

Inflazione e tendenze di lungo periodo nelle differenze geografiche del costo della vita

M. CARUSO - R. SABBATINI - P. SESTITO

Introduzione¹

Il significato economico di differenze, anche ampie, nei livelli di prezzo delle diverse regioni di un'area economicamente integrata dipende in maniera rilevante dal loro carattere, permanente o transitorio, sistematico o casuale.

L'obiettivo specifico di questo lavoro riguarda l'analisi delle tendenze di lungo periodo dei differenziali dei livelli dei prezzi tra i comuni capoluogo di provincia, al fine di definirne il carattere. L'ambizione è volutamente limitata a questo scopo e a quello, strettamente connesso, di analizzare il *pattern* di diffusione e trasmissione tra le diverse regioni italiane del processo inflattivo. Non rientra invece negli obiettivi di questo lavoro l'identificazione delle determinanti economiche fondamentali degli andamenti differenti dei prezzi tra le varie regioni. Parimenti estranea alle finalità del lavoro è la misurazione delle differenze all'oggi esistenti nel livello dei prezzi.

La struttura del lavoro è la seguente. Il primo paragrafo discute la dispersione esistente tra le varie città nei tassi annui d'inflazione.

-
- Banca d'Italia, Nucleo per la Ricerca Economica, Roma.
 - Banca d'Italia, Servizio Studi, Roma.
 - Banca d'Italia, Servizio Studi, Roma.

¹ Desideriamo ringraziare M. Magnani per gli utili commenti ricevuti, A. Borsari per la paziente collaborazione ed E. Romagnano per l'importante contributo dato all'organizzazione della banca dati. Il lavoro riflette esclusivamente le opinioni degli autori e non impegna la responsabilità dell'Istituto.

Nel successivo si verifica in che misura i prezzi relativi (rispetto alla media nazionale) di ciascuna città siano stabili nel lungo periodo. Nel terzo paragrafo, dopo aver aggregato in macroregioni economicamente significative le singole città, i cui dati sono ovviamente alquanto erratici e possono risentire di elementi idiosincratici, sono sintetizzate le principali tendenze nei differenziali del costo della vita. Nell'ultimo paragrafo si presentano i risultati di un esercizio econometrico in cui viene considerata la trasmissione, tra macroregioni, degli impulsi inflattivi. Un'appendice statistica discute brevemente i dati utilizzati: gli indici dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati calcolati dall'Istat per tutti i capoluoghi di provincia.

1. La dispersione geografica dell'inflazione

Una prima indicazione sulle caratteristiche geografiche del processo inflazionistico proviene da un'analisi della dispersione geografica del tasso annuo di crescita dei prezzi.

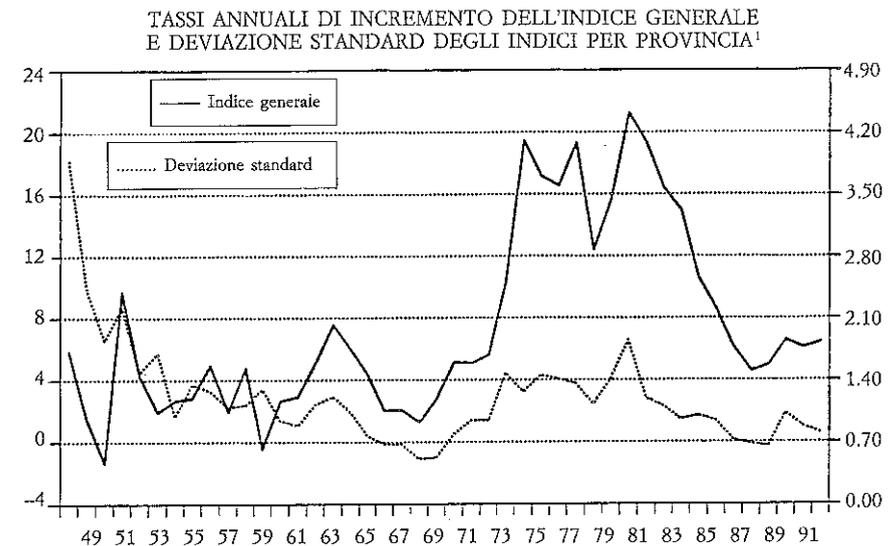
Nelle figure 1 e 2 si riportano, rispettivamente, la deviazione standard e l'intervallo tra tasso minimo e massimo d'inflazione² calcolati per ciascun anno tra le 67 città disponibili;³ a fini comparativi si riporta anche il tasso medio nazionale d'inflazione. Quale che sia la misura di dispersione adoperata è evidente una netta caduta della stessa passando dall'immediato dopoguerra agli anni Cinquanta. Il minimo storico viene raggiunto nella seconda metà degli anni Sessanta. Il decennio successivo vede una ripresa della dispersione, in buona parte correlata con la crescita del tasso d'inflazione medio.⁴ Gli anni Ottanta vedono infatti la dispersione ridursi di nuovo, parallelamente al calo dell'inflazione.

² Nel caso dell'intervallo di variazione si è scelto di eliminare i primi e gli ultimi 5 valori, al fine di evitare un impatto eccessivo delle osservazioni anomale.

³ Considerando tutte le città la dispersione tra le stesse in alcuni anni risulterebbe estremamente ampia; la ragione è che per alcune città (in numero di 5) vi sono osservazioni chiaramente anomale. Ciò ha consigliato di escluderle preliminarmente dall'analisi, costruendo delle misure di dispersione tra le 67 città con osservazioni non anomale e una serie storica sufficientemente lunga (cfr. l'appendice).

⁴ Si ricorda che entrambi gli indicatori qui riportati dipendono dall'unità di misura del fenomeno e sono quindi linearmente correlati con l'inflazione media nazionale.

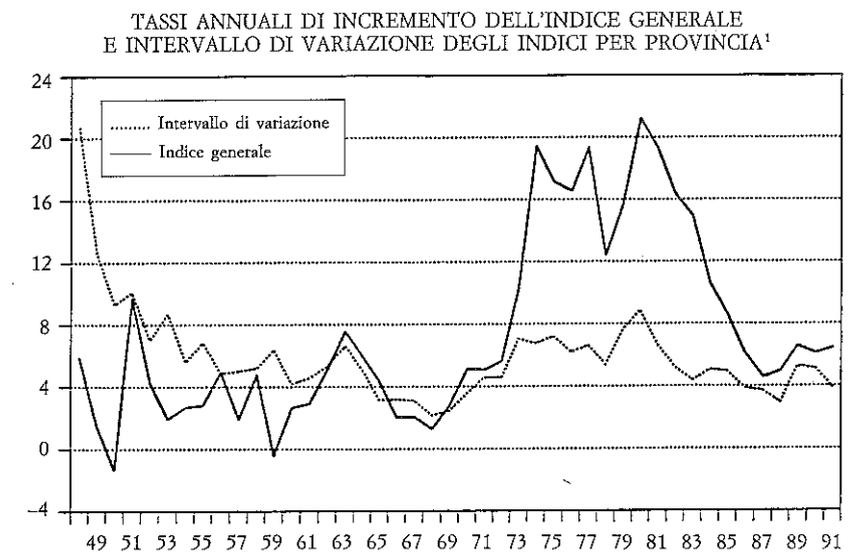
FIGURA 1



¹ Le province considerate sono 67.

Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

FIGURA 2



¹ Le province considerate sono 67 e sono state escluse, nel calcolo dell'intervallo, i primi e gli ultimi 5 valori.

Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

Ove si considerino misure relative di dispersione (quali il rapporto tra deviazione standard e media), il risultato principale che emerge è la forte convergenza intorno alla media nazionale dell'inflazione nelle varie città per tutto il periodo analizzato, fatta eccezione per i primi anni, ancora interessati dalle turbolenze post-belliche. Questa forte convergenza intorno alla media viene confermata anche in termini comparativi rispetto ad altri paesi europei (cfr. De Grauwe, 1992, per la situazione tedesca), nonostante che in questo caso si sia utilizzata un'elevata disaggregazione geografica che, di per sé, dovrebbe esaltare la dispersione medesima.

2. La stabilità dei prezzi relativi

L'esame della dispersione geografica dei tassi d'inflazione non rivela di per sé nulla sulle tendenze di lungo periodo nei differenziali di prezzo tra le diverse aree. Una pur piccola discrepanza nei tassi d'inflazione può portare a crescenti divergenze nei livelli dei prezzi relativi se l'area a più alta inflazione è sempre la stessa, come è avvenuto nel caso dei paesi aderenti agli Accordi europei di cambio nel periodo 1987-1992. D'altro canto, un'elevata dispersione nei tassi d'inflazione può non produrre alcun effetto nel medio periodo sui livelli dei prezzi se vi è perfetta alternanza nell'identità dell'area a più alta inflazione.⁵

Per esaminare la questione della stabilità nel lungo periodo dei differenziali di prezzo tra le diverse aree si è perciò focalizzata l'attenzione sull'indice di prezzo di ciascuna città espresso in termini relativi rispetto a quello dell'Italia nel suo complesso. Poiché non si dispone di una misura esatta del differenziale esistente nell'anno base (1989), si è considerata la stazionarietà del logaritmo del rapporto tra i due indici che esprime, a meno di una costante, il rapporto tra i livelli dei prezzi:

$$\log(P_{it}/\bar{P}_t) = \log(\bar{b}/b_i) + \log(P_{it}^L/\bar{P}_t^L)$$

⁵ Si veda il già citato De Grauwe (1992), che contrappone il caso dei Länder tedeschi a quello dei paesi europei aderenti agli Accordi europei di cambio.

dove P_{it} e \bar{P}_t sono gli indici di prezzo (rispettivamente della città i -esima e nazionale) esprimibili come $P_{it} = (P_{it}^L/b_i)$ (e similmente $\bar{P}_t = \bar{P}_t^L/\bar{b}$) dove $b_i = P_{i,1989}^L$ e P_{it}^L è il livello (incognito) dei prezzi nell'anno t , per cui (b_i/\bar{b}) equivale a una costante.

Una verifica della stazionarietà in senso statistico di tale variabile consente di vedere se la struttura dei prezzi relativi è o non è stazionaria e ha immediati riscontri nella letteratura internazionale in tema di parità dei poteri d'acquisto (PPA). La stazionarietà infatti implica che i prezzi della città i -esima siano cointegrati con i prezzi medi nazionali, con coefficiente di cointegrazione pari a 1 e con costante che esprime il differenziale nei prezzi dell'anno base.⁶

Rispetto a buona parte della letteratura empirica sulla PPA sono state perciò fatte due semplificazioni. In primo luogo sono stati effettuati dei confronti solo tra singole città e media nazionale, anziché esaminare le relazioni bilaterali esistenti tra tutte le diverse coppie di città. In secondo luogo l'analisi è stata condotta direttamente su un particolare vettore di cointegrazione, anziché identificare uno partendo da stime libere. Il motivo è che, da un punto di vista economico, non avrebbe avuto molto senso identificare un coefficiente di cointegrazione (sia pur marginalmente) diverso da 1.⁷

L'analisi di stazionarietà è stata condotta sia utilizzando gli abituali test proposti da Dickey-Fuller, sia costruendo una misura di persistenza degli shock alla struttura dei prezzi relativi a vari intervalli temporali (cfr. Cochrane, 1988). In particolare, se la misura in questione rimanesse costantemente pari a 1, la serie sarebbe classificabile come una passeggiata aleatoria; valori superiori all'unità individuano shock con effetti non solo permanenti ma addirittura esplosivi, viceversa se la misura in questione tende a zero gli effetti dei singoli shock saranno esclusivamente temporanei. La metodologia à la Dickey-Fuller è più sensibile alla dinamica dei prezzi relativi nel breve-

⁶ Differenziale che potrà essere diverso da zero, a causa, ad esempio, di shock temporanei, anche qualora valga la PPA.

