



Università  
Ca' Foscari  
Venezia

Corso di Laurea magistrale in  
Economia degli Scambi Internazionali

Tesi di Laurea

—

Ca' Foscari  
Dorsoduro 3246  
30123 Venezia

# Evidenza internazionale dell'interdipendenza tra settore reale e finanziario: un'analisi empirica

**Relatore**

Ch. Prof.ssa Marcella Lucchetta

**Laureanda**

Barbara Pagotto  
Matricola 815912

**Anno Accademico**

**2011/2012**

## *Ringraziamenti*

*Alla Prof.ssa Marcella Lucchetta per avermi proposto questo argomento e per avermi supportato ed aiutato nel corso dell'elaborazione dello stesso*

*Al Prof. Mario Bellia per l'aiuto fornitomi nella ricerca di alcuni dati utili ai fini dello svolgimento di questo elaborato*

## INDICE

INTRODUZIONE	i
1. REVIEW DELLA LETTERATURA	1
2. IL MODELLO	12
3. IL DATASET E LE STATISTICHE DESCRITTIVE	23
4. ANALISI DELLE VARIABILI	28
5. TEST ADF	59
6. LE RELAZIONI	88
6.1 MATRICE DI CORRELAZIONE	88
6.2 STIMA DI GRANGER	91
7. STIMA DEL MODELLO	102
7.1 STIMA STATICA	102
7.2 STIMA DINAMICA	117
8. INTERPRETAZIONE ECONOMICA DEGLI OUTPUT OTTENUTI	170
8.1 BREVE PERIODO	170
8.2 LUNGO PERIODO	181
9. PREVISIONI	190
CONCLUSIONI	199
APPENDICE	203
I. Augmented Dickey and Fuller Test	203
BIBLIOGRAFIA	209
SITOGRAFIA	212

## INTRODUZIONE

In un mondo in cui si è assistito, e si continua ad assistere, alla progressiva finanziarizzazione dell'economia, viene da chiedersi quale sia il ruolo assunto dalla molteplicità degli strumenti finanziari presenti nel sistema nell'economia reale ed in che modo questi possano influenzarne l'andamento. In una realtà ormai superata, nella quale il mercato finanziario veniva identificato con il solo mercato della moneta, questa era considerata quale semplice mezzo di pagamento, incapace di influenzare il sistema reale, e solo in alcuni casi venivano ad essa attribuite la funzione di riserva di valore e la capacità di influire nelle vicende economiche.

Come affermato inizialmente però la visione del mercato finanziario quale singolo mercato della moneta non può più essere contemplata in un sistema economico nel quale il mondo della finanza ha raggiunto un elevatissimo grado di sviluppo, pertanto è necessario interrogarsi su quale sia il ruolo da attribuire alla totalità degli strumenti finanziari presenti e non alla sola moneta. I primi economisti che con le loro teorie cominciarono ad avvicinarsi a quanto appena affermato possono essere considerati Gurley e Shaw (1955), seguiti poi da molti altri studiosi i quali nel corso di questi anni hanno contribuito a sostenere la teoria dell'interdipendenza fra i mercati finanziari e l'economia reale. Ed è proprio in questo contesto che l'elaborato qui di seguito presentato trova la sua collocazione; ciò che ci si propone di dimostrare in questa sede infatti è l'eventuale esistenza di un legame fra l'andamento del mercato finanziario e quello dell'economia reale, adottando quali variabili rappresentative di tali andamenti rispettivamente il tasso di crescita degli share price ed il tasso di crescita del Prodotto Interno Lordo. Si pensa infatti che gli share price bene possano riflettere l'andamento del mercato finanziario, data sia la loro capacità di contenere tutte le

informazioni disponibili nel sistema che quella di adattarsi immediatamente ad eventuali variazioni in queste verificatesi. Per quanto riguarda l'economia reale invece si ritiene che il Pil, essendo composto dall'insieme di tutte le variabili reali, possa ben rappresentare il prodotto reale nel suo complesso, permettendo così di ottenere una visione più completa degli effetti finanziari sul sistema reale. La considerazione del Pil quale variabile rappresentativa dell'andamento dell'economia dei diversi Paesi qui considerati (ossia i Paesi del G7, l'Australia e il Sudafrica) introduce un elemento di innovatività rispetto ad alcuni studi precedentemente effettuati e qui di seguito presentati, essendo l'attenzione riposta su tutte le variabili reali componenti il Pil e non solo su alcune di queste, quali ad esempio il tasso di crescita della produzione industriale, il consumo, gli investimenti, come invece è possibile riscontrare negli studi di cui sopra detto.

I Paesi presi in considerazione al fine di verificare l'eventuale esistenza di un legame fra il settore finanziario e quello reale sono, come precedentemente riportato, i paesi facenti parte del G7, quindi Stati Uniti, Canada, Gran Bretagna, Germania, Francia, Italia e Giappone, cui si aggiungono Australia e Sudafrica, entrambi grandi economie, non facenti parte però del gruppo dei sette paesi più industrializzati del mondo. Tale scelta è stata effettuata al fine di verificare la possibilità di riscontrare eventuali somiglianze fra i risultati ottenuti per i diversi paesi; è infatti possibile ipotizzare l'eventuale esistenza di comovimenti fra gli Stati Uniti ed i paesi ad esso maggiormente legati, ossia i paesi del G7, in particolare per quel che riguarda il tasso di crescita del prezzo delle azioni, dato l'elevato grado di internazionalizzazione conosciuto dal settore finanziario a partire dagli anni '90. Fatto questo si andrà a verificare se tali risultati possano essere comparati o meno con quelli ottenuti dall'analisi delle economie australiana e sudafricana.

Per verificare empiricamente quanto finora sostenuto ci si avvarrà nel corso del seguente elaborato della duttilità della stima effettuata attraverso il modello di regressione lineare OLS (Ordinary Least Squares), le cui proprietà permettono di ottenere la migliore stima non distorta del vero ed ignoto valore del parametro da stimare. Una volta effettuata tale stima si procederà alla verifica della correttezza del modello utilizzato, avvalendosi di opportune procedure basate su test di ipotesi, e della bontà dello stesso, attraverso specifici coefficienti di determinazione. Tale stima verrà

effettuata sia nel breve che nel lungo periodo al fine di verificare eventuali variazioni nei risultati ottenuti a seconda del periodo preso in considerazione; si suppone infatti che, mentre nel breve periodo possa essere il mercato finanziario ad influenzare l'economia reale, nel lungo periodo sia invece l'economia reale ad influenzare il mercato finanziario. Questo perché nel breve periodo eventuali cambiamenti nel sistema informativo vengono immediatamente colti dal sistema finanziario e conseguentemente trasferiti all'economia reale, la quale però, essendo caratterizzata dal fenomeno di *steresi*, ossia dalla persistenza dei fenomeni nel tempo, non riesce ad adattarsi a questi alla velocità richiestagli dal mercato finanziario e pertanto li subisce passivamente. Nel lungo periodo invece l'economia reale riesce ad adattarsi ai cambiamenti avvenuti e precedentemente anticipati dal mercato finanziario e ciò fa sì che la nuova situazione creatasi nel mercato reale influenzi il mercato finanziario, invertendo così il risultato presentatosi nel breve periodo. Per esempio la diffusione dell'informazione secondo la quale si renderà possibile una ripresa economica del paese potrebbe influire inizialmente sul prezzo delle azioni delle imprese del paese stesso, a seguito di un aumento della fiducia degli investitori nei confronti dei loro futuri risultati, e ciò condurrebbe ad un minor costo degli investimenti per i possessori di queste azioni, i quali comincerebbero quindi ad investire di più. Questo maggior investimento condurrebbe a maggiori profitti e, conseguentemente, ad un aumento dei salari e ad una maggior occupazione, quindi ad un aumento sia della capacità di spesa dei consumatori che della loro capacità di prendere a prestito il denaro, inducendo così maggiori investimenti e consumi. In questi passaggi si evidenziano quindi gli effetti che un cambiamento registratosi nel set informativo e nelle aspettative degli investitori, ed immediatamente colto ed incorporato dal mercato finanziario negli *share price*, può avere nel sistema reale; tali effetti però non potranno verificarsi nel breve periodo in quanto le decisioni di investimento conseguenti a tale cambiamento richiederanno del tempo per poter essere effettuate e ciò farà sì che quanto registrato nell'immediato dal mercato finanziario si possa realizzare solo in un successivo momento nel sistema reale. Nel lungo periodo quindi si verificherà nell'economia reale quanto preannunciato dal sistema finanziario, e sarà proprio questo ciò che permetterà all'economia reale di influenzare il sistema finanziario stesso; le imprese infatti, dopo aver effettuato i nuovi investimenti, saranno riuscite ad ottenere una migliore immagine agli occhi degli

investitori e ciò farà sì che i loro share price aumentino, dando inizio quindi nuovamente alla spirale virtuosa che aveva loro permesso inizialmente di effettuare questi nuovi investimenti. L'analisi empirica condotta nel proseguo dell'elaborato servirà a verificare se quanto appena affermato possa essere considerato esatto.

Si comincerà proponendo una review della letteratura, al fine di riassumere le diverse teorie che nel corso degli anni si sono espresse a favore o meno dell'esistenza di un'interdipendenza fra il settore finanziario e quello reale; si procederà riportando l'analisi dell'andamento delle diverse variabili considerate e della relazione esistente fra esse. In seguito verranno proposti i risultati della regressione effettuata attraverso il modello costruito, andando a verificare la correttezza degli stessi e la bontà del modello utilizzato, e verrà data loro un'interpretazione economica. Infine si effettueranno delle previsioni, al fine di verificare la capacità previsiva del modello per quel che riguarda i veri valori delle variabili considerate.

## 1. REVIEW DELLA LETTERATURA

Nel presente capitolo si dettaglia la letteratura riguardante il legame fra variabili reali e finanziarie iniziando dall'arcaica definizione di mercato finanziario come mercato della moneta. In sunto si evidenzia la collocazione del presente lavoro rispetto ai paper esistenti e la sua caratteristica di innovatività.

L'analisi delle relazioni fra i fenomeni monetari e quelli reali è da sempre al centro dei grandi dibattiti sui fondamenti della teoria economica. In questo ambito l'attribuzione di una minore importanza ai fenomeni monetari rispetto a quelli reali può essere considerata una opinione largamente diffusa; si pensi ad esempio all'economista classico Ricardo, il quale riteneva che i fattori monetari non avessero sostanziale influenza sui valori di equilibrio delle principali variabili economiche, quali la distribuzione del reddito e il livello di produzione e di accumulazione nell'economia (M.Limosani, 2004). I sostenitori del pensiero classico e neoclassico infatti condividono la tesi della neutralità della moneta<sup>1</sup>, tesi secondo la quale la moneta non sarebbe in grado di influire sulle quantità di beni e servizi prodotti, ma solo sulla determinazione dei prezzi. L'approccio della velocità di circolazione e l'approccio delle riserve liquide, elaborati rispettivamente da Fisher e Marshall e Pigou, ben rappresentano quanto appena affermato, in quanto in entrambi i casi si assume l'indipendenza reciproca dei due sottosistemi delle variabili reali e di quelle monetarie e la neutralità della moneta (D.Cavalieri, 1999).

Sarà la teoria keynesiana la prima ad attribuire alla moneta la funzione di riserva di valore oltre che di mezzo di pagamento e a spiegare l'incidenza delle

---

<sup>1</sup> La moneta è considerata neutrale se il valore di equilibrio delle variabili reali del sistema è indipendente dall'offerta di moneta.



variazioni nell'offerta di moneta sulle decisioni di spesa e sulle scelte finanziarie, le quali a loro volta determinano il livello di attività economica del sistema. Keynes infatti non condivide la visione della separazione fra l'ambito reale e l'ambito finanziario ed è per questo che nella sua "Teoria Generale" elabora in alternativa la "teoria monetaria della produzione"(M.Limosani, 2004); tale teoria ipotizza un'economia di mercato in cui i beni e i servizi reali prodotti sono destinati ad essere scambiati con moneta e altri strumenti finanziari dotati di un elevato grado di liquidità e in cui le variabili monetarie sono rilevanti per spiegare anche i livelli di produzione e la distribuzione del reddito, oltre che il livello dei prezzi (D.Cavaliere, 1999).

Anche Friedman, considerato il fondatore del pensiero monetarista moderno, rigetta la tesi della neutralità della moneta sostenuta dalla teoria quantitativa (espressione del pensiero classico e neoclassico) e afferma che la moneta può essere considerata un bene comparabile ad altri beni, un modo tra i tanti per detenere ricchezza, e che oltre a fornire una scorta di potere d'acquisto, fornisce anche servizi non pecuniari riscontrabili nel senso di sicurezza e nell'orgoglio del possesso. Per i monetaristi inoltre variazioni nella quantità di moneta vanno ad influire direttamente sull'intera gamma di attività, sia finanziarie che reali, e rivestono un ruolo fondamentale nella determinazione degli indirizzi di politica monetaria (M.Arcelli, 1991).

Riassumendo quanto appena riportato, è possibile affermare che entrambe le teorie appena citate, rispettivamente quella keynesiana e quella monetarista, si oppongono alla teoria della neutralità della moneta; mentre però nella teoria monetarista si sostiene la diretta influenza di eventuali variazioni della base monetaria sul valore reale delle riserve liquide (influenza che porta i soggetti economici a reagire andando a modificare la loro spesa in beni e servizi), nella teoria keynesiana si afferma l'esistenza di un meccanismo di trasmissione indiretto degli impulsi monetari al settore reale, rappresentato dal tasso di interesse (D.Cavaliere, 1999).

Le teorie finora elencate però focalizzano la loro attenzione sulla sola moneta, rimanendo quindi molto lontane dal considerare l'intero sistema finanziario moderno, caratterizzato da una moltitudine di strumenti finanziari; nell'ambito di un sistema così sviluppato e diversificato si renderebbe invece necessario riflettere sulla neutralità o meno della totalità dei servizi finanziari e non solo della moneta.

Così come Keynes e Friedman, anche Tobin rigetta il principio secondo il quale la moneta debba essere considerata neutrale, elaborando nel 1955 un modello di equilibrio dinamico che condurrà all'inizio di una riflessione nella letteratura sul ruolo delle attività finanziarie nei modelli macroeconomici e di crescita (M.Limosani, 2004). Nello stesso anno anche Gurley e Shaw analizzano le relazioni esistenti fra la struttura finanziaria e l'attività reale, giungendo alla conclusione secondo la quale restringere l'attenzione alla sola offerta di moneta renderebbe impossibile definire propriamente un legame fra l'attività reale e finanziaria e che tale distorsione peggiorerebbe a seguito della progressiva finanziarizzazione dell'economia (M.Gertler, 1988). Dalle affermazioni fatte dai due autori è possibile quindi notare come piano piano si cominci a cogliere lo sviluppo di un sistema finanziario ben oltre la singola moneta; essi infatti sostengono la tesi secondo la quale, superato il primo stadio dello sviluppo finanziario, stadio nel quale, rappresentando le banche commerciali la principale forma di intermediario, la moneta può essere considerata una buona proxy per la valutazione dell'attività finanziaria, nel momento in cui si assiste ad una evoluzione del sistema di intermediazione l'esclusiva concentrazione sulla sola moneta comincia a trovare minor giustificazione. In questo stadio infatti si assiste ad una diminuzione dell'importanza della moneta, sia per il fatto che lo stock di questa non può più essere considerato una misura esatta del volume del credito fornito dagli intermediari, sia perché il passivo messo a disposizione dagli intermediari non bancari costituisce una forma alternativa per ottenere liquidità (ibidem, 2004).

In questo punto i due autori evidenziano quindi l'inadeguatezza della moneta seguendo una teoria "antica" secondo la quale le banche possono emettere prestiti sfruttando sia il moltiplicatore dei depositi, strumento che permette appunto alle banche di moltiplicare i propri depositi monetari, che il proprio passivo, composto da prestiti obbligazionari, riserve e capitale proprio.

A poca distanza dall'affermazione da parte di Gurley e Shaw dell'importanza del sistema finanziario nella macroeconomia, Modigliani e Miller (1958) derivano un modello all'interno del quale le decisioni prese nell'ambito dell'economia reale possono essere considerate indipendenti dalla struttura finanziaria. Secondo tale teorema infatti le scelte di finanziamento delle imprese non influiscono sul valore delle stesse e ciò fa sì che le decisioni reali di investimento possano essere considerate separatamente, quindi

risultare indipendenti, da quelle di finanziamento (M. Pagano, 2003<sup>2</sup>). Sarà proprio questo modello ad essere adottato dai sostenitori della teoria neoclassica degli investimenti, in quanto permetterà loro di poter ignorare le considerazioni relative al mercato dei capitali nella risoluzione dei problemi di scelta intertemporale degli investimenti delle aziende. Inoltre sarà sempre a seguito dello sviluppo di tale modello che le variabili finanziarie cominceranno a scomparire progressivamente dalle equazioni empiriche riguardanti gli investimenti (ibidem, 2004). Le ipotesi che ne permettono il funzionamento però, quali l'assenza di costi di transazione o la capacità degli investitori di poter investire o prendere a prestito il denaro allo stesso tasso di interesse, non essendosi mai verificate nella realtà, conferiscono a tale modello una pura validità teorica.

Negli anni successivi allo sviluppo del modello MM si assiste invece ad un ritrovato interesse per lo studio degli effetti delle variabili finanziarie nell'economia reale, come dimostrato ad esempio dagli studi effettuati nel 1968 da Brainard e Tobin, i quali elaborano una metodologia per la formulazione dei modelli macroeconomici finanziari e per lo studio della politica monetaria, ribadendo la necessità di considerare nei modelli macroeconomici l'interdipendenza dei mercati finanziari con quelli reali (ibidem 2004); o da quelli effettuati da Minsky e Kindleberger rispettivamente nel 1975 e nel 1978, nei quali essi sostengono come le crisi nei mercati finanziari possano influenzare l'economia reale, colpendola fortemente (M.Gertler, 1988).

Sempre nel 1978 si assiste poi all'analisi da parte di Mishkin dei dati relativi alla Grande Depressione del 1929 al fine di determinare eventuali effetti dei fattori finanziari sulla capacità di spesa dei consumatori; con tale analisi infatti Mishkin studia l'interazione fra la produzione, il bilancio dei consumatori e la loro capacità di spesa, scoprendo che il comportamento in merito alla loro posizione finanziaria netta ha una significativa influenza sulla domanda di questi. Il fatto che i consumatori infatti si trovino nella posizione di debitori ovvero di creditori andrà ad influire sui costi che questi dovranno sostenere a seguito delle loro rispettive posizioni e quindi conseguentemente anche sulle loro capacità di spesa (ibidem, 1988).

Inoltre i risultati da lui ottenuti evidenziano anche l'importanza che gli aspetti finanziari possono assumere all'interno dell'economia reale; Mishkin infatti rileva che

---

<sup>2</sup> Fonte: [www.lavoce.info](http://www.lavoce.info)

l'aumento dell'indebitamento reale dei consumatori, risultante dal declino dei loro guadagni e dalla deflazione<sup>3</sup>, induce i consumatori a ridurre progressivamente la loro spesa in beni durevoli e abitazioni, amplificando così la situazione di declino. Egli pone quindi in evidenza le conseguenze di un impatto finanziario, relativo alle posizioni creditizie o debitorie, sulle variabili reali, quali appunto i consumi.

