



Corso di laurea in Economia e Management

Cattedra di Statistica Applicata ed Econometria

L'Impatto del *Quantitative Easing* sulla Capacità
Predittiva della *Yield Curve*: un'Analisi Empirica su
Sette Economie Avanzate

Prof.ssa Alessandra Amendola

RELATORE

Flavio Avallone Matr. 268661

CANDIDATO

Anno Accademico 2023/2024

Indice

Introduzione	2
1. <i>Term Spread</i>, <i>Quantitative Easing</i> e il suo effetto sulla politica monetaria	4
1.1. Struttura teorica del <i>Term Spread</i>	4
1.2. Il <i>Term Spread</i> e l'attività economica: revisione della letteratura	8
1.3. <i>Quantitative Easing</i> nell'insieme delle misure non convenzionali di politica monetaria	9
1.4. Note metodologiche circa i criteri di selezione dei paesi oggetto delle successive analisi.....	12
2. Analisi Probit per valutare l'abilità del <i>Term Spread</i> di prevedere future recessioni	14
2.1. Metodologia e dati.....	14
2.2. Risultati empirici	15
3. L'effetto del <i>Quantitative Easing</i> sulla capacità predittiva della struttura a termine dei tassi d'interesse	25
3.1. Metodologia e dati.....	25
3.2. Risultati empirici	26
3.3. Interpretazione dei risultati empirici	36
4. Conclusioni	39
Riferimenti bibliografici	40
Appendice A	42
Appendice B	44
Appendice C	46

Introduzione.

La capacità di prevedere le fasi recessive del ciclo economico rappresenta una delle sfide più importanti e complesse che economisti e *policy maker* si trovano ad affrontare; riuscire ad identificare con utile anticipo una futura recessione non solo permette di adottare misure preventive atte a mitigare potenziali ripercussioni economiche, ma consente anche di pianificare politiche economiche e fiscali più efficaci a vantaggio dell'intera società. In questo contesto, la *yield curve* – rappresentata dalla differenza tra i tassi d'interesse a lungo e a breve termine – è stata tradizionalmente considerata uno degli indicatori più affidabili per prevedere future recessioni.

Sin dagli anni '90, la letteratura economica ha ampiamente documentato la capacità predittiva del *term spread*: studi pionieristici come quelli di Estrella e Hardouvelis (1991) e successivamente di Estrella e Mishkin (1998) hanno dimostrato che un'inversione della curva dei rendimenti – cioè quanto i tassi a breve superano quelli a lungo termine – precede con buona probabilità una fase recessiva. Questo fenomeno è stato osservato in numerose economie avanzate, confermando la *yield curve* come un valido *leading indicator*. Tuttavia, l'introduzione di politiche monetarie non convenzionali, come il *Quantitative Easing* (QE), ha sollevato nuovi interrogativi circa l'efficacia di questo strumento di previsione.

Il *Quantitative Easing* è stato adottato da molte banche centrali in risposta alla crisi finanziaria globale del 2008 e alle successive crisi economiche, come una misura per stimolare l'economia in un contesto di tassi d'interesse prossimi allo zero. Attraverso l'acquisto massiccio di titoli – in particolare titoli di Stato a lungo termine – le banche centrali hanno cercato di abbassare i tassi a lungo e di incoraggiare così il credito e la spesa. Tuttavia, questo intervento ha anche alterato la struttura a termine dei tassi d'interesse, potenzialmente compromettendo la capacità del *term spread* di prevedere le recessioni come in passato.

Questa Tesi si propone di esplorare in profondità l'interazione tra la struttura a termine dei tassi e il QE e di valutarne l'impatto sulla capacità predittiva della *yield curve*. In particolare, l'obiettivo è duplice: da un lato, verificare se il *term spread* sia ancora un valido indicatore di recessioni nelle principali economie avanzate; dall'altro, analizzare come il *Quantitative Easing* abbia influenzato questa capacità predittiva.

Il primo capitolo della Tesi offre un'analisi teorica dettagliata della curva dei rendimenti e del QE, esplorando le dinamiche attraverso le quali questi strumenti influenzano il ciclo economico. Viene discusso il funzionamento della *yield curve* come indicatore economico, con particolare attenzione al meccanismo che rende il *term spread* un segnale da attenzionare in previsione di future recessioni.

Inoltre, si esplora l'impatto delle politiche di *Quantitative Easing* sulla struttura a termine dei tassi d'interesse e le possibili implicazioni per la predittività della curva dei rendimenti.

Nel secondo capitolo, l'attenzione si sposta sull'analisi empirica. Utilizzando un modello probit, vengono esaminati i cicli economici di sette paesi – Australia, Canada, Germania, Italia, Norvegia, Regno Unito e Stati Uniti – per valutare la capacità del *term spread* di prevedere le recessioni con un anticipo da uno ad otto trimestri: l'obiettivo è determinare se la struttura a termine dei tassi d'interesse mantiene la sua validità come *leading indicator*, nonostante le trasformazioni introdotte dal QE.

Il terzo capitolo approfondisce ulteriormente l'interazione tra *Quantitative Easing* e *yield curve*, esaminando l'effetto di questo strumento di politica monetaria non convenzionale sulla capacità predittiva della seconda. I risultati empirici ottenuti vengono interpretati alla luce delle teorie economiche, con l'obiettivo di trarre conclusioni rilevanti per la politica monetaria e per l'analisi economica futura.

1. *Term Spread, Quantitative Easing* e il suo effetto sulla politica monetaria.

L'abilità di predire l'andamento del ciclo economico riuscendone ad indentificare con utile anticipo le fasi recessive, risulta di fondamentale importanza per i *policy makers*, le aziende e i consumatori, i quali si trovano ad operare in contesti – come quelli delle economie avanzate – in cui le aspettative giocano un ruolo da protagonista nell'influenzare le fluttuazioni macroeconomiche. Per questo motivo gli economisti tuttora si interrogano circa l'esistenza di indici e/o aggregati macroeconomici le cui variazioni siano in grado di predire con buona probabilità futuri rallentamenti nell'economia.

Tra la fine degli anni Ottanta e la metà degli anni Novanta, si è sviluppata una corposa letteratura circa il potere predittivo del *Term Spread* – anche noto come *Yield Curve* (o curva dei rendimenti dall'italiano). *Term spread*, o struttura a termine dei tassi d'interesse, che misura in particolare la relazione tra i rendimenti su titoli esenti da default – ossia i titoli di Stato – che differiscono solo nella loro *maturity* (Cox, Ingersoll e Ross, 1985).

1.1. Struttura teorica del *Term Spread*.

«La struttura a termine dei tassi d'interesse incorpora delle informazioni molto importanti per la politica monetaria, da cui è influenzata, ma che contribuisce anche ad orientare, riflettendo segnali di diversa natura percepiti dagli operatori che agiscono sui mercati» (Di Giorgio, 2020). Secondo Mishkin ed Eakins (1998), si possono osservare tre regolarità empiriche concernenti la *yield curve*:

- a) i tassi sui titoli a diversa scadenza tendono a muoversi nel tempo nella stessa direzione;
- b) quando i tassi a breve sono bassi, è più probabile che la curva sia inclinata positivamente; al contrario, quando i tassi a breve sono alti, più probabilmente la curva ha inclinazione negativa;
- c) normalmente, la *yield curve* ha inclinazione positiva.

Tre modelli - la teoria delle aspettative, la teoria della segmentazione del mercato e la teoria della preferenza per la liquidità - hanno cercato di fornire una sistemazione teorica alla struttura a termine dei tassi con l'obiettivo di spiegare le regolarità empiriche sopra menzionate (Mishkin ed Eakins, 1998).

La prima presuppone la perfetta sostituibilità tra titoli con diverse scadenze – o *maturity*. L'uguaglianza tra il rendimento di un titolo a lungo termine e il rendimento medio di una serie di titoli a breve nello stesso periodo è il risultato diretto del fatto che gli investitori non hanno preferenze su obbligazioni con una certa scadenza. Quindi, la relazione che segue risulta valida:

$$(1 + i_{n,t})^n = (1 + i_{1,t}) \cdot (1 + i_{1,t+1}^e) \cdot \dots \cdot (1 + i_{1,t+n-1}^e) \quad (1.1)$$

dove $i_{j,t}$ rappresenta il rendimento su base annua offerto da un titolo che ha una *maturity* di j anni emesso in data t , mentre $i_{m,k}^e$ è, invece, il rendimento atteso di un titolo con scadenza $m \leq j$ emesso in un periodo k successivo a t , con $k = \sum_{s=1}^{n-1} t + s$. Poiché l'equazione di cui sopra si basa sulla considerazione dell'ipotesi di razionalità degli operatori e sulla definizione di equilibrio dei mercati finanziari come una situazione in cui non esistono possibilità di arbitraggi profittevoli (Di Giorgio, 2020), è possibile riscrivere la (1.1) come segue:

$$i_{n,t} \cong \frac{i_{1,t} + i_{1,t+1}^e + \dots + i_{1,t+n-1}^e}{n} \quad (1.2)$$

La teoria delle aspettative spiega l'evidenza empirica di cui al punto a) in quanto i tassi a lungo termine sono calcolati come media dei futuri tassi a breve attesi: un aumento degli stessi comporta un aumento dei rendimenti a lungo termine, facendo sì che nel tempo tassi con diversa scadenza tendano a muoversi nella medesima direzione.

L'evidenza di cui al punto b) è anch'essa spiegata dalla stessa teoria. In effetti, come Mishkin ed Eakins (1998) dimostrano attraverso la (1.2), le aspettative degli investitori sono molto importanti quando i tassi a breve sono bassi perché si prevede che i tassi torneranno a livelli normali in futuro¹. Di conseguenza, la curva dei tassi risulta essere inclinata positivamente perché i rendimenti a lungo, che sono la media dei futuri tassi a breve attesi, hanno dei valori significativamente maggiori rispetto ai primi. Al contrario, quando i tassi a breve sono alti, le aspettative degli investitori forzano i rendimenti a lungo termine verso il basso, causando una pendenza negativa della *yield curve* (Mishkin ed Eakins, 1998).

Una critica alla teoria delle aspettative è che non è possibile spiegare la regolarità empirica di cui al punto c), poiché, se la curva dei rendimenti generalmente ha un'inclinazione positiva, secondo quanto visto finora, i futuri tassi attesi a breve termine dovrebbero generalmente aumentare. Ciò, però, contrasta con quanto avviene nella realtà: poiché i rendimenti a breve seguono un trend stocastico,

¹ Ciò è dovuto all'ipotesi sull'assenza di possibilità di arbitraggi profittevoli che conduce ad una condizione di equilibrio sui mercati finanziari. Infatti, da un punto di vista economico, gli investitori acquisteranno nell'epoca in esame titoli a breve termine – che, come detto, presentano un prezzo basso – per poi rivenderli in futuro: ciò comporta un aumento del prezzo dei titoli a breve con conseguente diminuzione del rendimento. Al contrario, in quanto gli investitori si concentrano sulle obbligazioni a breve, diminuirà la domanda dei titoli a lungo termine: ciò comporta una diminuzione del loro prezzo e il conseguente aumento del rendimento ad essi associato.

ciò comporterebbe una pendenza nulla della *yield curve* per cui risulterebbe violata la regolarità di specie.

La teoria sulla segmentazione del mercato di Culbertson (1957) cerca di sopperire alla criticità riscontrata nel precedente modello muovendo da un'assunzione opposta rispetto a quella operata dalla teoria delle aspettative, ossia l'assenza di sostituibilità tra titoli aventi scadenze differenti: in questo caso, i movimenti della curva dei rendimenti non dipendono più dai rendimenti attesi di titoli con diverse *maturity*, quanto piuttosto dalle differenze tra domanda e offerta di obbligazioni con determinata scadenza.

Tale teoria contribuisce a spiegare la regolarità empirica di cui al punto c) in quanto, dato, ad esempio, un caratteristico scenario della realtà in cui la domanda per titoli a lungo termine risulti relativamente bassa rispetto a quella per obbligazioni a breve, i primi – data la relazione inversa tra prezzo e *yield* – presentano prezzi più bassi e rendimenti più alti rispetto ai secondi: ciò comporta una *yield curve* normalmente inclinata positivamente.

Nonostante, come appena visto, la teoria di Culbertson (1957) riesca a spiegare l'evidenza di specie, presenta, però, delle criticità per cui verrebbe meno l'assetto teorico costruito nel precedente modello per le regolarità empiriche di cui ai punti a) e b). Per quanto riguarda la prima, poiché tale teoria considera segmentato il mercato per i titoli con diverse *maturity*, non esiste alcuna ragione per cui l'aumento del rendimento di un'obbligazione con una determinata scadenza influenzi in qualche modo quello di un titolo con *maturity* differente: ciò contraddice quanto detto nel punto a) per cui i tassi sui titoli a diversa scadenza tendono a muoversi nel tempo nella stessa direzione. Al contrario, la seconda critica, per cui il modello di specie manca di chiarezza sulla relazione tra la domanda e l'offerta di titoli a breve e a lungo termine a seguito di una variazione del rendimento dei primi, è supportata dall'evidenza empirica riscontrata al punto b) sulla relazione tra le obbligazioni a breve e l'inclinazione della curva dei rendimenti, che, al contrario, compare nella teoria delle aspettative (Mishkin ed Eakins, 1998).

La teoria della preferenza per la liquidità, configurandosi come una sintesi tra i due modelli di cui sopra, risulta la più efficace per fornire un assetto teorico alle tre regolarità empiriche osservate da Mishkin ed Eakins (1998).