⁷ Si scriva la relazione di cointegrazione come:

$$\log P_{it} = \alpha + \beta \log \bar{P}_t$$

Laddove $\beta > 1$ (< 1) il differenziale di prezzo, in termini relativi, è tanto più alto (basso) quanto maggiore è l'inflazione media, cosa che evidentemente è priva di senso.

medio periodo, mentre l'altra procedura è maggiormente in grado di definire il grado di persistenza degli shock nel più lungo periodo.⁸ La nostra preferenza va perciò a questo secondo tipo di verifica. Per essa riportiamo i risultati dell'esercizio condotto senza la correzione per i piccoli campioni (cfr. Cochrane, 1988).⁹

La tavola 1 riporta i risultati della procedura Dickey-Fuller;¹⁰ per le stesse 67 città l'altra procedura è sintetizzata nella tavola 2. Poiché il nostro interesse è rivolto a cosa avvenga in media e non ai risultati per ciascuna delle città considerate, la figura 3 visualizza il valore medio tra le varie città della misura di persistenza calcolata per ciascuna di esse. La figura 4 e la tavola 3 presentano misure analoghe per il solo capitolo abitazioni dell'indice sul costo della vita, considerando un sottoinsieme di città (i capoluoghi di regione) per cui ciò era possibile. I prezzi legati agli immobili dovrebbero, a priori, essere quelli per i quali meno forte, e comunque più lenta, è la spinta a un'equalizzazione dei prezzi su base geografica.

I risultati ottenuti indicano come nel breve-medio periodo buona parte degli shock ai prezzi relativi tendano a permanere, senza quindi rientrare immediatamente. Nel più lungo periodo le serie sono però

⁸ Rimandando a Bodo-Parigi-Urga (1990) per maggiori dettagli, la prima procedura verifica l'ipotesi nulla di non stazionarietà della serie con un'ipotesi alternativa che, a seconda dei casi, include o meno un *trend* di tipo deterministico. L'analisi è condotta stimando un semplice schema autoregressivo per ΔX_t (dove $X_t = \log(P_{it}/P_t)$), inclusivo di un termine in livello per X_{t-1} . Come noto, questo test è alquanto sensibile: *i*) alla specificazione dell'ipotesi alternativa, dove nel caso meno restrittivo, in cui però la potenza statistica del test si riduce, essa include un *trend* di tipo deterministico; *ii*) alla presenza di episodi isolati di non stazionarietà e/o singoli *breaks* strutturali in un *trend* di tipo deterministico, in quanto la presenza di un solo shock con effetti permanenti rischia di far apparire tutti gli shock come aventi effetti permanenti e non solo temporanei; *iii*) alla specificazione dello schema autoregressivo per ΔX_t . Tale schema viene introdotto, ove necessario, per rendere *white noise* i residui di stima e quindi tener conto di eventuali effetti ritardati, ma non persistenti nel più lungo periodo, di alcuni shock; in ogni caso però gli schemi adoperati sono alquanto brevi, poiché altrimenti si ridurrebbe eccessivamente la potenza statistica del test, la cui stima perciò risente in maniera preponderante delle correlazioni ai primi ritardi.

Analisi recenti (cfr. Kwiatkowski *et al.*, 1992) dimostrano inoltre una tendenza sistematica di questo tipo di test a non rigettare l'ipotesi nulla di non stazionarietà. Gli stessi autori evidenziano come, riformulando l'ipotesi nulla in termini di stazionarietà della serie, vi sarebbe un mancato rigetto di questa nuova (e opposta) ipotesi nulla.

⁹ Quarantacinque anni sono un intervallo di tempo abbastanza lungo anche se, da un punto di vista strettamente numerico, al ridursi del numero di osservazioni la varianza stimata decresce.

¹⁰ Questa è stata effettuata seguendo lo schema proposto da Dolado *et al.* (1990), ed esposto in Bodo-Parigi-Urga (1990).

TEST DI STAZIONARIETÀ DEI PREZZI RELATIVI¹
(67 capoluoghi di provincia)

	Stazionarie	Non stazionarie
con <i>trend</i> significativo	AO(a)-CN(a);10 AL(10)-VC(10)-RE- PT-PG-RC(10)-CT- AG(a)-CA	RM
senza <i>trend</i> significativo	AT(a);10)-MN-SO(a); 10)-CO(10)-BG(10) TN(a)-TV(10)-TS(a)- GO(a);10)-SV- MO-RA(b);10)-FE (10)-PR(10)-PD (10)-FI(a);10)-LU- SI(a)-PE(a)- TR(10)-BA	TO-NO(a)-MI- BS-VA-CR-PV(a)-BZ- VR-UD-RO(c)-VE(a)- GE-SP-BO-FO- PC(a)-MS(b)-LI(a) AR(a)-PI(c)-PS- AN-VT-FR(a)-AQ(a)- MC-CB-NA(a)-CS- FG-PA(b)-SR(b)-SS

Legenda: a: ADF con 1 ritardo

b: ADF con 2 ritardi

c: ADF con 3 ritardi

10: stazionaria al livello di significatività del 10%.

¹ La stazionarietà è stata verificata con i test proposti da Dickey-Fuller (*augmented* ove necessario) adoperando il logaritmo del rapporto tra indice del costo della vita nella città in questione e indice complessivo dell'Italia (a frequenza annuale). L'intervallo considerato va dal 1947 al 1991. I dati per 5 altre città sono stati ritenuti inaffidabili perché troppo spesso con valori "estremi". Per le rimanenti province non vi sono informazioni per periodi di tempo sufficientemente lunghi.

in prevalenza stazionarie, nel senso che gli shock non permangono indefinitamente nel livello della serie.¹¹

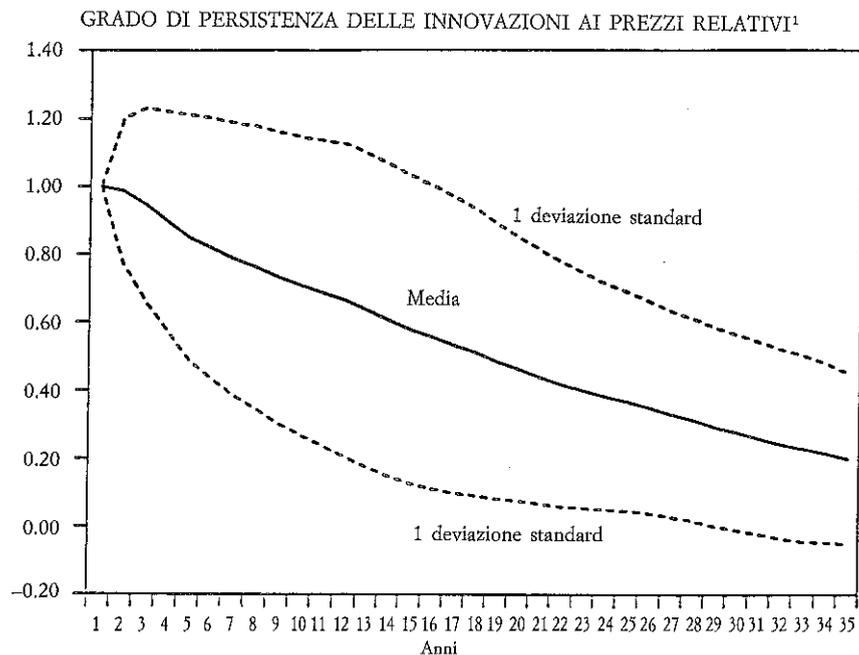
Le variazioni dei prezzi relativi registrate nell'arco di quarant'anni sono comunque tutt'altro che irrilevanti: in media il differenziale di prezzo rispetto all'Italia di una città è variato - misurando dal punto di minimo a quello di massimo comunque registrati nel periodo - del 13% circa (tavola 4). La variazione massima - sempre misurata confrontando il punto di minimo con quello di massimo - è stata di circa il 30%; quella minima è stata inferiore al 4%. Su 67 città esaminate solo 9 (in prevalenza meridionali) hanno avuto oscillazioni

¹¹ Una nota di cautela deriva dal fatto che, nel caso della misura di Cochrane, la correzione per piccoli campioni tenderebbe ad accrescere il grado di persistenza degli shock: dopo 25 anni si avrebbe un valore di 0,81 (anziché 0,37). Peraltro questo valore, che pare è lontano da 1, dipende dalla presenza di risultati estremi per alcune città, forse causati da *breaks* nelle rilevazioni statistiche di base. Maggiori discrepanze si avrebbero per le sole abitazioni, che tenderebbero addirittura a essere non stazionarie.

