3 LE PREVISIONI DEL GOVERNO E IL MERCATO DEI TITOLI PUBBLICI

Previsioni macroeconomiche prudenti e stime realistiche di finanza pubblica costituiscono un prerequisito essenziale per una programmazione di bilancio credibile. Errori sistematici o persistenti possono infatti ridurre la trasparenza delle finanze pubbliche e compromettere la prevedibilità della politica di bilancio. La valutazione *expost* delle previsioni ufficiali sta progressivamente assumendo un ruolo crescente nel ciclo di bilancio a livello europeo quale strumento per verificare l'affidabilità delle stime, individuare eventuali distorsioni sistematiche e migliorare nel tempo i processi previsivi.

La recente riforma della *governance* economica europea ha ulteriormente rafforzato il ruolo della valutazione *ex post* delle previsioni. Il nuovo quadro attribuisce un ruolo più ampio alle istituzioni di bilancio indipendenti (*Independent Fiscal Institutions,* IFI), cui è richiesto, tra l'altro, non solo di validare o produrre le previsioni macroeconomiche ufficiali, ma anche di valutare ex-post l'accuratezza delle previsioni macroeconomiche e di finanza pubblica analizzando in particolare se vi siano errori sistematici.

Per l'Italia, occorre inoltre considerare un quadro istituzionale di bilancio caratterizzato dalla L. 243/2012 e dalla L. 196/2009 le cui disposizioni principali, tra cui l'istituzione dell'UPB, sono state operative a partire dal 2015. Uno degli obiettivi del nuovo quadro di bilancio è stato quello di migliorare la prevedibilità della politica di bilancio, anche attraverso l'introduzione e il rafforzamento di strumenti per migliorare l'accuratezza delle previsioni. In questo quadro, l'UPB è chiamato a validare le previsioni macroeconomiche ufficiali e valutare quelle della finanza pubblica, contribuendo al rafforzamento della trasparenza e della credibilità della programmazione di bilancio.

In questo capitolo, viene innanzitutto presentato un aggiornamento della valutazione ex-post delle previsioni macroeconomiche ufficiali negli anni recenti. Viene quindi illustrata un'analisi della distorsione e dell'accuratezza delle previsioni di bilancio nel periodo 2000-2025 soffermandosi in particolare sulle differenze tra i periodi prima e dopo il 2014, primo anno di attuazione di una serie di riforme del ciclo di bilancio, tra cui l'introduzione dell'UPB. Nel paragrafo finale, viene condotta un'analisi quantitativa sull'impatto che annunci e sorprese macroeconomiche e di finanza pubblica possono avere sui rendimenti dei titoli di Stato italiani.

3.1 Aggiornamento della valutazione ex post delle previsioni macroeconomiche ufficiali

Anche quest'anno, come nei precedenti, l'UPB presenta un'analisi retrospettiva sulle proprietà delle previsioni macroeconomiche ufficiali, come concordato nel protocollo d'intesa con il MEF relativo alla trasmissione delle informazioni necessarie ai fini della certificazione delle previsioni macroeconomiche e della valutazione sulla finanza pubblica[105]. Le analisi sulla valutazione *ex-post* delle previsioni del Governo, avviate con il primo esercizio pubblicato nel gennaio del 2022[106], sono state successivamente aggiornate con regolarità nell'ambito dei Rapporti annuali dell'UPB. In questa edizione si presenta la valutazione degli errori delle previsioni macroeconomiche ufficiali sugli anni compresi tra il 2020 e il 2025, l'ultimo disponibile nella Contabilità Nazionale; si propongono inoltre alcuni approfondimenti rispetto al passato, sia riguardo alle variabili previste sia sui previsori considerati. Poiché la pandemia ha accresciuto la volatilità macroeconomica negli ultimi anni, causando una recessione senza precedenti nel 2020 e un rapido recupero in seguito, si è considerato l'intervallo 2020-25, comprensivo dell'errore negativo del 2020 e di quello speculare del 2021.

Rispetto alle consuete analisi in questa edizione si presentano approfondimenti su: i) l'errore commesso rispetto alla versione preliminare dei dati di Contabilità Nazionale, nel confronto con quello realizzato rispetto agli ultimi dati disponibili ii) le stime dei previsori privati del Consensus Forecast e del *panel* UPB, utilizzato per la validazione delle previsioni del Governo[107], oltre a quelle solitamente considerate − del Governo, dell'UPB e della Commissione europea, iii) la scomposizione dell'errore sul PIL tra le componenti di domanda.

Nel complesso le evidenze riscontrare in passato vengono in larga parte confermate quest'anno, con i nuovi dati disponibili, che incorporano sia le nuove informazioni sul 2025 sia le rettifiche sui dati storici apportate dall'Istat, anche in seguito alla revisione generale quinquennale (*benchmark*) della Contabilità Nazionale pubblicata nel 2024[108].

Gli errori di previsione del MEF sono simili a quelli di tutti gli altri previsori considerati, sia in termini di dimensione che di distorsione. Le previsioni del Governo non appaiono, pertanto, viziate da un eccesso di ottimismo. Nel confronto tra i previsori, le differenze risultano contenute, soprattutto sull'accuratezza, sia perché le stime si fondano in diversi casi (MEF, UPB e mediana) su ipotesi esogene comuni, sia perché l'interazione tra gli istituti, prevista dalla procedura di validazione, favorisce un processo di progressiva convergenza delle valutazioni, volta ad appianare le divergenze iniziali. Vi è poi da

[105] Si veda il Protocollo d'intesa tra UPB e MEF.

[106] Si veda Ufficio parlamentare di bilancio (2022), "Una valutazione storica delle previsioni macroeconomiche del MEF e dell'UPB", Focus tematico n. 1, 20 gennaio.

[107] Per maggiori dettagli sul processo di validazione delle previsioni del Governo e sugli istituti facenti parte del panel UPB si veda il paragrafo 1.3.2.

[108] Si veda per maggiori dettagli Istat (2024), "La revisione generale dei conti nazionali 2024: Anni 1995 – 2023".

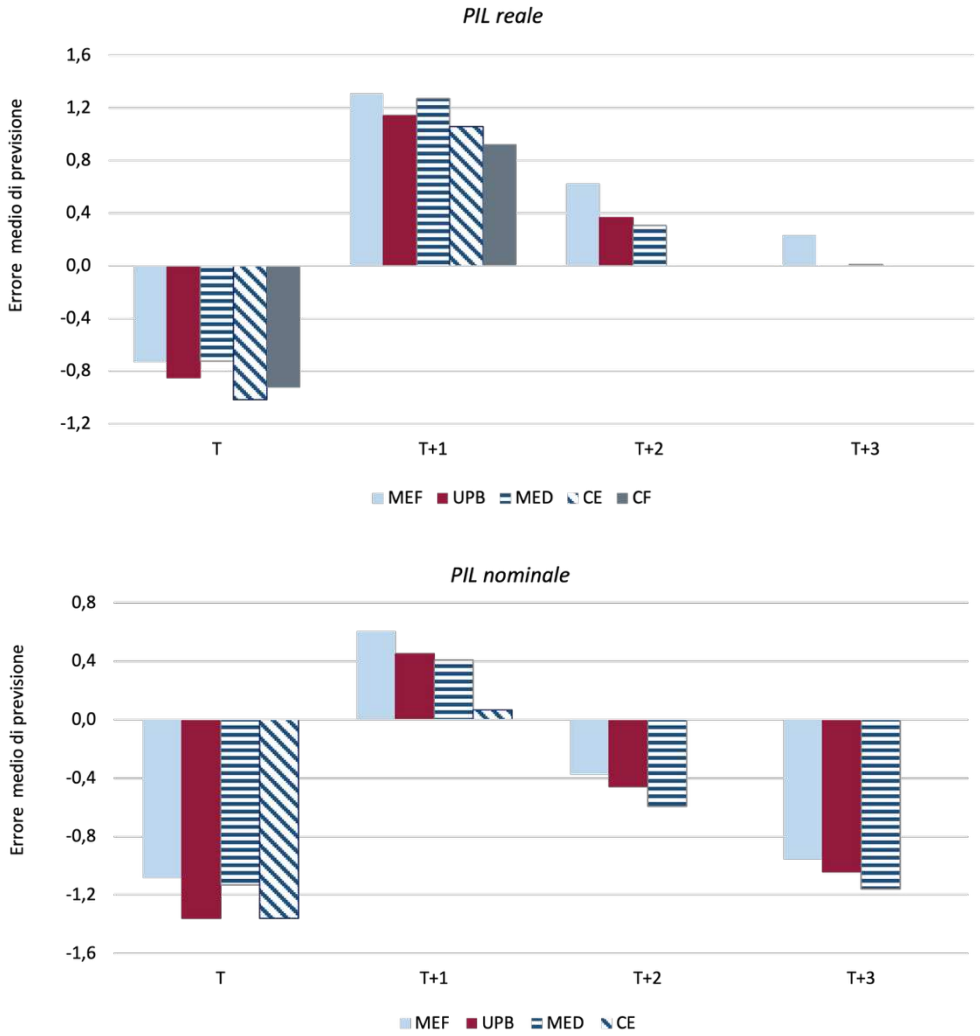
considerare che le previsioni istituzionali, se credibili, possono essere un punto di riferimento anche per quelle dei privati, che tra l'altro in questa rassegna vengono considerate nel mese concomitante o immediatamente successivo a quello di produzione dei documenti ufficiali. In linea generale, le stime dell'UPB sono spesso intermedie tra quelle del MEF e quelle degli altri previsori; la Commissione europea tende a produrre previsioni più basse degli altri, caratterizzandosi quindi per una maggiore sottostima sull'anno in corso (T) e una minore sovrastima su quello successivo (T+1).

Riguardo alla distorsione, che può identificare una tendenza all'ottimismo o al pessimismo, si osserva sul complesso degli orizzonti di previsione una prevalenza di errori positivi sul PIL in volume e negativi su quello a valori correnti. Riguardo al primo, come già osservato negli anni scorsi, anche nel periodo più recente (2020-25) le previsioni hanno evidenziato una sistematica sottostima per l'anno corrente (T) rispetto al dato finale in volume prodotto dall'Istat. Le stime relative all'anno successivo (T+1) si sono invece rivelate, in media, ottimistiche, così come – seppur in misura più contenuta – quelle riferite al (T+2). Le previsioni per il (T+3) appaiono sostanzialmente equilibrate (fig. 3.1). Questo andamento è comune a tutti gli istituti considerati, sebbene le previsioni del MEF risultino in media più elevate. Il pessimismo che caratterizza gli errori per l'anno T risente delle revisioni operate dall'Istat, in prevalenza al rialzo nel periodo considerato. Quest'anno si inseriscono nel confronto tra previsori anche le stime realizzate dal Consensus Economics, un gruppo di soggetti privati (banche, assicurazioni, istituti di previsione)[109] per i quali vengono collezionate le attese per l'anno in corso e il successivo sulle variabili rilevanti dell'economia. Anche le previsioni dei privati appaiono simili a quelle dei soggetti istituzionali, lievemente più pessimistiche per l'anno corrente ma meno ottimiste per l'anno (T+1), forse anche in relazione al fatto che vengono prodotte con un lieve ritardo rispetto ai documenti ufficiali[110] e quindi sfruttano un'informazione più aggiornata. Si precisa inoltre che mentre le stime di MEF, UPB e della mediana del *panel* UPB sono realizzate a partire da ipotesi comuni sulle esogene, concordate nel processo di validazione, quelle dei privati e della Commissione europea adottano ipotesi proprie.

[109] Per maggiori dettagli si veda What Are Consensus Forecasts - Consensus Economics.

[110] La rilevazione del Consensus Forecast è mensile e per renderla il più possibile coerente in termini temporali con le previsioni realizzate per la validazione si è considerata la media delle previsioni di Consensus di aprile e maggio in primavera e di settembre e ottobre per l'autunno.

Fig. 3.1 – Errore medio delle previsioni del PIL dell'Italia sul periodo 2020-25 rispetto all'ultima versione disponibile dei dati Istat (1)

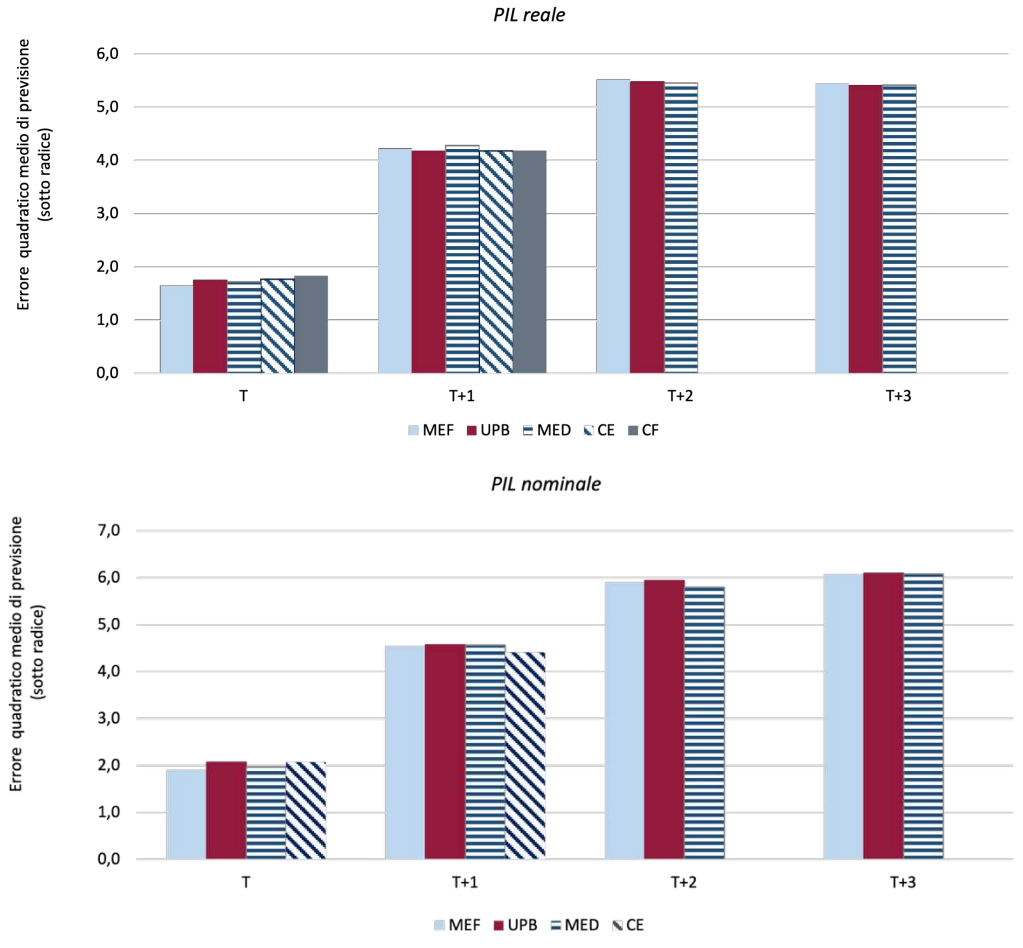


Fonte: elaborazioni sulle previsioni dei soggetti indicati in legenda: MED rappresenta la mediana del *panel* UPB utilizzato per la validazione delle previsioni del Governo, CE la Commissione europea, CF il Consensus Economics Forecast. Le previsioni della CE e del CF vengono prodotte solo per gli orizzonti T e (T+1).
(1) Le previsioni della Commissione europea vengono pubblicate in ritardo rispetto alla presentazione dei documenti programmatici, ovvero a metà maggio/novembre, e sfruttano quindi le informazioni che si rendono disponibili nel periodo immediatamente seguente la predisposizione dei quadri programmatici. Per le previsioni del Consensus Forecast si considerano quelle prodotte in aprile/maggio e settembre/ottobre, quindi elaborate anch'esse con un vantaggio informativo rispetto a quelle del Governo.

Per quanto riguarda il PIL nominale, nel post pandemia è prevalso un orientamento pessimista per tutti gli istituti, riconducibile alla sottostima dell'impennata inflazionistica seguita alla crisi energetica innescata dallo scoppio della guerra in Ucraina. Escludendo il caso del (T+1), per il quale la distorsione positiva del PIL nominale riflette la componente in volume, per tutti gli altri orizzonti si riscontrano errori *ex-post* negativi, ossia di sottostima. Tale orientamento, che a posteriori risulta di cautela, riflette in larga parte l'incertezza sull'ondata inflazionistica legata alla crisi energetica scaturita dalla guerra in Ucraina.

Riguardo all'ordine di grandezza degli errori (misurato dall'errore quadratico medio fig. 3.2), si osservano diagnostiche quasi identiche tra i vari organismi, sia per la misura in volume sia per quella a valori correnti, con errori maggiori all'aumentare dell'orizzonte temporale in linea con la letteratura. Queste stime scontano sia l'anomala caduta dell'attività produttiva nel 2020 sia il successivo rimbalzo del 2021 e pertanto mostrano un'accuratezza inferiore rispetto a quella osservata prima del COVID-19. All'interno del campione considerato incide molto la marcata sovrastima del PIL nelle previsioni del 2019 sul (T+1) per l'impossibilità di anticipare la crisi pandemica, che ha poi nel 2020 rappresentato lo *shock* più rilevante mai occorso in tempi di pace dall'Unità d'Italia. Al contrario, tale evento era già in parte incorporato nelle previsioni formulate per il 2020, per cui l'accuratezza delle previsioni in T risulta ampiamente migliore di quella riferita agli orizzonti successivi (T+1, T+2 e T+3).

Fig. 3.2 – Errore quadratico medio delle previsioni del PIL dell'Italia sul periodo 2020-25 rispetto all'ultima versione disponibile dei dati Istat (1)



Fonte: elaborazioni su previsioni degli istituti riportati in legenda.
(1) Si ricorda che le previsioni della Commissione europea vengono pubblicate in ritardo rispetto alla presentazione dei documenti programmatici, ovvero a metà maggio/novembre, e sfruttano quindi le informazioni che si rendono disponibili nel periodo immediatamente seguente la predisposizione dei quadri programmatici. Per le previsioni del Consensus Forecast si considerano quelle prodotte in aprile/maggio e settembre/ottobre, quindi elaborate anch'esse con un vantaggio informativo rispetto a quelle del Governo. Le previsioni della CE e del CF vengono prodotte solo per gli orizzonti T e (T+1).

Tenendo conto che gli ultimi anni sono stati caratterizzati da eventi eccezionali di natura non economica e imprevedibile, come la pandemia e la guerra in Ucraina, tali diagnostiche previsive appaiono accettabili.

