



UNIVERSITÀ POLITECNICA DELLE MARCHE
FACOLTÀ DI ECONOMIA “GIORGIO FUÀ”

Corso di Laurea triennale in Economia e Commercio

**CORE INFLATION: UN'ANALISI
QUANTITATIVA**

**CORE INFLATION: A QUANTITATIVE
ANALYSIS**

Relatore:
Prof. Riccardo Lucchetti

Rapporto finale di:
Samuele Borsini

Anno Accademico 2021/2022

Sommario

Nel 2022 l'inflazione è tornata ad essere fra i fenomeni economici più preoccupanti, dopo un'epoca in cui i prezzi non hanno quasi mai creato problemi e quando li hanno creati erano relativi alla loro diminuzione. L'uscita dalla pandemia, l'invasione russa dell'Ucraina, la crisi energetica e la scarsità di materie prime hanno generato il più grande aumento di prezzi del terzo millennio.

In una situazione come questa è importante conoscere il mondo per intervenire. Visto ciò, questa tesi si concentra sulla *core inflation*, sulla sua misurazione (capitolo 2) e sui possibili usi (capitolo 4) di cui è suscettibile. Per introdurre l'argomento, il capitolo 1 contiene una spiegazione del calcolo dell'inflazione. Inoltre, nel capitolo 3 si esegue un'analisi econometrica sul rapporto fra una misura di *core inflation* e la misura che comunemente indichiamo con il termine 'inflazione'.

Indice

1	Inflazione	1
1.1	Definizione e determinanti	1
1.2	Misurare l'inflazione	1
1.3	Utilizzo delle misure	5
2	<i>Core inflation</i>	7
2.1	Problemi di volatilità	7
2.2	Definizione	7
2.3	Misurare la <i>core inflation</i>	8
3	Analisi	13
3.1	Introduzione	13
3.2	Eurozona	13
3.3	Giappone	23
3.4	Conclusioni	30
4	Usi della <i>core inflation</i> e problemi	33
4.1	Formulazione di politiche	33
4.2	Valutazione delle politiche	34
4.3	Previsioni	35
4.4	Requisiti	35
	Conclusione	37

Capitolo 1

Inflazione

1.1 Definizione e determinanti

Sul sito della BCE si legge:

Nelle economie di mercato i prezzi di beni e servizi possono subire variazioni in qualsiasi momento: alcuni aumentano, altri diminuiscono. Si ha inflazione quando si registra un rincaro di ampia portata, che non si limita a singole voci di spesa.

Quindi, indicando con P_t il livello generale dei prezzi del periodo t e con P_{t-1} quello del periodo precedente, si può scrivere il tasso di inflazione π_t che si è verificata tra questi due periodi come:

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (1.1)$$

Perciò, si può definire l'inflazione come l'aumento relativo del livello dei prezzi.

L'inflazione può essere di due tipi:

Inflazione da domanda derivante dall'aumento della domanda in presenza di strozzature dell'offerta;

Inflazione da offerta derivante dalla contrazione dell'offerta e/o dall'aumento dei costi di produzione.

1.2 Misurare l'inflazione

Cosa indica P ?

Una domanda potrebbe sorgere spontanea: cosa è P ? Questa variabile è stata definita sopra come il 'livello generale dei prezzi'. Ma quando si vuole misurare l'inflazione, questa definizione diviene un mero concetto teorico.

Tutti i beni

Provando comunque a rimanere vicini a tale idea, si potrebbe calcolare P come media dei prezzi della totalità dei beni in vendita. È banale dire che tale metodologia non è perseguibile per gli altissimi costi che comporterebbe, se non addirittura per l'impossibilità pratica di eseguire una tale misurazione.

Anche nel caso in cui questo indice fosse calcolabile, ci sarebbe almeno un altro aspetto da tenere in considerazione. Per esempio, provando a conoscere i prezzi a cui ogni bar di Ancona vende una tazza di caffè ci si potrebbe chiedere: quante volte si deve contare ogni prezzo? Le risposte possono essere molteplici:

- Si conta una tazzina per ogni bar. Però, ciò darebbe un peso all'aggregato di tali beni diverso rispetto all'aggregato, ad esempio, delle automobili, dato che ci sono più bar che concessionarie;
- Si contano tante tazzine quante sono quelle che il bar riuscirebbe al massimo a produrre in un giorno. Ma probabilmente non si raggiungerà mai tale livello di produzione e vendita, quindi il dato non sarebbe molto significativo;
- Si calcola una media dei prezzi del caffè, per poi calcolare l'inflazione come media delle medie dei prezzi di ogni tipologia di bene. Tuttavia, questo darebbe lo stesso peso dell'aggregato dei caffè all'aggregato dei vestiti da sposa, anche se (tranne in circostanze eccezionali) il primo è un bene più comunemente utilizzato da una persona.

Non esiste una risposta più corretta delle altre. Sintetizzando la questione, è necessario trovare un criterio tramite cui 'pesare' i vari beni presenti nella combinazione.

Paniere

Per calcolare l'inflazione è quindi necessario determinare un paniere di beni. Il modo in cui tale scelta avviene dipende dalla prospettiva da cui si vuole analizzare il fenomeno inflattivo.

Ad esempio, si potrebbe provare a creare un paniere che rappresenti il consumo di una famiglia di operai e impiegati. Oppure, si potrebbe pensare a combinazioni diverse che rappresentino il consumo di tutta la collettività, e non solo quello delle classi sociali più basse.

Prezzi al consumo

In entrambi gli esempi fatti ci si concentra sul lato del consumo dei beni. Vengono allora definiti come indici dei prezzi al consumo (CPI, *consumer price indexes*).



Figura 1.1: Variazione annuale dell'indice FOI e dell'indice NIC da gennaio 1997 ad agosto 2022

Andando più nel particolare, i due esempi non sono casuali, bensì richiamano indici celeberrimi in Italia:

- il primo è relativo all'indice dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati FOI;
- il secondo si rifà all'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale NIC.

Questi indici (figura 1.1) sono tutt'ora richiamati dall'ordinamento italiano, ad esempio nel calcolo delle rivalutazioni monetarie.

Pur avendo questi indicatori grande fama nel 'Bel Paese', al giorno d'oggi l'indice con cui comunemente ci si riferisce all'inflazione è l'indice dei prezzi al consumo armonizzato (HICP, *harmonised index of consumer prices*, figura 1.2). Questo perché con l'introduzione della moneta unica, la politica monetaria è passata nelle mani di un singolo soggetto, la BCE, che adotta l'HICP come indicatore dell'inflazione per le decisioni di policy.

Altri indicatori

In tutti i casi descritti sopra, il *fil rouge* che collega le misure è il consumo. Non sorprende guardare al fenomeno inflattivo principalmente come gli effetti che ha sui consumatori, in quanto sono essi che ne risentono maggiormente, come problema economico, ma anche sociale. Ciononostante, esistono altri metodi di misura dell'inflazione che si focalizzano su altri aspetti.

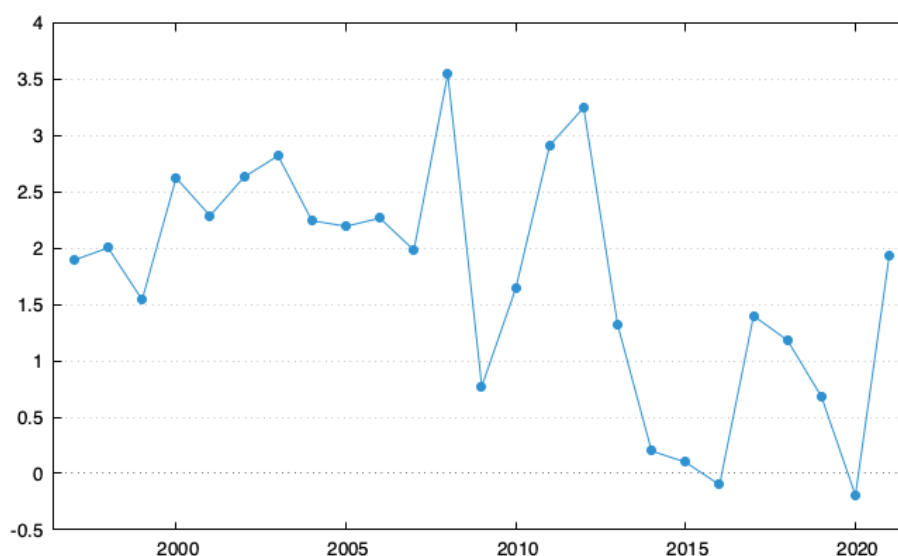


Figura 1.2: Variazione media annuale dell'indice HICP italiano dal 1997 al 2021

Prezzi alla produzione In contrapposizione a quelli già discussi, esistono indicatori dei prezzi alla produzione (PPI, *producer price indexes*). L'ISTAT produce due indici principali di tale tipologia:

- l'indice dei prezzi alla produzione dell'industria;
- l'indice dei prezzi alla produzione dei servizi.

Deflatore del PIL Un'ulteriore misura della variazione dei prezzi è il deflatore del PIL. Questo viene calcolato come rapporto fra il PIL nominale del periodo t (Z_t) ed il PIL a prezzi del periodo precedente $t-1$ (Y_t), quindi:

$$\pi_t = \frac{Z_t - Y_t}{Y_t} = \frac{Z_t}{Y_t} - 1 = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} q_{it}} - 1 \quad (1.2)$$

Dall'equazione 1.2 si deduce che tale misura è l'aumento relativo del PIL dovuto alla variazione dei prezzi. Quindi i 'pesi' sono dati dalle quantità scambiate.