	3 anni	5 anni	10 anni	15 anni	25 anni	35 anni
≥ 1	VC-NO-AO-VA-CO BG-PV-CR-BZ-TN VR-VE-RO-UD-PC RE-FE-FO-MS-FI AR-SI-RM-PE-CS PA-SR-SS	VC-NO-AO-CO-BG PV-CR-BZ-TN-VR VE-UD-PC-FO-MS MS-FI-RM-PE-CS SR	VC-AO-PV-CR-BZ VE-UD-PC-FO-MS RM-SR	VC-AO-BS-CR-BZ UD-PC-FO-RM-SR	VC-SV-BZ	SV
0.8 - 1	TO-AL-SV-SP-MI GO-PR-MO-PS-AN PG-TR-AQ-CB-FG BA	TO-SV-VA-BS-GO RE-AR-PG-TR-BA PA-CT	NO-BS-TN-VR-FE FI-AR-TR-PE-PA CT	NO-SV-VR-VE-MS CS	NO-CR-VE-CS	
0.6 - 0.8	AT-SO-BS-MN-TV PD-BO-RA-MC-LU PT-PI-FR-NA-CT CA	MI-TV-RO-TS-MO BO-AN-MC-PI-FR AQ-CB-SS-CA	SV-VA-CO-BG-RO TS-AN-PI-VI-FR CS	BG-PV-TN-RO-AN PA	AO-BS-FO-AN-VI AG-SR	VC-NO-BS-EZ-CS AG
0.4 - 0.6	CN-GE-TS-LI-VI RC	SP-SO-PD-PR-RA PS-LU-PT-LI-SI VI-NA-FG-RC	TO-GE-MI-GO-PR RE-BO-LU-PG-AQ CB-FG-RG-SS-CA	TO-CO-TS-RE-BO FE-LU-PI-AR-TR VI-FR-PE-FG-AG CT	PV-UD-TS-PC-RE RM-FR-PG	FG
0.2 - 0.4	AG	CN-AT-AL-GE-MN AG	AL-SP-SO-MN-TV PD-MO-RA-PS-MC PT-LI-SI-NA-BA AG	GE-SP-VA-MI-PD PR-MO-RA-FI-LI SI-AQ-CB-BA-RC SS-CA	TO-SP-CO-TN-VR RO-MO-BO-MS-LU PI-PG-TR-CB-RC PA-CT-SS	TO-AO-CO-CR-TN VE-AN-LU- PG-VI FR-CT
< 0.2		CN-AT	CN-AT	CN-AT-AL-SO-MN TV-GO-PS-MC-PT PG-NA	CN-AT-AL-GE-VA SO-MI-BO-MN-TV PD-GO-PR-FE-RA PS-MC-PT-FI-LI AR-SI-NA-AQ-PE BA-CA	CN-AT-AL-GE-SP VA-SO-MI-BG-PV MN-VR-TV-PD-RO UD-GO-TS-PC-PR RE-MO-BO-FE-RA FO-PS-MC-MS-PT FI-LI-PI-AR-SI TR-RM-NA-AQ-PE CB-BA-RC-PA-SR SS-CA
Media	0.947	0.847	0.707	0.577	0.366	0.199
dev. st.	0.284	0.362	0.439	0.542	0.322	0.251

¹ Misura di persistenza, valutata a diversi orizzonti temporali, delle innovazioni al prezzo relativo, calcolata come $\text{var}(\Delta^k X_t)/K$ dove K indica gli anni, Δ è un operatore di differenze e X_t è il logaritmo del rapporto tra indice di prezzo provinciale e nazionale (cfr. Cochrane, 1988).

FIGURA 3



¹ Media tra 67 città dell'indicatore *à la* Cochrane. La deviazione standard è calcolata anch'essa tra le 67 città.

superiori al 20%, ben 33 hanno però sperimentato oscillazioni tra il 10 e il 20%.¹²

Il costo delle abitazioni sembra avere una struttura geografica dei prezzi relativi senz'altro meno stabile.¹³ Per le città capoluogo di regione per cui si dispone di tali informazioni, si ottengono oscillazioni in media superiori al 41%,¹⁴ con un minimo del 9 e un massimo

¹² L'identificazione di eventuali *trend* di tipo deterministico è invece alquanto dubbia su un arco di tempo così lungo, per cui non si deve dare eccessiva rilevanza ai risultati della tavola 1, dove l'introduzione di un *trend* serve solo a meglio specificare l'ipotesi alternativa nella procedura *à la* Dickey-Fuller.

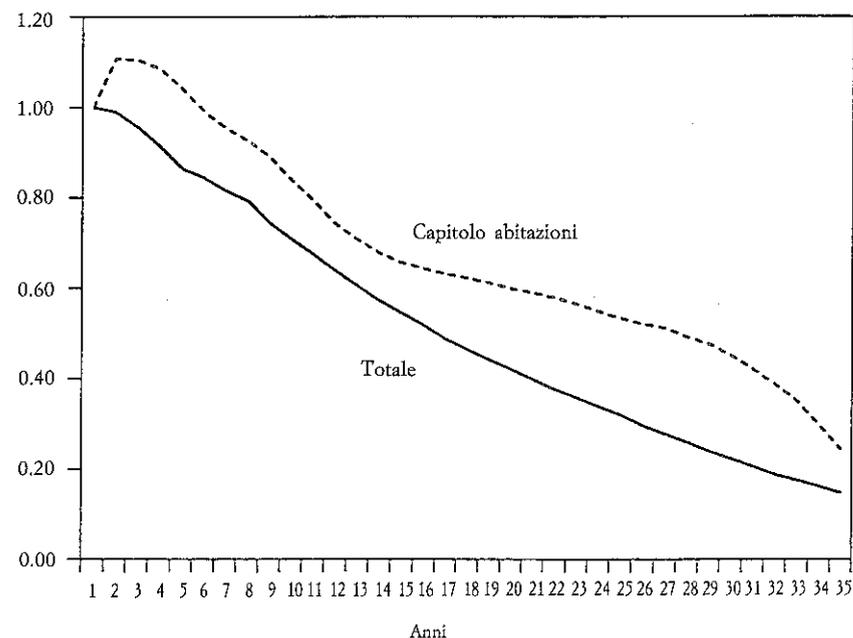
¹³ Vanno peraltro richiamati alcuni problemi della qualità dei dati di base. La rilevazione degli affitti viene condotta su un campione di abitazioni di proprietà per circa due terzi di enti e per il resto di privati. Il maggior peso che hanno gli affitti di case appartenenti a enti può, naturalmente, influenzare sensibilmente il dato complessivo, in quanto tra questi prevalgono gli affitti a equo canone e canone sociale. Per quel che riguarda gli affitti di case di privati, anche se l'Istat chiede all'inquilino la spesa effettiva, perplessità permangono sull'attendibilità dei dati comunicati, in particolare dall'entrata in vigore della legge sull'equo canone. Inoltre, una certa imprecisione deriva dall'inclusione nel capitolo delle spese accessorie sostenute.

¹⁴ Pur dopo aver escluso una città, Potenza, che sembra essere un *outlier*, non considerata infatti neanche nell'analisi dell'indice generale del costo della vita.

COMPONENTE PERMANENTE E TRANSITORIA DEGLI SHOCK AI PREZZI RELATIVI¹
(20 capoluoghi di regione: capitolo abitazioni)

	3 anni	5 anni	10 anni	15 anni	25 anni	35 anni
≥ 1	TO-MI-TN-VE-UD BO-FI-AQ-BA-RC PA-CA	TO-TN-VE-UD-FI AQ-BA-RC-PA	TO-TN-VE-UD-RC PA	VE-UD-BO-PA	UD-BO	UD
0.8 - 1	PG-RM-CB	AO-MI-BO-PG-RM CA	AO-BO-FI-AQ-BA	TN-FI	PA	
0.6 - 0.8	AO-GE-AN	GE-CB	RM	TO-AO-AQ-RC	TO-PZ	BO
0.4 - 0.6	PZ	AN-PZ	PG-PZ-CA	RM-BA-PZ	VE-FL-RM-RC	FI-PZ-PA
0.2 - 0.4			MI-GE-AN-CB	PG-AN-CB-CA	AO-PG-AQ-CB-CA	TO-VE-PG-RM
< 0.2				MI-GE	MI-TN-GE-AN-BA AQ-CB-BA-RC-CA	AO-MI-TN-GE-AN AQ-CB-BA-RC-CA
Media	1.078	1.018	0.822	0.651	0.545	0.254
dev. st.	0.330	0.393	0.441	0.393	0.349	0.260

¹ Misura di persistenza, valutata a diversi orizzonti temporali, delle innovazioni al prezzo relativo calcolata come $\text{var}(\Delta^k X_t)/K$ dove K indica gli anni, Δ è un operatore di differenze e X_t è il logaritmo del rapporto tra indice di prezzo provinciale e nazionale (cfr. Cochrane, 1988).

GRADO DI PERSISTENZA DELLE INNOVAZIONI AI PREZZI RELATIVI¹

¹ Media tra 19 capoluoghi di regione (la città esclusa rispetto alla tavola 3 è Potenza) dell'indicatore *à la* Cochrane, per il costo della vita totale e per il solo capitolo abitazioni.

RANGE DI OSCILLAZIONE DEI PREZZI RELATIVI¹
Totale

0.02 - 0.05	GE-MN-PD
0.05 - 0.10	TO-AT-VA-MI-BG-TN-VR-TV-GO-RE-MO-BO-FE-RA-PS PT-FI-LI-AR-SI-NA-BA
0.10 - 0.15	CN-AL-AO-SP-CO-SO-PV-CR-BZ-VE-UD-TS-PR-FO-AN MC-PG-TR-RM-AQ-PE-PA
0.15 - 0.20	VC-NO-BS-PC-MS-LU-VT-CB-RC-SR-CA
> 0.20	SV-RO-PI-FR-FG-CS-AG-CT-SS

Capitolo abitazioni

0 - 0.10	GE
0.10 - 0.30	MI-AN-RM-BA
0.30 - 0.50	TO-TN-BO-PG-AQ-NA-RC-PA-CA
0.50 - 0.70	AO-VE-FI-CB
> 0.70	UD-PZ

¹ Oscillazione tra il differenziale minimo e quello massimo registrato nel periodo tra la città in questione e la media nazionale; il differenziale è espresso dal logaritmo del rapporto tra indice di prezzo provinciale e nazionale.

del 79%. Il grado di permanenza degli shock è inoltre nettamente più elevato (figura 4) di quello che si ha per il costo della vita complessivo, specialmente nei primi 5 anni.

3. Le dinamiche dei prezzi relativi nelle principali aree del paese

Per condurre un'analisi più pregnante delle tendenze nei prezzi relativi delle varie regioni italiane si è preliminarmente scelto di aggregare i dati elementari delle 67 città considerate, che, nonostante gli accorgimenti utilizzati per individuare dati affidabili (cfr. l'appendice), rimanevano alquanto erratici.

