



Munich Personal RePEc Archive

A simple model for the short term forecasting of Italian inflation

Rapacciuolo, Ciro

Centro Studi Confindustria

June 2003

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/7714/>
MPRA Paper No. 7714, posted 13 Mar 2008 07:24 UTC

**UN SEMPLICE MODELLO UNIVARIATO
PER LA PREVISIONE A BREVE TERMINE
DELL'INFLAZIONE ITALIANA**

di

Ciro Rapacciuolo

Giugno 2003

CSC Working Paper n. 36

**UN SEMPLICE MODELLO UNIVARIATO
PER LA PREVISIONE A BREVE TERMINE
DELL'INFLAZIONE ITALIANA**

Ciro Rapacciuolo
Centro Studi Confindustria
Viale dell'Astronomia, 30
00144 Roma
Tel. 06 5903544
Fax 06 5918348
E-Mail: crapacciuolo@confindustria.it

Abstract

The aim of this paper is to build a tool for performing forecasting exercises, allowing to obtain a reliable estimate of Italian consumer price inflation. To reach this goal we estimate a simple three-equation model for the short term forecasting of twelve-month percentage variations of the Italian consumer price index. The starting point of the model is the decomposition of the general index in a main component, the so-called *core inflation*, capturing longer term tendencies and two additional volatile components, those of unprocessed food and energy prices. The idea is that it is exactly *core inflation* which is possible to explain and forecast with a set of basic economic variables acting as leading indicators.

Keywords: Inflation, Forecasting and Simulation, Time-Series Models, Model Construction and Estimation

JEL Classification: E31, E37, C32, C51

Questo lavoro deve molto ai suggerimenti ed all'incoraggiamento di Pasquale Capretta, Giulio de Caprariis, Giovanni Foresti e Giuseppe Schlitzer e ai preziosi commenti di Giuseppe Schlitzer e di Giuseppe Parigi su successive versioni preliminari.

Indice

1. Introduzione.....	5
2. Il modello.....	6
3. Analisi preliminare dei dati.....	13
4. I risultati delle stime	19
4.1 <i>Il contributo di energia ed alimentari freschi</i>	19
4.2 <i>Dai prezzi alla produzione ai prezzi al consumo</i>	24
4.3 <i>Dalle aspettative delle imprese ai prezzi alla produzione</i>	31
5. Le previsioni.....	42
5.1 <i>Il modello stimato</i>	42
5.2 <i>L'inflazione italiana in base al modello stimato</i>	43
5.3 <i>Confronto con modelli alternativi per il tasso d'inflazione</i>	44
6. Conclusioni.....	55
Appendice 1	57
Appendice 2.....	61
Appendice 3.....	64
Riferimenti bibliografici	66

1. Introduzione

Lo scopo di questo lavoro è costruire uno strumento previsivo per l'indice dei prezzi al consumo in Italia, che consenta di ottenere una stima attendibile dell'inflazione. Per realizzare tale obiettivo l'idea è di stimare un semplice modello (tre equazioni) per la previsione a breve-medio termine (a 3-9 mesi) del tasso tendenziale di crescita dei prezzi al consumo in Italia. Ciò chiaramente frutta anche una previsione dell'inflazione media annua e delle variazioni congiunturali.

Tale modello può rappresentare uno strumento utile anche dal punto di vista della tempestività. Il rilascio dei dati preliminari Istat sull'inflazione avviene nella settimana a cavallo tra la fine del mese di riferimento ed il mese successivo; mediamente una settimana prima sono diffuse le anticipazioni delle città campione, che mostrano una discreta attendibilità. Con il modello si disporrebbe di una stima del dato mensile dell'inflazione ampiamente prima.

Elemento chiave del modello è la disaggregazione dell'indice generale dei prezzi al consumo in una componente principale (che esprime le tendenze di fondo, ovvero di medio termine, dei prezzi, definita "*core inflation*") e due componenti addizionali, che risultano essere le più volatili e che un'ampia letteratura individua nei prezzi degli alimentari freschi e in quelli dei prodotti energetici. L'idea è che sia proprio la *core inflation* la porzione di inflazione che è possibile spiegare con delle ulteriori variabili economiche, mentre le componenti più volatili siano fondamentalmente determinate da shock estranei alle dinamiche di fondo. Esiste in effetti una vasta letteratura sulla *core inflation* e le sue diverse possibili misure, sia in riferimento all'Italia (Cristadoro et al., 2001; Gavosto e Sabbatini, 1997; Poggi e De Pretto, 1998), che all'area dell'euro (Bryan e Cecchetti, 1993; Wynne, 1999; Morana, 2000; Vega e Wynne, 2001)¹. La nostra scelta cade su questo particolare tipo di disaggregazione in quanto sufficientemente realistica, ampiamente

¹ Si veda anche Quah e Vahey (1995) per il Regno Unito.

utilizzata da tutti gli istituti di ricerca europei e, per i nostri fini, maggiormente operativa rispetto alle alternative presenti in letteratura.

Modelli univariati di questo tipo sono oggi già utilizzati da analisti internazionali (ad esempio da Goldman Sachs) e mostrano una buona performance. Un'analisi dello stesso tipo (ma stimando una sola equazione) è stata condotta dalla Commissione Europea per la previsione a breve termine del tasso di crescita del Pil nell'area dell'euro². Modelli alternativi, come ad esempio quello di recente sviluppato in Banca d'Italia (che utilizza la tecnica del *dynamic factor model* per estrarre la componente di fondo dell'inflazione da grandi panel di dati) presentano invece per l'analisi congiunturale "costi" troppo elevati, in termini di numero di variabili da considerare e di maneggevolezza nell'aggiornamento delle previsioni ad ogni nuovo rilascio di dati. La maggior parte delle analisi in letteratura utilizza, in effetti, la metodologia multivariata dei Var (*Vectorial auto-regression*): ad esempio, Bagliano, Golinelli e Morana (2001) stimano un Var con 3 lag per 5 variabili macroeconomiche di interesse, tra cui l'inflazione, per ottenere con il metodo del *common trends* una misura dell'inflazione di fondo nell'area dell'euro³.

Inoltre, la gran parte della letteratura teorica utilizza dati trimestrali per ancorare l'analisi e le previsioni dell'inflazione al Prodotto interno lordo (Stock e Watson, 1999; Galí, Gertler e Lopez Salido, 2001). La nostra analisi si concentra invece su dati ad elevata frequenza, mensili, che sono quelli di più immediato interesse nell'analisi congiunturale dell'inflazione.

2. Il Modello

Per la previsione dell'indice armonizzato dei prezzi al consumo italiano, la nostra analisi procede secondo tre fasi successive:

² Grasmann e Keereman (2001).

³ Si vedano anche Canova (2002) e Golinelli (1996).

1. studio di una misura di *core inflation* (esclusi alimentari freschi e prodotti energetici) e della corrispondente decomposizione dell'indice generale in Italia; studio del contributo delle componenti "energia" ed "alimentari freschi". La metodologia utilizzata è quella dell'analisi sia deterministica che stocastica del contributo di alimentari freschi ed energia alla dinamica dell'indice generale, sulla base dei pesi utilizzati dall'Eurostat (aggiornati annualmente dal 1999) nella costruzione dell'indice armonizzato.

2. stima della relazione tra prezzi alla produzione e l'indice *core* dei prezzi al consumo; a tal fine si utilizza l'indice dei prezzi alla produzione relativo ai beni finali di consumo, piuttosto che l'indice generale. Risulta, infatti, che i prezzi alla produzione dei beni di consumo tendono ad anticipare la dinamica di fondo dei prezzi al consumo di circa tre-quattro mesi. Va sottolineato che questa componente dei prezzi alla produzione è quella più direttamente collegabile alla suddetta definizione di *core inflation*, in quanto si riferisce appunto ai beni di consumo con l'esclusione degli energetici e degli alimentari freschi⁴. Si procederà con la stima ols della relazione tra *core inflation* (variabile dipendente) e inflazione dei prezzi alla produzione per i beni di consumo (entrambe specificate come variazioni percentuali tendenziali, ovvero come crescita percentuale dell'indice sui dodici mesi). Saranno necessari test per l'esatta specificazione del lag temporale da considerare per i prezzi alla produzione, oltre che per l'introduzione di una o più ulteriori variabili esplicative, tra cui una rappresentativa del ciclo economico italiano (produzione industriale rispetto al trend, come misura dell'*output gap*).

⁴ Gli energetici, nei dati in base 1995 pubblicati fino al dicembre 2002, erano inclusi, secondo la classificazione Istat relativa ai prezzi alla produzione, nella categoria dei beni intermedi. Dal gennaio 2003, con il nuovo indice in base 2000 utilizzato nel paper, l'Istat ha provveduto a scorporarli con la elaborazione di una categoria a sé stante (nei dati rielaborati dall'Eurostat erano considerati separatamente anche nel vecchio indice in base 1995). Gli alimentari freschi, invece, sono esclusi per definizione dall'intera indagine sui prezzi alla produzione: infatti, gli alimentari presenti in tale indagine sono esclusivamente prodotti trasformati (codice DA dell'Ateco).

3. stima della relazione tra aspettative sui prezzi alla produzione (che emergono dall'indagine Isae presso le imprese) e prezzi alla produzione per i beni finali di consumo; le aspettative presentano una relazione forte con i prezzi alla produzione per i beni di consumo rilevati alcuni mesi dopo. Come per il punto 2, realizzeremo una stima ols della relazione tra prezzi alla produzione (variabile dipendente) ed aspettative; anche in questo caso saranno necessari test per l'esatta specificazione del lag temporale da considerare per le aspettative di prezzi, oltre che per l'introduzione di una o più ulteriori variabili rilevanti, tra cui il prezzo del petrolio, il prezzo delle altre materie prime internazionali e il tasso di cambio rilevante per l'Italia.

Infine, si ritiene utile un confronto di capacità previsiva del modello costruito con le stime ai punti 1, 2 e 3 con un modello per così dire "ridotto" (in cui la seconda e la terza equazione vengono compattate in una sola relazione) e con un modello ARIMA(p,q) per il tasso di inflazione al consumo.

A proposito della individuazione dei lag delle variabili esplicative nella seconda e terza equazione, sembra opportuno sottolineare ancora che non si impone alcuna restrizione a priori su di essi e si lascia unicamente alla stima Ols la loro determinazione. Tra l'altro non si esclude, quindi, che due o più lag possano risultare significativi, piuttosto che uno solo. I test cui ci si riferisce sono i normali test di significatività "t" sui singoli ritardi e le statistiche di bontà della regressione (R-quadro, etc.) di cui si tiene conto nel processo di stima condotto, come prassi comune, per prove ed errori. La forma generale del modello che si intende stimare per la previsione dell'inflazione italiana (risultante dall'unione delle relazioni di cui ai punti 1, 2 e 3) è dunque⁵:

⁵ Tecnicamente, la seconda e terza equazione appartengono alla classe degli *Unrestricted finite distributed lag models*, cfr. Greene (1997). Se il ritardo massimo T è noto, questi modelli coincidono con il modello di regressione classico e i tipici metodi di stima (e tutte le proprietà degli stimatori) restano validi. In caso contrario, la stima Ols risulta poco efficiente soprattutto per problemi di multicollinearità, ma anche di autocorrelazione del residuo. Varie procedure sono state suggerite per la corretta determinazione del ritardo massimo,

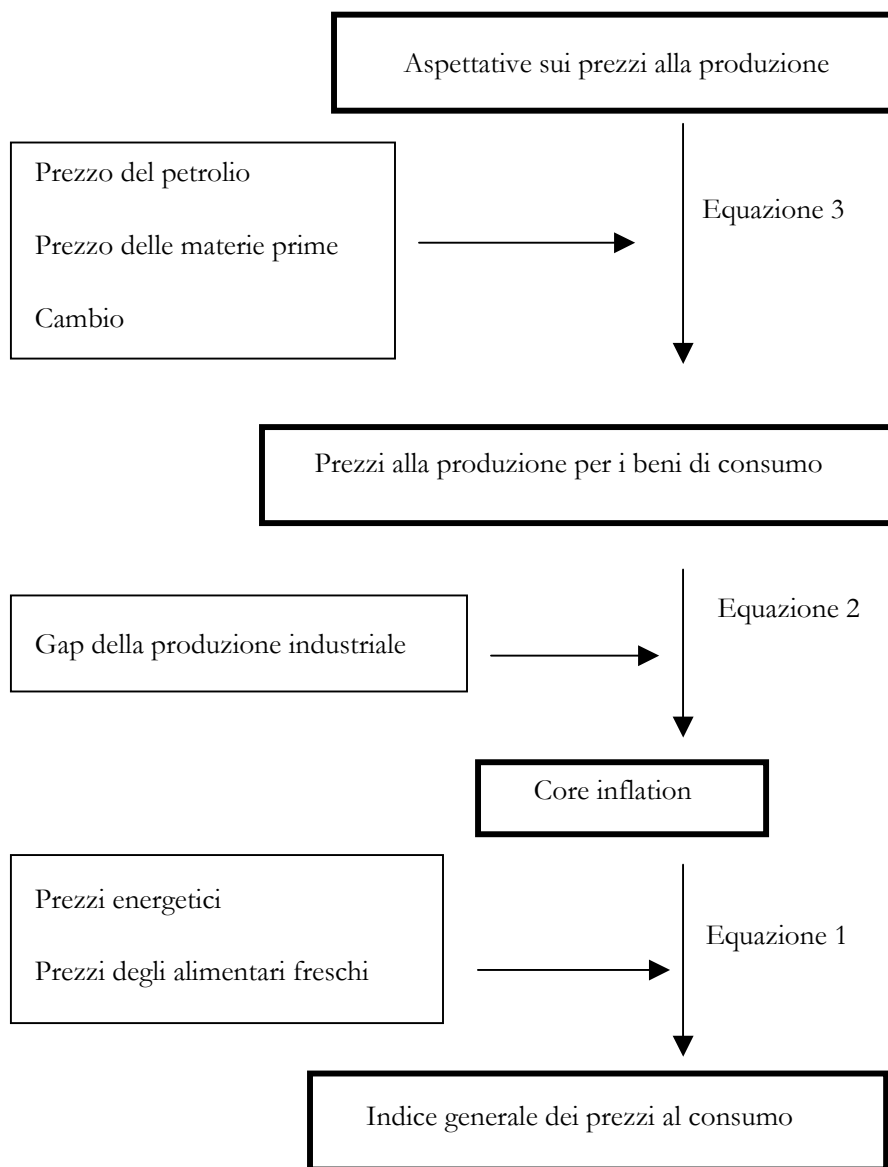
$$prezzi.cons_t = \alpha_1 + \beta_1 * core_t + \gamma_1 * energy_t + \delta_1 * ali.fr_t + u_t$$

$$core_t = \alpha_2 + \sum_{x=0}^T \beta_{2x} * pr.prod.cons_{t-x} + \sum_{w=0}^{T'} \gamma_{2w} * gap.prod.ind_{t-w} + e_t$$

$$pr.prod.cons_t = \alpha_3 + \sum_{y=0}^{\Omega} \beta_{3y} * asp.prod_{t-y} + \sum_{z=0}^{\Omega'} \gamma_{3z} * mat.prime_{t-z} + \sum_{z'=0}^{\Omega''} \delta_{3z'} * brent_{t-z'} + \sum_{z''=0}^{\Omega''' } \theta_{3z''} * cambio_{t-z''} + \varepsilon_t$$

Graficamente, la struttura del modello è rappresentabile nel seguente modo:

preliminarmente alla stima vera e propria dei parametri, come massimizzare l'R² corretto (che utilizziamo in questo lavoro) o minimizzare il criterio d'informazione di Akaike.



L'utilità di tale modello a scopi previsivi risiede nel fatto che X ed Y stimati (oltre che W, Z, Z', Z") siano effettivamente maggiori di zero; ovvero che vi siano dei ritardi temporali che forniscono una dinamica al funzionamento del modello stesso.