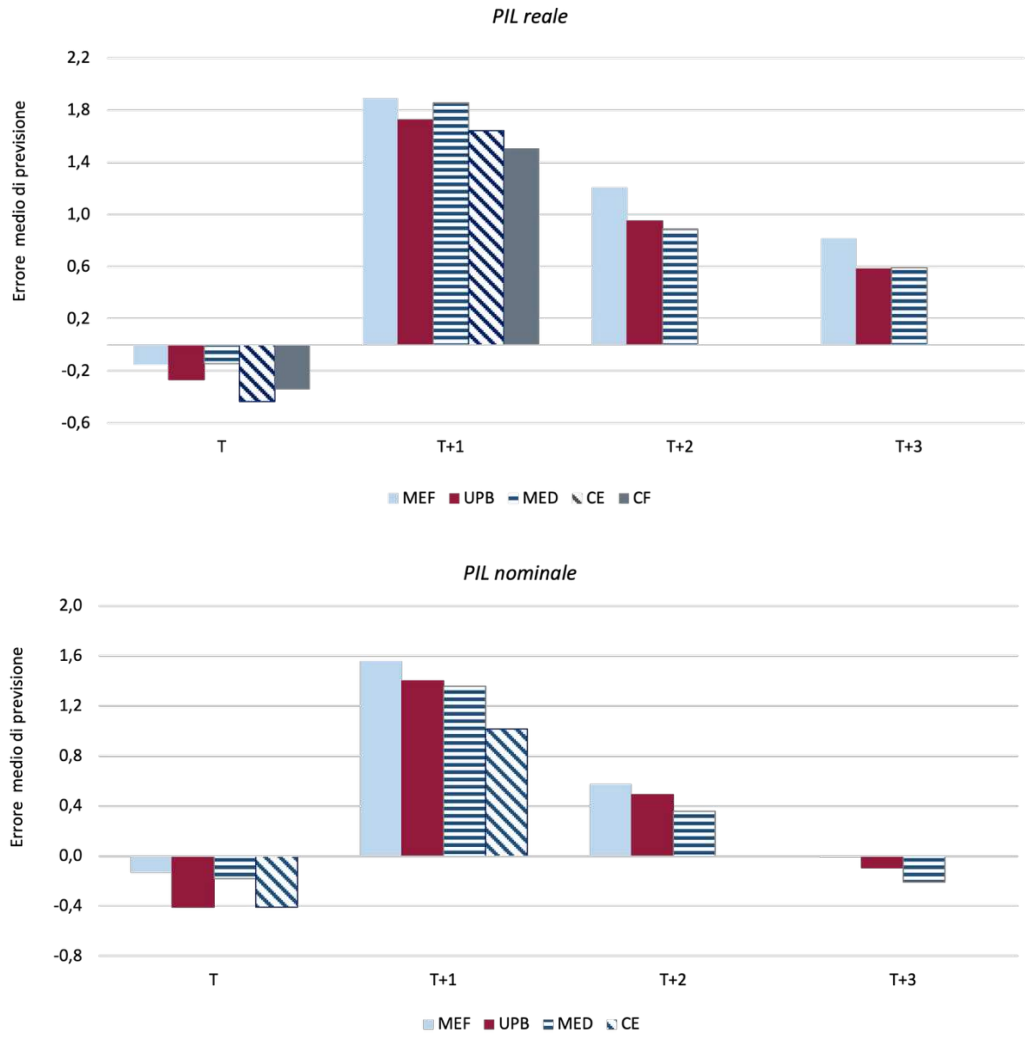
Rispetto a quanto rilevato nel precedente Rapporto UPB, sul periodo 2020-24, le previsioni di tutti gli operatori sono meno distorte, sia per il PIL in volume che in valore su tutti gli orizzonti. Questo miglioramento è derivato dal fatto che le previsioni effettuate sul 2025 sono state complessivamente accurate, nonostante gli *shock* derivanti dal protezionismo.

Gli effetti delle revisioni dei Conti nazionali sugli errori di previsione

L'errore di previsione effettuato dai vari istituti è in parte riconducibile anche al processo di revisione dei dati di Contabilità Nazionale da parte dell'Istat, necessario per incorporare le informazioni che si rendono progressivamente disponibili nel tempo, i cambiamenti metodologici necessari a garantire un'armonizzazione a livello europeo o l'aggiornamento delle tecniche di rilevazione e dei metodi. Negli ultimi anni tali revisioni sono state di entità non trascurabile, soprattutto per il 2021: la stima del PIL è passata dal 6,6 per cento nei dati preliminari all'8,9 negli ultimi disponibili, similmente il dato sulla variazione del PIL nominale è passato dal 7,5 al 10,3 per cento; revisioni significative hanno interessato anche il 2022, per il quale la crescita del PIL è passata dal 3,7 al 4,8 per cento e quella del PIL nominale è aumentata dal 6,8 all'8,4 per cento. Ciò ha inciso in misura non trascurabile sugli errori di previsione, in quanto le stime per l'anno in corso elaborate dai diversi previsori si erano basate su dati di contabilità nazionale annuale e trimestrale poi rivisti negli anni successivi.

Analizzando l'errore di previsione rispetto al primo dato annuale reso noto dall'Istat, in marzo, le stime per l'anno in corso appaiono più equilibrate mentre la distorsione positiva sull'anno (T+1) si acuisce (fig. 3.3). Rispetto ai diversi previsori l'errore negativo in T, sui dati preliminari, è maggiore per la Commissione europea mentre quello positivo sugli orizzonti in avanti è più evidente per il MEF.

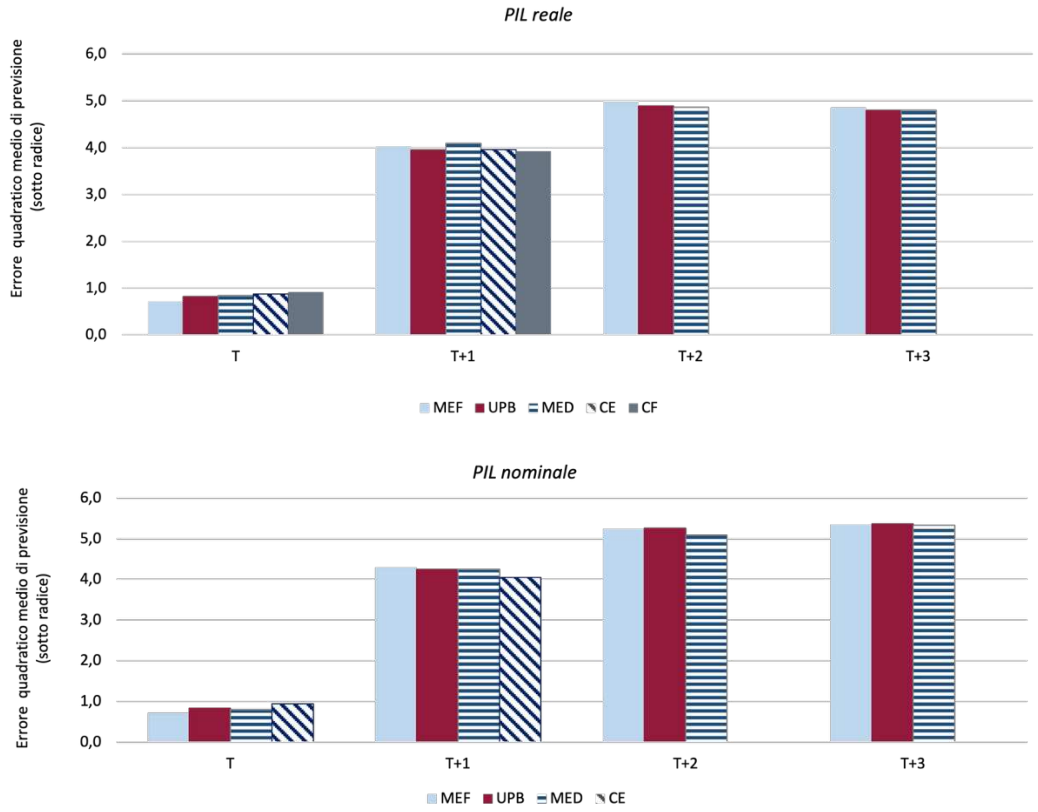
Fig. 3.3 – Errore medio delle previsioni del PIL dell'Italia sul periodo 2020-25 rispetto alla prima versione dei dati Istat (1)



Fonte: elaborazioni su previsioni degli istituti riportati in legenda.
(1) Si ricorda che le previsioni della Commissione europea vengono pubblicate in ritardo rispetto alla presentazione dei documenti programmatici, ovvero a metà maggio/novembre, e sfruttano quindi le informazioni che si rendono disponibili nel periodo immediatamente seguente la predisposizione dei quadri programmatici. Similmente le previsioni del Consensus Forecast, prodotte in aprile/maggio e settembre/ottobre vengono elaborate successivamente a quelle del Governo. Le previsioni della CE e del CF vengono prodotte solo per gli orizzonti T e (T+1).

Le previsioni valutate sulla base della versione preliminare pubblicata dall'Istat appaiono più accurate rispetto al confronto con il dato finale (fig. 3.4). L'errore quadratico medio, sia rispetto al PIL sia rispetto al PIL a valori correnti, sull'anno T è circa la metà di quello calcolato sulla base dei dati disponibili ora, per tutti gli istituti considerati.

Fig. 3.4 – Errore quadratico medio per le previsioni del PIL dell'Italia sul periodo 2020-25 rispetto alla prima versione dei dati Istat (1)



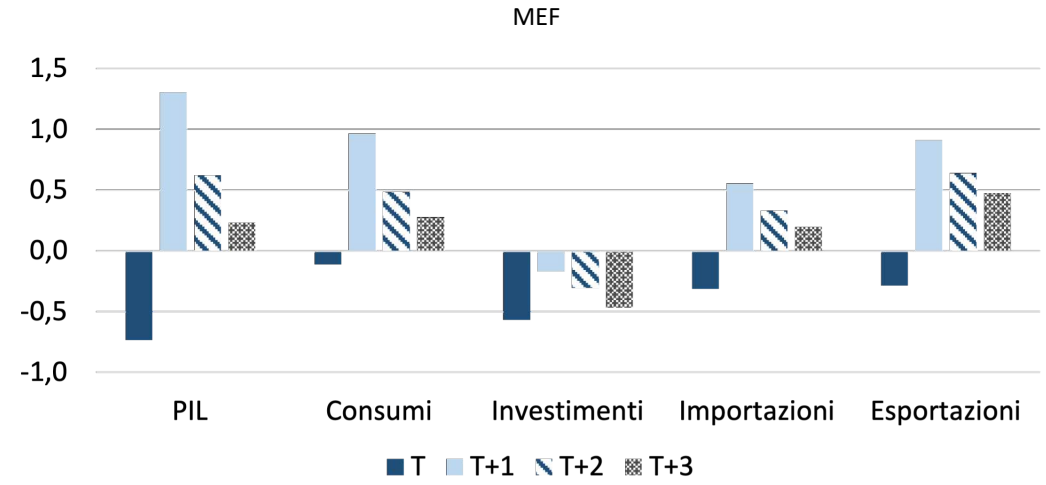
Fonte: elaborazioni su previsioni degli istituti riportati in legenda.
(1) Si ricorda che le previsioni della Commissione europea vengono pubblicate in ritardo rispetto alla presentazione dei documenti programmatici, ovvero a metà maggio/novembre, e sfruttano quindi le informazioni che si rendono disponibili nel periodo immediatamente seguente la predisposizione dei quadri programmatici. Similmente le previsioni del Consensus Forecast, prodotte in aprile/maggio e settembre/ottobre vengono elaborate successivamente a quelle del Governo. Le previsioni della CE e del CF vengono prodotte solo per gli orizzonti T e (T+1).

La scomposizione dell'errore di previsione del PIL nelle componenti di domanda

È possibile ripartire l'errore di previsione del PIL nelle componenti di domanda, valutate in termini di contributi alla crescita (fig. 3.5). L'errore del Governo per l'anno T è principalmente ascrivibile alla sottostima sugli investimenti, cresciuti più delle attese esoggetti a forti revisioni al rialzo da parte dell'Istat. Per il (T+1), invece, l'errore è riconducibile più che altro a una sovrastima dei consumi e delle esportazioni; una

tendenza analoga si osserva anche nel (T+2), sebbene con un errore complessivo più contenuto. Nel (T+3) si registra nuovamente una sottostima degli investimenti, che compensa parzialmente la sovrastima delle esportazioni.

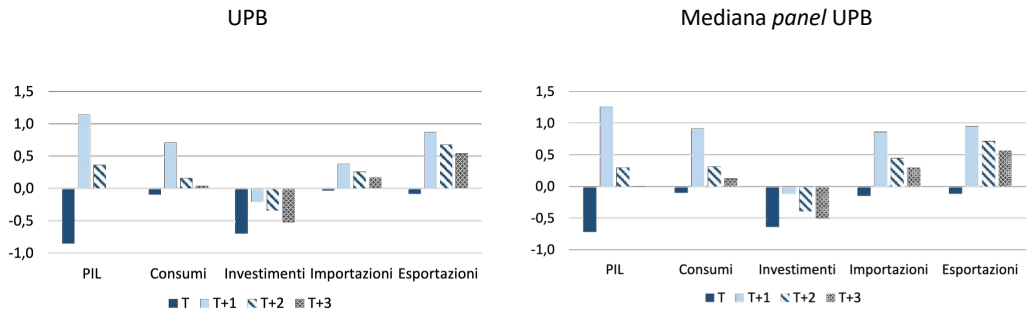
Fig. 3.5 – Errore medio per le componenti di domanda del PIL nelle previsioni del MEF sul 2020-25



Fonte: elaborazione su dati MEF

Le previsioni dell'UPB e della mediana del *panel* (fig. 3.6), si caratterizzano per una disaggregazione sulle componenti similare a quella del MEF, ma con effetti diversi sul PIL. La sovrastima del prodotto per l'UPB in (T+1) è più contenuta, grazie ad un errore più modesto per i consumi, mentre la sovrastima delle esportazioni è simile tra i diversi istituti, essendo questa una variabile più direttamente influenzata dalle ipotesi internazionali, che sono comuni tra MEF, UPB e il *panel* (sintetizzato nella mediana). Dal (T+2) in poi la sottostima degli investimenti si bilancia con la sovrastima delle esportazioni, per cui nel complesso in (T+3) per l'UPB e la mediana del *panel* la distorsione nelle stime sul PIL è nulla.

Fig. 3.6 – Errore medio per le componenti del PIL nelle previsioni dell'UPB e della mediana del suo *panel* sul periodo (2020-25)



Fonte: elaborazione su dati UPB

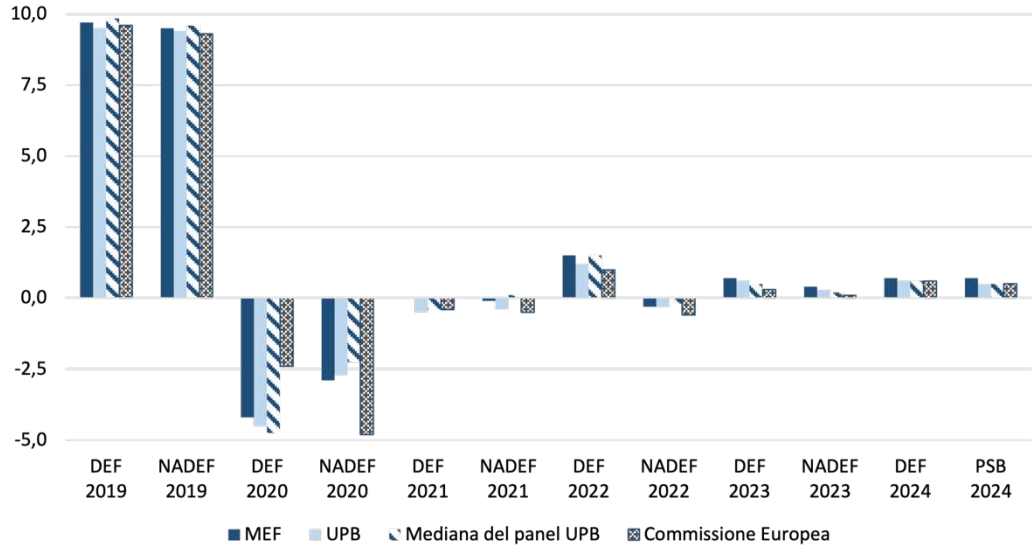
Focus sulle previsioni in (T+1) e su quelle per il 2025

Come nelle precedenti edizioni del Rapporto, ci si sofferma ora su due aspetti specifici: la previsione un anno in avanti, di particolare rilievo per la definizione della politica di bilancio, e la stima dell'anno appena concluso, i cui dati sono stati resi noti dall'Istat pochi mesi fa.

La distorsione delle stime un anno in avanti è di particolare interesse ai fini della valutazione della politica di bilancio. Le previsioni di finanza pubblica per l'anno T sfruttano infatti soprattutto indicatori tempestivi, quali i monitoraggi (sulle entrate, le uscite e il debito) disponibili in corso d'anno, mentre per gli anni in avanti si basano soprattutto sulle proiezioni macroeconomiche; inoltre, la manovra di bilancio viene elaborata nell'autunno dell'anno prima, per cui le previsioni macroeconomiche del Governo per l'orizzonte (T+1) rappresentano la base su cui vengono definite le proiezioni sulle entrate nelle fasi preparatorie delle leggi di bilancio.

L'errore commesso dal MEF nelle previsioni un anno in avanti sul PIL reale (fig. 3.7) nel periodo 2020-24 è risultato sostanzialmente in linea con quello degli altri previsori: nella quasi totalità dei casi dello stesso segno e a volte di entità lievemente superiore. Nel complesso, si osserva una marcata concordanza nel segno degli errori tra gli istituti, senza evidenze di distorsioni persistenti; ciò suggerisce che le stime siano in prevalenza guidate dalle variabili esogene e dagli indicatori congiunturali tanto da orientare tutti nella stessa direzione, senza che ci sia un apriori distorsivo specifico per istituto.

Fig. 3.7 – Errori di previsione sul PIL reale per l'anno (T+1)
(differenze sulle variazioni percentuali annuali)

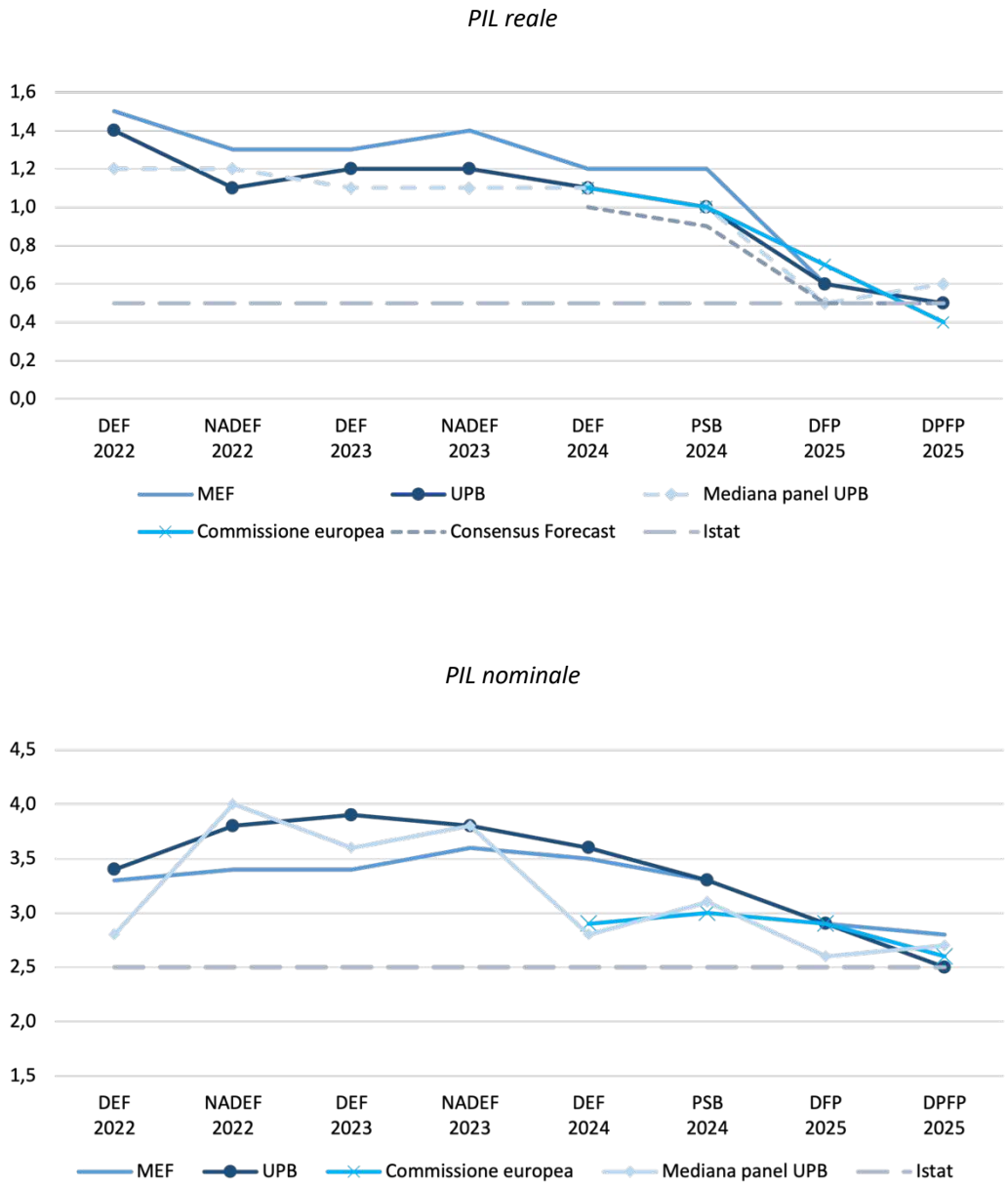


Fonte: documenti programmatici dal DEF 2019 al PSB 2024.

