



UNIVERSITÀ DI TRENTO
DIPARTIMENTO DI ECONOMIA E MANAGEMENT
LAUREA TRIENNALE IN ECONOMIA E MANAGEMENT
~ · ~
ANNO ACCADEMICO 2023-2024

L'IMPATTO DELLA POLITICA MONETARIA SUL SETTORE BANCARIO

Un'analisi empirica su dati europei

Relatore

Chiar.mo Prof. Giuseppe ESPA

Laureando

Thomas DE MASSARI

INDICE

INTRODUZIONE	1
1 QUADRO ANALITICO	3
1.1 LA POLITICA MONETARIA	3
1.1.1 SCELTA DEL TASSO DI INTERESSE	3
1.1.2 MECCANISMI DI TRASMISSIONE	5
1.1.3 POLITICA MONETARIA NON CONVENZIONALE	6
1.2 POLITICHE DI COPERTURA	6
2 ANALISI EMPIRICA	7
2.1 DATI UTILIZZATI	7
2.1.1 SCELTA DEL CAMPIONE DI ANALISI	7
2.1.2 FONTI DEI DATI	8
2.2 ANALISI ECONOMETRICA	8
2.2.1 MODELLI CON I DATI DI BILANCIO	9
2.2.2 MODELLO CON I CORSI AZIONARI	25
2.3 PUNTI DI DEBOLEZZA DELL'ANALISI	28
CONCLUSIONI	30
A CODICE IN R DELLE SIMULAZIONI MONTE CARLO	31
A.1 TEST DI STAZIONARIETÀ IN PICCOLI CAMPIONI	31
A.2 TEST DI NORMALITÀ IN PICCOLI CAMPIONI	36
A.3 TEST DI OMOSCHEDASTICITÀ IN PICCOLI CAMPIONI	37
A.4 DISTRIBUZIONE DELLA STIMA DEI COEFFICIENTI SUR IN UN CAMPIONE MEDIO-GRANDE	40
BIBLIOGRAFIA	44
ELENCO DELLE FIGURE	45
ELENCO DELLE TABELLE	46
ELENCO DELLE SIGLE	47

INTRODUZIONE

La relazione tra politica monetaria e profittabilità delle banche è da tempo un argomento discusso in letteratura, specialmente dopo la Crisi finanziaria del 2008. Inoltre, in seguito alla politica restrittiva attuata dalla Banca Centrale Europea, in risposta alla crisi inflazionistica dell'ultimo biennio, il tema ha acquisito maggiore spazio nel dibattito pubblico.

In letteratura le opinioni riguardo la forma della relazione sono discordanti. Borio et al. (2017) hanno trovato evidenza empirica che nei Paesi del G10 tra il 1995 e il 2005 la relazione tra profittabilità delle banche e livello dei tassi di interesse è positiva. In particolare, hanno notato che il margine d'interesse aumenta più che proporzionalmente degli accantonamenti al fondo svalutazione crediti e del reddito non da interesse, portando quindi all'individuazione di una relazione positiva tra profittabilità delle banche e livello dei tassi di interesse. Alessandri e Nelson (2015) hanno invece esaminato l'effetto dei tassi di interesse sulla redditività delle banche nel Regno Unito dal 1992 al 2009, trovando che le grandi banche sono esposte alla fluttuazione dei tassi di interesse. Nel lungo periodo, sia il livello che la pendenza della curva dei rendimenti contribuiscono positivamente alla redditività. Tuttavia, nel breve periodo, gli aumenti dei tassi di mercato comprimono i margini di interesse, a causa della presenza di frizioni nel mercato del credito. Altavilla et al. (2017) hanno invece analizzato l'impatto delle diverse azioni di politica monetaria sulla redditività delle banche. Il focus è sull'Area Euro, che rappresenta un caso di studio interessante per via dell'eterogeneità tra banche e Paesi all'interno di un'unione monetaria che ha implementato un'ampia gamma di politiche non convenzionali, tra cui tassi di interesse negativi e il *quantitative easing*. Gli autori hanno mostrato come le principali componenti della redditività bancaria sono asimmetricamente influenzate da condizioni monetarie accomodanti: l'impatto negativo sul margine di interesse netto è largamente compensato dall'impatto positivo sugli accantonamenti al fondo svalutazione crediti e sul reddito non da interessi. Samuelson (1945) ha esaminato invece in termini generali e astratti l'effetto che un aumento dei tassi di interesse ha sulle fondazioni universitarie, sulle compagnie assicurative e sulle banche, arrivando a concludere che l'intero sistema bancario viene aiutato da un aumento dei tassi di interesse.

D'altro canto, Flannery (1981) ha studiato l'impatto della variazione dei tassi di interesse¹ sui costi e sui ricavi di alcune delle maggiori banche statunitensi nel periodo 1959-78 e ha trovato che questi sono influenzati notevolmente da un cambiamento dei tassi di mercato, ma che gli effetti delle variazioni si annullano a vicenda. L'autore ha sottolineato inizialmente che i risultati sopra riportati valgono per le grandi banche, le quali possono accedere a un numero elevato di prodotti finanziari, ma non era certo che potessero valere per quelle di minori dimensioni. In un secondo lavoro infatti, Flannery (1983) ha analizzato proprio quest'ultimo caso, non trovando però nessuna evidenza empirica a sostegno del fatto che le piccole banche fossero esposte maggiormente alla

¹Più precisamente, ha studiato l'impatto della variazione dei tassi di interesse dei Treasury bill, obbligazioni federali statunitensi con scadenza a 1 anno o meno.

variabilità dei tassi di interesse, concludendo quindi che anche loro hanno accesso a un numero sufficiente di strumenti finanziari per potersi coprire dal rischio di interesse.

È quindi fuori discussione che i tassi di interesse siano una delle variabili esogene principali con cui hanno a che fare le banche, ma l'obiettivo del presente lavoro di tesi è di verificare, sulla base di alcune risultanti empiriche, se i tassi influenzano (e in tal caso come) la profittabilità degli istituti creditizi. In termini tecnici, si vuole verificare se le banche siano esposte o meno al rischio di interesse, assumendo le condizioni macroeconomiche come date, ovvero non ci si concentrerà sull'impatto del sistema bancario sulla politica monetaria, ma si considereranno i tassi di interesse come dati e si analizzerà l'impatto di questi ultimi sulle banche. Per farlo, si è cercato di usare gli strumenti statistici più adatti al problema in questione. Inoltre, si sottolinea fin da subito che il codice, i dati utilizzati e tutte le stime sono consultabili alla pagina GitHub dell'autore.

Il capitolo 1 sarà dedicato ad una breve descrizione delle scelte di politica monetaria e ad alcune considerazioni teoriche riguardo la determinazione del reddito delle banche. Il capitolo 2 invece descriverà nel dettaglio l'analisi econometrica condotta, partendo con la descrizione dei dati utilizzati, passando poi alla stima dei modelli di regressione lineare e concludendo analizzando i risultati e evidenziando alcuni punti critici dell'analisi. Il lavoro presentato si chiude poi con delle brevi considerazioni conclusive.

CAPITOLO 1

QUADRO ANALITICO

1.1 LA POLITICA MONETARIA

1.1.1 SCELTA DEL TASSO DI INTERESSE

Lo Statuto di ogni Banca centrale indica gli obiettivi da perseguire. Ad esempio, lo Statuto della Banca Centrale Europea (ECB) evidenzia che il compito della Banca sia quello di garantire la stabilità dei prezzi¹, mentre quello della Federal Reserve statunitense (FED) dichiara, oltre al mantenimento del potere d'acquisto, la massima occupazione come uno degli obiettivi dell'Istituzione², anche se nella pratica il controllo del tasso di inflazione ha costituito la principale motivazione all'azione della Federal Reserve (Bagliano & Marotta, 2010).

Le autorità monetarie dispongono di varie strategie per indirizzare le loro azioni verso il raggiungimento della stabilità dei prezzi. Possono optare per un obiettivo intermedio, oppure per un tasso di inflazione predefinito (c.d. *inflation targeting*). Nel primo caso, la stabilità dei prezzi è ottenuta tramite il controllo di una variabile differente dal tasso di inflazione, più facilmente controllabile (tipicamente il tasso di cambio o la massa monetaria), mentre nel secondo caso, la politica monetaria si concentra sul tasso di inflazione senza prestare attenzione esplicita alle variabili intermedie.

Ad oggi, la maggior parte delle Banche Centrali moderne operano attraverso il meccanismo dell'*inflation targeting*, il quale può essere descritto con le parole dell'ex Presidente della Federal Reserve, Ben Bernanke (Bernanke et al., 2001):

«Tale strategia consiste nel formale riconoscimento della stabilità dei prezzi come obiettivo primario della politica monetaria e nella formulazione quantitativa di questo obiettivo sotto forma di un livello (o di un intervallo di valori) del tasso di inflazione che la Banca centrale si impegna ad ottenere e di cui si rende direttamente responsabile di fronte alle autorità politiche e, più in generale, all'opinione pubblica. Non è prevista la fissazione di obiettivi intermedi, in particolare riferiti alla crescita monetaria, e sono attribuiti alla Banca centrale, resa quasi sempre istituzionalmente indipendente

¹ «Our job is to maintain price stability» (“Monetary policy”, n.d.).

² «The Federal Reserve Act mandates that the Federal Reserve conduct monetary policy so as to promote effectively the goals of maximum employment, stable prices, and moderate long-term interest rates» (“Monetary Policy Principles and Practice”, n.d.).

dal governo, larghi margini di libertà nell'uso degli strumenti a sua disposizione per il perseguimento dell'obiettivo»³.

Un caso diverso è quello della ECB che utilizza una strategia combinata che include sia il monitoraggio di un aggregato monetario, sia una serie di indicatori delle tendenze inflazionistiche.

Come evidenziato da Blanchard et al. (2020), il dibattito riguardo al tasso di inflazione ottimale rimane aperto. Alcuni economisti sostengono che un obiettivo di inflazione pari a zero sarebbe ideale, poiché garantirebbe una stabilità totale dei prezzi, semplificando decisioni complesse ed eliminando il problema dell'illusione monetaria⁴. Al contrario, altri economisti ritengono che un tasso di inflazione del 4% sia più appropriato per evitare il rischio di una trappola della liquidità⁵, come avvenuto durante la Crisi finanziaria. Inoltre, l'idea che un obiettivo di inflazione più basso sia preferibile si basa sul concetto che ciò eviterebbe di raggiungere lo *zero lower bound*⁶, cosa che invece si verificò, anche in questo caso, durante la Crisi del 2008. Attualmente, la maggior parte delle Banche Centrali sembra preferire un'inflazione bassa, ma positiva, intorno al 2%.

Normalmente, la Banca centrale modifica l'offerta di moneta attraverso operazioni di compravendita di titoli sul mercato obbligazionario, note come operazioni di mercato aperto. Se volesse aumentare l'offerta di moneta, allora comprerà titoli sul mercato, immettendo così nuova moneta; al contrario, se volesse ridurre la base monetaria, allora venderà titoli sul mercato, ritirando così la liquidità in eccesso. Ovviamente, queste operazioni sono finalizzate al raggiungimento del tasso di interesse necessario per rispettare gli obiettivi di inflazione.

Spiegare i complessi processi che permettono di arrivare alla scelta del tasso non è oggetto di questa tesi, ma questi possono essere sintetizzati tramite l'ormai famosa Regola di Taylor (1993):

$$i_t = r_t + \pi_t + \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(\pi_t - \pi^*) \quad (1.1)$$

la quale indica che il tasso di interesse scelto dalla Banca centrale i_t è una funzione del suo valore di equilibrio⁷ \bar{i} , dell'*output gap*⁸ $(y_t - y_t^*)$ e dell'*inflation gap*⁹ $(\pi_t - \pi^*)$.

Il parametro α indica di quanto varia il tasso di interesse i_t a seguito di una variazione unitaria dell'*output gap* e, specularmente, il parametro β rappresenta quanto è avversa la Banca centrale all'inflazione: tanto più è alto β , tanto più importante è la risposta dell'Istituzione a una deviazione dal tasso di inflazione target. Il vero valore di questi parametri è dal 1993 oggetto di discussione in letteratura, soprattutto se questi (specialmente quello riferito all'*inflation gap*) debbano essere maggiori o minori di 1.

È doveroso sottolineare che lo stesso Taylor non sostiene che questa regola debba essere seguita ciecamente¹⁰, tuttavia sostiene che essa rappresenti un modo utile di pensare alla politica

³Traduzione di Bagliano e Marotta (2010)

⁴Gli individui spesso non considerano correttamente l'inflazione, come indicato da Shafir et al. (1997).

⁵La trappola della liquidità si verifica quando il tasso di interesse scende sotto una certa soglia (il cosiddetto *zero lower bound*), aumentando la preferenza degli individui per la liquidità e spingendoli a detenere contante anziché titoli finanziari a basso rendimento, riducendo così l'efficacia della politica monetaria convenzionale. Per una spiegazione più dettagliata si veda Blanchard et al. (2020).

⁶Tasso di interesse vicino allo zero.

⁷Ovvero il tasso di interesse nominale associato al tasso di interesse naturale r_n e al tasso di inflazione $\bar{\pi}$, cioè $\bar{i}_t = r_t + \pi_t$.

⁸Differenza tra il valore del PIL osservato e quello ottenuto se i fattori produttivi disponibili venissero utilizzati al loro pieno potenziale (Gaffeo et al., 2015).

⁹Differenza tra il tasso di inflazione osservato e quello target della Banca centrale.

¹⁰«Operating monetary policy by mechanically following a policy rule like equation [1.1] is not practical». (Taylor, 1993)

monetaria. Infatti, l'equazione 1.1 sopra riportata è frutto di uno studio empirico *ex-post* sul comportamento della Federal Reserve americana negli anni precedenti.

1.1.2 MECCANISMI DI TRASMISSIONE

Le Banche centrali non hanno un contatto diretto con il pubblico, ma le proprie scelte di politiche monetarie si concretizzano tramite il sistema bancario, un insieme di particolari intermediari finanziari caratterizzati dall'avere tra le passività la moneta. Nello specifico, i loro bilanci possono essere sintetizzati come segue:

Tabella 1.1: Bilancio della Banca centrale e delle banche commerciali

Banca centrale		Banche commerciali	
Attività	Passività	Attività	Passività
Titoli	Circolante	Riserve	Depositi
	Riserve	Titoli	
		Prestiti	

Le banche commerciali contabilizzano quindi come passività i depositi dei propri correntisti, mentre tra le attività, oltre ovviamente a titoli e a prestiti, rientrano anche le riserve, detenute in parte in contanti e in parte presso la Banca centrale. Al contrario, la base monetaria rappresenta per la Banca centrale una passività ed è detenuta dalle banche commerciali sotto forma di riserve, le quali ovviamente maturano interessi. Questo ultimo punto è fondamentale per l'analisi in questione, come si avrà modo di spiegare in seguito.