La terza equazione consente di prevedere con un numero Y di mesi di anticipo i prezzi alla produzione usando soprattutto le aspettative delle imprese sui prezzi, mentre la seconda equazione consente di prevedere con un numero X di mesi di anticipo l'inflazione *core* usando soprattutto i prezzi alla produzione dei beni di consumo. Dunque il modello prevede il tasso di inflazione al consumo per l'Italia a $\min(X, W) + \min(Y, Z, Z', Z'')$ mesi.

Utilizzando gli ultimi dati disponibili per le variabili considerate⁶, possiamo quindi prevedere il tasso di inflazione fino a:

$$\text{mese corrente} + \min(X, W) + \min(Y, Z, Z', Z'')$$

previa l'introduzione di valori realistici futuri (sullo stesso orizzonte temporale) per le altre due variabili presenti senza ritardi nella prima equazione del modello, ovvero:

“energy” e “alim.fr”

Si tratta di variabili che rappresentano le componenti più aleatorie dell'inflazione al consumo e pesano per poco più del 10% sul totale dell'indice dei prezzi. Di grande aiuto è il fatto che la variabile *“energy”* sia strettamente legata agli andamenti delle quotazioni petrolifere: dunque è facilmente stimabile una volta delineato uno scenario realistico a breve termine per il prezzo del petrolio, ovvero per la variabile *“brent”* presente nella terza equazione.

⁶ Si noti che per alcune variabili utilizzate nella seconda e terza equazione del modello si ha un ritardo informativo: al momento del rilascio dei dati definitivi sull'inflazione in ogni mese, i prezzi alla produzione relativi allo stesso mese sono disponibili solo dopo 15-20 giorni, la produzione industriale dopo un mese. Le aspettative Isae invece sono disponibili con 15-20 giorni di anticipo. Come si vedrà più avanti, vista la struttura stimata dei lag nel modello, solo il ritardo informativo sui prezzi alla produzione limita, in effetti, nell'utilizzo pratico, l'“orizzonte previsivo” del modello.

Si noti che, qualora dalla stima risulti che $X > W$ o $Y > Z, Z', Z''$, sarebbe anche possibile inserire esogenamente dei valori per le variabili corrispondenti:

“*gap.prod.ind*” - nella seconda equazione

“*mat.prime*”, “*brent*”, “*cambio*” - nella terza equazione

al fine di sfruttare in pieno la capacità anticipatrice dei prezzi alla produzione sulla *core inflation* e delle aspettative sui prezzi alla produzione, rispettivamente nella seconda e terza equazione (complessivamente di X+Y mesi).

A proposito di tali variabili, è naturale sfruttare i vantaggi comparati del Centro Studi Confindustria (CSC) che realizza una stima puntuale dell'indice della produzione industriale, con la quale è possibile ottenere facilmente una stima della misura di output gap necessaria per il modello. Inoltre, l'indice dei prezzi internazionali delle materie prime elaborato dal CSC fornisce una valida base per ottenere i dati necessari per questa variabile nel modello.

Il modello così strutturato consente, tra l'altro, pur nella sua notevole semplicità, di realizzare un'analisi abbastanza realistica degli effetti di variazioni del prezzo del petrolio sul tasso di inflazione al consumo. Esistono due canali attraverso i quali variazioni delle quotazioni petrolifere si riflettono in variazioni del tasso di inflazione: un effetto immediato, visto che il petrolio ed i suoi derivati entrano direttamente nel paniere dell'indice dei prezzi, e questo nel modello è catturato dalla variabile “*energy*” che contiene appunto i beni e servizi direttamente legati al greggio (una parte di tale variabile cresce immediatamente al crescere del prezzo del petrolio). Esiste poi un canale ritardato: i rincari petroliferi fanno lievitare i costi di produzione delle imprese per l'aumento dei prezzi delle materie prime utilizzate da queste; nel modello ciò è catturato dalla variabile “*brent*” che entra nell'equazione dei prezzi alla produzione, che a loro volta determinano con un ritardo temporale di X mesi la *core inflation* (quelli che si suole definire “effetti di *second round*”).

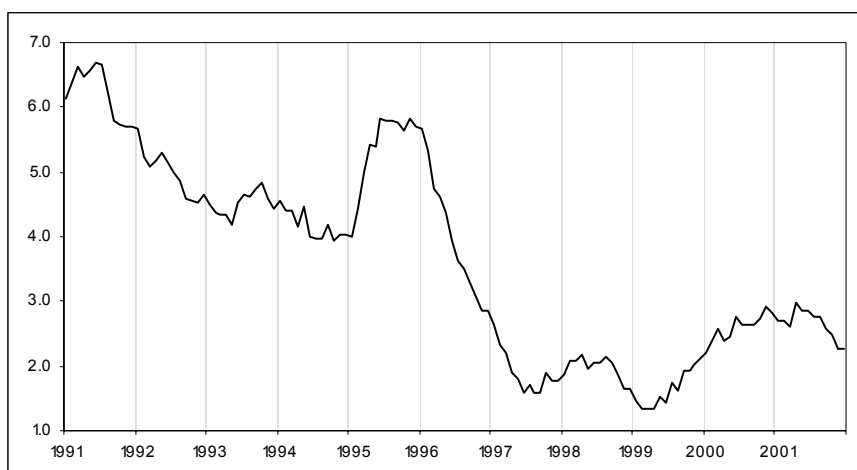
I parametri cruciali sono quindi $\overline{\gamma}_1$ (che è la parte del parametro della variabile “energy” che si riferisce direttamente a greggio e derivati) e δ_3 : essi misurano l'intensità della trasmissione degli shock del prezzo del petrolio attraverso i due suddetti canali.

Chiaramente è possibile isolare, con un'analisi “*ceteris paribus*”, gli effetti di ogni altra variabile inclusa nel modello. Particolarmente significativa è l'analisi degli effetti del tasso di cambio: anche questa variabile influisce sui prezzi alla produzione e per questa via sulla *core inflation*, con un lag temporale che dovrebbe risultare simile a quello per l'effetto ritardato del greggio.

3. Analisi preliminare dei dati

Prima di studiare le relazioni tra le diverse variabili in cui siamo interessati, sembra opportuno uno studio preliminare delle loro caratteristiche più rilevanti dal punto di vista dell'analisi delle serie storiche e della regressione lineare. In fig. 1 mostriamo il tasso di inflazione mensile dell'indice armonizzato per l'Italia, dal gennaio del 1991 al dicembre del 2001, che è la variabile oggetto della nostra analisi.

Fig. 1 - Inflazione: indice generale armonizzato
(variazioni % tendenziali)



Fonte: Eurostat.

Stimando le nostre equazioni con i dati per il periodo 1991/1-2001/12 sarà possibile realizzare un semplice confronto delle previsioni ottenute con il modello con i dati successivi già disponibili per l'inflazione⁷, dati che proprio a tal fine si tengono fuori dalla fase di stima. In questo modo, infatti, possiamo testare in maniera semplice e diretta la validità a fini previsivi del modello stimato.

Ovviamente, per la successiva utilizzazione pratica del modello stesso, le equazioni vanno stimate utilizzando tutti i dati disponibili al momento (e ristimate ad ogni nuovo completo rilascio di dati sulle variabili incluse nel modello). Si noti che dal gennaio 2002 l'Istat, in ottemperanza a una direttiva europea, ha provveduto all'introduzione di saldi e vendite promozionali nell'indice armonizzato. Per rendere possibile il calcolo delle

variazioni tendenziali (ovvero le variazioni percentuali dell'indice in ogni mese rispetto a dodici mesi prima) a partire dal gennaio 2002, l'Istat ha ricostruito l'indice con i saldi per l'anno precedente, a partire dal gennaio 2001. Il nuovo indice mostra un andamento congiunturale (ovvero delle variazioni percentuali dell'indice in ogni mese rispetto al mese precedente) decisamente diverso rispetto a quello evidenziato storicamente e fino al dicembre 2001 per la concentrazione dei ribassi nei mesi di gennaio-febbraio e di luglio-agosto e con i conseguenti rimbalzi dei prezzi nei mesi di marzo-aprile e di settembre. Viceversa, l'andamento tendenziale a partire dal gennaio 2002 dovrebbe risultare del tutto simile a quello che l'indice avrebbe seguito senza la rilevazione dei saldi.

Passando ora all'analisi statistica, innanzitutto controlliamo per l'eventuale presenza di non stazionarietà nelle serie storiche prese in esame. Il test per radice unitaria di Dickey-Fuller (o augmented Dickey-Fuller in caso di autocorrelazione, in tab. 1 riportiamo i risultati) per l'inflazione generale al consumo, la *core inflation* e per tutte le altre variabili di interesse indica in generale presenza di stazionarietà (ad un livello di significatività più basso per la *core inflation*). Ci sono due casi in cui il test di Dickey-Fuller non è in grado (ma per un margine in realtà esiguo) di rifiutare l'ipotesi di radice unitaria al livello di significatività del 5% o 10%: per i prezzi alla produzione dei beni finali di consumo e per le aspettative di prezzi. In entrambi i casi non si tratta certamente di variabili "esplosive" e l'impossibilità di rigettare il test nasce soprattutto dall'ampia e persistente riduzione di livello osservata in tali variabili nel periodo 1995-1996 (il momento del massimo sforzo del nostro paese per rientrare nei parametri di Maastricht per l'unione monetaria europea). La nostra valutazione è che questo non infici l'utilità a fini pratici del modello che ci proponiamo di costruire per la previsione a breve dell'inflazione, visto anche che dal punto di vista della teoria la stima ols rimane corretta (non distorta), sebbene in

⁷ Come vedremo più avanti, su un orizzonte previsivo di 9 mesi, ovvero per il periodo gennaio-settembre 2002.

tale situazione i test classici di significatività dei parametri stimati perdano di affidabilità perché implicitamente basati sull'ipotesi di stazionarietà in tutte le variabili.

Tab. 1 – Test per radice unitaria di Dickey-Fuller

	DF	5%	10%	costante	ritardi
Generale	-1,99	-1,94	-1,61	no	1
Core	-1,75	-1,94	-1,61	no	4
Energy	-3,02	-2,88	-2,57	si	3
Alim.Fr.	-1,99	-1,94	-1,61	no	4
Aspett.	-1,47	-1,94	-1,61	no	1
Gap.Prod.	-2,74	-1,94	-1,61	no	1
Pr.Prod.Cons.	-1,31	-1,94	-1,61	no	4
Brent	-3,26	-2,88	-2,57	si	0
Mat.Prime	-2,41	-1,94	-1,61	no	2
Cambio	-2,35	-1,94	-1,61	no	1

Fonte: nostre stime su dati Eurostat, Istat, CsC, Isae, Thomson Financial.

La nostra analisi preliminare dei dati si concentra poi sulla variabile oggetto della nostra stima, l'inflazione al consumo, esaminando le relazioni esistenti tra questa e le variabili usate nella costruzione del modello.

La correlazione parziale delle variabili utilizzate nelle varie equazioni del modello con l'inflazione al consumo fornisce qualche utile indicazione preliminare (tab. 2). La correlazione (positiva) più forte esiste per la *core inflation* (0,96), ma l'inflazione mostra una notevole correlazione anche con la variazione tendenziale dei prezzi alla produzione dei beni di consumo (0,87).

Le altre variabili presentano una correlazione più debole con l'inflazione; ad esempio, 0,43 per le aspettative e 0,31 per il tasso di cambio effettivo dell'Italia. Tuttavia, utilizzate congiuntamente nel modo opportuno, come

vedremo più avanti, esse forniscono una ragionevole descrizione della dinamica dei prezzi al consumo.

La correlazione negativa (in verità molto vicina allo zero) tra il prezzo del Brent e l'inflazione potrebbe stupire visto che ci si aspetta che, *ceteris paribus*, un aumento delle quotazioni petrolifere finisca per incidere al rialzo sulla dinamica dei prezzi. In realtà questa è la relazione che si osserva nei due sottoperiodi 1991-1996 e 1998-2001, ma la brusca contrazione dell'inflazione avutasi nel corso del '96 in presenza di un prezzo del petrolio addirittura in salita finisce per "creare", nell'intero periodo, una correlazione leggermente negativa.

Tab. 2 – Correlazioni parziali

	Ali.Fr	Aspett	Brent	PrPro	MatPr	Gap	Gen.	Ener.	Core	Camb
Alim.Fr.	1,00									
Aspett.	0,26	1,00								
Brent	0,14	0,25	1,00							
PrProCon	0,59	0,50	-0,07	1,00						
MatPrime	-0,28	0,56	0,35	0,10	1,00					
GapProd	0,31	0,50	0,17	0,29	0,09	1,00				
Generale	0,60	0,43	-0,05	0,87	0,03	0,17	1,00			
Energy	0,10	0,58	0,52	0,27	0,47	0,28	0,41	1,00		
Core	0,49	0,30	-0,22	0,85	-0,03	0,06	0,96	0,21	1,00	
Cambio	-0,22	0,46	-0,14	0,36	0,31	-0,05	0,31	0,27	0,34	1,00

Fonte: elaborazioni su dati Eurostat, Istat, CsC, Isae, Thomson Financial.

Il test di causalità di Granger, applicato alla relazione tra inflazione al consumo e ciascuna delle altre variabili, fornisce risultati simili (tab.3). L'ipotesi nulla di assenza di causalità nel senso di Granger dalle variabili esplicative all'inflazione e viceversa non può essere rifiutata nella maggior parte dei casi, il che indicherebbe l'assenza di relazioni significative tra le

variabili prese a due a due. Fanno eccezione la relazione tra le aspettative e l'inflazione e la relazione tra il cambio e l'inflazione, per le quali risulta una causalità unidirezionale dalle prime alla seconda. Nonché la relazione con i prezzi alla produzione per i beni finali di consumo per cui c'è evidenza di causalità bidirezionale.

Tab. 3 – Test di causalità di Granger

Campione: 1991:01-2001:12 Lag: 4		Stat.-F	Probabilità
Ipotesi Nulla:			
GEN non causa nel senso di Granger ALIM.FRESCHI		0,8884	0,4732
ALIM.FRESCHI non causa nel senso di Granger GEN		0,7557	0,5562
GEN non causa nel senso di Granger ASPETT		1,1649	0,3298
ASPETT non causa nel senso di Granger GEN		5,0005	0,0009
GEN non causa nel senso di Granger BRENT		0,2788	0,8912
BRENT non causa nel senso di Granger GEN		0,3460	0,8463
GEN non causa nel senso di Granger PREZZI.PROD.		3,6484	0,0077
PREZZI.PROD non causa nel senso di Granger GEN		4,7826	0,0013
GEN non causa nel senso di Granger MAT.PRIME		0,2518	0,9081
MAT.PRIME non causa nel senso di Granger GEN		0,7631	0,5513
GEN non causa nel senso di Granger GAP.PROD.		1,2723	0,2847
GAP.PROD. non causa nel senso di Granger GEN		0,6758	0,6101
ENERGY non causa nel senso di Granger GEN		1,2960	0,2755
GEN non causa nel senso di Granger ENERGY		2,2660	0,0661
CORE non causa nel senso di Granger GEN		0,6321	0,6405
GEN non causa nel senso di Granger CORE		1,1125	0,3539
CAMBIO non causa nel senso di Granger GEN		3,2903	0,0135
GEN non causa nel senso di Granger CAMBIO		0,7649	0,5501

Fonte: nostre stime su dati Eurostat, Istat, CsC, Isae, Thomson Financial.

Il fatto che non vi sia evidenza di causalità nel senso di Granger dalla *core inflation* all'inflazione (e lo stesso per la gran parte delle altre variabili prese in

esame) non indica in alcun modo che la prima non possa aiutare a spiegare la seconda per la definizione stessa della causalità nel senso di Granger (per la quale si misura la capacità esplicativa una volta nota la storia della variabile da spiegare); potrebbe semplicemente indicare che l'inflazione sarebbe ben descritta da un processo autoregressivo.

