sup> Poiché la variabile *giudizio* è disponibile solo per i ristoranti, è interagita con la dummy  $D^{rist}$ .

<sup>26</sup> Entrambe le implicazioni sono tipiche dei modelli di revisione del prezzo basati su costi di aggiustamento: Calvo (1983), Dotsey, King e Wolman (1999).

ciascuna provincia, in logaritmi (*v.agg.*). Ogni residuo effetto di domanda è catturato dalle dummy temporali ( $T_{1999} - T_{2003}$ ) incluse nella regressione; lo stesso vale per gli effetti dei costi di produzione che non sono disponibili a livello disaggregato.

Tav. 8

**DETERMINANTI DELLE VARIAZIONI DEL PREZZO**  
(*modello di selezione di Heckman*)

	Coef.	P		Coef.	P	
$p_{t-1}$	-0,13	0,00	(°°)	-0,13	0,00	(°°)
giudizio* $D_{rest}$	0,44	0,00	(°°)	0,44	0,00	(°°)
$D_{rist}$	-1,81	0,00	(°°)	-1,81	0,00	(°°)
età	0,01	0,00	(°°)	0,01	0,00	(°°)
turismo	0,00	0,05	(°)	0,00	0,05	(°)
<i>v.agg.</i>	0,04	0,00	(°°)	0,04	0,00	(°°)
conc* $T_{1999}$	-0,30	0,14		-0,30	0,14	
conc* $T_{2000}$	-0,06	0,77		-0,06	0,78	
conc* $T_{2001}$	-0,29	0,08		-0,29	0,08	
conc* $T_{2002}$	-0,76	0,00	(°°)	-0,76	0,00	(°°)
conc* $T_{2003}$	-0,91	0,00	(°°)	-0,90	0,00	(°°)
$T_{2000}$	0,04	0,00	(°°)	0,04	0,00	(°°)
$T_{2001}$	0,09	0,00	(°°)	0,06	0,00	(°°)
$T_{2002}$	0,08	0,00	(°°)	0,04	0,00	(°°)
$T_{2003}$	0,04	0,00	(°°)	0,01	0,15	
$\Delta_{costi}$				1,00	<i>restr.</i>	
Osservazioni	10525			10525		
Troncate	4689			4689		

Costante inclusa. (°) indica rigetto al 5%, (°°) indica rigetto all' 1%.

Infine, includiamo tra le variabili esplicative la misura di concorrenza sul mercato locale (*conc*)<sup>27</sup> discussa nel paragrafo 2, interagendola con le dummy temporali (da  $T_{1999}$  a  $T_{2003}$ ). La nostra congettura è che la concorrenza del mercato contribuisca a spiegare gli aumenti dei prezzi solo nell'anno del *cash changeover*.<sup>28</sup>

I risultati sono riportati nella prima colonna della Tavola 8. La maggior parte dei

<sup>27</sup> L'indicatore è costruito come scostamento dalla media campionaria di ciascun anno.

<sup>28</sup> Le stime utilizzano l'indicatore riportato nella colonna (b) della Tavola A5. Risultati analoghi si ottengono utilizzando l'indicatore della colonna (a).

coefficienti sono significativamente diversi da zero e hanno il segno atteso. Il grado di concorrenza sul mercato locale entra in modo statisticamente significativo nell'equazione nel 2002 e nel 2003; negli anni precedenti, invece, esso non influenza le variazioni del prezzo.

Il risultato è coerente con l'ipotesi che l'introduzione dell'euro abbia temporaneamente accresciuto il potere di mercato dei ristoranti soprattutto là dove l'offerta è più scarsa e quindi che l'entità degli aumenti seguiti al cambio di valuta sia dipesa dalla struttura di mercato. La dimensione dell'effetto è rilevante: la variabilità del grado di concorrenza spiega alcuni punti percentuali di differenza negli aumenti dei prezzi tra province. Tenendo conto che la stima dei coefficienti di  $(conc*T_{2002})$  e di  $(conc*T_{2003})$  è circa pari a -0,8, una riduzione di  $conc$  in ciascuno dei due anni pari alla sua deviazione standard (intorno a 0,03) determinerebbe un aumento del prezzo di circa 2,5 punti percentuali.

In base ai valori dei coefficienti relativi alle dummy temporali  $T_{2000} - T_{2003}$ <sup>29</sup>, è possibile anche valutare in ciascun anno l'aumento aggregato dei prezzi non spiegabile in base alle determinanti dell'equazione. La seconda colonna della Tavola 8 riporta la stima di una specificazione dell'equazione che include tra le variabili di destra anche la variazione aggregata dei costi di produzione, con coefficiente vincolato all'unità<sup>30</sup>; in questo modo, i coefficienti sulle dummy temporali sono espressi al netto delle variazioni aggregate dei costi. I valori dei coefficienti su  $T_{2000} - T_{2003}$  così ottenuti vanno corretti per tenere conto della dinamica del modello<sup>31</sup>; in base a questa stima, nel 2000 e nel 2001 l'effetto aggregato non attribuibile alle variabili esplicative è stato positivo, rispettivamente pari a 4 e 6 punti. Nell'anno dell'introduzione dell'euro, questo effetto è ancora positivo, ma più contenuto, pari a 3 punti percentuali; diventa poi lievemente negativo nel 2003.

---

<sup>29</sup> Gli effetti temporali, dato il modo in cui è specificata l'equazione nella Tavola 8, sono misurati assumendo il 1999 come anno di riferimento.

<sup>30</sup> Non è possibile stimare il relativo coefficiente simultaneamente a quello delle *dummy* temporali, perché la *proxy* dei costi non ha una dimensione *cross section*. La variazione dei costi è una media ponderata della variazione percentuale annua del prezzo degli alimentari freschi inclusi nell'indice dei prezzi al consumo e della variazione percentuale annua del CLUP nel settore "alberghi e ristoranti", con pesi rispettivamente 0.6 e 0.4 (valutati in base alla tavola intersettoriale dell'economia italiana relativa al 1992, alla voce "Ristoranti e pubblici esercizi"). La variabile inclusa nell'equazione è una media mobile su due anni, per tenere conto dei ritardi di aggiustamento

<sup>31</sup> Definendo come  $\beta_{T_j}$  il coefficiente sulla dummy  $T_j$  relativa al periodo  $j$  e come  $\beta_I$  è il coefficiente sul livello ritardato del prezzo  $p(t-1)$ , la dinamica del modello implica che in ciascun periodo l'aumento aggregato del prezzo attribuibile agli effetti temporali è dato recursivamente da  $E_j = \beta_{T_j} + (1 + \beta_I)E_{j-1} - \beta_{T_{j-1}}$ .