I sistemi attraverso i quali la politica monetaria produce effetti reali vengono chiamati *meccanismi di trasmissione*. Nello specifico, le moderne Banche centrali controllano il tasso di interesse tramite il metodo del «corridoio dei tassi»: la Banca centrale fissa un limite inferiore corrispondente al Tasso sui depositi, ovvero quello che attua sui fondi delle banche depositati, e un limite superiore pari al Tasso di rifinanziamento marginale, ossia il tasso *massimo* che la Banca centrale chiede alle banche commerciali che le richiedono un prestito (c.d. Tasso overnight). Infine, la Banca centrale setta il Tasso di rifinanziamento principale (MRO), cioè il tasso che richiede sui prestiti al settore bancario (Gaffeo et al., 2015). Sul mercato si sviluppano poi i tassi interbancari (in questo elaborato si considereranno l'Euribor e il Libor), ovvero i tassi che praticano le varie banche commerciali per prestarsi denaro tra di loro. È interessante notare che questo tasso ha un andamento molto simile a quello del Tasso di rifinanziamento principale (Figura 1.1), coerentemente con la teoria di non arbitraggio. È quindi sul mercato della liquidità bancaria che le azioni di politica monetaria esercitano i loro effetti immediati, trasmessi poi all'intera struttura dei tassi di interesse, alla domanda aggregata e al livello dei prezzi.

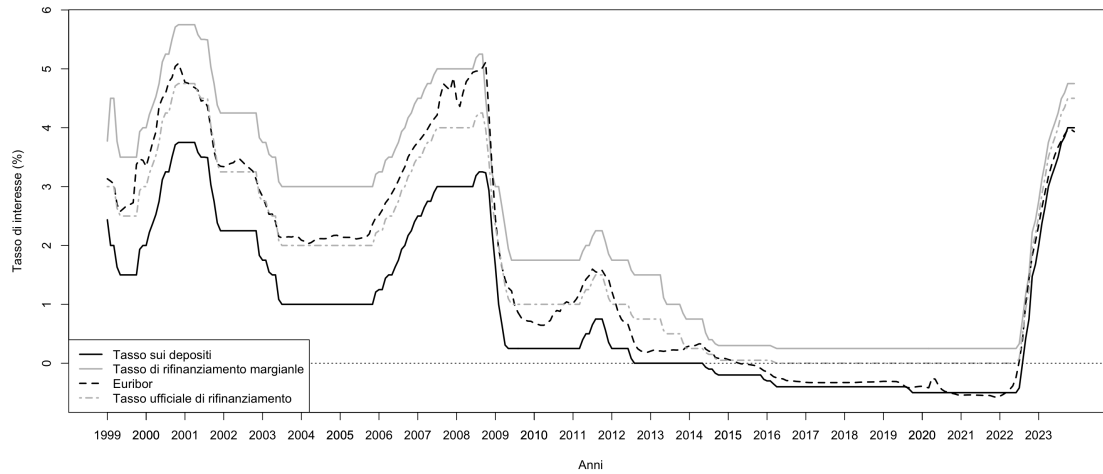


Figura 1.1: Corridoio dei tassi nell'Euro-zona nel periodo 1999-2023

Fonte: elaborazione personale su dati ECB

1.1.3 POLITICA MONETARIA NON CONVENZIONALE

In seguito alla Crisi dei mutui *subprime* e a quella dei debiti sovrani, le Banche Centrali furono costrette a diminuire drasticamente il tasso di interesse, raggiungendo dopo alcuni anni lo *zero lower bound*, perdendo così la possibilità di utilizzare la politica monetaria convenzionale. Per continuare ad influenzare l'attività economica, vennero attuate le c.d. politiche monetarie non convenzionali, fondate sull'idea che se anche il tasso di interesse è pari a 0, altri tassi di interesse rimangono positivi in quanto è presente anche una componente di premio per il rischio (Blanchard et al., 2020). Lo scopo era quello di aumentare la domanda delle attività finanziarie, con l'intenzione di ridurre il premio per il rischio e far diminuire quindi i tassi di interesse sui prestiti, cercando così di stimolare l'attività economica. Ovviamente, l'acquisto dei titoli è stato finanziato aumentando l'offerta di moneta. Questi tipi di programmi di acquisto sono conosciuti come politiche di *quantitative easing* e si sono concretizzati primariamente tramite l'allargamento delle riserve, le quali, come accennato precedentemente, maturano interessi.

1.2 POLITICHE DI COPERTURA

L'esposizione al tasso di interesse, ovvero l'impatto che una variazione dei tassi di interesse ha sui ricavi e sul valore dei titoli, può essere ridotta o annullata grazie a opportune tecniche finanziarie. Più precisamente, si dice che la struttura degli attivi-passivi è localmente immunizzata al tasso di interesse i se per movimenti piccoli del tasso attorno a i , il valore attuale dell'intero portafoglio non diminuisce (Scandolo, 2022). Questo ambizioso obiettivo può essere raggiunto in vari modi come l'utilizzo del Teorema dell'immunizzazione finanziaria¹¹ e l'utilizzo di Derivati.

¹¹Per una trattazione più completa si rimanda a Scandolo (2022) e a Fabrizi (2021). Per un'implementazione pratica si veda Khang (1983).

CAPITOLO 2

ANALISI EMPIRICA

2.1 DATI UTILIZZATI

2.1.1 SCELTA DEL CAMPIONE DI ANALISI

L'analisi è stata condotta sulle 14 banche più grandi d'Europa (Regno Unito incluso) per attivo totale¹, di cui si dispongono i dati di bilancio e la serie storica dei prezzi del titolo quotato in borsa per il periodo considerato.

Si sottolinea che l'intenzione originale era di considerare le 20 banche maggiori, ma per UBS, Groupe BPCE, Crédit Mutuel Group, La Banque Postale, Rabobank, DZ Bank, CaixaBank e Commerzbank² non sono disponibili i dati necessari. Si è quindi scelto di considerare un campione di minori dimensioni, di seguito riportato.

Tabella 2.1: Campione analizzato

Banca	Nazione
The Hongkong and Shanghai Banking Corporation	Regno Unito
BNP Paribas	Francia
Crédit Agricole	Francia
Banco Santander	Spagna
Barclays	Regno Unito
Société Générale	Francia
Deutsche Bank	Germania
Lloyds Banking Group	Regno Unito
Intesa Sanpaolo	Italia
ING Group	Paesi bassi
UniCredit	Italia

Continua nella prossima pagina

¹al 31 dicembre 2022, secondo "The world's 100 largest banks" (2023).

²Rispettivamente sesta, settimana, decima, diciassettesima, diciannovesima, ventesima, ventunesima e ventiduesima banca per dimensione di attivo in Europa nel 2022 ("The world's 100 largest banks", 2023).

Tabella 2.1: Campione analizzato (continua)

NatWest Group	Regno Unito
Standard Chartered	Regno Unito
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria	Spagna

2.1.2 FONTI DEI DATI

Per ogni banca è stato possibile trovare i dati di bilancio sulla piattaforma commerciale Orbis, gestita da Moody's e Bureau van Dijk. In particolare, i dati presenti vanno dal 2005 al 2023, perciò la scelta temporale dell'analisi è stata vincolata al periodo indicato. In ogni caso, la serie temporale analizzata è sufficiente per includere sia anni con tassi di interesse medio-alti (2006-2008 e 2022-2023, in grigio nella Figura 2.1), sia anni con tassi bassi (2009-2021). I dati dei tassi di interesse e delle variabili macroeconomiche considerate provengono invece dalla banca dati della Banca Centrale Europea, della Banca d'Inghilterra e della Riserva Federale Statunitense. Infine, i prezzi delle azioni delle società considerate sono stati scaricati dalla piattaforma *Yahoo Finance*.

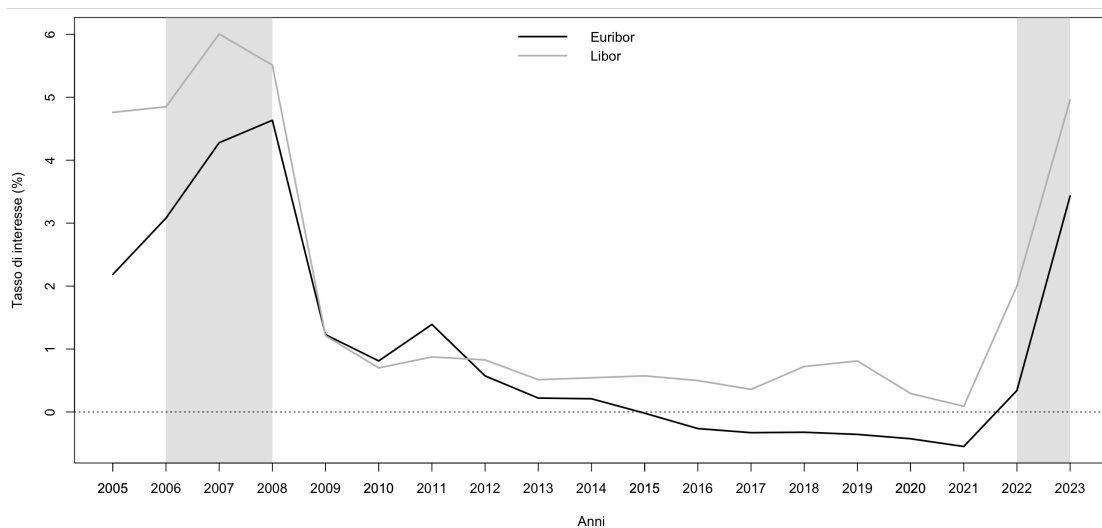


Figura 2.1: Andamento del tasso Euribor e del tasso Libor nel periodo 2005-2023

Fonte: elaborazione personale su dati ECB e FRED

2.2 ANALISI ECONOMETRICA

Come descritto precedentemente, l'obiettivo di questo elaborato è stimare l'impatto che i tassi di interesse hanno sulle quattordici banche sopra citate. Per farlo, per ogni istituto sono stati stimati cinque modelli econometrici, quattro con riferimento ai dati di bilancio e uno con riferimento al prezzo delle azioni, di seguito brevemente descritti.

Per valutare la profittabilità delle società è stato considerato l'indice di bilancio ROA, il quale offre una misura del rendimento del capitale investito nell'anno $t-1$. In formula:

$$ROA_t = \frac{Utile\ d'esercizio_t}{Capitale\ investito_{t-1}} * 100 \quad (2.1)$$

Al fine però di capire quali voci di bilancio hanno influenzato la profittabilità totale delle società, è stato stimato un modello per ognuna delle due componenti di reddito principali: il reddito netto da interesse e il reddito non da interessi. Il primo è dato dalla differenza tra gli interessi incassati e gli interessi pagati, mentre il secondo include tutti gli altri centri di ricavo, quali commissioni nette, risultato netto da negoziazione di derivati, risultato netto delle attività finanziarie valutate al *fair value* e altri ricavi di gestione. Inoltre, l'ultimo modello con riferimento ai dati di bilancio è stato stimato con agli accantonamenti al fondo svalutazione crediti come variabile dipendente: essendo questa una voce di costo (non monetario), è ragionevole supporre che in un periodo di rialzo dei tassi aumentino i creditori inadempienti, forzando gli istituti creditizi ad accantonare una parte maggiore dei propri introiti al fine di non trovarsi in situazioni di crisi di liquidità.

È necessario però normalizzare queste voci di bilancio, ovvero valutarle in rapporto all'attivo dell'anno precedente. Questa operazione comporta la perdita di un'osservazione (la serie storica analizzata andrà quindi dal 2006 al 2023), ma permette di avere una misura comparabile nel tempo e tra le diverse entità statistiche. Si sono stimati quindi i modelli considerando come variabili dipendenti i seguenti rapporti percentuali:

$$NII_t = \frac{\text{Reddito netto da interessi}_t}{\text{Capitale investito}_{t-1}} * 100 \quad (2.2)$$

$$OI_t = \frac{\text{Reddito non da interessi}_t}{\text{Capitale investito}_{t-1}} * 100 \quad (2.3)$$

$$PROV_t = \frac{\text{Accantonamenti per svalutazione crediti}_t}{\text{Capitale investito}_{t-1}} * 100 \quad (2.4)$$

Per quanto riguarda invece l'impatto dei tassi di interesse sui corsi azionari si è stimato il modello con riferimento ai rendimenti mensili per le ragioni successivamente descritte (Paragrafo 2.2.2).

Come accennato nell'Introduzione, la peculiarità di entrambe le tipologie dei modelli è quella di prendere come date le condizioni macroeconomiche: non sarà quindi oggetto di analisi l'impatto che le variabili dipendenti hanno sui tassi di interesse.

Si precisa fin da subito che tutti i modelli sono stati stimati sia con lo stimatore OLS (*Ordinary Least Squares*) che con lo stimatore SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) e sono stati opportunamente confrontati. Successivamente si avrà modo di spiegare nel dettaglio le ragioni di questa scelta e quale stimatore si preferisce³.

2.2.1 MODELLI CON I DATI DI BILANCIO

DESCRIZIONE DEL MODELLO

I modelli riguardanti i dati di bilancio hanno lo scopo di indagare la relazione tra i profitti (e le sue determinanti) delle banche e i tassi di interesse. Per farlo, è stato stimato per ogni banca e per

³È stato utilizzato il linguaggio di programmazione `Python` per l'elaborazione dei dataset, al fine di ricavarne uno unico contenente tutti i dati necessari a condurre l'analisi. La stima dei modelli, con i relativi test d'ipotesi previsti dalle migliori prassi statistiche, è stata invece svolta in `R`. In bibliografia sono riportati i pacchetti e le librerie utilizzate; il codice, i dati e i risultati delle stime sono disponibili alla pagina GitHub dell'autore.

ogni variabile dipendente (ROA, NII, OI, PROV) il seguente modello:

$$y_t = a_0 + a_1 i_t + a_2 dcb_t + crisis + \epsilon_t \quad (2.5)$$

dove

- l'indice $t = 1, \dots, 18$ indica l'anno, con $t = 1$ che corrisponde all'anno 2006;
- con y_t si intende la variabile dipendente oggetto d'indagine (ROA, NII, OI, PROV);
- con i_t si intende il tasso di interesse su base annuale all'anno t , calcolato come media semplice delle osservazioni giornaliere. Si è considerato il tasso Euribor per le banche europee e il Libor per le banche inglesi;
- dcb_t sono le riserve detenute in Banca centrale all'anno t , normalizzate al totale dell'attivo all'anno $t - 1$ per le stesse ragioni di cui sopra, in formula:

$$\frac{\text{riserve in banca centrale}_t}{\text{attivo}_{t-1}} \quad (2.6)$$

- $crisis$ è una variabile *dummy* che assume il valore 1 negli anni della crisi 2008-2012 e 0 altrimenti. Sono state incluse nella stima del modello anche le sue interazioni con gli altri regressori;
- con ϵ_t si intende il termine di errore.