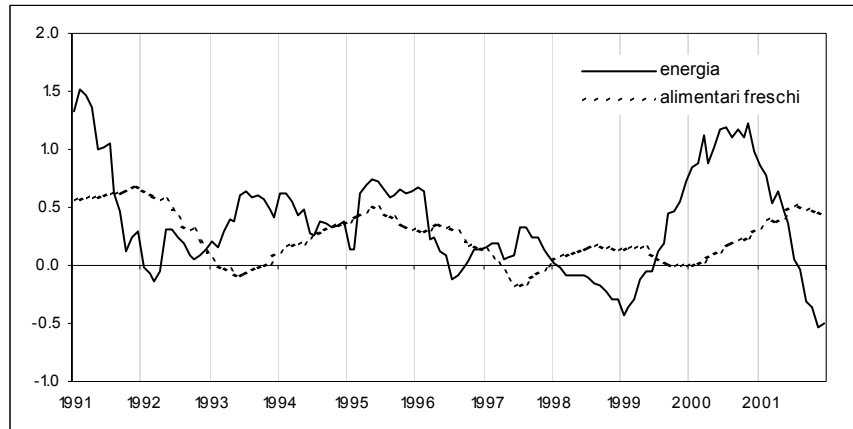
4. I risultati delle stime

4.1 Il contributo di energia ed alimentari freschi

La prima fase del nostro lavoro è l'estrazione dall'indice generale dei prezzi al consumo di quelle componenti più volatili che ne possono, in certi periodi, accrescere o ridurre il livello in modo temporaneo e soprattutto slegato dall'andamento di fondo del fenomeno.

Una tecnica molto utilizzata è quella di eliminare i prezzi energetici e degli alimentari freschi che presentano in genere tali caratteristiche. In fig. 2 mostriamo il contributo all'inflazione di queste due componenti nel nostro periodo di analisi; è evidente l'erraticità soprattutto della componente energetica, ma anche degli alimentari freschi.

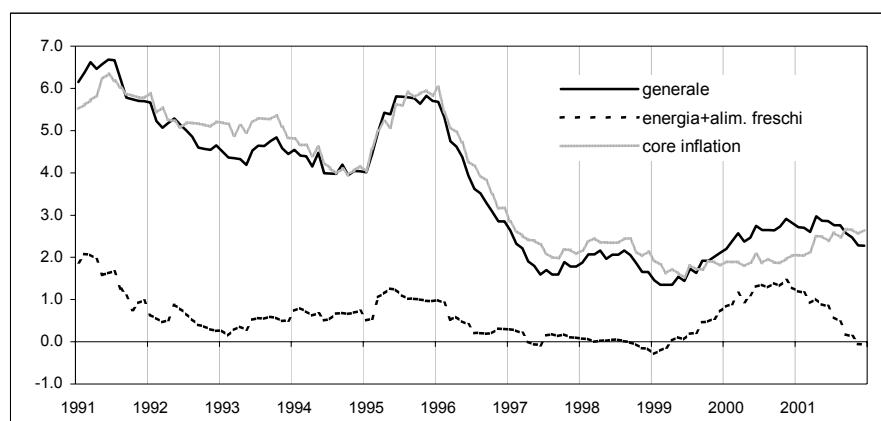
Fig. 2 - Contributi all'inflazione



Fonte: Eurostat.

In fig. 3 mostriamo l'inflazione e il contributo congiunto ad essa di alimentari freschi ed energetici; è evidente che soprattutto l'ultimo dei tre picchi dell'inflazione nel periodo considerato è legato all'andamento di queste due componenti. La restante parte dell'indice generale, la *core inflation*, risulta avere un andamento più piatto soprattutto a partire dal '97, mentre subisce in pieno la fase di accelerazione del '95.

Fig. 3 - Componenti dell'inflazione italiana
(variazioni % tendenziali)



Fonte: Eurostat.

Ad ogni modo, una perfetta scomposizione deterministica dell'inflazione in tali tre componenti risulta impossibile nel senso che la somma dei loro contributi non corrisponde esattamente all'inflazione generale, sia perché i pesi delle voci elementari (e quindi di questi tre aggregati) sono stati cambiati più volte nel periodo di tempo considerato e verranno comunque modificati ogni anno anche in futuro, sia per meri problemi di arrotondamento. Per questo motivo riteniamo preferibile procedere con una stima econometrica della relazione tra l'indice generale e le sue componenti, specificata come:

$$prezzi.cons_t = \alpha_1 + \beta_1 * core_t + \gamma_1 * energy_t + \delta_1 * ali.fr_t + u_t$$

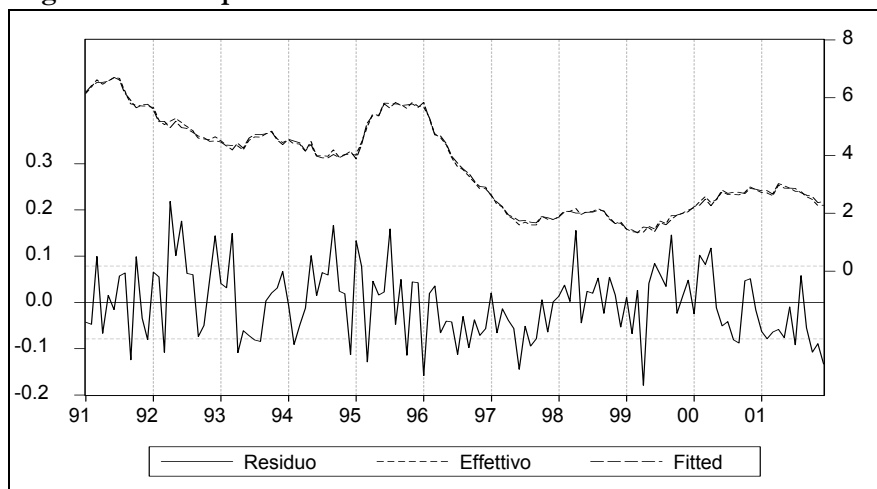
I risultati della stima sono i seguenti:

Variabile dipendente: PREZZI.CONNS
Metodo: Ols
Campione: 1991:01-2001:12, osservazioni incluse: 132
Equazione stimata:
 $PREZZI.CONNS = C(1)*CORE + C(2)*ENERGY + C(3)*ALI.FR.$

	Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0,818444	0,003290	248,7854	0,0000
C(2)	0,071468	0,001496	47,7713	0,0000
C(3)	0,103384	0,002957	34,9597	0,0000

R-quadro	0,9975			
R-quadro corretto	0,9974			
S.E. della regressione	0,0785	Akaike info criterion		-2,2288
Sum squared resid	0,7950	Criterio di Schwarz		-2,1633
Log likelihood	150,1043	Durbin-Watson stat		1,7143

Fig. 4 – La scomposizione dell'inflazione



La relazione stimata risulta dunque essere:

$$prezzi.cons_t = 0,8184 * core_t + 0,0715 * energy_t + 0,1034 * ali.fr_t + \hat{u}_t$$

I coefficienti stimati risultano, ovviamente, essere molto vicini ai pesi utilizzati dall'Eurostat per il calcolo dell'indice generale e delle relative scomposizioni; essi erano pari infatti, nel 2001, rispettivamente a 0,8254 per la *core inflation*, 0,0948 per i prodotti energetici e 0,0798 per gli alimentari freschi.

La regressione risulta praticamente perfetta con parametri tutti significativi ad ogni livello di probabilità ed un R-quadro (anche detto "indice di determinazione", indica quanta parte della variabilità della variabile dipendente si riesce a spiegare con i regressori considerati) addirittura vicino all'unità. Anche il residuo della regressione pare presentare tutte le caratteristiche desiderabili e in fig. 4 è evidente la quasi sovrapposizione del valore effettivo dell'inflazione al consumo con il valore stimato.

Sembra comunque opportuno controllare i risultati della stima in tre direzioni. Innanzitutto, che il residuo sia incorrelato con i regressori (ipotesi classica A3), il che causerebbe distorsione nella stima ols; un caso classico è che siano omesse variabili rilevanti, circostanza che verifichiamo con il test del "*likelihood ratio*". In secondo luogo, che sia rispettata l'ipotesi A4, in mancanza della quale la stima risulta inefficiente, ovvero: che non vi sia autocorrelazione nei residui (il test di Breusch-Godfrey consente di verificare questa proprietà) e che il residuo sia omoschedastico (per cui usiamo il test di White per l'eteroschedasticità). Infine, che non siano incluse variabili irrilevanti, un'altra causa di inefficienza della stima, eventualità che controlliamo con un test di *likelihood ratio*.

Per la nostra prima equazione pare, ad ogni modo, ridondante condurre i test di omissione di variabili rilevanti o di inclusione di variabili irrilevanti (che comunque danno esito positivo). Le autocorrelazioni parziali e totali e

il test segnalano in generale assenza di autocorrelazione, tranne che al lag 12 (dove viene in realtà artificialmente “creata” dalle differenze a 12 mesi che si stanno considerando). L’istogramma e il test di Jarque-Bera indicano normalità nei residui. Infine, si accetta l’ipotesi di omoschedasticità.

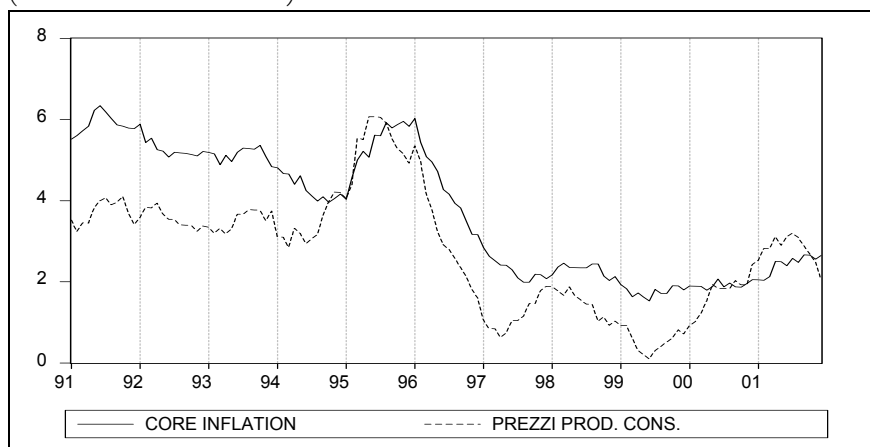
4.2 Dai prezzi alla produzione ai prezzi al consumo

Stimiamo una relazione del tipo:

$$core_t = \alpha_2 + \sum_{x=0}^T \beta_{2x} * pr.prod.cons_{t-x} + \sum_{w=0}^{T'} \gamma_{2w} * gap.prod.ind_{t-w} + e_t$$

La relazione principale su cui si fonda questa equazione è quella tra i prezzi alla produzione dei beni finali di consumo e la *core inflation* (fig. 5).

Fig. 5 – Core inflation e prezzi alla produzione dei beni di consumo
(variazioni % tendenziali)



Fonte: Istat, Eurostat.

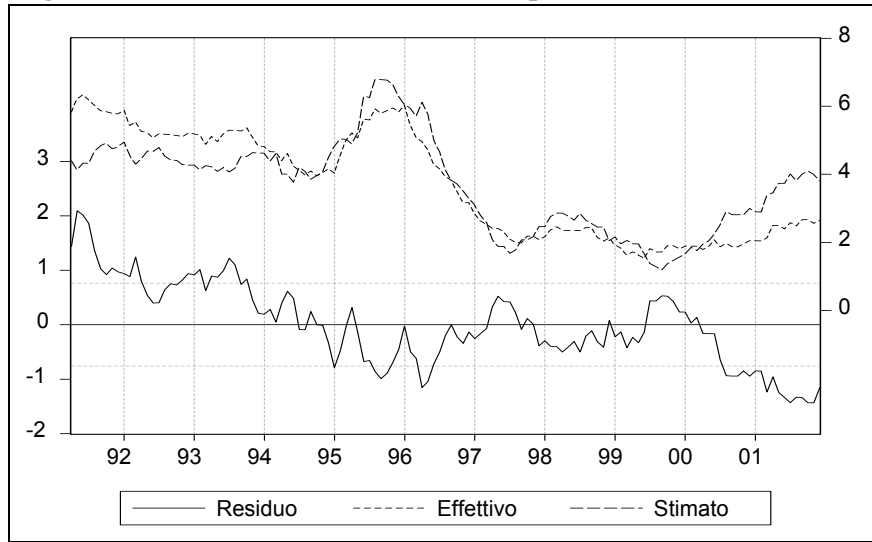
Una semplice ispezione grafica mostra che esiste uno sfasamento di circa tre-quattro mesi tra queste due variabili, nel senso che i movimenti dei prezzi alla produzione per i beni finali di consumo anticipano di un tale lasso di tempo i principali punti di svolta osservati nell'andamento della *core inflation*. E' questo lag che ci consentirà di utilizzare i prezzi alla produzione come "leading indicator" della *core inflation*.

In fig. 5 appare evidente la forte relazione esistente tra le due variabili. In particolare, il forte aumento della *core inflation* nel corso del '95 può essere spiegato con l'aumento del tasso di crescita dei prezzi alla produzione avvenuto dalla metà del '94.

I risultati della stima Ols, condotta (come detto nel par. 2) per prove ed errori per l'esatta determinazione del lag sulla variabile esplicativa, sono i seguenti:

Variabile dipendente: CORE					
Metodo: Ols					
Campione (corretto): 1991:04 2001:12, osservazioni incluse 129					
Equazione stimata:					
CORE=C(1)+C(2)*PREZZI.PROD.CON(-3)					
		Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	C(1)	1,089794	0,144822	7,525066	0,0000
	C(2)	0,938651	0,046343	20,25464	0,0000
R-quadro		0,7636			
R-quadro corretto		0,7617			
S.E. della regressione		0,7620	Akaike info criterion		2,309591
Sum squared resid		73,7380	Schwarz criterion		2,353929
Log likelihood		-146,9686	Durbin-Watson stat		0,106852

Fig. 6 – Una prima stima della seconda equazione



Dunque i prezzi alla produzione anticipano la *core inflation* di tre mesi, con un parametro altamente significativo $\hat{\beta}_2 = 0,94$; da notare che gli altri ritardi della variabile indipendente non risultano migliorare la regressione una volta che si sia già incluso il ritardo a tre mesi. E' significativa inoltre una costante $\hat{\alpha}_2 = 1,09$. La stima mostra che è possibile prevedere con una buona precisione tutti i punti di svolta della storia recente della *core inflation*; la relazione stimata è:

$$core_t = 1,0898 + 0,9387 * pr.prod.cons_{t-3} + \hat{e}_t$$

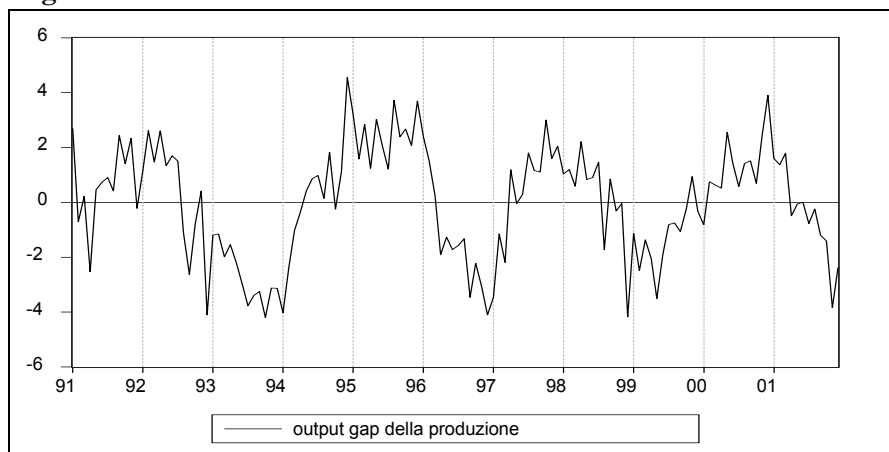
Ad ogni modo, per migliorare il *fit* della regressione (l'R-quadro e le caratteristiche dell'errore, un pò ampio in alcuni mesi e non vicinissimo alla

forma di *white noise*) pare opportuno introdurre un'ulteriore variabile esplicativa.