Ripareremo di questa misura anche nel capitolo 2, come misura della *core inflation*. C'è da ricordare inoltre che nel PIL (e quindi nel deflatore) non vengono considerati i beni intermedi.

Core inflation Infine, un problema di molte misure dell'inflazione è la volatilità dei prezzi di determinati beni. Visto ciò, si potrebbero verificare

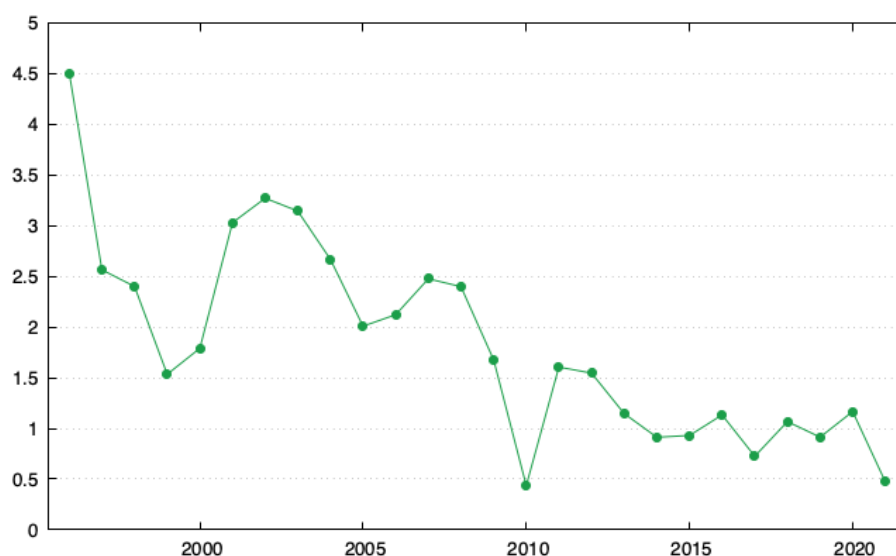


Figura 1.3: Deflatore del PIL italiano dal 1996 al 2021

degli shock temporanei che vanno a ‘contaminare’ la misurazione dell’inflazione. Quindi, le banche centrali utilizzano diverse misure di *core inflation* per eliminare il problema. Queste verranno trattate nel capitolo 2.

1.3 Utilizzo delle misure

Pur essendo possibili varie misure dell’inflazione, le banche centrali tendono a preferire misure CPI come target. Questo perché, pur presentando vari bias, queste misure sono molto trasparenti nei confronti degli agenti, soprattutto da parte della famiglie e delle imprese. Indici diversi (soprattutto nel caso della *core inflation*) si evolvono in modo diverso rispetto agli indici CPI, che sono quelli che rappresentano l’aumento del costo della vita, cosa non trascurabile quando si vuole utilizzare un indicatore trasparente.

Tuttavia, le banche centrali utilizzano tutte le suddette metodologie di calcolo e altre ancora per usi diversi dal *targeting* (policy, valutazione, previsioni, ecc...) [1]. Il capitolo 4 tratterà nel dettaglio l’argomento.

Capitolo 2

Core inflation

2.1 Problemi di volatilità

Nel capitolo 1 si è detto come molti indicatori di inflazione risentano di shock temporanei, che potrebbero ‘inquinare’ la misurazione della variazione dei prezzi. In tali casi, la politica monetaria non dovrebbe intervenire, poiché questi fenomeni improvvisi sono destinati a venire riassorbiti. Se, invece, intervenisse, si andrebbe a generare un effetto maggiore di quello voluto.

Ad esempio, si ipotizzi che l’HICP mostri un aumento dei prezzi, che però è destinato a scomparire nel breve periodo. Se la BCE intervenisse, alzando i tassi e provocando una stretta monetaria, ci potrebbe essere il rischio che la policy, combinata al rientro dello shock, generi un effetto maggiore rispetto a quello voluto.

Più semplicemente, dato che la variazione dei prezzi è transitoria, la BCE non dovrebbe agire in relazione a tale situazione.

2.2 Definizione

La *core inflation* (o *underlying inflation*) è l’aumento del livello dei prezzi non dovuto a shock temporanei. Quindi, è possibile descriverla come l’inflazione depurata dalle variazioni di prezzi che si riassorbiranno autonomamente.

Questo è un fenomeno che risente del *business cycle*, proprio perché è la tipologia di inflazione che meno è influenzata da eventi transitori.

Come però si può facilmente capire, conoscere la *core inflation* quantitativamente non è semplice.

Tabella 2.1: Diversi approcci alla misura e relativi indicatori

Approccio	Indicatori
Misure basate sull'esclusione	HICPX, HICPXX, BdF <i>fine core</i> , <i>trimmed mean</i> , <i>weighted median</i>
Misure cicliche	ECB <i>supercore</i> , Bdi <i>procyclical</i>
Misure basate sulla frequenza	ECB PCCI, Bdi <i>common core</i> , Bde <i>medium term</i> , CBI TVVP
Misure basate sulla rigidità nominale	ECB CONDI

2.3 Misurare la *core inflation*

Problemi di misura

La suddetta definizione pone un problema non trascurabile: cosa è uno shock temporaneo? Anche se a posteriori lo si può identificare in quei fatti che generano una variazione nel livello dei prezzi destinata a rientrare a prescindere dall'intervento del *policy maker*, non è possibile riconoscere un tale fenomeno *ex ante* o *in itinere*. Questo perché il sistema economico è un'entità complessa, perciò non è possibile eseguire una valutazione del genere con certezza.

Tutto ciò pone ovvi problemi di misurazione della *core inflation*.

Tecniche ed indicatori

In un articolo del 2021 [2], i ricercatori della BCE hanno descritto ed analizzato diverse tecniche per il calcolo di indicatori che rappresentino la *core inflation*:

- misure basate sull'esclusione;
- misure cicliche;
- misure basate sulla frequenza;
- misure basate sulle rigidità nominali.

Un'ulteriore misura della *core inflation* è il deflatore del PIL (già citato nel capitolo 1).

Nella tabella 2.1 vengono elencate le tecniche suddette e degli indicatori creati tramite tali metodologie.

Misure basate sull'esclusione Questo approccio ha fondamento nell'assunzione che la variazione del prezzo di certi beni rifletta maggiormente gli shock temporanei. Perciò, si cerca di eliminarne il riflesso escludendo tali

beni dal calcolo dell'inflazione. Quindi, si deve partire da un paniere iniziale, che solitamente è quello dell'HICP. Gli indicatori derivati da tale tecnica si dividono in due ulteriori sub-categorie:

- misure ad esclusione permanente, dove il paniere di beni è fisso ed esclude determinati beni;
- misure ad esclusione temporanea, dove il paniere di beni viene aggiornato periodicamente (solitamente, ogni mese).

Esclusione permanente Tra gli esempi di indicatori basati sull'approccio dell'esclusione permanente si hanno:

HICPX copre circa il 70% dell'HICP ed esclude le componenti volatili di cibo ed energia;

HICPXX copre circa il 60% dell'HICP ed esclude energia, cibo, oggetti relativi ai viaggi e abbigliamento;

Fine core misura proposta dalla Banque de France, copre circa il 70% dell'HICP ed esclude i beni con la più alta volatilità al livello più disaggregato disponibile.

I benefici di tali misure sono la facilità di interpretazione e la trasparenza, oltre alla possibilità di essere decomposte in sub-componenti o paesi. Lo svantaggio deriva dal fatto che escludono dei beni (spesso anche frequentemente consumati) e quindi potrebbero essere percepite come non rappresentative.

Esclusione temporanea Passando alle misure basate sull'esclusione temporanea, si hanno:

Trimmed mean misure che escludono i beni con la maggiore e la minore variazione mensile;

Weighted median misure che mantengono un singolo bene ogni mese che si trova al centro della distribuzione pesata.

I vantaggi di tali misure sono l'assenza di una decisione arbitraria di esclusione di certi beni e la rimozione di variazioni *una tantum* in beni tipicamente non volatili. Lo svantaggio è l'impossibilità di scomposizione in sub-componenti o paesi.

Misure cicliche Le misure basate sul *business cycle* vanno oltre una base puramente statistica, cercando un collegamento esplicito con le condizioni macroeconomiche. Degli esempi sono l'ECB *supercore* e il BdI *procyclical* della Banca d'Italia (si veda [3]). Queste misure sfruttano la relazione alla base della curva di Phillips per valutare la reattività dell'inflazione a livello

disaggregato agli sviluppi nell'economia reale, misurati dall'*output gap* o da quello di disoccupazione. Quindi, tali indici fanno distinzione fra quei beni il cui prezzo risponde al ciclo economico (detti prociclici) e quelli per cui non accade (detti aciclici). Gli ultimi si muovono a causa di fenomeni indipendenti dal livello dell'economia, quindi non sono considerati nelle misure cicliche della *core inflation*.

Misure basate sulla frequenza Le misure basate sulla frequenza eliminano le componenti transitorie dell'inflazione e mantengono solo quelle persistenti. Tra gli esempi si hanno l'ECB PCCI (*persistent and common component of inflation*) e il BdI *common core*.

Altre proposte sono state fatte relativamente a come misurare gli sviluppi di lungo termine dell'inflazione. Il *medium-term* proposto dal Banco de España misura i cicli di inflazione che persistono per più di 8 anni. Inoltre, si ha il TVVP della Central Bank of Ireland (*time-varying volatility and persistence*) in cui tutti i beni dell'HICP sono pesati diversamente, tenendo in considerazione la volatilità e la persistenza di ciascun elemento.