La scelta di inserire le riserve in Banca centrale come variabile di controllo è dovuta alla volontà di controllare per le stesse. Nello specifico, in seguito alle politiche di *quantitative easing* e ai programmi di espansione monetaria (PEPP) del periodo della pandemia da COVID-19, la quantità di moneta presente nel sistema economico è aumentata sensibilmente. Si vuole controllare quindi per l'effetto che le riserve, detenute in Banca centrale delle banche commerciali, hanno prodotto sul reddito di quest'ultime per il semplice aumento dei tassi di interesse. Allo stesso tempo però, i depositi in Banca centrale potrebbero essere considerati un «*bad control*» dato che i tassi di interesse (potrebbero) influenzare la profittabilità delle banche, ma anche le riserve in Banca centrale⁴, le quali (potrebbero) a loro volta determinare la profittabilità. Se venisse quindi inclusa questa variabile di controllo, la teoria statistica suggerisce che le stime dei modelli sarebbero distorte a causa del c.d. *selection bias* (Cinelli et al., 2022), in quanto si andrebbe a stimare l'impatto che i tassi di interesse hanno *direttamente* sulla variabile dipendente, non considerando l'impatto *indiretto* che hanno attraverso le riserve in Banca centrale. D'altro canto però, potrebbe essere interessante scindere i due effetti per avere un'idea più precisa del fenomeno. Per queste ragioni, verranno riportati entrambe le tipologie dei modelli e verrà discusso successivamente il problema.

STIMA DEI MODELLI

TEST DI STAZIONARIETÀ Avendo a che fare con delle serie storiche, come prima cosa è opportuno condurre un test di (non) stazionarietà. Più precisamente si vuole essere certi che i processi generatori dei dati (DGP) alla base delle serie storiche analizzate siano stazionari. Se così non

⁴La causa principale di movimentazione delle riserve in Banca centrale sono appunto scelte di politica monetaria, ovvero quando si decide di aumentare i tassi di interesse, le riserve vengono ridotte, e viceversa.

fosse, un'eventuale stima del modello tramite il metodo dei Minimi Quadrati Ordinati (OLS) risulterebbe spuria, ovvero apparirebbe una relazione tra le variabili che nella realtà però non c'è (Granger & Newbold, 1974). Per testare l'ipotesi di (non) stazionarietà si sono utilizzati i classici test, ormai noti in letteratura grazie al contributo di Kwiatkowski et al. (1992), Phillips e Perron (1988) e Dickey e Fuller (1979). Se i processi sono stazionari non si dovrà rifiutare l'ipotesi nulla proposta dal Test KPSS⁵, ma rifiutare quelle del Test PP e del Test ADF. Di seguito verranno riportati, meramente per ragioni di spazio, solo i risultati per le variabili oggetto di interesse del modello di UniCredit con il ROA come variabile dipendente. Si precisa che la scelta è assolutamente discrezionale in quanto i risultati, disponibili alla pagina GitHub dell'autore, e le considerazioni sono pressoché identiche per le diverse variabili di risposta e per le diverse banche⁶.

Tabella 2.2: *p-value* dei test di stazionarietà per il modello di UniCredit con il ROA come variabile dipendente

	KPSS	PP	ADF	Phi di AR(1)
ROA	0,10000	0,09833 .	0,72420	0,02082
Euribor	0,02901 *	0,99000	0,99000	0,75737
dcb	0,09913 .	0,36270	0,53895	0,58821

Sembrerebbe che ci sia una forte evidenza empirica a sostegno della non stazionarietà del tasso Euribor, mentre la natura del DGP del ROA e delle riserve appare più fumosa: secondo il Test KPSS entrambe le variabili sembrerebbero essere stazionarie, ma sia per il Test PP che per l'ADF sono non stazionarie. Si analizza quindi la funzione di autocorrelazione (ACF) per vedere quanto sono correlate le variabili con i propri ritardi. Ci si aspetta che, per un processo non stazionario, la correlazione sia elevata per un numero elevato di ritardi, viceversa per un processo stazionario.

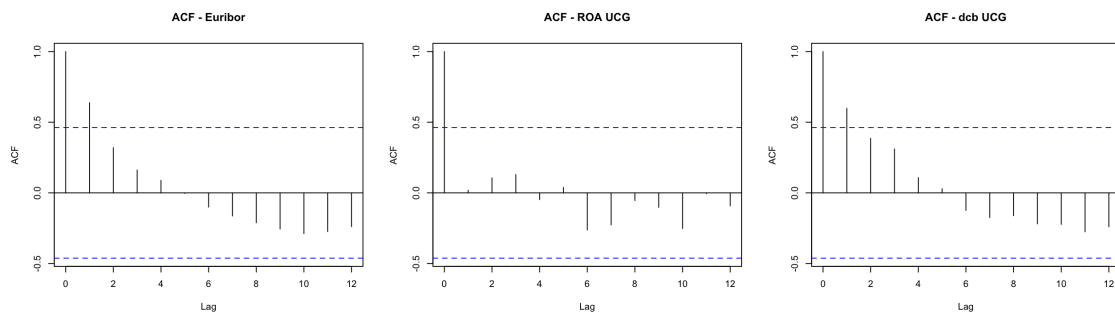


Figura 2.2: ACF per le variabili del modello con il ROA di UniCredit

Appare evidente come nessuna variabile sia significativamente correlata con i suoi ritardi, caratteristica classica delle serie stazionarie. Questo permette mettere in luce due problemi principali di questi test, ovvero (i) la loro potenza quando il coefficiente autoregressivo ϕ tende a 1 e (ii) quando il campione utilizzato è piccolo.

⁵Ricordando che l'ipotesi nulla del Test KPSS è la stazionarietà, mentre quella dei test PP e ADF è la non stazionarietà. Da qui la sintassi utilizzata in questo elaborato «test di (non) stazionarietà».

⁶I risultati dei test presentati mediante il *p-value* sono affiancati da dei simboli *R-Style* che facilitano la lettura della significatività. La legenda completa è disponibile all'Elenco delle sigle.

Partendo dal primo caso, si immagini di avere un processo autoregressivo del primo ordine AR(1), del tipo

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.7)$$

Dal punto di vista teorico il processo è stazionario quando ϕ è compreso tra -1 e 1, ma i test di (non) stazionarietà tendono ad essere poco potenti quando ϕ si avvicina a 1 (Patterson, 2000). Questo spiega perché secondo i test condotti, l'Euribor sembra essere non stazionario, ma la sua ACF mostra il contrario. Infatti, il coefficiente ϕ di un processo AR(1) stimato con riferimento ai dati dell'Euribor è circa 0,76, vicino a 1.

Per quanto concerne il secondo problema invece, tutti e tre i test si rivelano poco potenti in piccoli campioni, come quelli utilizzati in questa sezione dell'elaborato. Per dimostrarlo, è stata condotta una simulazione Monte Carlo in R: sono stati simulati quattro processi stazionari AR(1), con coefficienti ϕ rispettivamente pari a 0,2, 0,5, 0,8 e 0,95; e un processo (non stazionario) *random walk* del tipo $y_t = y_{t-1} + \epsilon_t$. Tutti e cinque i processi sono stati simulati con riferimento a un campione di 18 osservazioni, proprio come nel caso oggetto di questa tesi. Successivamente, per ogni processo sono stati calcolati i *p-value* dei tre test e infine, stabilendo un livello di significatività α pari al 5%, è stata calcolata la percentuale di rifiuti quando l'ipotesi nulla è falsa. In altre parole, è stata stimata la potenza dei test di (non) stazionarietà con un campione di 18 osservazioni. Si riportano di seguito i risultati⁷.

Tabella 2.3: Potenza dei test di (non) stazionarietà in un campione di 18 osservazioni

	KPSS	PP	ADF
$\phi = 0,2$	–	0,250227 %	0,104403 %
$\phi = 0,5$	–	0,071852 %	0,080276 %
$\phi = 0,8$	–	0,021633 %	0,060142 %
$\phi = 0,95$	–	0,015061 %	0,055225 %
$\phi = 1$	0,47209 %	–	–

È quindi evidente che i test non siano potenti con un campione così piccolo, sia che si abbia un processo autoregressivo con un coefficiente ϕ tendente a 1, che non. Infatti, quello che performa meglio è il KPSS che ha una potenza del 47%, ben lontana dall'80%, valore considerato come soglia dalla prassi statistica.

Si conclude quindi che, nel caso specifico, il modo migliore per determinare la natura del processo è tramite l'analisi della funzione di autocorrelazione, la quale suggerisce che tutte e tre le variabili considerate siano stazionarie. Il modello può quindi essere stimato con lo stimatore OLS.

TEST SULLE ASSUNZIONI DELLO STIMATORE OLS Dopo aver stimato il modello, per poter interpretare i dati, è necessario verificare se le assunzioni alla base dello stimatore OLS siano verificate. In particolare si vuole testare l'ipotesi di esogeneità, assenza di multicollinearità, omoschedasticità e di normalità dei residui. Inoltre, si è testata l'assenza di *break* strutturali e la corretta forma funzionale.

⁷Il codice utilizzato per la condurre la simulazione è riportato all'appendice A.1.

Partendo dall'ultimo caso citato, è stato utilizzato il Test RESET di Ramsey. È bene sottolineare però che questo test, introdotto da Ramsey (1969) e molto diffuso, non è robusto se il termine d'errore è autocorrelato, come evidenziato da Leung e Yu (2001). Infatti, per la maggior parte dei modelli considerati il Test RESET non rifiuta l'ipotesi nulla, quindi la forma funzionale è corretta. In alcuni casi però avviene il contrario, ma quando questo succede, il Test di Durbin e Watson o il Test di Ljung-Box suggeriscono che il termine di errore è autocorrelato. Si conclude quindi che la forma funzionale così espressa è corretta. Inoltre, è stato condotto il Test CUSUM, il quale conferma l'assenza di *break* strutturali.

Tornando alle assunzioni del modello OLS, una delle ipotesi chiavi del Teorema di Gauss-Markov⁸ è la presenza di esogeneità. In altri termini, è necessario che il termine di errore non sia correlato con nessuno dei regressori. Se così non fosse, sarebbe impossibile stabilire un nesso causale tra le variabili esplicative e la dipendente. Per testare quest'ipotesi non si è usato il Test di Hausman (1978) perché necessita di una variabile strumentale, che purtroppo non è stato possibile trovare⁹, ma si è semplicemente calcolata la correlazione tra i residui del modello e i suoi regressori. A tal fine, è stata scritta la seguente funzione, che restituisce TRUE se la correlazione arrotondata al secondo decimale è nulla per tutti i regressori, FALSE altrimenti:

```

1  exogeneity = function(res, X){
2    cor_boolean = NA
3    correlations_saved = NA
4    for (i in 1:length(X[,])){
5      x = X[, i]
6      cor_tmp = cor(x, res)
7      if (round(cor_tmp,2) == 0){
8        cor_boolean[i] = TRUE
9      } else{
10       cor_boolean[i] = FALSE
11       correlations_saved = c(correlations_saved, paste0("- x", i, ", res:",
12         round(cor_tmp, 2)))
13     }
14   }
15   correlations_saved = correlations_saved[-1]
16
17   if (any(cor_boolean == FALSE)){
18     return(paste(correlations_saved))
19   } else{
20     return(TRUE)
21   }
22 }
```

Per tutti i modelli stimati questa fondamentale condizione è stata rispettata.

⁸Il quale garantisce che se la condizione di linearità nei parametri, di assenza di multicollinearità, di omoschedasticità del termine d'errore, di randomizzazione del campione e di esogeneità vengono rispettate, allora lo stimatore OLS è il miglior stimatore lineare (BLUE). Se viene rispettata anche la condizione di normalità degli errori allora OLS è BUE, ovvero è il miglior stimatore.

⁹Il principale candidato era l'inflazione, ma la correlazione tra la stessa (in Europa) e il tasso Euribor è 0,32, risultando quindi una variabile strumentale «debole».

Successivamente, si è verificata l'assenza di multicollinearità, calcolando la correlazione tra i due regressori. Più questa è bassa, meglio è per la stima dei modelli in quanto verrà utilizzata una quantità maggiore della variabilità dei regressori per spiegare il fenomeno. In un'analisi empirica è pressoché impossibile che sia nulla, specialmente in discipline economiche, ma la prassi statistica ha stabilito che valori medi-bassi sono coerenti con le ipotesi del Teorema di Gauss-Markov e ciò si verifica anche nell'analisi in questione.

Si è poi considerato il Test di Goldfeld-Quandt e di White per saggiare l'ipotesi di omoschedasticità e il Test di Jarque-Bera e di Shapiro-Wilk per verificare invece che i residui si distribuiscano normalmente. La prima condizione è essenziale per non avere gli *standard error* delle stime dei coefficienti distorti, mentre la seconda, se verificata, permette di fare inferenza anche in piccoli campioni. Se così non fosse, la teoria statistica offre delle soluzioni per entrambi i casi: in caso di assenza di normalità dei residui, sarà sufficiente aumentare la dimensione campionaria e sfruttare il Teorema del limite centrale; in caso di eteroschedasticità è possibile utilizzare altri stimatori per gli *standard error*. In aggiunta quindi ai test, di seguito riportati, è stata condotta anche un'analisi grafica sui residui per verificare se le ipotesi reggono.

Tabella 2.4: *p-value* dei test di omoschedasticità e normalità per il modello con il ROA e curtosi e asimmetria degli errori

	Goldfeld- Quandt	White	Shapiro- Wilk	Jarque- Bera	Curtosi	Asimmetria
hsbc	0,20522	0,47024	0,2263	0,36298	3,01149	-0,82193
bnp	0,90493	0,85305	0,00052 ***	0 ***	8,62193	-2,22653
aca	0,86672	0,06138 .	0,95855	0,85347	2,36413	-0,06745
sanx	0,01389 *	0,33148	8e-05 ***	0 ***	10,24202	-2,53256
bar	0,47431	0,45485	0,57073	0,75199	3,1908	-0,42535
gle	0,62978	0,06374 .	0,68395	0,91178	2,77331	0,22074
dbk	0,03837 *	0,623	0,30841	0,72263	3,42649	-0,41364
lloy	0,45195	0,48714	0,97328	0,94259	2,65251	0,09607
isp	0,93226	0,0473 *	0,11407	0,33294	3,43978	-0,82755
inga	0,61504	0,39029	0,04435 *	0,23729	2,99739	-0,97928
ucg	0,41961	0,25507	0,01604 *	0,1885	2,98707	-1,0547
nwg	0,17256	0,73359	0,95394	0,92485	2,56341	-0,06658
stan	0,01378 *	0,27563	0,37049	0,45271	4,20708	-0,40507
bbva	0,00931 **	0,58789	0,71929	0,87004	2,76818	-0,28173

È possibile notare che per la maggior parte dei casi entrambe le ipotesi sono verificate, ma non sempre i test sono concordi nel risultato. Ad esempio, secondo il Test di Shapiro-Wilk, nel modello di UniCredit i residui non si distribuiscono normalmente, ma secondo il Test di Jarque-Bera sì; oppure, secondo il Test di Goldfeld-Quandt i residui di Intesa Sanpaolo sono omoschedastici, mentre secondo il Test di White no. Questa discordanza è probabilmente dovuta alla ridotta dimensione campionaria, ma per avere un'idea più chiara della natura del fenomeno è utile analizzare grafica-

mente l'andamento e le distribuzioni dei residui. Sono stati perciò calcolati i loro curtosi e le loro asimmetrie.