Così come Mishkin, anche Bernanke, nel 1983, si occupa di approfondire quanto accaduto nel periodo della Grande Depressione, andando ad analizzare l'importanza rivestita sia dai fattori monetari che da quelli finanziari nel periodo considerato; dopo aver effettuato tale analisi egli giunge alla conclusione secondo la quale il collasso del sistema finanziario può essere considerato un'importante determinante della profonda depressione economica e della sua persistenza e che le sole forze monetarie sarebbero insufficienti per spiegare questo fenomeno. Bernanke sostiene infatti che il crollo bancario registratosi riesca a colpire l'economia reale attraverso il razionamento del credito posto in essere nei confronti di particolari settori dell'economia, settori per i quali i debitori non possiedono la capacità di accedere alle forme di credito non intermedie; inoltre il progressivo peggioramento dei bilanci risultante dalla "crisi dei debiti" fa diminuire fortemente il valore dei collateral dei debitori, riducendo così la loro abilità nell'ottenere fondi nel mercato aperto (ibidem, 1988). Secondo l'ipotesi sostenuta da Friedman e Schwartz è invece il solo declino registratosi nei depositi monetari delle banche il principale fattore distruttivo risultante dalla crisi bancaria e finanziaria e non anche il contemporaneo declino verificatosi negli asset bancari o in altre forme di credito. Il risultato dell'analisi effettuata da Bernanke sul modello proposto da Barro (1978), a seguito dell'inserimento nella regressione, oltre alla moneta e all'output già presenti, delle variabili finanziarie (ossia i debiti delle banche e delle imprese fallite e lo spread fra risky e safe bond rate), lo portano però ad affermare che l'inclusione di tali variabili conduce ad un aumento del potere esplicativo dell'output della regressione; tale risultato permette quindi a Bernanke di conferire un'importanza rilevante al ruolo svolto dalla distruzione del mercato del credito nel collasso registratosi nell'attività reale (ibidem, 1988).

---

<sup>3</sup> La deflazione, consistente nella riduzione del livello assoluto dei prezzi, può essere definita buona, nel caso in cui tale riduzione derivi da un'abbondanza di offerta, oppure cattiva, nel caso in cui la diminuzione dei prezzi sia dovuta ad una bassa domanda (Fonte:www.ilsole24ore.com).

Anche in questo caso però fra le variabili finanziarie non vengono presi in considerazione i cambiamenti di valore registrati negli share price, bensì il volume del mercato creditizio, e questo fatto evidenzia il persistere della lontananza fra gli studi finora riportati e ciò che si vorrà svolgere nel corso seguente elaborato. Un primo studio vicino a quanto si sta cercando di analizzare in questa sede è lo studio effettuato da G. William Schwert e pubblicato nel *Journal of Finance* del settembre del 1990; con tale articolo l'autore si occupa della relazione esistente fra l'andamento dei rendimenti delle azioni e quello dell'economia reale per il periodo compreso fra il 1889 ed il 1988, replicando i risultati di Fama per gli anni compresi fra il 1953 ed il 1987. Quest'ultimo al termine della sua analisi aveva dimostrato la forte correlazione esistente fra i rendimenti azionari mensili, trimestrali e annuali e i tassi di crescita della produzione futura, notando la presenza di una correlazione maggiore all'aumentare del lag temporale preso in considerazione e affermando che la relazione fra rendimenti azionari e crescita della produzione futura riflette le informazioni sulla futura quantità di moneta insite nei prezzi delle azioni. Sempre Fama sostiene poi l'esistenza di almeno tre spiegazioni che possano giustificare la forte relazione che lega i rendimenti azionari attuali alla futura attività economica reale. In primo luogo vi è il fatto che le informazioni sull'attività reale futura possano essere riflesse sul prezzo delle azioni molto prima che il contenuto delle informazioni disponibili si verifichi (ciò permette di affermare che i prezzi delle azioni possono essere considerati degli indicatori ottimali per valutare la salute dell'economia); secondariamente i cambiamenti nel tasso di sconto possono afferire in primo luogo il prezzo delle azioni e solo successivamente gli investimenti reali, poiché il risultato su questi non si avrà se non dopo un determinato periodo di tempo, e pertanto vi è la capacità da parte dei prezzi delle azioni di predire la futura produzione industriale. Infine cambiamenti nei prezzi delle azioni costituiscono cambiamenti nella ricchezza e ciò può impattare sia sulla domanda di beni che sugli investimenti. Come precedentemente affermato, così come Fama, anche Schwert analizza il legame fra i rendimenti azionari attuali e il tasso di crescita dell'attività reale futura, ottenendo come risultato una forte relazione positiva fra le variabili considerate, in relazione al tipo di indice di produzione industriale utilizzato. Pur avvicinandosi a quanto si sta cercando di dimostrare nel corso di questo elaborato, data la presenza nel modello econometrico dei rendimenti dei titoli azionari (quali variabile rappresentativa

dell'andamento del mercato finanziario) e il tasso di crescita della produzione industriale futuro (quale variabile adottata al fine di riassumere l'andamento dell'economia reale), esso presenta comunque delle differenze rispetto a quanto sviluppato nei successivi capitoli; nel modello qui considerato infatti si adatteranno come variabile rappresentativa dell'andamento del sistema finanziario gli share price e come variabile rappresentativa del sistema reale il Prodotto Interno Lordo (PIL)<sup>4</sup>, in quanto riuscendo ad inglobare tutte le variabili reali, permette di ottenere una visione più completa degli effetti del mercato finanziario sull'economia reale.

Sempre relativamente allo studio del ruolo delle variabili finanziarie nell'economia reale, è possibile considerare uno studio effettuato dagli economisti A.Estrella e S.Mishkin i quali, in un articolo del 1998 pubblicato nel *The Review of Economics and Statistics*, analizzano l'andamento delle variabili finanziarie al fine di valutarne il loro ruolo come predittrici della recessione americana. L'andamento delle variabili finanziarie infatti, quali i prezzi degli strumenti finanziari, risulta comunemente associato alle aspettative sugli eventi economici futuri. I tassi di interesse di lungo termine ad esempio, vengono frequentemente analizzati quali media pesata dei tassi di interesse di breve termine attesi futuri; lo spread fra i tassi di interesse riferiti a scadenze diverse può essere interpretato come il valore dei futuri tassi di interesse aventi scadenza corrispondente al periodo fra le due maturity; i prezzi delle azioni invece possono essere interpretati come il valore atteso attualizzato dei futuri dividendi che verranno distribuiti e ciò fa sì che tali prezzi incorporino aspettative riguardanti sia la futura profittabilità dell'azienda che i futuri tassi di interesse e di sconto. Scopo del paper è quindi quello di verificare l'utilità delle variabili finanziarie nel predire la recessione americana, in un'analisi out of sample e per un periodo di tempo compreso fra il primo trimestre del 1959 e il primo trimestre del 1995, e confrontare i risultati ottenuti utilizzando tale modello con quelli del modello tradizionale, costruito inserendo quali variabili esplicative gli indicatori macroeconomici. Dai risultati ottenuti è possibile affermare che fra le variabili finanziarie inserite nella regressione quali variabili esplicative (ossia lo spread fra i Treasury Bond a 10 anni e i Treasury Bill a 3

---

<sup>4</sup>  $Y = C + I + G + (X - M)$  dove Y rappresenta il Pil, C i consumi privati, I gli investimenti, G la spesa pubblica e (X-M) il saldo della bilancia commerciale. Al fine di registrare un aumento nel PIL sarà quindi necessario aumentare una o più di queste componenti.

mesi; il commercial paper spread; i prezzi delle azioni derivanti dal New York Stock Exchange composite price index), i prezzi delle azioni possono essere considerati i migliori predittori della recessione americana, in particolare nel breve periodo, ossia fra l'uno e i tre trimestri, e ciò porta i due autori ad elencare una serie di vantaggi derivanti dall'inserimento nel modello di tali variabili sia per i policy maker che per gli investitori. In primo luogo questi indicatori possono essere usati per effettuare un ulteriore controllo rispetto ai risultati ottenuti sia con i modelli macroeconomici tradizionali che con le predizioni logiche; un secondo vantaggio conseguente all'osservazione dei soli indicatori finanziari consiste nel potenziale problema di overfitting che è possibile riscontrare all'interno delle regressioni statistiche contenute nei modelli econometrici di previsione dell'attività futura. L'inserimento all'interno della regressione di un maggior numero di variabili esplicative infatti, se nella stima in sample conduce ad un miglioramento dei risultati, nel caso della stima out of sample invece che apportare un miglioramento ne condiziona negativamente i risultati. Il terzo vantaggio derivante dall'osservazione delle singole variabili finanziarie si riferisce invece alla velocità e alla facilità con cui tale operazione può essere svolta. Con questo i due autori non vogliono sminuire o soppiantare i risultati ottenuti con i modelli macroeconomici precedenti, nei quali gli indicatori, fra i quali ad esempio il tasso di crescita del Pil reale, possiedono un elevato potere predittivo nel breve termine, ma vogliono suscitare l'attenzione riguardo le variabili finanziarie, le quali possono essere inserite all'interno di tali modelli ed in altre previsioni, al fine di migliorarne i risultati, e possono servire per verificare in modo veloce e semplice la coerenza dei risultati ottenuti con previsioni più elaborate. Tale studio tende quindi ad avvicinarsi a quello in questa sede effettuato, data la presa in considerazione degli share price al fine di valutarne la loro capacità predittiva.

Anche gli economisti Paul Beaudry e Frank Portier, in un articolo pubblicato sul *National Bureau of Economic Research* nel giugno del 2004, si impegnano nel dimostrare la capacità che i prezzi delle azioni possiedono nel catturare i cambiamenti delle aspettative degli agenti sulle condizioni economiche future; in particolare la principale caratteristica dei prezzi delle azioni che essi vogliono evidenziare è la capacità di questi di reagire immediatamente ai cambiamenti nelle informazioni. Prendendo quindi in considerazione quali variabili da inserire nella regressione l'indice

del valore del mercato azionario e la misura della produttività totale dei fattori per un periodo di tempo che va dal primo trimestre del 1948 all'ultimo trimestre del 2000, i due autori, dati i risultati ottenuti, giungono alla conclusione secondo la quale cambiamenti nella produttività totale dei fattori sono prima riflessi nei prezzi delle azioni che non nell'aumento della capacità produttiva. Ciò fa sì che si possa affermare che miglioramenti nella capacità produttiva sono generalmente anticipati dai mercati finanziari, a seguito del tempo intercorrente fra il riconoscimento dell'innovazione tecnologica e il suo eventuale impatto sulla produttività; perciò cambiamenti permanenti nella crescita della produttività saranno preceduti da boom nei mercati finanziari. In questo caso la variabile utilizzata per cogliere l'andamento dell'economia reale però è la misura della produttività totale dei fattori e non l'andamento del Pil e ciò fa sì che lo studio svolto in questa sede si differenzi ancora una volta da quello appena descritto.

Lo studio che maggiormente si avvicina a quello condotto nel proseguo di questo elaborato è quello effettuato dagli economisti M.Andersson e A.D'Agostino, nel paper della BCE del febbraio 2008, i quali si pongono come obiettivo quello di valutare quanto i prezzi delle azioni, in particolare quelli di alcuni particolari settori, siano utili al fine di prevedere la futura attività economica, confrontando poi tale loro capacità con quella dei tradizionali "predittori" utilizzati, quali term spread<sup>5</sup>, dividendi, tasso di cambio e di crescita della moneta (l'analisi è stata svolta prendendo in considerazione i valori delle variabili sopra indicate dal 1973 al 2006 per i paesi facenti parte dell'area euro). Questo perché il mercato finanziario riveste un ruolo importante nella vita quotidiana sia degli investitori che dei policy maker e ciò fa sì che questi siano interessati a seguirne l'andamento; i primi infatti si concentrano sul monitorare costantemente i movimenti registrati nei prezzi degli asset al fine di ottimizzare il profilo rischio-rendimento dei propri investimenti; mentre i secondi, ossia le banche centrali, si focalizzano sull'utilizzo dei prezzi dei mercati finanziari quali fonte di informazioni sulle aspettative di mercato della crescita economica e dell'inflazione. Ed è proprio l'importanza riconosciuta al settore finanziario che spinge a voler provare l'eventuale esistenza di una relazione fra i prezzi degli asset finanziari e l'andamento futuro dell'economia reale; il ruolo attivo svolto dallo sviluppo di tale settore

---

<sup>5</sup> Il term spread misura la differenza fra i rendimenti dei titoli di lungo periodo e il tasso di interesse applicato nel mercato della moneta.



nell'economia si sviluppa attraverso vari canali, per i quali la BCE nel 2002 ha proposto un valido elenco riassuntivo, identificando così i quattro maggiormente rilevanti:

I°) maggiore è il prezzo delle azioni e minore è il costo di finanziamento dei nuovi investimenti

II°) un incremento permanente nei prezzi delle azioni induce maggiori consumi attuali e futuri

III°) prezzi delle azioni più alti possono indirettamente supportare la crescita economica futura; in particolare, prezzi delle azioni più elevati tendono ad indurre un miglioramento nell'atteggiamento di fiducia dei consumatori, anche per quelli non direttamente esposti alle fluttuazioni del mercato azionario, nonché supportare i consumi e gli investimenti

IV°) fluttuazioni nei prezzi delle azioni possono influenzare i consumi e gli investimenti aggregati attraverso l'esistenza di imperfezioni nel mercato; ad esempio, essendo l'ammontare da poter prendere a prestito condizionato dalle aspettative sui rendimenti futuri, a parità di ogni altra condizione, un aumento nel prezzo delle azioni per lo stock posseduto dagli agenti farà aumentare la loro ricchezza e conseguentemente anche la loro capacità di prendere a prestito il denaro, supportando così anche gli investimenti e i consumi.

Al fine di valutare il potere predittivo dei diversi asset finanziari<sup>6</sup> Andersson e D'Agostino si basano sull'osservazione dei relativi miglioramenti registrati dal Mean Squared Forecast Errors rispetto all'MSFE di un semplice modello auto regressivo, in un esercizio out-of-sample; dai risultati ottenuti gli autori affermano che vi sono buone ragioni per credere che alcuni settori rappresentati negli indici azionari siano maggiormente legati al ciclo economico rispetto ad altri e che il potere predittivo dei prezzi delle azioni non rimanga costante nel tempo, bensì possa subire variazioni. Scopo ulteriore del paper considerato era infatti quello di verificare se l'introduzione della moneta comune avesse o meno comportato un miglioramento del potere predittivo contenuto nei prezzi degli asset; dai risultati ottenuti gli autori affermano che l'introduzione dell'euro sembra aver portato un forte miglioramento nel potere predittivo dei prezzi delle azioni per quel che riguarda la crescita economica futura. Tale

---

<sup>6</sup> Per verificare se l'inclusione degli asset finanziari migliora significativamente l'MSFE gli autori ricorrono all'implementazione del test proposto da Clark e McCracken (2005).

miglioramento può essere ricondotto in particolare a tre ragioni economiche principali, ossia l'eliminazione del rischio di cambio per le imprese dell'eurozona a seguito dell'introduzione della moneta unica; l'integrazione dei diversi mercati azionari a seguito dell'introduzione dell'euro e il fatto che i rendimenti delle azioni in questi mercati siano determinati principalmente da fattori comuni e in misura minore dai fattori specifici di ciascuna regione; il fatto che l'introduzione di una singola valuta abbia portato a un maggiore radicamento alle aspettative di inflazione di lungo periodo. La combinazione di questi tre fattori ha portato ad una diminuzione del premio al rischio domandato dagli investitori per detenere asset finanziari europei e fa sì che il prezzo degli asset, essendo appunto meno influenzato dal premio al rischio, possa essere maggiormente informativo dei cambiamenti che si avranno nei fondamentali macroeconomici futuri.

Nel presente lavoro si analizza il rapporto fra prodotto reale nel suo complesso, con sostanziale differenza rispetto ai lavori citati i quali includono solo alcune componenti del prodotto, e gli share price. Alcuni lavori che utilizzano anch'essi il prodotto non utilizzano tuttavia i prezzi delle azioni come invece accade nella presente tesi. Pertanto si introduce un forte elemento di innovatività.

## 2. IL MODELLO

Nel presente lavoro si è utilizzato appieno la duttilità della stima di regressione lineare per definire un modello utile alla descrizione delle dinamiche fra il mercato finanziario e l'economia reale. Come vorrebbe la fine tradizione econometrica, si cerca di declinare un modello lineare in più dimensioni, ossia far dipendere la variabile di interesse inserita nel modello da più dimensioni; se l'andamento del modello segue un andamento simile a quello di una retta, allora tale andamento potrà essere sintetizzato attraverso un modello lineare dato da

$$E(Y_t|I_t) = \mu_t = f(I; C_o, \theta) \text{ e } Y_t = g(I_t; \varepsilon_t, C_o, \theta)$$

dove

$I$  = informazioni disponibili al tempo  $t$

$\varepsilon_t$  = errore

$C_o$  = set di condizioni iniziali

$\theta$  = vettore matrice di parametri

$f(\dots)$  = funzione multidimensionale che collega il comportamento di  $k$  variabili esplicative ad una variabile di interesse

$I = I_t = X$  ossia l'informazione  $I$  non dipende dal tempo ed è formata da una variabile o un insieme di variabili che vengono convogliati in un vettore o matrice  $X$

Per verificare la tesi proposta in questo elaborato si decide perciò di avvalersi di un modello di regressione lineare, il quale assume la seguente forma

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i \quad i=1, \dots, T$$

dove  $Y_i$  è una variabile aleatoria, di cui è possibile osservare un campione di  $T$  realizzazioni,  $y_i, i=1, \dots, T$  così come è possibile osservare  $T$  corrispondenti osservazioni della variabile esplicativa  $X_i, x_i, i=1, \dots, T$ . Per tale motivo è possibile riscrivere l'equazione precedente nel seguente modo

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i \quad i=1, \dots, T$$

Essendo però  $Y$  una variabile aleatoria la prima equazione qui riportata non varrà esattamente ed quindi ogni  $Y_i$  sarà spiegata a meno di un errore,  $E_i$ ; per cui si avrà

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + E_i \quad i = 1, \dots, T$$

e

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + e_i \quad i = 1, \dots, T$$

Ed inoltre essendo  $E_i = Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_i$  si potrà dire che anche  $E_i$  è una variabile aleatoria.