Misure basate sulla rigidità nominale Un esempio di misura basata sulla rigidità nominale è l'ECB CONDI (*costs of nominal distortions index*), che assegna un peso maggiore a componenti dell'HICP che variano più lentamente in relazione al peso della loro spesa.

Deflatore del PIL Il deflatore del PIL (figura 1.3 per l'Italia, figura 2.1 per UE ed Eurozona) può essere anche usato come misura della *core inflation*. Attualmente, però, la BCE non lo fa rientrare nel raggio di indicatori con cui analizza tale fenomeno. Tuttavia, è possibile vedere tale misura come un indice di inflazione dove il paniere è dato dalle quantità realmente scambiate. Gli shock temporanei che influenzano i prezzi potrebbero essere controbilanciati da aumenti o diminuzioni nelle quantità scambiate, eliminandone gli effetti sulla misura dell'inflazione (almeno in parte e comunque non sicuramente).

Tuttavia, i problemi con tale misura sono vari, tra cui:

- pur catturando sia il valore aggiunto che la tassazione indiretta, non fa lo stesso con il consumo intermedio;
- comprende tutti i beni (ed i relativi prezzi) di produzione domestica (incluso anche quelli esportati ed escludendo quelli importati).

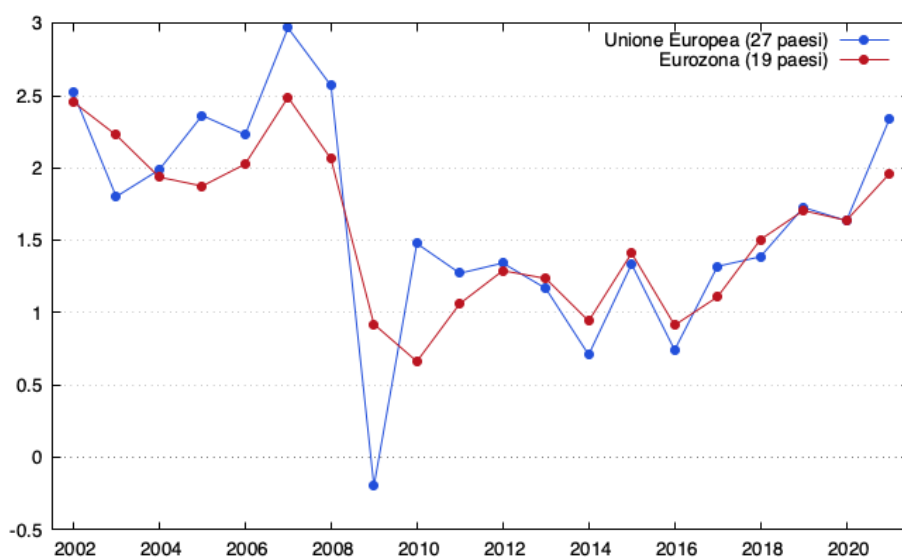


Figura 2.1: Deflatore del PIL per l'Unione Europea e l'Eurozona dal 2002 al 2021

Capitolo 3

Analisi

3.1 Introduzione

L'obiettivo del presente capitolo è quello di effettuare un'analisi sulle differenze fra l'indice dei prezzi al consumo e le misure basate sull'esclusione della *core inflation*, già presentate nel capitolo 2 (figura 3.1 per l'Eurozona, figura 3.3 per il Giappone).

3.2 Eurozona

I dati utilizzati fanno riferimento all'aggregato dei paesi dell'Eurozona, nelle sue varie formazioni, per il periodo di tempo che va da dicembre 2000 a giugno 2022, scaricati dal sito dell'Eurostat.

Come già indicato nel capitolo 2, l'HICPX è una misura basata sull'esclusione permanente dal paniere di cibo ed energia (figura 3.1).

Confrontando i grafici si nota come le variazioni dell'HICPX siano più contenute (lo scarto quadratico medio delle variazioni di questo è di 0.56, contro l'1.31 dell'HICP). Questo è dovuto all'assenza nel paniere del cibo e dell'energia, beni soggetti a frequenti e ingenti fluttuazioni.

Analisi statica

Un'analisi statica di serie storiche porta con sé diversi problemi, che la rendono non utilizzabile a fini inferenziali. Perciò, l'analisi che segue ha obiettivi meramente descrittivi. I dati utilizzati sono descritti nella tabella 3.1.

Calcolando le stime per un modello del tipo:

$$\mathbf{p}_{\text{HICP}} = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{p}_{\text{Cibo}} + \beta_2 \mathbf{p}_{\text{Energia}} + \beta_3 \mathbf{p}_{\text{HICPX}} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (3.1)$$

Dove $\mathbf{p} = \log \mathbf{P}$. Si ottengono i risultati presentati nella tabella 3.2.

I coefficienti sono le stime delle elasticità dell'HICP ai relativi indici, *ceteris paribus*. Questi mostrano come l'HICP risenta molto delle variazioni

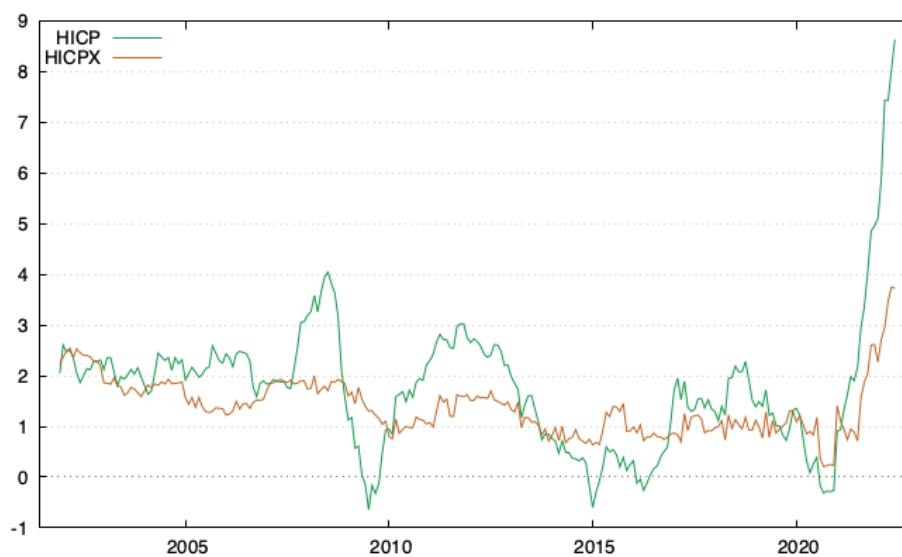


Figura 3.1: Variazione annua dell'indice HICP e dell'indice HICPX per l'Eurozona

Tabella 3.1: Dati

Nome	Descrizione
CP00	HICP
CP01	<i>Indice dei prezzi del cibo e delle bevande analcoliche</i>
NRG	<i>Indice dei prezzi dell'energia</i>
TOT_X_NRG_FOOD	HICPX

Tabella 3.2: Modello 1

OLS, usando le osservazioni 2000:12–2022:06 ($T = 259$)Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	-0.247853	0.00658304	-37.65	0.0000
l_CP01	0.190664	0.00373536	51.04	0.0000
l_NRG	0.0997089	0.000676719	147.3	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	0.763439	0.00480741	158.8	0.0000
Media var. dipendente	4.542395	SQM var. dipendente	0.101546	
Somma quadr. residui	0.000169	E.S. della regressione	0.000815	
R^2	0.999936	R^2 corretto	0.999936	
$F(3, 255)$	1334102	P-value(F)	0.000000	
Log-verosimiglianza	1476.516	Criterio di Akaike	-2945.032	
Criterio di Schwarz	-2930.804	Hannan–Quinn	-2939.311	
$\hat{\rho}$	0.825322	Durbin–Watson	0.350306	

dell'HICPX e meno di quelle del cibo e dell'energia. Però, si deve tenere in considerazione l'entità delle fluttuazioni degli indici. Mediamente, la variazione dei prezzi del cibo è doppia di quella dell'HICPX, mentre quella dell'energia è di circa 8 volte maggiore. Per esempio: a giugno 2022 l'HICPX è salito del 3.7% rispetto a giugno 2021, mentre, nello stesso periodo, i prezzi del cibo si sono incrementati del 10.4% e quelli dell'energia del 42%.

I risultati potrebbero sembrare controintuitivi. La stima dell'elasticità dell'HICP ad un indice di *core inflation* è inferiore ad 1. Questo significherebbe che una variazione dell'HICPX implica una variazione meno che proporzionale dell'HICP. Ciò è in contraddizione con quanto detto fino ad ora: l'HICP fluttua meno della *core inflation*.

C'è da considerare però che tale logica funziona *ceteris paribus*, quindi in assenza di fluttuazioni dei prezzi dell'energia e del cibo. Quindi, il discorso torna ad essere intuitivo: se varia il prezzo di una parte dei beni del paniere dell'HICP, mentre un'altra parte resta stabile, allora è normale che questo indicatore fluttui meno dell'HICPX, nel cui paniere si hanno solo beni che hanno subito una variazione.

A riprova di ciò, si può effettuare un test dove si omettono gli indici dei prezzi dell'energia e del cibo (ciò equivale a imporre che le relative elasticità siano nulle), presentato in tabella 3.3.