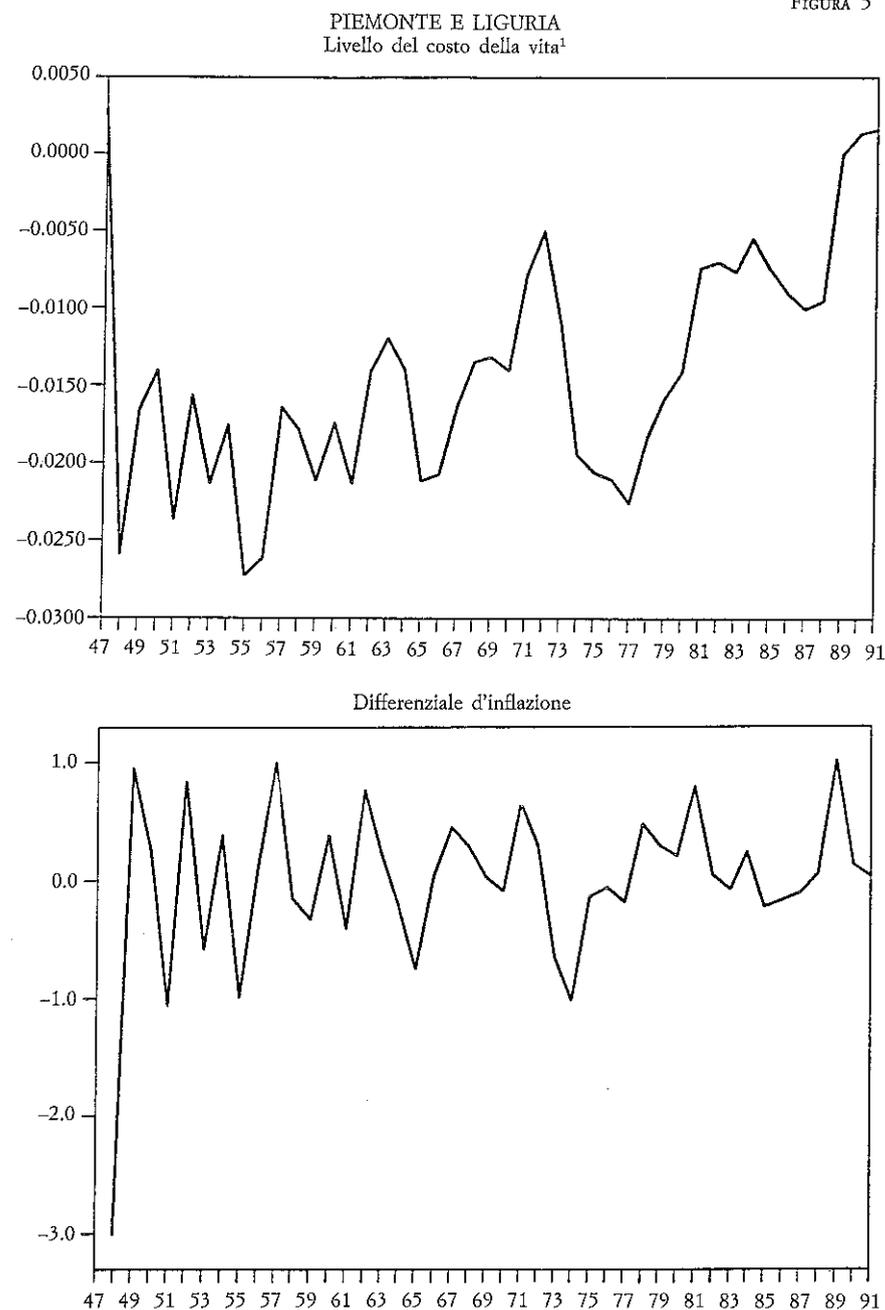
Si è pertanto proceduto a costruire indici macroregionali del costo della vita. Innanzitutto si sono aggregati gli indici del costo della vita delle città appartenenti a ciascuna regione.¹⁵ Per molte regioni, in special modo per quelle del Centro-Sud, gli indicatori così costruiti rimanevano però alquanto erratici, essendo frutto dell'aggregazione solo di poche città. Si sono perciò costruiti degli aggregati più ampi, ma pur sempre rappresentativi di realtà economiche fondamentalmente omogenee al loro interno e con un'elevata correlazione tra gli indici del costo della vita tra le singole regioni costituenti. Sulla base di tali criteri sono state individuate otto "macroregioni",¹⁶ e si è proceduto alla costruzione dei rispettivi indici del costo della vita. Per tre regioni (Lombardia, Emilia-Romagna e Toscana) non è stata necessaria questa ulteriore aggregazione, in quanto i dati regionali erano già sufficientemente significativi.¹⁷

¹⁵ Non essendo disponibili i pesi basati sui consumi finali delle famiglie, comparabili con quelli adoperati dall'Istat in sede di costruzione dell'indice nazionale a partire dai 20 capoluoghi di regione, si sono utilizzati i dati della popolazione residente in ciascuna provincia. Per tutto il periodo preso in considerazione si è fatto ricorso alla popolazione in media presente nell'intero periodo, quale risulta dai censimenti del 1951, 1961, 1971, 1981 e dai dati anagrafici del 1990.

¹⁶ Le macroregioni sono: Piemonte e Liguria; Lombardia; Friuli Venezia-Giulia, Trentino-Alto Adige e Veneto; Emilia-Romagna; Toscana; Umbria, Marche e Lazio; Abruzzi, Molise e Puglia; Campania, Calabria, Sicilia e Sardegna. Per la Basilicata non si disponeva di indicatori affidabili, in quanto anche Potenza è tra le città escluse dall'analisi a causa di un'elevata erraticità. Quanto alla Valle d'Aosta, si è preferito non considerarla affatto, anziché accorpala, arbitrariamente, al Piemonte.

¹⁷ I pesi per ponderare gli indici delle varie regioni sono sempre costituiti dalla popolazione regionale media, desunta di nuovo dai quattro censimenti e dai dati anagrafici del 1990.

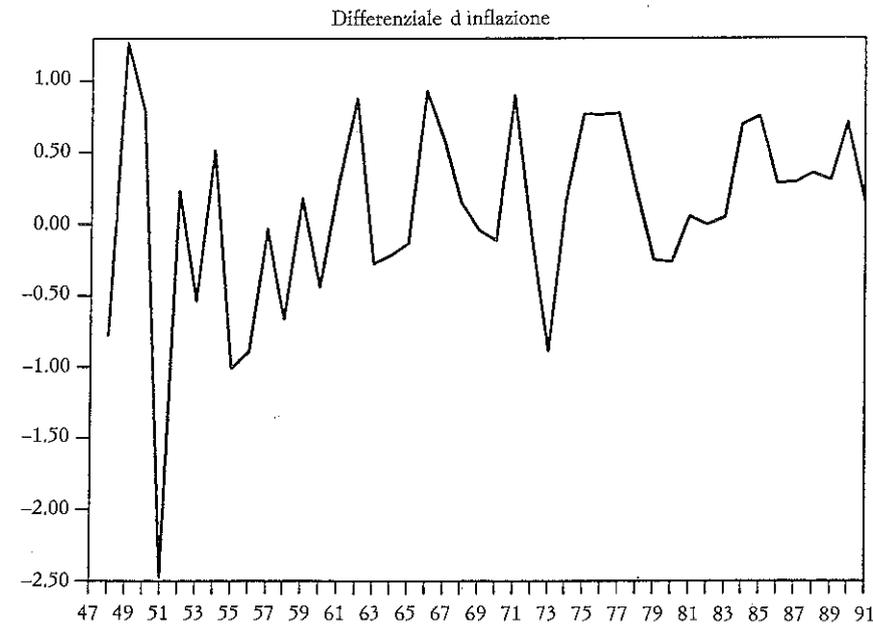
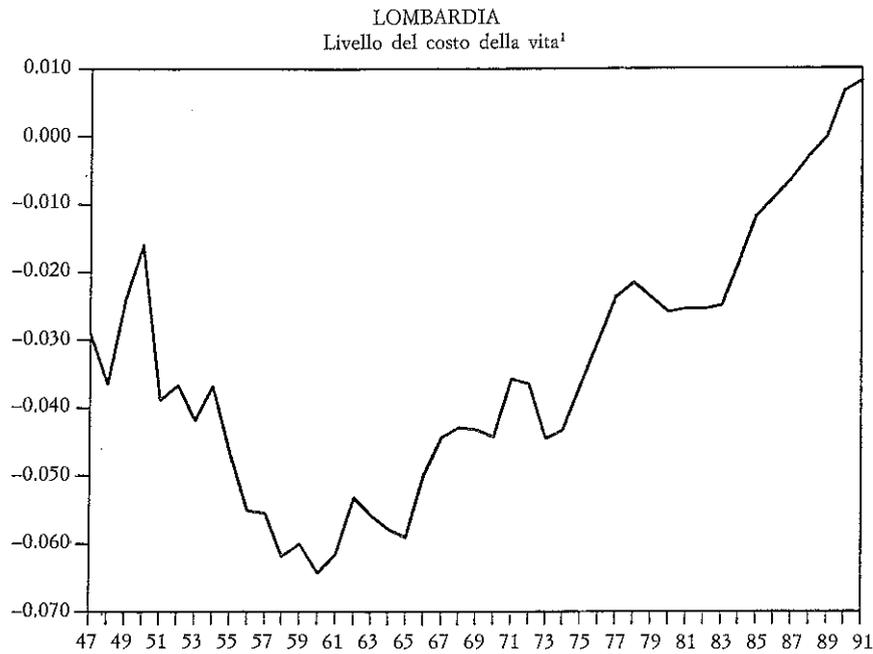
FIGURA 5



¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.

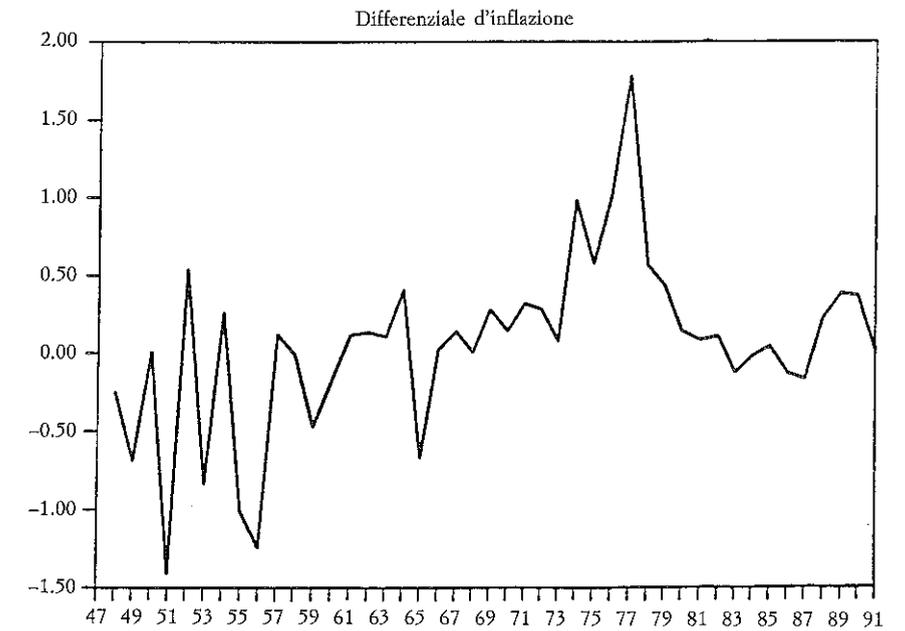
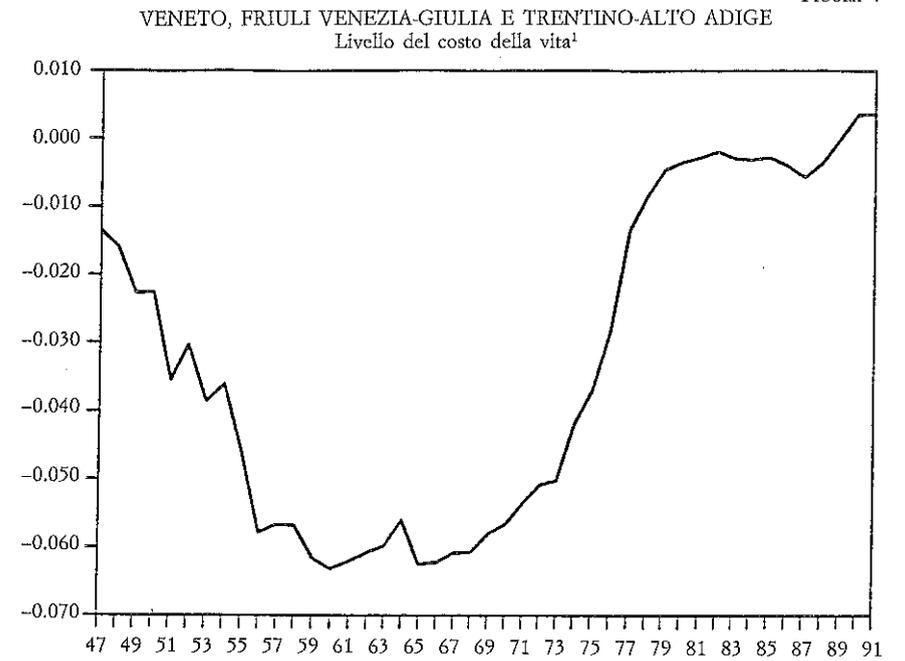
Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