Tale modello muove da una terza assunzione diversa da quelle già osservate, per cui i titoli con diverse scadenze sono sostituiti, ma non perfetti. Ciò si traduce con il potere da parte dei rendimenti attesi di un titolo di influenzare il tasso d'interesse atteso per un'obbligazione con diversa scadenza, concedendo, però, anche agli investitori la possibilità di preferire determinate *maturity* rispetto alle altre. Con questa assunzione, è possibile calcolare il rendimento di un titolo a lungo termine come la

media dei tassi d'interesse offerti da una serie di obbligazioni a breve nello stesso periodo insieme a un premio per la liquidità – anche noto come *liquidity premium* o *term premium* – che mostra la relazione tra la domanda e l'offerta di quel titolo (Mishkin ed Eakins, 1998). Dunque, vale la seguente relazione:

$$i_{n,t} \cong \frac{i_{1,t} + i_{1,t+1}^e + \dots + i_{1,t+n-1}^e}{n} + l_{n,t}$$

(1.3)

dove $l_{n,t}$, ossia il premio per la liquidità offerto da un titolo con *maturity* di n anni emesso in data t , è sempre positivo e cresce al crescere della scadenza n .

La teoria di specie sostiene l'evidenza empirica menzionata al punto a), poiché – come osservano Mishkin ed Eakins (1998) attraverso una semplice analisi matematica – il primo termine dell'equazione (1.3), similmente alla teoria delle aspettative, indica che un incremento dei rendimenti a breve termine porta a un aumento dei tassi a lungo termine; inoltre, tale modello corrobora quanto riportato al punto b), non solo per l'influenza delle aspettative degli investitori che tendono a elevare i rendimenti a lungo termine quando i tassi a breve sono bassi e viceversa, ma anche per il contributo del *term premium*: quest'ultimo, con il suo valore positivo, accentua l'inclinazione della curva dei rendimenti. Infine, anche la regolarità empirica di cui al punto c) trova una spiegazione teorica nel modello in esame in quanto il *liquidity premium* cresce all'aumentare della *maturity* di un titolo a causa delle preferenze degli investitori per le obbligazioni a breve termine (Mishkin ed Eakins, 1998).

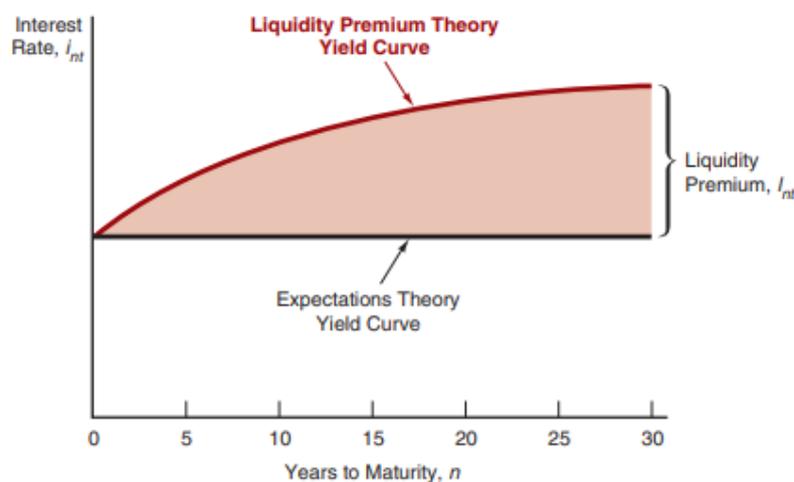


Figura 1.1: relazione tra teoria sulla preferenza per la liquidità e teoria delle aspettative.

È possibile osservare dalla Figura 1.1 – presente all'interno del libro “*Financial Markets and Institutions*” di Mishkin ed Eakins (1998) (vedi Riferimenti bibliografici) – la relazione esistente tra

teoria delle aspettative e teoria sulla preferenza per la liquidità. I due economisti infatti, assumendo una curva dei rendimenti piatta riferita alla prima teoria, osservano che, grazie al valore del *liquidity premium* sempre positivo e crescente all'aumentare della scadenza di un titolo, la *yield curve* relativa al modello sulla preferenza per la liquidità è sempre al di sopra della prima e presenta normalmente una pendenza maggiore.

1.2. Il *Term Spread* e l'attività economica: revisione della letteratura.

La curva dei rendimenti è da tempo oggetto di interesse per economisti, *policy makers* e investitori in quanto la sua capacità di prevedere potenzialmente l'andamento futuro del ciclo economico ha consentito numerose analisi empiriche per oltre tre decenni, dalla fine degli anni Ottanta con i primi studi condotti da Fama (1984) sino ad oggi. Questo paragrafo approfondisce l'ampia letteratura in merito, concentrandosi, in particolare, sulle evidenze empiriche circa il potere predittivo della *yield curve* e sulle criticità associate all'utilizzo di tale *leading indicator* – o indicatore anticipatore tradotto in italiano.

I primi studi condotti sul tema si sono concentrati principalmente negli Stati Uniti, stabilendo una significativa correlazione tra il *term spread* – calcolato come la differenza tra i tassi d'interesse a 10 anni e quelli a 3 mesi sui titoli di Stato – e la crescita futura dell'attività economica. In merito, i lavori pionieristici di Harvey (1988), Stock e Watson (1989), Chen (1991) ed Estrella e Hardouvelis (1991) introdussero il concetto di inversione della curva dei rendimenti come possibile indicatore anticipatore di un periodo di recessione, definita dal *National Bureau of Economic Research* (NBER) come «una flessione significativa e generalizzata dell'attività economica che dura per più di qualche mese e che di norma si riflette nel prodotto interno lordo (PIL) reale, nei redditi reali, nell'occupazione, nella produzione industriale e nelle vendite all'ingrosso e al dettaglio».

Le ricerche successive, come quelle di Harvey (1991), Davis e Henry (1994), Plosser e Rouwenhorst (1994), Bonser-Neal e Morley (1997), Kozicki (1997), Estrella e Mishkin (1997) ed Estrella, Rodrigues e Schich (2003), hanno ampliato l'ambito geografico includendo nell'analisi altri paesi appartenenti all'*Organization for Economic Co-operation and Development* (OECD). Nonostante tali pubblicazioni concludano che il *term spread* possa essere usato in una certa misura come *leading indicator* per le recessioni, tuttavia evidenziano alcune criticità collegate all'uso di tale indicatore. Infatti, studi fuori campione condotti da Davis e Fagan (1997), Smets e Tsatsaronis (1997) e le successive revisioni come quella di Haubrich (2020), attraverso l'uso di dati relativi agli Stati Uniti, alla Germania e all'Europa, hanno riscontrato l'instabilità nel tempo delle stime dei parametri; in particolare, è stato evidenziato come le regressioni stimate avessero uno scarso potere predittivo.

Per ovviare ai limiti degli studi condotti su isolati paesi che producevano dei modelli non generalizzabili, sono stati operate delle analisi sul potere predittivo della *yield curve* attraverso dei confronti tra paesi mediante l'utilizzo di dati panel come fatto da Gebka e Wohar (2018), Borio, Drehmann e Xia (2019) e Hasse e Lajaunie (2022). Sabes e Sahuc (2023), invece, si sono concentrati sull'Area Euro e sui suoi Stati membri, fornendo ulteriori prove della capacità della curva dei rendimenti di prevedere le recessioni. Se da un lato queste pubblicazioni hanno offerto indicazioni preziose sulla significatività del *term spread* come *leading indicator* a seconda del paese analizzato, dall'altro hanno di certo messo in luce la complessità nell'individuare modelli significativi in probabilità generalizzabili.

La letteratura evidenzia costantemente le criticità associate all'utilizzo della curva dei rendimenti come indicatore anticipatore affidabile dell'attività economica. I lavori di Stock e Watson (2003), Schrimpf e Wang (2010) e Chinn e Kucko (2015), nell'evidenziare delle rotture strutturali nella relazione tra *term spread* e crescita del PIL in vari paesi come Canada, Germania, Regno Unito e Stati Uniti, suggeriscono come cambiamenti nei regimi di politica monetaria, innovazioni finanziarie e shock economici globali possano giocare un ruolo importante nell'influenzare il rapporto tra le due variabili. Inoltre, in molti degli studi già citati è stato evidenziato che le performance fuori campione dei modelli, aventi come regressore la *yield curve*, siano state spesso deludenti, suggerendo che la relazione fra tale *leading indicator* e l'attività economica possa essere instabile e difficile da sfruttare per scopi pratici di previsione.

Riconoscendo i limiti dell'affidarsi esclusivamente al *term spread*, le ricerche successive hanno incorporato ulteriori variabili finanziarie per migliorare l'accuratezza della previsione: Wright (2006), Chatelais, Stalla-Bourdillon e Chinn (2023) ed Ahmed e Chinn (2024), ad esempio, hanno dimostrato il miglioramento delle prestazioni di previsione *in-sample* delle recessioni quando sono stati inclusi rispettivamente i tassi d'interesse a breve termine, variabili ponderate del mercato azionario e alcuni *term spread* esteri come regressori aggiuntivi. Questi sforzi per ampliare l'insieme dei *leading indicator* riflettono la crescente consapevolezza che la curva dei rendimenti incorpora in sé solo una parte dell'ampia gamma di informazioni di cui necessiterebbe un'analisi completa del ciclo economico.

1.3. *Quantitative Easing* nell'insieme delle misure non convenzionali di politica monetaria.

L'analisi della letteratura evidenzia come la politica monetaria influenzi in modo significativo la relazione tra la curva dei rendimenti e l'attività economica futura.

Dopo la Grande Recessione del 2007-2008, le banche centrali di tutto il mondo hanno adottato una serie di politiche non convenzionali volte ad influenzare l'economia andandone a colpire le condizioni monetarie e finanziarie; queste misure, spesso sperimentate dalla Banca del Giappone nei primi anni 2000, miravano a combattere la persistente bassa inflazione e la stagnazione economica. Joyce, Miles, Scott e Vayanos (2012) spiegano che le banche centrali si sono rivolte a queste forme alternative di politiche monetarie dopo questa crisi in quanto il tradizionale legame tra tassi d'interesse ufficiali – tassi di *policy* – e tassi di mercato si era spezzato e la gravità della recessione in molti paesi aveva suggerito che la regola di Taylor avrebbe raccomandato tassi d'interesse nominali negativi. Tuttavia, poiché gli agenti – come, del resto, postula anche la teoria keynesiana sulla domanda di moneta – avrebbero potuto scegliere di detenere liquidità non fruttifera piuttosto che investire il proprio capitale in titoli con rendimento negativo, i tassi di mercato furono di fatto vincolati a zero (*Zero Lower Bound* o ZLB): ciò causò una trappola della liquidità per cui la politica monetaria perse d'efficacia come strumento di stabilizzazione delle fluttuazioni del reddito attraverso il canale “tasso d'interesse” quale meccanismo di trasmissione degli impulsi di politica monetaria all'economia (Di Giorgio, 2020).

Per uscire da questa trappola della liquidità vennero attuate diverse misure non convenzionali, tra cui tassi di *policy* negativi e l'espansione dei bilanci delle banche centrali per influenzare i tassi d'interesse a lungo termine: una politica spesso indicata con il nome di *Quantitative Easing* (QE) (Fawley e Neely, 2013; Dell'Ariccia, Rabanal e Sandri, 2018). L'ex presidente della *Federal Reserve*, Ben Bernanke (2014), notoriamente osservò che il QE «funziona in pratica, ma non in teoria», sottolineando la sua efficacia pratica nonostante le difficoltà nel dotarlo di un assetto teorico valido, causate dalle frizioni del mercato e dai comportamenti degli investitori (Dell'Ariccia, Rabanal e Sandri, 2018).

Concentrandoci sulla storia del QE, la Banca del Giappone applicò per la prima volta tale strumento non convenzionale di politica monetaria all'inizio degli anni 2000, acquistando titoli di Stato per aumentare le riserve di liquidità nel sistema bancario, che, tra l'altro, influenzarono l'economia giapponese aumentando il prezzo degli *asset* ed eliminando le forze deflazionistiche (Joyce, Miles, Scott, Vayanos, 2012). Dopo il Giappone, banche centrali come la Banca d'Inghilterra, la Banca centrale europea (BCE), la *Federal Reserve* e la *Riksbank* hanno aumentato significativamente i loro bilanci nel periodo compreso tra la fine del 2008 e l'inizio del 2009. Anche la *Reserve Bank of Australia* e la Banca del Canada, solo successivamente rispetto alle prime, hanno introdotto programmi di QE per mitigare gli effetti economici negativi causati dalla pandemia di Covid-19.