## 7. Conclusioni

Questo lavoro ha analizzato un *panel* di prezzi di ristoranti di “qualità” con l'obiettivo di studiare il comportamento di fissazione del prezzo di queste imprese prima e dopo l'introduzione del contante in euro. L'indagine ha permesso di far luce su due questioni. La prima riguarda l'evidenza su ciò che è successo a livello microeconomico nell'anno dell'introduzione dell'euro e negli anni vicini; la seconda consiste in un'analisi sistematica dei meccanismi che possono aver influenzato la fissazione dei prezzi al momento dell'introduzione dell'euro.

I risultati mostrano che l'aumento dei prezzi della ristorazione di “qualità” è piuttosto sostenuto su tutto il periodo considerato (1998-2004). L'aumento registrato nei 12 mesi terminanti a giugno 2002 è considerevole, intorno al 9 per cento, ma non è quello massimo (pari a circa il 10 per cento), che si è registrato nell'anno precedente. L'analisi mostra che gli aumenti sono da mettere in relazione a un marcato aumento dei costi e della domanda. Emerge inoltre una tendenza, per i prezzi dei ristoranti di migliore qualità, a crescere sistematicamente più degli altri.

I dati non confermano l'ipotesi che l'introduzione dell'euro abbia favorito un raddoppio dei prezzi. Questa diffusa percezione potrebbe riflettere il netto aumento dei prezzi verificatosi in questo settore su un arco di tempo di alcuni anni: tra il 1998 e il 2003, per i locali inclusi nel campione, questo è stato pari in media al 40 per cento. L'introduzione dell'euro può aver contribuito a richiamare l'attenzione del pubblico su questo aumento, attribuendolo interamente al *changeover*.

Questi risultati non avvalorano l'ipotesi che il nuovo segno monetario abbia avuto un forte effetto inflativo. Una stima dell'effetto dell'euro sui prezzi della ristorazione di “qualità” rispetto a un trend di medio periodo è valutabile approssimativamente in 3 o 4 punti percentuali (questa stima non può essere peraltro estesa all'intero settore o all'intera economia). Tuttavia, si rilevano due caratteristiche particolari degli aumenti dei prezzi nell'anno del *changeover*: la quota di imprese che rivedono i prezzi è nettamente superiore agli anni precedenti; la crescita dei prezzi risulta maggiore nei mercati meno concorrenziali.

Queste evidenze possono far luce sui meccanismi economici che possono aver contribuito alla dinamica dei prezzi in seguito al cambio di valuta. Sia l'ipotesi “*menu cost*”,

sia quella sul “potere di mercato” trovano sostegno nei dati. Per quanto riguarda la prima, l'evidenza indica che la maggior parte dell'aumento medio del prezzo al momento del *changeover* è attribuibile al gran numero di revisioni del prezzo, piuttosto che alla loro entità. Questa osservazione è coerente con l'ipotesi che la nuova valuta abbia reso necessaria per quasi tutte le imprese la revisione dei listini nel 2002. Negli anni normali, invece, un gran numero di ristoranti non rivedono il proprio prezzo, probabilmente a causa della presenza di costi di aggiustamento. Ciò può spiegare perché l'effetto dell'introduzione dell'euro è stato maggiore nel settore dei servizi, dove la frequenza di revisione dei prezzi è tradizionalmente bassa.<sup>32</sup>

Per quanto riguarda la seconda ipotesi, è emerso che il grado di concorrenza sul mercato locale ha influenzato la dinamica dei prezzi dopo l'introduzione dell'euro, aumentando temporaneamente il potere di fissazione del prezzo delle imprese operanti sui segmenti esposti a minore pressione competitiva. Nel 2002 e nel 2003 gli aumenti dei prezzi sono infatti stati maggiori nelle province caratterizzate da una più scarsa presenza di locali di qualità; tale effetto può spiegare una variabilità *cross section* delle variazioni del prezzo attorno a 2,5 punti percentuali. Abbiamo fornito un'interpretazione di questo risultato, che spiega anche perché gli effetti dell'introduzione dell'euro sono stati più pronunciati nei settori caratterizzati da minore concorrenza.

Entrambe le ipotesi implicano che l'effetto dell'introduzione dell'euro sul prezzo sia temporaneo e che gli aumenti dei prezzi vengano gradualmente riassorbiti, riportandosi (in termini reali) verso i valori impliciti nella tendenza di lungo periodo.

---

<sup>32</sup> Si veda Veronese *et al.* (2004).