Si nota facilmente che le distribuzioni dei residui di UniCredit e ING Bank hanno delle code molto simili a quelle di una normale¹⁰, ma presentano una leggera asimmetria negativa, ovvero la coda sinistra è più lunga di quella destra. Segue il grafico.

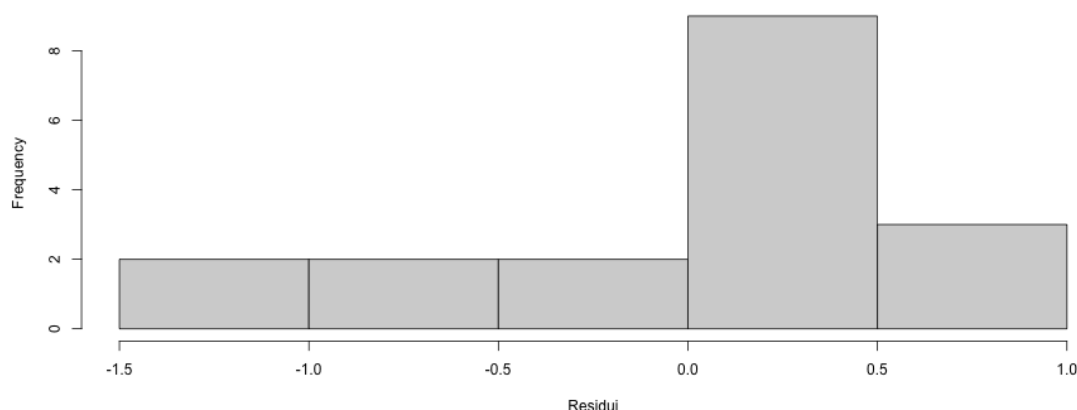


Figura 2.3: Distribuzione dei residui del modello con il ROA di UniCredit

Per il caso di BNP Paribas e Banco Santander invece, i test sono molto chiari: i residui non si distribuiscono normalmente, ma hanno delle code molto pesanti e una forte asimmetria a sinistra. Andando però ad analizzare il QQ plot, ovvero la distribuzione dei quantili dei residui rispetto a quelli teorici, si nota che la maggior parte dei valori sono in linea con quelli di una normale, ad eccezione di un *outlier*.

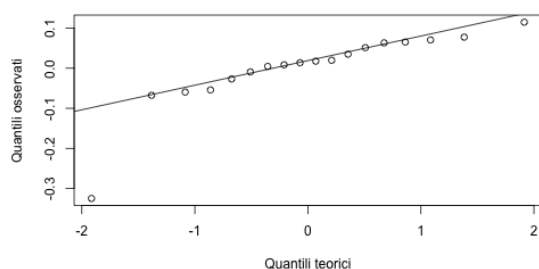


Figura 2.4: QQ Plot dei residui di BNP

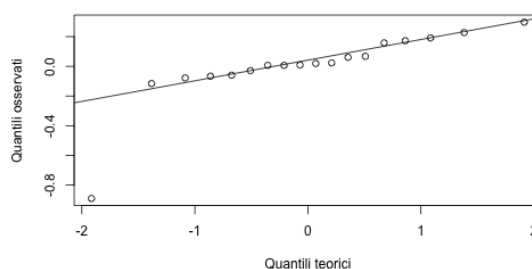


Figura 2.5: QQ Plot dei residui di SANX

Inoltre, come per i test di stazionarietà, si è dimostrato che la potenza del Test di Shapiro-Wilk e di Jarque-Bera in piccoli campioni (18 osservazioni)¹¹ è bassa, rispettivamente il 17% e l'8%. Si considerano quindi i residui di tutti i modelli distribuiti normalmente.

Per vedere graficamente la presenza o meno dell'omoschedasticità potrebbe essere sufficiente un classico *plot* della variabile dipendente sul regressore. Nel caso l'ipotesi di omoschedasticità sia

¹⁰Un valore pari a 3 indica che le code delle distribuzione sono le stesse di quella di una normale (mesocurtica), un valore minore significa che le code sono più leggere di quelle di una normale (platicurtica), mentre se è maggiore di 3 vale il contrario (leptocurtica), Gardini et al. (2000).

¹¹Il codice è disponibile all'Appendice A.2.

verificata (Figura 2.6) si dovrebbe vedere che la distanza, in valore assoluto, tra il valore osservato e il valore predetto rimane costante, mentre nel caso opposto (Figura 2.7) questa differenza dovrebbe variare nel campione.

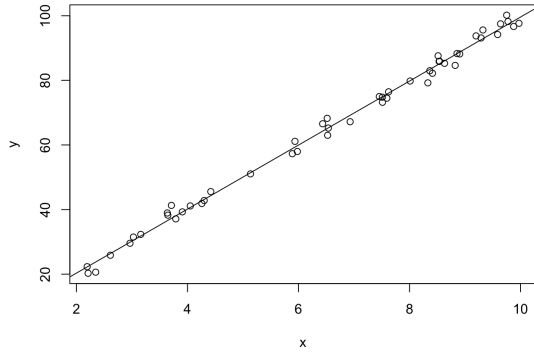


Figura 2.6: Esempio di omoschedasticità

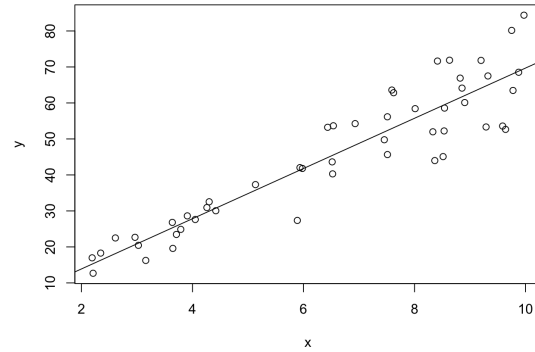


Figura 2.7: Esempio di eteroschedasticità

Analizzando gli *scatterplot* non emerge però particolare evidenza a favore di una o dell'altra ipotesi. A questo punto è stata condotta un'altra simulazione Monte Carlo per verificare la potenza dei test in un campione di 18 osservazioni¹², concludendo che sia il Test di Goldfeld-Quandt, che il Test di White hanno una potenza bassa in piccoli campioni (rispettivamente il 9% e il 19%). Sembrerebbe quindi ragionevole ammettere la presenza di eteroschedasticità, a prescindere dal risultato dei test. A tal proposito, Long e Ervin (1998) suggeriscono che questa decisione non dovrebbe basarsi su i classici test, ma dovrebbe essere considerata ogni qualvolta se ne sospetti la presenza e, in caso il campione sia piccolo, andrebbe utilizzato lo stimatore HC3 per gli *standard error* invece che lo stimatore di White. Infatti, il campione considerato (2006-2023) comprende sia periodi di crisi, che periodi normali, il che porta a pensare che la varianza delle variabili di risposta non sia costante nel tempo, ma che sia maggiore tra il 2008-2012 di quanto lo possa essere negli altri anni. Questo, *ceteris paribus*, porta a una varianza non costante del termine di errore, ovvero a una situazione di eteroschedasticità. Inoltre, dalla simulazione Monte Carlo condotta è emerso che in presenza di omoschedasticità gli *standard error* stimati con lo stimatore HC3 non sono eccessivamente più grandi di quelli stimati con OLS, circa il 5% in più, e ciò si verifica anche con i dati per l'analisi in questione. Si riporta di seguito il grafico per i modelli con il ROA.

¹² Anche in questo caso il codice utilizzato per la condurre la simulazione è riportato all'Appendice A.3.

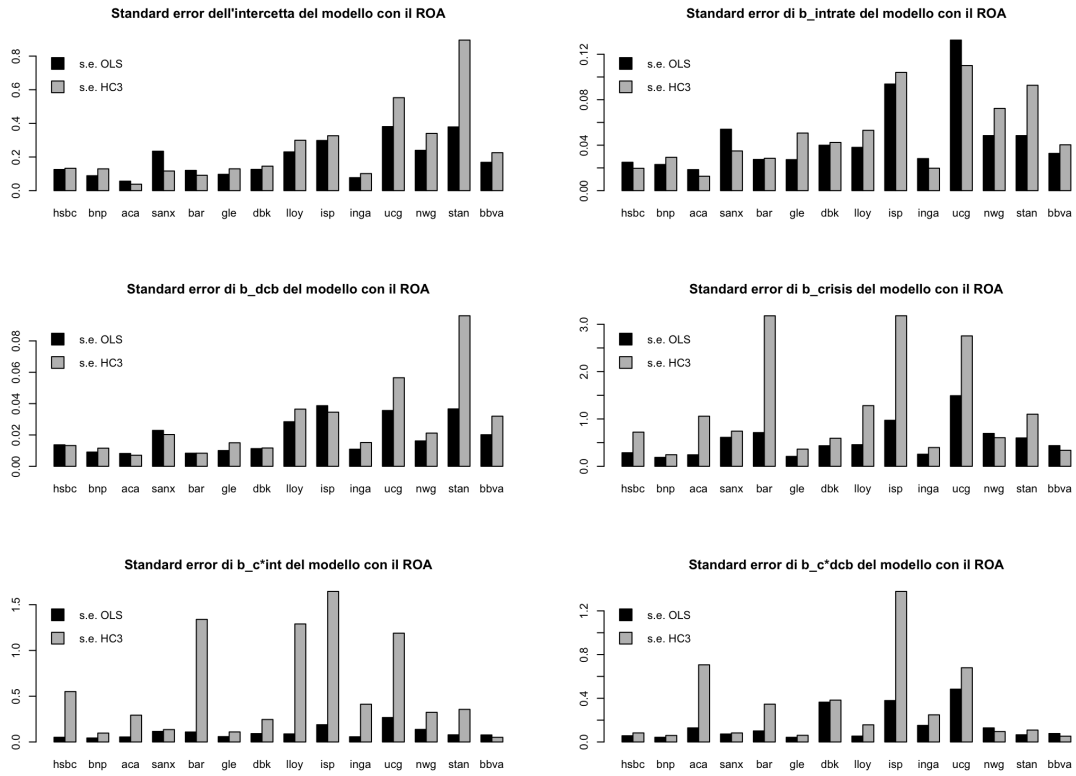


Figura 2.8: Confronto tra s.e. OLS e s.e. HC3 per il modello con il ROA

È evidente come per la maggior parte dei casi in cui i test confermano l'ipotesi di omoschedasticità, gli *standard error* sono molto simili, eccezion fatta per alcuni singolari casi, quali Barclays e UniCredit. Questo però potrebbe essere dovuto alla scarsa potenza dei test che non sono quindi in grado di identificare la corretta natura della varianza dei residui. Si conclude quindi che è preferibile ammettere la presenza di eteroschedasticità e di stimare le deviazioni standard con lo stimatore HC3.

CORRELAZIONE TRA I TERMINI DI ERRORI Si noti però che l'analisi in questione potrebbe essere un ottimo esempio di *Seemingly Unrelated Regressions*. In altre parole, potrebbero esserci fattori comuni a tutti i modelli (ovvero a tutte le banche) che potrebbero aiutare a spiegare una parte della variabilità delle variabili dipendenti e che non verrebbero considerati da una semplice stima OLS. In tal caso, le relazioni andrebbero stimate con lo stimatore SUR (appunto *Seemingly Unrelated Regressions*, appartenente alla classe dei *General Least Squares*, in sigla GLS), introdotto da Zellner (1962) e spiegato egregiamente in Griffiths et al. (1993) e in Greene (2017). Questo è vero se e solo se i residui dei modelli delle 14 banche considerate sono correlati, da cui la seguente ipotesi nulla:

$$H_0 : \sigma_{\text{banca1, banca2}} = \sigma_{\text{banca1, banca3}} = \dots = \sigma_{\text{banca13, banca14}} = 0 \quad (2.8)$$

che può essere scritta tramite il Moltiplicatore di Lagrange e che si distribuisce come una χ^2 con $\frac{M(M-1)}{2}$ gradi di libertà, dove M è il numero di equazioni stimate. In sintesi:

$$H_0 : T \sum_{i=2}^{14} \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 = 0 \sim \chi_{\frac{14*13}{2}}^2 \quad (2.9)$$

Non avendo trovato un pacchetto di R che implementasse questo test si è provveduto a scrivere la seguente funzione:

```

1  surORNOTsur = function(correlations_full, times, number_of_equations){
2  vector_of_corrs = NA
3  for (i in 1:nrow(correlations_full)){
4    for (j in 1:ncol(correlations_full)){
5      if (i < j){
6        vector_of_corrs = c(vector_of_corrs, correlations_full[i, j])
7      }
8    }
9  }
10 vector_of_corrs = vector_of_corrs[-1]
11 test_statistic = (sum(vector_of_corrs^2))*times
12 df = ((number_of_equations)*(number_of_equations-1))/2
13 p_value = 1 - pchisq(test_statistic, df)
14
15 return(list(test_statistic = test_statistic, pvalue = p_value))
16 }
```

la quale prende in input la matrice di correlazione e restituisce una lista con la statistica test e il suo *p-value*. Il test non rifiuta l'ipotesi nulla per nessuna delle cinque variabili dipendenti, quindi si conclude che gli errori sono tra loro correlati e sarebbe preferibile usare lo stimatore SUR.

Come per le analisi precedenti, è necessario verificare che le ipotesi alla base dello stimatore GLS siano rispettate, ovvero che il Teorema di Aitken sia valido (Gardini et al., 2000). Inoltre, per poter fare inferenza in piccoli campioni è necessario che i residui siano distribuiti normalmente.

Tutte le ipotesi sono state opportunamente verificate, pertanto si può procedere all'interpretazione dei coefficienti.

INTERPRETAZIONE DEI RISULTATI

Prima di iniziare con l'interpretazione dei risultati è utile osservare l'andamento e gli ordini di grandezza delle variabili di risposta. Dalla Figura 2.9 si nota facilmente come la mediana delle osservazioni annuali sia circa intorno all'1% per tutti i casi e che il 95-esimo percentile abbia come valore massimo il 3% (nel caso del NII). Questo diventa particolarmente rilevante nell'interpretazione dei coefficienti stimati.