A tal proposito, ci sembra utile prendere in considerazione una variabile che misuri il comportamento ciclico dell'economia: la variabile "gap.prod.ind" è appunto una variabile di ciclo economico per l'Italia, misurata calcolando l'*output gap* della produzione industriale; questo è ottenuto stimando il trend della produzione industriale per mezzo del filtro di Hodrick-Prescott e poi calcolando le deviazioni percentuali dal trend nei singoli mesi. A differenza delle misure tradizionali in letteratura di *output gap*, fondate sul Prodotto interno lordo, la produzione industriale ci consente di disporre di un'informazione mensile, che è quella necessaria per l'analisi che ci proponiamo di realizzare. A tal proposito, come accennato nel par. 2, è tra l'altro possibile sfruttare il vantaggio comparato del CSC che realizza mensilmente una stima dell'indice della produzione industriale italiana; alla metà di ogni mese, tramite un'indagine campionaria sulle imprese, il CSC stima la produzione del mese in corso e dei due precedenti, laddove l'Istat fornisce il dato ufficiale di quel mese solo 45 giorni dopo la sua chiusura. Dunque, l'indagine CSC frutta due mesi di stima rispetto al rilascio di dati Istat, il che si rivelerebbe particolarmente importante nel caso in cui, come si diceva in precedenza, si dovesse avere $X > W$.

In fig. 7 riportiamo la misura di *output gap* costruita per l'Italia, per il periodo 1991-2001:

Fig. 7 – Una misura mensile del ciclo economico



Fonte: nostre elaborazioni su dati Istat.

Dalla fig. 7 si nota come, ad esempio, il 2000 sia stato un anno caratterizzato da una produzione industriale al di sopra del trend, mentre il 2001 ha visto una brusca discesa dei livelli produttivi. Complessivamente, nel periodo considerato sono ben evidenti quattro cicli di espansione e contrazione della produzione industriale: 1991-1993, 1994-1996, 1997-1999 e 2000-2001. Aggiungendo questo secondo regressore alla relazione precedente, i risultati della stima sono i seguenti⁸:

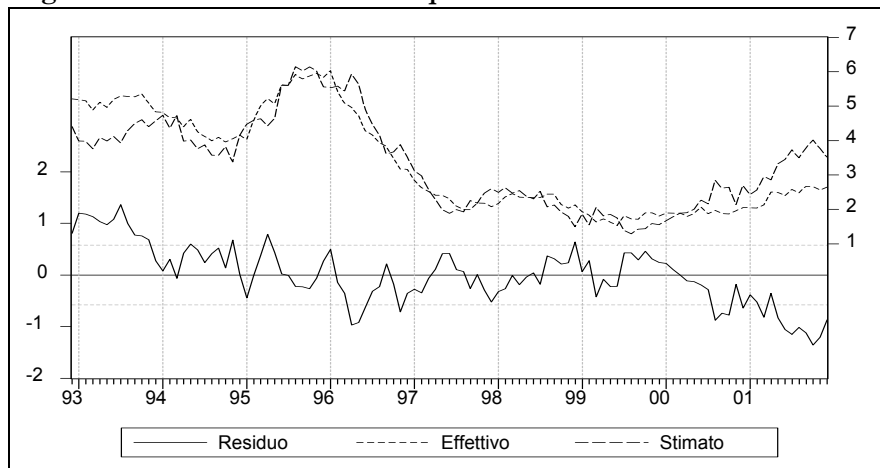
⁸ Sono state sperimentate anche altre variabili. Il clima di fiducia delle imprese Isae (anch'essa una variabile dal lato dell'offerta) appare strettamente legato al ciclo economico italiano ma non è risultato utile per migliorare il modello; si tratta in effetti semplicemente di un buon anticipatore della serie dell'output gap della produzione industriale, che risulta però avere già un lag maggiore dell'altro regressore, per cui non si ottiene un allungamento dell'orizzonte previsivo dell'equazione. Il clima di fiducia delle famiglie (sempre dell'Isae), invece, è una variabile che fornisce indicazioni "dal lato della domanda" ma è, in effetti, scarsa la sua correlazione con il ciclo italiano e soprattutto tale variabile non dà vita ad un fit nella regressione migliore di quello che si ha con l'output gap.

Variabile dipendente: CORE
 Metodo: Ols
 Campione (corretto): 1992:12 2001:12, osservazioni incluse: 109
 $CORE=C(1)+C(2)*PR.PROD.CONS(-3)+C(3)*GAP.PROD(-23)$

	Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0,966240	0,116734	8,277284	0,0000
C(2)	0,917611	0,039966	22,95958	0,0000
C(3)	0,121040	0,028850	4,195502	0,0001

R-quadro	0,839618		
R-quadro corretto	0,836592		
S.E. della regressione	0,579467	Akaike info criterion	1,773720
Sum squared resid	35,59285	Schwarz criterion	1,847794
Log likelihood	-93,66774	Durbin-Watson stat	0,277306

Fig. 8 – La stima della seconda equazione



Dunque l'introduzione dell'output gap della produzione industriale migliora sensibilmente la stima lungo tutte le direttrici principali: R-quadro più alto, parametri ancor più significativi, somma degli errori dimezzata (soprattutto, il residuo appare molto minore in valore assoluto nei mesi iniziali e presenta caratteristiche migliori). La relazione stimata risulta essere:

$$core_t = 0,97 + 0,92 * pr.prod.cons_{t-3} + 0,12 * gap.prod.ind_{t-23} + \hat{e}_t$$

La gran parte della *core inflation* sarebbe determinata dai movimenti dei prezzi alla produzione dei beni finali di consumo, con un *lag* di tre mesi, ma una porzione non trascurabile sarebbe legata anche (con un ritardo molto maggiore) alla posizione ciclica dell'economia, catturata dalla misura di *output gap* da noi costruita.

Per la seconda equazione, i test di specificazione indicano che non si sono incluse variabili irrilevanti. Inoltre, l'istogramma e il test di Jarque-Bera indicano normalità nei residui. Tuttavia, le autocorrelazioni parziali e totali e il test di Breusch-Godfrey segnalano presenza di autocorrelazione e il test di White rifiuta l'ipotesi di omoschedasticità. Risulta in effetti che si sono omesse variabili rilevanti: tra quelle del nostro dataset, il prezzo del Brent e il tasso di cambio. La prova di un'equazione allargata a tali variabili non ha però dato risultati soddisfacenti⁹, per cui si è deciso di conservare la specificazione di cui sopra, che ci sembra essere, ad ogni modo, sufficientemente convincente.

⁹ Il tasso di cambio effettivo risulterebbe altamente significativo senza ritardi cosa che, pur migliorando il fit della seconda regressione, non sarebbe utile per il suo orizzonte previsivo e, anzi, di fatto lo annullerebbe a meno di non inserire esogenamente, in fase previsiva, dei valori ragionevoli per tale variabile. Si è deciso, però, di non proseguire per questa strada per preservare lo spirito del nostro modello, che ha come obiettivo la previsione a breve termine della *core inflation* italiana con l'utilizzo di soli dati storici.

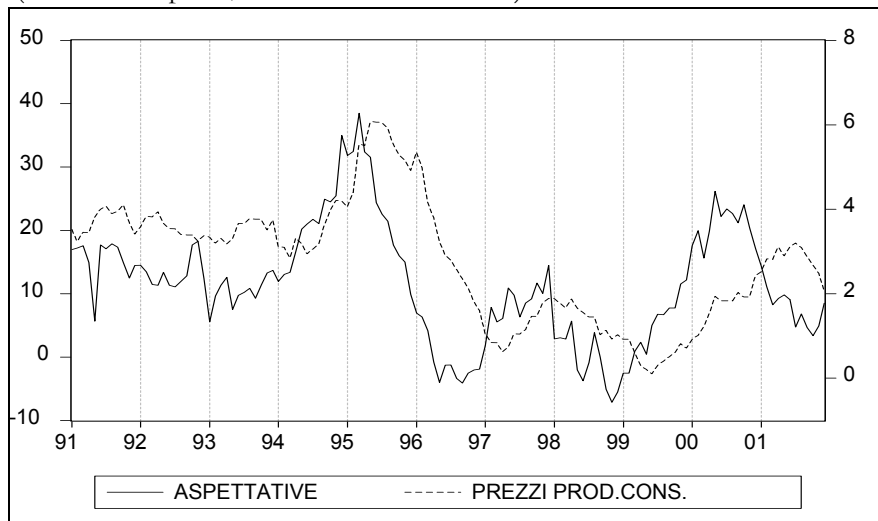
4.3 Dalle aspettative delle imprese ai prezzi alla produzione

La relazione ipotizzata è del tipo:

$$\begin{aligned} pr.prod.cons_t = & \alpha_3 + \sum_{y=0}^{\Omega} \beta_{3y} * asp.prod_{t-y} + \sum_{z=0}^{\Omega'} \gamma_{3z} * mat.prime_{t-z} \\ & + \sum_{z'=0}^{\Omega''} \delta_{3z'} * brent_{t-z'} + \sum_{z''=0}^{\Omega'''} \theta_{3z''} * cambio_{t-z''} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La relazione principale su cui si fonda questa equazione è quella tra le aspettative sui prezzi alla produzione formulate dalle imprese e i prezzi alla produzione per i beni finali di consumo effettivamente rilevati. Le aspettative sono misurate dal saldo delle risposte tra aspettative di aumenti dei prezzi ed aspettative di riduzioni, secondo l'indagine mensile condotta dall'Isae sulle imprese industriali. In fig. 9 appare evidente il forte legame esistente tra le due variabili: si evidenzia, in particolare, un lag di circa sette-otto mesi che ci consentirà di utilizzare le aspettative come *leading indicator* dei prezzi alla produzione.

Fig. 9 - Aspettative e prezzi alla produzione
(saldi delle risposte; variazioni % tendenziali)



Fonte: Isae, Istat.

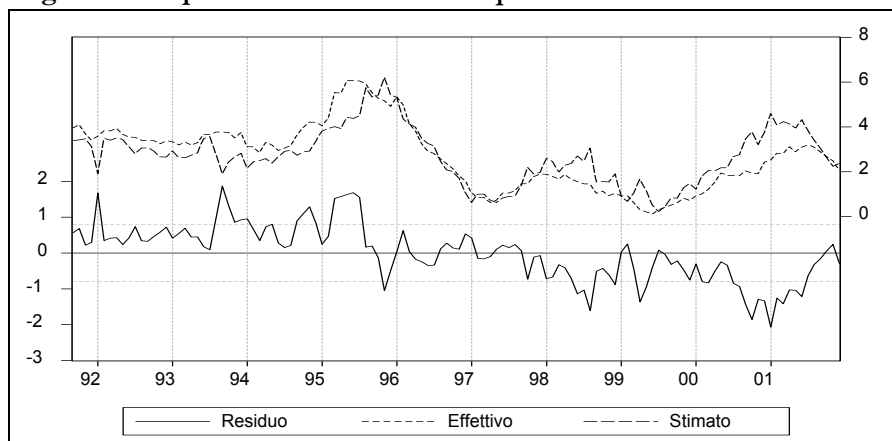
In particolare, le aspettative anticipano perfettamente la fase di crescita dei prezzi alla produzione del 1994-1995, la successiva discesa nel 1995-1996 e poi le due ulteriori fasi di crescita e rallentamento del 1997-1998 e del 1999-2001.

Come visto nel par. 3, però, per entrambe queste variabili il test di Dickey-Fuller non è in grado di rigettare l'ipotesi di presenza di radice unitaria. Ad ogni modo, il test di cointegrazione di Johansen (per verificare la presenza di una relazione di lungo periodo tra due variabili integrate di primo ordine o l'eventuale regressione spuria) applicato alla relazione tra prezzi alla produzione dei beni di consumo e aspettative di prezzi indica con forza la presenza di una relazione di cointegrazione (sia sulla relazione contemporanea che sui ritardi, fino a otto periodi, delle aspettative).

La stima Ols della relazione in livelli (cui, come nel par. 4.2, si lascia il compito di determinare, per prove ed errori, il lag corretto della variabile esplicativa) fornisce i seguenti risultati:

Variabile dipendente: PREZZI PROD. CONS.				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1991:09 2001:12, osservazioni incluse: 124				
PREZZI PROD.CON.S.=C(1)+C(2)*ASP.PROD.(-8)				
	Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1,163617	0,113820	10,22328	0,0000
C(2)	0,131229	0,007589	17,29217	0,0000
R-quadro	0,710227			
R-quadro corretto	0,707852			
S.E. della regressione	0,790475	Akaike info criterion		2,383633
Sum squared resid	76,23184	Schwarz criterion		2,429121
Log likelihood	-145,7852	Durbin-Watson stat		0,330822

Fig. 10 - Una prima stima della terza equazione



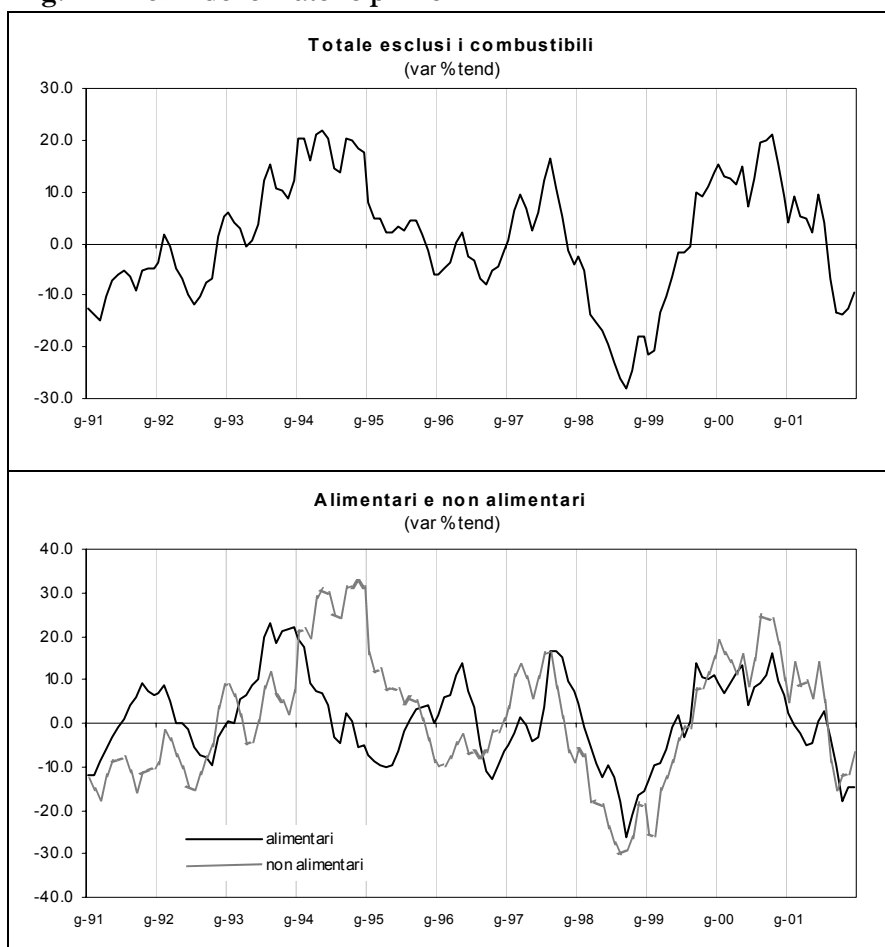
La relazione stimata quindi è:

$$pr.prod.cons_t = 1,1636 + 0,1312 * asp.prod_{t-8} + \hat{\varepsilon}_t$$

Tale equazione consente, come evidente in fig. 10, di prevedere in modo soddisfacente i due punti di svolta nei prezzi alla produzione dei beni di consumo del '97 e del '99 ma leggermente meno bene quello del '94. La stima, inoltre, pecca un poco per quanto riguarda l'intensità del movimento, in particolare negli ultimi anni: il residuo della regressione appare infatti non presentare tutte le caratteristiche desiderabili e l'R-quadro non è del tutto soddisfacente. Per migliorare tale stima è possibile, anche in questo caso, considerare altre variabili che presentino una relazione con la variabile dipendente: tra queste, pare opportuno considerare per lo meno i prezzi delle materie prime, le quotazioni petrolifere ed il tasso di cambio rilevante per l'Italia.