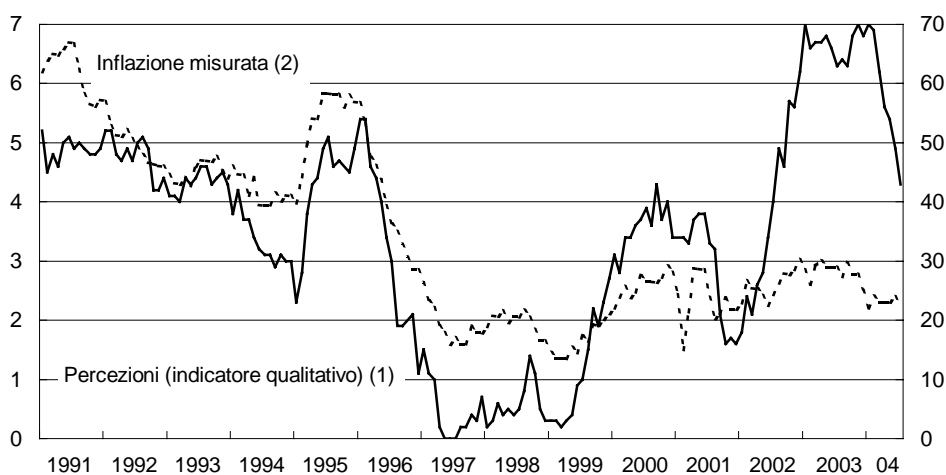


## Figure

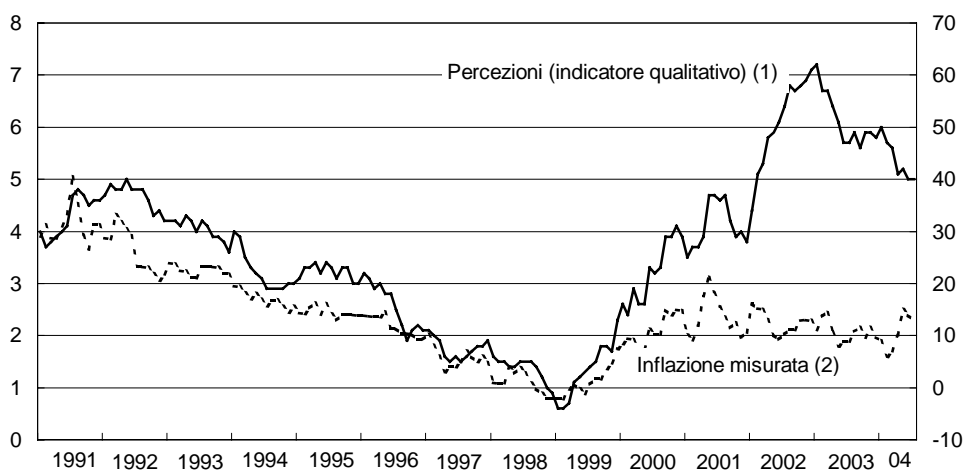
Fig. 1

**PERCEZIONI DI INFLAZIONE IN ITALIA E NELL'AREA DELL'EURO**  
*(variazioni percentuali sul periodo corrispondente e saldi delle risposte)*

(a) Italia



(b) Area dell'euro

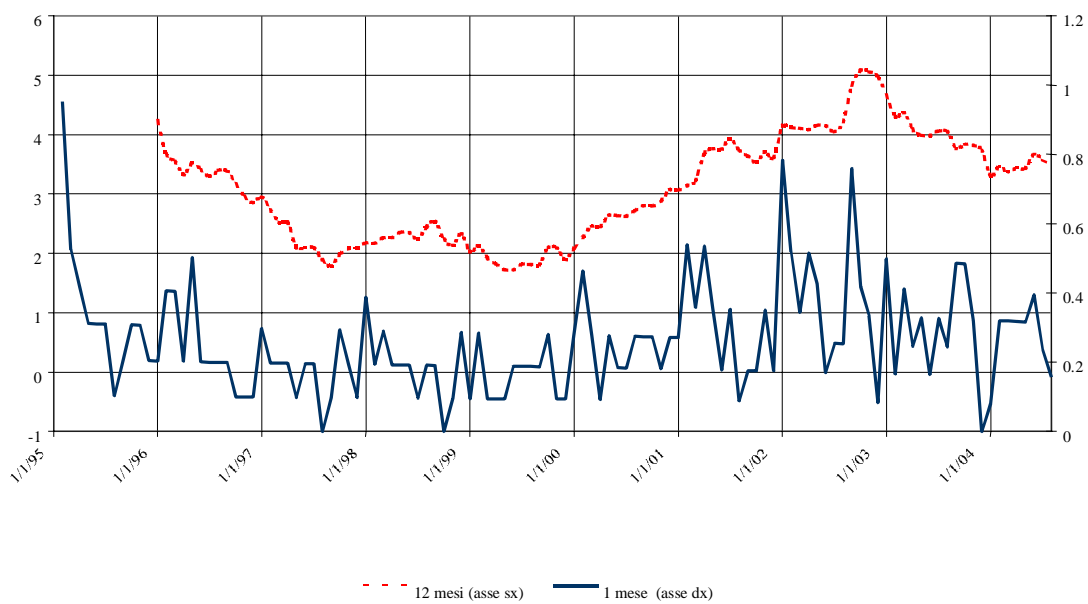


Fonte: Commissione europea e Eurostat.

(1) Indicatore qualitativo ottenuto come saldo delle risposte nell'ambito delle indagini mensili presso i consumatori. Saldo tra le frequenze delle risposte "prezzi molto aumentati" o "abbastanza aumentati" e "prezzi stabili" o "prezzi diminuiti"; scala di destra. – (2) Tasso di crescita sui dodici mesi dell'indice armonizzato dei prezzi al consumo; scala di sinistra.

Fig. 2

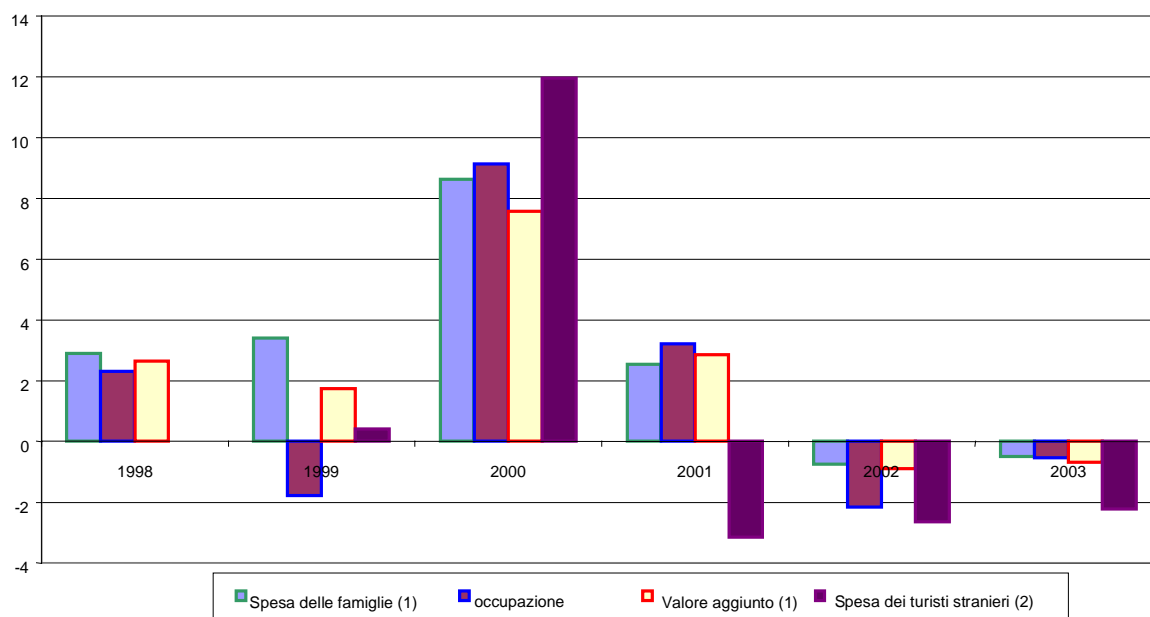
**ITALIA: INDICE ARMONIZZATO DEI PREZZI AL CONSUMO, CATEGORIA  
"RISTORANTI E CAFFÉ "**  
(variazioni percentuali)



Fonte: Eurostat.