Dato un p-value praticamente nullo, si deve rifiutare l'ipotesi che le elasticità omesse siano nulle ($\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 0$ nell'equazione 3.1). Ma, descrittivamente, una stima dell'elasticità dell'HICP all'HICPX pari a circa 1.25 porta a dire che l'entità della variazione del primo è maggiore di quella del

Tabella 3.3: Test su modello 1 e modello 2

Ipotesi nulla: i parametri della regressione valgono zero per le variabili
 l_CP01, l_NRG

Statistica test: $F(2, 255) = 15359.6$, p-value $1.70366e-266$

L'omissione delle variabili ha migliorato 0 dei 3 criteri di informazione.

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 2000:12–2022:06 ($T = 259$)

Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	−1.13153	0.0312611	−36.20	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	1.24638	0.00686594	181.5	0.0000
Media var. dipendente	4.542395	SQM var. dipendente	0.101546	
Somma quadr. residui	0.020588	E.S. della regressione	0.008950	
R^2	0.992261	R^2 corretto	0.992231	
$F(1, 257)$	32953.18	P-value(F)	2.5e−273	
Log-verosimiglianza	854.9616	Criterio di Akaike	−1705.923	
Criterio di Schwarz	−1698.810	Hannan–Quinn	−1703.063	
$\hat{\rho}$	0.918473	Durbin–Watson	0.198475	

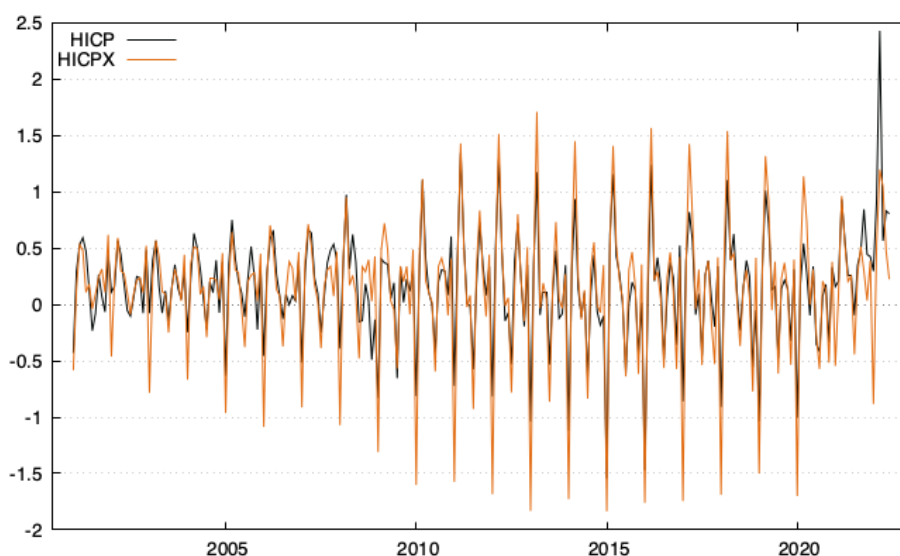


Figura 3.2: Variazione mensile degli indici HICP e HICPX per l'Eurozona

secondo, in media (anche se il risultato non è generalizzabile).

Il modello presentato soffre di vari problemi, a partire dalla sotto specificazione, quindi non è utilizzabile a fini inferenziali. Resta comunque un ottimo modello descrittivo, in coerenza con gli obiettivi dell'analisi.

Analisi dinamica

Nel tentativo di eseguire un'analisi dinamica, si aggiungono al modello presentato sopra i ritardi di tutte le variabili, fino all'ordine 6:

$$p_{HICP_t} = k_t + \sum_{j=1}^6 \alpha_j p_{HICP_{t-j}} + \sum_{i=0}^6 \beta_i p_{Cibo_{t-i}} + \gamma_i p_{Energia_{t-i}} + \delta_i p_{HICPX_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

I risultati sono presentati nella tabella 3.4

Si nota come i ritardi di ordine 2, 3 e 4 siano spesso non significativi. Stranamente, quelli di ordine 5 e 6 appaiono come rilevanti. Questo deriva dal fatto che nei dati relativi ai prezzi sia presente una forte stagionalità (figura 3.2).

Il ciclo è annuale e dipende dalle diverse abitudini dei consumatori durante l'anno. Guardando agli indici del cibo e dell'energia, però, questo fatto è meno evidente in essi (come confermato dalla presenza di stagionalità anche nell'HICPX, in cui non sono compresi tali beni).

Anche se il ciclo di stagionalità è annuale, le somiglianze si hanno anche semestralmente. Si sceglie di non utilizzare delle *dummy* temporali, poiché la stagionalità dell'HICP viene ben catturata dall'HICPX. Perciò, si provano ad

Tabella 3.4: Modello 1

OLS, usando le osservazioni 2001:06–2022:06 ($T = 253$)Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	0.00154755	0.00826289	0.1873	0.8516
l_CP01	0.166799	0.00540939	30.83	0.0000
l_CP01_1	-0.149591	0.0138904	-10.77	0.0000
l_CP01_2	0.0107847	0.0172475	0.6253	0.5324
l_CP01_3	-0.00537263	0.0174897	-0.3072	0.7590
l_CP01_4	-0.0182143	0.0203340	-0.8958	0.3713
l_CP01_5	-0.0202043	0.0208934	-0.9670	0.3346
l_CP01_6	0.0254060	0.0144771	1.755	0.0806
l_NRG	0.106026	0.00112191	94.51	0.0000
l_NRG_1	-0.106540	0.00767072	-13.89	0.0000
l_NRG_2	0.0157146	0.0104945	1.497	0.1357
l_NRG_3	-0.00777455	0.0105182	-0.7392	0.4606
l_NRG_4	0.00193320	0.0115809	0.1669	0.8676
l_NRG_5	-0.0236878	0.0117017	-2.024	0.0441
l_NRG_6	0.0166152	0.00827432	2.008	0.0458
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	0.703329	0.00411335	171.0	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_1$	-0.675100	0.0486279	-13.88	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_2$	0.0539120	0.0666926	0.8084	0.4197
$l_TOT_X_NRG_FOOD_3$	-0.0296955	0.0672610	-0.4415	0.6593
$l_TOT_X_NRG_FOOD_4$	-0.00151307	0.0783827	-0.01930	0.9846
$l_TOT_X_NRG_FOOD_5$	-0.162251	0.0804622	-2.016	0.0449
$l_TOT_X_NRG_FOOD_6$	0.122379	0.0585710	2.089	0.0378
l_CP00_1	0.959872	0.0696029	13.79	0.0000
l_CP00_2	-0.0814764	0.0949691	-0.8579	0.3918
l_CP00_3	0.0374335	0.0957786	0.3908	0.6963
l_CP00_4	0.00783862	0.111762	0.07014	0.9441
l_CP00_5	0.232507	0.115022	2.021	0.0444
l_CP00_6	-0.179451	0.0822505	-2.182	0.0302
Media var. dipendente	4.547025	SQM var. dipendente	0.098116	
Somma quadr. residui	0.000017	E.S. della regressione	0.000272	
R^2	0.999993	R^2 corretto	0.999992	
$F(27, 225)$	1212598	P-value(F)	0.000000	
Log-verosimiglianza	1732.711	Criterio di Akaike	-3409.422	
Criterio di Schwarz	-3310.487	Hannan-Quinn	-3369.617	
$\hat{\rho}$	0.017861	h di Durbin	NA	

omettere i ritardi di ordine 5 e 6, assieme a quelli di ordine 3 e 4, poiché meno significativi. Si ottiene così una statistica test $F(16, 225)$, con un p-value pari a circa 0.062 (i risultati sono mostrati in tabella 3.5). Pur non essendo molto alto, si può non rifiutare l'idea che tali ritardi siano non significativi.

Provando a restringere ulteriormente il modello, si omettono i ritardi di ordine 2, poiché meno significativi, e si ottiene il modello presentato in tabella 3.6.

Con un p-value di 0.02 è difficile non rifiutare l'ipotesi nulla, ma dato il miglioramento di due dei tre criteri di informazione e vista la significatività di tutte le variabili del modello 3, si mantiene quello.

Diagnostica Si eseguono un test RESET, un test ARCH di ordine 12 per l'eteroschedasticità e un test per l'autocorrelazione fino all'ordine 12, i risultati sono presentati nella tabella 3.7.

Interpretazione Passando all'interpretazione dei dati, tramite i coefficienti stimati è possibile calcolare i moltiplicatori d'impatto, che nel caso descritto sono le elasticità dell'HICP rispetto ai regressori con ritardo di ordine 0. Nella tabella 3.8 sono elencati i valori.

Calcolate in tal modo, le elasticità stimate sono le stesse già viste nel modello statico. I valori differiscono, dato che i modelli non sono identici.

Per quanto riguarda il coefficiente relativo al ritardo dell'HICP, il valore mostra come una variazione *una tantum* di tale indice implichi una variazione con lo stesso segno il mese successivo, ma di valore inferiore. Questo mostra come il sistema tenda a tornare in equilibrio, dato che di mese in mese il valore diminuirà esponenzialmente fino ad arrivare vicino a 0. Questo accade lentamente, dato che la stima è vicina al 95%. Per esempio: ipotizzando che in un mese ci sia una crescita dell'HICP del 2%, la crescita mensile tornerà ad un valore dello 0.001% dopo circa 5 anni.