Dopo il forte errore positivo commesso nel 2019 dovuto alla imprevedibilità del crollo del PIL legato alla pandemia, nel 2020 la crescita attesa per il 2021 è stata sottostimata da tutti, in quanto si immaginava un recupero più graduale del ciclo economico. Le previsioni del Governo formulate nel 2021 sul (T+1) sono invece risultate *ex-post* molto accurate. Nella primavera del 2022, poco dopo l'invasione russa dell'Ucraina, le stime per l'anno (T+1) sono risultate ottimistiche in quanto si immaginava che gli effetti della guerra sarebbero stati concentrati sull'anno in corso. Successivamente, l'errore relativo ai dati del 2024 e del 2025 è stato positivo per tutti i previsori, ma di entità contenuta, incluso il MEF che tendenzialmente si è collocato nella fascia alta delle attese, anche in occasione del PSB.

Rispetto al precedente Rapporto la novità è rappresentata dalla disponibilità dei dati di contabilità nazionale per il 2025. Considerando che le previsioni ufficiali avevano un orizzonte di quattro anni fino alla recente riforma, il primo documento in cui è stata presentata una previsione per il 2025 è il DEF del 2022, che appare quindi come prima etichetta sull'asse delle ascisse della figura 3.8.

Fig. 3.8 – Previsioni sul PIL del 2025 del MEF e di altri istituti a confronto (1)
(variazioni percentuali annuali)



Fonte: documenti programmatici MEF, dati UPB, dati di Contabilità nazionale Istat e previsioni economiche della Commissione europea.
(1) Il dato ufficiale pubblicato dall'Istat (ultima versione disponibile) è rappresentato nel grafico dalla linea grigia tratteggiata orizzontale.

Le diverse previsioni per il PIL dell'anno 2025 sono state tendenzialmente riviste al ribasso. Sulla scia del buon andamento ciclico nel post pandemia, le previsioni sulla crescita del PIL per il 2025 realizzate tre anni prima erano relativamente elevate: tutti i previsori prefiguravano una variazione del prodotto superiore all'1,0 per cento, soprattutto il MEF. Con il passare del tempo e il deteriorarsi della congiuntura le stime sono state gradualmente riviste al ribasso. Dalla primavera del 2025 le previsioni si sono poi addensate verso il valore successivamente realizzato (0,5 per cento). Il profilo delle proiezioni è molto vicino tra UPB,

mediana del *panel* e Commissione europea, mentre il Consensus Forecast (disponibile dal 2024) è rimasto più cauto degli altri. Occorre tuttavia ricordare che le previsioni della Commissione europea e del Consensus Forecast vengono rilasciate circa un mese dopo quelle del Governo e pertanto dispongono di maggiori informazioni.

Anche la crescita nominale per il 2025 è stata inizialmente stimata in eccesso rispetto alla effettiva realizzazione da tutti i previsori; l'errore si è andato poi man mano riducendo anche a riflesso della revisione nella dinamica delle stime in volume. L'UPB e la mediana del *panel* sono risultati più ottimisti del MEF nei primi due anni, poi nel DEF 2024 la mediana si è molto avvicinata al dato effettivo, così come la Commissione europea. Ancora nell'autunno 2025, quando si avevano a disposizione i dati del PIL reale per due trimestri su quattro, permaneva una lieve distorsione positiva per quasi tutti i previsori, eccetto che per l'UPB che ha centrato la previsione.

3.2 Distorsione e accuratezza delle previsioni ufficiali di finanza pubblica nel periodo 2000-2025

Questo paragrafo analizza la distorsione e l'accuratezza delle previsioni di finanza pubblica ufficiali nel periodo 2000-2025, con particolare riferimento ai principali saldi di bilancio e al confronto tra il periodo precedente e successivo al 2014[111]. L'analisi si concentra sugli errori di previsione a un anno, confrontando le stime contenute nei documenti programmatici formulate nell'autunno dell'anno precedente[112], ovvero al momento della presentazione del disegno di legge di bilancio, con i corrispondenti dati di consuntivo nella prima versione certificata da Eurostat nell'ambito della procedura per i disavanzi eccessivi (PDE)[113], così da limitare l'effetto delle successive revisioni statistiche. Il confronto tra il periodo precedente e quello successivo al 2014 consente di verificare se la distorsione e l'accuratezza degli errori di previsione risultino mutate in corrispondenza del cambiamento del quadro istituzionale e regolatorio.

[111] Per una precedente analisi sull'accuratezza delle previsioni di finanza pubblica nel periodo successivo al 2014, si veda Ufficio parlamentare di bilancio (2023), "Analisi retrospettiva dell'accuratezza delle previsioni di finanza pubblica nei documenti programmatici: anni 2015-2022", Focus tematico n. 3, 20 luglio.

[112] Nel corso del periodo analizzato, i documenti programmatici autunnali hanno assunto denominazioni diverse pur mantenendo una funzione analoga di aggiornamento del quadro macroeconomico e di finanza pubblica in vista della manovra di bilancio. Fino al 2009, il documento autunnale di riferimento è stato la Relazione previsionale e programmatica, presentata al Parlamento entro il 30 settembre unitamente al disegno di legge finanziaria. Il biennio 2009-2010 costituisce una fase di transizione, con la pubblicazione della Nota di aggiornamento al Documento programmatico di economia e finanza. A partire dal 2011, l'aggiornamento autunnale è stato pubblicato nella Nota di aggiornamento al Documento di economia e finanza, prevista nell'ambito della riforma della contabilità e finanza pubblica introdotta dalla L. 196/2009.

[113] L'Istat ha pubblicato per la prima volta ad aprile 2007 le tavole della Notifica sull'indebitamento netto e sul debito delle Amministrazioni pubbliche (AP) trasmesse a Eurostat in applicazione del Protocollo sulla procedura per i disavanzi eccessivi annessa al Trattato di Maastricht. Per gli anni precedenti, si è fatto riferimento al dato di consuntivo di fonte Istat riportato nei documenti programmatici del MEF.

Si analizzano gli errori di previsione a un anno relativi al saldo primario, all'indebitamento netto e alla spesa per interessi delle Amministrazioni pubbliche, espressi in rapporto al PIL. Le previsioni esaminate sono quelle formulate dal Ministero dell'Economia e delle finanze (MEF) nei documenti programmatici. Nello specifico, l'errore di previsione per un determinato anno è definito come la previsione formulata dal MEF nell'autunno dell'anno precedente meno il dato di consuntivo certificato da Eurostat nell'aprile dell'anno successivo. L'attenzione è rivolta alla previsione per l'anno successivo che riflette, quindi, sia l'evoluzione attesa del quadro macroeconomico sia gli effetti delle misure di finanza pubblica contenute nella manovra[114].

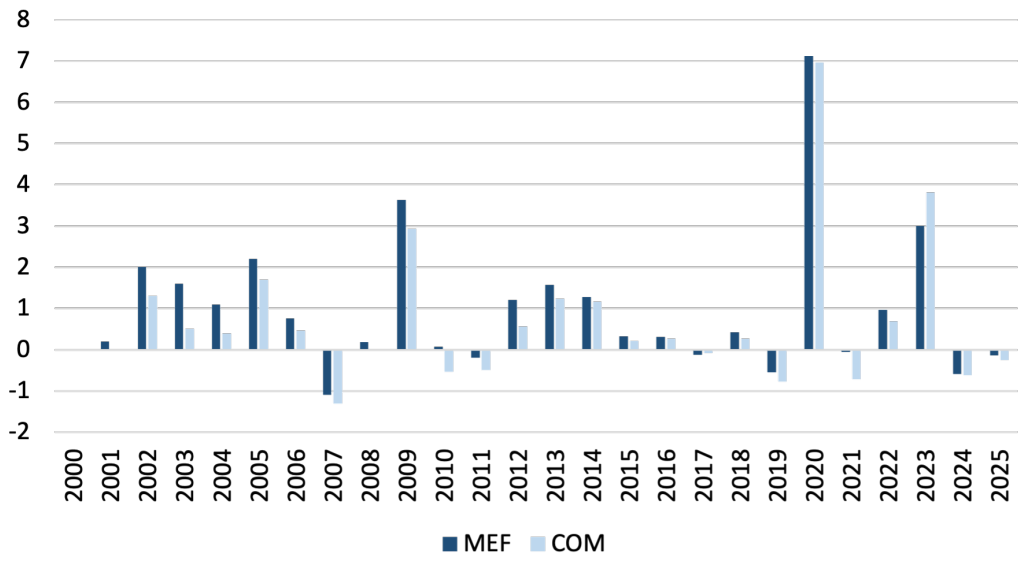
La distorsione e l'accuratezza delle previsioni governative vengono messe a confronto con quelle della Commissione europea che sono formulate in un momento immediatamente successivo e con informazioni di finanza pubblica comparabili. A tal fine, l'analisi considera le previsioni formulate dalla Commissione nelle previsioni di autunno, che possono rappresentare un *benchmark* in quanto basate su un insieme informativo sostanzialmente analogo e vengono elaborate nell'ambito del quadro di sorveglianza di bilancio europea.

Infine, l'analisi distingue due sottoperiodi, 2000-2014 e 2015-2025, per verificare se le proprietà degli errori di previsione presentino differenze tra la fase precedente e quella successiva all'introduzione degli strumenti e procedure per migliorare la prevedibilità della politica di bilancio da parte della L. 243/2012 e dalla L. 196/2009, compresa l'istituzione dell'UPB.

L'analisi grafica evidenzia un'elevata variabilità degli errori di previsione (figg. 3.9-3.11). Nel complesso, gli errori di previsione del saldo primario e dell'indebitamento netto rispetto al PIL mostrano una prevalenza di valori positivi, quindi una tendenza a una distorsione ottimistica, soprattutto nel periodo 2000-2014 quando gli scostamenti rispetto ai dati di consuntivo risultano spesso di entità significativa (figg. 3.9-3.10). Per la spesa per interessi (fig. 3.11), la distribuzione temporale degli errori di previsione appare distribuita in modo maggiormente simmetrico attorno allo zero.

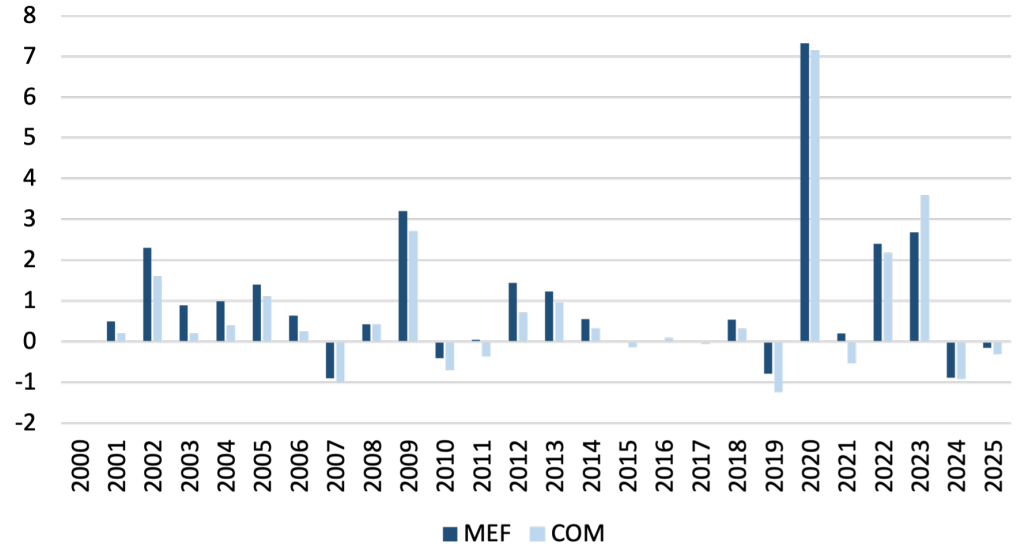
[114] L'errore di previsione sulla finanza pubblica include la parte dovuta agli errori del quadro macroeconomico, la parte dovuta a misure discrezionali in corso d'anno (quindi introdotte successivamente alla legge di bilancio) e la parte che può essere considerata l'errore di previsione di finanza pubblica non legato agli errori del quadro macroeconomico e alla *policy*. Nei *test* statistici, si controlla per gli errori del quadro macroeconomico. Non si considerano direttamente le misure discrezionali che possono essere state introdotte in corso d'anno. Tuttavia, controllando per gli anni con *shock* macroeconomici eccezionali (2009, 2020 e 2022), si tiene conto indirettamente anche delle misure discrezionali introdotte in corso d'anno per fronteggiare gli *shock* stessi. Per gli anni non interessati da *shock* macroeconomici eccezionali, le misure discrezionali introdotte successivamente alla legge di bilancio fanno parte dell'errore di previsione che si intende esaminare in quanto l'analisi ha la finalità di valutare la prevedibilità della politica di bilancio.

Fig. 3.9 – Errori di previsione del saldo primario in rapporto al PIL (1)
(valori percentuali)



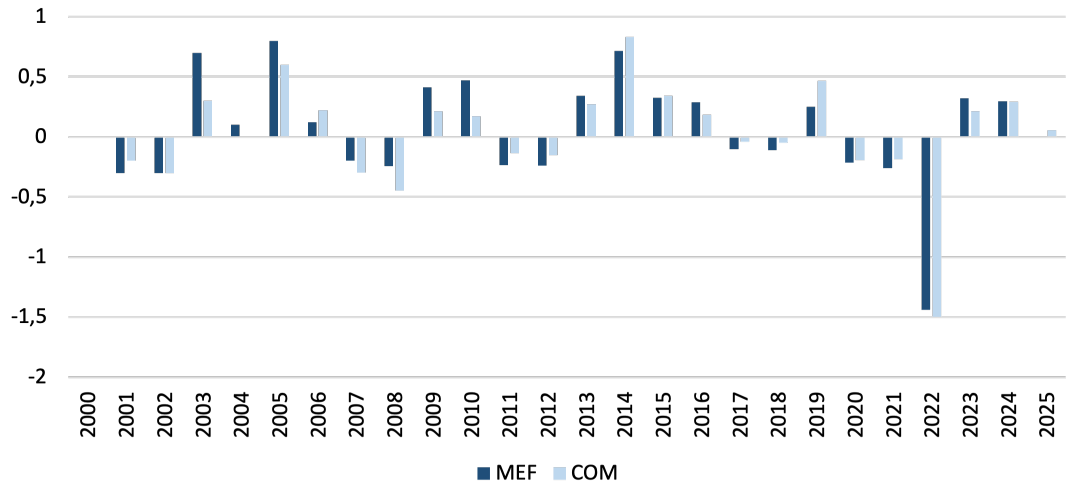
Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) L'errore di previsione per un determinato anno è definito come la previsione formulata nell'autunno dell'anno precedente meno il dato di consuntivo certificato da Eurostat nell'aprile dell'anno successivo.

Fig. 3.10 – Errori di previsione dell'indebitamento netto in rapporto al PIL (1)
(valori percentuali)



Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) L'errore di previsione per un determinato anno è definito come la previsione formulata nell'autunno dell'anno precedente meno il dato di consuntivo certificato da Eurostat nell'aprile dell'anno successivo.

Fig. 3.11 – Errori di previsione della spesa per interessi in rapporto al PIL (1)
(valori percentuali)



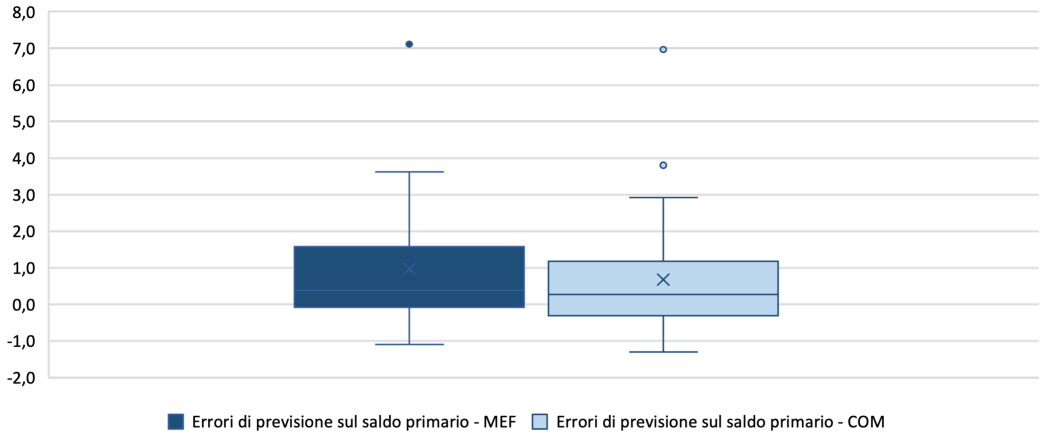
Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) L'errore di previsione per un determinato anno è definito come la previsione formulata nell'autunno dell'anno precedente meno il dato di consuntivo certificato da Eurostat nell'aprile dell'anno successivo.

In alcuni anni, gli errori di previsione sono influenzati da episodi eccezionali verificatisi successivamente alla formulazione delle stesse; ciò si verifica sia nel caso delle previsioni presentate nei documenti programmatici sia di quelle pubblicate dalla Commissione. Gli anni 2009 e 2020 emergono con particolare evidenza sia per il saldo primario sia per l'indebitamento netto, riflettendo l'impatto sulla finanza pubblica di *shock* macroeconomici di natura straordinaria (crisi finanziaria e crisi sanitaria, rispettivamente). Per la spesa per interessi, lo scostamento più rilevante si evidenzia nel 2022, in corrispondenza del rapido rialzo dei tassi di interesse successivo allo *shock* inflazionistico conseguente alla crisi energetica. Anche il 2023 si evidenzia come un anno in cui l'errore di previsione dei saldi è stato particolarmente ampio a causa di una serie di fattori legati ad alcuni crediti fiscali edilizi, in particolare il Superbonus e il bonus facciate. Oltre alla difficoltà di prevedere e monitorare tale misura, l'errore riflette anche il fatto che, successivamente alla previsione formulata nell'autunno 2022, Eurostat ha deciso di considerare i crediti legati a tali misure come "pagabili" e quindi di registrare l'impatto interamente come spese nell'anno in cui vengono effettuati i lavori invece che diluiti nel tempo come minori entrate. A causa di questa riclassificazione contabile, la previsione di autunno 2022 e il dato a consuntivo del 2023 pubblicato ad aprile 2024 non risultano direttamente comparabili[115]. La medesima riclassificazione contabile ha interessato anche l'anno 2022; quindi la previsione di autunno 2021 e il dato a consuntivo del 2022 pubblicato nella primavera del 2023 non sono comparabili.

[115] Il dato del 2023 è stato inoltre influenzato da un marcato utilizzo degli incentivi in quell'anno, maggiore di quanto previsto. Si noti tuttavia che, con la classificazione contabile precedente alla decisione di Eurostat, l'errore di valutazione sull'utilizzo delle misure nel corso del 2023 avrebbe influito sulle previsioni degli anni 2024 e successivi e non su quelle di tale anno. Si veda anche paragrafo 2.1.4.