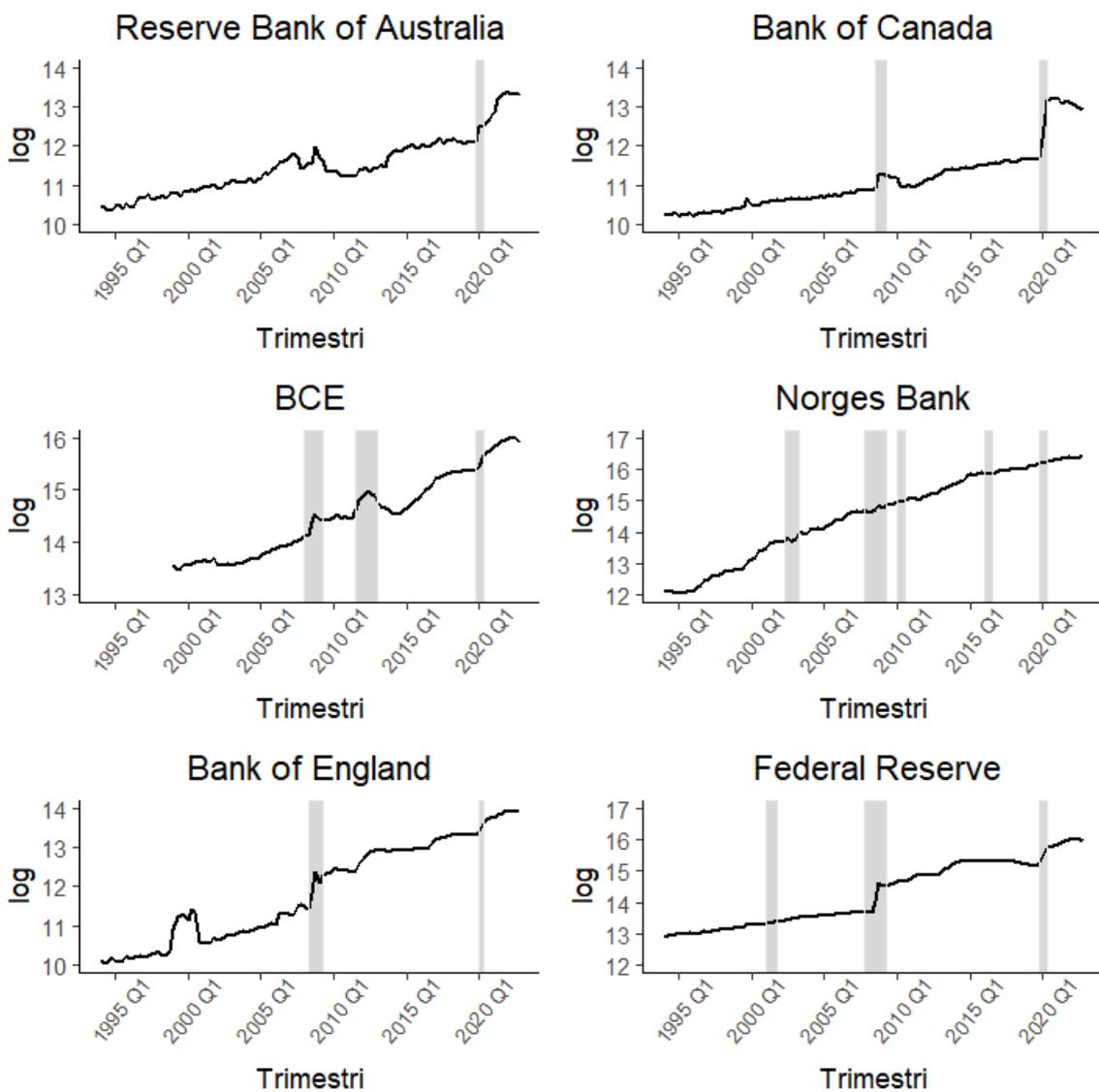


Figura 1. 2: Asseti totali su base logaritmica delle banche centrali oggetto delle successive analisi.

La riduzione dei bilanci delle banche centrali successivamente a ciascun round di QE si è rivelata impegnativa, come, del resto, si è potuto osservare nel 2013, quando l’annuncio della *Federal Reserve* di ridurre gli acquisti di attività nell’ambito del QE3 ha provocato turbolenze sui mercati, note come “*Taper Tantrum*” (Rai e Suchanek, 2014). Inoltre, il ricorso al QE ha offuscato i confini tra le operazioni poste in essere dai governi e quelle, invece, svolte dalle banche centrali, incentivando potenzialmente un aumento del debito pubblico (Borio e Zabai, 2016). Altro effetto negativo del QE consisterebbe nel suo impatto sui rendimenti: D’Amico e King (2013) hanno rilevato un persistente calo dei prezzi sui specifici bond dopo il programma di QE1 della *Federal Reserve*; Krishnamurthy e Vissing-Jorgensen (2011) hanno osservato degli effetti significativi sui mercati finanziari quando sia la Banca d’Inghilterra sia la *Federal Reserve* annunciarono le prime fasi del programma di QE1 –

effetti che, però, si ridussero significativamente in occasione delle fasi successive del medesimo programma.

Spostando l'attenzione dai risultati empirici ad un assetto teorico, Woodford (2003) fornì una teoria per la politica monetaria convenzionale, incentrata sulla fissazione dei tassi d'interesse nominali a breve termine: la politica monetaria di specie per l'economista operava attraverso il canale di trasmissione "tasso d'interesse". Tuttavia, lo ZLB e la conseguente disconnessione tra i tassi ufficiali e quelli di mercato in seguito alla Grande Recessione hanno richiesto, come visto, un passaggio all'espansione dello stato patrimoniale delle banche centrali attraverso l'acquisto di *asset* sui mercati finanziari. Tale operazione, che si tratti di titoli di Stato o di altri strumenti finanziari, ha un impatto sull'economia tale da portare alla modificazione dei portafogli finanziari degli agenti, incidendo di conseguenza sul costo e sulla disponibilità del credito *in primis* e sulla funzione di domanda complessiva dell'economia *in secundis* (Andrés, López-Salido e Nelson, 2004; Curdia e Woodford, 2011).

Il canale dell'equilibrio di portafoglio, inizialmente descritto da Tobin (1961, 1963, 1969) e Brunner e Meltzer (1973), spiega come le banche centrali influenzino i rendimenti di diverse attività variando l'offerta relativa di crediti finanziari con diverse durate e liquidità. Tale teoria prevede che gli acquisti di attività a lunga scadenza da parte delle banche centrali riducano lo *stock* di attività con *maturity* alta detenute privatamente, abbassando potenzialmente i *term premium* di queste ultime e influenzando i prezzi delle obbligazioni societarie e delle azioni (Modigliani e Sutch, 1966; Vayanos e Vila, 2009; Greenwood e Vayanos, 2010; Gagnon, Raskin, Remache e Sack, 2011).

L'evidenza empirica sostiene gli effetti appena menzionati: i rendimenti delle obbligazioni societarie sono diminuiti dopo i programmi di QE, a beneficio dei mercati dei capitali e delle famiglie (Miles, 2011 e 2012). Tuttavia, condizioni quali i vincoli creditizi e l'eterogeneità risultano cruciali nel determinare questi effetti, in quanto i modelli che assumono una perfetta sostituibilità tra gli *asset* non supportano l'efficacia del QE (Bernanke e Gertler, 1989; Kiyotaki e Moore, 1997; Holmstrom e Tiróle, 1998; Eggertsson e Woodford, 2003; Kiyotaki e Moore, 2012).

1.4. Note metodologiche circa i criteri di selezione dei paesi oggetto delle successive analisi.

Nonostante in ciascuno dei successivi capitoli saranno presenti dei paragrafi che illustrano la metodologia utilizzata per ciascuno dei modelli analizzati, è bene specificare già in questa sede i criteri che hanno portato all'individuazione delle economie avanzate oggetto del presente elaborato: Australia, Canada, Germania, Italia, Norvegia, Regno Unito e Stati Uniti. Sono stati scelti nello

specifico questi paesi in quanto ho ritenuto utile ai fini dell'obiettivo della Tesi analizzare economie che, come visto nel precedente paragrafo, sono state esposte in modo diverso al QE.

Inoltre, il periodo campionario utilizzato è quello che inizia in corrispondenza del primo trimestre del 1994 (Q1 1994) e termina nell'ultimo trimestre del 2022 (Q4 2022). Oltre a specifiche esigenze di confronto tra i dati, come mette in evidenza Lodén (2020) nel suo elaborato, sono stati selezionati solamente economie con libertà di movimento dei capitali le cui banche centrali operano in un regime di *inflation-targeting*: prima degli anni '90, diversi paesi non consentivano tale libertà.

2. Analisi Probit per valutare l'abilità del *Term Spread* di prevedere future recessioni.

Così come fatto precedentemente in letteratura da Estrella e Hardouvelis (1991) per primi e successivamente anche da Estrella e Mishkin (1998) come estensione del lavoro dei primi, utilizzerò un modello probit per valutare l'abilità della *yield curve* di prevedere future recessioni da uno ad otto trimestri in anticipo, misurate attraverso l'uso di una variabile binaria – o variabile *dummy*.

2.1. Metodologia e dati.

Prima di operare ulteriori analisi più approfondite come quelle nel successivo Capitolo 3, è necessario innanzitutto verificare che il *term spread* costituisca tuttora un *leading indicator* affidabile che riesca a prevedere con utile anticipo l'andamento futuro del ciclo economico. Alla luce di tale necessità, utilizzerò un modello probit che ha come variabile dipendente una variabile binaria che indica i trimestri in cui, secondo rispettivamente l'NBER per gli Stati Uniti e l'*Economic Cycle Research Institute* (ECRI) per i rimanenti paesi oggetto di analisi, si sono verificate delle recessioni; come regressore – o variabile esplicativa – utilizzerò i valori del *term spread* con un *lag* che vari da uno ad otto trimestri antecedenti il periodo in analisi. La specificazione del modello è ottenuta dalla seguente equazione:

$$\Pr(Y_t = 1|X_{t-k}) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \cdot X_{t-k}) \tag{2.4}$$

dove Y_t è la variabile *dummy* che indica con 1 la presenza di una recessione nel trimestre analizzato; X_{t-k} rappresenta il *term spread* con $k = 1, \dots, 8$ a seconda del *lag* esaminato; Φ è la funzione di ripartizione normale standard.

Come suggerito dalla costante k nell'equazione (2.1), ogni paese del campione verrà analizzato utilizzando il modello probit con variabili *in-sample* a otto ritardi differenti, ossia da uno ad otto trimestri. Poiché la forma funzionale della media condizionale di Y_t non è lineare, al posto degli stimatori OLS utilizzerò il metodo della massima verosimiglianza attraverso l'uso degli stimatori ML. Ancora, poiché il test di Durbin-Watson indica la presenza di correlazione seriale tra gli errori residui dei coefficienti della regressione, userò gli errori standard di Newey-West in quanto robusti all'eteroschedasticità e all'autocorrelazione. Infine, come accennato nel paragrafo 1.4, il *timespan* per l'analisi di specie è Q1 1994 – Q4 2022.

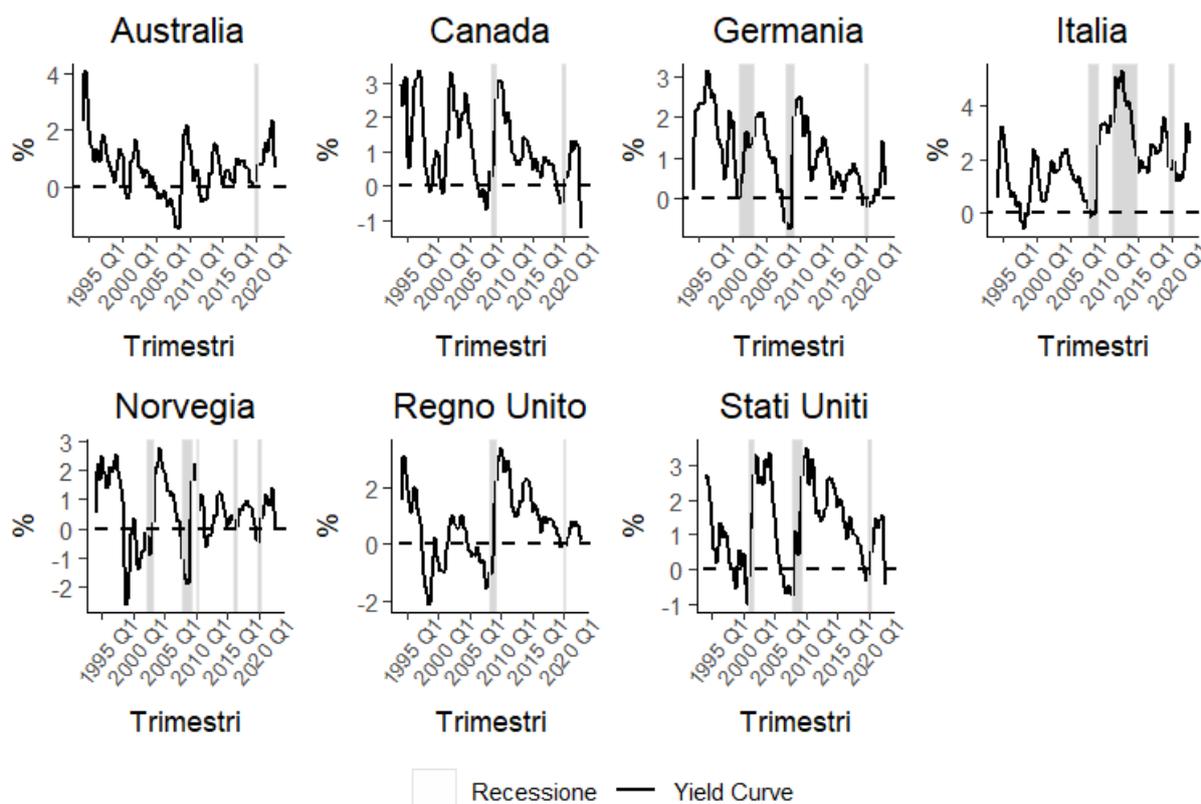


Figura 2. 3: Yield curve ottenuta come differenza tra i tassi a 10 anni e quelli a 3 mesi sui titoli di Stato di ciascun paese oggetto di analisi. Le aree grigie indicano le recessioni secondo quanto riportato dall'ECRI e dal NBER.

2.2. Risultati empirici.

Iniziando la disamina dei risultati empirici ottenuti attraverso l'analisi probit, la Tabella 2.1 mostra che il coefficiente del regressore X_{t-2} – corrispondente ad un lag del *term spread* pari, appunto, a due trimestri – risulta l'unico significativo al 5%, rendendo evidente che, all'aumentare dei ritardi, la significatività e il valore dei coefficienti diminuiscono: ciò suggerisce che l'effetto predittivo della *yield curve* si indebolisce nel tempo. Inoltre, il coefficiente significativamente negativo in corrispondenza del ritardo $t-2$ è coerente con l'interpretazione economica ricavabile dalla letteratura per cui un *term spread* più alto è spesso un segnale di condizioni economiche migliori e, quindi, di una minore probabilità di recessione.