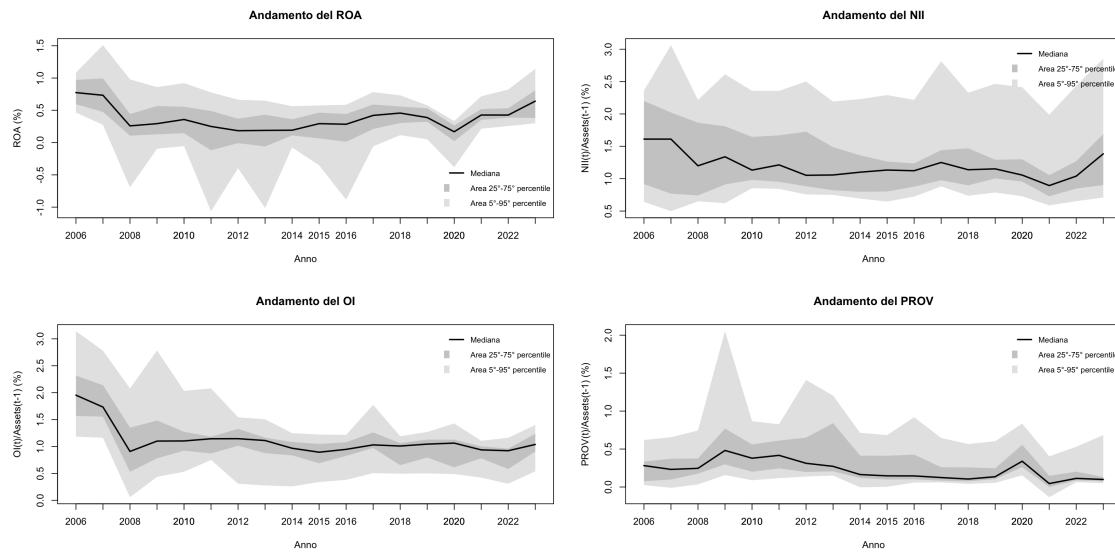


Figura 2.9: Andamento delle componenti di bilancio in aggregato nel periodo 2006-2023

Si riportano di seguito gli R^2 «aggiustati» e i p -value della statistica Test F per i modelli con il ROA. Si noti che R non calcola il Test F per le stimatore SUR, pertanto si farà affidamento soltanto all' R^2 «aggiustato».

Tabella 2.5: R^2 adjusted e p -value del Test F per le stime dei modelli con il ROA

	OLS (con riserve)		OLS (senza riserve)		SUR (con riserve)	SUR (con riserve)
	R2 adj	Test F	R2 adj	Test F	R2 adj	R2 adj
hsbc	0,54023	0,01052 *	0,53628	0,00304 **	0,53108	0,53536
bnp	0,12699	0,26271	0,23533	0,08245 .	0,11813	0,23248
aca	0,70757	0,00085 ***	0,61384	0,00088 ***	0,70267	0,61336
sanx	0,26873	0,11604	0,2107	0,10084	0,25901	0,20899
bar	0,07563	0,33511	0,10352	0,22216	0,04457	0,09771
gle	-0,11547	0,66853	-0,1488	0,84877	-0,135	-0,15162
dbk	0,31445	0,08462 .	0,32333	0,03747 *	0,31164	0,32258
lloy	0,51569	0,01393 *	0,53904	0,00292 **	0,49992	0,53798
isp	0,24692	0,1336	0,21601	0,09662 .	0,23043	0,21131
inga	0,57132	0,00718 **	0,51754	0,00396 **	0,56898	0,51449
ucg	-0,02971	0,51076	0,03157	0,35113	-0,0406	0,00524
nwg	0,71905	0,00067 ***	0,62826	0,00068 ***	0,70565	0,62416
stan	0,58938	0,00567 **	0,63004	0,00066 ***	0,58158	0,62712
bbva	0,61901	0,00375 **	0,54173	0,0028 **	0,61406	0,54126

Innanzitutto, è bene notare come ci sia una certa coerenza tra i valori dell' R^2 e del Test F, ovvero non ci sono situazioni con un alto R^2 e un alto p -value del Test F, bensì ogni qualvolta il Test F non rifiuta l'ipotesi nulla il valore dell' R^2 è basso. Questo supporta l'ipotesi di assenza di multicollinearità.

Da una prima rapida analisi di questi due valori si può affermare che non ci sono differenze importanti nell' R^2 dei modelli stimati con diversi stimatori e diversi controlli. In altre parole, l'inclusione del controllo *dcb* e l'utilizzo dello stimatore SUR non sembrano spiegare maggiormente la variabilità del ROA. Per avere un quadro più completo, si analizzano ora le stime dei singoli coefficienti, riportati di seguito.

Tabella 2.6: Stime dei coefficienti del tasso di interesse per i modelli con il ROA (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)

	OLS (con riserve)	OLS (senza riserve)	SUR (con riserve)	SUR (senza riserve)
hsbc	0,09026 ***	0,09886 ***	0,08606 ** (-0,04753 *)	0,09563 *** (-0,0684 **)
bnp	0,04298	0,04002 *	0,04137 . (-0,10343 *)	0,04331 * (-0,05835 *)
aca	0,02562 .	0,02613 .	0,02211 (0,11241 *)	0,02812
sanx	0,11141 **	0,12888 *	0,10619 .	0,11964 *
bar	0,06431 *	0,05514 *	0,06031 *	0,04967 .
gle	-0,00122	0,00937	-0,00693	0,00559
dbk	0,12445 *	0,11027 **	0,12076 ** (-0,14045 **)	0,10628 ** (-0,07802 *)
lloy	0,10537 .	0,1076 **	0,08917 *	0,10387 **
isp	0,21875 .	0,20699 *	0,19849 *	0,23401 *
inga	0,06977 **	0,06827 *** (-0,08259 ***)	0,06756 * (-0,10627 **)	0,073 * (-0,09541 **)
ucg	0,2487 *	0,21581 *	0,23225 .	0,27016 *
nwg	0,19705 *	0,14539 **	0,1763 *** (-0,33032 ***)	0,14721 ** (-0,34216 ***)
stan	0,10089	0,12727 **	0,10367 *	0,11874 **
bbva	0,16422 ** (0,01668 *)	0,1618 ***	0,15872 *** (0,00956 *)	0,16418 ***

Tabella 2.7: Stime dei coefficienti delle riserve in Banca centrale per i modelli con il ROA (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)

	OLS	SUR
hsbc	-0,01102	-0,01392
bnp	0,0022	0,00143
aca	-0,00079	-0,00177 (-0,28568 **)
sanx	-0,0225	-0,01606 (-0,09017 *)
bar	0,0081	0,00793 .
gle	-0,01364	-0,01674 **
dbk	0,00936	0,01081 ** (-0,41554 **)
lloy	-0,00329	-0,00207 (0,05473 *)
isp	0,03107	0,0181
inga	0,00269	0,00436 (0,27729 ***)
ucg	0,03307	0,03707 **
nwg	0,04 .	0,03567 ***
stan	-0,02842	-0,02628 *
bbva	0,01299 (-0,17018 **)	0,01608 . (-0,15941 ***)

Le stime dei coefficienti, e i loro livelli di significatività, non cambiano considerevolmente se si includono le riserve in Banca centrale o se si utilizza lo stimatore OLS o lo stimatore SUR. Quest'ultimo però stima in diversi casi un impatto significativo dei depositi in Banca centrale, quando invece OLS non lo fa¹³. Coerentemente con le assunzioni teoriche si preferisce quindi fare inferenza utilizzando lo stimatore SUR e includendo le riserve: questo stimatore, nel caso di specie con errori correlati, è più efficiente e i depositi vengono inclusi tra i regressori in quanto coerenti con la domanda di ricerca. Infatti, in questa maniera si può scindere l'effetto diretto che il tasso di interesse ha sulle variabili dipendenti e l'effetto indiretto dovuto a un maggior rendimento delle riserve detenute presso la Banca centrale. Si riportano quindi di seguito gli R^2 adjusted e le stime dei coefficienti per i quattro modelli.

¹³Si sottolinea che le considerazioni teoriche fatte per i modelli con il ROA come variabile dipendente valgono anche per gli altri modelli.

Tabella 2.8: R2 adjusted

	ROA	NII	OI	PROV
hsbc	0,53108	0,84485	0,78725	0,78725
bnp	0,11813	0,49127	0,42944	0,42944
aca	0,70267	0,2734	0,45779	0,45779
sanx	0,25901	0,26944	0,50131	0,50131
bar	0,04457	0,47653	0,30444	0,30444
gle	-0,135	0,82488	0,65723	0,65723
dbk	0,31164	0,33044	0,5528	0,5528
lloy	0,49992	0,31125	0,47872	0,47872
isp	0,23043	0,58606	0,15319	0,15319
inga	0,56898	0,43022	0,88466	0,88466
ucg	-0,0406	0,82611	0,61122	0,61122
nwg	0,70565	0,73891	0,64247	0,64247
stan	0,58158	0,31646	0,81359	0,81359
bbva	0,61406	0,40204	0,74708	0,74708

Tabella 2.9: Stime dei coefficienti del tasso di interesse (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)

	ROA	NII	OI	PROV
hsbc	0.08606 ** (-0.04753 *)	0.08692 ***	0.12301 ***	0.12301 ***
bnp	0.04137 . (-0.10343 *)	-0.07447 **	0.09852 **	0.09852 ** (-0.02895 *)
aca	0.02211 (0.11241 *)	0,00436	0.06154 **	0.06154 **
sanx	0.10619 .	-0,01771	0.05133 *	0.05133 *
bar	0.06031 *	0.03724 **	0.13073 **	0.13073 **
gle	-0,00693	-0.06691 ***	0.37036 *** (-0.05334 *)	0.37036 ***
dbk	0.12076 ** (-0.14045 **)	-0,00421	0.18183 ** (-0.20584 **)	0.18183 ** (-0.21116 ***)
lloy	0.08917 *	0.11537 *	0,14963	0.14963 (-0.38915 *)
isp	0.19849 *	0.38021 ***	0,15304	0,15304

Continua nella prossima pagina

Tabella 2.9: Stime dei coefficienti del tasso di interesse (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali) (continua)

inga	0.06756 * (-0.10627 **)	-0,06357	0.20531 *** (-0.22499 ***)	0.20531 ***
ucg	0.23225 .	0.1559 *** (0.0327 **)	0.12202 *** (-0.06598 **)	0.12202 *** (-0.08982 ***)
nwg	0.1763 *** (-0.33032 ***)	0.12425 ***	0.12561 *** (-0.13732 **)	0.12561 *** (-0.15392 ***)
stan	0.10367 *	0.15202 *	0.10223 ***	0.10223 ***
bbva	0.15872 *** (0.00956 *)	0.11238 **	0.20285 *** (0.00887 **)	0.20285 *** (0.00843 **)

Tabella 2.10: Stime dei coefficienti delle riserve in Banca centrale (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)

	ROA	NII	OI	PROV
hsbc	-0,01392	-0.06187 *** (-0.02249 *)	-0.05501 ***	-0.05501 ***
bnp	0,00143	-0.0163 ** (0.02191 *)	-0.01014 .	-0.01014 .
aca	-0.00177 (-0.28568 **)	-0.01482 ***	0.0098 * (-0.42497 ***)	0.0098 * (-0.42497 ***)
sanx	-0.01606 (-0.09017 *)	0.03973 ***	-0.02548 ***	-0.02548 ***
bar	0.00793 .	-0.00719 *** (0.09275 ***)	-0.01695 *** (0.08136 *)	-0.01695 *** (0.08136 *)
gle	-0.01674 **	0.01578 *** (-0.0168 *)	-0.08843 *** (-0.36859 ***)	-0.08843 *** (-0.36859 ***)
dbk	0.01081 ** (-0.41554 **)	0.01009 *	-0.00919 *	-0.00919 *
lloy	-0.00207 (0.05473 *)	-0.01898 (0.15574 **)	-0.04519 (0.30071 ***)	-0.04519 (0.3459 ***)
isp	0,0181	-0,00562	0,00136	0,00136
inga	0.00436 (0.27729 ***)	0.03247 ***	-0.00948 . (2.04667 ***)	-0.00948 . (2.04667 ***)
ucg	0.03707 **	-0,00268	-0.01193 *** (0.11179 **)	-0.01193 *** (0.11179 **)
nwg	0.03567 ***	0.01347 **	-0.03246 ***	-0.03246 ***

Continua nella prossima pagina

Tabella 2.10: Stime dei coefficienti delle riserve in Banca centrale (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali) (continua)

stan	-0.02628 *	-0,00972	-0.01144 *	-0.01144 *
bbva	0.01608 . (-0.15941 ***)	0.08037 ***	-0.05286 ***	-0.05286 ***

La maggior parte dei modelli ha un R^2 adjusted buono (Tabella 2.8), indice che i modelli spiegano una parte importante della variabilità della variabile dipendente. Allo stesso tempo, anche i coefficienti sono spesso significativi al 5%, lasciando quindi intendere che i tassi di interesse e le riserve in Banca centrale hanno un impatto sui bilanci delle banche considerate.

In periodi normali l'effetto dei tassi sul ROA è nullo per alcuni istituti, ma per altri positivo e di impatto rilevante (Tabella 2.9), considerando un valore mediano del ROA intorno all'1% (Figura 2.9). Se si eccettua BNP Paribas, Crédit Agricole, Banco Santander, Société General e UniCredit, le cui stime non sono statisticamente diverse da 0, i due casi limite sono Barclays, dove un aumento unitario del tasso di interesse provoca un aumento medio del ROA di 6 punti base, e Intesa Sanpaolo, dove invece il ROA aumenta mediamente di quasi 20 punti base in seguito ad un aumento unitario del Tasso Euribor. In periodi di crisi invece la situazione cambia e alcuni istituti prima non esposti alla volatilità dei tassi lo diventano (Crédit Agricole), altri mostrano una relazione inversa (HSBC, BNP, Deutsche Bank, ING Bank e NatWest Group), ovvero all'aumentare dei tassi il ROA diminuisce¹⁴, e altri infine passano da avere un coefficiente positivo ad averne uno prossimo allo 0. Allo stesso tempo, anche le riserve in Banca centrale (Tabella 2.10) risultano significative per alcuni istituti e non significative per altri. Se si esclude dall'analisi Société General (per via del suo R^2 adjusted negativo, indice di scarsa bontà del modello), solamente Deutsche Bank, UniCredit, NatWest Group (con segno positivo) e Standard Chartered (con segno negativo) mostrano un coefficiente significativo, ma dimensioni minori rispetto a quello del tasso di interesse. In periodi di crisi invece il coefficiente è di dimensioni maggiori e prevalentemente negativo, a parte per ING Bank e Lloyds Group.

Il reddito netto da interessi è spiegato in buona parte dalle due variabili indipendenti, ma i risultati sono contrastanti tra le diverse banche. Infatti, una parte di esse (BNP Paribas e Société General) mostrano un coefficiente negativo, un'altra parte non presentano un reddito da interessi esposto alla variabilità dei tassi (Crédit Agricole, Banco Santander, Deutsche Bank, ING Group), mentre le rimanenti mostrano una relazione positiva e di impatto considerevole¹⁵. Inoltre, tutte queste relazioni rimangono inalterate durante gli anni di crisi, ad eccezione di UniCredit, che vede ridursi notevolmente l'esposizione del proprio reddito netto da interessi alla volatilità dei tassi durante il periodo 2008-2012. Le riserve in Banca centrale sono spesso significative, ma con coefficienti minori rispetto ai tassi di interesse e con segni contrastanti, sia in periodi di crisi che non. Si sottolinea infine il singolare caso di Société Générale, la quale riporta un coefficiente del Tasso Euribor negativo, ovvero il reddito netto da interessi diminuisce quando il tasso aumenta.

I tassi di interesse sono inoltre legati, in tempi normali, con una relazione positiva al reddito non da interessi. Infatti, nella maggior parte dei casi il coefficiente è significativo e di dimensioni non trascurabili. All'opposto, le riserve in Banca centrale presentano spesso una relazione inversa con il reddito non da interesse.