Gli errori di previsione del MEF appaiono nel complesso simili a quelli della Commissione europea, suggerendo caratteristiche comuni tra i due previsori istituzionali, anche se con una tendenza a previsioni più ottimistiche e maggiormente disperse da parte del MEF nel periodo prima del 2014. Le figure 3.12 e 3.13 presentano, attraverso *box plot*[116], la distribuzione degli errori di previsione sul saldo primario e sull'indebitamento netto per l'intero periodo analizzato, offrendo un confronto tra distribuzione, variabilità e asimmetria degli errori di previsione. Le figure confermano per entrambe le istituzioni un'asimmetria verso valori positivi, più evidente da parte del MEF. La distribuzione del MEF mostra una maggiore dispersione nella parte centrale, segnalando una più elevata variabilità degli errori non estremi, mentre quella della Commissione presenta un'osservazione estrema positiva in più[117]. In entrambi i casi, la posizione centrale della distribuzione si colloca al di sopra dello zero, segnalando una prevalenza di errori positivi. Rispetto al saldo primario, per l'indebitamento netto le distribuzioni dei due previsori appaiono maggiormente simili, sia in termini di dispersione della parte centrale sia di posizione della mediana, suggerendo una distorsione positiva meno pronunciata grazie a una previsione della spesa per interessi in rapporto al PIL meno distorta in tutto il periodo di analisi.

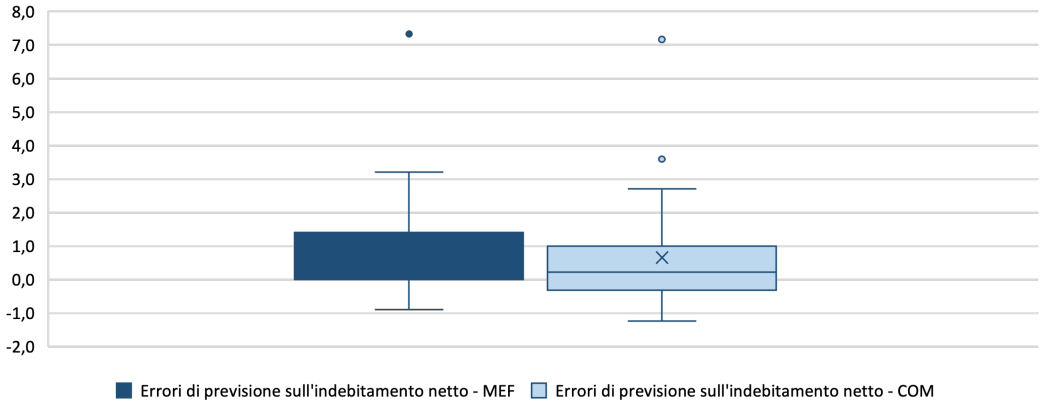
Fig. 3.12 – Distribuzione degli errori di previsione del saldo primario in rapporto al PIL - 2000-2025 (1) (2)
(valori percentuali)



Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) L'errore di previsione per un determinato anno è definito come la previsione formulata nell'autunno dell'anno precedente meno il dato di consuntivo certificato da Eurostat nell'aprile dell'anno successivo. – (2) La crocetta all'interno del riquadro colorato indica il valore medio degli errori; la linea orizzontale all'interno del riquadro rappresenta il valore mediano; il riquadro colorato racchiude il 50 per cento centrale delle osservazioni, compreso tra il primo e terzo quartile, offrendo una misura della dispersione; i segmenti esterni ("baffi") mostrano l'estensione dei valori non anomali, mentre eventuali punti isolati segnalano osservazioni estreme definite come valori superiori o inferiori di oltre 1,5 volte l'intervallo interquartile.

[116] Il *box plot* fornisce una rappresentazione sintetica della distribuzione degli errori di previsione; per la descrizione dei singoli elementi grafici si rinvia alla nota alle figure 3.12 e 3.13.
[117] Gli *outliers* identificati dai *box plot* sono il 2020 per entrambe le istituzioni e il 2023 per gli errori commessi dalla Commissione europea.

Fig. 3.13 – Distribuzione degli errori di previsione dell'indebitamento netto in rapporto al PIL - 2000-2025 (1) (2)
(valori percentuali)



Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) L'errore di previsione per un determinato anno è definito come la previsione formulata nell'autunno dell'anno precedente meno il dato di consuntivo certificato da Eurostat nell'aprile dell'anno successivo. – (2) La crocetta all'interno del riquadro colorato indica il valore medio degli errori; la linea orizzontale all'interno del riquadro rappresenta il valore mediano; il riquadro colorato racchiude il 50 per cento centrale delle osservazioni, compreso tra il primo e terzo quartile, offrendo una misura della dispersione; i segmenti esterni ("baffi") mostrano l'estensione dei valori non anomali, mentre eventuali punti isolati segnalano osservazioni estreme definite come valori superiori o inferiori di oltre 1,5 volte l'intervallo interquartile.

Le considerazioni emerse dall'analisi grafica trovano conferma negli indicatori statistici di distorsione e accuratezza delle previsioni (tabb. 1-3). Gli indicatori statistici permettono una quantificazione sintetica dell'entità e delle caratteristiche degli errori, condotta sia sull'intero periodo 2000-2025 sia nei due sottoperiodi 2000-2014 e 2015-2025. Vengono considerati l'errore medio (*Mean error*, ME)[118], che misura la presenza di una distorsione sistematica nelle previsioni, ovvero se esse sono state eccessivamente ottimistiche (segno positivo) o al contrario prudenziali (segno negativo), e la radice dell'errore quadratico medio (*Root mean squared error*, RMSE)[119], che sintetizza l'accuratezza complessiva delle previsioni, penalizzando maggiormente gli errori di grande entità rispetto a quelli contenuti. Per rendere i risultati confrontabili tra periodi caratterizzati da diversa volatilità, viene inoltre considerata la RMSE aggiustata per la variabilità delle grandezze osservate[120].

[118] Il ME è calcolato come media aritmetica degli errori di previsione di un determinato aggregato nel periodo considerato. Un ME positivo indica una tendenza alla sovrastima dell'aggregato; un ME negativo indica invece una tendenza alla sottostima.

[119] Il RMSE è calcolato come radice quadrata della media dei quadrati degli errori. A differenza del ME, il RMSE non distingue il segno dell'errore: un valore elevato segnala che le previsioni si discostano in misura rilevante dal consuntivo, indipendentemente dalla direzione degli errori. Il confronto tra ME e RMSE fornisce indicazioni utili sulla struttura degli errori: quando il RMSE è sensibilmente superiore al valore assoluto del ME, gli errori tendono a essere ampi ma non sistematicamente orientati in una direzione.

[120] L'aggiustamento consiste nel rapportare la RMSE alla deviazione standard del consuntivo nel periodo di riferimento. Un valore di questo rapporto prossimo a 1 indica che l'errore di previsione è dello stesso ordine di grandezza della variabilità osservata della variabile.

L'indicatore di distorsione conferma che, sull'intero periodo 2000-2025, le previsioni del MEF hanno presentato una tendenza a sovrastimare i saldi di bilancio, ovvero hanno mostrato una distorsione ottimistica (tabb. 3.1-3.2, prima colonna)**.** Sull'intero periodo considerato, l'errore medio risulta pari a 0,97 per il saldo primario in percentuale del PIL (tab. 3.1) e a 0,91 per l'indebitamento netto in percentuale del PIL (tab. 3.2).

Tab. 3.1 – Distorsione e accuratezza delle previsioni del saldo primario in rapporto al PIL (1)

	2000-2025		2000-2014		2015-2025	
Fonte	**ME**	**RMSE**	**ME**	**RMSE**	**ME**	**RMSE**
MEF	0,97	1,91	0,97	1,49	0,97	2,37
Esclusi anni anomali (2)	0,48	0,98	0,78	1,20	-0,05	0,37
COM	0,71	1,84	0,56	1,17	0,89	2,44
Esclusi anni anomali (2)	0,16	0,77	0,38	0,90	-0,21	0,47

Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) ME = errore medio e RMSE = radice dell'errore quadratico medio. − (2) Anni anomali: 2009, 2020, 2022 e 2023.

Tab. 3.2 – Distorsione e accuratezza delle previsioni dell'indebitamento netto in rapporto al PIL (1)

	2000-2025		2000-2014		2015-2025	
Fonte	**ME**	**RMSE**	**ME**	**RMSE**	**ME**	**RMSE**
MEF	0,91	1,90	0,82	1,29	1,03	2,50
Esclusi anni anomali (2)	0,37	0,87	0,65	1,03	-0,14	0,47
COM	0,68	1,86	0,49	1,03	0,93	2,56
Esclusi anni anomali (2)	0,07	0,70	0,32	0,75	-0,34	0,60

Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) ME = errore medio e RMSE = radice dell'errore quadratico medio. − (2) Anni anomali: 2009, 2020, 2022 e 2023.

L'esclusione degli anni anomali dal calcolo dell'indicatore evidenzia che, in parte, la sovrastima dei saldi è stata legata ai fattori eccezionali verificatesi nel corso di tali anni. Per il saldo primario in percentuale del PIL, l'esclusione degli anni 2009 (crisi finanziaria), 2020 (crisi Covid-19), 2022 e 2023 (impatto Superbonus, inclusa la riclassificazione contabile) comporta una diminuzione dell'errore medio da 0,97 a 0,48 (tab. 3.1). Per l'indebitamento netto in percentuale del PIL, l'indicatore si riduce da 0,91 a 0,37 (tab. 3.2). La riduzione dell'errore medio indica che gli episodi straordinari spiegano una quota rilevante della distorsione ottimistica. Anche escludendo tali anni, tuttavia, si osserva una tendenza alla sovrastima dei saldi.

Gli anni anomali sono identificati considerando le osservazioni esterne all'intervallo definito come la media ± 1,64 moltiplicato per la deviazione standard degli errori di previsione. Il criterio non è applicato direttamente alle variabili di finanza pubblica oggetto dell'analisi ma a indicatori che si considerano correlati. In particolare, per i saldi si considerano gli errori di previsione del tasso di crescita del PIL nominale della Commissione europea; in questo caso, sono identificati come anni anomali il 2009 e il 2020. Per la spesa per interessi, vengono considerati gli errori di previsione del tasso implicito sul debito della Commissione europea; in questo caso viene identificato come anno

anomalo il 2022. Gli anni 2022 e 2023 sono inoltre considerati anomali per i saldi di finanza pubblica a causa delle revisioni contabili connesse al trattamento del Superbonus e del bonus facciate introdotte successivamente alla formulazione delle previsioni.

Nel periodo considerato, le previsioni del MEF hanno mostrato una distorsione ottimistica maggiore rispetto a quella della Commissione europea quando si escludono gli anni anomali. I risultati con l'inclusione degli anni anomali confermano per entrambe le istituzioni la difficoltà nel formulare previsioni di finanza pubblica. Tuttavia, differenze rilevanti emergono quando si escludono gli anni anomali e si considera l'indebitamento netto in percentuale del PIL, per il quale l'errore medio della Commissione europea appare prossimo allo zero (0,07).

Una volta esclusi gli anni caratterizzati da fattori eccezionali, il confronto tra il periodo precedente e successivo al 2014, anno di introduzione delle riforme delle procedure di bilancio, indica una riduzione rilevante della distorsione degli errori di previsione dei saldi di bilancio (tabb. 3.1-3.2, terza e quinta colonna). Nel periodo 2000-2014, l'esclusione del 2009 riduce il ME delle previsioni MEF da 0,97 a 0,78 per il saldo primario in percentuale del PIL (tab. 3.1) e da 0,82 a 0,65 punti per l'indebitamento netto in percentuale del PIL (tab. 3.2), confermando comunque la presenza di una distorsione ottimistica. Nel periodo 2015-2025, al contrario, l'esclusione degli anni con fattori straordinari modifica in misura marcata il quadro. L'errore medio diventa negativo sia per il saldo primario in percentuale del PIL (-0,05; tab. 3.1), sia per l'indebitamento netto in percentuale del PIL (-0,14; tab. 3.2), segnalando quindi una distorsione prudenziale delle previsioni[121].

Per quanto riguarda l'accuratezza delle previsioni, si possono formulare considerazioni simili a quelle già esposte per la loro distorsione (tabb. 3.1-3.2, seconda, quarta e sesta colonna e tab. 3.3). Per l'intero periodo 2000-2025, l'indicatore di accuratezza (RMSE) evidenzia errori di previsione di entità non trascurabile (1,91 per il saldo primario e 1,9 per l'indebitamento netto), coerenti con l'elevata variabilità emersa dall'analisi grafica (tabb. 3.1-3.2). Il RMSE corretto per la deviazione standard presenta valori superiori a uno (tab. 3.3). Inoltre, l'accuratezza delle previsioni del MEF appare inferiore a quella delle previsioni della Commissione europea. L'esclusione degli anni con fattori straordinari comporta un ridimensionamento del RMSE da 1,91 a 0,98 per il saldo primario (tab. 3.1); per l'indebitamento netto, l'indicatore si riduce da 1,90 a 0,87 (tab. 3.2). Dopo il 2014, l'accuratezza delle previsioni migliora notevolmente una volta esclusi gli anni con fattori straordinari: il RMSE scende a 0,37 per il saldo primario e a 0,47 per l'indebitamento netto mentre l'indicatore corretto per la deviazione standard si avvicina all'unità (1,1).

[121] La distorsione migliora anche per le previsioni della Commissione. Ciò suggerisce che la riforma delle procedure nazionali ha comportato anche migliori informazioni a disposizione a livello della UE dal 2014.

Tab. 3.3 – Indicatore di accuratezza previsiva normalizzato per la variabilità degli aggregati (RMSE/deviazione standard) (1)

	Saldo primario			Indebitamento netto			Spesa per Interessi		
	2000-2025	2000-2014	2015-2025	2000-2025	2000-2014	2015-2025	2000-2025	2000-2014	2015-2025
MEF	1,16	1,32	1,10	1,14	1,30	1,10	1,01	1,07	1,01
COM	1,08	1,14	1,07	1,07	1,14	1,07	1,00	1,02	1,00

Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) Valori superiori a 1 indicano errori di previsione superiori alla variabilità storica della variabile.

La previsione della spesa per interessi presenta proprietà migliori rispetto a quella sui saldi di bilancio (tabb. 3.3-3.4)**.** Tale risultato è dovuto sia alla scelta da parte del MEF di utilizzare i tassi attesi dal mercato sia al fatto che la variabile è meno soggetta a misure discrezionali di *policy* o a variazioni cicliche di breve periodo. Per l'intero periodo 2000-2025, le previsioni del MEF presentano una leggera distorsione prudenziale (0,06; tab. 3.4), più marcata se si esclude il 2022 (0,12). L'RMSE è pari a 0,45 e l'RMSE corretto per la variabilità circa pari a 1 (1,01; tab. 3.3). La distorsione e l'accuratezza delle previsioni della spesa per interessi del MEF appaiono molto simili a quelle della Commissione europea. Infine, il confronto tra i due sottoperiodi indica che non ci sono state differenze significative nel corso del tempo e che l'errore rilevante su questa componente risulta concentrato in corrispondenza dello *shock* del 2022.

Tab. 3.4 – Distorsione e accuratezza delle previsioni della spesa per interessi in rapporto al PIL (1)

	2000-2025		2000-2014		2015-2025	
Fonte	**ME**	**RMSE**	**ME**	**RMSE**	**ME**	**RMSE**
MEF	0,06	0,45	0,14	0,41	-0,06	0,49
Escluso anno anomalo (2)	0,12	0,35	0,14	0,41	0,08	0,24
COM	0,03	0,43	0,08	0,36	-0,04	0,51
Escluso anno anomalo (2)	0,09	0,31	0,08	0,36	0,11	0,24

Fonte: elaborazioni su dati del MEF, della Commissione europea e dell'Istat.
(1) ME = errore medio; RMSE = radice dell'errore quadratico medio. – (2) Anno anomalo: 2022.

L'analisi descrittiva viene approfondita mediante una serie di regressioni volte a verificare la significatività statistica delle distorsioni negli errori di previsione[122]. Le tabelle 3.5, 3.6 e 3.7 riportano i risultati delle specificazioni[123] per il saldo primario in percentuale del PIL, per l'indebitamento netto in percentuale del PIL e per la spesa per interessi in percentuale del PIL. La specificazione 1 contiene la sola costante e verifica la significatività statistica della distorsione sull'intero periodo considerato. La specificazione 2 verifica la significatività statistica della distorsione controllando, attraverso apposite

[122] L'analisi econometrica segue un'impostazione coerente con la metodologia utilizzata, tra l'altro, dalla Commissione europea. Si veda in particolare Axioglou, C., Ratto, M. e Roman, J. (2025), "Navigating uncertainty: evaluating the European economic forecasts amidst pandemic and energy crises", European Economy Discussion Papers, n. 222.

[123] Nelle regressioni sono stati utilizzati errori standard robusti all'eteroschedasticità e all'autocorrelazione seriale (HAC), secondo la correzione di Newey-West con kernel di Bartlett, con selezione automatica del *bandwidth* e correzione per piccoli campioni.

dummy, per gli anni caratterizzati da fattori straordinari. La specificazione 3 suddivide tra i due sottoperiodi oggetto di analisi, ovvero quello precedente e quello successivo al 2014, e verifica, mediante *Wald test*, la significatività statistica di un cambiamento strutturale della distorsione tra i due sottoperiodi. La specificazione 4, limitata al saldo primario e all'indebitamento netto, verifica la significatività statistica della differenza controllando per l'errore di previsione della crescita del PIL nominale.

Per il saldo primario in rapporto al PIL, l'analisi mostra che la distorsione ottimistica sull'intero periodo è statisticamente significativa ma tende ad attenuarsi in modo marcato nel periodo successivo al 2014 (tab. 3.5)**.** La regressione basata sulla sola costante (specificazione 1) mostra che la distorsione ottimistica osservata nel periodo 2000-2025 è statisticamente significativa. Tale risultato si conferma anche controllando per gli anni caratterizzati da fattori straordinari (specificazione 2). La distinzione tra i due sottoperiodi, illustrata nella specificazione 3, conferma quanto già suggerito dall'analisi descrittiva: la distorsione osservata sull'intero campione risulta concentrata nel periodo precedente al 2014. Il coefficiente relativo al periodo 2000-2014 è infatti positivo e statisticamente significativo, mentre quello riferito al periodo successivo cambia segno, indicando il passaggio a una distorsione prudenziale, pur senza mostrare significatività statistica. Il test di Wald conferma che la differenza tra i due coefficienti è statisticamente significativa, segnalando una riduzione rilevante nella distorsione delle previsioni tra i due periodi.

Il passaggio da una distorsione ottimistica a un orientamento prudenziale nelle previsioni del saldo primario nel periodo successivo al 2014, è confermata anche controllando per gli errori di previsione del tasso di crescita del PIL nominale; la differenza rispetto al periodo precedente è statisticamente significativa. Quando si controlla per l'errore di previsione della crescita del PIL nominale (specificazione 4), il coefficiente associato a tale variabile risulta positivo e statisticamente significativo, segnalando che la distorsione ottimistica delle previsioni macroeconomiche tende a influenzare anche quella dei saldi di bilancio. Il coefficiente relativo alla distorsione nel periodo precedente al 2014 segnala un'attenuazione della distorsione ottimistica, la quale perde significatività; per il periodo successivo al 2014 si osserva un'accentuazione della distorsione prudenziale che comunque rimane statisticamente non significativa. Il test di Wald conferma che la riduzione nella distorsione delle previsioni tra i due sottoperiodi è statisticamente significativa.

Questo risultato suggerisce che una parte rilevante della riduzione della distorsione delle previsioni del saldo primario in rapporto al PIL osservato tra il periodo precedente

e quello successivo al 2014 riflette la riduzione della distorsione ottimistica delle previsioni macroeconomiche dopo tale anno[124].