Tale modello può essere riscritto adottando la notazione vettoriale, che rappresenta uno strumento utile per l'analisi di modelli complessi; si riporta inizialmente il modello lineare in forma estesa

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta_1 + \beta_2 x_1 + e_1 \\ y_2 &= \beta_1 + \beta_2 x_2 + e_2 \\ &\dots \\ y_T &= \beta_1 + \beta_2 x_T + e_T \end{aligned}$$

o equivalentemente

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \cdot \\ \cdot \\ 1 \end{bmatrix} \beta_1 + \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ x_T \end{bmatrix} \beta_2 + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ e_T \end{bmatrix}$$

Raggruppando gli elementi delle equazioni sopra descritte si ottiene

$$y = v \beta_1 + x \beta_2 + e$$

dove

$y$  è un vettore  $T \times 1$

$v$  è un vettore  $T \times 1$

$\beta_1$  è un vettore  $1 \times 1$

$x$  è un vettore  $T \times 1$

$\beta_2$  è un vettore  $1 \times 1$

$e$  è un vettore  $T \times 1$

Pertanto è possibile riscrivere l'equazione come

$$y = W\beta + e$$

dove

$y$  è un vettore  $T \times 1$

$W$  è un vettore  $T \times k$

$\beta$  è un vettore  $k \times 1$

$e$  è un vettore  $T \times 1$

Vi sono una serie di ipotesi sottostanti a tale modello e nello specifico sono:

1) linearità e la stabilità dei parametri

2) valore atteso nullo del termine di errore per ogni  $i$  che va da 1 a  $T$

$E(Y) = W\beta$  in quanto se vale la proprietà  $E(A+B) = E(A)+E(B)$  allora posso scrivere

$E(Y) = E(W\beta) + E(E)$  ma  $E(E) = 0$  quindi

$$E(Y) = W\beta$$

3) omoschedasticità, ossia varianza costante di  $E$  nel tempo (a), e non correlazione degli errori (b)

(a)  $\text{Var}(E) = E(E E') = \sigma^2 I$  in quanto

$$= E\{[(E-E(E))][(E-E(E))']\}$$

$$= E[(E E')]$$

$$= \sigma^2 I$$

(b)  $E(E_i E_j) = 0$  per ogni coppia  $(i,j)$  con  $i \neq j$

4) rango della matrice  $W$  uguale a  $k$ , dove per rango si intende il numero di vettori tra loro linearmente indipendenti presenti all'interno della matrice; la matrice  $W$  si dirà matrice a rango pieno in quanto il numero delle sue colonne ( $k$ ) coincide con il suo rango, e ciò farà sì che al suo interno non sorgano problemi di multicollinearità, in quanto essendo tutti i vettori colonna in essa contenuti indipendenti, ciascuna variabile non replicherà i contenuti informativi già presenti nelle altre.

5)  $W$  è deterministica, quindi si immagina come data e non modificabile

6)  $E$  si distribuisce in modo normale

$$E \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Queste sono le ipotesi che conducono al modello di regressione lineare ed ora si dovrà procedere stimando tale modello, interpretandone i dati e cercando di capire quali valori assegnare a  $\beta$ . I parametri della funzione di regressione ( $\beta$ ) infatti non sono noti e pertanto si deve procedere alla loro stima. Fra tutte le possibili rette che possono passare fra i dati si cercherà di scegliere quella “migliore”, ossia quella che riesce a dare la migliore approssimazione dei dati effettivamente realizzatisi; infatti affidando alla  $y$  considerata un valore teorico diverso da quello realizzatosi si commette un errore e quindi ciò che si cercherà di fare sarà minimizzare tale errore, al fine di ottenere la miglior approssimazione possibile ai dati effettivamente realizzati.

$$\min \sum_{i=1}^T e^2 = \sum_{i=1}^T e'e$$

Gli errori commessi possono essere di sottostima o di sovrastima e questo potrebbe portare ad una somma degli errori fuorviante; per tale motivo si procede elevando tutti gli errori al quadrato e minimizzando poi la somma di tutti questi. Tale metodo viene definito come *metodo dei minimi quadrati ordinari* (Ordinary Least Squares, OLS). Si dovrà scegliere quindi  $\beta$  in modo che sia possibile minimizzare la somma al quadrato degli scarti, ma non conoscendo il vero valore di  $\beta$  a questo si dovrà attribuire un valore teorico arbitrario ( $b$ ); sostituendo  $b$  a  $\beta$  però si commette un ulteriore errore rispetto a quello già commesso e quindi si dovrà tener conto anche di tale errore. Per cui si avrà che

$Y = W\beta + E$  che è il vero generatore dei dati dove

- non conosco  $\beta$  e quindi lo sostituisco con  $b$
- non conosco  $E$  e quindi lo sostituisco con  $e$

si ottiene così

$$y = Wb + e$$

da cui è possibile ricavare e come differenza fra y e Wb

$$e = y - Wb$$

per andare a sostituire il valore di e così ottenuto nella formula

$$\min_b \sum_{i=1}^T e^2 = \sum_{i=1}^T e'e = \sum_{i=1}^T (y_i - \sum_{j=1}^T b_j w_{ij})^2 = (y - Wb)'(y - Wb)$$

$$\min_b (y - Wb)'(y - Wb) = y'y - b'W'Wb - b'W'Y - Y'Wb$$

Le condizioni del primo ordine sono rappresentate da

$$\frac{\partial}{\partial b} (y'y - b'W'Wb - b'W'Y - Y'Wb) = W'Wb + (b'W'W)' - (y'W)' - (y'W)'$$

$$= W'Wb + W'Wb - W'y - W'y$$

$$= 2 W'Wb - 2 W'y = 0$$

moltiplicando per 1/2 si ottiene

$$W'Wb = W'y$$

Sapendo che sia il rango di W che il rango di W' è k, possiamo dire che la matrice W'W ha rango pieno e quindi è invertibile, per cui dall'equazione sopra riportata è possibile ricavare b

$$b = \frac{W'y}{W'W}$$

Che può essere riscritto come

$$b = (W'W)^{-1} W'y$$

ottenendo così lo **stimatore OLS**, intendendo per stimatore la soluzione di un problema di ottimo, e può essere definito come una variabile casuale funzione di variabili casuali.

Le condizioni del secondo ordine del problema di ottimo invece sono

$$\frac{\partial^2 fb}{\partial b \partial b'} = 2 W'W$$

da cui essendo la matrice  $W'W$  definita positiva si ha che il punto di stazionarietà trovato (ossia  $b$ ) è un punto di minimo e ciò significa che gli stimatori OLS sono effettivamente gli unici minimizzatori della somma dei quadrati degli errori della regressione.

Si passa ora ad analizzare le proprietà degli stimatori OLS appena trovati:

### I°) Proprietà di ortogonalità

Si sa che

$$W'Wb = W'y \quad \text{ma } y = Wb + e \text{ quindi sostituendo si ottiene}$$

$$W'Wb = W'(Wb + e)$$

$$W'Wb = W'Wb + W'e \quad \text{da cui } W'e = 0$$

### II°) Proprietà di correttezza

$$b = (W'W)^{-1} W'y \quad \text{ma } y = W\beta + e$$

$$b = (W'W)^{-1} W'(W\beta + e)$$

$$b = (W'W)^{-1} (W'W\beta + W'e)$$

$$b = (W'W)^{-1} W'W\beta + (W'W)^{-1} W'e \quad \text{ma } (W'W)^{-1} W'W \text{ è una matrice identica}$$

$$b = \beta + (W'W)^{-1} W'e$$

$$E(b) = E [\beta + (W'W)^{-1} W'e]$$

$$= \beta + E [(W'W)^{-1} W'e]$$

$$= \beta + (W'W)^{-1} E(W'e) \quad \text{ma } E(W'e) = 0$$

$$= \beta$$



Si è quindi riusciti a costruire uno stimatore corretto, in quanto il suo valore atteso coincide con il vero ed ignoto valore che si deve stimare.

### III°) Varianza degli stimatori OLS

$$b - E(b) = b - \beta = b - (b - (W'W)^{-1} W'e) \quad \text{ma } \beta = b - (W'W)^{-1} W'e, \text{ quindi}$$

sostituendo si ha

$$= (W'W)^{-1} W'e$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(b) &= E\{[(b - E(b))[(b - E(b))']]\} \\ &= E[(W'W)^{-1} W'e][e'W'(W'W)^{-1}] \\ &= (W'W)^{-1} W' E(ee') W((W'W)^{-1}) \quad \text{ma } E(ee') \text{ è la matrice var-cov dell'errore} \\ & \quad \text{e} \\ &= (W'W)^{-1} W' \sigma^2 I W(W'W)^{-1} \quad \sigma^2 \text{ è uno scalare e lo sposto davanti} \\ &= \sigma^2 (W'W)^{-1} W' W(W'W)^{-1} \quad \text{ma } W' W(W'W)^{-1} \text{ è una matrice identica} \end{aligned}$$

quindi

$$= \sigma^2 (W'W)^{-1}$$

Quindi  $\text{Var}(b) = \sigma^2 (W'W)^{-1}$

Maggiore è la varianza di b e maggiore è l'incertezza circa il valore stimato, quindi si vorrebbe che la varianza degli stimatori OLS fosse bassa.

### IV°) Efficienza degli stimatori OLS

Come affermato nel teorema di Gauss-Markov, nel caso in cui le ipotesi dall'1 al 5 sul modello siano soddisfatte, allora lo stimatore OLS  $b = (W'W)^{-1} W'y$  può essere definito B.L.U.E (Best Linear Unbiased Estimator) e ciò significa che ha la varianza più bassa fra gli stimatori lineari e non distorti di  $\beta$ .

Per dimostrarlo si considera l'equazione

$$\mu = c' \beta$$

dove c' è una combinazione lineare delle variabili indipendenti e c'β isola l'i-esimo parametro che si vuole andare a valutare

Si vuole ora costruire lo stimatore di  $\mu$ , ossia  $m$ , dato da

$$m = a'y$$

e si vuole che

$$\begin{aligned} E(m) &= \mu \quad \text{ma } m = a'y \text{ per cui sostituendo si avr\`a} \\ &= E(a'y) \\ &= a'E(y) \\ &= a'E(W\beta + e) \\ &= a'E(W\beta) + E(e) \quad \text{ma } E(e) = 0 \\ &= a'W\beta \end{aligned}$$

Quindi si ha che  $E(m) = a'W\beta = \mu = c'\beta$  e ci\`o sar\`a possibile solo se  $a'W = c'$

$\text{Var}(m) = E\{a'[y-E(y)][y-E(y)]'a\}$  ma  $[y-E(y)][y-E(y)]'$  \`e la matrice var-cov di  $y$  quindi si avr\`a

$$\begin{aligned} &= a'\text{Var}(y)a \quad \text{si sa che } \text{Var}(y) = \text{Var}(e) = \sigma^2 I, \text{ per cui} \\ &= a'\sigma^2 I a \\ &= a'\sigma^2 a \\ &= \sigma^2 a'a \end{aligned}$$

Per cui  $\text{Var}(m) = \sigma^2 a'a$

Si vuole ora minimizzare la varianza di  $m$  attraverso un'opportuna scelta di  $a$ , stante il vincolo  $a'W - c' = 0$ , ossia

min stante il vincolo  $a'W - c' = 0$   
a

Tale minimizzazione avviene tramite l'individuazione di punti di ottimo per la funzione lagrangiana data da

$$L(x, \lambda) = f(x) \cdot \lambda g(x)$$

ponendo

$$\frac{\partial L}{\partial x} = 0 \quad \text{e} \quad \frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0$$

si trova la condizione di primo ordine, la quale appunto prevede che le derivate parziali rispetto a  $x$  e  $\lambda$  siano poste uguali a zero; la condizione di secondo ordine invece prevede che la matrice sia una matrice definita positiva, in modo che il punto di stazionarietà possa essere un minimo.

$$L = a'a - 2\lambda'(a'W - c')$$

$$\frac{\partial L}{\partial x} = a + a - 2W\lambda = 0$$

da cui

$$2a - 2W\lambda = 0$$

$$a - W\lambda = 0 \quad \text{e quindi} \quad \mathbf{a} = \mathbf{W}\lambda$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = -2(W'a - c') = 0$$

da cui

$$W'a - c' = 0 \quad \text{e quindi} \quad \mathbf{W}'\mathbf{a} = \mathbf{c}'$$

Si premoltiplica ora  $a = W\lambda$  per  $W'$

$$W'a = (W'W)\lambda \quad \text{si sostituisce } W'a \text{ con } c' \text{ e si trova che}$$

$$c' = (W'W)\lambda$$

$$\lambda^* = (W'W)^{-1} c'$$

si sa però che  $a = W\lambda$  e quindi anche  $a^*$  (ossia  $a$  ottimale) deve essere uguale  $W\lambda^*$ ; per cui sostituendo si avrà

$$a^* = W((W'W)^{-1} c')$$

in questo modo si è riusciti ad ottimizzare il problema in quanto si è giunti ad individuare uno stimatore

- il cui valore atteso coincide con il parametro da stimare
- la cui varianza è minimizzata

Nel caso in cui invece gli errori non risultassero essere distribuiti normalmente, ma l'ampiezza campionaria  $n$  fosse molto grande, lo stimatore trovato continuerebbe ad essere B.L.U.E. e pertanto le procedure di inferenza continuerebbero ad essere valide, anche se solo asintoticamente.

Una volta individuato tale stimatore, si rende necessario definire un intervallo che contenga  $\beta$ , vero ed ignoto valore dei parametri, con una probabilità prefissata; sapendo che il rapporto fra la differenza fra il valore stimato ( $b_i$ ) ed il vero ed ignoto valore dei parametri ( $\beta_i$ ) e lo standard error del valore stimato (s.e.) si distribuisce come una t-di student<sup>7</sup> con  $n-k$  gradi di libertà, dove  $n$  indica il numero dei parametri e  $k$  il numero dei regressori, ossia

$$(b_i - \beta_i) / \text{s.e.}(b_i) \sim \text{t-Student } (n-k)$$

e dato un livello di significatività pari ad  $\alpha$ , sarà possibile individuare il valore critico  $t_c$  tale che  $\Pr\{t \geq t_c\} = \alpha/2$  e  $\Pr\{t \leq -t_c\} = \alpha/2$ ; conoscendo  $\alpha$  ed il numero dei gradi di libertà sarà possibile ricavare  $t_c$  attraverso l'uso della tavola della distribuzione t. Pertanto riassumendo quanto appena esposto si ha che

$$\Pr\{-t_c \leq t \leq t_c\} = 1 - \alpha$$

e sostituendo a  $t$  la sua espressione in termini di  $b_i$

---

<sup>7</sup> Considerando due variabili indipendenti,  $z = (q - \mu_q) / \sigma_q \sim N(0,1)$  e  $V \sim \chi^2(p)$ , si avrà che  $t = z / [(V/p)^{1/2}] \sim t(p)$

dove il parametro  $p$ , detto gradi di libertà, caratterizza completamente la distribuzione  $t$  e la cui media e varianza risultano rispettivamente  $E(t) = 0$  e  $\text{Var}(t) = p/(p-2)$ . Nel caso in cui  $p$  tenda all'infinito, allora  $t$  tenderà ad una Normale, altrimenti la densità  $t$  avrà più probabilità nelle code rispetto a questa. Infine, essendo la  $t$  di student una distribuzione simmetrica, il valore critico nella coda sinistra sarà il negativo di quello nella coda destra (M.Marcellino, Econometria applicata – Un'introduzione, 2006, Egea).

$$\Pr\{-t_c \leq (b_i - \beta_i)/s.e.(b_i) \leq t_c\} = 1 - \alpha$$

da cui

$$\Pr\{b_i - t_c * s.e.(b_i) \leq \beta_i \leq b_i + t_c * s.e.(b_i)\} = 1 - \alpha$$

Pertanto si dirà che, mentre  $b_i$  rappresenta uno stimatore puntuale di  $\beta_i$ ,  $b_i \pm t_c * s.e.(b_i)$  può essere considerato uno stimatore per intervallo all'  $(1 - \alpha)\%$  <sup>8</sup>.

Ora, dopo aver dimostrato che ogni coefficiente stimato con lo stimatore OLS è la migliore stima lineare non distorta del parametro, si procede descrivendo sia le variabili che il modello utilizzato in questo specifico caso.

---

<sup>8</sup>Fonte: M.Marcellino, *Econometria applicata – Un'introduzione*, 2006, Egea; Cappuccio N. e Orsi R., *Econometria*, 2005, Il Mulino; Trova M., *International Finance Economy and Econometrics – AY 2010/2011*.

### 3. IL DATASET E LE STATISTICHE DESCRITTIVE

Il modello econometrico qui presentato si propone di verificare se i prezzi degli asset finanziari possano essere d'aiuto nel predire l'andamento della crescita economica reale; per tale motivo la variabile dipendente considerata sarà la **serie storica del tasso di crescita del Pil**, mentre la variabile esplicativa sarà rappresentata dalla **serie storica del tasso di crescita dei prezzi delle azioni**, rispettivamente per ciascun paese preso in considerazione, ossia Stati Uniti, Canada, Australia, Germania, Francia, Gran Bretagna, Italia, Giappone e Sudafrica; nello specifico per quanto riguarda le variabili dipendenti avremo

- serie storica del tasso di crescita del Pil statunitense (gu)
- serie storica del tasso di crescita del Pil canadese (gc)
- serie storica del tasso di crescita del Pil australiano (ga)
- serie storica del tasso di crescita del Pil tedesco (gge)
- serie storica del tasso di crescita del Pil francese (gf)
- serie storica del tasso di crescita del Pil inglese (ggb)
- serie storica del tasso di crescita del Pil italiano (gi)
- serie storica del tasso di crescita del Pil giapponese (gj)
- serie storica del tasso di crescita del Pil sudafricano (gsa)

Mentre le variabili esplicative sono costituite da

- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni statunitensi (ru)
- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni canadesi (rc)
- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni australiane (ra)

- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni tedesche (rge)
- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni francesi (rf)
- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni inglesi (rgb)
- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni italiane (ri)
- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni giapponesi (rj)
- serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni sudafricane (rsa)

I dati relativi sia alle serie storiche del Pil che a quelle dei prezzi delle azioni sono stati ricavati dall'archivio dell'OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) e presentano una frequenza trimestrale, al fine di poterne garantire la loro comparabilità. Il periodo di osservazione scelto per tutte le variabili incluse nel modello va dal primo trimestre 1980 all'ultimo trimestre del 2010.

Prima di procedere all'analisi delle diverse variabili è necessario introdurre il procedimento utilizzato per la costruzione del tasso di crescita del Pil e del tasso di crescita del prezzo delle azioni di ogni singolo paese considerato. Per quanto riguarda il Pil, si è deciso di considerare la serie storica del Pil a prezzi correnti<sup>9</sup>, avvalendosi di dati trimestrali, presi in valuta nazionale e già destagionalizzati, così come offerti dall'OECD. Una volta ottenuti questi dati si è proceduto calcolando il tasso di crescita del Pil (g), dato da

$$g = (\text{GDP}_t - \text{GDP}_{t-1}) / \text{GDP}_{t-1}$$

e sommando a tale risultato il valore 100, ottenendo così tutti valori positivi, necessari al fine di poter effettuare le successive trasformazioni logaritmiche con il programma qui utilizzato (E-views). Come già esposto precedentemente, il Pil può essere considerato come la variabile maggiormente rappresentativa del sistema reale, riuscendo questa ad inglobare infatti tutte le variabili reali, ossia i consumi privati (C), gli investimenti (I), la spesa pubblica (G) e il saldo della bilancia commerciale (X-M), dato dalla differenza fra esportazioni (X) ed importazioni (M). La decisione di considerare tale variabile in termini non assoluti, ma bensì relativi, ossia in termini di crescita rispetto all'anno precedente, deriva dalla possibilità di garantire in questo modo una

---

<sup>9</sup> Per Prodotto Interno Lordo si intende la somma del valore dei beni finali venduti in un certo paese nel periodo considerato; a seconda che vengano presi in considerazione i prezzi correnti oppure i prezzi di un determinato anno scelto come base, e quindi costanti, avremo rispettivamente il Pil nominale ed il Pil reale.

maggior comparabilità e confrontabilità dei risultati ottenuti, prescindendo dalla valuta nella quale questa e le altre variabili possano essere espresse.