Fig. 3

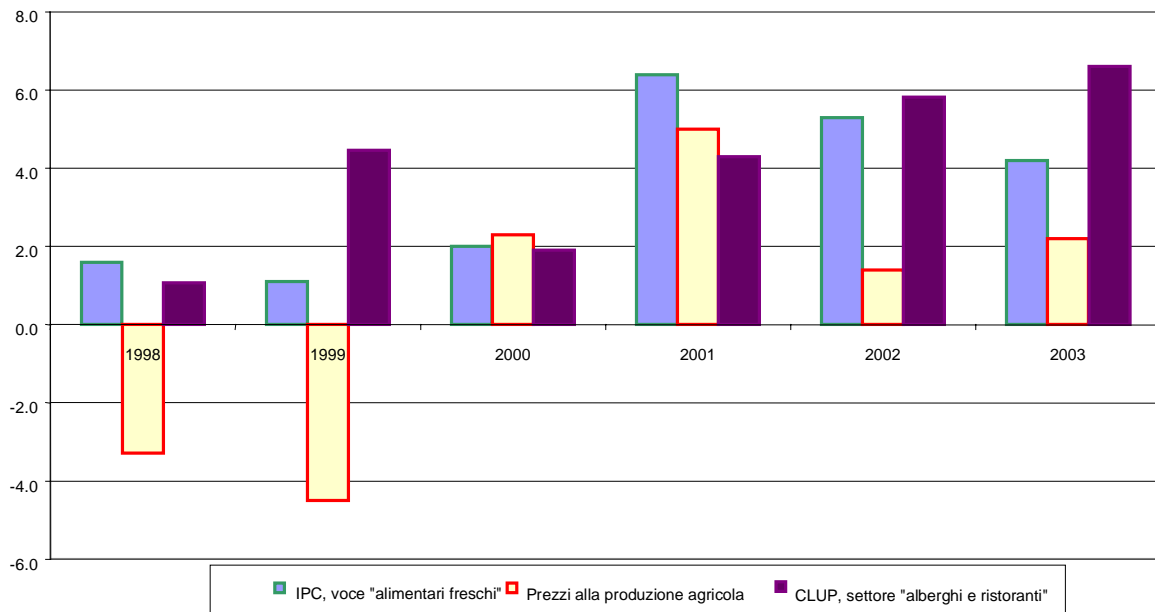
**ATTIVITÀ NEL SETTORE "ALBERGHI E RISTORANTI " E FLUSSI TURISTICI**  
*(variazioni percentuali sull'anno precedente)*



Fonte: Istat, UIC. Spesa delle famiglie, valore aggiunto e occupazione sono relative alla branca "alberghi e ristoranti". (1) Prezzi costanti. (2) Spesa complessiva dei turisti stranieri in Italia, prezzi correnti.

Fig. 4

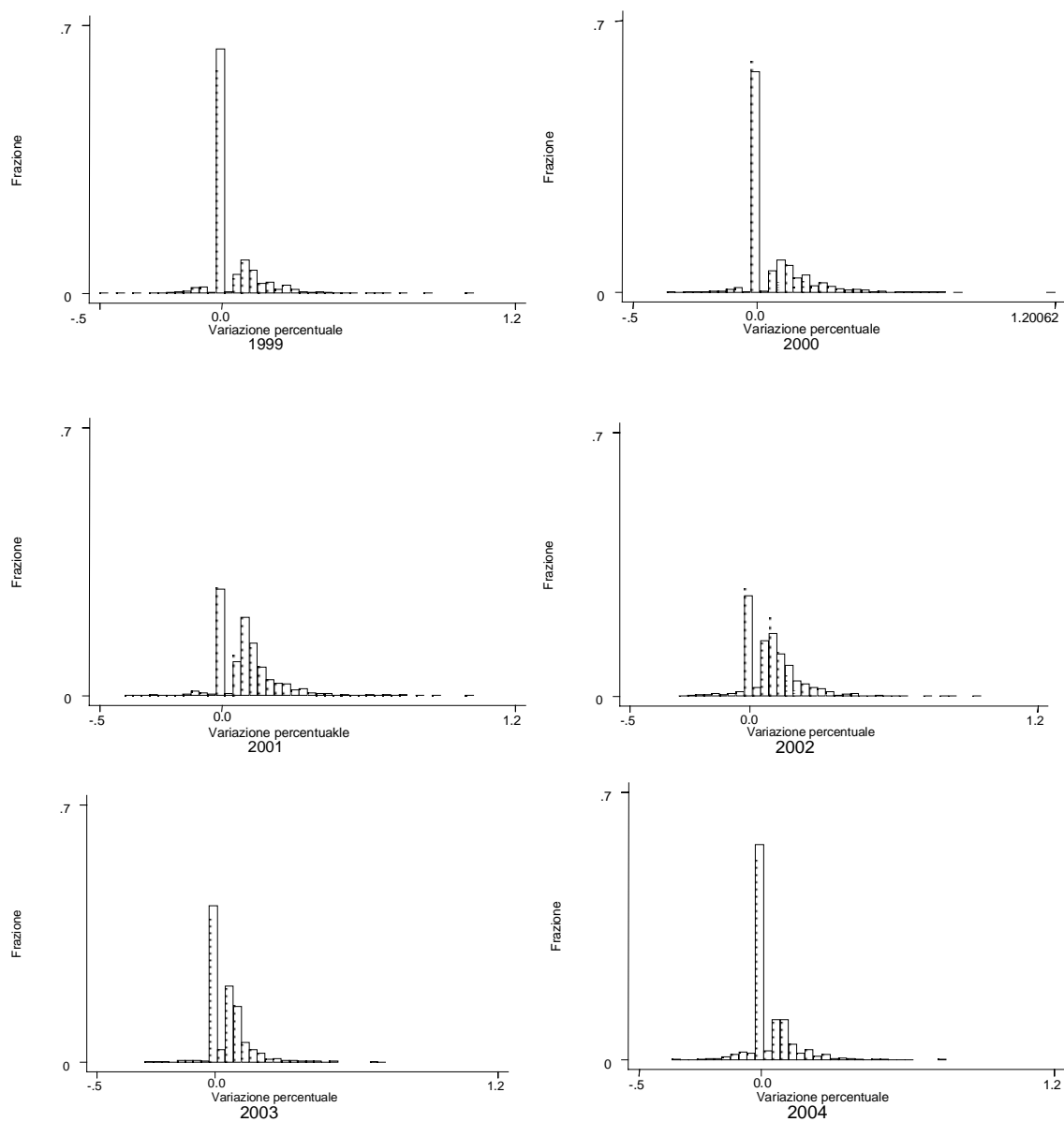
**PREZZI DEGLI ALIMENTARI FRESCHI E COSTO DEL LAVORO NEL  
SETTORE "ALBERGHI E RISTORANTI"**  
(variazioni percentuali sull'anno precedente)



Fonte: Eurostat, Istat.