La variabile "*mat.prime*" si riferisce all'indice dei prezzi delle materie prime elaborato dal CSC, che copre un vasto numero di prezzi rilevati mensilmente sui mercati internazionali; di recente il CSC ha realizzato una completa revisione di tale indice (si veda il riquadro "*L'indice Confindustria dei prezzi delle merci aventi mercato internazionale*" in Previsioni Macroeconomiche, Centro Studi Confindustria, dicembre 2002). Nell'equazione includiamo un particolare aggregato che è il "*totale esclusi i combustibili*", che si compone dei prezzi delle materie prime alimentari e di quelle non alimentari, come i metalli e altri prodotti per l'industria manifatturiera (fig. 11). Lasciamo aperta la possibilità che questa variabile abbia un effetto ritardato sui prezzi alla produzione (come sembra naturale) e cerchiamo di stimare quale è il ritardo più significativo. Verifichiamo, inoltre, se risulta essere un miglior regressore la variabile così aggregata, o piuttosto due variabili distinte quali "*mat.prime.alim*" e "*mat.prime.non.alim*".

Fig.11 – Prezzi delle materie prime

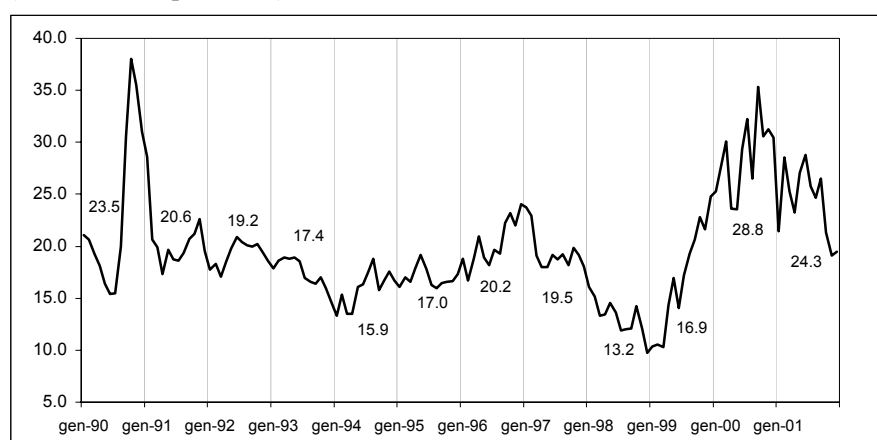


Fonte: CSC.

Il complemento di tale variabile è quella definita "brent", ovvero la media mensile del prezzo del petrolio greggio, rilevato giornalmente sui mercati

internazionali che è, tra l'altro, un ottimo indicatore per le quotazioni di tutti i combustibili (fig. 12).

Fig. 12 - Il prezzo del petrolio
(Brent, dollari per barile)

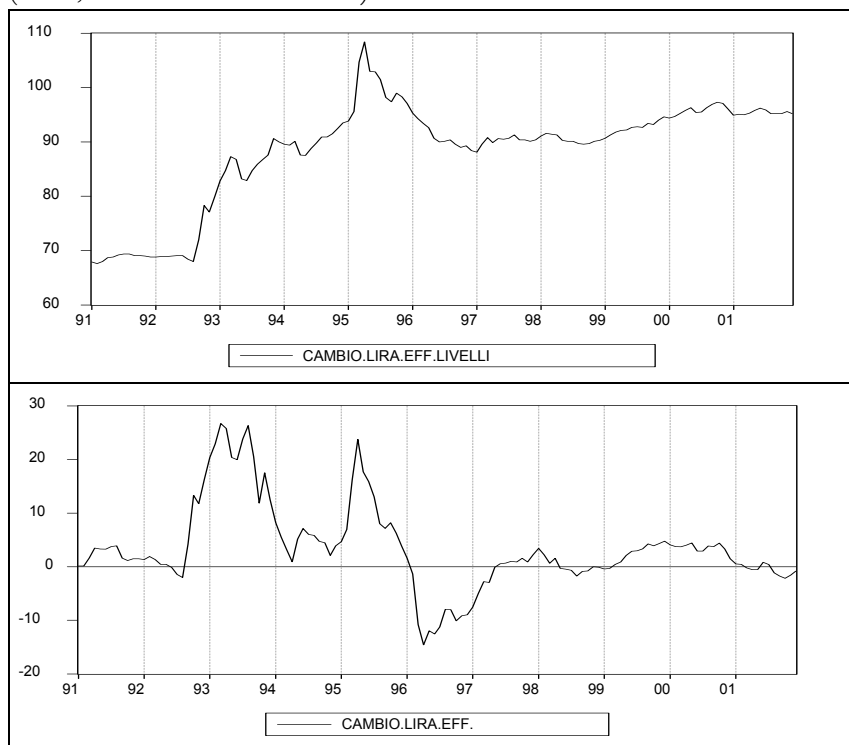


Fonte: Thomson Financial.

Un'ulteriore variabile esplicativa che riteniamo utile inserire è quella definita "cambio", ovvero la media mensile del tasso di cambio rilevante per l'Italia. A tal fine, pare opportuno utilizzare il tasso di cambio effettivo nominale dell'Italia, calcolato dal CSC (elaborazioni del tutto analoghe sono realizzate dalla Banca d'Italia e dal Fmi) su base mensile. Tale indicatore viene costruito come media ponderata (con la quota delle esportazioni verso uno specifico paese sul totale italiano) dei tassi di cambio mensili della lira verso le valute dei 18 principali paesi industriali. L'ingresso dell'Italia nell'Unione Monetaria Europea, a partire dal gennaio 1999, con l'introduzione delle parità fisse per i paesi dell'area dell'euro, non costituisce un problema sia dal punto di vista metodologico che della disponibilità di dati per la stima del modello: si trasformano semplicemente i cambi

dell'euro verso le altre valute in cambi della lira, moltiplicando per la parità fissa di 1936,27 lire per euro; per i paesi dell'area, chiaramente, i cambi sono invece costanti ai valori fissati dal gennaio 1999. In fig. 13a mostriamo il tasso di cambio effettivo dell'Italia in livelli e le variazioni percentuali tendenziali che utilizziamo per la stima.

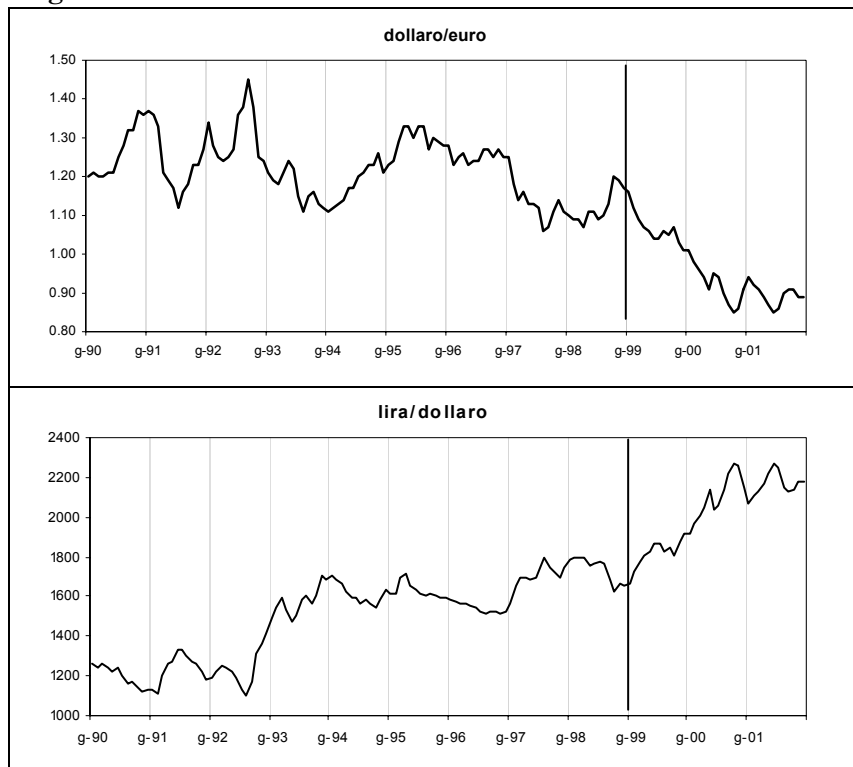
Fig. 13a – Il tasso di cambio effettivo
(livelli; variazioni % tendenziali)



Fonte: CSC.

Solo a fini esemplificativi, mostriamo anche il cambio lira/dollaro e quello ricostruito per dollaro/euro (fig. 13b); guardando a questi ultimi due, è evidente come l'andamento risulti differente fino alla data del 1998/12 ma, per definizione, assolutamente identico (a parte chiaramente il fatto di essere al reciproco) per gli ultimi tre anni. In appendice 2 illustriamo i risultati della stima della terza equazione ottenuti utilizzando come regressore il tasso di cambio lira/dollaro.

Fig. 13b – Il tasso di cambio con il dollaro



Fonte: CSC, Thomson Financial.

Includendo così le materie prime (espresse come variazioni percentuali tendenziali dell'indice al netto dei combustibili), il tasso di cambio effettivo della lira (anch'esso come variazioni percentuali tendenziali) e il prezzo del Brent espresso in livelli (dollari per barile), che secondo la teoria economica dovrebbe essere una determinante importante dei prezzi alla produzione, i risultati della stima sono:

Variabile dipendente: PREZZI PROD.CONNS.				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1993:01 2001:12, osservazioni incluse: 108				
	Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1,284047	0,348444	-3,685092	0,0004
ASPETTASA(-8)	0,118239	0,006596	17,92567	0,0000
MATPRIME(-6)	0,016118	0,005755	2,800412	0,0061
BRENT(-24)	0,126028	0,018373	6,859402	0,0000
CAMBIO LIRA EFF.(-19)	0,021040	0,007849	2,680705	0,0086
CAMBIO LIRA EFF.(-24)	0,036522	0,007871	4,640023	0,0000
R-quadro	0,876860			
R-quadro corretto	0,870823			
S.E. della regressione	0,545730	Akaike info criterion		1,680567
Sum squared resid	30,37773	Schwarz criterion		1,829574
Log likelihood	-84,75060	F-statistic		145,2645
Durbin-Watson stat	0,687307	Prob(F-statistic)		0,000000

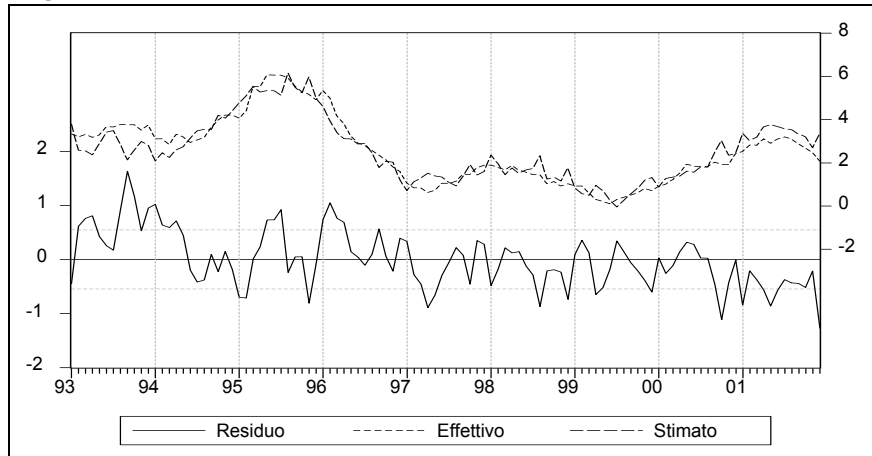
Dunque, tutte le variabili considerate risultano avere parametri altamente significativi (risulta significativa anche una costante, con il segno meno). Le materie prime entrano nell'equazione con un ritardo di 6 mesi; il tasso di cambio effettivo, come ci si attendeva, ha segno positivo e un ritardo molto maggiore (e risulta significativo a due diversi lag temporali).

Infine, il prezzo del Brent ha il parametro maggiore tra tutti i regressori inclusi e entra con un ritardo assai elevato nell'equazione.

Se gli elevati ritardi identificati sia per il Brent che per il cambio possono, in un primo momento, sorprendere si pensi però ai cosiddetti "*second and third round effects*" di queste variabili (in particolare del Brent) che si ritiene comunemente si sviluppino ben oltre l'orizzonte temporale di un anno. Inoltre, il fatto che non siano significativi ritardi minori e comunque inferiori all'anno è facilmente spiegabile con la specificazione dell'equazione che qui si è inteso seguire, il fatto cioè di includere come regressore le aspettative di prezzi delle imprese che sono determinate proprio in primo luogo dall'andamento contemporaneo del prezzo del Brent (una regressione ausiliaria mostra la notevole significatività di questa relazione), oltre che dal cambio, dai prezzi delle materie prime e dai livelli recenti dello stesso tasso di inflazione dei prezzi alla produzione, per cui fin dall'inizio era lecito attendersi la non significatività a lag ridotti di queste variabili aggiuntive nella regressione.

Rispetto a quella di base, la regressione risulta decisamente migliorata lungo tutte le dimensioni: sia guardando alla parte di variabilità che riesce a spiegare (oltre l'87%) che alla dimensione del residuo; ciò che più pare significativo è che l'equazione stimata sembra cogliere in modo ottimale i principali punti di svolta della serie storica dei prezzi alla produzione dei beni di consumo nel periodo considerato, come è evidente in fig. 14:

Fig. 14 – Introducendo materie prime, cambio e Brent



La terza equazione stimata per il nostro modello risulta dunque essere:

$$\begin{aligned}
 pr.prod.cons_t = & -1,2840 + 0,1182 * asp.prod_{t-8} + 0,0161 * mat.prime_{t-6} \\
 & + 0,1260 * brent_{t-24} + 0,0210 * cambio.eff.tend_{t-19} \\
 & + 0,0365 * cambio.eff.tend_{t-24} + \hat{\varepsilon}_t
 \end{aligned}$$

Quanto ai test di specificazione, il test di *likelihood ratio* indica che non si sono incluse variabili irrilevanti (testando prima “asp.prod.” e poi “brent”, “cambio.eff.” e “mat.prime”); inoltre, l’istogramma e il test di Jarque-Bera segnalano che i residui si distribuiscono secondo una normale e il test di White accetta l’ipotesi di omoschedasticità dei residui. Tuttavia, le autocorrelazioni parziali e totali e il test di Breusch-Godfrey indicano presenza di una lieve autocorrelazione nei residui. Ad ogni modo, complessivamente l’equazione sembra funzionare in modo molto

soddisfacente dal punto di vista della previsione dei punti di svolta della variabile dipendente.

5. Le previsioni

5.1 Il modello stimato

Sulla base delle stime condotte nella sezione precedente, il modello per la previsione dell'inflazione al consumo in Italia (misurata dall'indice armonizzato) risulta essere:

$$\text{prezzi.cons}_t = 0,82 * \text{core}_t + 0,07 * \text{energy}_t + 0,10 * \text{ali.fr}_t + \hat{u}_t$$

$$\text{core}_t = 0,97 + 0,92 * \text{pr.prod.cons}_{t-3} + 0,12 * \text{gap.prod.ind}_{t-23} + \hat{e}_t$$

$$\begin{aligned} \text{pr.prod.cons}_t = & -1,28 + 0,12 * \text{asp.prod}_{t-8} + 0,02 * \text{mat.prime}_{t-6} \\ & + 0,13 * \text{brent}_{t-24} + 0,02 * \text{cambio.eff.tend}_{t-19} \\ & + 0,04 * \text{cambio.eff.tend}_{t-24} + \hat{\varepsilon}_t \end{aligned}$$

Dunque il modello consente di prevedere il tasso di inflazione al consumo per l'Italia a 3+6=9 mesi, dove questi due numeri corrispondono ai lag minimi stimati per i regressori considerati nella seconda equazione (sui prezzi alla produzione per i beni di consumo) e nella terza equazione (sulle materie prime) rispettivamente.