Per quanto riguarda il prezzo delle azioni dei vari paesi, si è seguito il medesimo procedimento, in quanto dopo aver scaricato le serie storiche trimestrali e destagionalizzate del prezzo delle azioni per ciascun paese, si è proceduto calcolando il tasso di crescita ( $r$ ) dei prezzi delle stesse, dato da

$$r = (SP_t - SP_{t-1}) / SP_{t-1}$$

ed a tale risultato è stato sommato 100, al fine di ottenere anche in questo caso tutti valori positivi. Il procedimento adottato al fine di costruire gli indici del prezzo delle azioni qui considerati varia da paese a paese, e pertanto si rende necessario riassumere i metodi utilizzati in ciascuno dei paesi considerati:

- Stati Uniti: l'indice dei prezzi delle azioni comprende tutte le aziende quotate alla New York Stock Exchange ed è calcolato sulla base dei prezzi giornalieri, corrispondenti ad una media aritmetica pesata, in relazione alla capitalizzazione di mercato delle aziende considerate al valore corrente.
- Canada: i dati fanno riferimento allo "S&P/TSX composite index of the Toronto Exchange" (detto anche TSE 300 Composite index), il quale misura le performance dell'equity market canadese. I dati trimestrali derivano dalle medie dei dati mensili registratisi nel trimestre stesso.
- Australia: per il periodo compreso fra l'aprile del 2000 e il dicembre 2010 i dati dell'indice dei prezzi delle azioni si riferiscono al "S&P/ASX 200", indice che rappresenta approssimativamente l'89% della capitalizzazione di mercato totale dell'Australia; per quanto riguarda il periodo precedente invece, i dati si riferiscono all' "All Ordinaries Index". I dati trimestrali derivano dalle medie dei dati mensili registratisi nel trimestre stesso.
- Gran Bretagna: i dati dell'indice dei prezzi delle azioni inglesi fanno riferimento al "FTSE-100", indice comprendente le 100 maggiori aziende della Gran Bretagna per valore di mercato quotate alla London Stock Exchange, e rappresentante l'80% circa del mercato inglese. I dati trimestrali derivano dalle medie dei prezzi giornalieri.



- Germania: i dati utilizzati derivano dall'indice dei prezzi delle azioni calcolato dall'OECD
- Francia: i dati si riferiscono all' "SBF250 index of the Société des Bourses Françaises", indice comprendente 12 settori aggregati in tre gruppi, ossia industriale, dei servizi e finanziario; la selezione del campione è basata sulla rappresentatività di ciascuna compagnia rispetto alla capitalizzazione di mercato totale in ciascuno dei 12 settori considerati. I dati trimestrali derivano dalla media dei prezzi di chiusura giornalieri.
- Italia: l'indice preso a riferimento è un indice globale riferito a tutte le categorie di azioni emesse dalle 200 aziende considerate; all'interno di tale indice il settore industriale rappresenta il 30%, il settore dei servizi il 13% e quello finanziario il 54%. I dati trimestrali derivano dalla media dei prezzi giornalieri.
- Giappone: l'indice preso a riferimento è il "TOPIX index", il quale misura i cambiamenti registratisi nei prezzi delle azioni di tutte le aziende (circa 1500) comprese nella "First Section" della Tokyo Stock Exchange. I dati trimestrali derivano dalle medie dei dati mensili registratisi nel trimestre stesso.
- Sudafrica: i dati si riferiscono al "FTSE/JSE All Share Index", rappresentante il 99% dell'intero valore capitale del mercato.

Alle serie storiche dei tassi di crescita così costruite è stata poi applicata la trasformazione "logaritmo", la quale permette sia di migliorare le caratteristiche di normalità, nel caso in cui la distribuzione della variabile originaria possa essere assimilata a quella di una lognormale<sup>10</sup> o di una  $\chi^2$ , sia di ridurre i problemi di eteroschedasticità nel caso in cui la varianza cresca al crescere del valore atteso della variabile<sup>11</sup>. Tale trasformazione dovrebbe permettere di condurre ad un modello avente la capacità di soddisfare tutte le ipotesi effettuate sugli errori.

---

<sup>10</sup> Una distribuzione sarà detta lognormale se, dopo aver applicato la trasformazione logaritmo, tale distribuzione risulti normale e quindi simmetrica, ossia non più caratterizzata da una forte asimmetria destra o positiva.

<sup>11</sup> Fonte: M.Marcellino, *Econometria applicata – Un'introduzione*, 2006, Egea

Il modello così costruito può essere classificato fra i modelli “*leading indicator*”, modelli nei quali la variabile  $x$  possiede delle caratteristiche anticipatorie rispetto ad  $y$ ; in questo caso sarà il tasso di crescita del prezzo delle azioni ( $x$ ) ad essere utilizzato quale variabile esplicativa capace di prevedere i valori futuri del tasso di crescita del Pil ( $y$ ), e pertanto tale modello potrà essere scritto come

$$y_t = \beta_1 x_{t-1} + e_t$$

secondo la notazione utilizzata da M. Marcellino nel corso della classificazione dei diversi modelli.

Per la parte riguardante la stima del modello è invece necessario far notare che il periodo considerato va dal secondo trimestre del 1980 al secondo trimestre del 2009, sebbene i dati siano disponibili fino alla fine del 2010. Tale scelta è stata fatta al fine di poter confrontare i dati del periodo non considerato nella stima con quelli derivanti dalla previsione *ex-post*<sup>12</sup> e *out of sample* effettuata alla fine di questo elaborato ed avente lo scopo di verificare la bontà previsiva del modello costruito.

---

<sup>12</sup> La previsione *ex-post* e *out of sample* viene effettuata prendendo in considerazione un periodo di tempo già passato e non utilizzato nella stima del modello (ossia il periodo compreso fra il secondo trimestre del 2009 e l'ultimo trimestre del 2010). Tale previsione si distingue da quella *ex-ante*, la quale viene invece effettuata al tempo presente per il futuro.

#### 4. ANALISI DELLE VARIABILI

Si rende ora necessario procedere all'analisi delle variabili considerate, ossia la variabile di interesse e le variabili esplicative, riportando per ognuna di queste il grafico della serie storica nei livelli, l'istogramma e alcune statistiche descrittive, al fine di verificarne le caratteristiche distributive; in particolare, al fine di valutare la distribuzione di ciascuna serie, si utilizzerà il test di Jarque-Bera<sup>13</sup>, test avente per ipotesi nulla l'ipotesi di normalità della distribuzione e per ipotesi alternativa quella di non normalità.

---

<sup>13</sup> Il test di Jarque-Bera è un test che fa riferimento alle proprietà della distribuzione normale, ossia la simmetria e la curtosi; per simmetria si intende la proprietà secondo la quale dati due valori ( $k$  e  $-k$ ), uguali in valore assoluto, questi isolano rispettivamente alla propria destra e alla propria sinistra uguale massa di probabilità e pertanto si avrà che il coefficiente di asimmetria sarà pari a zero. La curtosi fa invece riferimento all'eccesso di concentrazione dei dati intorno alla propria media e nel caso di una distribuzione normale assume il valore  $-3$ ; valori positivi di tale indice indicano un eccesso di curtosi, che dovrà essere distribuito nei livelli medi della distribuzione.

Il test statistico di JB è così definito

$$JB = (n/6) * (s^2 + 1/4k^2)$$

dove  $s$  rappresenta l'indice di asimmetria e  $k$  l'indice di curtosi, nello specifico

$$s = (1/T) \sum_{t=1}^T [(y_t - \bar{y})^3 / S]$$

$$k = (1/T) \sum_{t=1}^T [(y_t - \bar{y})^4 / S]$$

La distribuzione della statistica di JB corrisponde ad una distribuzione  $\chi^2$  con 2 gradi di libertà, essendo due i parametri da stimare, ossia  $s$  e  $k$ , e pertanto al fine di verificare la possibilità di accettare o meno l'ipotesi nulla di normalità sarà necessario confrontare la statistica di JB con il valore critico della distribuzione  $\chi^2$  con 2 gradi di libertà: nel caso in cui la statistica di JB si riveli essere maggiore del valore critico della distribuzione  $\chi^2$  con 2 gradi di libertà allora si dovrà rifiutare l'ipotesi nulla di normalità, in quanto, a seguito dei valori assunti da  $s$  e da  $k$ , la distribuzione non potrà essere assimilata a quella di una normale (Cappuccio N. e Orsi R., *Econometria*, 2005, Il Mulino).

## STATI UNITI

Per quanto riguarda gli Stati Uniti, la variabile dipendente, ossia il **tasso di crescita del Pil (GU)**, dopo il buon andamento registrato nei primi anni ottanta, assume un andamento costante fra il 1981 ed il 2006 con alcuni picchi in negativo negli anni '82, '90 e '02 per arrivare poi a conoscere una forte caduta nel 2009. Per quanto riguarda i primi anni '80, la politica economica liberista adottata dal presidente Reagan e basata su tassi d'interesse elevati e l'apprezzamento del dollaro, pur avendo contribuito ad abbattere l'inflazione, ha condotto il paese, nello specifico fra il luglio del 1981 ed il dicembre 1982, nella più forte recessione economica del dopoguerra; è in questo periodo infatti che si assiste ad un forte aumento della disoccupazione, con punte del 10,8% verso la fine del 1982, a numerosi fallimenti bancari e ad una diminuzione del fatturato pari a circa l'11% in termini reali delle 500 principali aziende del paese. Grazie alla decisione presa dalla Fed di attenuare la politica di razionamento del credito però, dal 1983 in poi gli Stati Uniti conoscono un forte periodo di ripresa economica, entrando nel più lungo periodo di espansione economica in tempo di pace; tale periodo, identificato con il nome di deregulation, permetterà l'innovazione e il miglioramento della produttività delle imprese, e pertanto un conseguente aumento dei profitti e degli investimenti. Questa crescita economica, protrattasi fino al 1989 e caratterizzata sia dall'aumento del consumo interno che da un aumento delle esportazioni, così come dalla diminuzione della disoccupazione e dalla lotta all'inflazione, era però basata su forti squilibri interni; in tale periodo infatti il paese aveva visto il deficit di bilancio triplicarsi, il deficit commerciale aumentare di ben sei volte ed un eccessivo indebitamento colpire indistintamente tutti gli attori economici. La situazione appena descritta condusse ad una crisi da sovra indebitamento, causa scatenante della recessione economica che dal giugno del 1990, così come evidenziato dal grafico, il neoeletto presidente Bush si trovò ad affrontare; tale recessione comportò la diminuzione dei consumi e degli investimenti rispettivamente da parte delle famiglie e delle imprese (a causa degli elevati interessi che gli attori economici erano costretti a pagare sui debiti contratti), l'aumento della disoccupazione e la riduzione delle entrate fiscali, in un momento in cui il risanamento delle casse di risparmio in difficoltà posto in essere dallo Stato faceva sì che le spese dello stesso aumentassero fortemente. E' in

questo contesto che nell'ottobre del 1990 il presidente Bush diede il via ad un piano di riduzione del deficit di bilancio, caratterizzato da una riduzione delle spese e da un aumento della pressione fiscale. In seguito, nonostante la politica economica di rilancio adottata dal presidente in carica alla fine del 1991 si sia basata sulla diminuzione del tasso di sconto e sul deprezzamento del dollaro al fine di agevolare le esportazioni, il paese continuava a registrare un deficit pubblico e commerciale molto elevati; tale situazione, unita al malcontento della middle class per la scarsa attenzione rivolta dal presidente alle difficoltà economico-sociali interne, fece sì che alle elezioni del novembre del 1992 la presidenza passasse al candidato democratico Bill Clinton. Questi presentò nel 1993 un programma avente come obiettivi principali la riduzione del deficit, perseguita attraverso l'aumento della tassazione dei redditi medio-alti; il rilancio dell'economia, attraverso i sostegni agli investimenti delle imprese, il finanziamento dei lavori pubblici al fine di ridurre la disoccupazione, il miglioramento dell'istruzione e lo sviluppo delle alte tecnologie, ed infine la riforma del sistema sanitario. Nei primi due anni della nuova presidenza il paese registrò una forte diminuzione del deficit pubblico ma allo stesso tempo un aumento del deficit commerciale e il fallimento del progetto di riforma sanitaria, fatti che contribuirono alla diminuzione delle preferenze elettorali nei confronti del presidente in carica<sup>14</sup>. Nonostante ciò il tasso di crescita del Pil conosce un andamento costante fino agli anni 2000, anno in cui si assiste invece all'inizio della recessione dell'economia americana, recessione che verrà ereditata dal presidente Bush una volta salito al potere nel 2001 (ANSA,2003<sup>15</sup>). Il rallentamento dell'economia americana continua anche nel 2001, a causa del forte aumento del prezzo del petrolio, registratosi nel corso del 2000, delle ripercussioni avutesi a seguito dello scoppio della bolla della "new economy" (di cui si parlerà specificamente nell'analisi dell'andamento del tasso di crescita del prezzo delle azioni statunitensi) e delle politiche monetarie restrittive adottate dal paese, comportando una diminuzione degli investimenti, in modo particolare nel settore dell'alta tecnologia e dei software; gli eventi dell'11 settembre hanno contribuito poi ad aggravare la fase recessiva, sebbene i loro effetti possano essere considerati contenuti e temporanei (G.Tremonti, 2001). La ripresa dei consumi privati e l'aumento della spesa pubblica registratisi nell'ultimo trimestre del 2001 però

---

<sup>14</sup> Fonte:A.Gauthier, "L'economia mondiale dal 1945 ad oggi", Il Mulino, 1998, pp.322-328 – Edizione originale "L'économie mondiale depuis la fin du XIX siècle, Paris, Bréal, 1995, pp. 11-14, 145-571.

<sup>15</sup> Fonte:www.wallstreetitalia.com.

hanno permesso di compensare la minor domanda interna, conducendo così ad una crescita del Pil<sup>16</sup>. Nel 2002 la crescita del Pil, riuscendo ad attestarsi intorno al 2,4%, ha fatto sì che il paese evitasse il “double dip”, ossia l’avvento di una ulteriore recessione a seguito di quella verificatasi nel 2001 (E.Carretto, 2003<sup>17</sup>); tuttavia l’andamento incerto dell’economia americana dei mesi precedenti ha fatto sì che la stessa rimanesse “debole” anche nel corso del 2003 (G.Radice,<sup>18</sup>2003). Nel corso del 2004 si assiste invece ad una ripresa dell’economia, legata sia alla creazione di nuovi posti di lavoro, in particolare nel settore terziario, che alla crescita degli investimenti nel settore industriale ed informatico<sup>19</sup>; nell’ultimo trimestre dell’anno successivo invece, a causa della diminuzione dei consumi interni, il paese registra la minor crescita dalla fine del 2002 (1,1%). Secondo quanto sostenuto da Stephen Roach, chief executive della Morgan Stanley, il rallentamento registrato è da ricondurre ad una molteplicità di cause, quali la fine del boom verificatosi nel settore immobiliare, il quale garantiva la liquidità alle famiglie americane attraverso il rifinanziamento dei mutui, e conseguentemente la capacità di vivere al di sopra dei propri mezzi; il minor potere d’acquisto dei consumatori a seguito dell’aumento del prezzo della benzina e l’annuncio di numerosi licenziamenti da parte di importanti multinazionali, quali Ford e General Motors (F.Rampini, 2006<sup>20</sup>). Nonostante tutto comunque il tasso di crescita del Pil per l’intero 2006 riesce ad attestarsi intorno al 3,3%, dato che l’economia statunitense non riuscirà a replicare nel 2007, fermandosi al 2,2%, a seguito del calo verificatosi nel settore dei consumi privati<sup>21</sup>. Il forte picco registratosi negli anni ’08-’09 è invece da ricondurre alla grave crisi finanziaria originatasi a seguito dello scoppio della bolla del mercato immobiliare americano fra il 2005 ed il 2006, dopo un lungo periodo in cui i prezzi delle case erano cresciuti costantemente; per capire quanto verificatosi è necessario tornare al 2001, anno in cui il presidente Bush, dopo aver ottenuto l’autorizzazione dal presidente della Fed, Alan Greenspan, decise di porre in essere un piano di sgravi fiscali pensato per agevolare i cittadini americani più abbienti. In questa situazione l’unica possibilità posseduta dalla Fed per mantenere costante la crescita e l’occupazione era

---

<sup>16</sup> Fonte:www.dt.tesoro.it.

<sup>17</sup> Fonte:www.archivistorico.corriere.it.

<sup>18</sup> Fonte:www.archivistorico.corriere.it.

<sup>19</sup> Fonte:www.euronews.com.

<sup>20</sup> Fonte:www.ricerca.repubblica.it.

<sup>21</sup> Fonte:www.ilsole24ore.com.

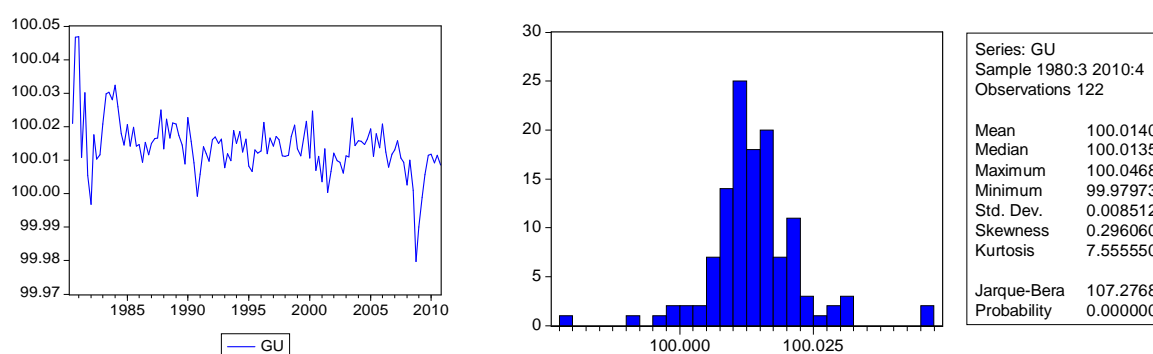
quello di agire sui tassi di interesse, nello specifico abbassandoli; tassi d'interesse bassi infatti dovrebbero condurre le imprese ad effettuare maggiori investimenti e portare conseguentemente ad un miglioramento dell'economia. La crescita registratasi a seguito della manovra della Fed però non poté essere ricondotta a maggiori investimenti ma al sempre maggiore indebitamento delle famiglie, generatosi a seguito del rifinanziamento dei loro mutui; in questo periodo a un crescente numero di famiglie veniva data la possibilità di accendere un mutuo secondo la pratica dei "prestiti sub prime", ossia la pratica con la quale venivano concessi prestiti a persone poco solubili e che prevedevano tassi di interesse detti "teaser rates" ossia molto bassi per i primi anni e progressivamente maggiori negli anni successivi. Tale variabilità nei tassi di interesse sui mutui sub prime fece sì che nel momento in cui questi cominciarono a crescere, nello specifico fra il 2004 e il 2006, molti debitori si trovarono nell'incapacità di ripagare o rifinanziare i loro debiti ed il conseguente scoppio della bolla immobiliare nel 2006, portando ad una progressiva diminuzione del prezzo delle abitazioni, lasciò molti di essi con dei mutui superiori al valore dei loro stessi immobili (J.E.Stiglitz, 2007<sup>22</sup>). Il mercato immobiliare che fino a quel momento aveva garantito grande liquidità e numerosi posti di lavoro si fermò bruscamente, scatenando la grave crisi che non rimase confinata negli Stati Uniti ma si estese a tutti quegli investitori e istituti bancari che, a seguito della cartolarizzazione dei mutui sub prime, ne erano entrati in possesso.