Fig. 5

### DISTRIBUZIONE DI FREQUENZA DEGLI AUMENTI DEI PREZZI



Distribuzione di frequenza degli aumenti percentuali dei prezzi in ciascun anno. L'asse orizzontale misura l'aumento, nel range  $(-0.5, +1.2)$ , corrispondente a variazioni tra  $-50\%$  e  $+120\%$ . La larghezza di ogni barra dell'istogramma comprende un aumento da  $t$  a  $t+3,5$  punti percentuali.

**Appendice A: statistiche descrittive****Tav. A 1****NUMEROSITÀ DEL CAMPIONE**  
*(numero di osservazioni)*

	livello del prezzo	variazione del prezzo
1998	2632	
1999	2739	2239
2000	2650	2292
2001	2569	2144
2002	2356	2023
2003	2321	2028
2004	1769	1552
Totale	17036	12278

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia*.

**COMPOSIZIONE GEOGRAFICA DEL CAMPIONE***(numero di osservazioni e percentuali)*

regione	osservazioni	frequenza	Italia: distribuzione di tutti i ristoranti, 1999 (*)
Abruzzo	336	2,7%	2,9%
Basilicata	151	1,2%	0,7%
Calabria	269	2,2%	3,4%
Campania	574	4,7%	9,7%
Emilia Romagna	1022	8,3%	6,5%
Friuli Venezia Giulia	426	3,5%	3,1%
Lazio	1471	12,0%	9,5%
Liguria	621	5,1%	4,2%
Lombardia	1608	13,1%	13,6%
Marche	396	3,2%	3,0%
Molise	73	0,6%	0,7%
Piemonte	984	8,0%	7,3%
Puglia	530	4,3%	6,0%
Sardegna	307	2,5%	3,2%
Sicilia	600	4,9%	5,4%
Toscana	1240	10,1%	7,5%
Trentino Alto Adige	445	3,6%	2,6%
Umbria	271	2,2%	1,7%
Val d'Aosta	113	0,9%	0,3%
Veneto	841	6,8%	8,9%
<i>Nord</i>	6060	49,4%	46,4%
<i>Centro</i>	3378	27,5%	21,2%
<i>Sud e isole</i>	2840	23,1%	31,9%
<b>Totale</b>	<b>12278</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia* e Camere di Commercio.

(\*) Ristoranti attivi nei registri delle Camere di Commercio nel 1999, da *Rapporto sul turismo italiano - X edizione*.

**COMPOSIZIONE DEL CAMPIONE PER CATEGORIA**  
(numero di osservazioni e percentuali)

Regione	(a) ristoranti	(b) altri	(a) / (a+b)
Abruzzo	218	118	64,9%
Basilicata	113	38	74,8%
Calabria	170	99	63,2%
Campania	323	251	56,3%
Emilia Romagna	703	319	68,8%
Friuli Venezia Giulia	325	101	76,3%
Lazio	846	625	57,5%
Liguria	442	179	71,2%
Lombardia	1208	400	75,1%
Marche	230	166	58,1%
Molise	27	46	37,0%
Piemonte	861	123	87,5%
Puglia	328	202	61,9%
Sardegna	218	89	71,0%
Sicilia	404	196	67,3%
Toscana	837	403	67,5%
Trentino Alto Adige	366	79	82,2%
Umbria	198	73	73,1%
Val d'Aosta	76	37	67,3%
Veneto	644	197	76,6%
<i>Nord</i>	4625	1435	76,3%
<i>Centro</i>	2111	1267	62,5%
<i>Sud e isole</i>	1801	1039	63,4%
<b>Totale</b>	<b>8537</b>	<b>3741</b>	<b>69,5%</b>

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia*



**RAPPRESENTATIVITÀ DEL CAMPIONE**  
(numero di osservazioni e percentuali)

regione	(a) osservazioni, 1999	(b) locali registrati in Italia, 1999	(a) / (b) .
Abruzzo	52	1914	2,7%
Basilicata	27	476	5,7%
Calabria	48	2196	2,2%
Campania	101	6272	1,6%
Emilia Romagna	209	4203	5,0%
Friuli Venezia Giulia	70	1985	3,5%
Lazio	247	6157	4,0%
Liguria	103	2701	3,8%
Lombardia	302	8834	3,4%
Marche	72	1933	3,7%
Molise	14	437	3,2%
Piemonte	154	4764	3,2%
Puglia	92	3889	2,4%
Sardegna	57	2053	2,8%
Sicilia	129	3483	3,7%
Toscana	252	4851	5,2%
Trentino Alto Adige	84	1672	5,0%
Umbria	54	1100	4,9%
Val d'Aosta	21	206	10,2%
Veneto	151	5758	2,6%
<i>Nord</i>	<i>1094</i>	<i>30123</i>	<i>3,6%</i>
<i>Centro</i>	<i>625</i>	<i>14041</i>	<i>4,5%</i>
<i>Sud e isole</i>	<i>520</i>	<i>20720</i>	<i>2,5%</i>
<i>Totale</i>	<i>2239</i>	<i>64884</i>	<i>3,5%</i>

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia* e Camere di Commercio.