Tab. 3.5 – Test per la distorsione degli errori di previsione del saldo primario in rapporto al PIL (1)
(dati annuali, periodo 2000-2025)

Variabile dipendente: Errore della previsione del saldo primario in rapporto al PIL				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Costante	0,97***	0,48*		
(SE)	(0,25)	(0,25)		
Dummy 2009		3,15***	2,85***	1,35**
(SE)		(0,25)	(0,25)	(0,63)
Dummy 2020		6,64***	7,17***	4,35***
(SE)		(0,25)	(0,15)	(1,11)
Dummy 2022		0,50***	1,03***	1,38***
(SE)		(0,25)	(0,15)	(0,24)
Dummy 2023		2,53***	3,06***	3,74***
(SE)		(0,25)	(0,15)	(0,32)
Dummy pre-2014			0,78**	0,44
(SE)			(0,31)	(0,32)
Dummy post-2014			-0,05	-0,27
(SE)			(0,15)	(0,22)
Errore previsione crescita PIL nominale				0,31**
(SE)				(0,12)
		Wald Test: C(dummy pre-2014)=C(dummy post-2014)		
		t-statistic	2,51**	1,98*

Fonte: stime su dati del MEF e dell'Istat.
(1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10. Errori standard robusti HAC (Newey-West, kernel di Bartlett) tra parentesi.

Per quanto riguarda l'indebitamento netto in rapporto al PIL, la distorsione ottimistica delle previsioni è statisticamente significativa considerando l'intero periodo; i *test* statistici mostrano una chiara evidenza di miglioramento nel periodo successivo al 2014 (tab. 3.*6*)**.** Anche per l'indebitamento netto, la regressione basata sulla sola costante (specificazione 1) mostra che la distorsione ottimistica osservata nel periodo 2000-2025 è statisticamente significativa. L'introduzione delle dummy relative agli anni caratterizzati da fattori eccezionali (specificazione 2) riduce l'entità della distorsione che diviene statisticamente non significativa. Dal confronto tra i due sottoperiodi (specificazione 3) emerge che, mentre nel periodo 2000-2014 l'errore medio risulta positivo e statisticamente significativo, nel periodo successivo il coefficiente cambia segno, indicando il passaggio a una distorsione prudenziale, pur senza raggiungere significatività

[124] Si veda Ufficio parlamentare di bilancio (2022), "Una valutazione storica delle previsioni macroeconomiche del MEF e dell'UPB", Focus tematico n. 1, 20 gennaio. Poiché il saldo è espresso in rapporto al PIL, il controllo per l'errore di previsione della crescita del PIL nominale coglie sia gli effetti macroeconomici sul numeratore sia l'effetto derivante dalla revisione del denominatore. I risultati vanno quindi interpretati come evidenza del ruolo complessivo degli errori del quadro macroeconomico nella previsione del saldo in rapporto al PIL. Tuttavia, essendo i saldi un importo relativamente piccolo, l'effetto denominatore è modesto.

statistica. Il test di Wald mostra che la differenza della distorsione tra i due periodi è statisticamente significativa.

Il controllo per gli errori di previsione della crescita del PIL nominale attenua, ma non elimina, l'evidenza di un cambiamento statisticamente significativo nella distorsione degli errori di previsione dell'indebitamento netto tra i due sottoperiodi. Il coefficiente dell'errore di previsione della crescita del PIL nominale risulta positivo e statisticamente significativo (specificazione 4). Allo stesso tempo, pur non mostrando significatività statistica, il periodo successivo al 2014 si caratterizza ancora più per una distorsione prudenziale. Inoltre, i coefficienti relativi ai due sottoperiodi continuano a mostrare, nel test di Wald, una differenza statisticamente significativa.

Tab. 3.6 – Test per la distorsione degli errori di previsione dell'indebitamento netto in rapporto al PIL (1)
(dati annuali, periodo 2000-2025)

Variabile dipendente: Errore della previsione del saldo complessivo in rapporto al PIL				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Costante	0,91***	0,37		
(SE)	(0,28)	(0,22)		
Dummy 2009		2,85***	2,56***	1,32**
(SE)		(0,22)	(0,25)	(0,55)
Dummy 2020		6,96***	7,47***	5,13***
(SE)		(0,22)	(0,15)	(1,04)
Dummy 2022		2,05***	2,55***	2,84***
(SE)		(0,22)	(0,15)	(0,23)
Dummy 2023		2,32***	2,83***	3,39***
(SE)		(0,22)	(0,15)	(0,31)
Dummy pre-2014			0,65**	0,37
(SE)			(0,25)	(0,29)
Dummy post-2014			-0,14	-0,32
(SE)			(0,15)	(0,21)
Errore previsione crescita PIL nominale				0,26**
(SE)				(0,11)
		Wald Test: C(dummy pre-2014)=C(dummy post-2014)		
		t-statistic	2,76**	2,14**

Fonte: stime su dati del MEF e dell'Istat.
(1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10. Errori standard robusti HAC (Newey-West, kernel di Bartlett) tra parentesi.

Infine, per la spesa per interessi in rapporto al PIL, i test confermano l'assenza di una distorsione nelle previsioni sia nell'intero periodo sia in ciascuno dei due sottoperiodi considerati (tab. 3.7). La distorsione prudenziale appare più evidente controllando, attraverso una *dummy* per il 2022, ma resta statisticamente non significativo. La distinzione tra i periodi *pre-* e *post*-2014 non modifica il quadro complessivo: i coefficienti stimati nei due sottoperiodi risultano entrambi positivi, ma di dimensione contenuta e non statisticamente significativi, mentre il test di Wald non evidenzia differenze statisticamente significative tra i due sottoperiodi.

Tab. 3.7 – Test per la distorsione degli errori di previsione della spesa per interessi in rapporto al PIL (1)
(dati annuali, periodo 2000-2025)

Variabile dipendente: Errore della previsione della spesa per interessi in rapporto al PIL			
	(1)	(2)	(3)
Costante	0,06	0,12	
(SE)	(0,09)	(0,07)	
Dummy 2022		-1,56***	-1,52***
(SE)		(0,07)	(0,08)
Dummy pre-2014			0,14
(SE)			(0,10)
Dummy post-2014			0,08
(SE)			(0,08)
		Wald Test: C(dummy pre-2014)=C(dummy post-2014)	
		t-statistic	0,56

Fonte: stime su dati del MEF e dell'Istat.
(1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10. Errori standard robusti HAC (Newey-West, kernel di Bartlett) tra parentesi.

Nel complesso, l'analisi illustrata in questo paragrafo evidenzia che, nel periodo 2000-2025, le previsioni sui saldi di finanza pubblica hanno mostrato, in generale, una distorsione ottimistica la quale, tuttavia, escludendo gli anni caratterizzati da fattori eccezionali, risulta significativamente ridotta o diventa addirittura prudenziale dopo il 2014. Al miglioramento della distorsione delle previsioni di finanza pubblica nel periodo *post*-2014 ha contribuito la riduzione della distorsione ottimistica delle previsioni del quadro macroeconomico. Le previsioni sulla spesa per interessi hanno mostrato, nell'intero periodo, una leggera distorsione prudenziale senza differenze significative nei due sottoperiodi.

3.3 Le sorprese macroeconomiche e fiscali e le ripercussioni sui rendimenti dei titoli di Stato italiani

I rendimenti del debito pubblico sono influenzati dalle valutazioni dei mercati sulle condizioni economiche, la politica monetaria e la sostenibilità della finanza pubblica. Quando viene pubblicato un nuovo dato economico, o un documento di finanza pubblica, gli operatori lo confrontano con le attese già incorporate nei tassi d'interesse. La differenza tra il dato realizzato e quello atteso è la cosiddetta "sorpresa", ossia la novità rispetto a ciò che gli operatori economici attendevano; se la sorpresa è rilevante i prezzi dei titoli pubblici possono cambiare.

Per l'Italia l'analisi dei meccanismi di trasmissione delle sorprese macro-finanziarie ai rendimenti assume particolare rilevanza alla luce dell'elevato *stock* di debito pubblico in essere. I tassi d'interesse incidono sul costo di finanziamento dello Stato, oltre che sulle condizioni finanziarie dell'economia e sugli spazi di bilancio. Inoltre, i rendimenti dei titoli

dell'Italia, membro di un'unione monetaria integrata con il resto del mondo, non riflettono solo le notizie sulla specifica economia nazionale, ma tengono conto anche degli *shock* provenienti dai principali mercati internazionali, quali gli Stati Uniti e la Germania.

Le sorprese macroeconomiche aiutano a spiegare i movimenti dei rendimenti; l'effetto emerge con più chiarezza su orizzonti mensili o trimestrali. La letteratura mostra che le sorprese macroeconomiche aiutano a spiegare i movimenti della struttura per scadenza dei rendimenti. Alle frequenze più elevate, però, il loro potere esplicativo è di solito limitato. Le variazioni giornaliere dei rendimenti riflettono anche rumore di mercato, fattori tecnici, *shock* finanziari temporanei e condizioni di liquidità. Il segnale macroeconomico diventa più chiaro quando l'analisi è svolta con variabili mensili o trimestrali[125]; su queste frequenze temporali le componenti più erratiche tendono a ridursi o compensarsi e si riesce a identificare un effetto più chiaro.

Negli ultimi quindici anni si sono manifestati diversi *shock* per cui i mercati hanno attraversato fasi molto diverse, dalla crisi dei debiti sovrani alla normalizzazione monetaria *post*-pandemia. In ogni fase la sensibilità dei rendimenti alle notizie macroeconomiche e fiscali può essere cambiata. La reazione dei mercati dipende dal contenuto della notizia, ma anche dal contesto in cui la notizia si manifesta. Contano lo stress finanziario, la percezione del rischio sovrano, l'orientamento della politica monetaria e la credibilità delle politiche di bilancio.

L'UPB ha analizzato quanto la curva dei rendimenti italiani rifletta informazioni inattese e segnali anticipati sull'economia e sui conti pubblici. Si valuta in particolare l'impatto delle sorprese macroeconomiche e fiscali sui rendimenti dei titoli di Stato nel periodo 2011-25, con l'obiettivo di misurare in che misura tali *shock* si trasmettano lungo la curva.

Le elaborazioni empiriche si articolano su tre linee principali. La prima riguarda le sorprese macroeconomiche, distinguendo tra quelle domestiche ed estere, per misurare il peso degli *shock* internazionali sui rendimenti italiani. La seconda riguarda la politica di bilancio, considerando separatamente gli annunci in previsione dalla loro effettiva realizzazione nei dati, quindi isolando il momento dell'annuncio ex-ante da quello della realizzazione effettiva dello *shock* fiscale. Si considera pertanto che le decisioni di bilancio possano influenzare i mercati prima di comparire nei dati osservati, in linea con l'approccio del *fiscal foresight*[126]. La terza linea d'indagine valuta se gli *shock* fiscali producano effetti differenti nelle fasi di stabilità rispetto a quelle di tensione sul debito sovrano. Per cogliere questa dimensione, la risposta dei rendimenti è collegata a un

[125] Si vedano, tra gli altri, Altavilla, C., Giannone, D. e Modugno, M. (2017), "Low frequency effects of macroeconomic news on government bond yields", in *Journal of Monetary Economics*, 92, pagg. 31-46; Faust, J., Rogers, J.H., Wang, S.B. e Wright, J.H. (2007), "The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements", in *Journal of Monetary Economics*, 54(4), pagg. 1051-1068; Gürkaynak, R.S., Sack, B. e Swanson, E.T. (2005), "The sensitivity of long-term interest rates to economic news: evidence and implications for macroeconomic models", in *American Economic Review*, 95(1), pagg. 425-436.

[126] Forni, M. e Gambetti, L. (2016), "Government spending shocks in open economy VARs", in *Journal of International Economics*, 99, pagg. 68-84.

indicatore di stress fiscale, che si basa sulle probabilità di *default* implicite nei contratti *Credit Default Swaps* (CDS) sul debito sovrano italiano.

L'impianto empirico combina variabili a diverse frequenze, stime dinamiche e una scomposizione dei rendimenti per distinguere aspettative sui tassi e premi per il rischio. Le stime sono basate sulla metodologia delle *Local Projections* applicata a dati longitudinali, per le diverse scadenze dei titoli[127]. Per interpretare i canali di trasmissione si propone una scomposizione dei rendimenti in due variabili: la componente legata alle aspettative sui tassi futuri e quella riconducibile ai premi a termine[128]. In questo modo si verifica se le sorprese incidano soprattutto sulle aspettative di politica monetaria, oppure sulla percezione del rischio sovrano[129].

I risultati indicano che le variazioni dei rendimenti italiani sono associate soprattutto agli *shock* esteri macroeconomici; inoltre, un orientamento di bilancio più cauto si associa a rendimenti più contenuti e la trasmissione sembra operare prevalentemente attraverso il premio per il rischio sovrano. In primo luogo, riguardo alle sorprese macroeconomiche i rendimenti italiani reagiscono soprattutto alle notizie sulle economie estere. Questo segnala che la curva dei rendimenti italiana è fortemente esposta agli *shock* comuni dei mercati finanziari, mentre le variabili sull'economia nazionale hanno un peso più limitato. In secondo luogo, sia gli annunci sia la realizzazione di una politica di bilancio più cauta sono associati a riduzioni non trascurabili dei tassi d'interesse, soprattutto quando gli annunci trovano conferma nei dati osservati; questo risultato segnala che la credibilità fiscale conta per le condizioni di finanziamento dello Stato. In terzo luogo, gli *shock* sul bilancio pubblico incidono sui rendimenti, riducendo il premio richiesto dagli investitori per detenere debito sovrano italiano quando si manifesta un orientamento alla cautela.

3.3.1 Il contenuto informativo delle sorprese macroeconomiche

Le sorprese macroeconomiche sono analizzate lungo quattro dimensioni: scadenza dei rendimenti, frequenza dei dati, origine domestica o estera, reazione diversa a notizie favorevoli e sfavorevoli. Si valuta in che misura le sorprese macroeconomiche contribuiscano a spiegare la dinamica dei rendimenti sovrani italiani nel periodo 2011-

[127] Jordà, Ò. (2005), "Estimation and inference of impulse responses by local projections", in *American Economic Review*, 95(1), pagg. 161-182.

[128] La metodologia utilizzata è quella descritta in Adrian, T., Crump, R.K. e Moench, E. (2013), "Pricing the term structure with linear regressions", in *Journal of Financial Economics*, 110(1), pagg. 110-138.

[129] I risultati vanno interpretati alla luce dell'elevata eterogeneità del periodo considerato, che comprende fasi macro-finanziarie molto diverse e *shock* eccezionali, tra cui la crisi del debito sovrano, la pandemia, il ritorno dell'inflazione e la normalizzazione monetaria. Tale eterogeneità costituisce tuttavia anche un elemento informativo dell'analisi, poiché consente di valutare la risposta dei rendimenti in regimi differenti. Inoltre, l'utilizzo di dati a frequenza trimestrale assicura una numerosità campionaria adeguata all'applicazione delle *Local Projections* e delle specificazioni *state-dependent*, che offrono maggiore flessibilità nella stima della dinamica delle risposte.

25[130]. L'analisi si articola su quattro dimensioni: le diverse scadenze della curva dei rendimenti, comprese tra 2 e 10 anni; la frequenza temporale dei dati; l'origine domestica o estera delle sorprese; l'asimmetria nelle risposte alle notizie favorevoli e sfavorevoli.

Sui dati giornalieri, le sorprese più rilevanti per i rendimenti italiani sono legate soprattutto al mercato del lavoro statunitense. La tabella 3.8 riporta, per ciascun annuncio, le variabili per cui i coefficienti stimati risultano significativi almeno al 10 per cento alle diverse scadenze considerate[131]. Gli indicatori del mercato del lavoro statunitense – in particolare occupazione non agricola, tasso di disoccupazione e salari – emergono tra i fattori più rilevanti. Questo risultato è coerente con la letteratura, che identifica tali variabili come particolarmente informative per le aspettative sui tassi ufficiali e sul ciclo economico[132]. L'evidenza riflette inoltre il peso dell'economia statunitense sulla congiuntura globale e sulle condizioni finanziarie internazionali, incluse quelle dei titoli pubblici italiani.

Gli indicatori anticipatori della produzione e della domanda incidono lungo tutta la curva dei rendimenti, ma gli effetti sono più forti sulle scadenze intermedie. Anche gli indici anticipatori dell'attività economica e della domanda, come il PMI manifatturiero e la fiducia dei consumatori, mostrano di ripercuotersi significativamente lungo la curva dei rendimenti. Ciò segnala che i mercati incorporano rapidamente le informazioni sulla dinamica ciclica attesa. La risposta dei prezzi dei titoli non è uniforme lungo la curva: gli effetti si concentrano soprattutto sulle scadenze intermedie, mentre risultano meno forti sul tratto breve e su quello lungo. Questa evidenza è coerente con una diversa sensibilità

[130] Gli indicatori macroeconomici considerati nell'analisi sono 54: 32 per gli Stati Uniti, 13 per la Germania, 9 per l'Italia. Per ciascuno di essi, la sorpresa misura la componente non anticipata dell'informazione pubblicata. Essa è calcolata come scostamento tra il dato effettivo e il valore atteso dal mercato prima dell'annuncio, normalizzato per la volatilità storica degli scostamenti relativi allo stesso indicatore. Formalmente, per l'indicatore j pubblicato nel giorno t, la sorpresa standardizzata è pari a: $S_{j,t} = \frac{A_{j,t} - E_{j,t}}{\sigma_j}$, dove $A_{j,t}$ è il dato realizzato, $E_{j,t}$ è l'aspettativa di mercato prima dell'annuncio e σ_j è la deviazione standard campionaria delle differenze $A_{j,t} - E_{j,t}$. La normalizzazione consente di confrontare annunci eterogenei — ad esempio occupazione, inflazione, vendite al dettaglio o indicatori di fiducia — su una scala comune. Le sorprese così costruite vengono impiegate sia alla frequenza giornaliera sia, mediante aggregazione, a frequenze mensili e trimestrali, in linea con l'approccio di Altavilla, C., Giannone, D. e Modugno, M. (2017), *op. cit.*. I dati sul valore dell'indicatore che è stato reso noto (A) e sulle aspettative di mercato prima dell'annuncio (E) sono tratti da LSEG Datastream; le sorprese standardizzate (S) sono quindi calcolate a partire da tali informazioni. I dati sui rendimenti sono ottenuti dalle *zero coupon yield curves* pubblicate da LSEG Datastream. L'utilizzo di curve *zero coupon* consente di analizzare la struttura per scadenza dei rendimenti in modo omogeneo, evitando che le differenze tra titoli in termini di cedola, durata residua e caratteristiche contrattuali influenzino il confronto tra le diverse *maturity*. Le scadenze considerate sono quelle comprese tra 2 e 10 anni.

[131] Alla frequenza giornaliera, si stima per ciascuna scadenza i una regressione della variazione del rendimento *zero coupon* italiano sulle sorprese macroeconomiche standardizzate: $\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \sum_j \beta_{i,j} S_{j,t} + \varepsilon_{i,t}$. Il coefficiente $\beta_{i,j}$ misura la risposta, in punti base, del rendimento alla scadenza i a una sorpresa pari a una deviazione standard dell'indicatore j. Le sorprese sono distinte per paese di provenienza, così da valutare separatamente il ruolo delle notizie domestiche e di quelle estere. Sulla rilevanza delle sorprese macroeconomiche sui rendimenti italiani si veda anche Arru, D., Iacovoni, D., Monteforte, L. e Pericoli, F.M. (2013), "EMU Sovereign Spreads and Macroeconomic News", in *Public Debt, Global Governance and Economic Dynamism*. Springer, pagg. 343-363.

[132] Si vedano: Faust, J., Rogers, J.H., Wang, S.B. e Wright, J.H. (2007), *op. cit.*; Gürkaynak, R.S., Sack, B. e Swanson, E.T. (2005), *op. cit.*.

delle varie scadenze agli *shock* macroeconomici e monetari: le maturità intermedie tendono infatti a incorporare più intensamente le aspettative sui futuri tassi ufficiali e sull'evoluzione del ciclo economico[133].