5.2 L'inflazione italiana in base al modello stimato

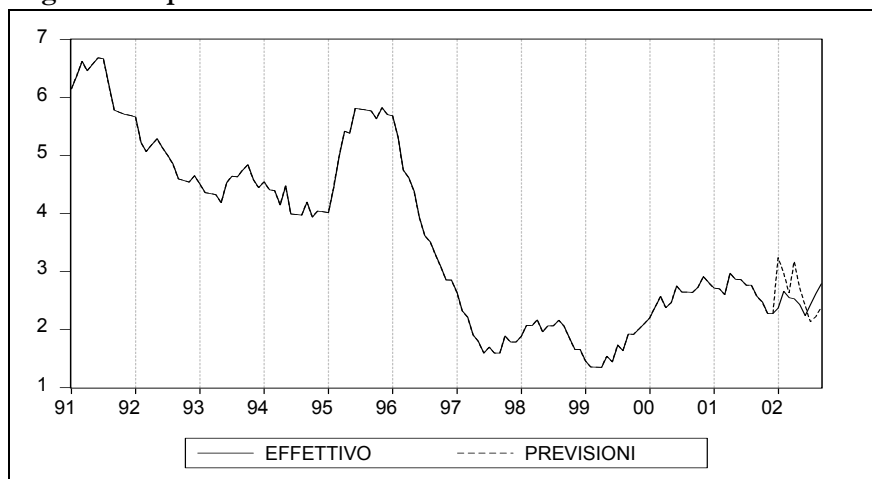
Siamo in grado quindi di realizzare una previsione a 9 mesi con il modello stimato; a tal fine è necessario, come già sottolineato nel par.2, inserire esogenamente dei valori per le due variabili aggiuntive presenti nella prima equazione, ovvero alimentari freschi ed energia, per l'intero orizzonte della previsione.

Avendo stimato il modello con i dati per il periodo 1991/1-2001/12 è possibile realizzare un semplice confronto “*out-of-the-sample*” con i dati già disponibili per il tasso tendenziale di inflazione per il periodo gennaio-settembre 2002, che si sono volutamente tenuti fuori. In questo modo possiamo testare in modo semplice e diretto la validità a fini previsivi del modello stimato appena discusso.

Si noti che, in questo particolare esercizio, utilizziamo valori noti per tutto l'orizzonte di previsione per le due variabili non ritardate presenti nella prima equazione del modello, *energy* e *alim.fr*. Viceversa, per l'utilizzo futuro del modello a fini previsivi non si disporrà ovviamente (come ricordato nel par. 2) per tali due variabili di valori noti e sarà necessario inserire esogenamente dei valori realistici. A tal fine, sembra ragionevole partire dai *futures* a uno e più mesi su petrolio e alimentari freschi che sono giornalmente quotati sui mercati internazionali, salva la possibilità di modificare, in base ad eventuali valutazioni specifiche del momento, tali valori nella direzione ritenuta più probabile.

In fig. 15 mostriamo dunque la serie storica del tasso di inflazione italiano, fino al settembre 2002, confrontandola con le previsioni per lo stesso periodo del 2002 ottenute con il modello:

Fig. 15 – Le previsioni e i dati storici



Fonte: Eurostat per i dati storici.

Due considerazioni emergono da questo esercizio: in primo luogo, il modello stimato è in grado di prevedere in modo soddisfacente i punti di svolta nella serie storica dell'inflazione italiana su un orizzonte di nove mesi. Per il periodo gennaio-settembre 2002 preso in esame, nell'ordine: l'aumento nei primissimi mesi, il punto di minimo a metà anno, la risalita negli ultimi mesi. In secondo luogo, molta attenzione va prestata invece ai livelli per i quali il modello, su questo specifico orizzonte temporale, determina prima una leggera sovrastima e poi una sottostima.

5.3 Confronto con modelli alternativi per il tasso di inflazione

Per sondare la validità delle stime finora condotte pare opportuno effettuare anche un confronto di capacità previsiva con dei modelli econometrici alternativi, quali un modello per così dire "ridotto" e un modello ARIMA(p,q).

5.3.1 La prima alternativa considera la possibilità di ridurre ad una sola equazione le due relazioni ipotizzate per il passaggio dalle aspettative di prezzi delle imprese alla *core inflation*; essa risponde alla ovvia domanda se sia opportuno stimare le due equazioni che includono variabili ritardate singolarmente o piuttosto considerarle insieme. Utilizzando la stessa notazione che in precedenza, l'equazione da stimare in luogo delle precedenti equazioni 2 e 3 risulta dunque essere:

$$\begin{aligned} core_t = & (\alpha_2 + \beta_2 \alpha_3) + \beta_2 \beta_3 * asp.prod_{t-y-x} + \beta_2 \gamma_3 * mat.prime_{t-z-x} \\ & + \beta_2 \delta_3 * brent_{t-z'-x} + \beta_2 \theta_3 * cambio_{t-z''-x} + \gamma_2 * gap.prod.ind_{t-w} \\ & + (\beta_2 \varepsilon_t + e_t) \end{aligned}$$

laddove y, x, z, z', z'', w sono i ritardi (doppio per il tasso di cambio) stimati in precedenza. Tale equazione può essere riscritta come:

$$\begin{aligned} core_t = & \omega + \bar{\beta}_3 * asp.prod_{t-y-x} + \bar{\gamma}_3 * mat.prime_{t-z-x} + \bar{\delta}_3 * brent_{t-z'-x} \\ & + \bar{\theta}_3 * cambio_{t-z''-x} + \gamma_2 * gap.prod.ind_{t-w} + \mathcal{G}_t \end{aligned}$$

dove: $\omega \equiv (\alpha_2 + \beta_2 \alpha_3)$ e $\mathcal{G}_t \equiv (\beta_2 \varepsilon_t + e_t)$.

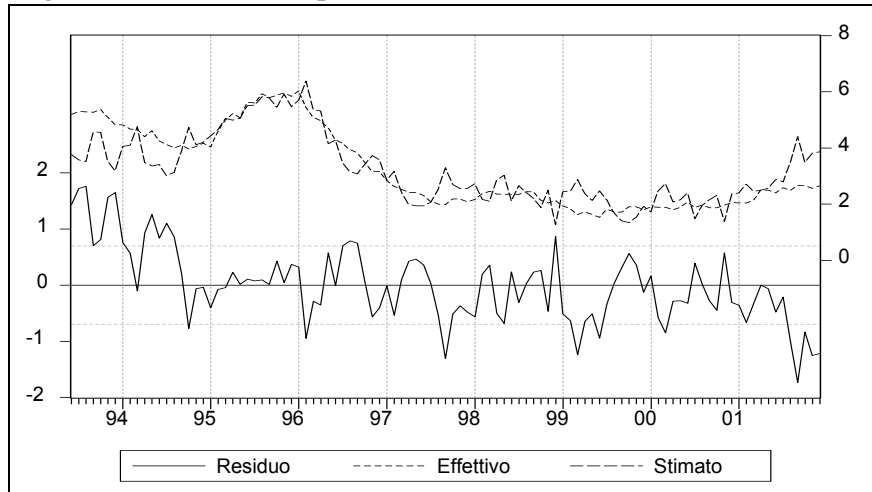
I risultati della stima sono i seguenti:

Variabile dipendente: CORE				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1993:06 2001:12, osservazioni incluse: 103				
	Coefficienti	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2,276406	0,525319	-4,333375	0,0000
ASPETTASA(-11)	0,103918	0,009861	10,53871	0,0000
MATPRIME(-9)	0,016275	0,007945	2,048507	0,0432
BRENT(-28)	0,232102	0,027730	8,369980	0,0000
CAMBIO LIRA EFF(-22)	0,022807	0,008965	2,543975	0,0126
CAMBIO LIRA EFF(-29)	0,038306	0,009488	4,037444	0,0001
INDICECICLOPERC(-23)	0,134021	0,041023	3,266974	0,0015
R-quadro	0,770174			
R-quadro corretto	0,755810			
S.E. della regressione	0,696192	Akaike info criterion	2,179158	
Sum squared resid	46,52957	Schwarz criterion	2,358218	
Log likelihood	-105,2267	F-statistic	53,61795	
Durbin-Watson stat	0,635511	Prob(F-statistic)	0,000000	

La stima fornisce buoni risultati: tutti i regressori sono significativi¹⁰, l'indice di determinazione è alto (0,77) e non molto lontano da quelli della seconda e terza equazione del modello base; la dimensione del residuo è in effetti molto contenuta (anche se i test indicano presenza di una leggera autocorrelazione ed eteroschedasticità del residuo). Soprattutto, la regressione coglie in modo abbastanza buono i principali punti di svolta nella serie storica della *core inflation*, come evidenziato in fig. 16:

¹⁰ Si noti che a tal fine i ritardi sul *brent* e sul secondo *cambio.eff* sono stati aumentati di uno e due periodi, rispettivamente, a partire da quelli che deriverebbero dalla semplice riduzione ad una sola equazione delle due stimate per il modello base.

Fig. 16 – La stima dell'equazione ridotta



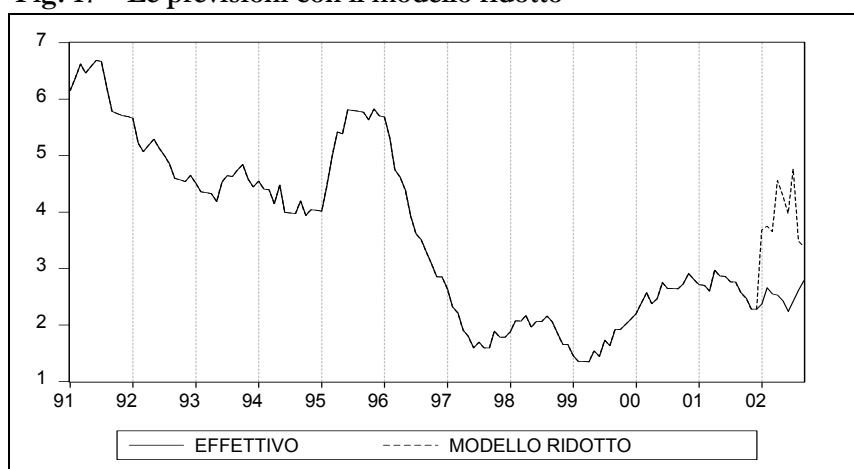
Dunque, secondo questa specificazione (2 equazioni invece di 3), il modello stimato sarebbe:

$$\begin{aligned}
 \text{prezzi.cons}_t &= 0,82 * \text{core}_t + 0,07 * \text{energy}_t + 0,10 * \text{ali.fr}_t + \hat{u}_t \\
 \text{core}_t &= -2,28 + 0,10 * \text{asp.prod}_{t-11} + 0,02 * \text{mat.prime}_{t-9} \\
 &\quad + 0,23 * \text{brent}_{t-28} + 0,02 * \text{cambio.eff}_{t-22} + 0,04 * \text{cambio.eff}_{t-29} \\
 &\quad + 0,13 * \text{gap.prod.ind}_{t-23} + \hat{\mathcal{G}}_t
 \end{aligned}$$

Per realizzare il confronto di capacità previsiva con il modello base realizziamo delle previsioni con il modello ridotto sullo stesso orizzonte

temporale, 2002.1-2002.9 (utilizzando per tale periodo, come al par. 5.2, i valori noti per le due variabili esogene *energy* e *alim.fr.*):

Fig. 17 – Le previsioni con il modello ridotto



Come evidente in fig. 17, il modello “ridotto” mostra una capacità previsiva decisamente minore: sebbene colga con successo l’aumento di inizio anno, non riesce a dar conto pienamente del punto di svolta dell’inflazione italiana nel mese di giugno 2002, anche perché non prevede il rialzo negli ultimi mesi. Anche in questo caso il livello è sovrastimato ma questa volta in misura notevole. Questo semplice esercizio previsivo induce quindi a preferire decisamente il modello di base su quello ridotto, confermando la bontà della specificazione adottata in questo lavoro.

5.3.2 La seconda alternativa tende invece a testare se la nostra stima e le previsioni che essa consente di realizzare possano migliorare quelle che si ottengono mediante un più semplice modello ARIMA(p,q). Si tratta, per il tasso di inflazione, di un’equazione del tipo:

$$prezzi.cons_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i * prezzi.cons_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j * u_{t-j}$$

In primo luogo, seguendo la procedura delineata da Box-Jenkins, è necessario individuare in tale classe di modelli quello che consente di ottenere la migliore previsione della variabile di interesse con il minor numero di parametri $p+q$ (un processo definito di “identificazione”). A tal fine è innanzitutto necessario accertarsi che la serie sia stazionaria e in caso contrario lavorare sulle sue differenze, prime o seconde; è poi utile partire dall’analisi del correlogramma totale e parziale della variabile in questione (che fornisce una prima indicazione del numero di parametri da utilizzare) e procedere successivamente alle stime secondo un meccanismo di prove ed errori.

Come visto nell’analisi preliminare del par. 3, sulla base del test per radice unitaria di Dickey-Fuller c’è evidenza di stazionarietà della serie; confidando in tale risultato e viste le caratteristiche della serie in livelli, il modello autoregressivo AR(1), in cui solo un valore ritardato della stessa variabile dipendente viene utilizzato per le previsioni, sembra più opportuno. Difatti, l’autocorrelazione totale è significativa fino ad un orizzonte temporale assai lungo e degrada lievemente in valore con il crescere del lag; di contro l’autocorrelazione parziale è altamente significativa al primo ritardo, ma si azzerava bruscamente a partire dal secondo. Lasciamo ai risultati della stima finale per prove ed errori stabilire se includere una costante oppure no, se il parametro di pendenza sia eventualmente pari all’unità e se sia necessaria l’inclusione di qualche componente MA per catturare una residua autocorrelazione. La stima dà luogo al seguente risultato:

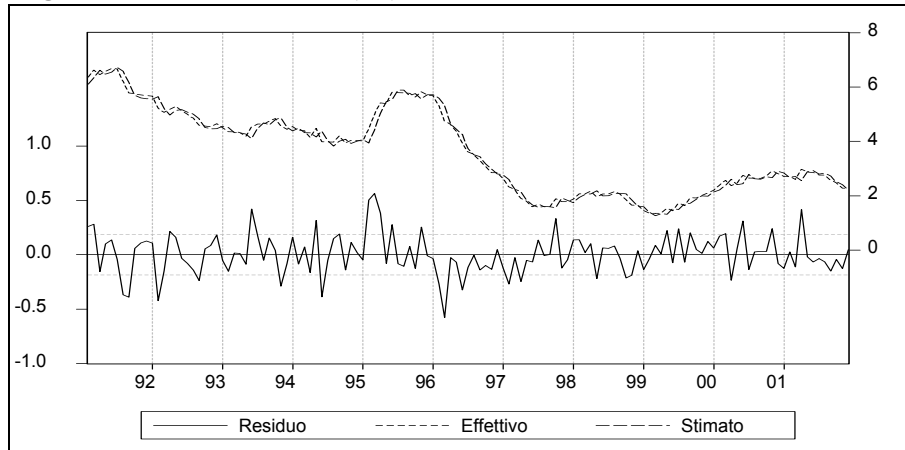
Variabile dipendente: GEN				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1991:02-2001:12, osservazioni incluse 131				
	Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0,990104	0,005956	166,2387	0,0000
MA(2)	0,195676	0,084949	2,303465	0,0229
MA(4)	0,257017	0,085466	3,007258	0,0032
R-quadro	0,9856			
R-quadro corretto	0,9854			
S.E. della regressione	0,1866	Akaike info criterion		-0,4974
Sum squared resid	4,4554	Schwarz criterion		-0,4316
Log likelihood	35,5795	Durbin-Watson stat		1,7101

Il modello stimato risulta essere dunque un ARMA(1,4); il parametro della componente autoregressiva risulta molto vicino al valore unitario, ma questa eventualità si può comunque escludere in base ai risultati della stima. Inoltre, la costante è decisamente non significativa e delle componenti di media mobile sono necessarie per eliminare ogni residua autocorrelazione. Il modello è dunque il seguente:

$$\widehat{prezzi.cons}_t = 0,99 * \widehat{prezzi.cons}_{t-1} + \widehat{u}_t + 0,20 * \widehat{u}_{t-2} + 0,26 * \widehat{u}_{t-4}$$

In fig. 18 mostriamo il valore effettivo e quello ottenuto con tale modello per il tasso di inflazione italiana nel periodo considerato, insieme al residuo della regressione u_t , che risulta essere molto vicino alle caratteristiche desiderate del *white noise*.