Nonostante il secondo modello – quello corrispondente ad un ritardo di due trimestri – risulti l'unico con β_1 significativo al 5%, il criterio d'informazione di Akaike (AIC) e quello Bayesiano (BIC) suggeriscono che il modello M3 – con un coefficiente significativo solo al livello 10% – (AIC e BIC pari rispettivamente a 30,506 e 35,961) sia il migliore in termini di bilanciamento tra bontà di adattamento e complessità del modello stesso. Inoltre, lo pseudo- R^2 di McKelvey e Zavoina per i vari modelli è piuttosto basso, variando tra 9,53% di M3 e 0,09% di M6: è possibile concludere che il

term spread come *leading indicator* per l'Australia abbia una capacità esplicativa limitata e che gran parte della variabilità nella probabilità di future recessioni debba essere ricercata in altri indicatori.

Parlando del Canada, i risultati prodotti risultano estremamente significativi: è possibile notare, infatti, che i coefficienti da M2 a M5 hanno una significatività dell'1%, mentre quello in corrispondenza di M6 è significativo al livello del 5%; tutti riportano un valore negativo che, come già detto, risultano coerenti con la teoria del *term spread* come indicatore anticipatore di future recessioni. In questa analisi i valori dello pseudo-R² sono notevolmente alti, raggiungendo un massimo del 78,85% per il modello con un ritardo di quattro trimestri, nonché quello con AIC e BIC più bassi: ciò indica che quasi il 79% della varianza nella probabilità di recessione può essere spiegata dal *term spread* con un *lag* di quattro trimestri.

Spostando il focus sui due paesi dell'Area Euro oggetto dell'analisi, è possibile osservare dei risultati completamente all'opposto. Iniziando con l'Italia, i coefficienti associati allo *spread* sono positivi per tutti i ritardi considerati, con valori che variano tra 0,304 e 0,495; tuttavia, gli stessi non risultano significativi al livello del 5%, raggiungendo una significatività del 10% solo in corrispondenza dei ritardi di sette ed otto trimestri. Evidentemente ulteriori considerazioni riguardo i risultati prodotti dall'analisi probit su tale paese risultano fin a sé stesse dato quanto appena ottenuto.

Parlando della Germania, i risultati empirici si attestano di segno decisamente opposto rispetto ai precedenti: i coefficienti del *term spread* sono significativamente negativi al 5% per M1 e M2 e all'1% da M3 a M5: ciò, come già delineato sopra, suggerisce una forte relazione inversa tra *yield curve* e recessioni nel paese. In termini di capacità predittiva, il modello per la Germania mostra dei valori dello pseudo-R² di McKelvey-Zavoina maggiori rispetto all'Italia, raggiungendo un massimo di 38,16% per il modello con un ritardo di due trimestri che, tra l'altro, risulta anche il migliore in termini di AIC e BIC dati i loro valori più bassi.

Per la Norvegia i β_1 sono negativi per tutti i ritardi considerati, suggerendo, anche in questo caso, che un aumento del *term spread* sia correlato ad una diminuzione della probabilità di recessione. La significatività dei coefficienti varia a seconda del *lag* temporale considerato: per i ritardi da uno a quattro trimestri sono significativi al 10%; a partire dal quinto trimestre fino al settimo, i coefficienti diventano ancora più robusti, con significatività al 5%; per il *lag* di otto trimestri torna al 10%. L'efficienza dei modelli, valutata attraverso l'AIC e il BIC, mostra che il modello M1 sia il più valido dati i loro valori (rispettivamente 99,073 e 104,563) più bassi. Il valore più alto dello pseudo-R² si osserva anche in questo caso per M1 (22,34%), nonostante anche per M2 e M6 si possano osservare dei valori non troppo distanti dal primo (rispettivamente 18,28% e 16,99%). Data la portata di tale indice di bontà di adattamento che presenta una chiara tendenza a diminuire con l'aumentare dei

ritardi considerati, è possibile concludere che, sebbene la curva dei rendimenti sia un buon *leading indicator*, non è l'unico fattore che influenza la probabilità di recessione; l'inclusione di ulteriori variabili potrebbe migliorare la capacità predittiva del modello.

Passando al Regno Unito, anche in questo caso i coefficienti risultano negativi in tutti i modelli considerati, ma con risultati diversi in termini di significatività degli stessi: mentre i coefficienti per M1 e M2 sono significativi al livello del 5%, per i restanti si abbassa al 10%. In termini di capacità predittiva, il modello con un ritardo di tre trimestri si distingue, mostrando il valore più alto dello pseudo- R^2 pari al 45,17%, anche se è da annotare come anche M2 presenti una misura simile (43,19%). Stesso discorso vale anche per AIC (43,112) e BIC (48,566) che individuano nel modello con un *lag* di tre trimestri il bilanciamento più efficiente tra bontà di adattamento e complessità dello stesso, ma misure simili si attestano anche per M2 (rispettivamente 44,077 e 49,549).

Infine, l'analisi probit condotta per gli Stati Uniti mostra una relazione chiara e inequivocabile tra *term spread* e probabilità di future recessioni. Infatti, per tutti i trimestri di ritardo considerati i coefficienti si dimostrano significativi all'1%, suggerendo un legame robusto tra le due variabili economiche prima menzionate. L'abilità predittiva del modello, misurata sempre attraverso lo pseudo- R^2 di McKelvey-Zavoina, è notevole: il modello raggiunge il suo massimo potenziale predittivo con un ritardo di quattro trimestri (69,31%); tuttavia, tale capacità diminuisce leggermente per ritardi più lunghi, ma restando comunque molto significativa. Anche in questo caso, l'AIC (54,362) e il BIC (59,799) presentano i valori minori in corrispondenza del modello con l'indice di bontà di adattamento più elevato – ossia M4 –, anche se in termini di efficienza è da annotare che anche M3 presenta valori molto vicini ai primi (AIC e BIC rispettivamente di 54,674 e 60,129, con pseudo- R^2 pari al 68,42%).

Tabella 2. 1: risultati dell'analisi probit per l'Australia.

AUSTRALIA								
<i>Dependent variable:</i>								
	Y _t							
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
X _{t-1}	-0.311*							
	(0.168)							
X _{t-2}		-0.335**						
		(0.168)						
X _{t-3}			-0.348*					
			(0.188)					
X _{t-4}				-0.200*				
				(0.117)				
X _{t-5}					-0.079			
					(0.108)			
X _{t-6}						0.032		
						(0.102)		
X _{t-7}							0.092	
							(0.108)	
X _{t-8}								0.140
								(0.121)
Constant	-1.811***	-1.804***	-1.801***	-1.836***	-1.883***	-1.943***	-1.981***	-2.015***
	(0.453)	(0.449)	(0.454)	(0.422)	(0.424)	(0.408)	(0.402)	(0.389)
Observations	115	114	113	112	111	110	109	108
Log Likelihood	-13.403	-13.305	-13.253	-13.605	-13.756	-13.758	-13.681	-13.576
Akaike Inf. Crit.	30.806	30.610	30.506	31.209	31.512	31.516	31.362	31.152
Bayesian Inf. Crit.	36.295	36.083	35.961	36.646	36.931	36.917	36.744	36.517
Pseudo-R ²	0.0787	0.0909	0.0953	0.0333	0.0053	9e-04	0.0073	0.0167

Note: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Tabella 2. 2: risultati dell'analisi probit per il Canada.

CANADA								
	Dependent variable:							
	Y _t M1	Y _t M2	Y _t M3	Y _t M4	Y _t M5	Y _t M6	Y _t M7	Y _t M8
X _{t-1}	-0.660 (0.413)							
X _{t-2}		-1.265*** (0.456)						
X _{t-3}			-1.833*** (0.482)					
X _{t-4}				-1.836*** (0.519)				
X _{t-5}					-1.703*** (0.619)			
X _{t-6}						-1.283** (0.652)		
X _{t-7}							-0.975* (0.525)	
X _{t-8}								-0.823* (0.442)
Constant	-1.090*** (0.355)	-0.936*** (0.359)	-0.907** (0.373)	-0.908*** (0.309)	-0.908** (0.353)	-0.926*** (0.335)	-0.975*** (0.342)	-1.007*** (0.336)
Observations	115	114	113	112	111	110	109	108
Log Likelihood	-22.643	-19.150	-16.220	-16.206	-16.858	-18.865	-20.571	-21.439
Akaike Inf. Crit.	49.287	42.300	36.440	36.412	37.717	41.730	45.141	46.877
Bayesian Inf. Crit.	54.777	47.772	41.895	41.849	43.136	47.131	50.524	52.242
Pseudo-R ²	0.3234	0.6347	0.7864	0.7885	0.7639	0.6494	0.5193	0.437
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01							

Tabella 2.3: risultati dell'analisi probit per la Germania.

GERMANIA								
<i>Dependent variable:</i>								
	Y _t	Y _t	Y _t	Y _t	Y _t	Y _t	Y _t	Y _t
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
X _{t-1}	-0.724** (0.328)							
X _{t-2}		-0.887** (0.424)						
X _{t-3}			-0.809*** (0.311)					
X _{t-4}				-0.626*** (0.222)				
X _{t-5}					-0.554*** (0.207)			
X _{t-6}						-0.436* (0.231)		
X _{t-7}							-0.332* (0.189)	
X _{t-8}								-0.282* (0.157)
Constant	-0.374 (0.287)	-0.273 (0.309)	-0.319 (0.316)	-0.424 (0.344)	-0.463 (0.351)	-0.539 (0.360)	-0.614** (0.308)	-0.649** (0.328)
Observations	115	114	113	112	111	110	109	108
Log Likelihood	-43.820	-40.929	-42.172	-44.877	-45.857	-47.376	-48.500	-48.849
Akaike Inf. Crit.	91.640	85.859	88.344	93.753	95.714	98.751	100.999	101.697
Bayesian Inf. Crit.	97.13	91.331	93.799	99.19	101.133	104.152	106.382	107.062
Pseudo-R ²	0.2898	0.3816	0.341	0.2375	0.1966	0.1312	0.0807	0.0593

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Tabella 2. 4: risultati dell'analisi probit per l'Italia.

ITALIA								
	Dependent variable:							
	Y _t M1	Y _t M2	Y _t M3	Y _t M4	Y _t M5	Y _t M6	Y _t M7	Y _t M8
X _{t-1}	0.304 (0.343)							
X _{t-2}		0.344 (0.368)						
X _{t-3}			0.404 (0.395)					
X _{t-4}				0.461 (0.397)				
X _{t-5}					0.487 (0.357)			
X _{t-6}						0.495 (0.315)		
X _{t-7}							0.483* (0.278)	
X _{t-8}								0.465* (0.248)
Constant	-1.375 (0.849)	-1.451 (0.930)	-1.570 (1.024)	-1.691 (1.069)	-1.748* (1.000)	-1.766** (0.900)	-1.740** (0.791)	-1.697** (0.693)
Observations	115	114	113	112	111	110	109	108
Log Likelihood	-56.472	-54.913	-52.613	-50.320	-49.347	-49.170	-49.577	-50.133
Akaike Inf. Crit.	116.943	113.826	109.227	104.641	102.694	102.340	103.155	104.265
Bayesian Inf. Crit.	122.433	119.298	114.682	110.078	108.113	107.741	108.538	109.63
Pseudo-R ²	0.135	0.1668	0.2161	0.2659	0.2896	0.2971	0.2893	0.2748

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Tabella 2. 5: risultati dell'analisi probit per la Norvegia.

NORVEGIA									
<i>Dependent variable:</i>									
	Y _t	Y _t							
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	
X _{t-1}	-0.471* (0.246)								
X _{t-2}		-0.413* (0.227)							
X _{t-3}			-0.337* (0.191)						
X _{t-4}				-0.308* (0.164)					
X _{t-5}					-0.368** (0.148)				
X _{t-6}						-0.390** (0.172)			
X _{t-7}							-0.347** (0.154)		
X _{t-8}								-0.256* (0.146)	
Constant	-0.767*** (0.295)	-0.764*** (0.281)	-0.773*** (0.266)	-0.775*** (0.258)	-0.761*** (0.254)	-0.752*** (0.268)	-0.751*** (0.259)	-0.763*** (0.256)	
Observations	115	114	113	112	111	110	109	108	
Log Likelihood	-47.537	-48.647	-50.381	-50.884	-49.488	-48.763	-49.455	-50.958	
Akaike Inf. Crit.	99.073	101.293	104.761	105.768	102.977	101.526	102.910	105.916	
Bayesian Inf. Crit.	104.563	106.766	110.216	111.205	108.396	106.927	108.292	111.28	
Pseudo-R ²	0.2234	0.1828	0.1297	0.1119	0.1531	0.1699	0.14	0.0823	
Note:							* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01		

Tabella 2. 6: risultati dell'analisi probit per il Regno Unito.

REGNO UNITO								
<i>Dependent variable:</i>								
	Y _t							
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
X _{t-1}	-0.408** (0.195)							
X _{t-2}		-0.710** (0.340)						
X _{t-3}			-0.736* (0.407)					
X _{t-4}				-0.621* (0.339)				
X _{t-5}					-0.556* (0.309)			
X _{t-6}						-0.482* (0.268)		
X _{t-7}							-0.378* (0.207)	
X _{t-8}								-0.290* (0.171)
Constant	-1.453*** (0.319)	-1.570*** (0.301)	-1.583*** (0.291)	-1.515*** (0.294)	-1.483*** (0.309)	-1.453*** (0.320)	-1.426*** (0.341)	-1.416*** (0.346)
Observations	115	114	113	112	111	110	109	108
Log Likelihood	-23.552	-20.038	-19.556	-20.834	-21.537	-22.368	-23.548	-24.400
Akaike Inf. Crit.	51.103	44.077	43.112	45.668	47.073	48.736	51.097	52.799
Bayesian Inf. Crit.	56.593	49.549	48.566	51.105	52.492	54.137	56.479	58.163
Pseudo-R ²	0.1991	0.4319	0.4517	0.372	0.3239	0.2665	0.1842	0.1181

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Tabella 2. 7: risultati dell'analisi probit per gli Stati Uniti.