La risposta dei rendimenti alle sorprese macroeconomiche può passare sia per l'impatto sull'offerta di titoli pubblici sia per quello sulla politica monetaria. In generale, una sorpresa positiva sull'attività economica può ridurre i tassi d'interesse perché può migliorare le prospettive di finanza pubblica e comportare una minore offerta di titoli pubblici, tuttavia potrebbe anche spingere verso l'alto il tasso d'interesse d'equilibrio; una maggiore dinamica produttiva, infatti, può rafforzare le attese di una politica monetaria più restrittiva.

Tab. 3.8 – Sorprese macroeconomiche con impatto significativo sui rendimenti dei titoli pubblici italiani (1)

	2Y	3Y	4Y	5Y	6Y	7Y	8Y	9Y	10Y
Stati Uniti									
Tasso di disoccupazione	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Numero di nuove abitazioni						-	-	-	-
Permessi di costruzione	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Chicago PMI	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fiducia dei consumatori	+	+	+	+	+	+			
Reddito disponibile delle famiglie	+	+	+	+					
Occupazione settore privato non agricolo	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Tasso di inflazione (a/a)	+	+	+	+	+	+	+	+	+
PIL - stima preliminare	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PIL- consuntivo								+	+
Deflatore del PIL			+	+	+	+	+	+	+
PIL al netto delle scorte (preliminare)				-	-	-	-	-	-
Germania									
Tasso di inflazione (m/m, preliminare)				+	+	+	+	+	+
Prezzi all'importazione (m/m)	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Produzione industriale (m/m)						-	-	-	
Indice ZEW sulle condizioni attuali dell'economia	-	-	-	-	-	-	-		
Italia									
Tasso di inflazione (a/a, preliminare)	+	+	+	+	+		+	+	+
PIL- consuntivo (a/a)	+								

Fonte: elaborazioni su dati LSEG

(1) i "+" e "-" indicano il segno con cui i coefficienti significativi (almeno al 10 per cento) entrano nell'equazione relativa a una specifica scadenza annuale (identificata nelle diverse colonne della tabella) per la *zero coupon yield curve*.

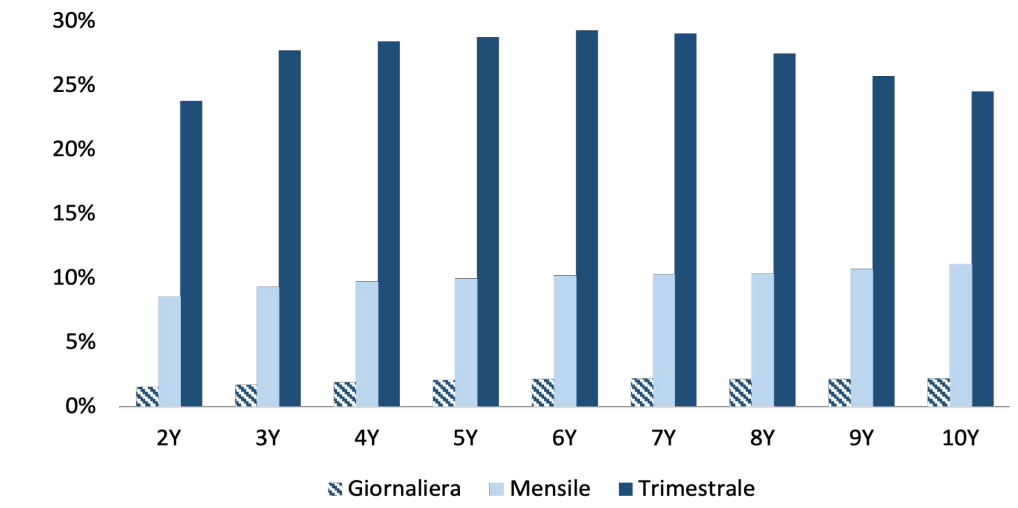
Il potere esplicativo delle sorprese macroeconomiche cresce quando si passa dalle serie giornaliere a quelle mensili e trimestrali. Gli annunci spiegano una quota modesta della volatilità giornaliera dei rendimenti, circa il 2 per cento. Il potere esplicativo aumenta quando i dati sono aggregati su base mensile o trimestrale, per i quali si arriva,

[133] Si vedano: Gürkaynak, R.S., Sack, B. e Swanson, E.T. (2005),*op. cit.*; Hanson, S.G. e Stein, J.C. (2015), "Monetary policy and long-term real rates", in *Journal of Financial Economics*, 115(3), pagg. 429-448.

rispettivamente, al 10 e al 27 per cento. Questo indica che le sorprese macroeconomiche incidono soprattutto sulla componente più persistente delle aspettative di mercato. Le variazioni giornaliere dei rendimenti riflettono invece molti fattori transitori di breve periodo. Tra questi rientrano condizioni di liquidità, rumore di mercato e *shock* finanziari non direttamente legati ai fondamentali macroeconomici[134].

La varianza spiegata dalle sorprese sugli andamenti economici ha una forma "a gobba": aumenta sulle scadenze intermedie e si riduce sulla parte più lunga della curva. La quota di varianza spiegata aumenta sulle scadenze intermedie e poi si riduce sulla parte più lunga della curva (fig. 3.14). Questa distribuzione è coerente con la letteratura macroeconomica e finanziaria sulla struttura a termine dei tassi di interesse[135]. Sul tratto breve prevale l'ancoraggio della politica monetaria e della *forward guidance* della BCE. Sulle scadenze intermedie contano di più le aspettative sul ciclo economico e i prezzi. Le scadenze più lunghe riflettono maggiormente i premi per il rischio, la sostenibilità fiscale e i fattori finanziari globali strutturali.

Fig. 3.14 – Quota della varianza dei rendimenti dei titoli pubblici italiani spiegata dalle sorprese macroeconomiche
(valori percentuali)



Fonte: elaborazioni su dati LSEG

La volatilità dei rendimenti italiani è influenzata in misura rilevante dagli *shock* internazionali. Questo risultato riflette la posizione dell'Italia in un sistema finanziario europeo fortemente aperto al resto del mondo ed è coerente con la letteratura sul ciclo

[134] Si veda al riguardo Altavilla, C., Giannone, D. e Modugno, M. (2017), *op. cit.*.

[135] Si vedano: Ang, A. e Piazzesi, M. (2003), "A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables", in *Journal of Monetary Economics*, 50(4), pagg. 745-787; Diebold, F.X., Rudebusch, G.D. e Aruoba, S.B. (2006), "The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach", in *Journal of Econometrics*, 131(1–2), pagg. 309-338.

finanziario globale[136]. Le sorprese provenienti da Stati Uniti e Germania agiscono come fattori comuni per i mercati avanzati e si trasmettono rapidamente alla curva italiana. Tale evidenza va interpretata tenendo conto dell'elevata correlazione ciclica tra le economie avanzate e della possibile collinearità tra sorprese domestiche ed estere: gli *shock* degli Stati Uniti possono infatti orientare la fase ciclica globale, inoltre una quota della sorpresa nazionale può essere già colta da fattori comuni internazionali. L'evidenza è in linea con risultati recenti per altre economie aperte (quali Canada, Svezia e Regno Unito)[137], dove le sorprese macroeconomiche statunitensi spiegano una quota significativa delle fluttuazioni dei rendimenti sovrani.

Le sorprese estere impattano sia sui premi al rischio sia sulle attese di politica monetaria. Nel caso dell'economia italiana, inserita in un'area valutaria unica e integrata anche con i mercati finanziari non europei, le sorprese macroeconomiche estere possono operare attraverso due diversi canali: da un lato, il canale finanziario globale, legato alla propensione al rischio e ai flussi di portafoglio; dall'altro, l'effetto sulle aspettative macroeconomiche e monetarie comuni all'area dell'euro.

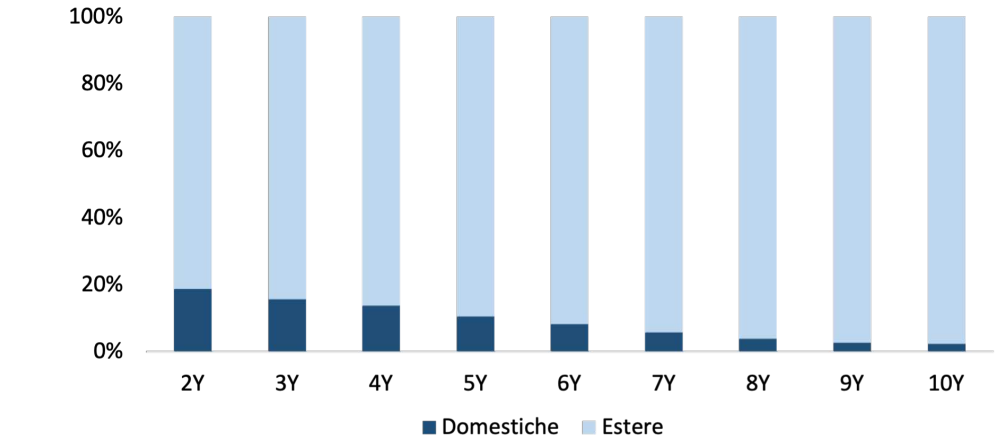
Le notizie sull'economia italiana spostano soprattutto il tratto breve e medio della curva, mentre le scadenze meno prossime sono più esposte ai fattori globali. La figura 3.15, riferita alla frequenza trimestrale, mostra che il peso delle notizie italiane è più visibile sul tratto breve e medio della curva, mentre si attenua sulle scadenze più lunghe, più esposte ai fattori sovranazionali e alla propensione globale al rischio[138].

[136] Si vedano al riguardo Rey, H. (2015), "Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence", *NBER Working Paper*, No. 21162 e Arru, D., Iacovoni, D., Monteforte, L. e Pericoli, F.M. (2013), *op. cit.*.

[137] Si veda Xing, B.A., Feunou, B., Nongni-Donfack, M. e Sekkel, R. (2024), "U.S. macroeconomic news and low-frequency changes in small open economies' bond yields", *Bank of Canada Staff Working Paper*, No. 2024-12.

[138] Si veda al riguardo Miranda-Agrippino, S. e Rey, H. (2020), "U.S. monetary policy and the global financial cycle", in *Review of Economic Studies*, 87(6), pagg. 2754-2776.

Fig. 3.15 – Varianza dei rendimenti spiegata dalle sorprese macroeconomiche domestiche ed estere (dati trimestrali; valori percentuali)



Fonte: elaborazioni su dati LSEG

L'analisi delle asimmetrie misura il diverso contenuto informativo che i mercati attribuiscono alle notizie favorevoli e sfavorevoli. Le sorprese associate a un rafforzamento del ciclo, ad esempio su PIL, occupazione o fiducia, sono classificate *ex ante* come favorevoli per i fondamentali macroeconomici e fiscali. Le sorprese legate a maggiore inflazione o a un peggioramento del mercato del lavoro sono invece considerate avverse. Questa classificazione riguarda la caratteristica della variabile macroeconomica, ma non implica necessariamente un segno della risposta dei rendimenti, come mostra la tabella 3.8. La dinamica dei tassi riflette più canali: aspettative sui tassi ufficiali, premi per il rischio, sostenibilità fiscale attesa e propensione globale al rischio. Una sorpresa positiva sul ciclo può quindi aumentare i rendimenti, se prevale il canale della politica monetaria più restrittiva. Può invece ridurli, se prevale il miglioramento della percezione del rischio sovrano. L'analisi delle asimmetrie va quindi interpretata non come una verifica meccanica del segno dei tassi, ma come una valutazione del diverso contenuto informativo che i mercati attribuiscono alle notizie favorevoli e sfavorevoli, nonché della diversa credibilità con cui tali notizie vengono incorporate nei rendimenti sovrani. In economie fortemente indebitate, i mercati possono attribuire maggiore importanza ai segnali negativi, in quanto aumentano la percezione del rischio sovrano. Tale asimmetria può riflettere anche meccanismi reputazionali e non linearità nella formazione delle aspettative: dopo fasi caratterizzate da notizie avverse sui conti pubblici, le notizie favorevoli potrebbero essere incorporate in modo più graduale, richiedendo conferme successive prima di tradursi pienamente in una riduzione dei premi per il rischio.

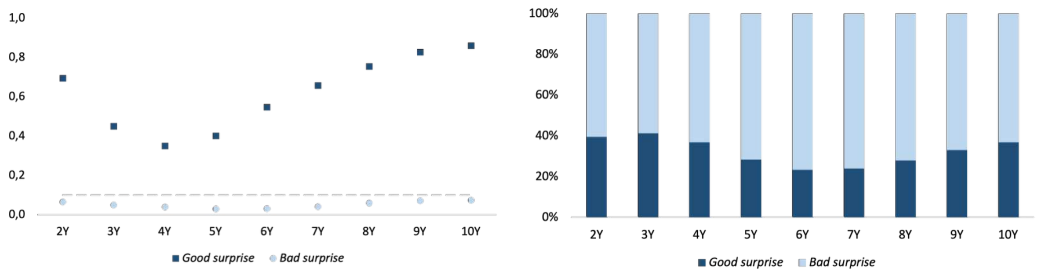
Le sorprese sfavorevoli incidono significativamente sulla curva dei rendimenti, più di quelle favorevoli. Il grafico di sinistra della figura 3.16 fornisce evidenza di effetti asimmetrici attraverso un test statistico congiunto sui segni dei coefficienti stimati lungo la curva dei rendimenti. Per le *bad surprises* viene testata l'ipotesi di un effetto complessivamente in aumento dei rendimenti; per le *good surprises* viene considerata l'ipotesi opposta. I test statistici indicano che gli *shock* avversi sono molto significativi (i *p*-

value associati agli *shock* avversi risultano sistematicamente inferiori alla soglia convenzionale di significatività, che nel grafico è rappresentata dalla linea orizzontale tratteggiata riferita allo 0,1 ossia al 10 per cento). Questo indica che la reazione dei rendimenti alle notizie sfavorevoli presenta un segno coerente e statisticamente robusto lungo gran parte della struttura per scadenza[139]. Le *good surprises* mostrano invece evidenze più deboli e non significative. Nel complesso, il mercato sembra quindi recepire nei prezzi dei titoli del debito sovrano le notizie negative in modo più sistematico rispetto a quelle favorevoli.

Le *bad surprises* spiegano una quota maggiore della variabilità dei rendimenti, rispetto alle notizie favorevoli, soprattutto sulle scadenze intermedie. Il grafico di destra della figura 3.16 conferma anche una predominanza quantitativa degli *shock* avversi. Le *bad surprises* spiegano una quota maggiore della variabilità dei rendimenti rispetto alle sorprese "buone". L'effetto è più evidente sul tratto intermedio della curva.

In un paese ad alto debito, i mercati possono dare più peso ai segnali negativi perché aumentano la percezione del rischio sovrano. Questo risultato è coerente con un meccanismo reputazionale, in linea con la letteratura sugli *spread* sovrani dell'area dell'euro e sugli effetti della politica fiscale nelle fasi di stress[140]. Gli sviluppi favorevoli, invece, possono essere considerati meno rilevanti sul merito di credito, in quanto impiegano più tempo a migliorare il giudizio sul rischio sovrano. Ne deriva una risposta non lineare della curva dei rendimenti: le valutazioni di *downside risk* e sostenibilità fiscale pesano più di una revisione simmetrica delle aspettative cicliche.

Fig. 3.16 – Significatività statistica e quota della varianza spiegata: *good surprise* vs *bad surprise*



Fonte: elaborazioni su dati LSEG

[139] Il risultato è coerente con quello riportato da Arru, D., Iacovoni, D., Monteforte, L. e Pericoli, F.M. (2013), *op. cit.*.

[140] Si vedano Born, B., Müller, G.J. e Pfeifer, J. (2020), "Does austerity pay off?", in *Review of Economics and Statistics*, 102(2), pagg. 323-338, De Grauwe, P. e Ji, Y. (2013), "Self-fulfilling crises in the Eurozone: an empirical test", in *Journal of International Money and Finance*, 34, pagg. 15-36.

3.3.2 Annunci e sorprese nella politica di bilancio: i diversi impatti sui tassi d'interesse

La sezione analizza come gli *shock* fiscali si trasmettono alla curva dei rendimenti, distinguendo tra anticipazioni del Governo ai mercati e variazioni osservate nei dati. Il punto di partenza è che una notizia sul bilancio pubblico non coincide necessariamente con il momento in cui la variazione della spesa viene registrata nei conti nazionali. Annunci, iter legislativi, dibattito pubblico e misure pluriennali possono infatti consentire agli operatori di anticipare (cosiddetta *fiscal foresight*), almeno in parte, l'orientamento della politica di bilancio prima che la spesa effettiva sia osservata nei dati.

Gli *shock* di bilancio sono distinti tra "annunci", ovvero la componente anticipata dal Governo, e le "sorprese" riferite alla componente non anticipata osservata con i dati. A differenza delle sorprese macroeconomiche considerate nel paragrafo precedente, in questo caso non si dispone di aspettative di mercato direttamente osservabili: la componente non anticipata è quindi approssimata dallo scostamento tra il dato di consuntivo e la più recente previsione ufficiale disponibile, che possiamo comunque ritenere incida in misura non trascurabile sulle attese degli agenti. La distinzione separa il momento in cui il Governo comunica le proprie intenzioni dal momento in cui le misure sono effettivamente rilevate nei dati di consuntivo. Ne discende che le due componenti possono avere effetti diversi per *timing* e persistenza: gli annunci incidono sulle aspettative, mentre le sorprese si manifestano quando i dati sui conti pubblici risultano difformi rispetto ai programmi del Governo[141]. Entrambi gli *shock* possono risultare temporanei, se gli operatori anticipano successivi *shock* opposti (cd. *spending reversals*)[142].

Gli annunci fiscali sono misurati usando le revisioni delle previsioni governative sui consumi pubblici reali lungo l'intero orizzonte di programmazione. Lo *shock* di bilancio è identificato con riferimento ai consumi pubblici in termini reali, in linea con la letteratura, così da evitare l'endogeneità dal lato delle entrate. I consumi pubblici, infatti, non reagiscono automaticamente al ciclo, a differenza delle entrate; inoltre, le decisioni discrezionali di spesa soffrono di ritardi amministrativi e legislativi, per cui la componente sistematica è plausibilmente predeterminata nel breve periodo. I saldi di finanza pubblica (deficit/PIL, debito/PIL), per contro, non sembrano costituire indicatori robusti di annunci fiscali *ex-ante*, poiché incorporano simultaneamente sia decisioni esogene di politica fiscale (variazioni di spesa, tasse e trasferimenti, investimenti) sia la reazione dell'economia tramite gli stabilizzatori automatici. Il rapporto debito/PIL può essere soprattutto considerato come un effetto di uno *shock* fiscale (a seguito di una riduzione dei consumi pubblici, l'indicatore può scendere o salire a seconda delle condizioni di tensione sui titoli del debito sovrano), non come una misura dell'informazione fiscale.

[141] Si veda Forni, M. e Gambetti, L. (2016), *op. cit.*.

[142] Si veda Corsetti, G., Meier, A. e Müller, G.J. (2012), "Fiscal stimulus with spending reversals", in *Review of Economics and Statistics*, 94(4), pagg. 878-895.

Nello specifico, la variabile di *fiscal foresight* (annuncio) è definita come lo scarto tra i consumi pubblici previsti dal Governo nel documento di programmazione presentato in ottobre rispetto a quello del documento precedente, pubblicato in primavera. La misura considera la somma delle revisioni relative all'anno corrente e ai tre periodi successivi. Alla base di tale approccio vi è l'impossibilità di definire con precisione dopo quanto tempo una decisione di bilancio anticipata dagli operatori si traduce in spesa effettiva[143]. Cumulare le revisioni sull'intero orizzonte aumenta la probabilità di cogliere l'informazione rilevante. Questa misura non rappresenta direttamente le aspettative di mercato, ma approssima l'informazione programmatica che gli operatori possono incorporare nelle loro scelte di portafoglio.