FIGURA 6



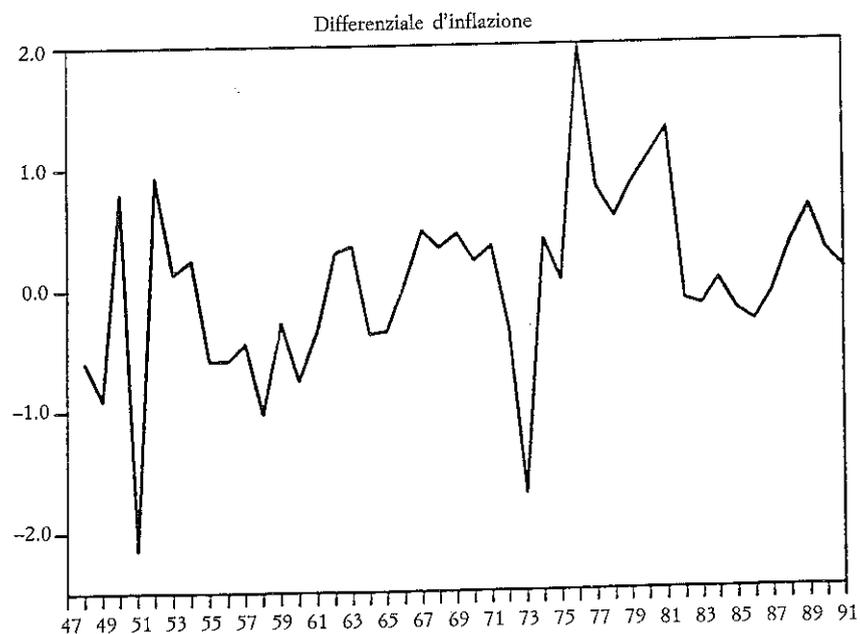
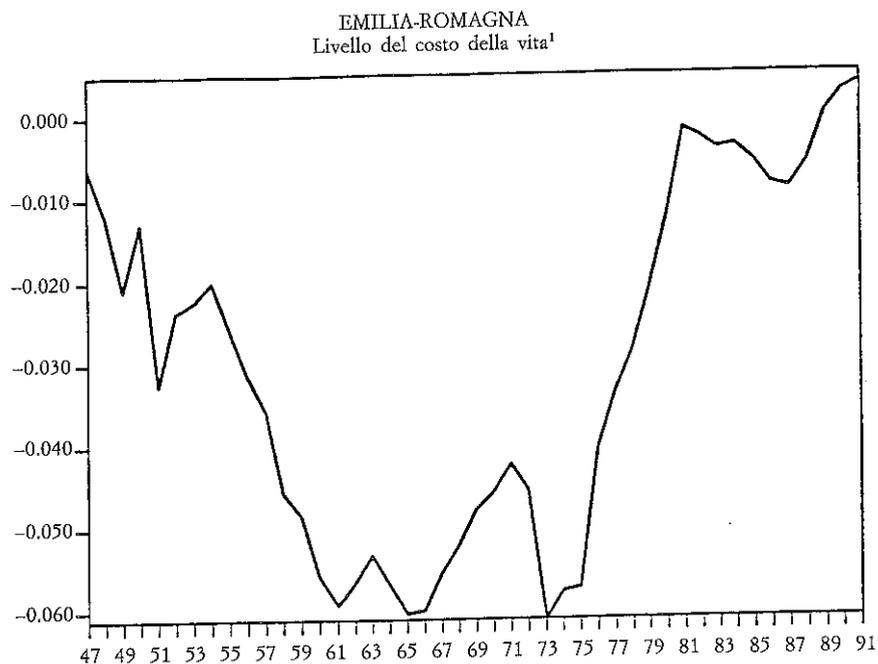
¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.
Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

FIGURA 7



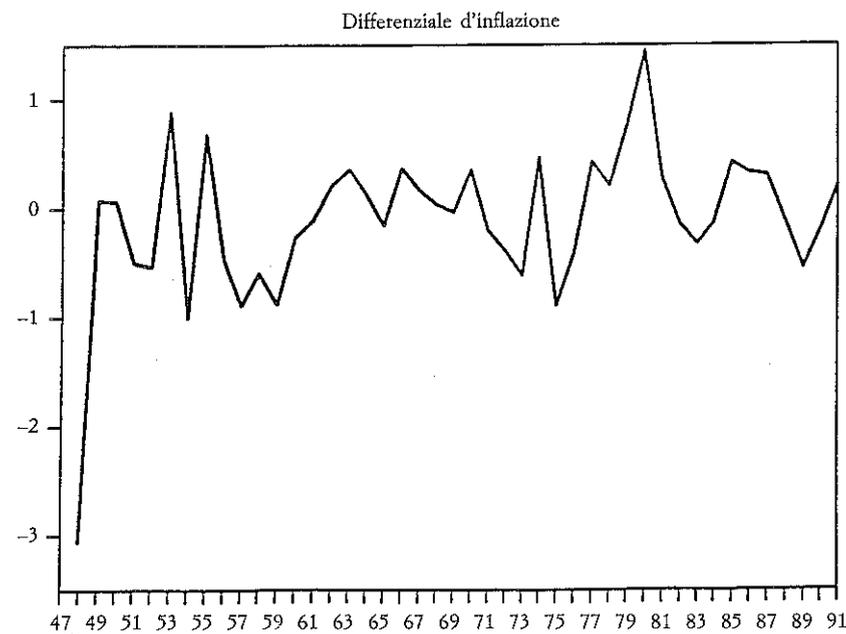
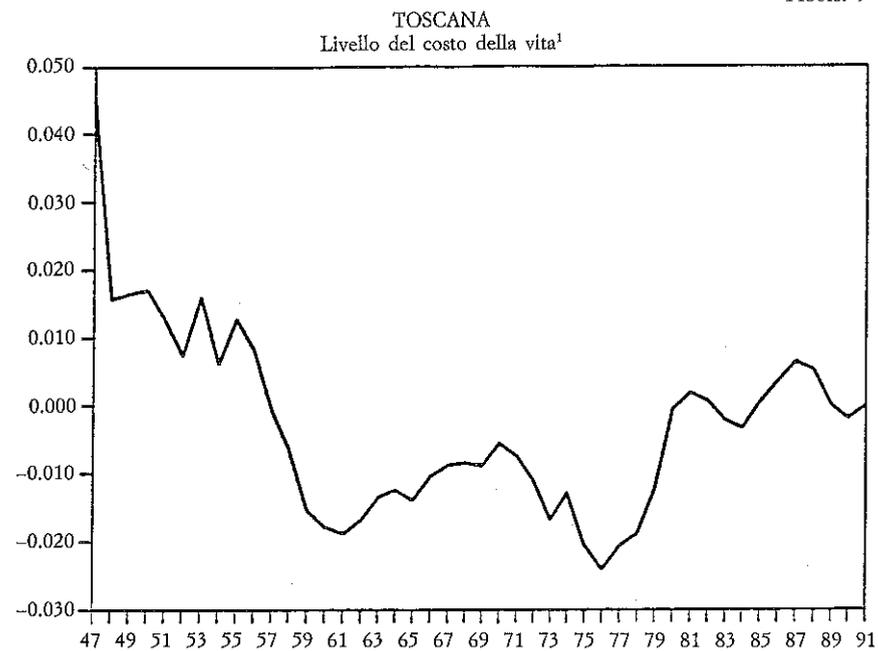
¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.
Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

FIGURA 8



¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.
Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

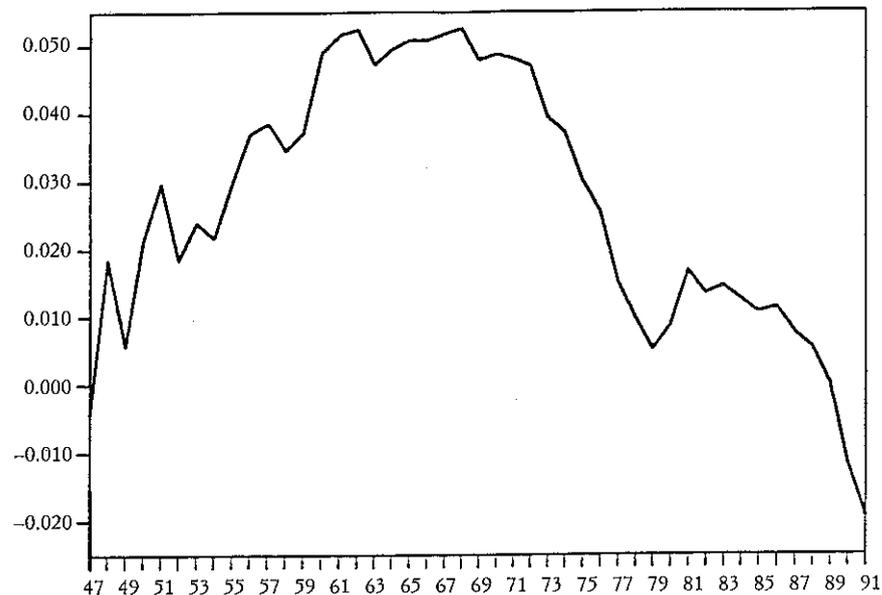
FIGURA 9



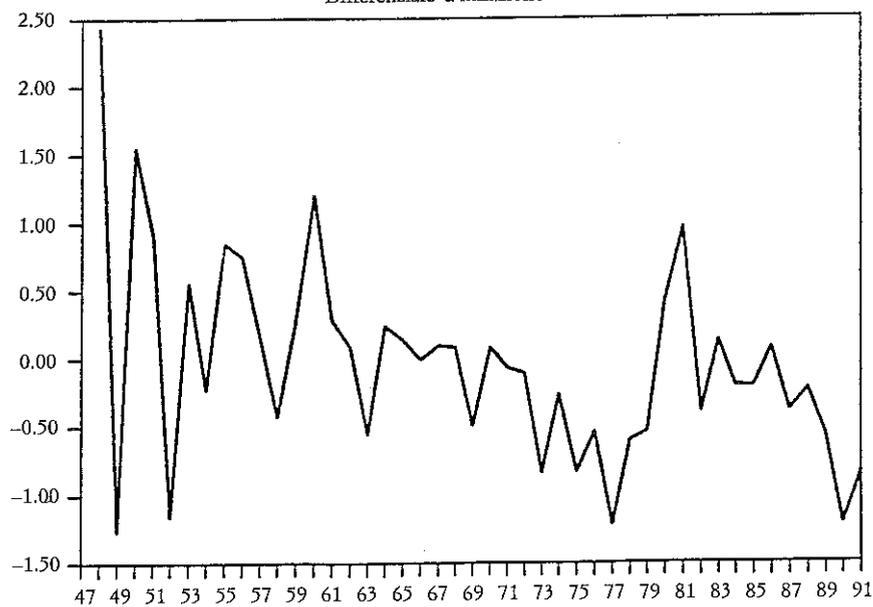
¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.
Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