STATI UNITI								
Dependent variable:								
	Y _t	Y _t	Y _t					
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
X _{t-1}	-0.553*** (0.158)							
X _{t-2}		-0.921*** (0.209)						
X _{t-3}			-1.265*** (0.370)					
X _{t-4}				-1.286*** (0.335)				
X _{t-5}					-1.271*** (0.308)			
X _{t-6}						-1.052*** (0.385)		
X _{t-7}							-0.822*** (0.309)	
X _{t-8}								-0.749*** (0.254)
Constant	-0.687** (0.323)	-0.543 (0.331)	-0.484 (0.333)	-0.478* (0.286)	-0.497 (0.306)	-0.520* (0.292)	-0.566* (0.302)	-0.585* (0.307)
Observations	115	114	113	112	111	110	109	108
Log Likelihood	-36.175	-30.068	-25.337	-25.181	-25.484	-28.060	-31.220	-32.190
Akaike Inf. Crit.	76.351	64.136	54.674	54.362	54.967	60.120	66.439	68.380
Bayesian Inf. Crit.	81.841	69.608	60.129	59.799	60.386	65.521	71.822	73.744
Pseudo-R ²	0.2909	0.5324	0.6842	0.6931	0.69	0.6062	0.4865	0.4427
Note:						* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01		

3. L'effetto del *Quantitative Easing* sulla capacità predittiva della struttura a termine dei tassi d'interesse.

Mentre nei precedenti due capitoli l'approccio utilizzato è stato meramente finalizzato ad analizzare e a verificare quanto già affermato in letteratura circa il potere predittivo della *yield curve*, nel seguente capitolo, al contrario, verificherò l'ipotesi secondo cui il *Quantitative Easing* (QE) influenza la capacità della struttura a termine dei tassi d'interesse di prevedere il futuro andamento del ciclo economico, riuscendone ad identificare con utile anticipo le fasi recessive. Per fare ciò, utilizzerò ancora una volta un modello probit che analizzi l'effetto dell'interazione di *term spread* e QE sulla probabilità di future recessioni.

3.1. Metodologia e dati.

Come appena detto, l'analisi empirica di specie risulta finalizzata ad indagare l'impatto del QE sul potere predittivo di future recessioni economiche del *term spread*. Per misurare il livello del QE, esprimo gli *asset* totali delle banche centrali (vedi Appendice A) come percentuale del PIL nominale del paese analizzato. Riassumo quanto detto nella seguente equazione:

$$QE_{t,k} = \frac{AT_{t,k}}{PIL_{t,k}^N} \quad (3.1)$$

dove t e k rappresentano rispettivamente il trimestre e il paese² di riferimento; $QE_{t,k}$ il livello di *Quantitative Easing*; $AT_{t,k}$ gli *asset* totali ricavabili dallo stato patrimoniale della banca centrale analizzata; $PIL_{t,k}^N$ il prodotto interno lordo nominale del paese oggetto di analisi al tempo t . È stata utilizzata la serie storica relativa al QE dell'Area Euro per Germania ed Italia a causa della comune appartenenza alla stessa che le rende soggette alle medesime misure di politica monetaria intraprese dalla BCE.

Per indagare il modo in cui il QE influenza il potere predittivo della *yield curve*, adatterò un modello probit che tenga conto dell'effetto dell'interazione tra il *Quantitative Easing* ed il *term spread*. Di seguito l'equazione che descrive la relazione che verrà testata attraverso le analisi empiriche:

$$\Pr(Y_{t,k} = 1 | S_{t-j,k}, QE_{t-j,k}) = \Phi \left(\beta_{0,k} + \beta_{1,k} \cdot S_{t-j,k} + \beta_{2,k} \cdot QE_{t-j,k} + \beta_{3,k} \cdot (S_{t-j,k} \cdot QE_{t-j,k}) \right) \quad (3.2)$$

² Australia, Canada, Area Euro, Norvegia, Regno Unito e Stati Uniti.

in cui, come prima, t e k rappresentano rispettivamente il trimestre ed il paese di riferimento; j è il *lag* analizzato, con $j = 1, \dots, 8$; $Y_{t,k}$ è la variabile *dummy* che indica con 1 la presenza di una recessione nel trimestre analizzato e con 0 l'assenza; Φ rappresenta la funzione di ripartizione normale standard; $QE_{t-j,k}$ è il livello di *Quantitative Easing* al tempo $t-j$ misurato come nella (3.1); $S_{t-j,k}$ rappresenta il *term spread* analizzato nel suo j -esimo ritardo.

Poiché nel contesto delle regressioni temporali l'analisi è finalizzata all'idea che le relazioni storicamente osservate possano essere generalizzate al futuro (Stock e Watson, 2020), risulta necessario verificare se le serie storiche siano stazionarie e, in caso contrario, bisogna renderle tali. Per fare ciò, oltre ad analizzare graficamente le serie (vedi Appendice B), ho effettuato il test di Dickey-Fuller che non ha rifiutato nella maggior parte dei casi l'ipotesi nulla H_0 : gran parte delle serie storiche non sono stazionarie. Ho deciso, dunque, di utilizzare il filtro di Hodrick-Prescott, eliminando la componente *trend* e mantenendo quella ciclica che rende stazionarie le serie storiche (vedi Appendice B per i grafici). Tale metodo risulta particolarmente adatto per le serie economiche poiché è in grado di separare efficacemente le fluttuazioni cicliche dal *trend* di lungo periodo, mantenendo così le prime che sono cruciali per l'analisi delle dinamiche economiche.

Come suggerito dalla costante j nell'equazione (3.2), ogni paese nel campione verrà analizzato utilizzando dei modelli probit con variabili *in-sample* a otto ritardi differenti, ossia da uno ad otto trimestri. Oltre a ciò, poiché i test di Durbin-Watson e Breusch-Pagan suggeriscono rispettivamente la presenza di correlazione seriale ed eteroschedasticità tra gli errori residui dei coefficienti della regressione, utilizzerò gli errori standard di Newey-West per correggere le stesse. Inoltre, come già accennato nei precedenti capitoli, il *timespan* per le analisi di specie è Q1 1994 – Q4 2022³.

3.2. Risultati empirici.

Per verificare con esattezza i risultati dell'analisi probit di specie, è fondamentale esaminare la significatività delle variabili per ciascun paese, con particolare attenzione al ruolo del *term spread*, del QE e dell'effetto dell'interazione tra le due variabili nel prevedere le recessioni.

In Australia, l'analisi dei risultati mostra che lo *yield spread* è significativo a tre *lag* distinti: due (significatività dell'1%), quattro (significatività del 5%) e cinque (significatività dell'1%), tutti con segno negativo. Il QE, d'altro canto, risulta significativo per i ritardi di uno, due, quattro, cinque, sei e sette trimestri, tutti con significatività dell'1% – eccezion fatta per il primo *lag* in cui la

³ Per i paesi dell'Area Euro – ossia Germania e Italia – le analisi empiriche vengono effettuate a partire da Q1 2000 in quanto questo studio si concentra sui periodi successivi all'introduzione dell'Euro.

significatività è al 5%. È interessante notare che, mentre QE nei primi due ritardi ha segno positivo, tutti gli altri presentano un coefficiente di segno opposto. Per quanto riguarda l'interazione tra le due variabili, il regressore *Spread* * QE è significativamente positivo al livello dell'1% nei primi tre *lag* e negativo con significatività che varia tra l'1% e il 5% per i ritardi da quattro a sette trimestri. Entrambi i criteri d'informazione AIC e BIC indicano che il modello con *lag* di due trimestri è il più efficiente, mostrando, tra l'altro, lo pseudo-R² di McKelvey-Zavoina più elevato pari al 99,95%; riguardo a questo indice di bontà di adattamento, è da annotare che il modello in corrispondenza dell'epoca $t - 4$ registra un valore - 94,36% - molto vicino al primo.

Parlando del Canada, lo *yield spread* è negativamente significativo all'1% per tutti i ritardi considerati; il QE, al contrario, risulta significativo al livello del 5% e dell'1% rispettivamente per ritardi di due e tre trimestri nel primo caso e da quattro a otto nel secondo. Infine, la variabile che misura l'interazione tra questi due valori risulta positivamente significativa all'1% per i primi due *lag* e negativamente significativa all'1% per quelli da cinque a otto trimestri; in corrispondenza dell'epoca $t - 4$, la variabile *Spread* * QE è significativa al livello del 5% e con segno negativo. Il modello con ritardo di sei trimestri è quello che presenta i valori di AIC (35,552) e BIC (46,354) minori, con pseudo-R² pari al 92,79%, tale da suggerire un modello ben specificato e robusto.

In Germania, il *term spread* è significativo all'1% con *lag* da uno a cinque trimestri e al 5% in corrispondenza dell'epoca $t - 5$, tutti con segno negativo; al contrario, la variabile QE non mostra significatività in nessuno dei trimestri esaminati. *Spread* * QE, invece, risulta significativamente positiva al livello del 5% per i *lag* di tre e sette periodi antecedenti l'epoca t . AIC e BIC indicano che il modello con ritardo di due trimestri è il più appropriato in termini di bilanciamento più efficiente tra bontà di adattamento e complessità dello stesso, con pseudo-R² pari al 55,19%. È da notare, inoltre, che in termini di efficienza anche il modello con *lag* 3 si avvicina molto al primo, registrando un pseudo-R² del 49,78%.

L'analisi per l'Italia rivela che lo *yield spread* è significativamente positivo al livello del 5% in corrispondenza di un ritardo di sette trimestri, mentre, al contrario, QE registra la sua massima significatività al 10% per un *lag* di tre periodi; ciò, però, non è sufficiente in quanto la probabilità standard per cui l'ipotesi nulla H_0 possa essere respinta quando è vera, è normalmente fissata al 5%. Discorso opposto deve farsi per la variabile che rappresenta l'effetto dell'interazione tra le due misure, poiché si attesta positivamente significativa al 5% per i *lag* 2 e 6 e all'1% per 7 e 8. Entrambi i criteri d'informazione AIC e BIC registrano i loro valori minori (rispettivamente 95,315 e 105,039) in corrispondenza del modello con un ritardo di otto trimestri, con pseudo-R² di McKelvey-Zavoina maggiore, pari al 36,83%.

Parlando della Norvegia, mentre la variabile QE non risulta significativa ad un livello minore o uguale del 5% in corrispondenza di alcun ritardo analizzato, lo *Spread* si attesta significativo al 5% e con segno negativo per i *lag* 5, 6 e 7; *Spread* * QE, invece, registra una significatività negativa del 5% all'epoca $t - 6$. AIC e BIC indicano che il modello con un ritardo di un trimestre è il più efficiente, nonostante lo pseudo-R² maggiore si attesti in corrispondenza del modello con *lag* 6 pari al 30,61% contro il 29,96% del primo.

Nel Regno Unito, l'analisi mostra che il *term spread* è significativo per i *lag* di uno (al 5%), due (all'1%), cinque (all'1%) e sei (all'1%) trimestri, con coefficiente negativo in tutti i casi; il QE, come per il precedente coefficiente, risulta negativamente significativo al livello dell'1% in corrispondenza degli stessi ritardi. Per i *lag* 2 e 6, infine, la variabile che misura l'effetto dell'interazione tra le due prima menzionate è significativa rispettivamente ai livelli dell'1% e del 5%, con coefficiente negativo in tutti e due i casi. Nonostante il modello con ritardo di tre trimestri sembri essere il più efficiente in termini di AIC e BIC, quello con *lag* 2 presenta valori dei due criteri d'informazione estremamente vicini ai primi (rispettivamente 28,369 e 39,313 contro i 28,053 e 38,962 del terzo modello) ma uno pseudo-R² nettamente maggiore (92,56% contro 63,01%).

Per concludere, gli Stati Uniti registrano significatività all'1% dello *yield spread* in corrispondenza dei ritardi dall'uno ai cinque trimestri e del 5% per *lag* 6, tutti con segno negativo. Ancora, la variabile QE mostra significatività del suo coefficiente in corrispondenza dei ritardi di due (al 5%), tre (all'1%) e quattro (al 5%) trimestri, tutti del medesimo segno della misura precedente. Infine, *Spread* * QE non risulta significativa ad un livello minore o uguale del 5% in corrispondenza di alcun *lag* analizzato. In questo caso AIC, BIC e pseudo-R² di McKelvey-Zavoina indicano che il modello con ritardo di tre trimestri è il più efficiente rispetto agli altri.

Figura 3.1: risultati dell'analisi probit per il lag di un trimestre.

		LAG = 1						
		<i>Dependent variable:</i>						
		AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant		-3.511*** (0.619)	-1.927*** (0.454)	-1.042** (0.425)	-0.720** (0.338)	-1.080*** (0.245)	-1.988*** (0.463)	-1.436*** (0.387)
Spread _{t-1}		-0.438 (0.269)	-0.438*** (0.134)	-1.338*** (0.438)	-0.133 (0.621)	-0.547* (0.284)	-0.841** (0.354)	-0.669*** (0.176)
QE _{t-1}		-8.553** (3.784)	-5.026 (8.197)	-2.139 (1.437)	-1.913 (2.406)	0.553 (0.414)	-5.100 (3.804)	-13.276 (11.567)
Spread _{t-1} * QE _{t-1}		24.803*** (4.199)	41.045*** (14.631)	1.443 (1.874)	4.543* (2.496)	0.700 (0.808)	-1.443 (3.785)	0.319 (14.849)
Observations		115	115	91	91	115	115	115
Log Likelihood		-3.785	-19.626	-34.166	-46.822	-46.160	-19.079	-33.608
Akaike Inf. Crit.		15.569	47.251	76.331	101.644	100.320	46.158	75.217
Bayesian Inf. Crit.		26.549	58.231	86.375	111.688	111.3	57.138	86.197
Pseudo-R ²		0.539	0.2646	0.4279	0.2399	0.2996	0.4038	0.339

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Figura 3. 2: risultati dell'analisi probit per il lag di due trimestri.