¹⁴Si sottolinea che questi coefficienti sono stati stimati con riferimento a solo cinque osservazioni (2008-2012).

¹⁵L'andamento e l'entità del rapporto $\frac{NII_t}{Attivo_{t-1}}$ è simile a quello del ROA descritto sopra (Figura 2.9).

Infine, gli accantonamenti al fondo svalutazione crediti, coerentemente con quanto suggerisce la teoria, presentano un coefficiente positivo. Infatti, all'aumentare dei tassi di interesse è ragionevolmente ipotizzare un aumento dei tassi di default e quindi degli accantonamenti al fondo svalutazione crediti. Allo stesso tempo, le riserve in Banca centrale mostrano una relazione negativa. Anche in questo caso i risultati sono coerenti con le assunzioni teoriche in quanto sembra ragionevole che gli accantonamenti si riducono se le riserve aumentano. In periodi di crisi queste due relazioni o rimangono invariate o cambiano di segno, probabilmente a causa delle diverse politiche di gestione del rischio degli istituti di credito.

Si conclude questa sezione evidenziando come non sia possibile evincere una conclusione unica per tutti gli istituti, ma in generale si può semplicemente affermare che la variabilità dei tassi di interesse e delle riserve in Banca centrale spiegano una parte della variabilità della profittabilità e delle componenti di bilancio delle banche considerate.

2.2.2 MODELLO CON I CORSI AZIONARI

DESCRIZIONE DEL MODELLO

Successivamente, un ultimo modello econometrico è stato stimato per indagare la relazione che intercorre tra i prezzi delle azioni delle banche e i tassi di interesse. A tal fine sono stati utilizzati dati mensili, sempre con riferimento allo stesso intervallo temporale (2006-2023), ottenendo così un campione di dimensioni maggiori (216). Si è iniziato a lavorare sul seguente modello econometrico

$$prezzo_t = \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_2 mkt_t + u_t \quad (2.10)$$

dove

- l'indice $t = 1, \dots, 216$ indica i mesi, con $t = 1$ che corrisponde al gennaio del 2006;
- con $prezzo_t$ si indica il prezzo medio mensile al periodo t rilevato sulla borsa della nazione in cui la banca in questione ha la sede legale;
- con i_t si intende il tasso di interesse su base mensile, calcolato come media semplice delle osservazioni giornaliere;
- con mkt_t ci si riferisce al valore medio mensile dell'indice di mercato della borsa della nazione in cui la banca in questione ha la sede legale;
- u_t è il termine di errore.

Si è deciso di non includere altre variabili di controllo indicative dell'andamento macroeconomico al fine di evitare problemi di multicollinearità in quanto queste sono (potenzialmente) correlate con l'indice di mercato.

Come è risaputo però, i prezzi azionari sono un classico esempio di processo non stazionario. Infatti, sia i test di (non) stazionarietà che l'analisi della funzione di autocorrelazione mostrano risultati chiari a supporto della non stazionarietà del processo. Un risultato identico si ottiene per gli indici di mercato e per i tassi di interesse mensili¹⁶.

¹⁶Si sottolinea che in questo caso i tassi di interesse considerati sono mensili e non annuali, come nei modelli precedenti. Non c'è quindi nessuna contraddizione con quanto affermato sopra.

Testare per la stazionarietà del DGP non è un vezzo statistico, ma è necessario per individuare il corretto stimatore: se i dati sono stazionari, lo stimatore OLS è corretto e consistente, altrimenti no. A questa proposizione c'è però un'eccezione di «divertimento statistico» (Cochrane, 1997)¹⁷: se i processi sono non stazionari ma cointegrati, allora OLS è super-consistente, ovvero al crescere della dimensione campionaria lo stimatore OLS converge più velocemente al suo vero valore. Per verificare la presenza o meno di questa condizione è stato utilizzato il Test di Engle-Granger¹⁸, il quale ha però rigettato l'ipotesi di cointegrazione.

A questo punto si è quindi scelto di stimare, con OLS e con SUR, il modello sui logaritmi delle differenze prime, i cui processi sono tutti stazionari. Dopo un rapido confronto, sulla falsa-riga di quello precedente, si è scelto di utilizzare lo stimatore SUR. Invece, la scelta di usare i logaritmi delle differenze prime e non le differenze prime stesse è dovuta semplicemente ad una maggiore facilità di interpretazione dei coefficienti, dato che i logaritmi delle differenze prime sono un'ottima approssimazione delle variazioni percentuali. In formula:

$$\log(p_{t+1}) - \log(p_t) = \beta_0 + \beta_1(\log(i_{t+1}) - \log(i_t)) + \beta_2(\log(mkt_{t+1}) - \log(mkt_t)) + u_t \quad (2.11)$$

STIMA DEI MODELLI

TEST SULLE ASSUNZIONI DELLO STIMATORE SUR Come fatto in precedenza, sono state verificate le assunzioni alla base dello stimatore, concludendo che la forma funzionale è corretta¹⁹, le ipotesi di esogeneità e assenza di multicollinearità sono verificate e non sono presenti *break* strutturali. È necessario invece commentare attentamente i test che saggiavano la normalità dei residui²⁰.

Tabella 2.11: *p-value* dei test di normalità, curtosi e asimmetria per i residui del modello con i rendimenti delle azioni

	Shapiro-Wilk	Jarque-Bera	Curtosi	Asimmetria
hsbc	0,41509	0,07752 .	3,56703	0,22774
bnp	0 ***	0 ***	7,17792	-0,84804
aca	0,00241 **	0 ***	4,79163	0,11992
sanx	0,00015 ***	0 ***	4,79127	-0,22168
bar	0 ***	0 ***	10,33193	1,06853
gle	0,23395	0,10753	3,31668	-0,30483
dbk	0,00632 **	0 ***	4,66766	-0,01307
lloy	0 ***	0 ***	8,12399	-0,60783
isp	0,04224 *	0,00167 **	4,15581	0,00488

Continua nella prossima pagina

¹⁷«An example of the statistical fun is that estimates of cointegrating vectors are superconsistent» (Cochrane, 1997).

¹⁸Non è stato calcolato il Test di Johansen in quanto non si è interessati allo studio del verso della relazione. Si ricorda l'ipotesi iniziale di prendere le condizioni macroeconomiche come date (paragrafo 2.2).

¹⁹Il Test RESET rifiuta l'ipotesi nulla sono in quattro casi, ma due di questi mostrano che i residui sono autocorrelati, quindi il Test RESET non è robusto (Leung & Yu, 2001).

²⁰Essendo che lo stimatore SUR appartiene alla classe degli stimatore GLS non è necessario testare per l'omoschedasticità degli errori (Gardini et al., 2000).

Tabella 2.11: *p-value* dei test di normalità, curtosi e asimmetria per i residui del modello con i rendimenti delle azioni (continua)

inga	0 ***	0 ***	8,99587	-0,84149
ucg	0,02465 *	0,06026 .	3,73024	-0,10132
nwg	0 ***	0 ***	14,26407	-1,84404
stan	0,00051 ***	0 ***	5,13222	0,29899
bbva	0,00093 ***	0 ***	4,39629	0,44883

L'ipotesi di normalità è fortemente rigettata da entrambi i test in tutti i casi. Ciò è anche confermato dall'analisi dei QQ-Plot e dalla distribuzione dei residui. Essendo però che il campione è abbastanza grande è comunque possibile fare inferenza grazie al Teorema del Limite Centrale e alla consistenza dello stimatore²¹.

INTERPRETAZIONE DEI RISULTATI

Seguendo il filo conduttore della sezione precedente, si riportano i valori dell' R^2 adjusted e le stime dei coefficienti.

Tabella 2.12: R^2 adjusted e coefficienti del modello con i rendimenti azionari

	R2 adj	Differenza percentuale dei tassi di interesse	Rendimento di mercato
hsbc	0,26091	0.06529 **	0.69191 ***
bnp	0,57991	-0,00154	1.26531 ***
aca	0,56721	-0,00312	1.43363 ***
sanx	0,75604	-0,00307	1.24538 ***
bar	0,23249	0,01336	1.15276 ***
gle	0,61422	-0,00221	1.5914 ***
dbk	0,43424	0,00103	1.11351 ***
lloy	0,16216	0.08222 *	0.79365 ***
isp	0,73566	-0,00698	1.28597 ***
inga	0,55257	-0.01212 .	1.61812 ***
ucg	0,75522	0,00454	1.58417 ***
nwg	0,26365	0,05478	1.55872 ***
stan	0,2965	0,04721	1.14674 ***
bbva	0,78404	0,00322	1.33646 ***

Appare subito evidente come tutti i modelli siano in grado di spiegare una buona parte della variabilità del rendimento delle azioni. Il modello che performa peggio è quello riferito a Lloyds

²¹Per una verifica empirica si veda la simulazione all'Appendice A.4 condotta su un campione di 216 osservazioni, come nell'analisi in questione.

Banking Group, il quale ha comunque un R^2 adjusted di 0,16, non basso per un'analisi empirica di questo tipo. Allo stesso tempo, come è ragionevole aspettarsi, il rendimento delle azioni è spiegato per la maggior parte dal rendimento dell'indice di mercato. Infatti, il tasso di interesse è significativo solo nel caso di HSCB e Lloyds Group. Nello specifico, per ogni aumento di 100 punti base del tasso di interesse (mensile), il rendimento (mensile) di HSBC aumenta in media di 6,5 punti base, mentre quello di Lloyds di 8 punti base. Se l'impatto abbia una magnitudo considerevole o no dipende dal livello del rendimento, il quale però è abbastanza volatile (Figura 2.10).

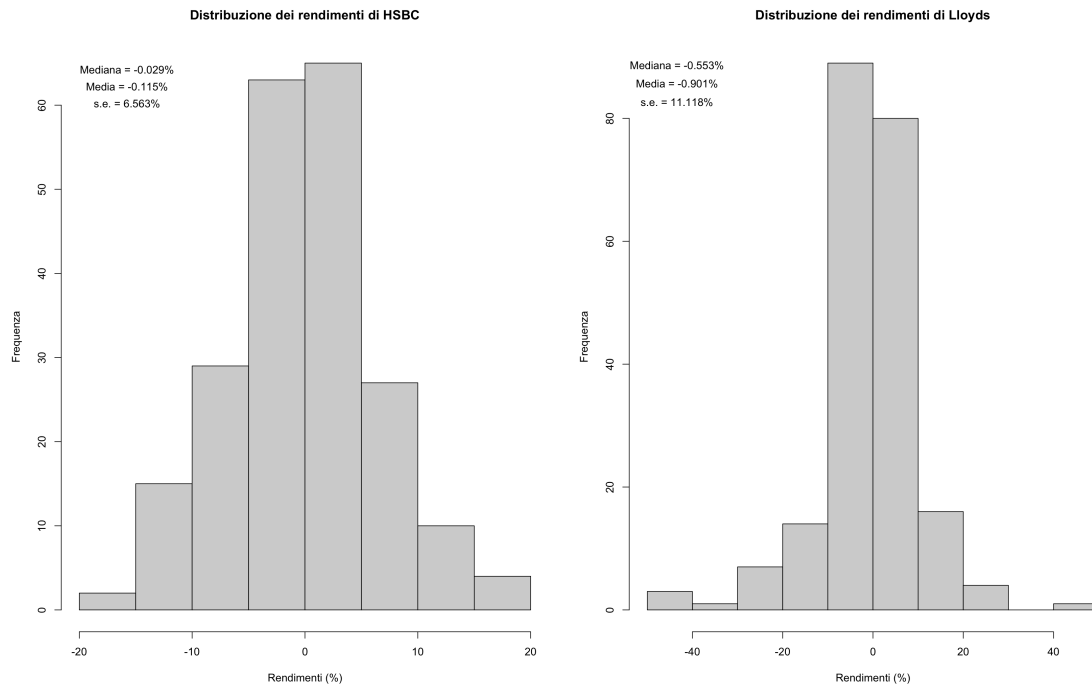


Figura 2.10: Distribuzione dei rendimenti di HSCB e di Lloyds Banking Group

2.3 PUNTI DI DEBOLEZZA DELL'ANALISI

Il punto di debolezza principale dell'analisi riguarda la ridotta dimensione campionaria che si è stati costretti ad utilizzare per i modelli con i dati di bilancio. Il periodo considerato è sufficiente per considerare sia periodi a tassi medio-alti, che periodi con tassi bassi, ma il ridotto numero di osservazioni non ha permesso di inserire un numero maggiore di variabili esplicative. Ad esempio, con una dimensione campionaria maggiore, si sarebbe potuto introdurre il tasso di «*Non Performing Loans*» (NPL) o la pendenza della curva dei rendimenti, intesa come *proxy* delle aspettative.

Inoltre, dato che oggi i sistemi finanziari sono integrati globalmente, potrebbe essere interessante includere nel modello un tasso di interesse ponderato per l'esposizione di ogni banca nei vari Paesi. Questo purtroppo non è stato possibile farlo per la mancanza di un dato puntuale sull'esposizione internazionale dei singoli istituti, ma potrebbe essere oggetto di analisi future.

Infine, è bene sottolineare che i principi contabili internazionali (IFRS) permettono la contabilizzazione di alcuni fenomeni contabili secondo metodi diversi che possono portare a una diversa rappresentazione del patrimonio societario. È però ragionevole supporre che tutte le società considerate, essendo quotate nei principali mercati mondiali, adottino i principi che massimizzano il

loro patrimonio, al fine di risultare più solide agli occhi dei propri investitori. Questo dovrebbe ridurre al minimo le differenze patrimoniali legate a un diverso utilizzo dei principi contabili.

CONCLUSIONI

Lo scopo del presente lavoro di tesi è stato quello di verificare, sulla base di alcune risultanti empiriche, l'impatto che i tassi di interesse hanno sul settore bancario. A tale riguardo, dopo aver brevemente spiegato i meccanismi alla base della politica monetaria e delle politiche di copertura (Capitolo 1), si è proceduto alla verifica empirica del fenomeno (Capitolo 2).

È emerso che sia i tassi di interesse, che le riserve in Banca centrale aiutino a spiegare la variabilità della profittabilità e delle componenti di bilancio delle 14 banche più capitalizzate d'Europa. In particolare, la relazione dei tassi di interesse con le componenti di bilancio è spesso positiva, ad indicare il fatto che un aumento dei tassi di interesse ha un effetto benefico sulle componenti di reddito, ma provoca anche un aumento degli accantonamenti al fondo svalutazione crediti. In generale però, data la relazione positiva tra ROA e tassi di interesse si può concludere che il settore bancario beneficia complessivamente di un aumento dei tassi di interesse. Le differenze nell'entità dei coefficienti tra le banche è da attribuire a diverse politiche di gestione del rischio tra le banche stesse.

La variabilità delle componenti di bilancio è spiegata anche dalla variabilità delle riserve in Banca centrale, le quali però presentano una relazione di più difficile interpretazione: raramente aiutano a spiegare la profittabilità delle banche, hanno un impatto negativo sia sul reddito non da interessi, che sugli accantonamenti al fondo svalutazione crediti, ma un impatto positivo sul reddito netto da interessi per alcuni istituti e negativo per altri, probabilmente a causa di scelta diverse di gestione della liquidità.