Fig. 18 – Il modello ARMA(1,4) per il tasso di inflazione



E' evidente in fig. 18 quanto vicino sia in ogni mese il valore stimato, sulla base della variabile ritardata di un periodo, a quello effettivo. Si noti del resto che, da un punto di vista strettamente aritmetico, per l'inflazione (come per qualsiasi altra variabile espressa sotto forma di variazioni percentuali tendenziali) vale la seguente relazione:

$$prezzi.cons_t = prezzi.cons_{t-1} + \theta_t * u_t$$

$$u_t \equiv cong_t - cong_{t-12}$$

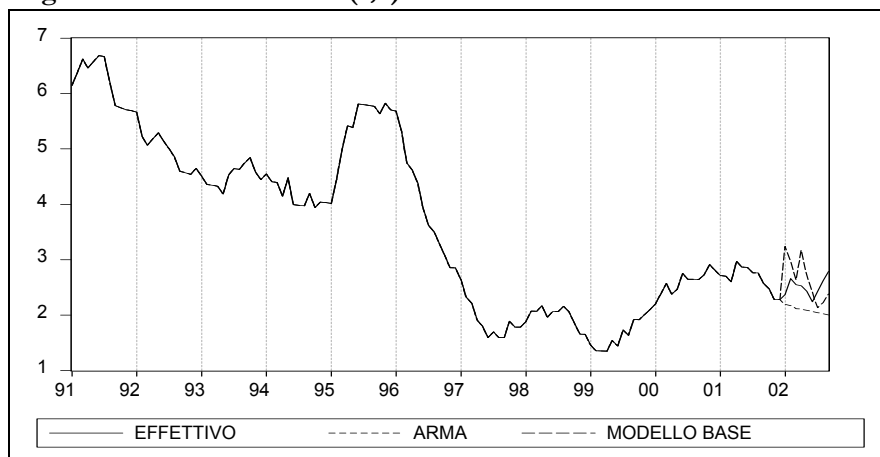
dove "cong" è la variazione percentuale sul mese precedente dell'indice dei prezzi al consumo (mentre "prezzi.cons" è quella sui dodici mesi) e θ_t , che è variabile nel tempo, risulta, tipicamente, lievemente maggiore di uno¹¹. Ciò indica, di per sé, che difficilmente è possibile battere l'AR(1) o

¹¹ Cfr. Rapacciuolo (2002).

l'ARMA(1,4) in questo caso, nella previsione *one-step-ahead* (in appendice 3 riportiamo la stima di questa equazione per il tasso di inflazione italiano).

Ma se si guarda alla previsione su orizzonti temporali maggiori la capacità previsiva dell'ARMA(1,4) si deteriora rapidamente, in quanto tale modello si basa per definizione solo sull'ultimo valore noto che, se è tipicamente (per l'inflazione al consumo) molto vicino al valore immediatamente successivo, può invece discostarsi anche sensibilmente da quello di tre o nove mesi dopo, soprattutto se intervengono dei punti di svolta nella serie. E' su questo punto che sta l'utilità del nostro modello rispetto al semplice modello ARIMA(p,q). Ciò è mostrato con grande evidenza in fig. 19 dove si mettono a confronto le previsioni a 9 mesi del nostro modello base (illustrate nel par. 5.2) con quelle dell'ARMA(1,4):

Fig. 19 – Il modello ARMA(1,4) e il modello base



E' evidente in fig. 19 che il nostro modello base, come già visto in precedenza, è in grado di cogliere i punti di svolta della serie dell'inflazione al consumo mentre l'ARMA(1,4) non fa altrettanto. Da questo punto di vista, quindi, il nostro modello risulta decisamente più attraente.

5.3.3 Riportiamo infine in tabb. 4-5 i risultati di un confronto di capacità previsiva (realizzato guardando ad alcune selezionate statistiche) relativamente all'inflazione generale al consumo e alla *core inflation*, rispettivamente, del nostro modello di base con il modello ridotto e i migliori modelli ARMA¹² (in appendice 1 illustriamo quello stimato per la *core inflation*):

Tab. 4 - Confronto di capacità previsiva - Inflazione generale

		1 mese	3 mesi	9 mesi
Modello base	rmse	0,8686	0,5378	0,4485
	mae	0,8686	0,4258	0,3876
	mape	0,3665	0,1739	0,1548
Modello ridotto	rmse	1,3142	1,1736	1,5381
	mae	1,3142	1,1691	1,4373
	mape	0,5545	0,4656	0,5830
Arma(1,4)	rmse	0,1777	0,3929	0,4619
	mae	0,1777	0,3683	0,4248
	mape	0,0750	0,1436	0,1654

Da questo esercizio emerge innanzitutto che, secondo queste statistiche (che misurano, in vari modi, solamente la distanza del dato stimato da quello vero), il nostro modello base si fa preferire, sia riguardo all'inflazione generale che alla *core inflation*, rispetto al modello ridotto su tutti gli orizzonti temporali, ma in particolar modo su quelli più ampi.

¹² Cfr. Parigi e Schlitzer (1994).

Tab. 5 - Confronto di capacità previsiva - Core inflation

		1 mese	3 mesi	9 mesi
Modello base	rmse	0,9579	0,5938	0,5012
	mae	0,9579	0,4491	0,4154
	mape	0,3739	0,1687	0,1511
Modello ridotto	rmse	1,5024	1,3613	1,8366
	mae	1,5024	1,3573	1,7089
	mape	0,5865	0,4876	0,6224
Arma(1,4)	rmse	0,1382	0,2365	0,2282
	mae	0,1382	0,2278	0,1833
	mape	0,0539	0,0800	0,0638

Viceversa, nel confronto con l'ARMA(1,4), sia nel caso dell'inflazione generale che in quello della *core inflation*, il nostro modello risulta avere statistiche molto peggiori nella previsione a un passo. La sua performance, però, migliora decisamente sull'orizzonte dei 3 e dei 9 mesi, mentre l'ARMA(1,4) peggiora rapidamente su tali orizzonti temporali tanto che nella previsione a 9 mesi sull'inflazione generale il nostro modello riesce a fare meglio, anche se solo di poco. L'ARMA(1,4) conserva, tuttavia, un certo vantaggio per quanto riguarda la *core inflation*.

Si noti, comunque, che questo risultato non tiene conto in nessun modo della capacità di prevedere i punti di svolta delle serie storiche in questione. Per assurdo, una previsione costante che passi attraverso i dati veri del periodo senza cogliere minimamente l'andamento della serie potrebbe riportare, quanto a queste statistiche, risultati migliori di una previsione che replichi esattamente i punti di svolta della serie ma con oscillazioni troppo ampie. Da questo punto di vista, dunque, il nostro modello di base resta comunque da preferire rispetto al modello ARMA(1,4) se l'obiettivo è appunto quello di anticipare i cambiamenti di direzione del tasso di inflazione in Italia.

Pare interessante notare, infine, che sebbene tecnicamente sia il nostro modello che le due alternative considerate consentano tutti di ottenere previsioni fino a nove mesi (l'ARMA(1,4), ovviamente, anche oltre), questo esercizio numerico indica che la loro capacità previsiva è massima su orizzonti diversi: 1 mese per l'ARMA(1,4), 3 mesi per il modello ridotto, 9 mesi per quello base.

6. Conclusioni

L'analisi qui condotta ha consentito di ottenere un modello molto semplice e di facile utilizzo per la previsione del tasso di inflazione italiano; semplicità che risiede soprattutto nel ridotto numero di variabili impiegate nella previsione, a fronte della varietà di analisi di tipo "*impulse-response*" a eventuali shock al sistema economico che è possibile realizzare e della buona capacità previsiva del modello.

Lasciamo a ricerca futura degli approfondimenti che possono essere realizzati lungo quattro ulteriori direzioni:

- a) estensione dell'analisi all'indice dell'intera collettività italiana ed all'area dell'euro;
- b) conduzione di test statistici per l'individuazione della "migliore" misura della *core inflation* (come rappresentativa dell'inflazione di fondo) tra quelle proposte in letteratura;
- c) analisi delle relazioni tra le diverse componenti dell'indice dei prezzi alla produzione: da beni di capitale a beni intermedi; da beni intermedi a beni finali di consumo. Stima di una equazione intermedia tra la seconda e terza equazione del nostro modello di base, eventualmente con il markup industriale (o il costo marginale, cfr. Clarida, Gali e Gertler, 1999) come variabile esplicativa aggiuntiva;
- d) introduzione esplicita dei salari (o del costo del lavoro in generale) e del tasso di interesse come variabili che possano influire sulle aspettative di

prezzi delle imprese, con un meccanismo di feed-back nel senso che queste due variabili siano a loro volta determinate dal tasso di inflazione.

Appendice 1

Procedendo come nel par. 5.3, stimiamo i migliori processi ARIMA(p,q) per altre due variabili cruciali nel nostro lavoro: la *core inflation* e la variazione percentuale tendenziale dei prezzi alla produzione dei beni di consumo (ovvero le variabili stimate nella seconda e terza equazione, rispettivamente), partendo dalla constatazione della stazionarietà di entrambe le variabili (par. 3).

Viste le caratteristiche del correlogramma e i risultati delle successive stime per prove ed errori, nel caso della *core inflation* il modello più adatto risulta essere l'AR(1), salva l'opportunità di introdurre qualche componente MA per ridurre l'eventuale residua autocorrelazione. La stima di tale modello per la *core inflation* dà luogo al seguente risultato:

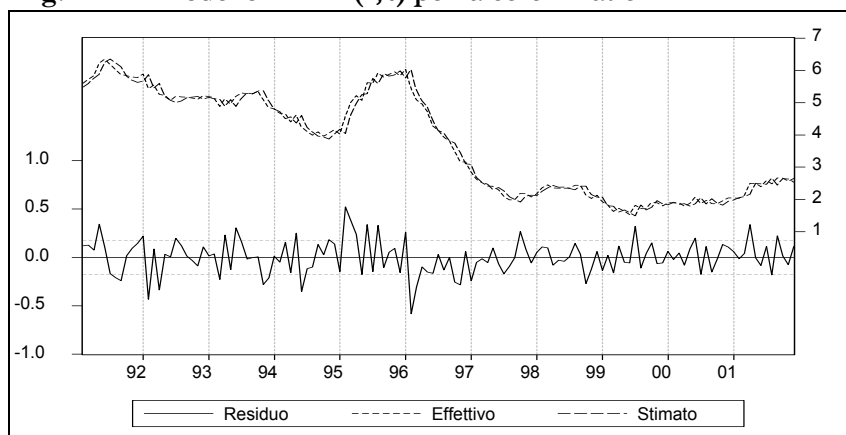
Variabile dipendente: CORE				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1991:02 2001:12, osservazioni incluse: 131				
	Coefficienti	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0,992681	0,005760	172,3451	0,0000
MA(3)	0,218450	0,079664	2,7421	0,0070
MA(4)	0,307632	0,079401	3,8744	0,0002
R-quadro	0,9876			
R-quadro corretto	0,9875			
S.E. della regressione	0,1756	Akaike info criterion		-0,6184
Sum squared resid	3,9476	Schwarz criterion		-0,5526
Log likelihood	43,5060	Durbin-Watson stat		2,0766

Il modello stimato risulta essere dunque vicino ad un *random walk*, ma si può escludere comunque che il parametro abbia valore pari ad uno (e la costante risulta non significativa):

$$core_t = 0,9927 * core_{t-1} + \hat{u}_t + 0,2184 * \hat{u}_{t-3} + 0,3076 * \hat{u}_{t-4}$$

In fig. A1 mostriamo il valore effettivo e quello ottenuto nel modello ARMA(1,4) per la *core inflation* italiana nel periodo considerato, insieme al residuo della regressione u_t , che risulta essere molto vicino alle caratteristiche desiderate del *white noise*.

Fig. A1 – Il modello ARMA(1,4) per la *core inflation*



Ripetiamo la stessa stima anche per la variazione percentuale tendenziale dell'indice dei prezzi alla produzione per i beni di consumo; l'analisi del correlogramma suggerisce la presenza di un maggior numero di ritardi della variabile dipendente. I risultati sono i seguenti:

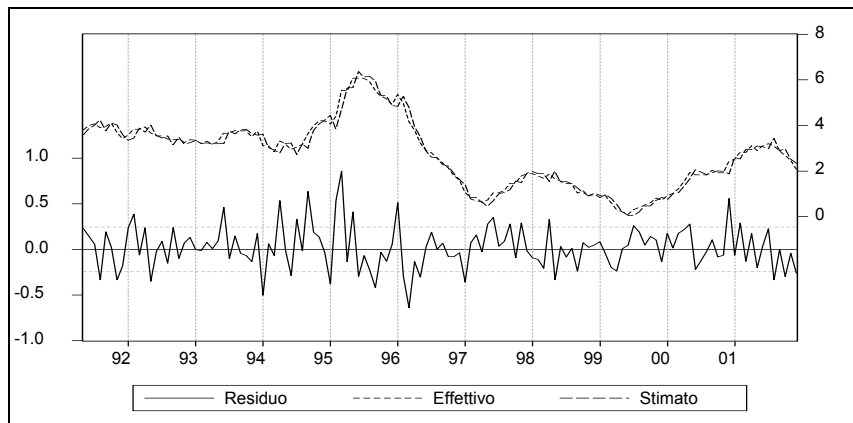
Variabile dipendente: PREZZI PROD.CONS.				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1991:05 2001:12, osservazioni incluse: 128				
	Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0,299883	0,049536	6,053881	0,0000
AR(2)	1,351713	0,089524	15,09894	0,0000
AR(4)	-0,663937	0,080463	-8,251487	0,0000
MA(1)	0,935028	0,006275	149,0029	0,0000
MA(2)	-0,351535	0,081982	-4,287978	0,0000
MA(3)	-0,570040	0,085503	-6,666890	0,0000
MA(4)	0,136099	0,006394	21,28451	0,0000
R-quadro	0,973071			
R-quadro corretto	0,971735			
S.E. della regressione	0,244730	Akaike info criterion		0,075814
Sum squared resid	7,247031	Schwarz criterion		0,231784
Log likelihood	2,147922	Durbin-Watson stat		2,022511

Il modello stimato risulta dunque essere un ARMA(4,4):

$$\begin{aligned}
 pr.prod.cons_t = & 0,2999 * pr.prod.cons_{t-1} + 1,3517 * pr.prod.cons_{t-2} \\
 & - 0,6639 * pr.prod.cons_{t-4} + \hat{u}_t + 0,9350 * \hat{u}_{t-1} \\
 & - 0,3515 * \hat{u}_{t-2} - 0,5700 * \hat{u}_{t-3} + 0,1361 * \hat{u}_{t-4}
 \end{aligned}$$

Il *fit* della regressione è leggermente inferiore rispetto a quello del modello stimato per la *core inflation*, guardando all'R-quadro, ma la significatività dei coefficienti è anche maggiore in questo caso; anche il residuo u_t risulta *well-behaved*, come è evidente in fig. A2.