Per quanto riguarda invece la distribuzione del tasso di crescita del Pil statunitense è possibile notare che questa non può essere assimilata a quella di una normale<sup>23</sup> essendo la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità inferiore ad ogni livello di significatività. Alla stessa conclusione è possibile arrivare osservando i

<sup>22</sup> Fonte:www.larepubblica.it.

<sup>23</sup> Le distribuzioni normali appartengono ad una famiglia di curve simmetriche aventi forma a campana e unimodali (avendo media, moda e mediana coincidenti) e caratterizzate dai valori di media e varianza  $N(\mu, \sigma^2)$ ; nel caso in cui vi sia una variazione di  $\mu$ , ma la varianza rimanga costante, allora si avranno infinite curve normali aventi la stessa forma e dimensione, ma l'asse di simmetria in un punto diverso. Se invece ad assumere valori diversi fra le curve fosse la varianza allora si avrebbero infinite curve con lo stesso asse di simmetria ma con forma più o meno appiattita, a seconda del valore di  $\sigma^2$ ; è infatti proprio la deviazione standard (ossia la radice di  $\sigma^2$ ) ad indicare la quantità di dispersione delle osservazioni intorno alla media. Si dirà che la variabile casuale  $X$  possiede una distribuzione normale nel caso in cui la sua funzione di densità sia  $f(x) = 1/(\sigma \cdot (2\pi)^{1/2}) \exp[-(x-\mu)^2/2\sigma^2]$ ,  $-\infty < x < \infty$  dove  $-\infty < x < \infty$  è un parametro di posizione e  $0 < \sigma < \infty$  un parametro di scala. Tale distribuzione presenta frequenze più elevate dei valori centrali e progressivamente minori verso gli estremi (code). (Fonte:www.carlandi.it; F.Parpinel, C.Provasi, Elementi di probabilità e statistica per le scienze economiche, G.Giappichelli Editore - Torino, 2004).

valori dell'indice di asimmetria e dell'indice di curtosi, che nel caso di una distribuzione normale assumono rispettivamente i valori di 0 e 3; più i valori di una distribuzione si distanziano da questi più la distribuzione non può essere considerata normale. Nello specifico, valori superiori (come in questo caso) indicano la presenza di leptocurtosi, fenomeno per il quale la distribuzione tende a presentare un addensamento delle frequenze sui valori centrali e sulle code rispetto al caso normale, comportando una maggiore possibilità di osservare eventi estremi<sup>24</sup>.



**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni statunitensi (RU)** presenta un andamento costante durante tutto il periodo considerato, ma con alcuni picchi in negativo rispettivamente negli anni '87, e così come per il tasso di crescita del PIL nel '02 e nel '09; il picco registrato nel 1987 è da ricondurre al 19 ottobre dello stesso anno, giorno in cui il sistema informatizzato interno alla borsa newyorchese perse il controllo sulle vendite delle azioni, comportando la sopravvalutazione degli indici finanziari americani e quindi la loro esposizione al rischio di crollo. In quel lunedì, soprannominato da quel momento lunedì nero, il Dow Jones<sup>25</sup> fece registrare una perdita pari al 22,61% e perdite di pari entità si verificarono anche nelle piazze finanziarie europee; l'intervento congiunto delle Banche Centrali però impedì che tale crollo generalizzato provocasse il ripetersi delle conseguenze devastanti della Grande Crisi degli anni '30 e permise agli indici di tornare ai loro livelli medi in breve tempo.

<sup>24</sup> Fonte: T.Proietti, Analisi di Mercato, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Udine.

<sup>25</sup> Il Dow Jones, l'indice storicamente più rilevante di Wall Street, nasce nel 1884 con la denominazione di "Dow Jones Transportation Average", essendo state le compagnie ferroviarie il primo paniere di riferimento. Al contrario degli altri indici, i quali tengono conto della capitalizzazione e quindi del peso relativo delle diverse società, tale indice è calcolato soppesando il prezzo dei principali 30 titoli di Wall Street (Fonte:www.ilsole24ore.com).



Conseguentemente si procedette all'aggiornamento dei meccanismi automatici delle borse, in modo da poter sospendere i titoli per eccesso di ribasso, ed impedire così il verificarsi di eventi simili a questo<sup>26</sup>.

L'andamento negativo del tasso di crescita dei prezzi delle azioni nel '02 è da ricondurre allo scoppio della bolla speculativa avvenuto nel 2000; tale bolla aveva cominciato a prendere forma nel 1994 con la quotazione in borsa di Netscape, società che diede il via alla New economy, o era delle "dot.com", attraverso lo sviluppo del primo browser commerciale in Internet. In questo periodo si assistette ad un forte aumento delle quotazioni di molte start-up della Silicon-Valley o comunque di imprese legate al mondo dell'innovazione tecnologica e dell'high-tech e ad un contemporaneo aumento degli investimenti in information technology da parte delle grandi e medie aziende. Fra il 2001 e il 2002, periodo in cui vi fu lo scoppio della bolla speculativa, gli indici del Nasdaq crollarono, portando alla scomparsa di molte dot.com create nell'era della New economy; altri eventi che contribuirono a peggiorare gli andamenti del mercato finanziario americano furono le conseguenze di lungo periodo dell'attacco terroristico dell'11 settembre e l'inaspettato fallimento della ENRON, una delle più grandi multinazionali statunitensi operanti nel campo dell'energia e di Adelphia, il sesto operatore televisivo via cavo degli Stati Uniti<sup>27</sup>.

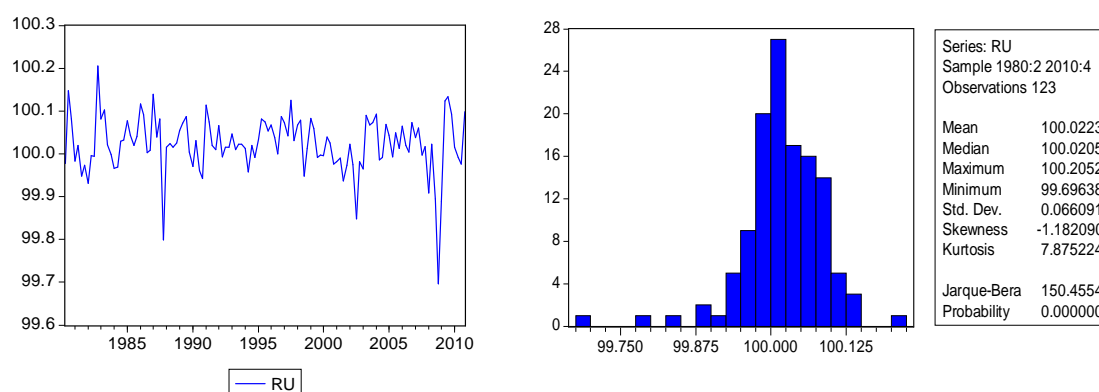
Infine nel '09 l'andamento negativo del tasso di crescita del prezzo delle azioni è da ricondurre alla crisi finanziaria originatasi a seguito dello scoppio della bolla del mercato immobiliare americano nel 2006.

Per quanto riguarda la sua distribuzione, questa non può essere paragonata a quella di una normale essendo la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità inferiore ad ogni livello di significatività.

---

<sup>26</sup> Fonte: [www.e-investimenti.com](http://www.e-investimenti.com).

<sup>27</sup> Fonte: [www.finanziamenti-tutti.com](http://www.finanziamenti-tutti.com); [www.repubblica.it](http://www.repubblica.it).



## CANADA

Come è possibile notare dal grafico sottostante, il **tasso di crescita del PIL canadese (GC)** presenta un andamento costante lungo quasi tutto il periodo preso in considerazione, fatta eccezione per la forte flessione del 2010.

Sia fra il 1980 ed il 1990, che fra il 1990 ed il 2001, l'economia canadese conosce una crescita costante, paragonabile, per quanto riguarda il periodo compreso fra gli anni '90 e 2000, al 55% in termini nominali ed al 31% nel caso in cui vengo considerata l'inflazione<sup>28</sup>, registrando nel 2000 il più basso tasso di disoccupazione degli ultimi 25 anni (6,6%), risalito poi all'8% nel 2001. Allo stesso tempo si assiste inoltre ad una riduzione consistente del debito pubblico (51,8%) rispetto al biennio 1995-1996 (70,7%), così come ad un'eccedenza di bilancio per il quarto anno consecutivo; ed è sempre nel periodo considerato che il governo canadese approva una serie di importanti tagli fiscali, tagli da effettuarsi nel corso dei cinque anni successivi e aventi lo scopo di eliminare le eccedenze di bilancio. La contrazione economica conseguente all'attentato terroristico del 2001 (come evidenziato dal grafico sotto riportato) non influirà sulla decisione presa dal governo, il quale essendo ora dotato di minori entrate fiscali e dovendo far fronte a maggiori spese per la sicurezza, si vedrà costretto ad effettuare tagli su altre spese nazionali (A. Yalnizyani, 2002<sup>29</sup>). In seguito, nonostante un breve rallentamento dell'economia nel 2003, la creazione di numerosi posti di lavoro, le politiche fiscali e monetarie adottate e l'aumento delle esportazioni

<sup>28</sup> Fonte: Statistiche del Canada, National Accounts, Gross Domestic Product, Expenditure-Based, CANSIM 14840, CANSIM 100126

<sup>29</sup> Fonte: www.socialwatch.org.

hanno permesso al paese di registrare una forte crescita nel corso del 2004 (E.Cugia, D.Mosseri, 2004<sup>30</sup>). Inoltre l'elevata adattabilità dell'economia canadese rispetto ai cambiamenti di natura sia interna che internazionale, quali la crisi del settore abitativo negli Stati Uniti o l'importante aumento del prezzo del petrolio, ha permesso a questa di continuare a crescere anche nel corso degli anni successivi, come è possibile notare dall'andamento del tasso di crescita del Pil (Confederation of Italian Entrepreneurs Worldwide, CIIM, 2007<sup>31</sup>). L'apprezzamento del dollaro canadese nei confronti del dollaro americano registratosi nel 2007 ad esempio diviene sintomo della solidità di questa economia, la quale anche durante l'anno considerato registra un buon livello di crescita del Pil (trainato in particolare dai settori delle risorse naturali e petrolifere e dal settore terziario), differenziandosi così dall'andamento dell'economia americana (2008<sup>32</sup>); l'economia canadese infatti è una tra le più forti al mondo, oltre che la maggiore potenza estrattiva del pianeta dopo la Russia. Inoltre il Trattato di libero commercio fra USA e Canada nel 1989 e successivamente il Trattato di libero commercio del Nord America nel 1994, ossia il NAFTA (comprendente anche il Messico) hanno favorito l'aumento del commercio e dell'integrazione economica con gli Stati Uniti, contribuendo a rafforzare ulteriormente la potenza economica del Canada; allo stesso tempo però, tale stretta relazione fa sì che un eventuale momento di stagnazione dell'economia statunitense abbia un impatto negativo anche sull'economia canadese<sup>33</sup>. Ed è proprio a causa della caduta della domanda dei beni canadesi da parte degli Stati Uniti che nel 2009 l'economia canadese ha fortemente risentito della crisi economica; tale minore domanda deriva sia dal crollo dei consumi americani che dal deprezzamento del dollaro americano, ma anche dall'introduzione da parte del governo degli Stati Uniti della norma Buy American, misura anticrisi che condiziona il finanziamento dei progetti che serviranno a rilanciare la crescita e l'occupazione all'acquisto di acciaio e ferro prodotti negli USA. Alla minore domanda esterna inoltre si aggiunge poi anche un calo della domanda interna. Infine, dati i risultati ottenuti a seguito dell'applicazione del test di Jarque Bera, è possibile affermare che la distribuzione del tasso di crescita del Pil canadese non può essere assimilata a quella di

---

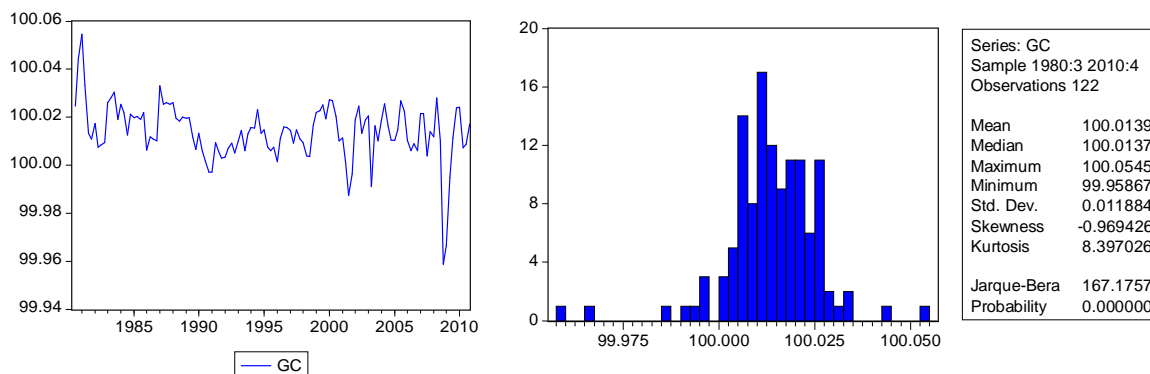
<sup>30</sup> Fonte: [www.canadainternational.gc.ca](http://www.canadainternational.gc.ca).

<sup>31</sup> Fonte: [www.ciim.it](http://www.ciim.it).

<sup>32</sup> Fonte: [www.confindustria.marche.it](http://www.confindustria.marche.it).

<sup>33</sup> Fonte : [www.hyperion.sp.unipg.it](http://www.hyperion.sp.unipg.it); [www.mglobale.i](http://www.mglobale.i)

una normale, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi inferiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione.



**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni canadesi (RC)** evidenzia diversi picchi in negativo, registratisi rispettivamente nel 1987, nel 1998 e nel 2009. Il primo di questi è da ricondurre, così come per gli Stati Uniti, al crollo di Wall Street del 19 ottobre '87, lunedì in cui la flessione conosciuta dall'Indice Dow Jones trascinò in basso anche la borsa canadese facendole perdere in quella sola giornata circa il 22,5%<sup>34</sup>. Il crollo registratosi nel 1998 invece è da ricondurre alle tensioni relative alle elezioni del novembre dello stesso anno, emerse dai risultati di un sondaggio preelettorale della Gallup<sup>35</sup> che indicava un vantaggio del partito liberale di John Turner su quello conservatore dell'allora attuale primo ministro Brian Mulroney, che portarono a un crollo del dollaro canadese<sup>36</sup>. Il calo verificatosi nei primi anni 2000 è invece da ricondurre, così come per gli Stati Uniti, allo scoppio della bolla speculativa delle dot.com, mentre l'importante picco in negativo registratosi nel 2009 si deve al crollo del boom immobiliare verificatosi nel mercato statunitense; tuttavia l'elevata capitalizzazione del mercato finanziario e la prudenza dello stesso nel diffondere i prodotti finanziari responsabili della crisi sia negli Stati Uniti che in Europa hanno permesso al Canada di affrontare più prontamente rispetto ad altri paesi le ripercussioni di tale crollo (2008<sup>37</sup>); tale paese può infatti vantare un sistema finanziario considerato tra i più solidi al mondo, a seguito appunto dell'elevata cautela con cui vengono

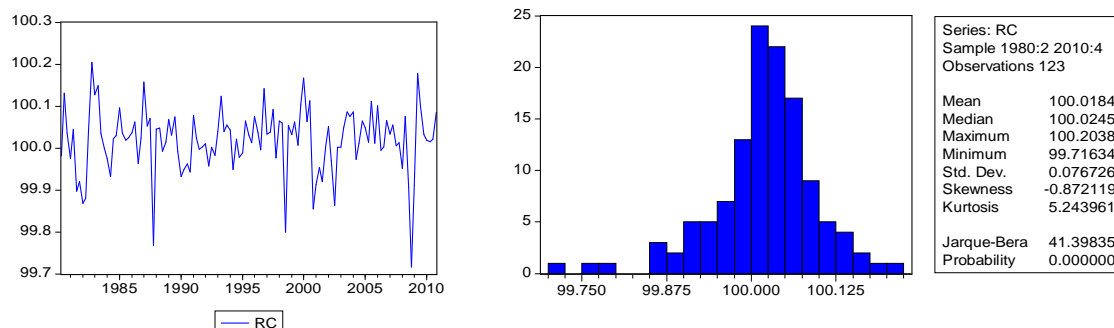
<sup>34</sup>Fonte: [www.e-investimenti.com](http://www.e-investimenti.com).

<sup>35</sup> Organizzazione che coinvolge scienziati di fama mondiale nel settore dell'economia, della sociologia e della psicologia e si occupa di studiare i comportamenti degli individui.

<sup>36</sup> Fonte: [www.banchedati.ilsole24ore.com](http://www.banchedati.ilsole24ore.com).

<sup>37</sup> Fonte: [www.confindustria.marche.it](http://www.confindustria.marche.it).

effettuati gli investimenti da parte del settore bancario<sup>38</sup>. Per quanto riguarda infine la distribuzione della serie considerata, dati i risultati ottenuti questa non può essere assimilata a quella di una normale.



## AUSTRALIA

Per quanto riguarda l’Australia il **tasso di crescita del PIL (GA)**, dopo una prima fase in cui conosce una crescita costante, questi evidenzia un picco in corrispondenza dei primi anni ’90; tale picco coincide con la presenza di una crisi economica e sociale che colpisce l’Australia in quegli anni e che, dato il malcontento creatosi a seguito dell’elevata disoccupazione, porta il premier laburista Bob Hawke ad indire delle elezioni interne nel 1991 al fine di sanare i conflitti e rinnovare l’immagine del governo, elezioni che saranno però vinte dal suo avversario Paul Keating<sup>39</sup>. Negli anni successivi l’andamento dell’indice torna ad essere costante, salvo subire una caduta fra la fine del 2008 e il primo trimestre del 2009, anni in cui la crisi finanziaria scaturita dagli Stati Uniti si diffonde a tutto il mondo; a differenza di quanto avvenuto per le principali economie avanzate però l’Australia non è mai entrata in una fase di recessione<sup>40</sup> e ciò è risultato possibile grazie alla crescente integrazione con le economie emergenti del Sud Est asiatico e le politiche di stimolo economico adottate dalle Autorità australiane<sup>41</sup>.