FIGURA 10

UMBRIA, MARCHE E LAZIO
Livello del costo della vita¹



Differenziale d'inflazione



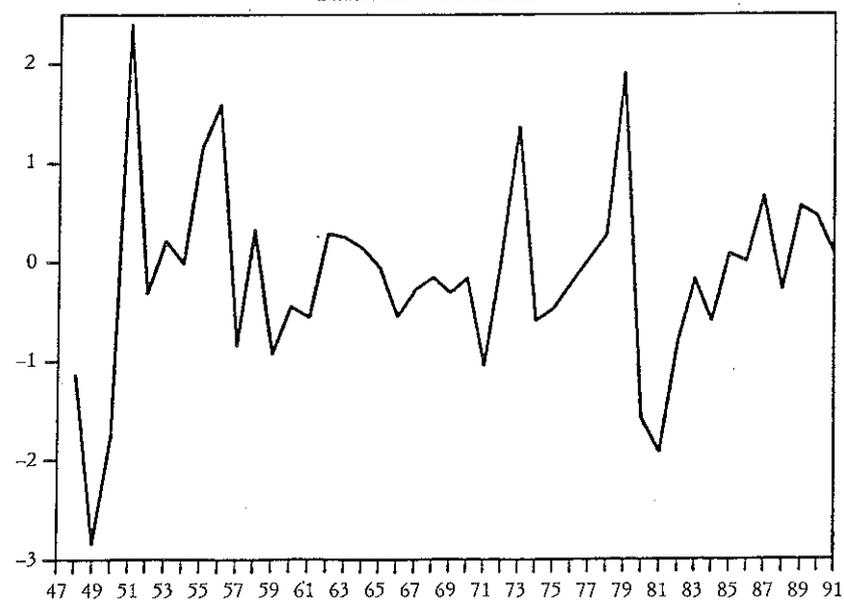
¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.
Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

FIGURA 11

ABRUZZO, MOLISE E PUGLIE
Livello del costo della vita¹



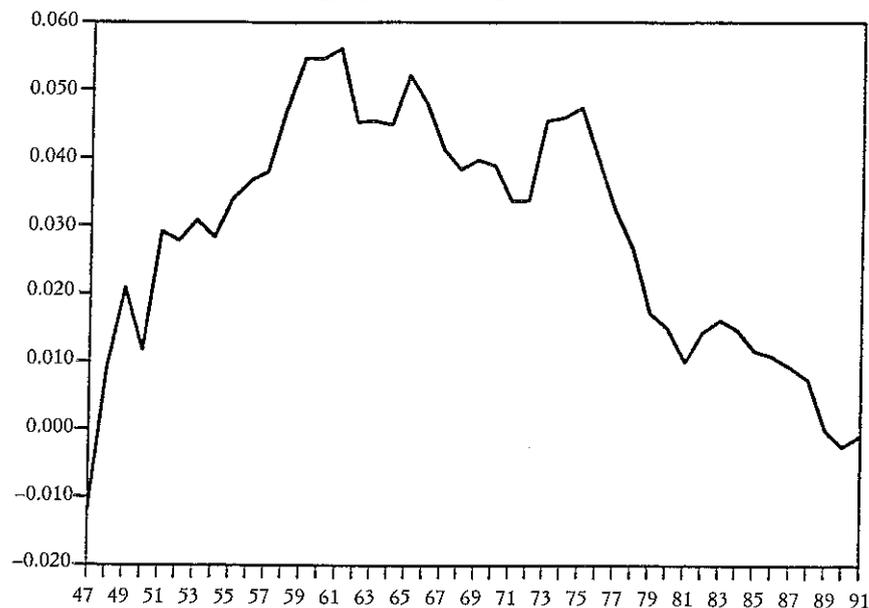
Differenziale d'inflazione



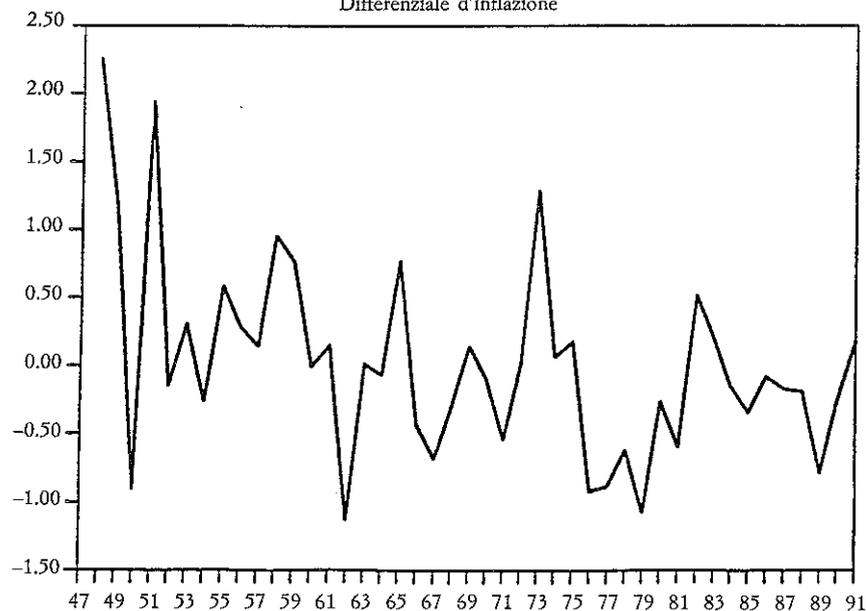
¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.
Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

CAMPANIA, CALABRIA, SICILIA E SARDEGNA
Livello del costo della vita¹

FIGURA 12



Differenziale d'inflazione

¹ Logaritmo del rapporto tra indici di prezzo regionale e nazionale.

Fonte: Elaborazioni su dati Istat.

Nelle figure 5-12 sono riportati gli andamenti del prezzo relativo e dei differenziali di inflazione in ciascuna delle otto macroregioni. Poiché tra l'indice nazionale costruito correntemente dall'Istat e quello costruito come media (ponderata) delle otto macroregioni considerate permanevano delle lievi discrepanze,¹⁸ per la determinazione del prezzo relativo si è adoperato quest'ultimo anziché il primo.

Un veloce sguardo d'insieme ai grafici mostra come per i differenziali d'inflazione si abbiano cicli, in generale di durata tra i 3 e i 5 anni, di permanenza nel segno dei differenziali medesimi. Ciò vale soprattutto per Piemonte e Liguria, per la Lombardia, per l'Emilia-Romagna, per la Toscana e per Abruzzi, Molise e Puglia. Nell'arco dei quarant'anni considerati, il costo della vita sembra essere prima diminuito (fino al 1960-65) e poi cresciuto, in termini relativi, nelle regioni settentrionali; ovviamente l'opposto è avvenuto in quelle meridionali. Sembra inoltre emergere un certo accostamento tra fortune economiche complessive di una regione e dinamica del costo della vita nella medesima. La crescita (relativa) del livello dei prezzi nelle regioni del Nord-Est (Triveneto ed Emilia-Romagna) è ad esempio abbastanza netta proprio nel periodo che ha visto il massimo sviluppo di queste regioni (dal '70 all'80). Similmente la Lombardia vede un forte aumento (relativo) del proprio costo della vita nell'ultimo decennio, in connessione con un forte ciclo espansivo (in termini relativi); il Piemonte probabilmente risente invece del venir meno di un processo di sviluppo basato sull'industria dell'auto dalla metà degli anni Settanta.

Le oscillazioni non sono trascurabili: se, per esempio, si confronta la Lombardia (ma pressoché identico è il caso del Triveneto o dell'Emilia-Romagna) con le regioni del Mezzogiorno estremo si rileva un decremento (relativo) del costo della vita in queste ultime di circa 11 punti percentuali negli ultimi 25-30 anni. Le inversioni di tendenza esistenti rendono peraltro stazionaria (in senso statistico) la struttura dei prezzi relativi, ipotesi che del resto è stata anche possibile verificare formalmente, sottoponendo gli 8 indicatori macroregionali agli stessi test descritti nel paragrafo precedente.

Per quasi tutte le macroregioni si osservano movimenti particolarmente ampi dei prezzi relativi negli anni dell'immediato dopo-

¹⁸ Attribuibili intanto al fatto che l'Istat considera, per la costruzione dell'indice nazionale, i soli capoluoghi di regione, e poi, come detto, ai diversi pesi qui utilizzati.

guerra. Questi sono presumibilmente attribuibili alla sostanziale diversità con la quale le varie aree del paese uscivano dal conflitto, agli effetti della brusca manovra di stabilizzazione dei prezzi attuata alla fine del 1947, che possono essersi manifestati con una temporalità diversa nelle varie regioni e, forse, a eventi più contingenti quali, ad esempio, effetti differenziali sui prezzi a seguito della politica di aiuti per la ricostruzione (costituiti, inizialmente, in gran parte dalla fornitura di beni alimentari) che può non aver raggiunto in modo uniforme le varie aree del paese.

Nell'interpretazione dei dati vi è anche da tener presente la possibilità che questi risentano di fenomeni di composizione dovuti al fatto che, almeno a partire dalla seconda metà degli anni Sessanta, il sistema di ponderazione degli indici elementari è diverso a seconda della ripartizione geografica. Le diversità di composizione non sono irrilevanti: ad esempio per l'anno base più recente¹⁹ il peso dell'insieme dei beni alimentari è di circa il 30% inferiore nelle ripartizioni del Nord rispetto a quelle del Sud, mentre per i capitoli che includono in misura maggiore i servizi si ha che, in media, il loro peso è superiore di circa il 20% nelle ripartizioni del Nord rispetto a quelle del Sud.