**INDICATORE DI CONCORRENZA SUL MERCATO LOCALE**  
*(numero di ristoranti censiti nella guida per 10.000 residenti)*

regione	(a)	(b)
Abruzzo	0,56	0,39
Basilicata	0,58	0,50
Calabria	0,27	0,22
Campania	0,22	0,17
Emilia Romagna	0,63	0,44
Friuli Venezia Giulia	0,81	0,55
Lazio	0,70	0,51
Liguria	0,79	0,44
Lombardia	0,40	0,33
Marche	0,64	0,40
Molise	0,51	0,46
Piemonte	0,67	0,59
Puglia	0,29	0,26
Sardegna	0,46	0,32
Sicilia	0,35	0,28
Toscana	0,93	0,51
Trentino Alto Adige	1,01	0,26
Umbria	0,71	0,55
Val d'Aosta	2,07	0,62
Veneto	0,44	0,23

Medie di rapporti calcolati per provincia. (a) Numero di locali nella guida diviso per la popolazione provinciale (in decine di migliaia); (b) Numero di locali nella guida diviso per  $(pp+pt/12)$ , dove  $pp$ =popolazione provinciale (in decine di migliaia),  $pt$ =giorni di presenze turistiche (in decine di migliaia).  
 Fonte: Camere di commercio, Istat ed elaborazioni degli autori su dati *Guida dei Ristoranti d'Italia*.

**IL PREZZO DI UN PASTO**  
(in euro)

*Ristoranti*

	media	min	1°quartile	mediana	4°quartile	max	dev. stand.	coeff. var.
1998	33,2	12,9	25,8	31,0	36,2	113,6	11,6	0,35
1999	34,3	12,9	25,8	31,0	38,7	129,1	12,4	0,36
2000	36,3	12,9	28,4	33,6	41,3	129,1	13,2	0,36
2001	39,3	15,5	31,0	36,2	43,9	147,2	14,8	0,38
2002	42,8	16,0	32,0	40,0	48,0	220,0	16,7	0,39
2003	45,5	20,0	35,0	40,0	50,0	220,0	17,6	0,39
2004	48,6	21,0	36,0	45,0	55,0	250,0	19,8	0,41

*Altri locali*

	media	min	1°quartile	mediana	4°quartile	max	dev. stand.	coeff. var.
1998	19,5	7,8	15,5	18,1	23,2	72,3	5,6	0,29
1999	19,8	7,8	15,5	20,7	23,2	56,8	4,9	0,25
2000	20,6	7,8	18,1	20,7	23,2	49,1	4,6	0,22
2001	22,5	8,8	18,1	23,2	25,8	46,5	5,3	0,23
2002	24,7	9,0	20,0	25,0	28,0	75,0	6,1	0,25
2003	28,0	11,0	23,0	27,0	30,0	105,0	9,1	0,32
2004	27,1	10,0	23,0	27,0	30,0	65,0	6,2	0,23

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia*.

**VARIAZIONI DI PREZZO, PER CATEGORIA**  
(variazioni percentuali)

**Ristoranti**

			5°	95°		max	dev. std.
	media	min	percentile	mediana	percentile		
1999	4,8	-50,0	-6,7	0,0	25,0	100,0	10,8
2000	7,1	-33,3	0,0	0,0	30,8	120,1	12,3
2001	10,3	-36,8	0,0	9,1	33,3	100,1	12,7
2002	9,1	-27,1	-3,0	7,7	29,0	83,3	11,2
2003	5,5	-27,0	0,0	4,3	20,0	71,9	8,5
2004	3,9	-36,4	-7,5	0,0	21,2	75,0	9,6

**Altri**

			5°	95°		max	dev. std.
	media	min	percentile	mediana	percentile		
1999	3,3	-42,9	0,0	0,0	19,9	75,0	9,5
2000	5,8	-33,3	0,0	0,0	28,5	80,0	12,2
2001	10,8	-33,3	0,0	11,1	33,4	80,0	12,1
2002	9,8	-27,8	0,0	8,7	29,0	94,4	11,6
2003	6,4	-29,4	0,0	6,7	20,0	66,7	8,7
2004	3,6	-21,4	0,0	0,0	18,5	60,0	8,2

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia*.

**VARIAZIONI DI PREZZO, PER AREA GEOGRAFICA**  
(variazioni percentuali)

**Nord**

			5°		95°		
	media	min	percentile	mediana	percentile	max	dev. std.
1999	3,9	-27,3	-7,1	0,0	23,1	100,0	10,2
2000	6,1	-33,3	0,0	0,0	27,8	75,0	11,1
2001	10,9	-30,0	0,0	10,0	33,3	87,5	12,0
2002	8,9	-26,8	-3,8	7,7	30,4	84,6	11,8
2003	5,9	-24,3	0,0	5,0	20,0	66,7	8,1
2004	3,9	-31,8	-6,7	0,0	20,0	75,0	9,5

**Centro**

			5°		95°		
	media	min	percentile	mediana	percentile	max	dev. std.
1999	5,9	-23,1	0,0	0,0	25,0	99,9	10,6
2000	8,6	-27,3	0,0	0,0	37,5	120,1	14,3
2001	11,2	-36,8	0,0	10,0	37,5	100,0	13,4
2002	9,2	-26,9	0,0	7,7	29,0	80,6	11,1
2003	5,3	-29,4	0,0	0,0	20,7	50,0	8,8
2004	4,1	-36,2	0,0	0,0	20,5	57,1	9,3

**Sud e isole**

			5°		95°		
	media	min	percentile	mediana	percentile	max	dev. std.
1999	3,5	-50,0	0,0	0,0	21,1	75,0	10,6
2000	5,8	-33,3	0,0	0,0	28,5	75,0	11,8
2001	8,8	-33,3	0,0	9,1	25,0	100,1	12,2
2002	10,2	-27,8	0,0	9,5	26,9	94,4	10,4
2003	5,9	-12,7	0,0	4,7	20,7	71,9	9,0
2004	3,1	-36,4	-7,1	0,0	19,4	46,9	8,3

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia*.

**L'AUMENTO DEI PREZZI DEI RISTORANTI: EVIDENZE A CONFRONTO**  
(variazioni percentuali nell'anno)

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Questo campione :	4,3	6,7	10,5	9,3	5,8	3,8
Guida Michelin (Andriani et al., 2003):	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	5,6	n.a.
IACP, voce "ristoranti e caffè" (Hobjin et al., 2004):	1,9	3,1	3,6	5,0	3,7	3,5
IPC, voce "ristoranti, pizzerie, pubblici esercizi" :	1,7	3,2	3,8	4,8	4,6	3,6

Fonte: nostre elaborazioni su dati *Guida Ristoranti d'Italia*, Istat (IPC), Eurostat (IAPC), Andriani et al. (2003).