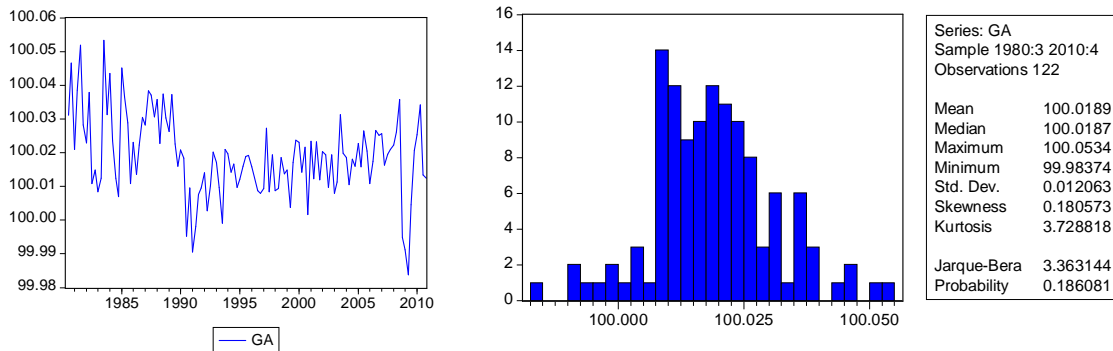
<sup>38</sup> Fonte: www.bis.org.

<sup>39</sup> Fonte: www.prosol-bo.org

<sup>40</sup> La recessione è una fase dell’economia caratterizzata da livelli di attività produttiva più bassi di quelli che si potrebbero ottenere usando completamente e in maniera efficiente tutti i fattori produttivi a disposizione. Tecnicamente si parla di recessione quando il Prodotto Interno Lordo (PIL) reale diminuisce, andando in territorio negativo, per almeno due trimestri consecutivi. Se alla mancanza di crescita di affianca anche l’inflazione, si parla di stagflazione.

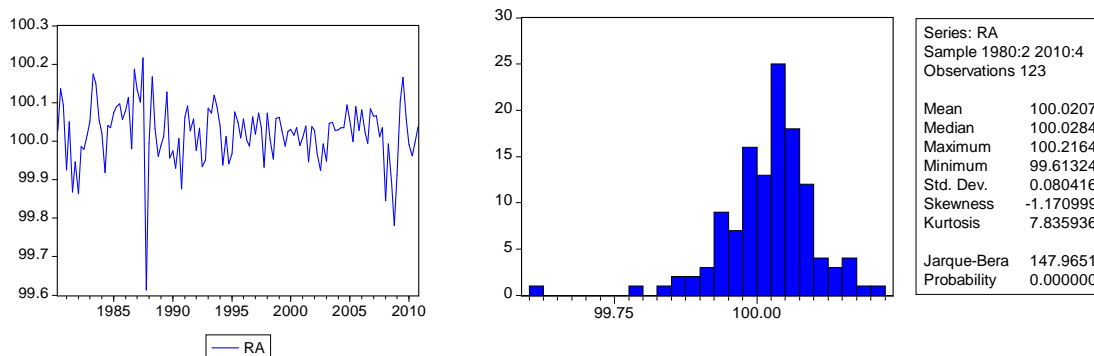
<sup>41</sup> Fonte: www.ice.gov.it.

Come è possibile notare dai risultati evidenziati dalla tabella sottostante, la distribuzione di questa serie storica può essere paragonata a quella di una normale essendo la probabilità di accettare l'ipotesi nulla superiore ad ogni livello di significatività.



**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni australiane (RA)** presenta un andamento costante lungo la maggior parte del periodo qui considerato, ad eccezione di due picchi registrati rispettivamente nell'87 e nel periodo compreso fra il 2007 e il 2009. L'importante picco registratosi nell'87 è da ricondurre al crollo di Wall Street del 19 ottobre del medesimo anno, in quanto la forte flessione conosciuta dall'indice Dow Jones coinvolse nella crisi anche la borsa australiana, contagiandola e facendole perdere il 41,8%<sup>42</sup>. Il picco registratosi fra il 2007 ed il 2009 è invece da ricondurre alla crisi dei mutui sub prime verificatasi nel corso del 2007 in America, coinvolgendo le borse di tutto il mondo. Per quanto riguarda la distribuzione, questa non può essere assimilata a quella di una normale, in quanto la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità è inferiore ad ogni livello di significatività ed i valori degli indici di asimmetria e curtosi si discostano molto da quelli propri di una distribuzione normale.

<sup>42</sup> Fonte: [www.performancetrading.it](http://www.performancetrading.it).



## GRAN BRETAGNA

Il tasso di crescita del PIL della Gran Bretagna (GGB) presenta un andamento costante lungo quasi tutto il periodo considerato, ad eccezione di alcune lievi flessioni in corrispondenza del 1989, del 1991, del 2005 e del notevole picco negativo del 2009. Verso la metà del 1989 infatti, dopo un lungo periodo positivo sotto la guida del primo ministro Margaret Thatcher, la situazione economica inglese conosce un lieve peggioramento; inoltre la simultanea introduzione della *poll tax*, tassa che avrebbero dovuto pagare tutti i cittadini iscritti alle liste elettorali, indipendentemente dal proprio reddito, non fa che peggiorare questo momento di minore crescita economica, sollevando una forte opposizione popolare.

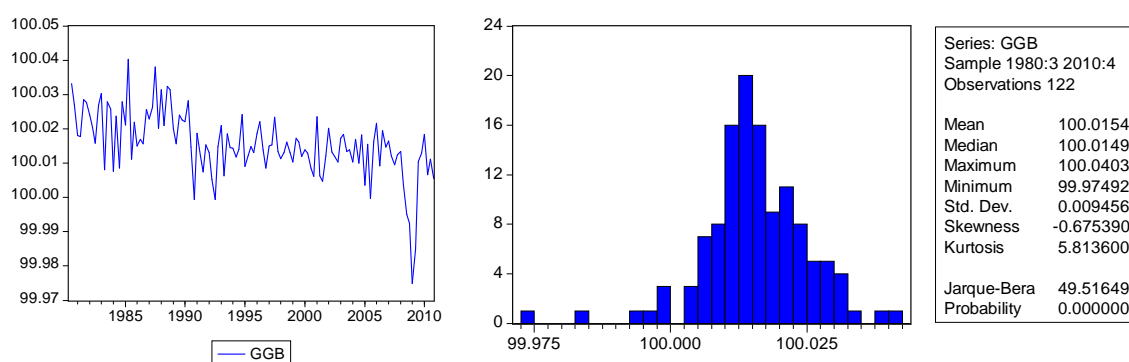
Nel 1991 poi, nonostante gli sforzi attuati da John Major (primo ministro dal novembre 1990) per cercare di diminuire l'inflazione e ridurre i tassi di interesse, si assiste ad un nuovo rallentamento dell'economia inglese: in questo periodo infatti la produzione industriale diminuisce, un numero sempre maggiore di imprese medio-piccole è costretto a chiudere e la disoccupazione aumenta, raggiungendo il 9% verso la fine del 1991<sup>43</sup>. Nel 2005 invece l'aumento dei prezzi delle materie prime e la diminuzione dei consumi privati comporta una lieve flessione nel tasso di crescita del Pil; simultaneamente si assiste anche ad un aumento della disoccupazione, dato in contrasto rispetto a quanto verificatosi in Gran Bretagna negli anni precedenti, anni nei quali la disoccupazione era progressivamente diminuita<sup>44</sup>.

<sup>43</sup> Fonte: [www.prosol-bo.org](http://www.prosol-bo.org).

<sup>44</sup> Fonte: [www.ice.gov.it](http://www.ice.gov.it).

Infine nel 2009 la crisi originatasi negli Stati Uniti a seguito dello scoppio della bolla del mercato immobiliare americano nel 2006 si estende a tutte le economie occidentali, colpendo quindi anche il Regno Unito e determinando un forte aumento della disoccupazione e riducendo conseguentemente la capacità di spesa delle famiglie, la propensione al risparmio e la domanda aggregata; è in questo momento storico che il Pil registra la sua più grande caduta, pari a circa il -3,2%.

Per quanto riguarda la sua distribuzione, l'andamento della serie storica del tasso di crescita del Pil non può essere paragonato a quello di una normale, in quanto la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità è inferiore ad ogni livello di significatività considerato ed i valori degli indici di asimmetria e di curtosi si allontanano da quelli caratteristici di una distribuzione normale.



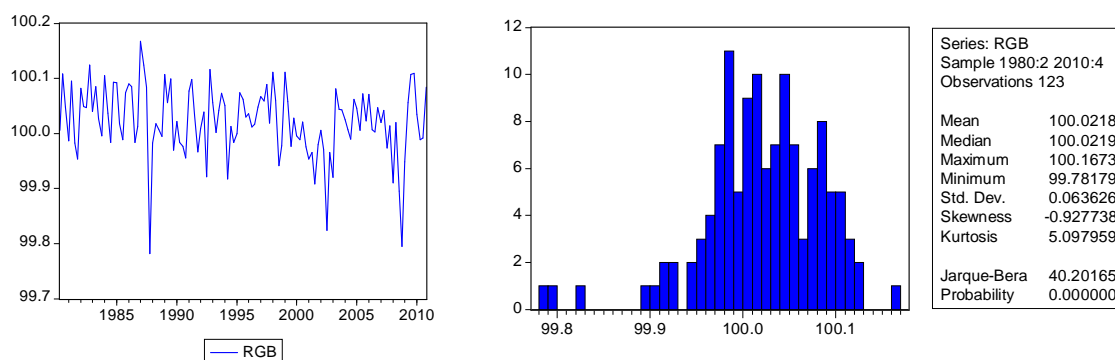
**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni della Gran Bretagna (RGB)** presenta un andamento costante lungo tutto il periodo considerato, ad eccezione di alcuni picchi negativi registratisi nel 1987, nel 2002 e nel 2009. Il primo picco registratosi nell'87 è da ricondurre al crollo di Wall Street del 19 ottobre dello stesso anno che coinvolse tutte le piazze finanziarie europee ed asiatiche, facendo loro registrare forti ribassi fino alla fine di ottobre (ad eccezione del Canada); durante quel lunedì la borsa inglese registrò un ribasso del 10,1%<sup>45</sup>. Il rallentamento registratosi nel 2002 è invece da ricondurre allo scoppio della bolla speculativa a seguito dell'avvento della New economy<sup>46</sup> mentre quello del 2009 è dovuto all'estensione della crisi dei mutui sub prime originatasi in America. Anche in questo caso la distribuzione del tasso

<sup>45</sup> Fonte: A. Gauthier, "L'economia mondiale dal 1945 ad oggi", Il Mulino, 1998, pag. 157 – Edizione originale "L'économie mondiale depuis la fin du XIX siècle, Paris, Bréal, 1995, pp. 11-14, 145-571.

<sup>46</sup> Fonte: www.ilsole24ore.com.



di crescita dei prezzi delle azioni non può essere assimilata a quella di una normale in quanto non è possibile accettare l'ipotesi nulla di normalità per nessun livello di significatività considerato ed alla stessa conclusione è possibile arrivare osservando i valori dell'indice di asimmetria e di curtosi riportati nella tabella sottostante.



## GERMANIA

Per quanto riguarda il **tasso di crescita del PIL della Germania (GGE)** è possibile affermare che questo nei primi anni '80 (periodo del secondo shock petrolifero) conosce un rallentamento nel ritmo di crescita rispetto a quanto accaduto nel 1979, quando l'acceleramento dell'inflazione aveva condotto ad un aumento della crescita e conseguentemente ad una diminuzione della disoccupazione. Fra il 1980 ed il 1982 la disoccupazione comincia invece ad aumentare raggiungendo il valore di 2,1 milioni di persone (per capire il momento di difficoltà vissuto dalla Germania in questo momento basti pensare che la Aeg-Telefunken, ossia la seconda industria elettrica ed elettronica del paese, nel 1982 viene posta sotto amministrazione controllata). Inoltre mentre il rallentamento della crescita contribuisce a diminuire le entrate, l'aumento della disoccupazione fa sì che aumentino le spese, conducendo ad un aumento del deficit di bilancio, aumento che costringe lo Stato a ricorrere al canale del prestito, peggiorando così la situazione del debito pubblico. Al fine di migliorare la situazione descritta, nel 1982 il governo di Helmut Kohl, propone un programma di "consolidamento" delle spese pubbliche ed avvia una politica liberista avente lo scopo di sopprimere le regolamentazioni e privatizzare le aziende pubbliche. Nel 1983 la ripresa americana contribuisce a rilanciare l'economia tedesca e dal 1985 si assiste ad

una diminuzione del tasso di disoccupazione. Nonostante questo però, l'economia tedesca presenta gravi problemi, quali il basso tasso di natalità e l'invecchiamento della popolazione, responsabili della carenza di manodopera e delle difficoltà di finanziamento del sistema pensionistico; a ciò si aggiunge la situazione di profonda crisi nella quale versavano alcuni settori dell'economia tedesca, quali l'agricoltura, l'industria carbonifera e la siderurgia. È in questa situazione che il potente sindacato Ig Metallo, dopo il grande sciopero verificatosi nel 1984, riesce ad ottenere la riduzione della settimana lavorativa senza diminuzione del salario<sup>47</sup>.

Per quanto riguarda invece il forte picco registratosi nel 1987, questo è da ricondurre al crollo della borsa di Wall Street, avvenuto il 19 ottobre del medesimo anno; essendo infatti Francoforte un importante polo finanziario, questo non poteva rimanere immune al crollo della borsa americana e tale crollo non poteva non influire anche sulla crescita economica del paese stesso. Fra il 1989 ed il 1990 invece (anno della riunificazione attraverso la firma di un trattato di unione economica, monetaria e sociale da parte della Repubblica Federale Tedesca e la Repubblica Democratica Tedesca) la Germania conosce il più alto tasso di crescita registrato fra tutti i paesi dell'Ocse (escluso il Giappone), possiede una valuta che continua ad essere forte e, nel 1990, riesce a riguadagnare il posto di principale nazione esportatrice nel mondo. Ma se da una parte la riunificazione permette alla Germania di acquistare un maggiore potere economico, dall'altra comporta anche alcune conseguenze negative; l'introduzione dell'economia di mercato nella Germania dell'Est determina infatti un forte aumento della disoccupazione, arrivando a colpire nel 1993 circa 1,8 milioni di persone; inoltre per poter sostenere la grave situazione economica dell'ex Rdt il governo di Kohl si vede costretto ad incrementare la pressione fiscale e ad adottare un "patto di solidarietà" nel marzo dello stesso anno, patto che prevedeva l'introduzione di un'imposta complementare di solidarietà nel 1995. Tali interventi però comportano un aggravamento del deficit di bilancio e l'aumento del debito pubblico (pari al 60% nel 1994), che insieme al mantenimento di tassi di interesse elevati al fine di evitare l'inflazione e sostenere il marco, conducono il paese in una crisi economica dopo il 1992<sup>48</sup>.

---

<sup>47</sup> Fonte: A.Gauthier, "L'economia mondiale dal 1945 ad oggi", Il Mulino, 1998, pp.340-341 – Edizione originale "L'économie mondiale depuis la fin du XIX siècle, Paris, Bréal, 1995, pp. 11-14, 145-571.

<sup>48</sup> Fonte: A.Gauthier, *ibidem*, 1998 – pp.342-344.

Fra il 1997 ed il 1998 invece la lieve flessione del tasso di crescita del Pil è da ricondurre agli effetti negativi della crisi del sud est asiatico; tale crisi comporta infatti nel 1998 una riduzione delle esportazioni, pari a circa il 4%, ed un aumento delle importazioni del 13% circa, comportando quindi un peggioramento del saldo della bilancia commerciale (D.Taino, 1998<sup>49</sup>).

Fra il 2001 ed il 2003 poi si assiste ad un altro rallentamento dell'economia tedesca, dovuto alla situazione di stagnazione<sup>50</sup> economica registratasi in quegli anni nel Paese: nel 2001 e nel 2002 infatti il Pil era cresciuto rispettivamente dello 0,2% e dello 0,6% (a differenza di Spagna e Francia che nello stesso periodo avevano registrato tassi di crescita annui pari a 2% e 1,2%). Tale minore crescita della Germania rispetto alle altre nazioni europee è da ricondurre alla contrazione degli investimenti (in calo del 6,5% rispetto al 2001) e dei consumi (pari a quello dell'anno precedente) che a loro volta hanno condotto ad una contrazione delle importazioni (-2,1% rispetto al 2001), diminuzione compensata però da un aumento delle esportazioni pari a circa l'1,6%<sup>51</sup>.

Questa situazione caratterizzata da una debole domanda interna continua anche nel 2003 e l'aumento delle tasse e dei contributi e l'insicurezza sull'adozione di riforme strutturali da parte del governo contribuiscono ad indebolirla ulteriormente<sup>52</sup>.

Il forte picco registrato nel 2009 è invece da ricondurre alla grave crisi dei mutui sub-prime originatasi negli Stati Uniti e poi estesasi a tutte le economie sviluppate; nel corso di tale anno il paese vede il Pil subire una perdita del 5%, rispetto alla crescita dell'1,3% dell'anno precedente, ed il deficit pubblico aumentare, a seguito degli interventi statali effettuati a sostegno dell'economia<sup>53</sup>. Anche in questo caso, dati i valori assunti dalla probabilità di accettare l'ipotesi nulla e dai coefficienti di asimmetria e curtosi, la distribuzione della serie considerata non può essere assimilata a quella di una normale.

---

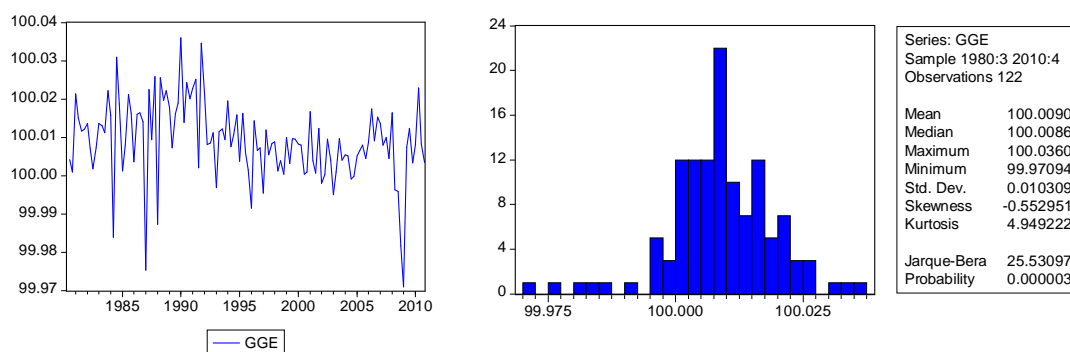
<sup>49</sup> Fonte: [www.archivistorico.corriere.it](http://www.archivistorico.corriere.it).

<sup>50</sup> Situazione dell'economia capitalistica in cui la produzione o il reddito nazionale non subiscono variazioni né in positivo né in negativo per lunghi periodi.