La sorpresa fiscale misura invece il divario tra il dato osservato e la previsione più recente sui consumi pubblici, formulata dal Governo nell'autunno precedente. Nello specifico, la sorpresa fiscale è definita come scostamento tra la realizzazione osservata dei consumi pubblici nella prima *release* dei dati di consuntivo di contabilità nazionale (in Italia pubblicati dall'Istat in marzo) e la previsione formulata dal Governo nel documento previsivo ufficiale pubblicato nell'ottobre dell'anno precedente (il documento prima del 2024 era la NADEF ossia la Nota di aggiornamento del documento di economia e finanza, ora è il DPFP ossia il Documento programmatico di finanza pubblica)[144].

Le risposte dei rendimenti ad annunci e sorprese fiscali sono stimate con *Local Projections*, le funzioni di risposta vanno interpretate rispetto a riduzioni della spesa. Le *Local Projections* sono state ampiamente utilizzate nella letteratura empirica in quanto possono adattarsi a una struttura *panel* (tramite la quale si stimano gli impatti considerando diverse scadenze e identificando un effetto medio sui rendimenti), senza imporre vincoli sulla forma delle funzioni di risposta all'impulso[145]. Le risposte (fig. 3.17)

[143] Si veda Forni, M. e Gambetti, L. (2016), *op. cit.*.

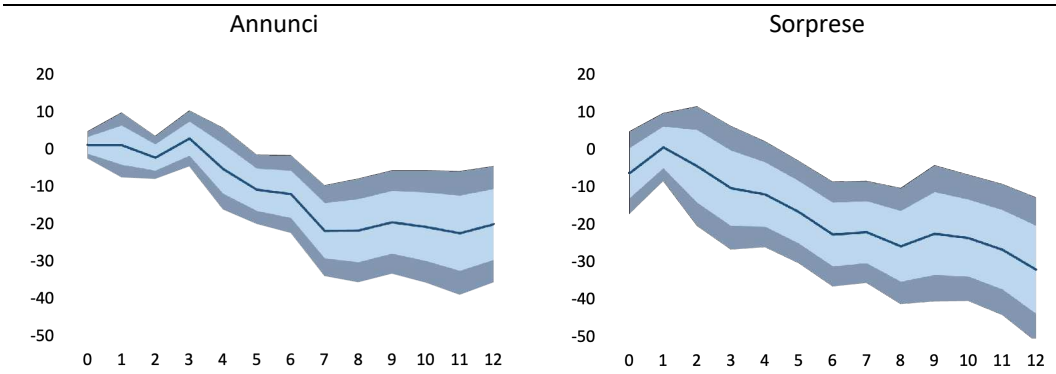
[144] Per gli annunci fiscali si adotta la specificazione 2 proposta in Forni e Gambetti (2016): $n_t(1,H) = \sum_{h=0}^{H}(E_t^b g_{t+h} - E_t^a g_{t+h})$, dove $E_t^{a,b} g_{t+h}$ è l'attesa sul tasso di crescita dei consumi pubblici formulata rispettivamente in aprile (*a*) e in ottobre (*b*) dell'anno *t*. Le sorprese fiscali sono definite come $s_t = g_t - E_t^b g_t$, dove g_t è la prima *release* di contabilità nazionale sul tasso di crescita dei consumi pubblici reali per l'anno t diffusa nel periodo *t*+1. Si vedano tra gli altri Blanchard, O. e Perotti, R. (2002), "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", in *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), pagg. 1329-1368 e Ramey, V.A. (2011), "Identifying government spending *shock*s: it's all in the timing", in *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), pagg. 1-50.

[145] Ad esempio, in: Auerbach, A.J. e Gorodnichenko, Y. (2012), "Measuring the output responses to fiscal policy", in *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), pagg. 1-27; Born, B., Müller, G.J. e Pfeifer, J. (2020), *op. cit.*; Jordà, Ò. e Taylor, A.M. (2016), "The time for austerity: estimating the average treatment effect of fiscal policy", in *The Economic Journal*, 126(590), pagg. 219-255; Ramey, V.A. e Zubairy, S. (2018), "Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from US historical data", in *Journal of Political Economy*, 126(2), pagg. 850-901.

agli annunci e alle sorprese fiscali sono specificate rispetto a *shock* negativi, per cui esse vanno riferite a variazioni in senso restrittivo della spesa [146].

In media i rendimenti non reagiscono subito a restrizioni di bilancio; la flessione dei tassi d'interesse emerge con ritardo e diventa più netta quando la correzione è osservata nei dati. Nel caso degli annunci, la risposta in riduzione dei rendimenti emerge a distanza di oltre un anno e tende a stabilizzarsi nel medio periodo. Ciò suggerisce che gli operatori scontano con prudenza l'informazione fiscale *ex-ante*, ma aggiornano gradualmente la probabilità che il consolidamento sia duraturo e sostenibile. Nel caso delle sorprese, la risposta dei prezzi dei titoli diventa significativa dopo circa sei trimestri ed è più persistente nel medio termine. La dinamica è coerente con un processo di apprendimento. I mercati rivedono la credibilità fiscale quando la correzione trova un riscontro non saltuario ma ripetuto nei dati osservati. La risposta ritardata dei tassi d'interesse suggerisce che, soprattutto per un emittente che ha già accumulato un alto debito, la credibilità del consolidamento non viene incorporata pienamente solo dall'annuncio. Il merito di credito si consolida via via che la correzione trova conferma nei dati osservati.

Fig. 3.17 – Risposte dei rendimenti a *shock* di annunci e sorprese fiscali (1)



Fonte: elaborazioni su dati LSEG

(1) Funzioni di risposta all'impulso della curva dei rendimenti (da 2 a 10 anni) ottenute da stime *Local Projections* a *shock* di annunci e di sorprese di consolidamento fiscale. Sull'asse verticale risposte per la media delle scadenze in punti base annualizzati (linea continua) a uno *shock* fiscale negativo (contrazione); regioni di confidenza al 68 per cento (grigio) e al 90 per cento (grigio scuro) con errori standard HAC/Newey-West. Sull'asse orizzontale, trimestri dopo lo *shock*.

Annunci e sorprese di minori consumi pubblici comportano una riduzione dei rendimenti, ma differiscono per la persistenza della risposta e per il tempo necessario

[146] Il modello di riferimento è $\sum_{h=0}^{H} \Delta r_{i,t+h} = \alpha_{i,h} + \beta_h n_t + \delta_h s_t + \gamma_{1,h} ms_t^g + \gamma_{2,h} ms_t^b + \varepsilon_{t+h}$, dove $\sum_{h=0}^{H} \Delta r_{i,t+h}$ è la variazione cumulata dei rendimenti sovrani per la scadenza *i* (*i*=2,…,10 anni) tra il periodo *t*-1 e *t*+*h*, β_h è la risposta del livello dei rendimenti in *t*+*h* a uno *shock* di *fiscal foresight* in *t*, δ_h è la risposta del livello dei rendimenti in *t*+*h* a uno *shock* di sorpresa fiscale in *t*. La specificazione include effetti fissi per ciascuna *maturity* $\alpha_{i,h}$, per catturare caratteristiche *time-invariant* dei rendimenti alle varie scadenze. Il modello include come controlli aggiuntivi le sorprese macroeconomiche domestiche ed estere di cui al paragrafo precedente, suddivise in sorprese "buone" (ms_t^g) e "cattive" (ms_t^b). Le deviazioni standard degli *shock* fiscali sono normalizzate all'unità. Il modello è stimato con stimatore *panel* su dati trimestrali per il periodo 2011T1-2022T4.

affinché diventi significativa. Le stime econometriche indicano un diverso contenuto informativo degli annunci rispetto alle sorprese. Entrambi incidono sui rendimenti sovrani, riducendoli in seguito alla restrizione di bilancio, ma la differenza principale riguarda la persistenza della risposta. Nelle nostre stime sull'Italia il meccanismo dominante è il tempo necessario ad accumulare credibilità sulla persistenza della riduzione della spesa pubblica[147]. Questo risultato differisce dall'evidenza disponibile per gli Stati Uniti, in cui la risposta dei rendimenti sui titoli decennali statunitensi è temporanea e dipende soprattutto dalla rapidità con cui gli agenti formulano attese su un futuro aggiustamento della spesa pubblica, cioè sugli *spending reversals*[148].

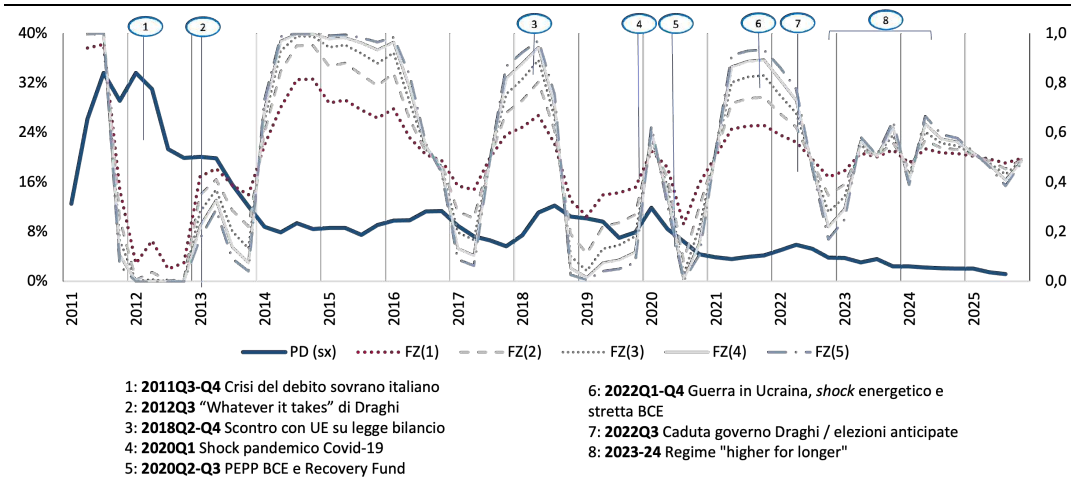
Le sezioni successive approfondiscono tre aspetti. Il primo riguarda la dipendenza della risposta dei rendimenti dal regime di mercato, distinguendo tra fasi di stress fiscale e fasi di calma. Si valuta poi se gli effetti degli *shock* fiscali siano riconducibili alla componente comune di aspettative sui tassi dell'area dell'euro oppure a premi per il rischio specifici dell'Italia. Infine, si verifica se il consolidamento fiscale incida in misura più marcata sul tratto lungo della curva dei rendimenti, determinando una riduzione della pendenza tra rendimento decennale e biennale.

3.3.3 Shock *fiscali in condizioni di stress finanziario*

La risposta dei rendimenti agli *shock* fiscali cambia a seconda dei diversi regimi, identificati mediante una funzione di transizione basata sulle probabilità di *default* implicite nei CDS sovrani. La trasformazione logistica restituisce un indicatore continuo, compreso tra 0 e 1, che consente di rappresentare in modo graduale il passaggio da fasi di calma a fasi di stress fiscale. L'indicatore, mostrato nella figura 3.18, sembra tracciare in modo coerente i principali episodi di tensione del periodo considerato: la crisi del debito sovrano, le fasi di turbolenza politica, la pandemia e la normalizzazione monetaria.

[147] Si veda a riguardo Fantozzi, D. e Muscarnera, A. (2026), "A News-Based Policy Index for Italy: Expectations and Fiscal Policy", in *Italian Economic Journal*, 12, pagg. 111-155.
[148] Si veda Forni, M. e Gambetti, L. (2016), *op. cit.*.

Fig. 3.18 – Probabilità di *default* e indicatori di stress finanziario (1)



Fonte: elaborazioni su dati LSEG

(1) La probabilità di *default* (PD, asse a sinistra) è identificata dalla linea continua, che aumenta con il rischio. Le variabili di *switching* F_z (asse a destra) sono rappresentate dalle linee tratteggiate, che nelle fasi di stress assumono valori prossimi a 0 e in quelle di calma valori prossimi a 1; si considerano diversi valori del parametro di *smooth scaling* ρ (da 1 a 5).

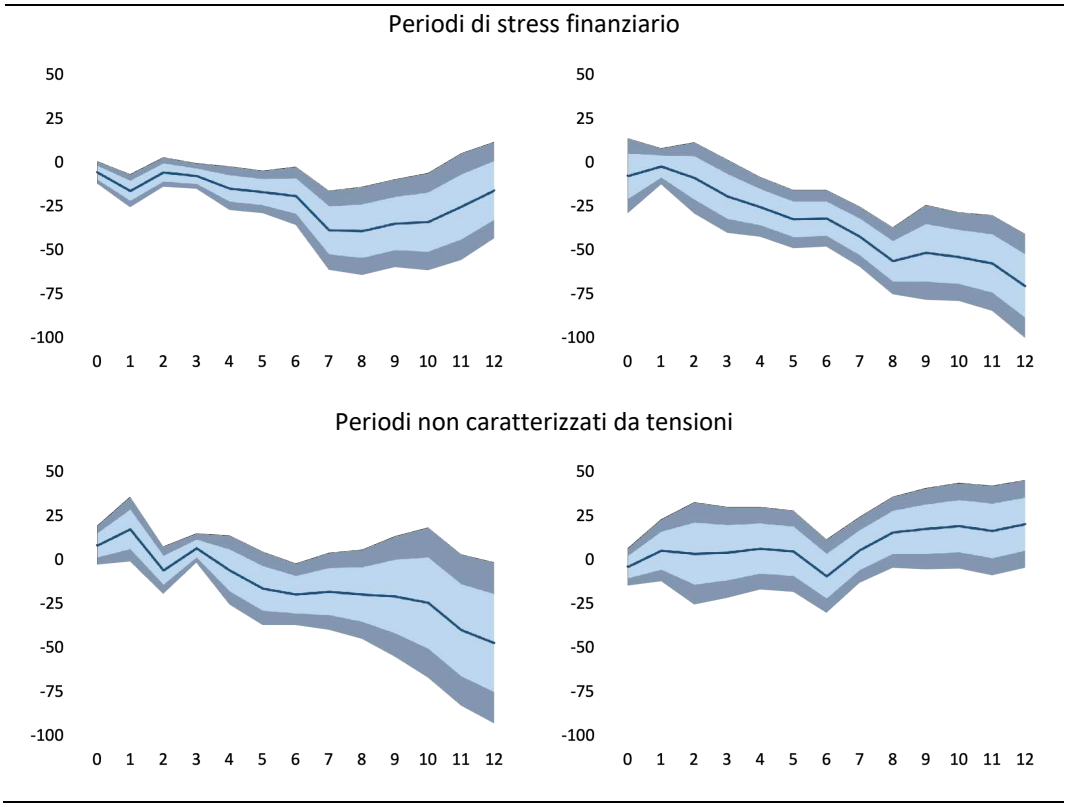
La trasmissione degli *shock* di bilancio ai rendimenti dei titoli di Stato italiani è fortemente dipendente dal contesto di mercato. Il modello econometrico è aumentato con l'informazione relativa a diversi regimi, per cui la risposta dei rendimenti a *shock* di annunci e sorprese di consolidamento dipende dall'entità dello stress fiscale[149]. Le corrispondenti funzioni di risposta all'impulso (figura 3.19) mostrano come la trasmissione degli *shock* di spesa pubblica ai tassi d'interesse italiani sia fortemente *state-dependent*. Nel regime di stress, un annuncio di restrizioni di spesa (*news*) è recepito velocemente con una riduzione dei rendimenti, ma inizialmente in misura contenuta, in quanto gli operatori attendono di riscontrare l'effettiva implementazione e la perseveranza nel perseguimento del piano di consolidamento (credibilità).

Le sorprese fiscali non producono effetti immediati, ma diventano rilevanti e persistenti dopo alcuni trimestri. La risposta a uno *shock* non anticipato (sorprese) non è significativa all'impatto, ma gli effetti risultano persistenti e significativi dopo alcuni trimestri.

Fig. 3.19 – Risposte dei rendimenti a shock di annunci e sorprese fiscali per regime di stress finanziario (1)

Annunci	Sorprese

[149] Per la specificazione del modello si segue Born, B., Müller, G.J. e Pfeifer, J. (2020), *op. cit.* e De Grauwe, P. e Ji, Y. (2013), *op. cit.*. Si utilizza un modello *smooth transition*, $\sum_{h=0}^{H} \Delta r_{i,t+h} = \alpha_{i,h} + (\beta_{c,h} n_t + \delta_{c,h} s_t) F_z + (\beta_{n,h} n_t + \delta_{n,h} s_t)(1 - F_z) + \gamma_{1,h} ms_t^g + \gamma_{2,h} ms_t^b + \varepsilon_{t+h}$, per cui le risposte della variabile dipendente a impulsi delle *news* e delle *surprises* differiscono per ogni orizzonte *h* tra i regimi *c* (stress fiscale) e *n* (assenza di stress). La funzione F_z (per ρ=3) dipende dal premio per il rischio *default* del periodo precedente e non varia in base alla *maturity* dei rendimenti; per ogni periodo *t*, $0 < F_z \leq 1$ determina il peso di ciascun regime (*c*, *n*), che è predeterminato rispetto allo *shock* fiscale. La risposta media dei rendimenti nel periodo t+*h* a un *fiscal foresight shock* di consolidamento fiscale in *t*, condizionata al fatto che l'economia si trovi in un particolare regime fiscale (*c*, *n*), è data da $\beta_{c,h} F_z + \beta_{n,h}(1 - F_z)$. Nel caso di *suprises shock* di consolidamento in *t*, la risposta media dei rendimenti in t+*h* è data $\delta_{c,h} F_z + \delta_{n,h}(1 - F_z)$.



Fonte: elaborazioni su dati LSEG

(1) Funzioni di risposta all'impulso della curva dei rendimenti (da 2 a 10 anni) ottenute da stime *Local Projections* a *shock* di annunci e di sorprese di consolidamento fiscale. Sull'asse verticale risposte per la media delle scadenze in punti base annualizzati (linea continua) a uno *shock* fiscale negativo (contrazione); regioni di confidenza al 68 per cento (grigio) e al 90 per cento (grigio scuro) con errori standard HAC/Newey-West. Sull'asse orizzontale, trimestri dopo lo *shock*.

Quando una sorpresa fiscale conferma il consolidamento di bilancio, i rendimenti si riducono in modo graduale ma duraturo; in assenza di stress, contano soprattutto gli annunci, ossia le revisioni nelle previsioni. L'impulso restrittivo nella forma di una sorpresa, una volta osservato, agisce come validazione del piano, per cui i rendimenti sovrani si riducono gradualmente ma in misura più duratura rispetto alla revisione delle previsioni governative (*foresight shock*). Nel regime senza stress fiscale, la risposta dei rendimenti a uno *shock* di annuncio è sostanzialmente nulla all'impatto, ma diventa negativa e significativa dopo circa sei trimestri, determinando riduzioni dei tassi sovrani in misura simile al regime di stress. In questo regime, la reazione a sorprese sui consuntivi di spesa è invece modesta e non significativa.

Il contenuto informativo degli *shock* nella politica di bilancio è diverso a seconda del regime finanziario: in fasi di "stress" conta soprattutto la verifica *ex-post* sui dati osservati. Il diverso contenuto informativo che gli operatori attribuiscono agli *shock* (come si è già rilevato nel paragrafo precedente) risulta differenziato rispetto ai regimi fiscali in base alla persistenza delle risposte dei rendimenti sovrani. In presenza di stress, la componente non anticipata dello *shock* ha maggiore persistenza perché conferma *ex post* la credibilità del consolidamento; in fasi di calma, invece, i mercati sembrano attribuire maggiore peso alla traiettoria programmatica annunciata.