		LAG = 2						
		<i>Dependent variable:</i>						
		AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant		-101.451*** (2.929)	-2.110*** (0.438)	-1.161** (0.548)	-0.754** (0.312)	-1.073*** (0.231)	-5.098*** (1.162)	-2.138*** (0.482)
Spread _{t-2}		-37.466*** (1.230)	-0.751*** (0.173)	-1.716*** (0.599)	0.129 (0.573)	-0.466* (0.259)	-3.575*** (1.314)	-1.523*** (0.445)
QE _{t-2}		18.267*** (1.434)	-14.258** (6.390)	-2.804* (1.641)	-2.892 (1.867)	0.550 (0.476)	-23.043*** (5.833)	-42.844** (21.022)
Spread _{t-2} * QE _{t-2}		1,107.183*** (32.395)	37.422*** (13.802)	0.749 (1.713)	4.859** (2.381)	1.157 (0.773)	-19.139*** (6.034)	-29.430 (33.398)
Observations		114	114	90	90	114	114	114
Log Likelihood		-0.00000	-16.932	-29.319	-46.458	-46.598	-10.184	-24.037
Akaike Inf. Crit.		8.000	41.863	66.637	100.916	101.196	28.369	56.073
Bayesian Inf. Crit.		18.945	52.808	76.636	110.916	112.141	39.313	67.018
Pseudo-R ²		0.9995	0.4222	0.5519	0.3053	0.3054	0.9256	0.755

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Figura 3. 3: risultati dell'analisi probit per il lag di tre trimestri.

LAG = 3							
<i>Dependent variable:</i>							
	AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant	-3.186*** (0.290)	-2.432*** (0.401)	-1.082*** (0.399)	-0.716** (0.310)	-1.031*** (0.240)	-3.024*** (0.380)	-3.655*** (0.898)
Spread _{t-3}	-0.358 (0.276)	-1.141*** (0.241)	-1.549*** (0.497)	0.355 (0.577)	-0.336 (0.210)	-1.024 (0.791)	-2.855*** (0.968)
QE _{t-3}	-8.336 (6.361)	-32.441** (16.310)	-1.262 (1.496)	-2.424* (1.295)	0.483 (0.483)	-5.880 (5.326)	-76.867*** (29.783)
Spread _{t-3} * QE _{t-3}	18.110*** (1.538)	6.525 (26.389)	5.517** (2.812)	4.033* (2.185)	1.214 (0.895)	10.097 (11.601)	-55.186 (36.417)
Observations	113	113	89	89	113	113	113
Log Likelihood	-4.799	-16.066	-31.230	-47.789	-48.445	-10.026	-16.788
Akaike Inf. Crit.	17.599	40.131	70.461	103.578	104.891	28.053	41.575
Bayesian Inf. Crit.	28.508	51.041	80.415	113.532	115.8	38.962	52.485
Pseudo-R ²	0.448	0.6202	0.4978	0.2739	0.2083	0.6301	0.9131

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Figura 3. 4: risultati dell'analisi probit per il lag di quattro trimestri.

LAG = 4							
<i>Dependent variable:</i>							
	AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant	-4.978 ^{***} (1.391)	-2.988 ^{***} (0.648)	-0.942 ^{***} (0.304)	-0.652 ^{**} (0.315)	-0.927 ^{***} (0.242)	-2.363 ^{***} (0.261)	-2.724 ^{***} (0.921)
Spread _{t-4}	-2.692 ^{**} (1.153)	-1.748 ^{***} (0.536)	-1.031 ^{***} (0.348)	0.479 (0.572)	-0.262 (0.214)	-0.814 (0.520)	-2.171 ^{***} (0.764)
QE _{t-4}	-55.045 ^{***} (20.822)	-88.655 ^{***} (27.047)	-1.079 (1.674)	-1.325 (1.207)	0.127 (0.409)	-6.427 [*] (3.840)	-60.166 ^{**} (26.262)
Spread _{t-4} * QE _{t-4}	-64.971 ^{***} (21.948)	-88.450 ^{**} (37.803)	4.297 (4.255)	2.946 (1.964)	0.232 (0.646)	3.469 (10.744)	-50.944 [*] (29.853)
Observations	112	112	88	88	112	112	112
Log Likelihood	-6.200	-15.911	-36.926	-48.359	-52.338	-15.039	-20.816
Akaike Inf. Crit.	20.399	39.821	81.853	104.719	112.677	38.079	49.631
Bayesian Inf. Crit.	31.273	50.695	91.762	114.628	123.551	48.953	60.505
Pseudo-R ²	0.9436	0.8702	0.3207	0.2231	0.0603	0.4988	0.8591

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Figura 3. 5: risultati dell'analisi probit per il lag di cinque trimestri.

LAG = 5							
<i>Dependent variable:</i>							
	AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant	-6.825*** (1.526)	-3.425*** (0.641)	-0.961*** (0.297)	-0.646** (0.324)	-0.940*** (0.244)	-2.122*** (0.283)	-1.967*** (0.559)
Spread _{t-5}	-4.063*** (1.114)	-2.189*** (0.695)	-0.929*** (0.351)	0.537 (0.428)	-0.397** (0.180)	-0.950*** (0.302)	-1.439*** (0.549)
QE _{t-5}	-89.666*** (24.363)	-119.904*** (28.696)	-0.724 (1.493)	-0.354 (1.240)	-0.087 (0.427)	-7.251*** (2.442)	-30.645 (28.341)
Spread _{t-5} * QE _{t-5}	-124.212*** (40.123)	-148.253*** (41.971)	2.934 (3.355)	3.226* (1.767)	-0.888* (0.530)	-3.320 (3.437)	-23.016 (40.075)
Observations	111	111	87	87	111	111	111
Log Likelihood	-5.095	-14.730	-37.521	-47.032	-49.794	-18.769	-26.109
Akaike Inf. Crit.	18.189	37.461	83.042	102.064	107.588	45.537	60.217
Bayesian Inf. Crit.	29.027	48.299	92.906	111.928	118.426	56.375	71.056
Pseudo-R ²	0.9722	0.9217	0.2626	0.2564	0.1525	0.4974	0.6934

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Figura 3. 6: risultati dell'analisi probit per il lag di sei trimestri.

		LAG = 6						
		<i>Dependent variable:</i>						
		AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant		-2.513*** (0.538)	-3.281*** (0.577)	-0.968*** (0.298)	-0.639* (0.331)	-0.998*** (0.261)	-1.862*** (0.293)	-1.583*** (0.412)
Spread _{t-6}		-0.658 (0.423)	-2.100*** (0.664)	-0.817** (0.370)	0.546* (0.315)	-0.545** (0.242)	-0.761*** (0.287)	-1.052** (0.494)
QE _{t-6}		-20.826*** (8.007)	-129.402*** (27.532)	-0.049 (1.187)	0.721 (1.277)	-0.470 (0.336)	-5.687*** (2.118)	-19.334 (24.798)
Spread _{t-6} * QE _{t-6}		-32.574** (15.532)	-192.346*** (52.913)	2.745 (2.056)	3.530** (1.427)	-1.556** (0.680)	-4.099** (1.965)	-16.043 (39.338)
Observations		110	110	86	86	110	110	110
Log Likelihood		-10.802	-13.776	-37.715	-45.829	-46.540	-21.571	-30.742
Akaike Inf. Crit.		29.604	35.552	83.430	99.658	101.080	51.142	69.483
Bayesian Inf. Crit.		40.406	46.354	93.247	109.476	111.881	61.944	80.285
Pseudo-R ²		0.6091	0.9279	0.2096	0.2932	0.3061	0.3799	0.5258

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Figura 3. 7: risultati dell'analisi probit per il lag di sette trimestri.

LAG = 7							
<i>Dependent variable:</i>							
	AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant	-2.058*** (0.410)	-2.654*** (0.312)	-0.957*** (0.296)	-0.628* (0.328)	-0.945*** (0.279)	-1.645*** (0.311)	-1.362*** (0.346)
Spread _{t-7}	-0.003 (0.178)	-1.558*** (0.438)	-0.622* (0.378)	0.522** (0.259)	-0.423** (0.212)	-0.440* (0.240)	-0.825 (0.521)
QE _{t-7}	-8.284*** (2.647)	-105.668*** (15.692)	0.754 (1.232)	1.759 (1.409)	-0.564* (0.326)	-3.513* (2.062)	-18.877 (16.071)
Spread _{t-7} * QE _{t-7}	-12.552** (5.584)	-199.268*** (65.006)	3.218** (1.445)	3.816*** (1.466)	-0.759 (0.553)	-2.567 (1.874)	-23.631 (27.305)
Observations	109	109	85	85	109	109	109
Log Likelihood	-12.785	-15.117	-38.069	-44.663	-48.771	-24.066	-34.085
Akaike Inf. Crit.	33.570	38.234	84.138	97.327	105.542	56.132	76.169
Bayesian Inf. Crit.	44.335	48.999	93.909	107.097	116.308	66.898	86.935
Pseudo-R ²	0.1393	0.8886	0.139	0.3364	0.1939	0.1749	0.42

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Figura 3. 8: risultati dell'analisi probit per il lag di otto trimestri.

		LAG = 8						
		<i>Dependent variable:</i>						
		AUS	CAN	GER	ITA	NOR	UK	USA
Constant		-1.944*** (0.414)	-2.190*** (0.254)	-0.968*** (0.301)	-0.619* (0.352)	-0.906*** (0.280)	-1.543*** (0.330)	-1.289*** (0.302)
Spread _{t-8}		0.264* (0.141)	-1.112*** (0.376)	-0.486 (0.344)	0.510* (0.296)	-0.214 (0.163)	-0.195 (0.147)	-0.804 (0.491)
QE _{t-8}		-1.249 (1.810)	-77.470*** (13.870)	1.746 (1.515)	2.507 (1.538)	-0.607 (0.406)	-1.409 (2.120)	-16.244 (10.278)
Spread _{t-8} * QE _{t-8}		-3.725 (2.453)	-178.223*** (67.824)	3.966 (2.488)	3.859*** (1.446)	0.095 (0.690)	-0.789 (2.133)	-28.956 (17.900)
Observations		108	108	84	84	108	108	108
Log Likelihood		-13.367	-17.764	-37.249	-43.658	-50.187	-25.474	-34.782
Akaike Inf. Crit.		34.734	43.529	82.499	95.315	108.373	58.948	77.565
Bayesian Inf. Crit.		45.463	54.257	92.222	105.039	119.102	69.676	88.293
Pseudo-R ²		0.0399	0.7574	0.112	0.3683	0.1313	0.037	0.3896

Note:

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

3.3. Interpretazione dei risultati empirici.

Una volta esposti i risultati del modello probit esaminati a *lag* differenti, il passo successivo è approfondire l'analisi per comprendere come il *Quantitative Easing* influenzi il potere predittivo della curva dei rendimenti. In questo contesto l'analisi probit utilizzata per stimare la probabilità di una futura recessione economica viene approfondita da un punto di vista matematico, tenendo conto delle deviazioni cicliche dal *term spread* e dal QE stesso.

Nella seguente equazione, le variabili – ottenute applicando il filtro di Hodrick-Prescott – riflettono le deviazioni dai trend di lungo periodo:

$$P_t = \Phi \left(\beta_0 + \beta_1 \cdot \tilde{S}_{t-j} + \beta_2 \cdot \tilde{QE}_{t-j} + \beta_3 \cdot (\tilde{S}_{t-j} \cdot \tilde{QE}_{t-j}) \right)$$

(3. 3)

in cui P_t è la probabilità di una recessione all'epoca t ; \tilde{S}_{t-j} rappresenta la componente ciclica dello *yield spread*, ossia quanto lo stesso si discosta dal suo trend di lungo periodo; \tilde{QE}_{t-j} è la componente ciclica del *Quantitative Easing*; $\tilde{S}_{t-j} \cdot \tilde{QE}_{t-j}$ risulta l'effetto dell'interazione tra queste due componenti. Per capire come la probabilità di una futura recessione reagisca alle variazioni nella

componente ciclica del *term spread*, calcolo la derivata parziale della probabilità rispetto a questa variabile:

$$\frac{\partial P_t}{\partial \tilde{S}_{t-j}} = \Phi'(\cdot) \cdot (\beta_1 + \beta_3 \cdot \tilde{QE}_{t-j})$$

(3.4)

dove $\Phi'(\cdot)$ è la derivata della funzione di distribuzione normale standard che è sempre positiva⁴: ciò significa che il segno e la grandezza del secondo termine dell'equazione (3.4) determinano se una variazione dello *spread* ciclico – ossia, una deviazione dello stesso rispetto al suo trend – aumenta o diminuisce la probabilità di una recessione futura. Se il coefficiente β_1 è negativo, una deviazione positiva del *term spread* rispetto al suo trend tende a ridurre la probabilità di recessione; al contrario, variazioni cicliche negative tendono ad aumentare tale probabilità. Tuttavia, ciò che è particolarmente interessante ai fini di questa analisi è il coefficiente β_3 che cattura l'effetto dell'interazione tra lo *yield spread* e il QE ciclici. Quando β_3 è negativo, la capacità predittiva della prima variabile sulla probabilità di recessione viene attenuata in presenza di un QE ciclicamente elevato: questo supporta l'ipotesi secondo cui un livello di *Quantitative Easing* elevato riduce il potere predittivo della curva dei rendimenti. In termini economici, se è vero che una *yield curve* invertita potrebbe segnalare una possibile recessione futura, un elevato livello di QE può ridurre la validità di questo segnale poiché tale misura non convenzionale di politica monetaria interviene abbassando artificialmente i tassi d'interesse a lungo termine, alterando così la struttura a termine dei tassi. Per trovare un riscontro matematico rispetto a quanto detto, supponiamo il caso in cui il QE sia ciclicamente elevato – ossia $\tilde{QE}_{t-j} \gg 0$. Se $\beta_3 < 0$, l'effetto combinato del secondo termine della (3.4) potrebbe diventare negativo anche qualora β_1 fosse inizialmente positivo: ciò significa che l'abilità predittiva dello *spread* ciclico sul rischio di recessione viene ridotta o persino invertita in presenza di un elevato QE ciclico.