## Appendice B: euro, aumento dei prezzi e concorrenza. Un'ipotesi interpretativa.

Questo paragrafo presenta un meccanismo che potrebbe giustificare l'ipotesi che il cambio del segno monetario abbia causato un aumento dei prezzi nei settori dove minore è il grado di concorrenza. Una delle ipotesi chiave è che il cambio dell'unità di conto abbia reso più difficile per il consumatore percepire il corretto livello del prezzo dei beni acquistati. Il modello esposto di seguito illustra come questa "confusione", in tutto simile a quella che si prova facendo acquisti in una valuta a cui non siamo abituati, offra ai produttori la possibilità di aumentare il prezzo, in misura maggiore quanto più grande è il loro potere di mercato.

Consideriamo il problema di un'impresa che produce un bene dal costo unitario di produzione fisso, pari a  $W$ , e che ha di fronte una funzione di domanda  $D=D(P)$ , con elasticità costante  $\varepsilon \equiv \left| \frac{dD}{dP} \frac{P}{D} \right| > 1$ . Il problema di massimizzazione del profitto è:

$$\max_P DP - WD. \text{ La (nota) soluzione implica il seguente prezzo: } P = W \left( 1 + \frac{1}{\varepsilon - 1} \right) \equiv P_0.$$

Si definisca la quantità acquistata a questo prezzo di equilibrio  $D_0 = D(P_0)$  e si ipotizzi che, prima del *changeover*, l'impresa produce e vende  $D_0$  al prezzo  $P_0$ .

Il passaggio all'euro "confonde" i consumatori. Ciò significa che l'impresa ha la possibilità di aumentare il prezzo senza che il cliente se ne accorga. Più precisamente, si ipotizza che al cliente viene presentato un nuovo prezzo in euro  $P_1 \in [0, P_{max}]$ , non necessariamente corrispondente al precedente  $P_0$ <sup>33</sup>. La probabilità che il cliente si accorga che il prezzo è diverso da  $P_0$  è pari a  $\gamma$  (un parametro ipotizzato costante per semplicità)<sup>34</sup>. Se il cliente se ne accorge, reagisce al prezzo secondo la funzione di domanda. Se non se ne accorge, continua a domandare la quantità precedente  $D_0$  anche se il prezzo è aumentato, perché pensa che il prezzo sia quello vecchio.

<sup>33</sup> Questo intervallo è giustificato assumendo che per prezzi elevati ( $P > P_{max}$ ) il consumatore controlli accuratamente il valore del proprio acquisto, ovvero che  $\gamma = 1$ . Ciò è necessario per evitare la soluzione (irrealistica) che l'impresa scelga un prezzo infinito.

<sup>34</sup> In questa formulazione del problema, è necessario assumere che la probabilità che il cliente non si accorga dell'aumento non sia "troppo" grande ( $\gamma > 1/\varepsilon$ ), altrimenti ne deriverebbe una "elasticità attesa" ( $\gamma \varepsilon$ )

In questo contesto, il problema dell'impresa diviene:

$$(B1) \quad \max_P \gamma(P - W)D + (1 - \gamma)(P - W)D_0$$

Le condizioni del primo ordine sono:

$$(B2) \quad \gamma D + (1 - \gamma)D_0 + \gamma(P - W) \frac{dD}{dP} = 0,$$

da cui si ricava il nuovo prezzo  $P^\epsilon = W \left[ 1 + \frac{1}{\gamma h \epsilon - 1} \right]$ , dove  $h$  è un termine positivo non superiore ad 1, crescente in  $\gamma$ <sup>35</sup>.

La variazione percentuale rispetto al vecchio prezzo è:

$$(B3) \quad \pi^\epsilon \equiv \frac{P^\epsilon - P_0}{P_0} = \frac{1 - \gamma h}{\gamma h \epsilon - 1}.$$

L'equazione (B3) mostra che il prezzo post *changeover* è invariato se  $\gamma=1$  (ovviamente in questo caso non esiste convenienza ad aumentare il prezzo perché la quantità domandata segue la curva di domanda con probabilità pari ad uno)<sup>36</sup> e se  $\epsilon \rightarrow \infty$  (condizioni di concorrenza perfetta). L'inflazione da "euro" è tanto maggiore quanto maggiore è il potere di mercato dell'impresa ( $\epsilon$  "piccolo", fino al minimo di  $1/\gamma h$ ) e ovviamente quanto maggiore è la possibilità che il cliente non si accorga dell'aumento ( $\gamma$  "piccolo", fino al minimo di  $1/h\epsilon$ ). Ponendo, con una ipotesi piuttosto standard nella letteratura,  $\epsilon = 11$ ,<sup>37</sup> l'equazione (B3) implica che una probabilità del 10 per cento che il consumatore "si confonda" permette all'impresa di fissare un prezzo più alto di circa 1,3 punti percentuali. Poiché la confusione del consumatore è temporanea, il livello del prezzo tornerà poi al suo livello di equilibrio.

della domanda inferiore all'unità e l'impresa potrebbe ottenere un profitto infinito. La condizione  $\gamma h > 1/\epsilon$  è necessaria perché la soluzione al problema sia interna.

<sup>35</sup> Si ha  $h = (\gamma + (1 - \gamma)(D_0 / D))^{-1}$ . Utilizzando un'approssimazione lineare della funzione di domanda, in equilibrio è  $h = \frac{\gamma(\epsilon - 1) - (1 - \gamma)\epsilon}{\gamma(\epsilon - 1) - \gamma(1 - \gamma)\epsilon}$ . Dalle condizioni del secondo ordine si ottiene  $\gamma(\epsilon - 1) - (1 - \gamma)\epsilon > 0$  e quindi  $0 < h < 1$ .

<sup>36</sup> Si noti che se  $\gamma=1$ , è anche  $h=1$ .

<sup>37</sup> Questa ipotesi corrisponde, in equilibrio, a un markup del 10 per cento.



Il significato di questo risultato è semplice e intuitivo. La “confusione” generata dal passaggio all’euro, catturata dalla variabile  $\gamma$ , diminuisce l’elasticità “attesa” della domanda fronteggiata dall’impresa, in proporzione dell’elasticità  $\varepsilon$ . Di conseguenza, viene influenzato il “costo marginale” del problema di scelta del prezzo fronteggiato dall’impresa (B1) ma non il “beneficio marginale”. Intuitivamente, il beneficio marginale di un prezzo più elevato corrisponde all’aumento del ricavo unitario su tutta la “vecchia” quantità domandata, ma il costo marginale dipende dalla probabilità che il cliente si accorga che il prezzo non è quello “vecchio” e dal conseguente calo delle vendite registrato in questa evenienza, funzione dell’elasticità  $\varepsilon$ , visto che in questo caso la quantità acquistata seguirà la curva di domanda  $D(P)$ .