Tramite le stime è inoltre possibile calcolare i moltiplicatori dinamici di ordine pari o maggiore ad 1 e i moltiplicatori cumulativi. Per mezzo di essi è possibile calcolare i moltiplicatori di lungo periodo, che nel caso specifico sono le elasticità di lungo periodo dell'HICP rispetto ai regressori. Sono quindi la variazione relativa dell'HICP in percentuale rispetto ad una variazione permanente del regressore analizzato. L'equazione che rappresenta il modello finale è quella dell'equazione 3.3.

$$p_{\text{HICP}}_t = k_t + \alpha p_{\text{HICP}}_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \beta_i p_{\text{Cibo}}_{t-i} + \gamma_i p_{\text{Energia}}_{t-i} + \delta_i p_{\text{HICPX}}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Tabella 3.5: Test su modello 1 e modello 2

Ipotesi nulla: i parametri della regressione valgono zero per le variabili
 $l_CP01_3, l_CP01_4, l_CP01_5, l_CP01_6, l_NRG_3, l_NRG_4,$
 $l_NRG_5, l_NRG_6, l_TOT_X_NRG_FOOD_3,$
 $l_TOT_X_NRG_FOOD_4, l_TOT_X_NRG_FOOD_5,$
 $l_TOT_X_NRG_FOOD_6, l_CP00_3, l_CP00_4, l_CP00_5,$
 l_CP00_6

Statistica test: $F(16, 225) = 1.63292$, p-value 0.061879

L'omissione delle variabili ha migliorato 3 dei 3 criteri di informazione.

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 2001:06–2022:06 ($T = 253$)

Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	0.00217957	0.00726815	0.2999	0.7645
l_CP01	0.166896	0.00498480	33.48	0.0000
l_CP01_1	-0.148863	0.0128381	-11.60	0.0000
l_CP01_2	-0.00964044	0.0117059	-0.8236	0.4110
l_NRG	0.106026	0.00108707	97.53	0.0000
l_NRG_1	-0.103309	0.00717041	-14.41	0.0000
l_NRG_2	-0.000429446	0.00698450	-0.06149	0.9510
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	0.701973	0.00328300	213.8	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_1$	-0.662851	0.0454387	-14.59	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_2$	-0.0290823	0.0467093	-0.6226	0.5341
l_CP00_1	0.942519	0.0650282	14.49	0.0000
l_CP00_2	0.0363057	0.0659409	0.5506	0.5824
Media var. dipendente	4.547025	SQM var. dipendente	0.098116	
Somma quadr. residui	0.000019	E.S. della regressione	0.000278	
R^2	0.999992	R^2 corretto	0.999992	
$F(11, 241)$	2856351	P-value(F)	0.000000	
Log-verosimiglianza	1718.814	Criterio di Akaike	-3413.628	
Criterio di Schwarz	-3371.227	Hannan-Quinn	-3396.569	
$\hat{\rho}$	0.017124	h di Durbin	NA	

Tabella 3.6: Test su modello 2 e modello 3

Ipotesi nulla: i parametri della regressione valgono zero per le variabili $l_CP01_2, l_NRG_2, l_TOT_X_NRG_FOOD_2, l_CP00_2$
 Statistica test: $F(4, 241) = 2.79483$, p-value 0.0268707
 L'omissione delle variabili ha migliorato 2 dei 3 criteri di informazione.

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 2001:06–2022:06 ($T = 253$)
 Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	-0.00402624	0.00670254	-0.6007	0.5486
l_CP01	0.168483	0.00446672	37.72	0.0000
l_CP01_1	-0.156048	0.00594714	-26.24	0.0000
l_NRG	0.105328	0.00103430	101.8	0.0000
l_NRG_1	-0.101030	0.00244737	-41.28	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	0.701256	0.00328585	213.4	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_1$	-0.674368	0.0174502	-38.65	0.0000
l_CP00_1	0.957269	0.0235632	40.63	0.0000
Media var. dipendente	4.547025	SQM var. dipendente	0.098116	
Somma quadr. residui	0.000019	E.S. della regressione	0.000282	
R^2	0.999992	R^2 corretto	0.999992	
$F(7, 245)$	4360765	P-value(F)	0.000000	
Log-verosimiglianza	1713.078	Criterio di Akaike	-3410.156	
Criterio di Schwarz	-3381.889	Hannan-Quinn	-3398.783	
$\hat{\rho}$	-0.020906	h di Durbin	-0.358675	

Tabella 3.7: Test su modello 3

Test RESET di specificazione –
 Ipotesi nulla: la specificazione è adeguata
 Statistica test: $F(2, 243) = 6.58934$
 con p-value = $P(F(2, 243) > 6.58934) = 0.00163376$

Test per ARCH di ordine 12 –
 Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
 Statistica test: $LM = 17.9563$
 con p-value = $P(\chi_{12}^2 > 17.9563) = 0.117023$

Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 12 –
 Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione
 Statistica test: $LMF = 1.377538$
 con p-value = $P(F(12, 233) > 1.37754) = 0.177$

Tabella 3.8: Stime delle elasticità

Indici	Elasticità	Intervalli di confidenza al 99%
CP00_1	0.957269	0.896098 - 1.01844
NRG	0.105328	0.102643 - 0.108013
CP01	0.168483	0.156887 - 0.180079
TOT_X_NRG_FOOD	0.701256	0.692726 - 0.709787

Tabella 3.9: Stime delle elasticità di lungo periodo

Indici	Elasticità
NRG	0.10058272
CP01	0.29100653
TOT_X_NRG_FOOD	0.62923873

Tabella 3.10: Test su modello 3

Vincolo:

$$b[l_CP01] + b[l_CP01_1] + b[l_NRG] + b[l_NRG_1] + b[l_TOT_X_NRG_FOOD] + b[l_TOT_X_NRG_FOOD_1] + b[l_CP00_1] = 1$$

Statistica test: $F(1, 245) = 0.374549$, con p-value = 0.541102

Il vettore dei moltiplicatori (elasticità) di lungo periodo sarà:

$$\mathbf{c} = \begin{pmatrix} \beta_0 + \beta_1 \\ \gamma_0 + \gamma_1 \\ \delta_0 + \delta_1 \end{pmatrix} \cdot \frac{1}{1 - \alpha}$$

La tabella 3.9 presenta le stime di tali moltiplicatori.

È possibile eseguire un test sulla somma di tali moltiplicatori, che dovrebbe essere pari ad 1 (nel lungo periodo, se tutti gli indici aumentano del 10%, anche l'HICP dovrebbe crescere dello stesso valore). Si stima quindi un modello soggetto al seguente vincolo:

$$\alpha + \sum_{i=0}^1 \beta_i + \gamma_i + \delta_i = 1$$

Applicando tale vincolo al modello 3, si ottengono i risultati riportati nella tabella 3.10. Con un p-value di 0.54, l'ipotesi sui moltiplicatori non viene smentita.

3.3 Giappone

I dati utilizzati (scaricati dalla banca dati dell'OCSE) fanno riferimento al Giappone per il periodo di tempo che va da gennaio 1985 a luglio 2022. L'indice indicato in figura 3.3 come CPIX è un indice analogo per caratteristiche all'HICPX europeo.

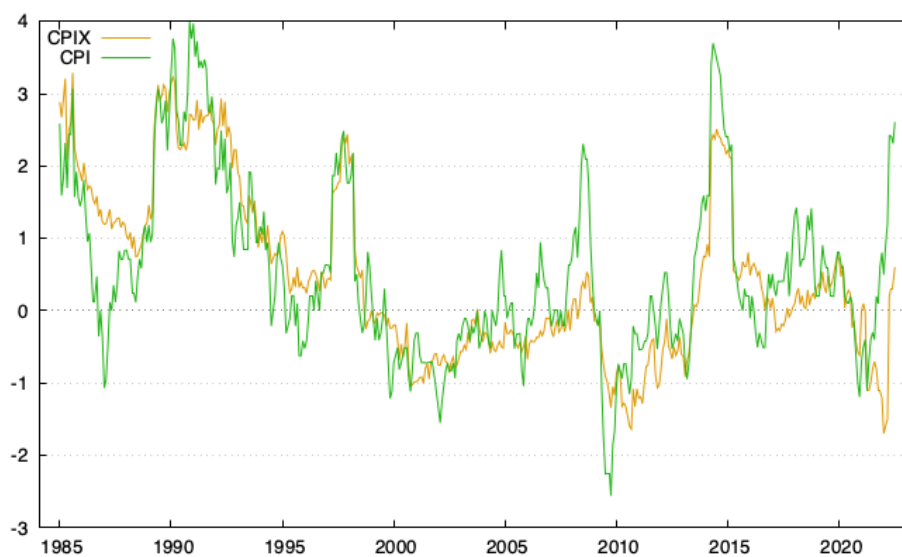


Figura 3.3: Variazione annua dell'indice CPI e dell'indice CPIX per il Giappone

Tabella 3.11: Dati

Nome	Descrizione
CP00	CPI
CP01	<i>Indice dei prezzi del cibo e delle bevande analcoliche</i>
NRG	<i>Indice dei prezzi dell'energia</i>
TOT_X_NRG_FOOD	CPIX

Tabella 3.12: Modello 1

OLS, usando le osservazioni 1985:01–2022:07 ($T = 451$)

Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	-0.178473	0.00569355	-31.35	0.0000
l_CP01	0.207502	0.00138809	149.5	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	0.751404	0.00172347	436.0	0.0000
l_NRG	0.0799678	0.000731312	109.3	0.0000
Media var. dipendente	4.569601	SQM var. dipendente	0.049028	
Somma quadr. residui	0.000381	E.S. della regressione	0.000924	
R^2	0.999647	R^2 corretto	0.999645	
$F(3, 447)$	422369.4	P-value(F)	0.000000	
Log-verosimiglianza	2513.222	Criterio di Akaike	-5018.444	
Criterio di Schwarz	-5001.998	Hannan-Quinn	-5011.962	
$\hat{\rho}$	0.949023	Durbin-Watson	0.092293	

Analisi statica

I dati utilizzati sono descritti nella tabella 3.11.