Osservando i risultati empirici ottenuti (vedi paragrafo precedente), il segno del coefficiente del *term spread* risulta prevalentemente negativo nella maggior parte dei paesi, indicando, come ci si aspetterebbe, che una *yield curve* invertita tende ad aumentare la probabilità di recessione. Inoltre, soprattutto con l'aumentare del *lag* considerato, si può affermare che il coefficiente che misura l'effetto dell'interazione tra le componenti cicliche di *yield spread* e QE risulta prevalentemente negativo.

⁴ $\frac{d}{dx} \Phi(x) = \frac{d}{dx} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$

Quanto appena visto confermerebbe che in molti casi il QE abbia impattato negativamente sul potere predittivo della curva dei rendimenti che, dunque, non costituirebbe più un *leading indicator* affidabile come in passato. Tuttavia, ci sono delle eccezioni – come il caso dell’Italia – in cui il contesto specifico di riferimento potrebbe influenzare significativamente tale dinamica.

4. Conclusioni.

L'analisi condotta in questa Tesi ha affrontato un tema di grande rilevanza per l'economia contemporanea: la capacità della *yield curve* di prevedere le recessioni in un contesto in cui le politiche monetarie non convenzionali, come il *Quantitative Easing*, hanno profondamente modificato la struttura dei mercati finanziari.

Il primo aspetto emerso dalla ricerca è la conferma della validità storica del *term spread* come indicatore anticipatore di future recessioni. I risultati ottenuti attraverso l'analisi probit mostrano che, in diversi paesi e in differenti contesti temporali, l'inversione della *yield curve* continuerebbe a rappresentare un segnale affidabile di un'imminente recessione. Tuttavia, l'efficacia di questo indicatore non è uniforme: essa varia significativamente tra i diversi paesi analizzati, riflettendo le specificità economiche e strutturali di ciascuna economia. Ad esempio, in paesi come il Canada e gli Stati Uniti, il *term spread* ha mantenuto una forte capacità predittiva nel periodo considerato – Q1 1994 - Q4 2022 –, mentre in altri, come l'Italia, i risultati sono stati meno netti, suggerendo che ulteriori fattori possano influenzare la relazione tra curva dei rendimenti e future recessioni.

Il secondo aspetto rilevante relativo all'analisi riguarda l'impatto del *Quantitative Easing* sulla capacità predittiva della *yield curve*. Le analisi empiriche hanno mostrato che il QE, attraverso l'acquisto massiccio di titoli a lungo termine e l'abbassamento dei relativi tassi d'interesse, ha alterato la struttura a termine dei tassi, rendendo meno affidabili i segnali forniti dall'inversione della curva dei rendimenti. In particolare, nei paesi in cui questo strumento non convenzionale di politica monetaria è stato implementato su larga scala – come gli Stati Uniti e il Regno Unito – si è osservata una riduzione del potere predittivo della *yield curve*. Questo effetto è particolarmente evidente nei periodi successivi all'introduzione del QE, quando la *yield curve* ha continuato a segnalare una recessione, ma senza che questa si manifestasse effettivamente a causa dell'intervento distorsivo dello strumento.

Un terzo elemento di riflessione riguarda le implicazioni di questi risultati per la politica economica. Se da un lato il QE ha svolto un ruolo cruciale nel sostenere le economie in tempi di crisi, dall'altro ha anche complicato l'interpretazione degli indicatori economici tradizionali. Ciò suggerisce che i *policy maker* debbano essere cauti nell'affidarsi esclusivamente alla *yield curve* come strumento di previsione e dovrebbero piuttosto integrare l'analisi con altri indicatori e/o aggregati economici e finanziari. I risultati ottenuti, infatti, suggeriscono che, pur rimanendo un indicatore importante, il *term spread* non possa più essere considerato in modo isolato, quanto piuttosto debba essere letto come un combinato disposto con altre variabili alla luce della complessità delle politiche economiche e monetarie di ciascuna economia avanzata.

Riferimenti bibliografici:

- Borio, C., & Zabai, A. (2016). Unconventional monetary policies: a re-appraisal (570). www.bis.org
- Brunner, K., & Meltzer, A. H. (1973). Mr. Hicks and the “Monetarists.” *Economica*, 40(157), 44–59. <https://about.jstor.org/terms>
- Chinn, M., & Kucko, K. (2015). The Predictive Power of the Yield Curve Across Countries and Time. *International Finance*, 18(2), 129–156. <https://doi.org/10.1111/infi.12064>
- D’Amico, S., & King, T. B. (2013). Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply. *Journal of Financial Economics*, 108(2), 425–448. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.11.007>
- Davis, E. P., & Fagan, G. (1997). Are Financial Spreads Useful Indicators of Future Inflation and Output Growth in EU Countries? *Journal of Applied Econometrics*, 12(6), 701–714.
- Di Giorgio, G. (2020). *Economia e Politica Monetaria* (CEDAM (Wolters Kluwer Italia), Ed.; 6°).
- Estrella, A., & Hardouvelis, G. A. (1991). The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *The Journal of Finance*, 46(2), 555–576.
- Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1997). The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, 41(7), 1375–1401.
- Estrella, A., Rodrigues, A. R., Schich, S., & Rodrigues, A. P. (2003). How Stable Is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 629–644.
- Haubrich, J. G. (2020). Does the Yield Curve Predict Output? (20–34). <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202034>
- Joyce, M., Miles, D., Scott, A., & Vayanos, D. (2012). Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy - an Introduction. *The Economic Journal*, 122(564), F271–F288. <https://doi.org/10.1111/j>
- Krishnamurthy, A., & Vissing-Jorgensen, A. (2011). The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy (17555). <http://www.newyorkfed.org/newsevents/speeches/2010/dud101001.html>
- Mishkin, F. S., & Eakins, S. G. (2018). *Financial Markets and Institutions* (9°). Pearson.

- Sabes, D., & Sahuc, J. G. (2023). Do yield curve inversions predict recessions in the euro area? *Finance Research Letters*, 52(103416). <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103416>
- Schrumpf, A., & Wang, Q. (2010). A reappraisal of the leading indicator properties of the yield curve under structural instability. *International Journal of Forecasting*, 26(4), 836–857. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2009.08.005>
- Smets, F., & Tsatsaronis, K. (1997). Why Does the Yield Curve Predict Economic Activity? *Dissecting the evidence for Germany and the United States* (49). <http://www.bis.org>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2003). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature*, 41(3), 788–829.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2020). *Introduzione all'Econometria (5°)*. Pearson.
- Tobin, J. (1961). Money, Capital, and Other Stores of Value. *The American Economic Review*, 51(2), 26–37.
- Tobin, J. (1963). An Essay on Principles of Debt Management. In *Fiscal and Debt Management Policies* (pp. 143–218). Englewood Cliffs.
- Tobin, J. (1969). A General Equilibrium Approach To Monetary Theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1(1), 15–29. <https://about.jstor.org/terms>

Appendice A:

Tassi d'interesse	Fonte	Dettagli	Data download
AUS lungo termine	OECD	10-year Commonwealth treasury bonds	04-04-2024
AUS breve termine	OECD	Bank accepted Bills/Negotiable Certificates of Deposit-3 months	04-04-2024
CAN lungo termine	OECD	Government of Canada 10-year benchmark bonds	04-04-2024
CAN breve termine	OECD	3 month Canadian Bankers' Acceptance (BA) rate	04-04-2024
GER lungo termine	OECD	Yield on outstanding listed federal securities with residual maturities of over 9 to 10 years traded on the secondary market	04-04-2024
GER breve termine	OECD	3-month EURIBOR rate	04-04-2024
ITA lungo termine	OECD	Yields of bonds traded on the Italian Exchange (M.O.T.) with a residual maturity of 10 years	04-04-2024
ITA breve termine	OECD	3-month EURIBOR rate	04-04-2024
NOR lungo termine	OECD	Yield on the secondary market of Norwegian central government bonds with remaining terms of 10 years	04-04-2024
NOR breve termine	OECD	3-month NIBOR are euro-krone interest rates	04-04-2024
UK lungo termine	OECD	par yield for bonds with a maturity of 10 years	04-04-2024
UK breve termine	OECD	3-month LIBOR delayed	04-04-2024
USA lungo termine	OECD		04-04-2024

USA breve termine	OECD	Yields on government securities with outstanding maturities of 10 years. 3-month Certificates of deposits rates	04-04-2024
--------------------------	------	--	------------

PIL Nominale	Fonte	Dettagli	Data download
AUS	Datastream	AUDGP...B	24-06-2024
CAN	Datastream	CNGDP...B	24-06-2024
EURO AREA	Eurostat	namq_10_gdp	16-08-2024
GER	Datastream	BDGDP...A	24-06-2024
ITA	Datastream	<ul style="list-style-type: none"> ITGDP...NB da Q1 1994 a Q4 1994 ITGDP...B da Q1 1995 a Q4 2022 	24-06-2024
NOR	Datastream	NWGDP...B	24-06-2024
UK	Datastream	UKGDP...B	24-06-2024
USA	Datastream	USGDP...B	24-06-2024

Asset totali delle banche centrali	Fonte	Dettagli	Codice	Data download
AUS	Reserve Bank of Australia	Milioni di AUD		10-04-2024
CAN	Bank of Canada	Milioni di CAD		10-04-2024
ECB	European Central Bank	Milioni di EUR		10-04-2024
NOR	Norges Bank	Milioni di NOK		10-04-2024
UK	Bank of England	Milioni di GBP		10-04-2024
USA	Datastream	Milioni di USD	<ul style="list-style-type: none"> USOATAS da Q1 1994 a Q1 1996 USRATAS da Q2 1996 a Q4 2022 	10-04-2024

Appendice B:

Figura A. 1: yield curve dei sette paesi oggetto d'analisi.

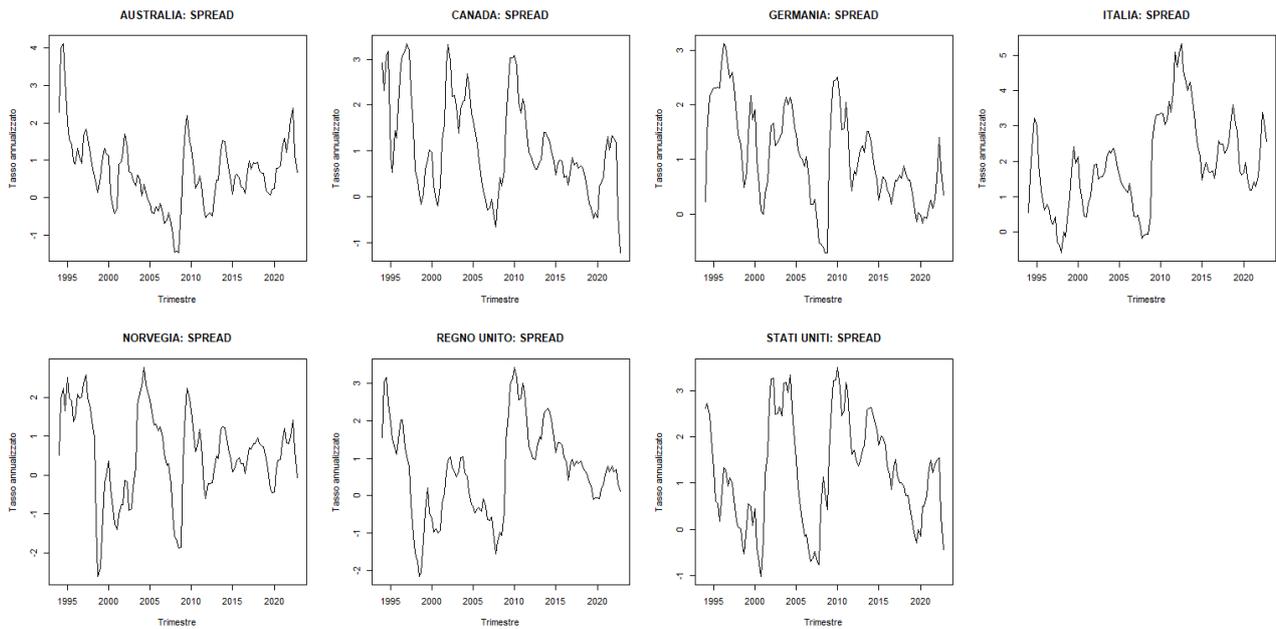


Figura A. 2: componente ciclica della yield curve dei sette paesi oggetto d'analisi ottenuta attraverso l'utilizzo del filtro di Hodrick-Prescott.