### Riferimenti bibliografici

- Adriani, F., G. Marini e P. Scaramozzino (2003), "The inflationary consequences of a currency changeover: evidence from the Michelin Red Guide", *CEIS Tor Vergata Research Paper Series*, n. 27, luglio.
- Bils, M. e P. J. Klenow (2002), "Some evidence on the importance of sticky prices", *NBER Working Paper*, n. 9069.
- Calvo, G. A. (1983), "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 121, pp. 383-398.
- Del Giovane, P. e R. Sabbatini (2004), "L'introduzione dell'euro e la divergenza tra inflazione rilevata e percepita", Banca d'Italia, *Temi di Discussione*, n. 532.
- Dotsey, M., R. G. King e A. L. Wolman (1999), "State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n. 2, pp. 655-690.
- Fabiani, S., A. Gattulli e R. Sabbatini (2004), "The pricing behavior of Italian firms: new survey evidence on price stickiness", Banca d'Italia, *Temi di Discussione*, n. 515.
- Gaiotti, E. e F. Lippi (2004), "Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants", in corso di pubblicazione, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*.
- Hobijn, B., F. Ravenna e A. Tambalotti (2004), "Menu costs at work: restaurant prices and the introduction of the euro", Federal Reserve Bank of New York, *Staff Reports*, No. 195.
- Johnston, J. e J. DiNardo (1997), *Econometric methods*, Mc-Graw Hill.
- Marini, G., A. Piergallini e P. Scaramozzino (2004), "Euro e dinamica inflazionistica", *Economia Italiana*, n. 1, pp. 163-177.
- Rapporto sul turismo italiano - X edizione*, 2001, Touring Club Italiano.
- Rapporto sul turismo italiano - XI edizione*, 2002, Touring Club Italiano.
- Ristoranti d'Italia*, Gambero Rosso Editore, anni 1999-2005.
- Roma del Gambero Rosso*, Gambero Rosso Editore, anni 1999-2005.
- Traut-Mattausch, E., S. Schulz-Hardt, T. Greitemeyer e D. Frey (2004), "Expectancy confirmation in spite of disconfirming evidence: the case of price increases due to the introduction of the euro", *European Journal of Social Psychology*, n.34, pp. 739-760.
- Veronese, G., S. Fabiani, A. Gattulli e R. Sabbatini (2004), "Consumer price behavior in Italy: evidence from micro data", in corso di pubblicazione, *ECB Working Papers*.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (\*)

- 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 and F. QUINTILIANI (settembre 2004).
- N. 523 – *The short-term impact of government budgets on prices: evidence from macroeconomic models*, di J. HENRY, P. HERNÁNDEZ 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).
- N. 532 – *L'introduzione dell'euro e la divergenza tra inflazione rilevata e percepita*, di P. DEL GIOVANE e R. SABBATINI (dicembre 2004).
- N. 533 – *A micro simulation model of demographic development and households' economic behavior in Italy*, di A. ANDO e S. NICOLETTI ALTIMARI (dicembre 2004).
- N. 534 – *Aggregation bias in macro models: does it matter for the euro area?*, di L. MONTEFORTE (dicembre 2004).
- N. 535 – *Entry decisions and adverse selection: an empirical analysis of local credit markets*, di G. GOBBI e F. LOTTI (dicembre 2004).
- N. 536 – *An empirical investigation of the relationship between inequality and growth*, di P. PAGANO (dicembre 2004).
- N. 537 – *Monetary policy impulses, local output and the transmission mechanism*, di M. CARUSO (dicembre 2004).
- N. 538 – *An empirical micro matching model with an application to Italy and Spain*, di F. PERACCHI e E. VIVIANO (dicembre 2004).
- N. 539 – *La crescita dell'economia italiana negli anni novanta tra ritardo tecnologico e rallentamento della produttività*, di A. BASSANETTI, M. IOMMI, C. JONA-LASINIO e F. ZOLLINO (dicembre 2004).
- N. 540 – *Cyclical sensitivity of fiscal policies based on real-time data*, di L. FORNI e S. MOMIGLIANO (dicembre 2004).

(\*) 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](http://www.bancaditalia.it).

PUBBLICAZIONE ESTERNA DI LAVORI APPARSI NEI "TEMI"

1999

- 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)**.

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)**.
- 2001
- 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 constraints 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)**.

2002

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. SALLESO, *Why do banks merge?*, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34 (4), pp. 1047-1066, **TD No. 361 (dicembre 1999)**.

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)**.

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)**.

2004

- 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. SALLESO, *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)**.
- G. GOBBI e F. LOTTI, *Entry decisions and adverse selection: an empirical analysis of local credit markets*, Journal of Financial services Research, Vol. 26 (3), pp. 225-244, **TD No. 535 (dicembre 2004)**.
- F. CINGANO e F. SCHIVARDI, *Identifying the sources of local productivity growth*, Journal of the European Economic Association, Vol. 2 (4), pp. 720-742, **TD No. 474 (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)**.

2005

- A. DI CESARE, *Estimating Expectations of Shocks Using Option Prices*, The ICFAI Journal of Derivatives Markets, Vol. II (1), pp. 42-53, **TD No. 506 (luglio 2004)**.
- M. OMICCIOLI, *Il credito commerciale: problemi e teorie*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 494 (giugno 2004)**.
- L. CANNARI, S. CHIRI e M. OMICCIOLI, *Condizioni del credito commerciale e differenziazione della clientela*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 495 (giugno 2004)**.
- P. FINALDI RUSSO e L. LEVA, *Il debito commerciale in Italia: quanto contano le motivazioni finanziarie?*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 496 (giugno 2004)**.
- A. CARMIGNANI, *Funzionamento della giustizia civile e struttura finanziaria delle imprese: il ruolo del credito commerciale*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 497 (giugno 2004)**.
- G. DE BLASIO, *Does trade credit substitute for bank credit?*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 498 (giugno 2004)**.
- M. BENVENUTI e M. GALLO, *Perché le imprese ricorrono al factoring? Il caso dell'Italia*, in L. Cannari, S. Chiri e M. Omiccioli (a cura di), *Imprese o intermediari? Aspetti finanziari e commerciali del credito tra imprese in Italia*, Bologna, Il Mulino, **TD No. 518 (ottobre 2004)**.