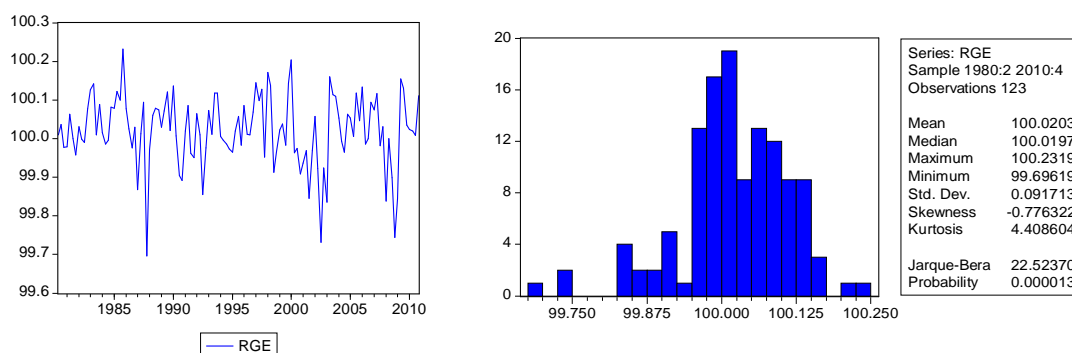
<sup>51</sup> Fonte: [www.edscuola.it](http://www.edscuola.it)

<sup>52</sup> Fonte: [www.repubblica.it](http://www.repubblica.it).

<sup>53</sup> Fonte :[www.esteri.it](http://www.esteri.it).



**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni (RGE)** presenta un andamento costante lungo tutto il periodo considerato, ad eccezione di alcuni picchi negativi registratisi nel 1987, nel 2002 e nel 2009. Il primo picco registratosi nell'87 è da ricondurre al crollo di Wall Street del 19 ottobre dello stesso anno che coinvolse tutte le piazze finanziarie europee ed asiatiche, facendo registrare alla borsa di Francoforte un ribasso del 7%<sup>54</sup>. I crolli verificatisi nel 2002 e nel 2009 invece sono da ricondurre rispettivamente allo scoppio della bolla speculativa a seguito dell'avvento della New economy e all'estensione della crisi statunitense dei mutui sub-prime. Per quanto riguarda la distribuzione della serie storica del tasso di crescita del prezzo delle azioni, visti i valori riportati nella tabella sottostante, tale distribuzione non può essere paragonata a quella di una normale e pertanto si è portati a rifiutare l'ipotesi nulla di normalità in favore dell'ipotesi alternativa di non normalità.



<sup>54</sup> Fonte: A.Gauthier, ibidem, pp.157.

## FRANCIA

Il **tasso di crescita del PIL (GF)** presenta un andamento discendente nella prima parte del periodo considerato, terminando con un lieve picco in negativo nel 1992; questo perché, nonostante negli anni '88 e '89 la Francia registri una forte crescita economica che permette la creazione di nuovi posti di lavoro, il ritmo al quale vengono a crearsi tali nuovi posti è inferiore a quello della crescita della popolazione attiva e ciò fa sì che vi sia un aumento della disoccupazione nonostante il maggior numero di impieghi disponibile. In particolare il momento più difficile per il mercato del lavoro può essere ricondotto al periodo '90-'91, periodo nel quale il tasso di disoccupazione arriva a superare il 10% della popolazione attiva: ed è proprio per far fronte a questa situazione che fra il 1988 e il 1990 il governo Rocard attua diversi piani per l'occupazione, aventi lo scopo di prevedere specifiche agevolazioni per le imprese che si fossero impegnate ad assumere i propri dipendenti attraverso contratti di solidarietà (Ces). Nel 1991 Edith Cresson si sostituisce a Rocard, salvo poi essere sostituita nel 1992 dall'ex ministro dell'Economia e delle Finanze Pierrè Bérégoovoy, sostenitore di una politica di difesa della moneta e di rigore finanziario; tale politica riesce a dare qualche buon risultato (la tenuta del franco all'interno dello Sme<sup>55</sup> e il risanamento della bilancia commerciale nel 1992), ma l'avvento della recessione mondiale del 1992 contribuisce ad aumentare nuovamente la disoccupazione, arrivando a colpire circa 3 milioni di persone nell'anno successivo. L'economia francese si trova poi ad affrontare anche il problema dell'aggravarsi del debito pubblico (più di due miliardi di franchi nel 1992), del deficit dei conti del servizio sanitario e del sistema di garanzia contro la disoccupazione dell'Unedic<sup>56</sup>. In questa situazione, il nuovo capo di governo Edouard Balladur presenta nel 1993 un "programma di risistemazione economica e sociale" (nel quale viene previsto l'aumento del contributo sociale generalizzato e delle tasse sui

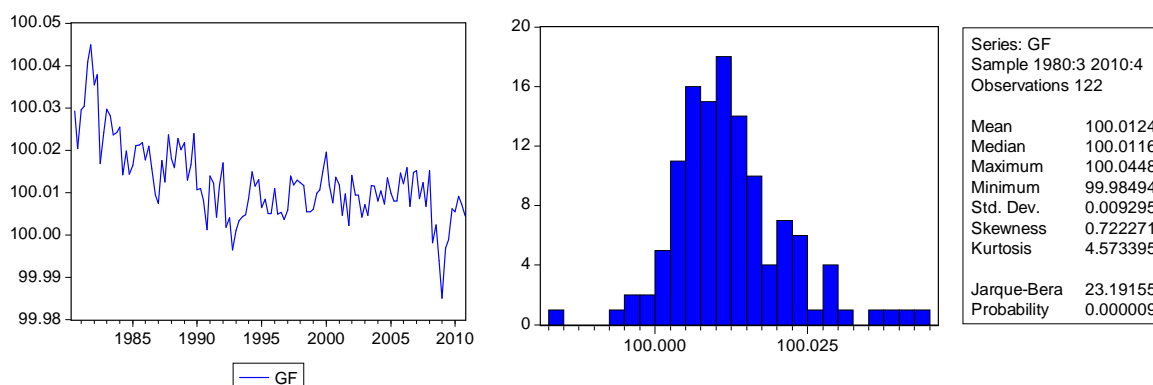
---

<sup>55</sup> Lo Sme (Sistema Monetario Europeo), entrato in vigore il 13 marzo 1979 e costituito dai paesi membri dell'allora Comunità Europea, ha l'obiettivo di creare all'interno dell'Europa una zona di stabilità monetaria, in un contesto caratterizzato in quegli anni da elevata inflazione ed instabilità dei cambi. Questo cessa però di esistere il 31 dicembre 1998, con l'inizio della terza fase del processo di creazione dell'Unione economica e monetaria (Fonte:www.treccaniit).

<sup>56</sup> UNEDIC, creato nel 1958, è l'acronimo di "Union nationale interprofessionnelle pour l'emploi dans l'industrie et le commerce" (Unione Nazionale Professionale per l'occupazione nell'industria e nel commercio). Fino al 2009 era un'agenzia del governo francese avente lo scopo di fornire benefici sociali alle persone disoccupate. Nel 2009 la fusione di tale agenzia con l'ANPE, Agence Nationale pour l'Emploi (Agenzia Nazionale per l'Occupazione) ha dato vita all'agenzia Pôle emploi.

carburanti ma anche di alcune misure a sostegno dell'attività economica) ed un piano "per risanare l'economia al servizio del lavoro" il quale prevedeva un prestito di 40 miliardi di franchi convertibile in titoli delle imprese privatizzate. Pur ottenendo in questi anni un miglioramento della competitività della propria economia, grazie alla politica di disinflazione competitiva adottata dal governo, è possibile riscontrare un aumento dei licenziamenti e un tasso di disoccupazione crescente, a loro volta aumentati dalla grave recessione del 1993<sup>57</sup>. Il forte picco registrato nel 2009 è invece dovuto alla crisi finanziaria scaturita dagli Stati Uniti e poi diffusasi a tutte le altre economie; nel corso di tale anno la Francia registra un arretramento del Pil pari al 2,2% ed vede il suo debito pubblico aumentare, arrivando all'86,6% del Pil, in crescita del 7,9% rispetto all'anno precedente (P. Della Sala, 2010).

Come è possibile notare dai risultati emersi a seguito dell'effettuazione del test di Jarque-Bera, anche per la Francia la distribuzione del tasso di crescita del Pil non può essere assimilata a quella di una normale.



**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni (RF)** presenta alcuni forti picchi in corrispondenza degli anni 1987, 2002 e 2009, ed uno più lieve nel 1991. Il forte picco registrato nel 1987 è da ricondurre, così come detto precedentemente per l'Australia, il Canada, la Gran Bretagna e la Germania, al crollo di Wall Street del 19 ottobre del medesimo anno, giorno in cui la forte flessione conosciuta dall'indice Dow Jones coinvolse nella crisi anche la borsa francese facendole registrare un ribasso del 9,7%<sup>58</sup>.

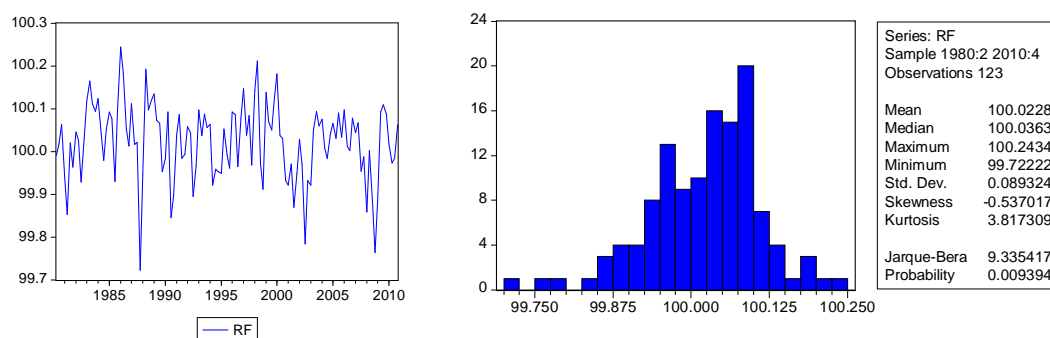
<sup>57</sup> Fonte: Fonte: A.Gauthier, ibidem, 1998 – pp.352-356.

<sup>58</sup> Fonte: A.Gauthier, ibidem, pp.157.

Il calo registrato nel 1991 è invece da ricondurre alle ripercussioni della Guerra del Golfo; in questo periodo infatti la minore offerta di petrolio legata ai numerosi pozzi bruciati nel Kuwait durante il conflitto, comportò un forte aumento, se non un raddoppio, delle quotazioni petrolifere, che condusse ad un calo degli indici azionari<sup>59</sup>.

Il rallentamento registratosi nel 2002 invece è da ricondurre allo scoppio della bolla speculativa a seguito dell'avvento della New economy, così come il forte picco del 2009 si riferisce agli effetti prodotti in tutto il mondo dalla crisi dei mutui sub prime originatasi in America.

Anche in questo caso la distribuzione della serie storica considerata non può essere assimilata a quella di una normale, essendo la probabilità di accettare l'ipotesi di normalità inferiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione.



## ITALIA

**Il tasso di crescita del PIL (GI)**, dopo aver registrato un andamento positivo durante tutto il corso degli anni '80, conosce un lieve rallentamento fra il 1992 ed il 1993, anni in cui il paese viene colpito da una forte recessione che fa scendere il Pil di quasi due punti percentuali (in termini reali). Tale recessione era stata provocata dalla riduzione della domanda interna, a sua volta dovuta ad una contrazione dei consumi privati, della spesa pubblica e degli investimenti; le importazioni erano scese di un tasso superiore al 10%, a differenza delle esportazioni che nello stesso periodo erano aumentate di quasi il 9%, e che avevano permesso di contenere la caduta del Pil. In seguito, nel 1994, l'economia riesce a recuperare quanto perso nei trimestri precedenti,

<sup>59</sup> Fonte: A.Gauthier, ibidem, pp.160.

registrando valori del Pil in termini reali superiori a quelli conosciuti nel primo trimestre del 1992<sup>60</sup>.

Dopo un periodo di forte espansione, con tassi di crescita del Pil pari al 3%, fra il 1996 ed il 1998 il tasso di crescita del Pil subisce un rallentamento a causa degli effetti negativi provocati dalla crisi del sud-est asiatico; il deprezzamento conosciuto dalle valute asiatiche in questo periodo infatti rende i beni italiani (in diretta competizione con quelli asiatici) meno competitivi e ciò conduce ad una caduta delle esportazioni italiane verso l'Asia (-3,6% nel 1997, -18,7% nel primo trimestre del 1998) e ad un aumento delle importazioni (+30%), in misura molto maggiore rispetto a quanto avvenuto negli altri paesi europei (ad esempio in Germania le importazioni nello stesso periodo aumentano del 13%). L'economia italiana risulta quindi colpita in diversi modi dalla crisi asiatica, riuscendo tale crisi, come appena visto, a condurre ad un saldo negativo della bilancia commerciale; a far conquistare alle merci asiatiche quote di mercato prima appartenenti all'Italia; ed infine ad avere conseguenze negative sull'occupazione, sui consumi e sugli investimenti. Complessivamente, secondo quanto affermato da uno studio effettuato da Goldman Sachs, lo shock asiatico ha contribuito a rallentare la crescita del Pil italiano di quasi l'1% nel 1997.

Inoltre anche la fine degli incentivi alla rottamazione, prevista per il 1997, fa sì che gli italiani, al fine di poter beneficiare dei sussidi, anticipino spese future, riducendo conseguentemente la propria propensione al risparmio; ma la forte crescita dei consumi, registratasi a seguito della presenza degli incentivi suddetti (pari a +2,4% nel 1997, rispetto al +1,1% registrato nei sei anni precedenti) si esaurisce in breve tempo, proprio a seguito della minor propensione al risparmio delle famiglie, arrivando a +0,9% nel primo semestre del 1998 e comportando un aumento delle scorte di magazzino, un minor volume di importazioni ed esportazioni ed un calo di ordini per le imprese, soprattutto nel settore dei beni d'investimento (secondo quanto rilevato dallo studio di Goldman Sachs) (D.Taino,1998<sup>61</sup>).

Nel 2003 poi il tasso di crescita del Pil subisce un rallentamento, a seguito della condizione di stagnazione nella quale viene a trovarsi l'economia italiana in quell'anno;

---

<sup>60</sup> Fonte:www.bnl.it.

<sup>61</sup> Fonte:www.archivistorico.corriere.it.



la crescita nel 2003 infatti si attesta intorno allo 0,3% e si registrano cali sia nel settore degli investimenti fissi (a seguito dell'incertezza sui tempi e le modalità della ripresa) che nelle esportazioni (a seguito della minore competitività delle merci italiane, dovuta all'apprezzamento dell'euro e alla dinamica sfavorevole dei costi unitari conseguente alla minore produttività, e alla mancata specializzazione in prodotti ad elevato contenuto tecnologico, prodotti verso i quali la domanda mondiale si concentra)<sup>62</sup>.

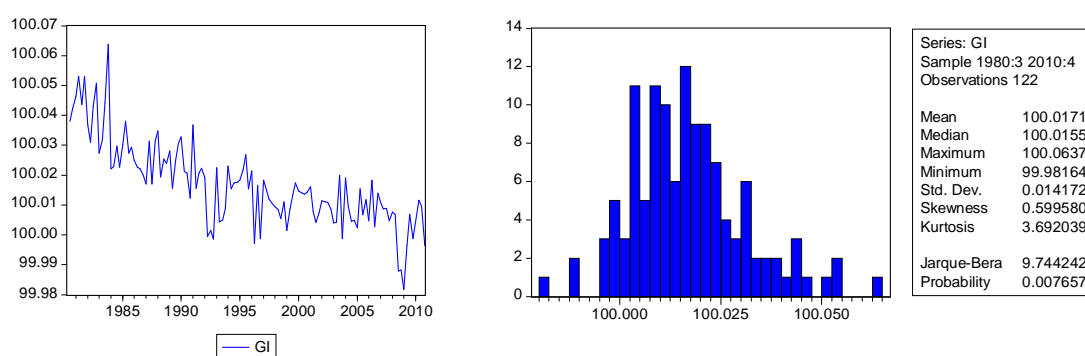
Il forte calo registrato dal tasso di crescita del Pil nel 2009 è invece da ricondurre, come precedentemente detto per tutti i Paesi sin qui considerati, alla crisi finanziaria verificatasi inizialmente negli Stati Uniti; nel corso di tale anno il Pil dell'Italia ha registrato un calo del 4,9%, mentre le esportazioni sono crollate, calando del 20,7%. Tale crollo si deve alla forte diminuzione delle esportazioni verso i maggiori partner commerciali dell'Italia (a loro volta provati dalla crisi) ossia Germania (-21,5%) rappresentante il 12,8% delle esportazioni italiane; Francia (-18%) rappresentante l'11,2%, la Spagna (-31%), con una quota del 6,5%; il Regno Unito (-22,6%), con una quota pari 5,3%; il Belgio (-18,1%) con una quota del 2,6% e l'Austria (-10,8%) con una quota di esportazioni pari a 2,3%. Fra i settori nei quali le esportazioni sono calate maggiormente troviamo i prodotti petroliferi raffinati, i metalli di base, i mezzi di trasporto, i prodotti tessili e i macchinari; gli unici prodotti a non aver subito un calo nelle esportazioni sono stati i prodotti farmaceutici, chimico-medicali e botanici<sup>63</sup>.

Per ciò che riguarda invece la distribuzione della serie storica del tasso di crescita del Pil, dai risultati ottenuti è possibile affermare che tale distribuzione non può essere assimilata a quella di una normale, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi inferiore ad ogni livello di significatività considerato.

---

<sup>62</sup> Fonte: [www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it).

<sup>63</sup> Fonte: [www.blog.panorama.it](http://www.blog.panorama.it).



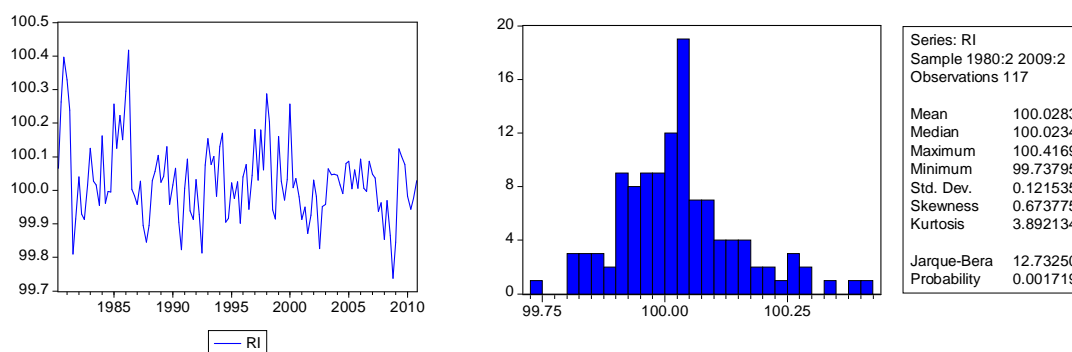
**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni (RI)** presenta alcuni picchi in corrispondenza rispettivamente degli anni 1982 e 1987, nei primi anni '90, nel 2002 e fra il 2008 ed il 2009. Il picco registrato nel 1987 è da ricondurre, così come detto precedentemente per gli altri paesi analizzati, al crollo di Wall Street del 19 ottobre del medesimo anno, giorno in cui la forte flessione conosciuta dall'indice Dow Jones ebbe ripercussioni anche sulla borsa italiana. Il rallentamento conosciuto dal tasso di crescita dei prezzi delle azioni nei primi anni '90 è invece dovuto alla combinazione della tassazione dei guadagni di Borsa, alle ripercussioni della Guerra del Golfo e alla recessione che in quegli anni aveva colpito l'economia<sup>64</sup>.