Al fine di valutare l'effetto di questa struttura di ponderazione differenziata sull'andamento dei prezzi relativi si è costruito un indice generale per ogni città sommando i cinque capitoli di spesa,²⁰ disponibili solo a partire dal 1971, con i pesi del paniere nazionale. Gli indici così ricostruiti, che depurano però solo in parte dagli effetti di composizione cui si accennava in precedenza, sono stati quindi ribasati e aggregati per le otto macroregioni considerate. Dal confronto con quelli "veri" non emergono differenze significative, tranne che per la macroregione Piemonte e Liguria e per la Toscana, in corrispondenza dei cambi di base; tale discrepanza è presumibilmente attribuibile alle approssimazioni che si sono dovute adottare per il ribasamento.²¹ Complessivamente si può perciò ritenere valida l'evidenza in precedenza considerata e di secondo ordine l'influenza degli effetti di composizione.

¹⁹ Il riferimento non è al 1989, anno base utilizzato nel lavoro, ma al nuovo sistema di ponderazione (1992=100), adoperato a partire dal gennaio corrente.

²⁰ La disaggregazione in nove capitoli è adoperata solo dal 1989.

²¹ I coefficienti di raccordo utilizzati sono infatti quelli relativi all'indice generale ufficiale.

4. Meccanismi di trasmissione dell'inflazione e differenziali geografici nel costo della vita

Cercare di andare oltre i risultati del precedente paragrafo nello spiegare la dinamica dei differenziali geografici nel costo della vita risulta alquanto arduo per la carenza di informazioni dettagliate su base regionale e su un periodo di tempo così lungo.

Tale analisi andrebbe comunque oltre gli obiettivi di questo lavoro. La carenza di informazioni statistiche di base ci impedisce peraltro anche approcci meno strutturali, in cui i differenziali di prezzo vengono fatti discendere dalle diversità esistenti nel livello della produttività assoluta (e quindi del grado di sviluppo complessivo), nella struttura della domanda (anch'essa ricollegabile al livello di sviluppo), nella dotazione dei fattori produttivi e nella struttura dei vantaggi comparati.²²

L'obiettivo è pertanto ben più limitato, e consiste nel vedere se esiste un *pattern* geografico nel processo di trasmissione delle spinte inflattive. Nel fare questo si cerca inoltre di tener conto delle tendenze di medio-lungo periodo dei prezzi relativi di ciascuna area geografica.

L'analisi viene perciò effettuata stimando un modello in termini di *error correction mechanism* (ECM) per il livello relativo dei prezzi di ciascuna area. L'evoluzione di lungo periodo di questi ultimi è espressa come funzione di alcune variabili nazionali (in assenza di quelle regionali) rappresentative del ciclo economico complessivo (per cui l'ipotesi implicita da verificare è che il ciclo economico specifico di ciascuna area abbia una diversa correlazione con quello nazionale e/o che i prezzi di ciascuna area reagiscano in maniera difforme al ciclo economico) e del diverso peso, nelle singole regioni, dei vari settori economici.

²² Bergstrand (1991) reinterpreta l'ampia letteratura esistente (si veda questo stesso articolo per ulteriori riferimenti bibliografici) in tema di deviazioni di lungo periodo dalla PPA tra paesi con diverso grado di sviluppo, ove abitualmente si rileva una correlazione positiva tra quest'ultimo e il livello relativo dei prezzi (espressi in valuta comune). Tale correlazione viene fatta discendere dalla presenza di un vantaggio comparato, oltre che assoluto, nella produzione di *tradables* da parte dei paesi più ricchi, almeno in parte ascrivibile alla loro migliore dotazione di capitale (in quanto le produzioni manifatturiere sono supposte essere più *capital-intensive*), o anche (come enfatizzato per l'appunto da Bergstrand) dall'essere i beni *non-tradable* (i servizi) un bene di lusso, la cui domanda è più elevata nei paesi ricchi. Approcci alternativi, che non considerano necessariamente i servizi un bene di lusso, sono quelli di Balassa (1964) e Bhagwati (1984).

Formalmente si è perciò stimato il seguente modello:

$$d_{it} = \sum_{j=1}^8 \alpha_{ij} d_{jt-1} + \Phi \Delta Z_t - \gamma_i (F_{it-1} - \beta_i Z_{t-1}) + u_{it}$$

dove d_{it} è il differenziale d'inflazione nell'anno t della regione i , F_{it} il livello del prezzo relativo (dato che il tutto è espresso in logaritmi, si ha che $d_{it} = \Delta F_{it} = F_{it} - F_{it-1}$), Z_t è un vettore di variabili nazionali di controllo: i tassi d'incremento del prezzo relativo dei prodotti petroliferi e dei prodotti agricoli sui mercati all'ingrosso (deflazionati entrambi con l'indice generale dei prezzi dei grossisti), la produttività (relativa) dei servizi, una misura del ciclo.

Le prime due variabili colgono l'influenza degli impulsi esogeni più importanti che operano sul livello dei prezzi, ovvero gli shock petroliferi e quelli nei mercati agricoli. La terza coglie invece un fattore più strutturale, legato al contributo inflazionistico dei settori terziari, che hanno manifestato tassi di crescita dei prezzi più elevati della media; il prezzo relativo del terziario infatti cresce tendenzialmente a un tasso pari al differenziale di crescita della produttività tra il terziario e il complesso dell'economia. Infine, come indicatore ciclico si è considerata la differenza logaritmica tra la produzione industriale effettiva e quella potenziale, calcolata con il metodo Wharton.

Nell'esaminare le caratteristiche del processo di trasmissione dei prezzi tra regioni, i coefficienti che interessano sono i vari α_{ij} . Essi consentono infatti di verificare se l'inflazione in un'area tende a provocare, successivamente, inflazione in un'altra.²³ Di rilievo, in tal senso, sono anche le correlazioni (contemporanee) tra i residui di stima delle equazioni delle diverse regioni, che indicano i legami esistenti tra gli shock inflazionistici delle regioni considerate. La possibilità che vi siano collegamenti significativi di questo tipo ha indotto a utilizzare come metodologia di stima la *seemingly unrelated regressions estimate* (SURE). Avendo inoltre adoperato variabili strumentali (per tener conto del possibile legame tra d_{it} e Z_t),²⁴ le stime SURE equivalgono agli stimatori dei minimi quadrati a tre stadi.

²³ Tecnicamente si tratta di un'analisi di Granger-causalità, condizionale però ai valori dell'inflazione media nazionale.

²⁴ Gli strumenti adoperati sono, oltre ai ritardi delle variabili considerate (ΔZ_{t-j}), i consumi collettivi e gli incrementi dei prezzi delle importazioni di manufatti (contemporanei e ritardati).

Le stime vanno senz'altro considerate con una certa cautela per i motivi cui si accennava in precedenza. Dopo alcune sperimentazioni effettuate, e anche al fine di acquisire gradi di libertà nelle stime, sono state considerate solo le interazioni reciproche tra regioni confinanti. Inoltre, ci si è proposti di porre in risalto le tendenze in linea di massima esistenti, senza considerare gli avvenimenti di ciascuna singola realtà geografica. I risultati, riportati nella tavola 5, mostrano comunque elementi di un certo interesse. Il meccanismo di *error correction* viene suffragato con una certa robustezza. Il livello ritardato dei prezzi relativi ha sempre il segno negativo atteso e, con l'eccezione della macroregione Lazio, Umbria e Marche, è ampiamente significativo. I coefficienti sono compresi tra $-0,05$ (Lazio, Umbria e Marche) e $-0,45$ (Piemonte e Liguria).

Nel vettore dei coefficienti β , che identifica il contributo di lungo periodo delle quattro variabili esplicative considerate, solo poco meno della metà dei parametri sono però significativi. È evidente come le variabili da noi considerate non riescano a spiegare in maniera soddisfacente l'evoluzione di lungo periodo dei prezzi relativi.

Risultano, comunque, positivamente legati al ciclo i prezzi relativi di quasi tutte le regioni del Nord, con però la rilevante eccezione della Lombardia. Una significativa differenziazione tra Nord e Centro-Sud si ha pure rispetto alla produttività dei servizi, che tende a ridurre il differenziale di prezzo tra Nord e Sud (il quale sarebbe perciò una funzione crescente del prezzo relativo dei servizi).²⁵

Per quanto riguarda la trasmissione degli impulsi inflazionistici, le equazioni stimate indicano che il differenziale d'inflazione dell'Emilia-Romagna sembra essere causato, nel senso di Granger, da quelli della macroregione Piemonte e Liguria e della Toscana, ma non viceversa. L'inflazione in Toscana influenzerebbe in maniera univoca quella dell'aggregato Lazio, Umbria e Marche; a sua volta, il differenziale d'inflazione di quest'ultima sembra causare la dinamica dei prezzi della macroregione Campania, Calabria, Sicilia e Sardegna. In generale le interazioni sembrano più rilevanti tra le varie regioni del Nord, rispetto a quelle esistenti tra le regioni del Centro-Sud.

Una valutazione degli impulsi contemporanei tra le diverse regioni può infine essere ottenuta considerando le correlazioni contem-

²⁵ Ciò fornisce supporto alla relazione empirica, verificata per numerosi paesi e periodi storici, che lega il livello del prezzo relativo dei servizi con quello del reddito reale *pro capite* (cfr. Kravis e Lipsey, 1988).