Similmente a quanto fatto per l'Eurozona, si calcolano le stime per un modello del tipo:

$$pCPI = \beta_0 + \beta_1 pCibo + \beta_2 pEnergia + \beta_3 pCPIX + \varepsilon \quad (3.4)$$

e si ottengono i risultati presentati nella tabella 3.12. Come già indicato in precedenza, i valori sono le stime delle elasticità dei vari prezzi al CPI. I coefficienti sono simili a quelli dell'Eurozona.

Il modello, pur rimanendo valido descrittivamente, non è utilizzabile per fini inferenziali, per gli stessi motivi precedentemente esplicitati.

Analisi dinamica

Similmente a quanto fatto sopra, si stima un modello del tipo:

$$pCPI_t = k_t + \sum_{j=1}^6 \alpha_j pCPI_{t-j} + \sum_{i=0}^6 \beta_i pCibo_{t-i} + \gamma_i pEnergia_{t-i} + \delta_i pCPIX_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

e si ottengono i risultati mostrati nella tabella 3.13.

Osservando i p-value delle stime, questa volta è evidente l'assenza di significatività dei ritardi di ordine maggiore al 3. Si omettono tali ritardi e si ottengono i risultati presentati nella tabella 3.14. Oltre ad accettare

Tabella 3.13: Modello 1

OLS, usando le osservazioni 1985:01–2022:07 ($T = 451$)Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	-0.000451741	0.00262679	-0.1720	0.8635
l_CP01	0.200280	0.00110771	180.8	0.0000
l_CP01_1	-0.105421	0.00985414	-10.70	0.0000
l_CP01_2	-0.0364947	0.0111219	-3.281	0.0011
l_CP01_3	-0.0281154	0.0112880	-2.491	0.0131
l_CP01_4	0.00312653	0.0113048	0.2766	0.7822
l_CP01_5	-0.0145547	0.0112263	-1.296	0.1955
l_CP01_6	-0.0122020	0.00976142	-1.250	0.2120
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	0.726721	0.00377939	192.3	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_1$	-0.379842	0.0356854	-10.64	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_2$	-0.131253	0.0400401	-3.278	0.0011
$l_TOT_X_NRG_FOOD_3$	-0.104833	0.0406418	-2.579	0.0102
$l_TOT_X_NRG_FOOD_4$	0.0160174	0.0408077	0.3925	0.6949
$l_TOT_X_NRG_FOOD_5$	-0.0679787	0.0403151	-1.686	0.0925
$l_TOT_X_NRG_FOOD_6$	-0.0390012	0.0354833	-1.099	0.2723
l_NRG	0.0721805	0.00112861	63.96	0.0000
l_NRG_1	-0.0365595	0.00395071	-9.254	0.0000
l_NRG_2	-0.0114937	0.00433241	-2.653	0.0083
l_NRG_3	-0.0132737	0.00437127	-3.037	0.0025
l_NRG_4	0.00145884	0.00437403	0.3335	0.7389
l_NRG_5	-0.00601240	0.00431686	-1.393	0.1644
l_NRG_6	-0.00425090	0.00367724	-1.156	0.2483
l_CP00_1	0.524671	0.0485505	10.81	0.0000
l_CP00_2	0.174579	0.0547429	3.189	0.0015
l_CP00_3	0.143494	0.0555108	2.585	0.0101
l_CP00_4	-0.0148840	0.0555933	-0.2677	0.7890
l_CP00_5	0.0834337	0.0551122	1.514	0.1308
l_CP00_6	0.0603225	0.0483767	1.247	0.2131
Media var. dipendente	4.569601	SQM var. dipendente	0.049028	
Somma quadr. residui	0.000020	E.S. della regressione	0.000217	
R^2	0.999982	R^2 corretto	0.999980	
$F(27, 423)$	853049.5	P-value(F)	0.000000	
Log-verosimiglianza	3179.577	Criterio di Akaike	-6303.155	
Criterio di Schwarz	-6188.034	Hannan-Quinn	-6257.786	
$\hat{\rho}$	0.005217	h di Durbin	NA	

Tabella 3.14: Test su modello 1 e modello 2

Ipotesi nulla: i parametri della regressione valgono zero per le variabili
 $l_CP01_4, l_CP01_5, l_CP01_6, l_NRG_4, l_NRG_5, l_NRG_6,$
 $l_TOT_X_NRG_FOOD_4, l_TOT_X_NRG_FOOD_5,$
 $l_TOT_X_NRG_FOOD_6, l_CP00_4, l_CP00_5, l_CP00_6$
 Statistica test: $F(12, 423) = 1.55845$, p-value 0.10093
 L'omissione delle variabili ha migliorato 3 dei 3 criteri di informazione.

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1985:01–2022:07 ($T = 451$)

Variabile dipendente: l_CP00

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	-0.00115689	0.00251917	-0.4592	0.6463
l_CP01	0.200799	0.00106350	188.8	0.0000
l_CP01_1	-0.112071	0.00956462	-11.72	0.0000
l_CP01_2	-0.0431608	0.0108440	-3.980	0.0001
l_CP01_3	-0.0391189	0.00943375	-4.147	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD$	0.726180	0.00349206	208.0	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_1$	-0.406470	0.0343107	-11.85	0.0000
$l_TOT_X_NRG_FOOD_2$	-0.154367	0.0388683	-3.972	0.0001
$l_TOT_X_NRG_FOOD_3$	-0.145293	0.0340230	-4.270	0.0000
l_NRG	0.0726130	0.00111086	65.37	0.0000
l_NRG_1	-0.0393032	0.00381557	-10.30	0.0000
l_NRG_2	-0.0150887	0.00419701	-3.595	0.0004
l_NRG_3	-0.0161796	0.00355033	-4.557	0.0000
l_CP00_1	0.559717	0.0468522	11.95	0.0000
l_CP00_2	0.207587	0.0532220	3.900	0.0001
l_CP00_3	0.204417	0.0465548	4.391	0.0000
Media var. dipendente	4.569601	SQM var. dipendente	0.049028	
Somma quadr. residui	0.000021	E.S. della regressione	0.000218	
R^2	0.999981	R^2 corretto	0.999980	
$F(15, 435)$	1512192	P-value(F)	0.000000	
Log-verosimiglianza	3169.822	Criterio di Akaike	-6307.644	
Criterio di Schwarz	-6241.860	Hannan-Quinn	-6281.718	
$\hat{\rho}$	-0.014435	h di Durbin	-3.066194	

Tabella 3.15: Test su modello 2

Test RESET di specificazione –
 Ipotesi nulla: la specificazione è adeguata
 Statistica test: $F(2, 433) = 0.873395$
 con p-value = $P(F(2, 433) > 0.873395) = 0.418266$

Test per ARCH di ordine 12 –
 Ipotesi nulla: non sono presenti effetti ARCH
 Statistica test: $LM = 40.7368$
 con p-value = $P(\chi_{12}^2 > 40.7368) = 5.42206e-05$

Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 12 –
 Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione
 Statistica test: $LMF = 1.935830$
 con p-value = $P(F(12, 423) > 1.93583) = 0.0288$

Tabella 3.16: Stime delle elasticità

Indici	Elasticità	Intervalli di confidenza al 99%
NRG	0.0726130	0.0697391 - 0.0754870
CP01	0.200799	0.198048 - 0.203551
TOT_X_NRG_FOOD	0.726180	0.717146 - 0.735215

l'ipotesi di assenza di significatività dei ritardi omessi, il modello 2 presenta significatività di tutti i regressori.

Diagnostica Si eseguono un test RESET, uno ARCH di ordine 12 per l'eteroschedasticità e un test per l'autocorrelazione fino all'ordine 12, i risultati sono presentati nella tabella 3.15.

Interpretazione I coefficienti stimati sono interpretabili come elasticità e tramite essi è possibile il calcolo dei moltiplicatori. Le elasticità dei regressori aventi ritardo di ordine 0 sono i moltiplicatori di impatto, le cui stime sono riassunte nella tabella 3.16.

L'interpretazione dei coefficienti dei ritardi della variabile dipendente è leggermente più complessa di prima, vista la presenza di molteplici ritardi. In tabella 3.17 vengono mostrate le stime dei valori. Supponendo che le stime siano veritiere e approssimandole, è possibile interpretarle seguendo un tale ragionamento: supponiamo che vi sia una variazione *una tantum* del CPI al periodo 0 di x punti percentuali:

Tabella 3.17: Stime delle elasticità

Indici	Elasticità	Intervalli di confidenza al 99%
CP00_1	0.559717	0.438502 - 0.680932
CP00_2	0.207587	0.0698927 - 0.345282
CP00_3	0.204417	0.0839714 - 0.324863

Tabella 3.18: Moltiplicatori dinamici

Periodo	Ritardo 1	Ritardo 2	Ritardo 3	Totale
4	0.34205696	0.109956	0.112	0.56401296
5	0.315847258	0.12827136	0.10472	0.548838618
6	0.307349626	0.118442722	0.1221632	0.547955547
7	0.306855107	0.11525611	0.112802592	0.534913808
8	0.299551733	0.115070665	0.109767724	0.524390121
9	0.293658468	0.1123319	0.109591109	0.515581477
10	0.288725627	0.110121925	0.106982762	0.505830314

1. al periodo 1 la variazione sarà rientrata leggermente, con un valore di $0.56x$, per effetto del primo ritardo;
2. al periodo 2 il valore della variazione sarà 0.56^2x , ma in aggiunta si avrà $0.21x$, derivante dal secondo ritardo, portando la variazione totale a $(0.56^2 + 0.21)x$, pari a $0.52x$;
3. al periodo 3 si avrà $0.56 \cdot (0.56^2 + 0.21)x$ per effetto del primo ritardo, $(0.21 \cdot 0.56)x$ per effetto del secondo ritardo e $0.2x$ per effetto del terzo ritardo, con una variazione totale di $(0.56^3 + 2 \cdot 0.56 \cdot 0.21 + 0.2)x$, pari circa a $0.61x$;
4. ecc. . .