Infine, se si eccettua il caso di HSBC e di Lloyds, non c'è sufficiente evidenza empirica per affermare che il rendimento delle azioni delle banche considerate sia spiegato dalla variabilità del tasso di interesse.

APPENDICE A

CODICE IN R DELLE SIMULAZIONI MONTE CARLO

A.1 TEST DI STAZIONARIETÀ IN PICCOLI CAMPIONI

```
1 last_time = Sys.time() # Tempo a inizio ciclo
2 time_elapsed = 0
3 intervallo = 15 # secondi che passano tra una stampa e l'altra per sapere
  dove sono nel ciclo
4
5 set.seed(226091)
6 obs = 18 # Numero di osservazioni
7 reps = 1000000 # Numero di simulazioni
8
9 # Matrici in cui salvo i pvalue dei test
10 results_02 = matrix(c(0,0), reps, 3)
11 results_05 = matrix(c(0,0), reps, 3)
12 results_08 = matrix(c(0,0), reps, 3)
13 results_095 = matrix(c(0,0), reps, 3)
14 results_1 = matrix(c(0,0), reps, 3)
15 colnames(results_02) = c("kpss - phi=0.2", "pp - phi=0.2", "adf - phi=0.2")
16 colnames(results_05) = c("kpss - phi=0.5", "pp - phi=0.5", "adf - phi=0.5")
17 colnames(results_08) = c("kpss - phi=0.8", "pp - phi=0.8", "adf - phi=0.8")
18 colnames(results_095) = c("kpss - phi=0.95", "pp - phi=0.95", "adf -
  phi=0.95")
19 colnames(results_1) = c("kpss - phi=01", "pp - phi=1", "adf - phi=1")
20 rownames(results_02) = c(1:reps)
21 rownames(results_05) = c(1:reps)
22 rownames(results_08) = c(1:reps)
23 rownames(results_095) = c(1:reps)
24 rownames(results_1) = c(1:reps)
25
26 rifiuti_02 = matrix(c(0,0), reps, 3)
27 rifiuti_05 = matrix(c(0,0), reps, 3)
28 rifiuti_08 = matrix(c(0,0), reps, 3)
29 rifiuti_095 = matrix(c(0,0), reps, 3)
```

```

30 rifiuti_1 = matrix(c(0,0), reps, 3)
31 colnames(rifiuti_02) = c("kpss - phi=0.2", "pp - phi=0.2", "adf - phi=0.2")
32 colnames(rifiuti_05) = c("kpss - phi=0.5", "pp - phi=0.5", "adf - phi=0.5")
33 colnames(rifiuti_08) = c("kpss - phi=0.8", "pp - phi=0.8", "adf - phi=0.8")
34 colnames(rifiuti_095) = c("kpss - phi=0.95", "pp - phi=0.95", "adf -
    phi=0.95")
35 colnames(rifiuti_1) = c("kpss - phi=1", "pp - phi=1", "adf - phi=1")
36 rownames(rifiuti_02) = c(1:reps)
37 rownames(rifiuti_05) = c(1:reps)
38 rownames(rifiuti_08) = c(1:reps)
39 rownames(rifiuti_095) = c(1:reps)
40 rownames(rifiuti_1) = c(1:reps)
41
42 # Livello di significativita'
43 alpha = 0.05
44
45 for (i in 1:reps){
46 # Simulazioni dei processi stazionari
47 ar_02 = arima.sim(list(order = c(1,0,0), ar = 0.2), n = obs)
48 ar_05 = arima.sim(list(order = c(1,0,0), ar = 0.5), n = obs)
49 ar_08 = arima.sim(list(order = c(1,0,0), ar = 0.8), n = obs)
50 ar_095 = arima.sim(list(order = c(1,0,0), ar = 0.95), n = obs)
51 # Simulazioni di un processo non stazionario
52 rw = 5 + cumsum(rnorm(obs, mean = 0, sd = 1))
53
54 # Stima dei test
55 results_02[i, 1] = as.numeric(kpss.test(ar_02)[3])
    # pvalue di kpss
56 results_02[i, 2] = as.numeric(pp.test(ar_02)[4])
    # pvalue di pp
57 results_02[i, 3] = as.numeric(adf.test(ar_02)[4])
    # pvalue di adf
58
59 # Verifica dei p-value
60 # Se e' minore di 0.05 allora aggiunte alla matrice rifiuti 1, altrimenti
    lascia 0
61 j = 0
62 for (j in 1:3){
63   if(results_02[i, j] < 0.05){
64     rifiuti_02[i, j] = 1
65   }
66 }
67
68 # Stima dei test
69 results_05[i, 1] = as.numeric(kpss.test(ar_05)[3]) # pvalue di kpss
70 results_05[i, 2] = as.numeric(pp.test(ar_05)[4]) # pvalue di pp
71 results_05[i, 3] = as.numeric(adf.test(ar_05)[4]) # pvalue di adf
72
73 # Verifica dei p-value

```

```
74 # Se e' minore di 0.05 allora aggiunte alla matrice rifiuti 1, altrimenti
    lascia 0
75 j = 0
76 for (j in 1:3){
77   if(results_05[i, j] < 0.05){
78     rifiuti_05[i, j] = 1
79   }
80 }
81
82 # Stima dei test
83 results_08[i, 1] = as.numeric(kpss.test(ar_08)[3]) # pvalue di kpss
84 results_08[i, 2] = as.numeric(pp.test(ar_08)[4]) # pvalue di pp
85 results_08[i, 3] = as.numeric(adf.test(ar_08)[4]) # pvalue di adf
86
87 # Verifica dei p-value
88 # Se e' minore di 0.05 allora aggiunte alla matrice rifiuti 1, altrimenti
    lascia 0
89 j = 0
90 for (j in 1:3){
91   if(results_08[i, j] < 0.05){
92     rifiuti_08[i, j] = 1
93   }
94 }
95
96 # Stima dei test
97 results_095[i, 1] = as.numeric(kpss.test(ar_095)[3]) # pvalue di kpss
98 results_095[i, 2] = as.numeric(pp.test(ar_095)[4]) # pvalue di pp
99 results_095[i, 3] = as.numeric(adf.test(ar_095)[4]) # pvalue di adf
100
101 # Verifica dei p-value
102 # Se e' minore di 0.05 allora aggiunte alla matrice rifiuti 1, altrimenti
    lascia 0
103 j = 0
104 for (j in 1:3){
105   if(results_095[i, j] < 0.05){
106     rifiuti_095[i, j] = 1
107   }
108 }
109
110 # Stima dei test
111 results_1[i, 1] = as.numeric(kpss.test(rw)[3]) # pvalue di kpss
112 results_1[i, 2] = as.numeric(pp.test(rw)[4]) # pvalue di pp
113 results_1[i, 3] = as.numeric(adf.test(rw)[4]) # pvalue di adf
114
115 # Verifica dei p-value
116 # Se e' minore di 0.05 allora aggiunte alla matrice rifiuti 1, altrimenti
    lascia 0
117 j = 0
118 for (j in 1:3){
```

```
119   if(results_1[i, j] < 0.05){
120     rifiuti_1[i, j] = 1
121   }
122 }
123
124 # Aggiungo delle istruzioni per sapere a che punto sono nel ciclo visto
    che probabilmente
125 # ci mettera' un po' a simulare su grandi campioni
126 # Tempo trascorso
127 current_time = Sys.time()
128 time_elapsed = as.numeric(difftime(current_time, last_time, units =
    "secs"))
129
130 # Se e' passato piu' di 10 secondi dall'ultima stampa, stampiamo
131 if (time_elapsed >= intervallo) {
132   # Stampa il messaggio e aggiorna l'ultimo tempo di stampa
133   cat("Sono passati", round(as.numeric(difftime(current_time, last_time,
    units = "secs")), 1), "secondi e sono alla simulazione numero:", i,
    "\n")
134   last_time = current_time # Aggiorna l'ultimo tempo di stampa
135 }
136 }
137
138 # Percentuale di rifiuti
139 # Matrice riassuntiva
140 powers = matrix(c(0,0), 5, 3)
141 colnames(powers) = c("kpss", "pp", "adf")
142 rownames(powers) = c("phi = 0.2", "phi = 0.5", "phi = 0.8", "phi = 0.95",
    "phi = 1")
143 # AR(1) con phi = 0.2
144 powers[1,1] = (sum(rifiuti_02[, 1]))/reps
145 powers[1,2] = sum(rifiuti_02[, 2])/reps
146 powers[1,3] = sum(rifiuti_02[, 3])/reps
147 # AR(1) con phi = 0.5
148 powers[2,1] = (sum(rifiuti_05[, 1]))/reps
149 powers[2,2] = sum(rifiuti_05[, 2])/reps
150 powers[2,3] = sum(rifiuti_05[, 3])/reps
151 # AR(1) con phi = 0,8
152 powers[3,1] = (sum(rifiuti_08[, 1]))/reps
153 powers[3,2] = sum(rifiuti_08[, 2])/reps
154 powers[3,3] = sum(rifiuti_08[, 3])/reps
155 # AR(1) con phi = 0.95
156 powers[4,1] = (sum(rifiuti_095[, 1]))/reps
157 powers[4,2] = sum(rifiuti_095[, 2])/reps
158 powers[4,3] = sum(rifiuti_095[, 3])/reps
159 # Random walk
160 powers[5,1] = (sum(rifiuti_1[, 1]))/reps
161 powers[5,2] = sum(rifiuti_1[, 2])/reps
162 powers[5,3] = sum(rifiuti_1[, 3])/reps
```

```
163 # Riassunto
164 print(powers)
165
166 # Rappresentazione grafica
167 par(mfrow = c(2,2))
168 # KPSS
169 plot(ts(powers[, "kpss"], start = 1), type = "l", xaxt = "n", xlab = "",
      main = "Rifiuti di KPSS",
170      ylab = "Percentuale di rifiuto")
171 axis(1, at = c(1:5), labels = c("phi = 0.2", "phi = 0.5", "phi = 0.8",
      "phi = 0.95", "phi = 1"), las = 2)
172 points(1:5, powers[, "kpss"], pch = 1, col = "black", cex = 1)
173 # PP
174 plot(ts(powers[, "pp"], start = 1), type = "l", xaxt = "n", xlab = "",
      main = "Rifiuti di PP",
175      ylab = "Percentuale di rifiuto")
176 axis(1, at = c(1:5), labels = c("phi = 0.2", "phi = 0.5", "phi = 0.8",
      "phi = 0.95", "phi = 1"), las = 2)
177 points(1:5, powers[, "pp"], pch = 1, col = "black", cex = 1)
178 # ADF
179 plot(ts(powers[, "adf"], start = 1), type = "l", xaxt = "n", xlab = "",
      main = "Rifiuti di ADF",
180      ylab = "Percentuale di rifiuto")
181 axis(1, at = c(1:5), labels = c("phi = 0.2", "phi = 0.5", "phi = 0.8",
      "phi = 0.95", "phi = 1"), las = 2)
182 points(1:5, powers[, "adf"], pch = 1, col = "black", cex = 1)
183 par(mfrow = c(1,1))
184
185 write.csv(powers, file = "Results/Simulazione sui test di (non)
      stazionarieta.csv")
```

A.2 TEST DI NORMALITÀ IN PICCOLI CAMPIONI

```
1  obs = 18
2  N = 10^6
3
4  rifiuti_normale_jb = 0; rifiuti_normale_sw = 0
5  rifiuti_NONnormale_jb = 0; rifiuti_NONnormale_sw = 0
6
7  for (i in 1:N){
8    processo_normale = rnorm(obs)
9    processo_NONnormale = runif(obs)
10
11    # Test di normalita' per un processo normale
12    if (as.numeric(shapiro.test(processo_normale)[2]) < 0.05){
13      rifiuti_normale_sw = rifiuti_normale_sw + 1
14    }
15
16    if (as.numeric(jarque.bera.test(processo_normale)[3]) < 0.05){
17      rifiuti_normale_jb = rifiuti_normale_jb + 1
18    }
19
20    # Test di normalita' per un processo non normale
21    if (as.numeric(shapiro.test(processo_NONnormale)[2]) < 0.05){
22      rifiuti_NONnormale_sw = rifiuti_NONnormale_sw + 1
23    }
24
25    if (as.numeric(jarque.bera.test(processo_NONnormale)[3]) < 0.05){
26      rifiuti_NONnormale_jb = rifiuti_NONnormale_jb + 1
27    }
28  }
29  rifiuti_summary = cbind(I((rifiuti_normale_sw/N)*100),
30    I((rifiuti_normale_jb/N)*100),
31    I((rifiuti_NONnormale_sw/N)*100),
32    I((rifiuti_NONnormale_jb/N)*100))
33
34  result = matrix(rifiuti_summary, nrow = 1, ncol = 4)
35  colnames(result) = c("SW - normale", "JB - normale", "SW - Non normale",
36    "JB - Non normale")
37
38  write.csv(result, "Results/Simulazioni/Test di normalita'.csv")
```

A.3 TEST DI OMOSCHEDASTICITÀ IN PICCOLI CAMPIONI

```

1  last_time = Sys.time() # Tempo a inizio ciclo
2  time_elapsed = 0
3  intervallo = 15 # secondi che passano tra una stampa e l'altra per
   sapere dove sono nel ciclo
4
5  obs = 18          # Numero di osservazioni
6  rep = 1000000 # Ripetizioni
7
8  # Matrici dove andro a salvare i risultati
9  homoskedasticity_result = matrix(NA, rep, 5)
10 rownames(homoskedasticity_result) = 1:rep
11 colnames(homoskedasticity_result) = c("Goldfeld-Quandt", "White",
   "s.e. OLS", "s.e. White", "Differenza % tra s.e.")
12
13 eteroskedasticity_result = matrix(NA, rep, 5)
14 rownames(eteroskedasticity_result) = 1:rep
15 colnames(eteroskedasticity_result) = c("Goldfeld-Quandt", "White",
   "s.e. OLS", "s.e. White", "Differenza % tra s.e.")
16
17 # NB: con differenza intendo (s.e. White - s.e. OLS)/(s.e. OLS),
   quindi quanto sono grandi/piccoli
18 # gli s.e. di White rispetto a quelli stimati con OLS
19
20 for (i in 1:rep){
21   # Simulazione dei due processi
22   x = runif(obs, 2, 10)
23   y_omo = 10*x + 2*rnorm(obs)
24   y_et = 7*x + rnorm(obs)*(x)
25
26   # OMOSCHEDASTICITA'
27   omo = lm(y_omo ~ x)
28   gq_omo = as.numeric(gqtest(omo)[5])
29   white_omo = as.numeric(white_test(omo)[2])
30
31   if(gq_omo < 0.05){
32     homoskedasticity_result[i, 1] = 1
33   } else{
34     homoskedasticity_result[i, 1] = 0
35   }
36
37   if(white_omo < 0.05){
38     homoskedasticity_result[i, 2] = 1
39   } else{
40     homoskedasticity_result[i, 2] = 0
41   }
42 }