TAVOLA 5

DETERMINANTI DEI DIFFERENZIALI D'INFLAZIONE MACROREGIONALI

	$\Delta F1$	$\Delta F2$	$\Delta F3$	$\Delta F4$	$\Delta F5$	$\Delta F6$	$\Delta F7$	$\Delta F8$
Ciclo	0.0068 (0.93)	0.0176 (2.28)	0.0182 (2.53)	-0.0156 (-2.50)	-0.0040 (-0.54)	-0.0263 (-3.28)	-0.0171 (-1.27)	-0.0002 (-0.02)
F_i (-1)	-0.4461 (-4.23)	-0.1806 (-3.29)	-0.2272 (-3.65)	-0.3293 (-6.04)	-0.2673 (-3.88)	-0.0407 (-0.59)	-0.2690 (-2.96)	-0.3602 (-4.86)
Oil (-1)	-0.0011 (-0.28)	0.0005 (0.11)	0.0119 (2.12)	0.0201 (4.42)	0.0033 (0.80)	-0.0025 (-0.48)	-0.0012 (-0.19)	-0.0106 (-2.32)
Agr (-1)	-0.0252 (-1.45)	-0.0354 (-1.79)	0.0105 (0.55)	-0.0528 (-1.11)	-0.0049 (-0.25)	-0.0363 (-1.70)	0.0432 (1.42)	0.0356 (1.67)
Ciclo (-1)	0.0396 (1.48)	-0.0192 (-0.63)	0.0183 (0.63)	0.0494 (1.90)	0.0797 (2.75)	0.0068 (0.22)	0.0521 (1.14)	-0.0919 (-2.76)
Ser (-1)	-0.0076 (-1.13)	-0.0134 (-1.95)	-0.0147 (-2.37)	0.0156 (2.87)	0.0026 (0.40)	0.0208 (2.99)	0.0119 (1.03)	0.0012 (0.17)
ΔOil	0.0072 (0.92)	0.0188 (2.27)	0.0107 (1.34)	0.0229 (3.32)	-0.0102 (-1.28)	-0.0079 (-0.93)	-0.0205 (-1.61)	-0.0097 (-1.08)
ΔAgr	0.0274 (1.35)	0.0115 (0.53)	-0.0023 (-0.11)	-0.0093 (-0.51)	-0.0455 (-2.29)	-0.0615 (-2.83)	0.0505 (1.47)	-0.0010 (-0.04)
$\Delta Ciclo$	0.0170 (0.92)	-0.0114 (-0.53)	0.0298 (1.34)	0.0789 (4.48)	0.0607 (3.22)	0.0294 (1.34)	0.0308 (0.93)	-0.0811 (-3.57)
ΔSer	0.0097 (0.33)	0.0218 (0.69)	-0.0329 (-1.09)	0.0542 (2.08)	-0.0194 (-0.64)	0.0317 (1.03)	-0.0420 (-0.92)	-0.0089 (-0.26)
$\Delta F1$ (-1)	0.3268 (2.36)	-0.2507 (-2.59)	-	0.3006 (2.41)	0.0061 (0.50)	-	-	-
$\Delta F2$ (-1)	0.0242 (0.18)	0.3185 (2.39)	-0.0034 (-0.03)	-0.0328 (-0.24)	-	-	-	-
$\Delta F3$ (-1)	-	-0.0892 (-0.64)	0.3683 (2.42)	-0.1793 (-1.08)	-	-	-	-
$\Delta F4$ (-1)	-0.1025 (-0.83)	0.0642 (0.51)	0.2081 (1.67)	0.2092 (1.91)	0.0728 (0.53)	0.0011 (0.01)	-	-
$\Delta F5$ (-1)	0.0733 (0.67)	-	-	0.3171 (3.31)	0.1059 (0.86)	0.1639 (1.81)	-	-
$\Delta F6$ (-1)	-	-	-	-0.5001 (-3.50)	-0.1342 (-1.02)	0.0444 (0.29)	-0.2386 (-1.14)	0.2858 (2.10)
$\Delta F7$ (-1)	-	-	-	-	-	-0.1218 (-1.33)	0.2764 (1.99)	0.0466 (0.56)
$\Delta F8$ (-1)	-	-	-	-	-	0.2089 (1.32)	0.1145 (0.54)	0.2308 (1.68)
\bar{R}^2	0.429	0.471	0.495	0.781	0.538	0.532	0.469	0.485
DW	2.428	2.132	1.948	1.845	1.586	1.842	2.534	2.080

Legenda:

Ciclo: logaritmo del grado di utilizzo del potenziale produttivo (metodo Wharton)

Agr: logaritmo del prezzo relativo (all'ingrosso) dei beni agricoli

Oil: logaritmo del prezzo relativo (all'ingrosso) del petrolio

Ser: logaritmo della produttività del lavoro nei servizi vendibili, rispetto alla produttività media dell'economia

 F_i : logaritmo del prezzo relativo (indice del costo della vita) della macroregione i. La legenda delle macroregioni è riportata nella nota 16 a p. 360.

Le stime sono ottenute come 3SLS. Gli strumenti sono, oltre ai ritardi delle variabili considerate, i consumi collettivi e gli incrementi dei prezzi delle importazioni di manufatti (contemporanei e ritardati).

TAVOLA 6

CORRELAZIONI TRA GLI SHOCK AI PREZZI RELATIVI DELLE DIVERSE REGIONI¹

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
M1	-	-	-	-	-	-	-	-
M2	0,31	-	-	-	-	-	-	-
M3	0,32	0,67	-	-	-	-	-	-
M4	0,37	0,52	0,27	-	-	-	-	-
M5	-0,33	-0,22	-0,46	-0,04	-	-	-	-
M6	-0,05	-0,62	-0,64	-0,29	0,48	-	-	-
M7	-0,34	-0,55	-0,23	-0,10	0,11	-0,08	-	-
M8	-0,63	-0,57	-0,45	-0,66	-0,09	0,14	0,01	-

¹ Correlazioni tra i residui di stima delle equazioni riportate nella tavola 5. La legenda delle macroregioni è riportata nella nota 16 a p. 360.

poranee tra i residui di stima. Questi sembrano confermare il risultato ora indicato; emergono infatti correlazioni positive e abbastanza elevate tra le diverse regioni del Nord e negative tra queste e quelle del Sud (tavola 6); per quelle all'interno del Centro-Sud le correlazioni sono invece in genere poco significative.²⁶

Conclusioni

Obiettivo principale del lavoro è stato quello di analizzare l'andamento dal dopoguerra a oggi dei differenziali dei prezzi al consumo tra le aree geografiche del paese. Sottostante è l'idea che nell'ambito di un'economia nazionale gran parte delle obiezioni tradizionalmente sollevate riguardo alle analisi empiriche sulla parità dei poteri d'acquisto vengono meno. Andava invece oltre gli obiettivi del lavoro l'identificazione delle determinanti di fondo degli andamenti differenti dei prezzi tra le varie regioni, che può essere affrontato solo

²⁶ La maggiore imprecisione potrebbe discendere dalla più scarsa qualità dei dati elementari in quest'area, per cui si dispone di un minor numero di città.

con la costruzione di un modello econometrico complessivo su base regionale, e la stessa misurazione delle differenze all'oggi esistenti nei livelli dei prezzi.

Dall'evidenza empirica presentata risulta che la velocità di crescita del livello dei prezzi nelle singole città è sempre stata alquanto concentrata intorno alla media nazionale, con l'unica rilevante eccezione del periodo a (quasi) immediato ridosso della guerra. Nel breve periodo il differenziale rispetto alla media nazionale nel tasso d'inflazione di una data città tende a mantenere lo stesso segno. Tuttavia, a più lungo andare, la struttura geografica dei prezzi relativi risulta grosso modo stabile. La persistenza nel tempo delle variazioni nei prezzi relativi è, come plausibile a priori, più marcata nel caso del costo delle abitazioni, bene immobile per eccellenza.

Anche a livello di macroregioni trova conferma il quadro prima delineato sulla tendenziale stabilità nel più lungo periodo dei differenziali nei livelli dei prezzi. Nel medio periodo emergono però variazioni di una certa entità nei prezzi relativi. In particolare, il costo della vita nelle regioni meridionali sarebbe diminuito, rispetto alla media nazionale, di circa 4-5 punti percentuali negli ultimi vent'anni; rispetto ad alcune regioni settentrionali (Lombardia, Emilia-Romagna e Triveneto) la variazione cumulata supererebbe il 10%. In generale sembra emergere un nesso positivo, per ciascuna regione, tra costo della vita e fortune economiche complessive.

Rispetto alla trasmissione degli impulsi inflazionistici emergono significativi nessi reciproci tra aree geografiche confinanti, in particolare tra quelle del Nord. Si possono inoltre rilevare interessanti correlazioni tra i prezzi relativi di alcune regioni e variabili macroeconomiche nazionali quali, ad esempio, quella positiva tra prezzi nelle regioni del Nord (con la sorprendente eccezione della Lombardia) e ciclo industriale nazionale. Nelle stesse regioni i prezzi relativi sono in generale correlati negativamente con la produttività (relativa) del settore dei servizi.

APPENDICE

I dati utilizzati sono gli indici mensili dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati relativi ai 92 capoluoghi di provincia storici. Le serie sono in basi diverse (1961, 1966, 1970, 1976, 1980, 1985, 1989) e sono state raccordate utilizzando i coefficienti forniti dall'Istat. Le serie, in origine mensili, sono state aggregate a frequenza annua.

Le tre città divenute capoluogo negli ultimi anni non sono state considerate in quanto i dati sono disponibili solo per gli anni più recenti. Per le altre 92 città invece i dati partono dal 1947. Non sempre però l'aggiornamento è in linea con quello dell'indice nazionale; per alcune città, soprattutto del Centro-Sud, i dati di cui si dispone arrivano solo fino agli anni Ottanta o, addirittura, fino agli anni Settanta. Sono state perciò escluse dall'analisi anche quelle serie i cui valori erano disponibili solo fino a una certa data (20 serie) e alcune che presentavano un comportamento anomalo in certi periodi (5 serie). Il criterio seguito a tal fine è stato quello di non considerare quelle serie per le quali il tasso d'inflazione per più di un periodo andava oltre l'intervallo $(p \pm 3\sigma)$, dove p è il tasso di inflazione nazionale¹ e σ è la deviazione standard, calcolata rispetto ai tassi d'inflazione annua di tutti i capoluoghi di provincia. Molti valori anomali erano concentrati in corrispondenza dei cambi di base 1976 e 1980. Dopo questa "scrematura", le città prese in considerazione si sono ridotte a 67. Esse sono identificabili nelle varie tavole in base alla targa automobilistica (RM identifica Roma).

La composizione degli indici è unica tra le diverse città.² I pesi, derivanti dalla struttura dei consumi finali, sono diversificati solo a partire dal 1966 e solo tra le cinque ripartizioni geografiche nelle quali è suddivisa l'Italia (Nord-Occidentale, Nord-Orientale, Centrale, Meridionale e Insulare).

¹ Si osservi che l'indice nazionale risulta da un'aggregazione degli indici relativi ai soli 20 capoluoghi di regione.

² Cfr. le varie pubblicazioni dell'Istat, Serie "Metodi e norme", per l'esatta composizione del paniere.

BIBLIOGRAFIA

- BHAGWATI, J. (1984), "Why are services cheaper in the poor countries?", *The Economic Journal*, June.
- BALASSA, B. (1964), "The PPP doctrine: a reappraisal", *Journal of Political Economy*, December.
- BERGSTRAND, J.H. (1991), "Structural determinants of real exchange rates and national price levels: some empirical evidence", *American Economic Review*, pp. 325-334.
- BODO, G. - PARIGI, G. - URGÀ, G. (1990), "Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione", Banca d'Italia, *Temi di Discussione*, n. 139.
- CARUSO, M. (1992), "Inflazione e dispersione dei prezzi relativi", Banca d'Italia, *Temi di discussione*, n. 183.
- COCHRANE, J.H. (1988), "How big is the random walk in GNP?", *Journal of Political Economy*, pp. 893-920.
- DE GRAUWE, P. (1992), "Inflation convergence during the transition to EMU", *CEPR Discussion Paper*, no. 658, June.
- DOLADO, J.J. - JENKINSON, T.J. - SOSVILLA RIVERO, S. (1990), *Cointegration and Unit Roots: A Survey*, Banco de España, Documento de Trabajo, mayo.
- KRAVIS, I. - LIPSEY, R. (1988), "National price levels and the price of tradeable and non-tradeable", *NBER Working Paper*, no. 2536.
- KWIATKOWSKI, D. - PHILLIPS, P.C.B. - SCHMIDT, P. - YONCHEOL, S. (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, pp. 159-178.