Fig. A2 – Il modello ARMA(4,4) per i prezzi alla produzione dei beni di consumo



Appendice 2

Riportiamo in appendice 2, in modo sintetico, i risultati della stima della terza equazione del modello ottenuti considerando il tasso di cambio lira-dollaro come regressore invece del tasso di cambio effettivo dell'Italia. In primo luogo, guardiamo all'analisi preliminare di questa variabile:

Test di radice unitaria

	DF	5%	10%	costante	ritardi
Cambio	-3,15	-2,88	-2,57	si	4

Correlazioni parziali

	Ali.Fr	Aspet.	Brent	PrPro	MatPri	GapPr	Gen	Energy	Core
Cambio	-0,27	-0,02	0,38	-0,08	0,28	0,02	-0,67	0,06	-0,76

Test di causalità di Granger

Campione: 1991:01-2001:12		Lag: 4	
Ipotesi Nulla:		Stat.-F	Prob.
CAMBIOLIRA non causa nel senso di Granger GEN		0,6949	0,5969
GEN non causa nel senso di Granger CAMBIOLIRA		1,2962	0,2755

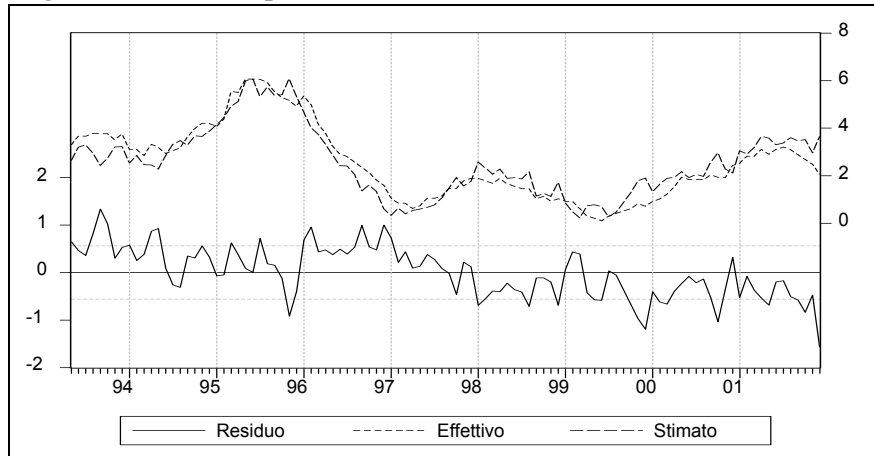
Il cambio lira/dollaro risulta stazionario. La correlazione negativa (per di più molto elevata) con l'inflazione potrebbe stupire visto che ci si aspetta che, *ceteris paribus*, una svalutazione finisca per incidere al rialzo sulla dinamica dei prezzi. In realtà questa è la relazione che si osserva nei due sottoperiodi "1991-1995" e "metà del 1997-2001", ma la brusca contrazione dell'inflazione avutasi nel corso del '96 e nella prima parte del '97 (in presenza di un cambio prima solo lievemente in discesa e poi addirittura in salita) finisce per "creare", nell'intero periodo, una correlazione negativa. Infine, il test indica assenza di causalità nel senso di Granger rispetto al tasso di inflazione.

Riportiamo quindi i risultati della stima della terza equazione con questo regressore:

Variabile dipendente: PREZZI PROD.CONS.				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1993:05 2001:12, osservazioni incluse: 104				
	Coefficienti	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1,256179	0,395241	-3,178263	0,0020
ASPETTASA(-8)	0,100589	0,007768	12,94992	0,0000
MATPRIME(-6)	0,035364	0,005915	5,978281	0,0000
BRENT(-24)	0,128971	0,020971	6,149809	0,0000
LIRADOLLAROTEND(-22)	0,026013	0,005618	4,629994	0,0000
LIRADOLLAROTEND(-28)	0,024056	0,005783	4,160078	0,0001
R-quadro	0,873853			
R-quadro corretto	0,867417			
S.E. della regressione	0,561223	Akaike info criterion	1,738565	
Sum squared resid	30,86720	Schwarz criterion	1,891126	
Log likelihood	-84,40537	F-statistic	135,7746	
Durbin-Watson stat	0,568789	Prob(F-statistic)	0,000000	

Risulta evidente che il fit della regressione, guardando alla significatività dei parametri e alla porzione di variabilità spiegata, è quasi altrettanto buono che quello della terza equazione stimata nel par. 4.3; i ritardi proprio del tasso di cambio risultano in questo caso leggermente accresciuti. La regressione stimata nel testo si fa preferire, però, sia per quanto riguarda la sottostante teoria economica sia, più specificamente, per le caratteristiche del residuo.

Fig. A3 – La terza equazione con il cambio lira/dollaro



Appendice 3

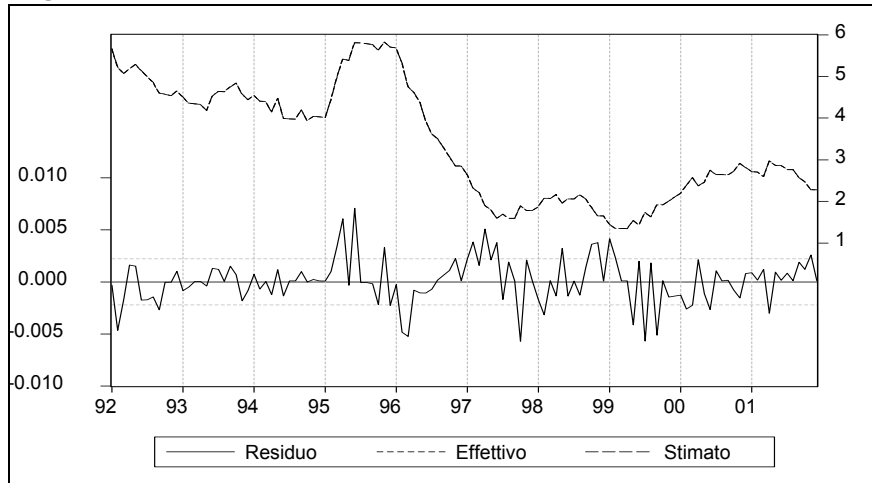
A titolo meramente esemplificativo, stimiamo in questa appendice una relazione stocastica sulla scomposizione deterministica del tasso di inflazione citata nel par. 5.3.2:

$$prezzi.cons_t = prezzi.cons_{t-1} + \theta_t * cong_t - \theta_t * cong_{t-12}$$

Si noti che l'errore stocastico emerge in questo caso solo perché, volendo stimare la regressione con l'Ols, imponiamo la costanza di θ_t che è invece una espressione nota variabile nel tempo. I risultati della stima sono i seguenti:

Variabile dipendente: GEN				
Metodo: Ols				
Campione (corretto): 1992:01-2001:12, osservazioni incluse: 120				
	Coefficienti	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GEN(-1)	0,999963	0,000136	7333,5400	0,0000
CONG	1,034571	0,001343	770,1384	0,0000
CONG(-12)	-1,034452	0,001325	-780,5942	0,0000
R-quadro	0,999997			
R-quadro corretto	0,999997			
S.E. della regressione	0,002221	Akaike info criterion		-9,357377
Sum squared resid	0,000577	Schwarz criterion		-9,287689
Log likelihood	564,4426	Durbin-Watson stat		1,770823

Fig. A4 – Il modello “deterministico”



Come ci si attendeva, il parametro sull'inflazione ritardata non è significativamente diverso da uno e si tratta, ovviamente, di una regressione vicina alla perfezione. Essa fornisce, tra l'altro, una stima per la variabile θ_t pari a circa 1,0345 che si può interpretare come la “media” di questa variabile nel periodo di tempo preso in esame e i cui scarti dai valori veri mensili determinano appunto il minimo errore stocastico di questa regressione.

Ovviamente, la regressione non è adatta di per sé a fini previsivi in quanto la variabile “*cong*” appare senza ritardo; va quindi introdotta esogenamente se si vuole utilizzare tale equazione per la previsione ad un passo del tasso di inflazione (cosa che, peraltro, spesso si fa nella pratica dell'analisi congiunturale).

Riferimenti bibliografici

Bagliano F., Golinelli R. e Morana C. (2001), Core inflation in the Euro area, *Applied Economics Letters*, in via di pubblicazione.

Bryan M.F. e Cecchetti S.G. (1993), Measuring core inflation, *Nber working paper*, n. 4303.

Canova F. (2002), G-7 inflation forecasts, *Cepr Discussion Paper series*, n. 3283.

Clarida R., Gali J. e Gertler M. (1999), *Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory*, mimeo.

Cristadoro R., Forni M., Reichlin L. e Veronese G. (2001), A core inflation index for the euro area, Banca d'Italia, *Temì di discussione del servizio studi*, n. 435.

Forni M., Hallin M., Lippi M. e Reichlin L. (2002), Do financial variables help forecasting inflation and real activity in the euro area?, *Cepr Discussion Paper series*, n. 3146.

Gali J., Gertler M. e Lopez Salido J. D. (2001), European inflation dynamics, *Cepr Discussion Paper series*, n. 2684.

Gavosto A., Sabbatini R. e Sestito P. (1994), Inflazione e ciclo economico: alcuni elementi di analisi per interpretare i recenti avvenimenti in Italia, *Moneta e Credito*, n. 188, pp. 495-514.

Gavosto A. e Sabbatini R. (1997), Misure di core inflation, *Politica Economica*, a. XII, n. 1, pp. 67-85.

Gerlach S. e Svensson L. E. O. (2001), Money and inflation in the euro area: a case for monetary indicators?, *Bank for International Settlements working paper*, n. 98.

Golinelli R. (1996), Modellazione econometrica per la previsione congiunturale: un esercizio su produzione, prezzi e moneta, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, n. 1, pp. 299-339.

Grasmann P. e Keereman F. (2001), An indicator-based short term forecast for quarterly Gdp in the euro area, *European Commission economic paper*, n. 154.

Greene W. H. (1997), *Econometric analysis*, Upper Saddle River, New Jersey, Prentice-Hall.

Morana C. (2000), Measuring core inflation in the euro area, *Ecb working paper*, n. 36.

Nicoletti Altimari S. (2001), Does money lead inflation in the euro area?, *Ecb working paper*, n. 63.

Parigi G. e Schlitzer G. (1994), Indicatori ciclici e modelli econometrici, estratto da: *Ricerche quantitative per la politica economica 1993*, numero speciale dei Contributi all'analisi economica del Servizio Studi, Banca d'Italia.

Poggi P. e de Pretto S. (1998), Indicatori di core inflation applicati all'indice famiglie di operai ed impiegati, *Quaderni di documentazione e studio* n. 28, Comune di Milano.

Quah D. e Vahey S. P. (1995), Measuring core inflation, *Economic Journal*, n. 105, pp. 1130-1144.

Rapacciuolo C. (2002), L'aritmetica del congiunturalista: misure di confronto temporale e loro relazioni, *CSC working paper*, n. 31.

Stock J. H. e Watson M. W. (1999), Forecasting inflation, *Nber working paper series*, n. 7023.

Vega J. L. e Wynne M. A. (2001), An evaluation of some measures of core inflation for the euro area, *Ecb working paper*, n. 53.

Visco I. (1994), Caratteri strutturali dell'inflazione italiana (1986-1991), in: Dell'Aringa C. (a cura di), *Caratteri strutturali dell'inflazione italiana*, Bologna, Il Mulino, pp. 19-59.

Wynne M. A. (1999), Core inflation: a review of some conceptual issues, *Ecb working paper*, n. 5.

Working Paper pubblicati

1. Testing purchasing power parity between Italy and the US with maximum likelihood methods, di *Marco Malgarini*, Ottobre 1996
2. Costo d'uso del capitale e distorsioni fiscali in Italia, 1980-1996, di *M. Gabriella Briotti*, Ottobre 1996
3. Commercio estero e occupazione in Italia: una stima con le tavole intersettoriali, di *Sergio de Nardis e Marco Malgarini*, Ottobre 1996
4. La mobilità territoriale delle imprese dal 1970 ad oggi, di *Fabrizio Traù e Massimo Tamperi*, Ottobre 1996
5. La mobilità dimensionale delle imprese nell'industria italiana, di *Fabrizio Traù*, Ottobre 1996
6. Mobilità e disoccupazione in Italia: un'analisi dell'offerta di lavoro, di *Riccardo Faini, Giampaolo Galli e Fulvio Rossi*, Ottobre 1996
7. Ristrutturazione finanziaria e proprietaria e ricorso al mercato di borsa: un'indagine sui servizi di *investment banking* in un gruppo di Pmi, di *Ugo Inzerillo*, Febbraio 1997
8. Stock e costo del capitale con misure di deprezzamento non geometrico, di *Paolo Annunziato e Ioannis Ganoulis*, Febbraio 1997
9. Sviluppo economico e occupazione nei paesi industriali, di *Fabrizio Traù*, Giugno 1997
10. La composizione settoriale dell'occupazione manifatturiera: continuità e cambiamento strutturale (1951-1991), di *Fabrizio Traù*, Giugno 1997
11. Inflazione e disoccupazione in Europa: determinanti strutturali e politiche macroeconomiche, di *Marco Malgarini e Francesco Paternò*, Giugno 1997
12. Legislazione, sindacato e licenziamenti collettivi - Un'analisi su dati aziendali, di *Paolo De Luca e Ioannis Ganoulis*, Settembre 1997
13. Scambi con l'estero e posti di lavoro: l'industria italiana nel periodo 1980-95, di *Sergio de Nardis e Francesco Paternò*, Settembre 1997
14. A decade of regulatory reform in Oecd countries: progress and lessons learned, di *Scott H. Jacobs e Marco Malgarini*, Marzo 1998
15. Un approccio "interattivo" alla teoria del reddito permanente, di *Edoardo Gaffeo*, Giugno 1998
16. Dalle politiche passive alle politiche attive del lavoro: il ruolo della formazione professionale, di *Andrea Montanino*, Ottobre 1998

17. Specializzazione settoriale e qualità dei prodotti: misure della pressione competitiva sull'industria italiana, di *Sergio de Nardis e Fabrizio Traù*, Ottobre 1998
18. Confronti internazionali di dati censuari: aspetti metodologici e riscontri empirici, di *Anita Guelfi e Fabrizio Traù*, Luglio 1999
19. La discontinuità del *pattern* di sviluppo dimensionale delle imprese nei paesi industriali: fattori endogeni ed esogeni di mutamento dell' "ambiente competitivo", di *Fabrizio Traù*, Settembre 1999
20. Investigating the credit channel: a parallel between the Us case and the Italian one, di *Francesco Paternò*, Febbraio 2000
21. Formazione aziendale, struttura dell'occupazione e dimensione dell'impresa, di *Andrea Montanino*, Marzo 2000
22. Regulation in Europe: justified burden or costly failure?, di *Sandrine Labory e Marco Malgarini*, Marzo 2000
23. Employment protection and the incidence of unemployment: a theoretical framework, di *Anita Guelfi*, Marzo 2000.
24. Can tax progression raise employment?, di *John P. Hutton e Anna Ruocco*, Novembre 2000.
25. Le privatizzazioni bancarie in Italia, di *Marcello Messori e Ugo Inzerillo*, Novembre 2000.
26. Employment protection, growth and jobs, di *Giampaolo Galli*, Aprile 2001.
27. Allargamento a Est dell'Unione Europea: gli effetti sul mercato dei beni, di *Stefano Manzocchi e Beatrice Pierluigi*, Maggio 2001
28. Allargamento a Est dell'Unione Europea: l'impatto sugli investimenti diretti esteri, di *Stefano Manzocchi e Beatrice Pierluigi*, Maggio 2001
29. Allargamento a Est dell'Unione Europea: il quadro di riferimento per le politiche comunitarie di sviluppo regionale e coesione, di *Giuseppe Mele*, Giugno 2001
30. Ristrutturazione bancaria, crescita e internazionalizzazione delle Pmi meridionali, di *Giovanni Ferri e Ugo Inzerillo*, Novembre 2002
31. L'aritmetica del congiunturalista: misure di confronto temporale e loro relazioni, di *Ciro Rapaccinolo*, Dicembre 2002
32. Specializzazione produttiva e struttura dimensionale delle imprese: come spiegare la limitata attività di ricerca dell'industria italiana, di *Giovanni Foresti*, Dicembre 2002

33. Judicial branch, checks and balances and political accountability, di *Nadia Fiorino, Fabio Padovano e Grazia Sgarra*, Dicembre 2002

34. Tax credit policy and firms' behaviour: The case of subsidies to open-end labour contracts in Italy, di *Piero Cipollone e Anita Guelfi*, Febbraio 2003

35. Tendenze di lungo periodo della filiera legno-arredamento, di *Fabrizio Traù*, Giugno 2003

36. Un semplice modello univariato per la previsione a breve termine dell'inflazione italiana, di *Ciro Rapaccinolo*, Giugno 2003