3.3.4 I fattori di rischio specifici nazionali sui rendimenti

L'economia italiana resta caratterizzata da un elevato debito pubblico; assume quindi particolare rilievo valutare in quale misura il calo dei rendimenti indotto dal consolidamento fiscale sia associato a una riduzione del premio per il rischio specifico.

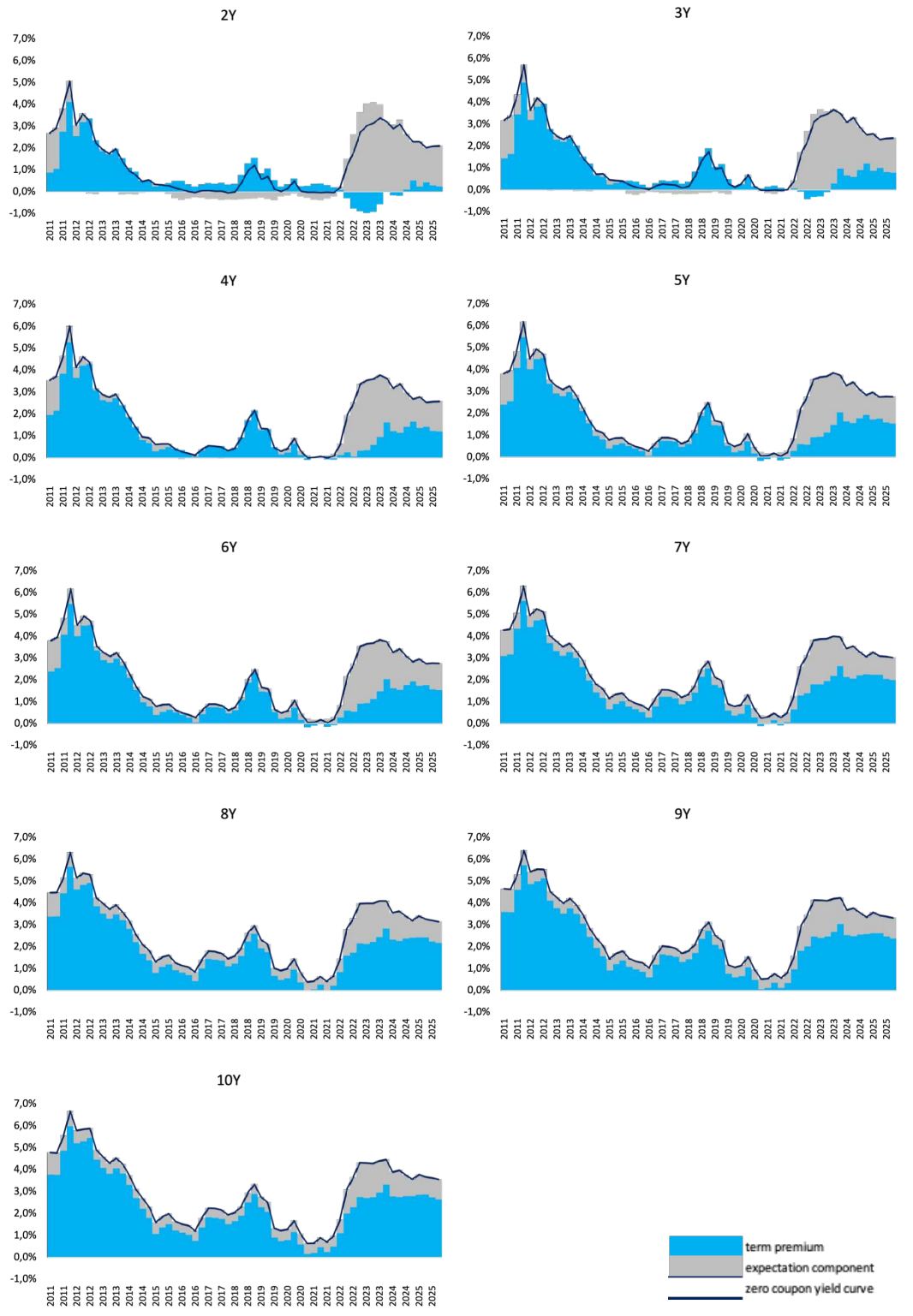
I rendimenti dei titoli pubblici si articolano in due componenti, le aspettative sui tassi d'interesse dell'area dell'euro e un fattore di rischio specifico nazionale (*broad term premium*). Quest'ultima componente è una misura ampia dei premi richiesti dagli investitori per detenere debito italiano; può includere premio a termine, rischio di *default*, rischio di ridenominazione, rischio di liquidità e segmentazione dei mercati. La distinzione tra le due componenti è particolarmente rilevante per l'Italia; permette di separare il canale della politica monetaria da quelli più legati alla sostenibilità del debito e alla percezione del rischio sovrano[150].

La scomposizione mostra che nelle fasi di crisi i rendimenti dei titoli italiani riflettono soprattutto il *broad term premium*, mentre dopo la pandemia è cresciuto il ruolo delle aspettative sui tassi europei. La figura 3.20 mostra la scomposizione dei rendimenti per le scadenze comprese tra 2 e 10 anni[151]. Nel periodo della crisi dei debiti sovrani, l'aumento dei tassi italiani è riconducibile in misura prevalente al *broad term premium*, coerentemente con un *repricing* del rischio sovrano, della liquidità e della frammentazione finanziaria dell'area dell'euro. La successiva fase di compressione dei rendimenti, tra il 2014 e il 2020, riflette invece sia il progressivo riassorbimento dei premi per il rischio sia l'ancoraggio delle aspettative ai tassi ufficiali in un contesto di politica monetaria fortemente accomodante. A partire dal 2021, il rialzo dei rendimenti è associato in misura significativa alla revisione verso l'alto della componente di aspettative sui tassi europei, soprattutto sulle scadenze brevi e intermedie, in linea con il cambio di regime inflazionistico e la normalizzazione della politica monetaria della BCE. La politica monetaria sembra ripercuotersi soprattutto sui tassi dei titoli nel breve e medio termine, mentre sulle scadenze più lunghe il *broad term premium* è ampio e persistente; il segmento a lungo termine della curva italiana sembra incorporare una compensazione per rischi specifici del paese, in particolare sulla sostenibilità fiscale, oltre che in passato sulla liquidità e la ridenominazione.

[150] Si vedano Born, B., Müller, G.J. e Pfeifer, J. (2020), *op. cit.* e Corradin, S. e Schwaab, B. (2023), "Euro area sovereign bond risk premia before and during the COVID-19 pandemic", in *European Economic Review*, 153, 104402.

[151] Per l'identificazione delle due componenti dei rendimenti (*expectation* e *term premium*) dell'area dell'euro si è seguito l'approccio in Adrian, T., Crump, R.K. e Moench, E. (2013), *op. cit.*, che consente di scomporre i rendimenti in una componente di aspettative sui tassi futuri e in una componente di premio a termine. In questo esercizio, la componente di aspettative stimata per l'area dell'euro viene sottratta alla curva *zero coupon* italiana quindi il residuo costituisce il *broad term premium* specifico dell'Italia.

Fig. 3.20 – Curve *zero coupon* dell'Italia, componente delle aspettative e *broad term premium* (scadenze da 2 a 10 anni; punti base)

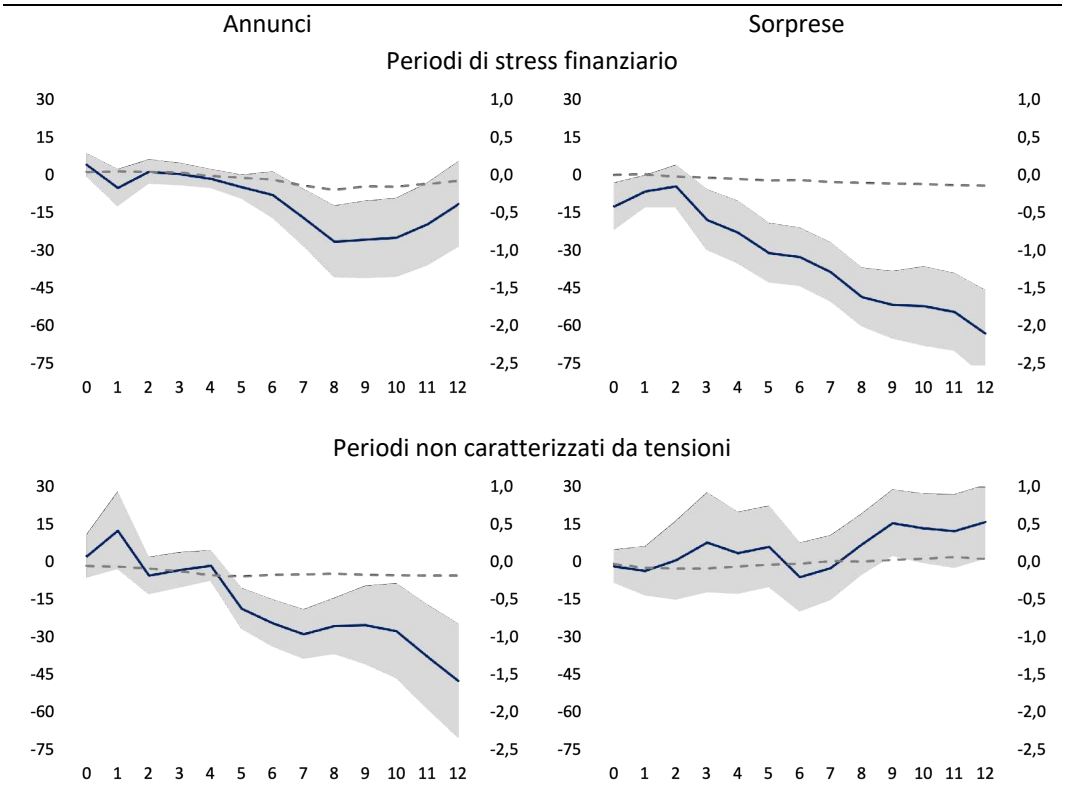


Fonte: elaborazioni su dati LSEG

La risposta dei rendimenti a *shock* di consolidamento fiscale appare guidata esclusivamente dalle componenti di rischio idiosincratiche. Le aspettative sui tassi futuri

dell'area euro contribuiscono invece in misura trascurabile, come suggerito anche dalla diversa scala dei grafici (figura 3.21). Per gli annunci, gli effetti sono significativi dopo sei-otto trimestri, mentre per le sorprese risultano immediatamente rilevanti e si amplificano nel tempo. La conferma nei dati di consuntivo del piano di consolidamento contribuisce a ridurre i rendimenti tramite una compressione del rischio sovrano.

Fig. 3.21 – Risposta a *shock* di annunci e sorprese fiscali delle componenti *expectation* e *broad term premium* (1)



Fonte: elaborazioni su dati LSEG

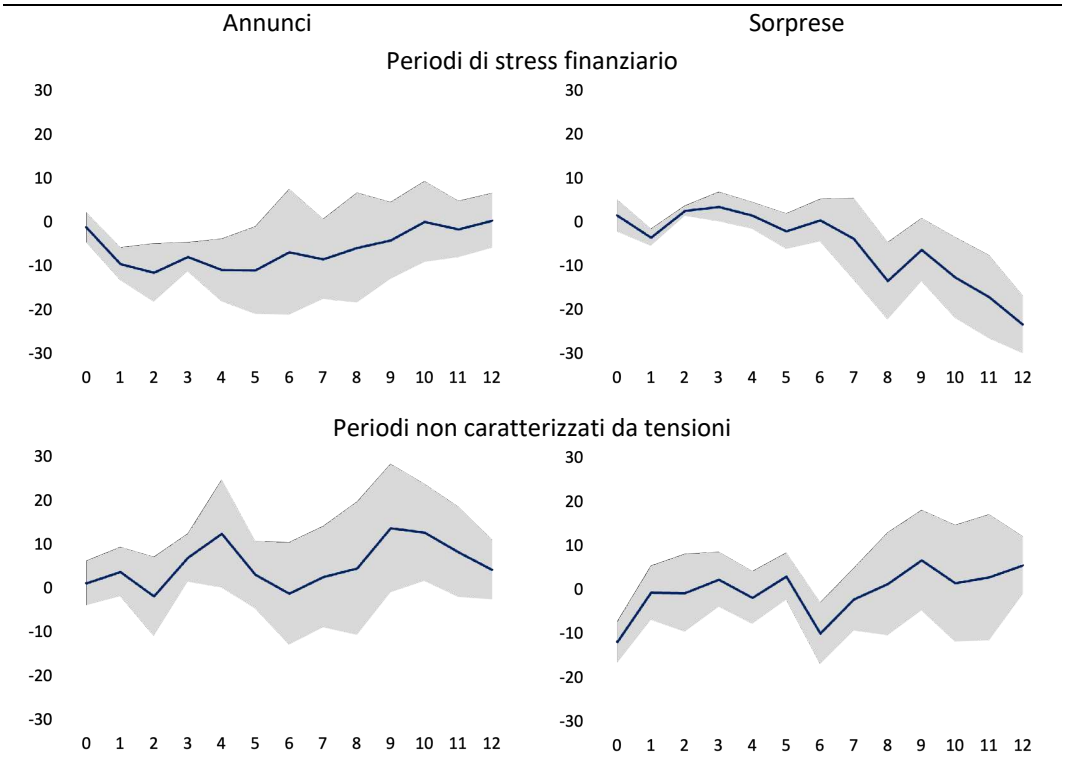
(1) Funzioni di risposta all'impulso della componente *expectation* (linea tratteggiata, asse a destra) e della componente *broad term premium* (linea continua, asse a sinistra) della curva dei rendimenti, ottenute da stime *Local Projections* a *shock* di annunci e di sorprese di consolidamento fiscale; regioni di confidenza al 68 per cento con errori standard HAC/Newey-West. Sull'asse orizzontale, trimestri dopo lo *shock*.

Se il consolidamento fiscale riduce soprattutto i premi per il rischio sovrano, l'effetto dovrebbe concentrarsi sulle scadenze lunghe. Ne conseguirebbe una riduzione della pendenza della curva, ossia un appiattimento rispetto al normale andamento crescente. Tale implicazione è verificata approssimando la pendenza con la differenza tra il

rendimento a dieci anni e quello a due anni, stimandone la risposta agli *shock* fiscali nei diversi regimi di stress, sempre tramite modelli di *Local Projections*[152].

In regime di stress, il consolidamento fiscale riduce la pendenza della curva: l'effetto è rapido ma temporaneo per gli annunci, più lento ma persistente per le sorprese. La figura 3.22 mostra come, l'annuncio del consolidamento da parte del Governo comprime all'impatto una parte del premio specifico dell'Italia, ma non produce una revisione permanente del *pricing*. Quando invece si osservano dati di spesa pubblica inferiori alle previsioni ufficiali, la riduzione della pendenza della curva dei rendimenti è più persistente, riflettendo un processo di graduale aggiornamento della credibilità fiscale; gli operatori rivedono nel tempo il premio richiesto per detenere titoli con scadenze più lunghe.

Fig. 3.22 – Risposta della pendenza della curva (*steepness*) a *shock* di annunci e sorprese fiscali.



(1) Funzioni di risposta all'impulso della pendenza della curva dei rendimenti (differenza tra tasso decennale e tasso a due anni), ottenute da stime *Local Projections* a *shock* di annunci e di sorprese di consolidamento fiscale. Sull'asse verticale risposte medie in punti base annualizzati (linea continua) a uno *shock* fiscale negativo (contrazione); regioni di confidenza al 68 per cento con errori standard HAC/Newey-West. Sull'asse orizzontale, trimestri dopo lo *shock*.

[152] Si utilizza il modello $\sum_{h=0}^{H}(\Delta r_{i,t+h}^{10} - \Delta r_{i,t+h}^{2}) = \alpha_{i,h} + (\beta_{c,h} n_t + \delta_{c,h} s_t)F_z + (\beta_{n,h} n_t + \delta_{n,h} s_t)(1 - F_z) + \gamma_{1,h} ms_t^g + \gamma_{2,h} ms_t^b + \varepsilon_{t+h}$, dove la variabile dipendente è la cumulata degli scarti tra i rendimenti a 10 e 2 anni e gli impulsi degli annunci e delle sorprese differiscono per ogni orizzonte *h* tra i regimi *c* (stress fiscale) e *n* (assenza di stress). La risposta della pendenza della curva nel periodo $t + h$ a un *fiscal foresight shock* di consolidamento fiscale in *t*, condizionata al fatto che l'economia si trovi in un particolare regime fiscale (*c*, *n*), è data da $\beta_{c,h}F_z + \beta_{n,h}(1 - F_z)$. Nel caso di *suprises shock* di consolidamento in *t*, la risposta della pendenza della curva in t+*h* è data $\delta_{c,h}F_z + \delta_{n,h}(1 - F_z)$. Il modello è stimato con metodo OLS sul periodo 2011T1-2022T4.

3.3.5 Considerazioni generali

I tassi d'interesse dei titoli del debito pubblico italiano reagiscono alle sorprese macroeconomiche; l'impatto si osserva in maniera più chiara se le componenti più transitorie vengono rimosse. I risultati mostrano come le sorprese sugli andamenti dell'economia siano rilevanti per i tassi d'interesse, ma il loro ruolo diventa pienamente visibile solo a frequenze più basse di quella giornaliera. L'aggregazione temporale filtra il rumore di breve periodo e fa emergere meglio la trasmissione dell'informazione ai rendimenti. La curva italiana riflette sia fattori esteri sia fattori domestici: i fattori esteri prevalgono alle alte frequenze e sulle scadenze lunghe, mentre quelli domestici acquistano rilievo a frequenze più basse e sul tratto di breve e medio termine. Infine, la reazione dei mercati è asimmetrica; le notizie sfavorevoli sono molto più influenti di quelle positive, quindi il rischio sovrano reagisce più ai segnali di deterioramento che a quelli di miglioramento.

Rispetto alla politica di bilancio, i mercati sembrano dare più valore alla realizzazione effettiva del consolidamento che agli annunci, soprattutto nelle fasi di tensione finanziaria. Le sorprese dovute a dati di spesa migliori del previsto hanno più impatto rispetto alle revisioni nelle previsioni ufficiali; questo suggerisce che la credibilità si costruisce con l'attuazione delle politiche di bilancio. La risposta dei rendimenti cambia tra regimi di mercato. In condizioni di stress finanziario, la restrizione non anticipata valida il piano di consolidamento e induce una riduzione duratura dei rendimenti. Quando il consolidamento è credibile, la diminuzione dei tassi è guidata soprattutto dalla compressione del *broad term premium*, in particolare sul tratto lungo della curva dei rendimenti; ne deriva un appiattimento della pendenza tra il tratto decennale e il biennale. Questa evidenza distingue il caso italiano sia dal meccanismo di *spending reversals* sia dall'interpretazione degli effetti dell'austerità basata sulle condizioni iniziali di stress fiscale[153].

Per l'Italia, le ripercussioni della politica di bilancio sui costi di finanziamento del debito pubblico dipendono dal tipo di *shock*, dalla credibilità delle istituzioni e dal rischio sovrano. La politica di bilancio italiana appare condizionata dallo stato dell'economia e dei mercati. I suoi effetti finanziari riflettono l'interazione tra tipologia dello *shock*, credibilità delle istituzioni e vulnerabilità del mercato. Nel loro insieme, i risultati suggeriscono che la valutazione delle condizioni di finanziamento dell'Italia richiede una lettura integrata di almeno tre dimensioni: la prima è il flusso di informazioni macroeconomiche e fiscali, la seconda è il contesto internazionale, la terza è lo stato del rischio sovrano. Per un emittente ad alto debito, la prudenza nella programmazione di bilancio è particolarmente rilevante. Diventa pienamente efficace per ridurre i costi di finanziamento se è coerente con risultati osservabili e con una riduzione persistente dei premi per il rischio.

[153] Si vedano, rispettivamente Forni, M. e Gambetti, L. (2016), *op. cit.* e Born, B., Müller, G.J. e Pfeifer, J. (2020), *op. cit.*.