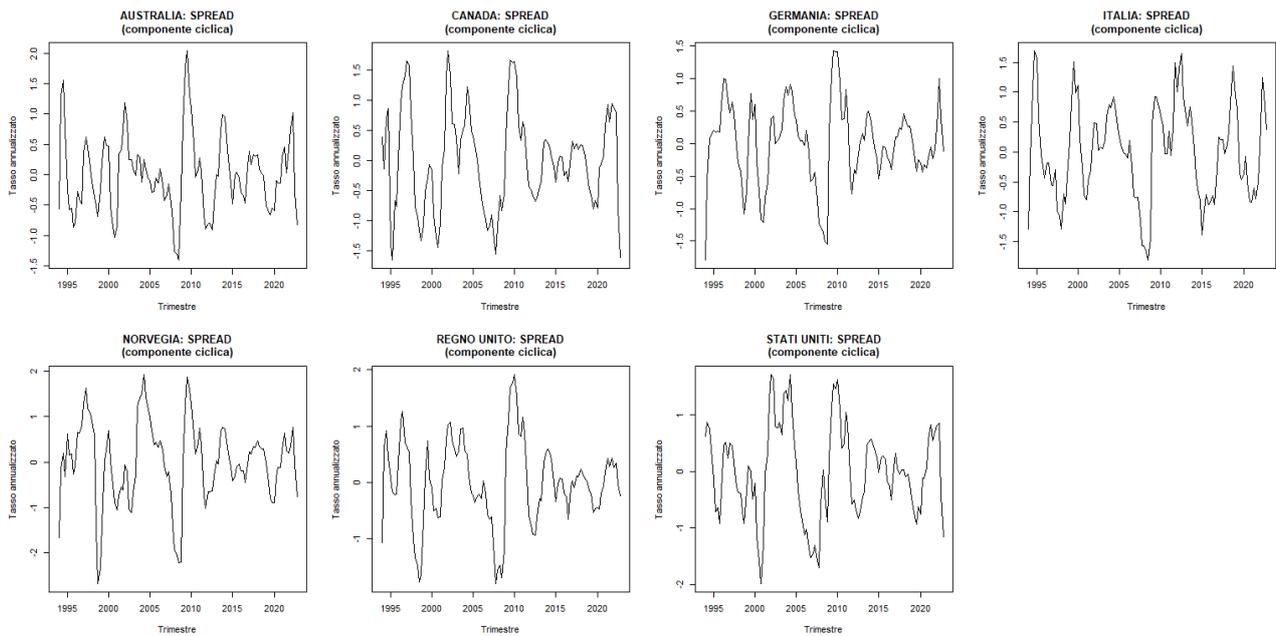


Figura A. 3: andamento del Quantitative Easing nei sette paesi oggetto d'analisi. Germania e Italia sono state raggruppate all'interno dell'Area Euro.

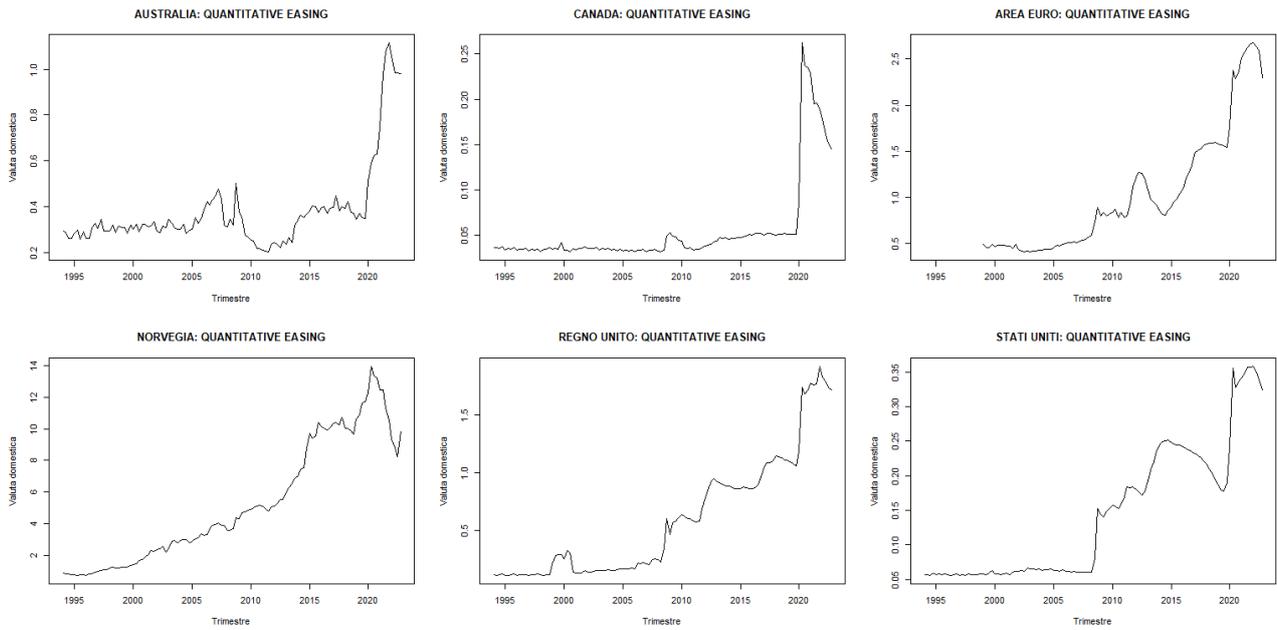
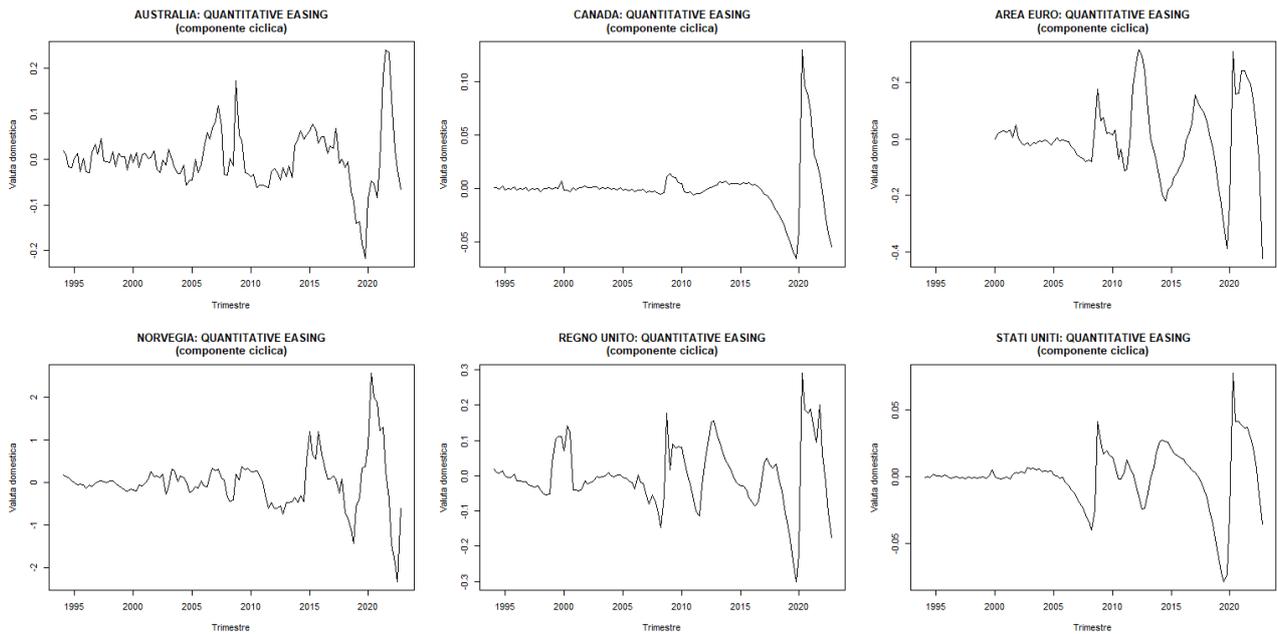


Figura A. 4: componente ciclica del Quantitative Easing nei sette paesi oggetto d'analisi ottenuta attraverso l'utilizzo del filtro di Hodrick-Prescott. Germania e Italia sono state raggruppate all'interno dell'Area Euro.



Appendice C:

Argomento	Testi consultati
Letteratura concernente la yield curve	<p>Andrés, J., López-Salido, J. D., & Nelson, E. (2004). Tobin's Imperfect Asset Substitution in Optimizing General Equilibrium. <i>Journal of Money, Credit, and Banking</i>, 36(4), Art. 003A. https://doi.org/10.20955/wp.2004.003</p> <p>Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. <i>The American Economic Review</i>, 79(1), 14–31.</p> <p>Cúrdia, V., & Woodford, M. (2011). The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy. <i>Journal of Monetary Economics</i>, 58(1), 54–79. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.09.011</p> <p>Dell'Ariccia, G., Rabanal, P., & Sandri, D. (2018). Unconventional monetary policies in the Euro Area, Japan, and the United Kingdom. <i>Journal of Economic Perspectives</i>, 32(4), 147–172. https://doi.org/10.1257/jep.32.4.147</p> <p>Eggertsson, G., & Woodford, M. (2003). The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. <i>Brookings Papers on Economic Activity</i>, 34(1), 139–235.</p> <p>Fawley, B. W., & Neely, C. J. (2013). Federal Reserve Bank of St. Louis. <i>Federal Reserve Bank of St. Louis Review</i>, 95(1), 51–88.</p> <p>Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., & Sack, B. (2011). The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases. <i>International Journal of Central Banking</i>, 7(1), 3–43.</p> <p>Greenwood, R., & Vayanos, D. (2010). Price Pressure in the Government Bond Market. <i>American Economic Review</i>, 100(2), 585–590. https://doi.org/10.1257/aer.100.2.585</p> <p>Holmstrom, B., & Tirole, J. (1998). Private and Public Supply of Liquidity. <i>Journal of Political Economy</i>, 106(1), 1–40.</p> <p>Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit Cycles. <i>Journal of Political Economy</i>, 105(2), 211–248. https://doi.org/10.1086/262072</p> <p>Kiyotaki, N., & Moore, J. (2012). <i>Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy</i> (17934). http://www.nber.org/papers/w17934</p> <p>Miles, D. (2011, October 10). <i>Monetary Policy and Financial Dislocation</i>. Bank of England. www.bankofengland.co.uk/Allreleasesareavailableonlineatwww.bankofengland.co.uk/publications/Pages/news/default.aspx</p> <p>Miles, D. (2012, March 1). <i>Asset Prices, Saving and the Wider Effects of Monetary Policy</i>. Bank of England. www.bankofengland.co.uk/publications/speeches</p> <p>Modigliani, F., & Sutch, R. (1966). Innovations in Interest Rate Policy. <i>The American Economic Review</i>, 56(1), 178–197.</p> <p>Rai, V., & Suchanek, L. (2014). <i>The Effect of the Federal Reserve's Tapering Announcements on Emerging Markets</i> (50).</p> <p>Vayanos, D., & Vila, J.-L. (2009). A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates. In <i>NBER Asset Pricing</i> (15487). http://www.nber.org/papers/w15487</p> <p>Woodford, M. (2003). <i>Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy</i>. Princeton University Press.</p>
Letteratura concernente il Quantitative Easing	<p>Andrés, J., López-Salido, J. D., & Nelson, E. (2004). Tobin's Imperfect Asset Substitution in Optimizing General Equilibrium. <i>Journal of Money, Credit, and Banking</i>, 36(4), Art. 003A. https://doi.org/10.20955/wp.2004.003</p> <p>Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. <i>The American Economic Review</i>, 79(1), 14–31.</p> <p>Cúrdia, V., & Woodford, M. (2011). The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy. <i>Journal of Monetary Economics</i>, 58(1), 54–79. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.09.011</p> <p>Dell'Ariccia, G., Rabanal, P., & Sandri, D. (2018). Unconventional monetary policies in the Euro Area, Japan, and the United Kingdom. <i>Journal of Economic Perspectives</i>, 32(4), 147–172. https://doi.org/10.1257/jep.32.4.147</p> <p>Eggertsson, G., & Woodford, M. (2003). The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. <i>Brookings Papers on Economic Activity</i>, 34(1), 139–235.</p> <p>Fawley, B. W., & Neely, C. J. (2013). Federal Reserve Bank of St. Louis. <i>Federal Reserve Bank of St. Louis Review</i>, 95(1), 51–88.</p> <p>Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., & Sack, B. (2011). The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases. <i>International Journal of Central Banking</i>, 7(1), 3–43.</p> <p>Greenwood, R., & Vayanos, D. (2010). Price Pressure in the Government Bond Market. <i>American Economic Review</i>, 100(2), 585–590. https://doi.org/10.1257/aer.100.2.585</p> <p>Holmstrom, B., & Tirole, J. (1998). Private and Public Supply of Liquidity. <i>Journal of Political Economy</i>, 106(1), 1–40.</p> <p>Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit Cycles. <i>Journal of Political Economy</i>, 105(2), 211–248. https://doi.org/10.1086/262072</p> <p>Kiyotaki, N., & Moore, J. (2012). <i>Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy</i> (17934). http://www.nber.org/papers/w17934</p> <p>Miles, D. (2011, October 10). <i>Monetary Policy and Financial Dislocation</i>. Bank of England. www.bankofengland.co.uk/Allreleasesareavailableonlineatwww.bankofengland.co.uk/publications/Pages/news/default.aspx</p>

-
- Miles, D. (2012, March 1). Asset Prices, Saving and the Wider Effects of Monetary Policy. Bank of England.
www.bankofengland.co.uk/publications/speeches
- Modigliani, F., & Sutch, R. (1966). Innovations in Interest Rate Policy. *The American Economic Review*, 56(1), 178–197.
- Rai, V., & Suchanek, L. (2014). The Effect of the Federal Reserve’s Tapering Announcements on Emerging Markets (50).
- Vayanos, D., & Vila, J.-L. (2009). A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates. In *NBER Asset Pricing* (15487).
<http://www.nber.org/papers/w15487>
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.
-