```



```

43     # s.e. OLS
44     ols_se_omo = coefficients(summary(omo))[4]
45     homoskedasticity_result[i, 3] = ols_se_omo
46     # s.e. di White
47     robust_se_omo = coeftest(omo, vcov = vcovHC(omo, type = "HC3"))[4]
48     homoskedasticity_result[i, 4] = robust_se_omo
49     # Differenze
50     diff_se_omo = ((robust_se_omo - ols_se_omo)/(ols_se_omo))*100
51     homoskedasticity_result[i, 5] = diff_se_omo
52
53
54     # ETEROSCHEDASTICITA'
55     etero = lm(y_et ~ x)
56     gq_etero = as.numeric(gqtest(etero)[5])
57     white_etero = as.numeric(white_test(etero)[2])
58
59     if(gq_etero < 0.05){
60         eteroskedasticity_result[i, 1] = 1
61     } else{
62         eteroskedasticity_result[i, 1] = 0
63     }
64
65     if(white_etero < 0.05){
66         eteroskedasticity_result[i, 2] = 1
67     } else{
68         eteroskedasticity_result[i, 2] = 0
69     }
70
71     # s.e. OLS
72     ols_se_etero = coefficients(summary(etero))[4]
73     eteroskedasticity_result[i, 3] = ols_se_etero
74     # s.e. di White
75     robust_se_etero = coeftest(etero, vcov = vcovHC(etero, type =
76         "HC3"))[4]
77     eteroskedasticity_result[i, 4] = robust_se_etero
78     # Differenze
79     diff_se_etero = ((robust_se_etero - ols_se_etero)/(ols_se_etero))*100
80     eteroskedasticity_result[i, 5] = diff_se_etero
81
82     # Aggiungo delle istruzioni per sapere a che punto sono nel ciclo
83     visto che probabilmente
84     # ci mettera' un po' a simulare su grandi campioni
85     current_time = Sys.time() # Tempo corrente
86     time_elapsed = as.numeric(difftime(current_time, last_time, units =
87         "secs")) # Tempo trascorso in secondi
88
89     # Se e' passato piu' di 10 secondi dall'ultima stampa, stampiamo
90     if (time_elapsed >= intervallo) {
91         # Stampa il messaggio e aggiorna l'ultimo tempo di stampa

```

```
89         cat("Sono passati", round(as.numeric(difftime(current_time,
          last_time, units = "secs")), 1), "secondi e sono alla
          simulazione numero:", i, "\n")
90     last_time = current_time # Aggiorna l'ultimo tempo di stampa
91 }
92 }
93
94 # Percentuale di rifiuti
95 # Matrice riassuntiva
96 rifiuti = matrix(c(0,0), 2, 2)
97 colnames(rifiuti) = c("Goldfeld-Quandt", "White")
98 rownames(rifiuti) = c("Omoschedasticita'", "Eteroschedasticita'")
99
100 rifiuti[1,1] = sum(homoskedasticity_result[,1])/rep
101 rifiuti[1,2] = sum(homoskedasticity_result[,2])/rep
102
103 rifiuti[2,1] = sum(eteroskedasticity_result[,1])/rep
104 rifiuti[2,2] = sum(eteroskedasticity_result[,2])/rep
105
106 write.csv(rifiuti, "Results/Risultati simulazione
    omo-eteroschedasticita.csv")
107 write.csv(homoskedasticity_result, "Results/Risultati
    omoschedasticita.csv")
108 write.csv(eteroskedasticity_result, "Results/Risultati
    eteroschedasticita.csv")
```

A.4 DISTRIBUZIONE DELLA STIMA DEI COEFFICIENTI SUR IN UN CAMPIONE MEDIO-GRANDE

```
1  {
2    reps = 10^6
3    obs = 216
4    betas1 = NULL; betas2 = NULL
5
6    x1_pop = rnorm(10^6)
7    x2_pop = rnorm(10^6)
8
9    # Errori non normali e correlati tra loro (uso il SUR)
10   for (i in 1:reps){
11     x1 = sample(x1_pop, obs)
12     x2 = sample(x2_pop, obs)
13     e1 = runif(obs)
14     e2 = e1 + 0.5*runif(obs)
15     y1 = 2*x1 + 1.5*e1
16     y2 = 2*x2 + 1.5*e2
17     data = data.frame(y1, y2, x1, x2)
18
19     eq1 = y1 ~ x1
20     eq2 = y2 ~ x2
21     eqs = list(eq1 = eq1, eq2 = eq2)
22
23     fit = systemfit(eqs, method = "SUR", data = data)
24     betas1[i] = coef(fit)[2]
25     betas2[i] = coef(fit)[4]
26
27     # Aggiungo delle istruzioni per sapere a che punto sono nel ciclo
28     visto che probabilmente
29     # ci mettera' un po' a simulare su grandi campioni
30     current_time = Sys.time() # Tempo corrente
31     time_elapsed = as.numeric(difftime(current_time, last_time, units
32     = "secs")) # Tempo trascorso in secondi
33
34     # Se sono passati piu' di 10 secondi dall'ultima stampa, stampiamo
35     if (time_elapsed >= intervallo) {
36       # Stampa il messaggio e aggiorna l'ultimo tempo di stampa
37       cat("Sono passati", round(as.numeric(difftime(current_time,
38       last_time, units = "secs")), 1), "secondi e sono alla
39       simulazione numero:", i, "\n")
40       last_time = current_time # Aggiorna l'ultimo tempo di stampa
41     }
42   }
43 }
44
45 write.csv(betas1, "Results/Simulazioni/Betas1_n216.csv")
46 write.csv(betas2, "Results/Simulazioni/Betas2_n216.csv")
```

```
41     }
42
43     betas1 = (read.csv("Results/Simulazioni/Betas1_n216.csv"))[, "x"]
44     betas2 = (read.csv("Results/Simulazioni/Betas2_n216.csv"))[, "x"]
45
46     par(mfrow = c(1,2))
47     hist(betas1, main = "Betas - eq1")
48     hist(betas2, main = "Betas - eq2")
49     par(mfrow = c(1,1))
50
51     kurtosis(betas1)
52     skewness(betas1)
53     kurtosis(betas2)
54     skewness(betas2)
```

BIBLIOGRAFIA

- Alessandri, P., & Nelson, B. D. (2015). Simple banking: profitability and the yield curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(1), 143–175.
- Altavilla, C., Boucinha, M., & Peydró, J.-L. (2017). *Monetary Policy and Bank Profitability in a Low Interest Rate Environment* (rapp. tecn. N. 2105). European Central Bank.
- Bagliano, F. C., & Marotta, G. (2010). *Economia monetaria*. Il Mulino.
- Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S., & Posen, A. S. (2001). *Inflation Targeting: Lessons From The International Experience*. Princeton University Press.
- Blanchard, O., Amighini, A., & Giavazzi, F. (2020). *Macroeconomia. Una prospettiva europea*. Il Mulino.
- Borio, C., Gambacorta, L., & Hofmann, B. (2017). The influence of monetary policy on bank profitability. *International Finance*.
- Cinelli, C., Forney, A., & Pearl, J. (2022). A crash course in good and bad controls. *Sociological Methods & Research*, 00491241221099552.
- Cochrane, J. H. (1997). Time Series for Macroeconomics and Finance [Revised with additional pictures in 2005]. https://static1.squarespace.com/static/5e6033a4ea02d801f37e15bb/t/5eea91f725f16202da96235d/1592431098027/time_series_book.pdf
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427–431.
- Fabrizi, P. L. (2021). *Economia del mercato mobiliare*. Egea.
- Flannery, M. J. (1981). Market Interest Rates and Commercial Bank Profitability: An Empirical Investigation. *The Journal of Finance*.
- Flannery, M. J. (1983). Interest rates and bank profitability: Additional Evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking*.
- Gaffeo, E., Mittone, L., Tamborini, R., et al. (2015). *Introduzione all'economia*. Zanichelli.
- Gardini, A., Cavaliere, G., Costa, M., Fanelli, L., & Paruolo, P. (2000). *Econometria. Volume primo*. Franco Angeli.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111–120.
- Greene, W. H. (2017). *Econometric Analysis* (8th). Pearson.
- Griffiths, W. E., Hill, R. C., & Judge, G. G. (1993). *Learning and Practicing Econometrics*. Wiley.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251–1271.
- Henningsen, A., & Hamann, J. D. (2023). Estimating Systems of Simultaneous Equations. <https://cran.r-project.org/package=systemfit>
- Hothorn, T., Zeileis, A., Farebrother, R. W., Cummins, C., Millo, G., & Mitchell, D. (2022). Package 'lmtest': Testing Linear Regression Models. <https://cran.r-project.org/package=lmtest>

- Khang, C. (1983). A dynamic global portfolio immunization strategy in the world of multiple interest rate changes: A dynamic immunization and minimax theorem. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18(3), 355–363.
- Komsta, L., & Novomestky, F. (2015). Moments, Cumulants, Skewness, Kurtosis and Related Tests. <https://cran.r-project.org/package=moments>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159–178.
- Leung, S. F., & Yu, S. (2001). The sensitivity of the RESET tests to disturbance autocorrelation in regression analysis. *Empirical Economics*, 26, 721–726.
- Liu, J. (2020). Durbin-Watson Test [Ultimo accesso: 23 aprile 2024]. <https://pypi.org/project/dwtest/>
- Long, J. S., & Ervin, L. H. (1998). Correcting for heteroscedasticity with heteroscedasticity consistent standard errors in the linear regression model: Small sample considerations.
- McKinney, W. (2010). Data Structures for Statistical Computing in Python. In S. van der Walt & J. Millman (Cur.), *Proceedings of the 9th Python in Science Conference* (pp. 56–61). <https://doi.org/10.25080/Majora-92bf1922-00a>
- Monetary policy* [Ultimo accesso: 27 marzo 2024]. (n.d.). European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/ecb/orga/tasks/monpol/html/index.en.html>
- Monetary Policy Principles and Practice* [Ultimo accesso: 27 marzo 2024]. (n.d.). Federal Reserve. <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/monetary-policy-what-are-its-goals-how-does-it-work.htm>
- Patterson, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*. Palgrave.
- Perez, J. L. (2022). Package 'whitestrapp': White Test and Bootstrapped White Test for Heteroskedasticity. <https://cran.r-project.org/package=whitestrapp>
- Pfaff, B., Zivot, E., & Stigler, M. (2022). Package 'urca': Unit Root and Cointegration Tests for Time Series Data. <https://cran.r-project.org/package=urca>
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *biometrika*, 75(2), 335–346.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 31(2), 350–371.
- Samuelson, P. A. (1945). The effect of interest rate increase on the banking system. *The American Economic Review*.
- Scandolo, G. (2022). *Matematica finanziaria*. Amon.
- Seabold, S., & Perktold, J. (2010). statsmodels: Econometric and statistical modeling with python. *9th Python in Science Conference*.
- Shafir, E., Diamond, P., & Tversky, A. (1997). Money illusion. *Quarterly Journal of Economics*.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39 (1993) 195-214 North-Holland.
- Trapletti, A., Hornik, K., & LeBaron, B. (2023). Package 'tseries': Time Series Analysis and Computational Finance. <https://cran.r-project.org/package=tseries>
- The world's 100 largest banks* [Ultimo accesso: 09 aprile 2024]. (2023). S&P Global Ratings. <https://www.spglobal.com/marketintelligence/en/news-insights/research/the-world-s-100-largest-banks-2023>

- Zeileis, A., Leisch, F., Hornik, K., Kleiber, C., Hansen, B., Merkle, E. C., & Umlauf, N. (2022). Package 'strucchange': Testing, Monitoring, and Dating Structural Changes. <https://cran.r-project.org/package=strucchange>
- Zeileis, A., Lumley, T., Graham, N., & Koell, S. (2023). Robust Covariance Matrix Estimators. <https://cran.r-project.org/package=sandwich>
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57(298), 348–368.

ELENCO DELLE FIGURE

1.1	Corridoio dei tassi nell'Euro-zona nel periodo 1999-2023	6
2.1	Andamento del tasso Euribor e del tasso Libor nel periodo 2005-2023	8
2.2	ACF per le variabili del modello con il ROA di UniCredit	11
2.3	Distribuzione dei residui del modello con il ROA di UniCredit	15
2.4	QQ Plot dei residui di BNP	15
2.5	QQ Plot dei residui di SANX	15
2.6	Esempio di omoschedasticità	16
2.7	Esempio di eteroschedasticità	16
2.8	Confronto tra s.e. OLS e s.e. HC3 per il modello con il ROA	17
2.9	Andamento delle componenti di bilancio in aggregato nel periodo 2006-2023	19
2.10	Distribuzione dei rendimenti di HSCB e di Lloyds Banking Group	28

ELENCO DELLE TABELLE

1.1	Bilancio della Banca centrale e delle banche commerciali	5
2.1	Campione analizzato	7
2.2	p -value dei test di stazionarietà per il modello di UniCredit con il ROA come variabile dipendente	11
2.3	Potenza dei test di (non) stazionarietà in un campione di 18 osservazioni	12
2.4	p -value dei test di omoschedasticità e normalità per il modello con il ROA e curtosi e asimmetria degli errori	14
2.5	R2 adjusted e p -value del Test F per le stime dei modelli con il ROA	19
2.6	Stime dei coefficienti del tasso di interesse per i modelli con il ROA (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)	20
2.7	Stime dei coefficienti delle riserve in Banca centrale per i modelli con il ROA (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)	21
2.8	R2 adjusted	22
2.9	Stime dei coefficienti del tasso di interesse (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)	22
2.10	Stime dei coefficienti delle riserve in Banca centrale (tra parentesi i coefficienti in periodo di crisi, se statisticamente diversi da quelli in tempi normali)	23
2.11	p -value dei test di normalità, curtosi e asimmetria per i residui del modello con i rendimenti delle azioni	26
2.12	R2 adjusted e coefficienti del modello con i rendimenti azionari	27

INDICE DELLE SIGLE

* $1\% < \text{p-value} \leq 5\%$.

** $0,1\% < \text{p-value} \leq 1\%$.

*** $\text{p-value} \leq 0,1\%$.

. $5\% < \text{p-value} \leq 10\%$.

aca Crédit Agricole.

bar Barclays.

bbva Banco Bilbao Vizcaya Argentaria.

bnp BNP Paribas.

dbk Deutsche Bank.

gle Société Générale.

hsbc The Hongkong and Shanghai Banking Corporation.

inga ING Bank.

isp Intesa Sanpaolo.

lloy Lloyds Bank.

NII $\frac{\text{Reddito netto da interessi}_t}{\text{Attivo}_{t-1}}$.

nwg NatWest Group.

OI $\frac{\text{Reddito non da interessi}_t}{\text{Attivo}_{t-1}}$.

PROV $\frac{\text{Accantonamenti a fondo svalutazione crediti}_t}{\text{Attivo}_{t-1}}$.

ROA Return on Assets = $\frac{\text{Risultato d'esercizio}_t}{\text{Attivo}_{t-1}}$.

sanx Banco Santander.

stan Standard Chartered Bank.

ucg UniCredit.