In tabella 3.18 trovate le variazioni fino al periodo 10. Si nota come maggiore è il periodo, minore sarà il valore del moltiplicatore (dal periodo 3 in poi). Questo mostra come il sistema tenda a tornare in equilibrio autonomamente. Però, data l'entità delle stime, questo è un fenomeno molto lento (dopo una variazione del CPI dell'1%, per ritornare autonomamente ad una variazione inferiore allo 0.1% si devono attendere più di 100 mensilità).

Oltre a tutto ciò, è possibile calcolare i moltiplicatori di lungo periodo, ovvero la variazione del CPI seguente ad una variazione permanente degli altri indici. Il calcolo è simile a quello dei valori dell'Eurozona, ma leggermente più complicato data la presenza di più ritardi. Ricordando che il modello

Tabella 3.19: Stime delle elasticità di lungo periodo

Indici	Elasticità
NRG	0.072192
CP01	0.22802
TOT_X_NRG_FOOD	0.70907

Tabella 3.20: Test su modello 2

Vincolo:

$$\begin{aligned}
& b[l_CP01] + b[l_CP01_1] + b[l_CP01_2] + b[l_CP01_3] + b[l_NRG] \\
& + b[l_NRG_1] + b[l_NRG_2] + b[l_NRG_3] + \\
& b[l_TOT_X_NRG_FOOD] + b[l_TOT_X_NRG_FOOD_1] + \\
& b[l_TOT_X_NRG_FOOD_2] + b[l_TOT_X_NRG_FOOD_3] + \\
& b[l_CP00_1] + b[l_CP00_2] + b[l_CP00_3] = 1
\end{aligned}$$

Statistica test: $F(1, 435) = 0.2283$, con p-value = 0.633028

finale è riassunto nell'equazione 3.6.

$$p_{CPI_t} = k_t + \sum_{j=1}^3 \alpha_j p_{CPI_{t-j}} + \sum_{i=0}^3 \beta_i p_{Cibot_{t-i}} + \gamma_i p_{Energia_{t-i}} + \delta_i p_{CPIX_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Il vettore dei moltiplicatori (elasticità) di lungo periodo saranno:

$$\mathbf{c} = \left(\begin{array}{c} \sum_{i=0}^3 \beta_i \\ \sum_{i=0}^3 \gamma_i \\ \sum_{i=0}^3 \delta_i \end{array} \right) \cdot \frac{1}{1 - \sum_{i=1}^3 \alpha_i}$$

In tabella 3.19 sono riportate le stime dei moltiplicatori così calcolati.

Infine, similmente a quanto fatto prima, si testa l'ipotesi relativa alla somma dei moltiplicatori di lungo periodo, rappresentata dal vincolo:

$$\sum_{j=1}^3 \alpha_j + \sum_{i=0}^3 \beta_i + \gamma_i + \delta_i = 1$$

Sottoponendo il modello 2 (tabella 3.14) a tale vincolo, si ottengono i risultati mostrati in tabella 3.20. Con un p-value di 0.63, l'ipotesi sui moltiplicatori non viene smentita.

3.4 Conclusioni

In entrambe le analisi le stime sono simili (non identiche, ovviamente), anche se le due zone hanno vissuto dinamiche inflattive diverse. Questo, oltre a

derivare da una sempre maggiore unificazione del mercato globale, è effetto anche della composizione degli indici, costruiti in modo pressoché identico per permettere paragoni di questo tipo. Perciò, è normale che i coefficienti calcolati risultino simili, senza che questo faccia perdere loro il proprio significato.

Capitolo 4

Usi della *core inflation* e problemi

Come già accennato nel capitolo 1, la *core inflation* è suscettibile di molteplici usi. Tra questi si trovano:

- formulazione di politiche;
- valutazione delle politiche;
- previsioni.

4.1 Formulazione di politiche

Nell'attività di *policy making* è fondamentale la conoscenza del funzionamento dell'economia. Per fare ciò, si devono stimare delle relazioni, fra cui troviamo la curva di offerta aggregata, una fra le più utilizzate nei modelli macroeconomici.

Però, la sua stima è complicata dalla difficoltà nella distinzione fra movimenti nella produzione e inflazione come una conseguenza degli spostamenti sulla curva di domanda aggregata dovuti a spostamenti sulla curva di offerta. Tale problema può essere aggirato tramite l'uso di variabili *dummy*, di particolari prezzi relativi (come quello del petrolio) oppure di proxy.

L'utilizzo della *core inflation* nella stima (e, soprattutto, della sua differenza con l'inflazione generale) permetterebbe stime e previsioni migliori, quindi porterebbe a migliori politiche [4].

Oltre ai movimenti dell'inflazione, le banche centrali sono anche interessate a quelli nell'output (anche se non esplicitamente). Nei casi di inflazione da domanda, la politica monetaria da attuare aiuta anche a indirizzare il livello di output verso il suo potenziale.

Per contro, in una situazione di inflazione da offerta, l'attività delle banche centrali tenderebbe ad accentuare la deviazione del PIL rispetto al suo trend.

Quindi, in tal caso, l'*inflation targeting* in senso stretto non sarebbe ottimale, mentre sarebbe preferibile agire osservando variabili nominali (come il PIL nominale), dove l'effetto sui prezzi tende ad essere controbilanciato da effetti sulla produzione.

L'uso di indici di *core inflation* nell'attività di targeting, che minimizzino o escludano l'influenza di shock di offerta, può essere visto come un metodo che porterebbe a politiche di aggiustamento simili a quelle di cui si è appena parlato.

Si noti che l'uso della *core inflation* per attività di targeting perde tutta o parte della sua forza nel caso in cui la policy sia impostata sulla base di proiezione dell'inflazione e la banca centrale cerchi di far rientrare l'inflazione gradualmente.

Questo perché l'effetto di uno shock di offerta sull'inflazione dovrebbe svanire nel breve periodo. Se la banca centrale aggiusta la propria politica in risposta alle proprie proiezioni di inflazione che vanno oltre questo periodo, non dovrebbe esserci una grande differenza fra l'*inflation targeting* e il *core inflation targeting*.

Tale argomentazione presuppone, però, che la banca centrale sia stata capace di distinguere fra il temporaneo impatto sull'inflazione e la sua parte persistente. In realtà, a meno che la banca centrale non usi un indice di *core inflation*, è verosimile che la proiezione dell'inflazione oltre tale periodo sia influenzata dalla recente inflazione, inclusi gli effetti dello shock di offerta.

Un'ulteriore problema si pone se l'obiettivo della banca centrale è posto in termini di un percorso per il livello dei prezzi piuttosto che in termini di tasso di inflazione. Nel primo caso la policy mirerebbe a invertire la dinamica del livello dei prezzi a prescindere dalle cause.

4.2 Valutazione delle politiche

Una misura di *core inflation* può essere utile nell'attività di valutazione per due motivi.

Anzitutto, può essere proficuo nella valutazione *ex post* delle deviazioni dell'inflazione dal target dovute a movimenti nell'offerta. Ciò aiuterebbe ad evitare il fraintendimento della deviazione come indicatore di debolezza del *commitment* della banca centrale al target. Questo minimizzerebbe il rischio che lo shock vada ad influenzare le aspettative [4].

In secondo luogo, l'uso della *core inflation* può essere utile nella c.d. *forward guidance*, minimizzando la confusione in situazioni in cui lo shock di offerta dà una anomala indicazione del trend dell'inflazione.

4.3 Previsioni

Pur sembrando naturale il poter utilizzare la *core inflation* al fine di prevedere l'andamento dell'inflazione, vari articoli si sono interrogati sul merito ed hanno dimostrato come questo non sia realistico. Eseguendo test econometrici su varie misure della *core inflation* si è dimostrato che la maggior parte degli indicatori non abbiano una grande capacità previsionale nel lungo termine (ad esempio, si veda [5]).

Tale fatto è relativo alla mera previsione dell'inflazione. Tuttavia, la *core inflation* viene comunque utilizzata per attività di *forecasting* dalla maggioranza delle banche centrali, poiché porta informazioni non solo sull'andamento dei prezzi, ma anche su altri fattori macroeconomici, come il ciclo economico.

4.4 Requisiti

Per essere suscettibile di tali usi, un indicatore di *core inflation* deve rispettare dei requisiti [4]:

Robustezza e assenza di bias una misura che non riesce a distinguere fra shock temporanei e cambiamenti permanenti nell'inflazione porterebbe a indicazioni errate e, di conseguenza, a decisioni e valutazioni sbagliate;

Tempestività frequenti revisioni di un indicatore sono assimilabili a ritardi nella sua disponibilità, ovvero nella produzione di politiche;

Credibilità soprattutto nella valutazione delle politiche, un indice poco credibile porta a giudizi non attendibili.

Conclusione

Riassumendo, nelle precedenti pagine si è discusso su come si misura l'inflazione e sul come le misure della *core inflation* provino ad eliminare il problema della volatilità negli indici dei prezzi, specificando anche dei possibili utilizzi di tali indicatori. Inoltre, si è eseguita un'analisi che mira a comprendere le relazioni presenti fra indici di *core inflation* e di *headline inflation*, provando a capirne i rapporti sia staticamente, che dinamicamente.

Il tema della *core inflation* (e della sua relazione con l'*headline inflation*) è profondamente attuale. Guardando i dati relativi ai prezzi (la figura 4.1 rappresenta la variazione annua percentuale dell'HICP da gennaio 1996 a luglio 2022, mentre la figura 4.2 rappresenta la variazione dell'HICPX da dicembre 2000 a luglio 2022), si nota come il target di inflazione attorno al 2% della BCE sia sempre stato raggiunto fino all'inizio del 2021 (fanno eccezione i periodi relativi alle 4 grandi crisi: crisi finanziaria, crisi dei debiti sovrani, deflazione e crisi pandemica). Inoltre, anche nei periodi in cui l'inflazione deviava dal target, ha difficilmente superato il 4%.

Se si osservano i dati relativi all'ultimo anno (da maggio 2021 a luglio 2022), è chiaro che si è lontani (e non di poco) dall'obiettivo inflazionistico europeo. Facendo un paragone storico, si deve andare indietro di quasi 40 anni (fino al 1985) per trovare un aumento medio dell'indice FOI (8.59%) maggiore di quello che l'HICP ha registrato a giugno 2022 (8.35%).

Dai dati si nota come una gran parte dell'aumento sia dovuta all'aumento dei prezzi dell'energia e del cibo. Nel caso italiano, il prezzo dell'energia alla fine del primo semestre del 2022 è aumentato rispetto allo stesso periodo del 2021 del 45% circa. Questo, inoltre, spiega l'aumento dell'HICPX, poiché, pur non comprendendo direttamente tale prezzo, al giorno d'oggi la produzione di qualsiasi bene richiede energia. Per quanto riguarda il cibo, nello stesso periodo citato sopra, il prezzo è salito del 9%. A ciò vanno aggiunti altri eventi che hanno contribuito a generare questo straordinario fenomeno inflattivo:

- la crisi ucraina, che va a gravare sia sui prezzi, sia sulla fiducia del sistema economico;
- il verificarsi di una serie di colli di bottiglia nell'offerta, che ancora non ha ripreso pieni ritmi dopo la crisi pandemica, a differenza della

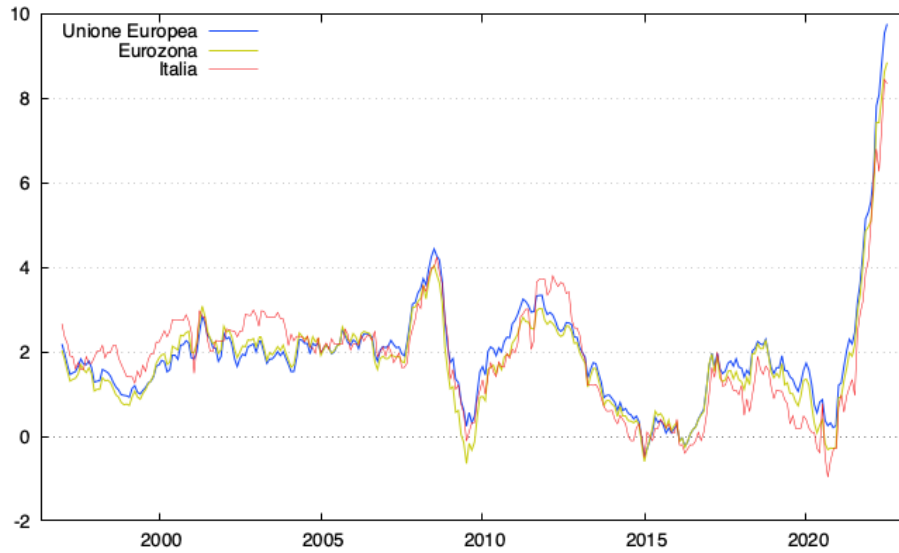


Figura 4.1: Variazione annua dell'indice HICP per l'Unione Europea, l'Eurozona e l'Italia

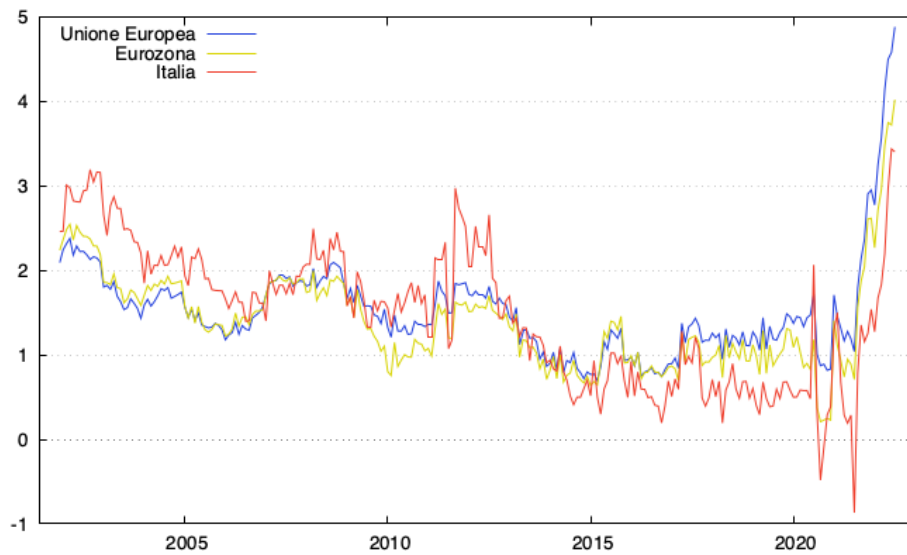


Figura 4.2: Variazione annua dell'indice HICPX per l'Unione Europea, l'Eurozona e l'Italia

domanda;

- ecc. . .

Ovviamente, la situazione non è grave solo nella penisola. Nel medesimo intervallo di tempo i paesi del G20 hanno registrato un'inflazione del 9.2%, l'Unione Europea del 9.6%, l'Eurozona dell'8.6% e gli Stati Uniti del 9.1% (si veda [6]). Valori lontani da quelli a cui ci si è abituati nell'era delle *inflation-targeting central banks*.

Pur essendo simili, i valori dei diversi paesi derivano da differenti situazioni. Ad esempio, mentre l'Unione Europea e l'Eurozona hanno registrato un aumento dell'HICPX inferiore al 5%, negli USA un simile indicatore è aumentato del 6% circa. Se un tale indicatore approssimasse effettivamente la *core inflation*, ciò sarebbe prova che le dinamiche inflattive europee sono causate da fattori diversi rispetto a quelli statunitensi (ad esempio: nel primo trimestre del 2022 negli Stati Uniti i salari nel settore industriale sono aumentati del 5%, mentre nell'Unione Europea e nell'Eurozona il valore è compreso fra il 3 e il 4%).

Le ricette di politica economica in tali casi sono dure. L'innalzamento dei tassi di interesse è la via maestra (la BCE ha già portato il tasso di rifinanziamento principale all'1.25%, mentre la FED sopra al 2%, con ulteriori aumenti attesi). Questo implica una diminuzione della domanda dovuta alla minore possibilità di contrarre mutui e usarli per investimenti. Il costo dei finanziamenti a tasso variabile aumenterà e ciò, assieme alla citata l'inflazione, metterà a dura prova il bilancio delle famiglie. La dottrina economica (unita all'esperienza) ha insegnato che alternative facili potrebbero essere errate, *in primis* un aumento dei salari.

All'inizio di settembre 2022, un'inflazione pari a 0 sembra ancora lontana, ma sembra che si stia appiattendendo attorno ai valori sopra citati, precedendo una futura (e sperata) inversione di rotta.

Bibliografia

- [1] Patel N., Villar A. (2016), “*Inflation mechanisms, expectations and monetary policy*”, BIS Papers No 89, pp. 9 - 21, Bank for International Settlements.
- [2] Nickel C., Fröhling A., Willeke C., Zevi G., Osbat C., Ganoulis I., Koester G., Lis E., Peronaci R., Álvarez L.J., et al. (2021), “*Inflation measurement and its assessment in the ECB’s monetary policy strategy review*”, Occasional Paper Series No 265, pp. 83 - 94, European Central Bank.
- [3] Conflitti C. (2020), “*Alternative measures of underlying inflation in the euro area*”, Questioni di Economia e Finanza, Occasional Paper Series No 593, Banca d’Italia.
- [4] Roger S. (1998), “*Core inflation: concepts, uses and measurement*”, Discussion Paper No G98/9, Reserve Bank of New Zealand.
- [5] Le Bihan H., Sédillor F. (2000), “*Do core inflation measures help forecast inflation? Out-of-sample evidence from French data*”, Economics Letters No 69, Elsevier.
- [6] The Economist Group (2022), “*The FED that failed*”, The Economist 23/4/2022, p. 9.

Ringraziamenti

Ringrazio il mio relatore, il professor Riccardo Lucchetti, e la professoressa Giulia Bettin per tutto l'aiuto fornitomi durante la stesura della tesi, i miei amici e la mia partner Camilla per essermi sempre stati accanto, la mia famiglia per tutto il supporto e l'équipe medica del Centro Fibrosi Cistica Marche per aver reso tutto ciò possibile.