L'andamento negativo del tasso di crescita dei prezzi delle azioni nel '02 è da ricondurre allo scoppio della bolla speculativa legata all'avvento della New economy nel 1994, a seguito della quotazione in borsa di Netscape. Infine il picco registrato fra il 2008 ed il 2009 è invece da ricondurre alla crisi dei mutui sub-prime verificatasi negli Stati Uniti; le conseguenze negative di tale crisi sui mercati finanziari italiani sono però state minori rispetto a quanto verificatosi negli altri Paesi, grazie ad una gestione dei rischi da parte delle banche italiane più prudente rispetto a quelle americane e ad una loro situazione patrimoniale più solida (come sottolineato dal presidente dell'Abi, Associazione Bancaria Italiana) (T.Rotesi, 2008<sup>65</sup>).

Anche in questo caso non vi è la possibilità di assimilare la distribuzione della serie considerata a quella di una distribuzione normale.

<sup>64</sup> Fonte: [www.archiviostorico.corriere.it](http://www.archiviostorico.corriere.it); [www.prometeiaadvisor.it](http://www.prometeiaadvisor.it).

<sup>65</sup> Fonte: [www.finanzalive.it/borsa italiana](http://www.finanzalive.it/borsa_italiana).



## GIAPPONE

Il tasso di crescita del PIL del Giappone (GJ) registra un buon andamento fra il 1980 ed il 1990, periodo in cui il paese conosce una forte espansione economica, cui però segue un periodo di crisi dovuta al calo degli investimenti e del consumo interno; per questo motivo si assiste quindi alla rilevazione di gravi perdite da parte delle imprese e ad un aumento della disoccupazione, in particolare nei campi dell'elettronica e dell'informatica. Al fine di porre rimedio a tale situazione il governo giapponese decide di diminuire il tasso di sconto e vara tre piani di rilancio dell'economia, rispettivamente nel marzo e nell'agosto 1992 e nell'aprile 1993<sup>66</sup>.

Fra il 1995 ed il 1996 si assiste invece ad una crescita del Pil pari a circa il 3% annuo, dovuta però non ad una ripresa dell'economia ma ad un sostenimento artificiale attraverso ampie manovre di bilancio; a seguito dei primi risultati positivi raggiunti però, il Ministero delle Finanze dà il via ad un innalzamento delle tasse, comportando così una caduta nel tasso di crescita dell'economia reale fra la fine del 1996 e l'inizio del 1997, così come evidenziato dal grafico sottostante. In questo periodo infatti si assiste ad una diminuzione della produzione industriale, dell'utilizzo degli impianti, degli investimenti fissi e della costruzione delle case mentre si registra un aumento del numero dei fallimenti, del tasso di disoccupazione e della propensione al risparmio, aumento quest'ultimo espressione di una maggiore insicurezza da parte delle famiglie (M.Panara, 1998<sup>67</sup>). La principale causa della crisi giapponese è da ricercare nel sistema bancario, il quale dalla fine della forte crescita avvenuta fra il 1989 ed il 1990 (Heisei

<sup>66</sup> Fonte: A.Gauthier, ibidem, pp. 333-337.

<sup>67</sup> Fonte:www.ricerca.larepubblica.it.

Boom) ha cominciato ad accumulare un'enorme quantità di sofferenze<sup>68</sup>, senza riuscire ad ammortizzarle, dati i bassissimi livelli dei tassi di interesse. Per questo motivo le banche, al fine di evitare di accollarsi nuovi rischi, finirono per non essere più disposte a finanziare le piccole e medie imprese, ponendo le stesse nell'impossibilità di porre in essere eventuali operazioni di investimento e conducendole verso il fallimento da crisi di liquidità (Makoto Itoh, 2001<sup>69</sup>).

Il forte picco registratosi fra il 2008 ed il 2009 è da ricondurre alla grave crisi scoppiata negli Stati Uniti ed in seguito estesasi a tutte le economie del mondo. Nell'ultimo trimestre del 2008 infatti il Pil giapponese subisce un calo del 12,7% rispetto allo stesso periodo dell'anno precedente, mentre le esportazioni si riducono del 13,9% sempre rispetto al trimestre dell'anno precedente, così come gli investimenti delle imprese, che calano del 5,3% e la spesa immobiliare, che scende dello 0,4%<sup>70</sup>. Nemmeno i massicci finanziamenti decisi dal governo al fine di stimolare il consumo interno migliorano la situazione, tanto che nel primo trimestre del 2009 l'economia giapponese registra un calo del 4% in seguito all'indebolimento della domanda interna (rallentamento a sua volta causato dall'aumento della disoccupazione e dalla minor propensione al consumo conseguente all'incertezza nutrita dai consumatori verso il futuro) e alla riduzione delle esportazioni. Il primo segnale di ripresa dell'economia giapponese si ha verso la fine del 2009, quando, rispetto al trimestre precedente, si registra un aumento dello 0,7% nella spesa dei consumatori e la produzione industriale nel mese di dicembre sale del 2,2%, sempre rispetto al mese precedente (grazie ad un aumento delle esportazioni), contribuendo a far crescer il Pil dell'1,1% nel trimestre ottobre-dicembre<sup>71</sup>.

Per quanto riguarda la distribuzione della serie considerata, è possibile constatare dai risultati ottenuti come questa non possa essere assimilata a quella di una normale, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi inferiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione.

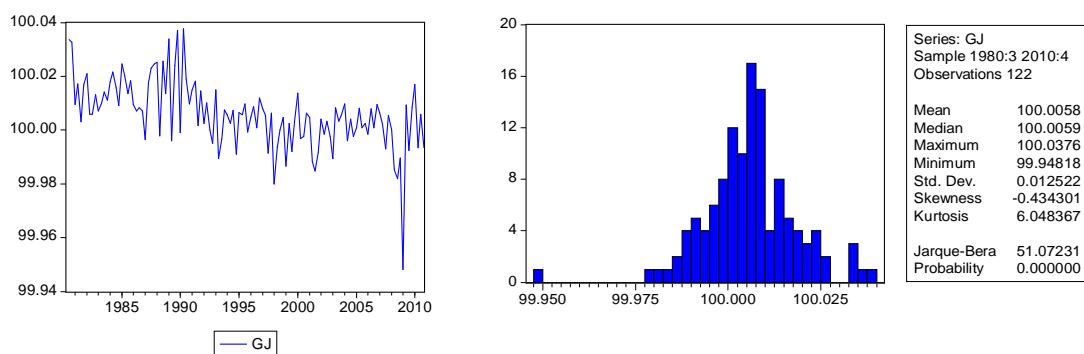
---

<sup>68</sup> Crediti la cui riscossione non è certa a seguito dello stato di insolvenza nella quale si trovano i soggetti debitori.

<sup>69</sup> Fonte: [www.larivistadelmanifesto.it](http://www.larivistadelmanifesto.it).

<sup>70</sup> Fonte: [www.ilgiornale.it](http://www.ilgiornale.it).

<sup>71</sup> Fonte: [www.italianotizie.it](http://www.italianotizie.it).



**Il tasso di crescita dei prezzi delle azioni (RJ)** presenta un andamento costante, ad eccezione del forte picco registrato fra il 2008 ed il 2009, ed altri picchi più lievi nei primi anni '90, fra il '96 ed il '97 e nel 2001.

Le cause che portarono alla crisi degli anni '90 sono da ricercare nello scoppio della “bubble economy” cominciata nel 1986, periodo nel quale l'opinione diffusa seconda la quale il Giappone sarebbe diventato la prima potenza economica al mondo, superando così gli Stati Uniti, condusse ad un'economia caratterizzata dalla circolazione di ingenti somme di denaro e da una smodata crescita dei prezzi degli immobili. Nel 1990 però lo scoppio della bolla fa sì che il Giappone si trovi ad affrontare una grave recessione caratterizzata da un elevato debito pubblico, una contrazione della produzione e da un tasso di disoccupazione pari al 5% (valore molto elevato per questo paese che fino ad allora aveva registrato tassi di occupazione elevatissimi). A tali effetti si associano inoltre l'aumento delle imposte e la diminuzione della spesa pubblica, decisioni che conducono il paese in una situazione di deflazione<sup>72</sup>(G.Bertoncello, 2009<sup>73</sup>). Questa situazione di crisi continua anche negli anni successivi, tanto da far registrare all'indice Nikkei nel 1995 un calo del 30%; in questa situazione, il Giappone che fino a quel momento era stato il principale finanziatore delle tigri del sud-est asiatico, ritira tutti i capitali investiti nel mercato internazionale al fine di poterli impiegare nel mercato interno per cercare di sostenere l'economia reale. Tale crisi però produce effetti anche sul piano commerciale, facendo crollare le esportazioni dei paesi del sud-est asiatico a seguito della minor domanda proveniente dal mercato giapponese. Sempre nello stesso anno, la decisione dagli Stati Uniti di rivalutare il dollaro rispetto

<sup>72</sup> La deflazione è la riduzione del livello assoluto dei prezzi e può essere buona, in quanto derivante da una abbondanza di offerta, oppure cattiva, nel caso in cui derivi da una bassa domanda.

<sup>73</sup> Fonte: [www.investitoreaccorto.investireoggi.it](http://www.investitoreaccorto.investireoggi.it).

allo yen al fine di permettere la ripresa dell'economia giapponese non fa che accentuare le difficoltà dei paesi del sud-est asiatico (i quali negli anni precedenti avevano ancorato le loro monete al dollaro statunitense, riuscendo così ad ottenere capitali a tassi di interesse più bassi rispetto a quanto possibile senza la parità fissa e ad aumentare le esportazioni verso il resto del mondo a seguito del deprezzamento del dollaro rispetto allo yen). Questa operazione permette all'economia del paese di risollevarsi, grazie all'aumento delle esportazioni, ma peggiora ulteriormente la condizione dei paesi del sud est asiatico, i quali vedono diminuire ulteriormente le proprie esportazioni ed aumentare il proprio debito pubblico (l'aumento dei tassi di interesse da parte delle banche al fine di mantenere la parità fissa della propria moneta rispetto al dollaro, infatti, fa sì che aumentino anche gli interessi del debito pubblico). In questa situazione chi fino a quel momento aveva investito in queste economie si chiede se le stesse saranno in grado o meno di riprendersi e preferisce ritirare i propri investimenti (L.Procopio, 1997<sup>74</sup>). Nel 1997 il governo thailandese decide di sganciare la propria moneta locale, il baht, dal dollaro e tale decisione innesca una forte crisi economico-finanziaria, i cui effetti colpiscono anche le economie degli Stati Uniti e dei paesi europei.

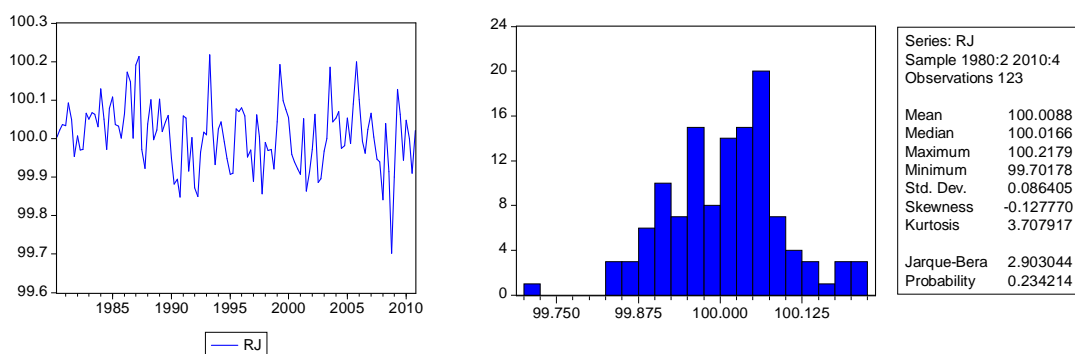
Il rallentamento registratosi nel 2002 invece è da ricondurre allo scoppio della bolla speculativa a seguito dell'avvento della New economy mentre il picco evidenziato dal grafico fra il 2008 ed 2009 è da ricondurre alla grave crisi dei mutui sub-prime originatasi in America ed estasi poi alle economie di tutto il mondo. In questo periodo infatti l'indice Nikkei scende di oltre il 20%, a causa dei timori rispetto alle conseguenze negative di un rallentamento dell'economia americana sulle esportazioni giapponesi e dell'apprezzamento dello yen (l'apprezzamento della moneta locale rispetto al dollaro infatti ha spesso coinciso con la debolezza dei titoli azionari giapponesi<sup>75</sup>).

Per quanto riguarda la distribuzione della serie considerata, dati i risultati ottenuti, vi è la possibilità di assimilare la stessa ad una distribuzione normale.

---

<sup>74</sup> Fonte: [www.leftcom.org](http://www.leftcom.org).

<sup>75</sup> Fonte: [www.bis.org](http://www.bis.org)



## SUDAFRICA

**Il tasso di crescita del PIL del Sudafrica (GSA)** non presenta bruschi rallentamenti, se non alcune lievi flessioni fra il 1997 ed il 1998 e nel 2009.

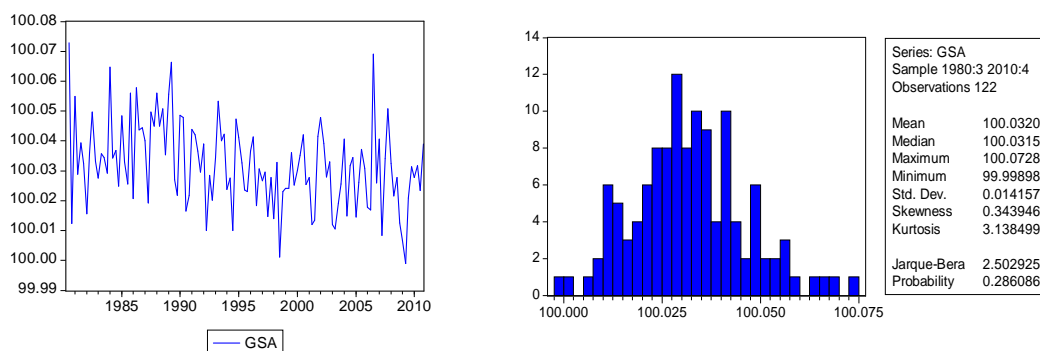
Nel 1997 infatti, a seguito di un decremento nello sviluppo del settore agricolo, il tasso di crescita del Pil si è attestato intorno all'1,7%, rispetto al dato del 3,2% registrato nell'anno precedente<sup>76</sup>. A questo periodo di difficoltà segue però, dalla fine del 1998, una crescita costante attestata intorno al 6% annuo; tale periodo favorevole continua fino al 2008, anno in cui il rallentamento dell'economia internazionale e la politica monetaria restrittiva adottata all'interno del paese al fine di contrastare le pressioni inflazionistiche, riducono sensibilmente la crescita economica, che per quell'anno raggiunge il 3,7%. Nel 2009 invece la forte contrazione dell'attività economica conduce il Paese alla recessione, con una flessione del Pil pari all'1,8%<sup>77</sup>. Nonostante questo però negli ultimi due trimestri dello stesso anno, grazie alla crescita delle attività secondarie e terziarie (in particolare il settore delle costruzioni, dei servizi governativi, sociali e finanziari, ma anche del settore dei trasporti e delle telecomunicazioni) e alla lieve ripresa del settore primario, si registra un miglioramento del tasso di crescita del Pil, miglioramento che permette al paese di uscire dalla fase recessiva<sup>78</sup>. Nel 2010 infatti, grazie all'incremento della domanda estera di materie prime e di beni intermedi, il Sudafrica torna a crescere, registrando un tasso di crescita del Pil pari al 2,3% (A.Volpi<sup>79</sup>).

<sup>76</sup> Fonte: [www.adnkronos.com](http://www.adnkronos.com).

<sup>77</sup> Fonte: [www.nigrizia.it](http://www.nigrizia.it) (dati reperiti da [www.statssa.gov.za](http://www.statssa.gov.za))

<sup>78</sup> Fonte: [www.promos-milano.it](http://www.promos-milano.it).

<sup>79</sup> Fonte: [www.scienzaepace.unipi.it](http://www.scienzaepace.unipi.it).



Il **tasso di crescita dei prezzi delle azioni (RSA)** presenta importanti flessioni in corrispondenza del 1987, del 1998 e del 2009.

Per quanto riguarda il picco del 1987, questo potrebbe essere ricondotto ad alcuni attacchi speculativi verificatisi nel paese in quegli anni; tali attacchi conducono ad importanti variazioni nei prezzi delle azioni, essendo il mercato finanziario africano un mercato recente, e quindi molto volatile, ossia molto esposto anche alle piccole variazioni registratesi negli investimenti.

Il calo registratosi nel 1998 è da ricondurre alla crisi delle economie emergenti, iniziata con la fluttuazione del bath thailandese verso la metà del 1997; nel giugno dello stesso anno il rand sudafricano subisce un forte deprezzamento e in settembre i prezzi delle azioni si dimezzano rispetto ai loro massimi raggiunti nel 1997, a seguito dell'abbandono da parte di molti investitori dei mercati azionari locali<sup>80</sup>.

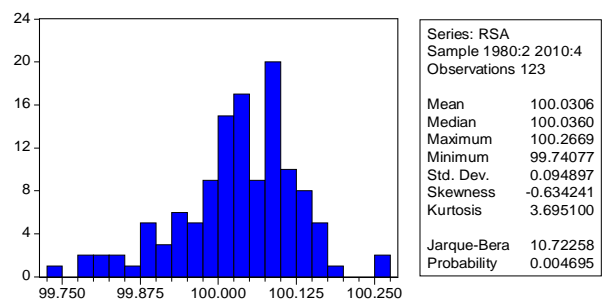
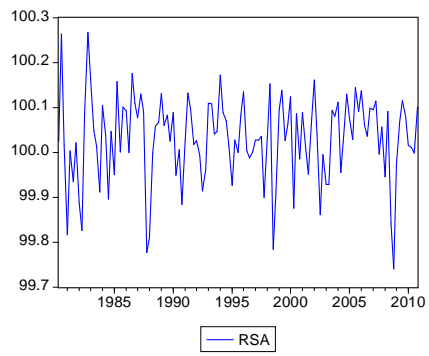
Nel 2009 si assiste ad un altro forte calo del tasso di crescita del prezzo delle azioni, dovuto all'impatto sui mercati finanziari della crisi, la quale, conducendo alla fuga di capitali, fa sì che il JSE Securities Exchange SA<sup>81</sup> perda circa il 26% del valore di mercato. Tale impatto però, pur essendo stato importante, può essere considerato temporaneo, in quanto già dalla metà del 2010 si assiste ad una ripresa dell'attività finanziaria<sup>82</sup>.

<sup>80</sup> Fonte: [www.bis.org.it](http://www.bis.org.it);

<sup>81</sup> Il JSE Securities Exchange SA è il quattordicesimo mercato azionario per capitalizzazione al mondo; il Sudafrica infatti, pur essendo un paese emergente, ha un settore finanziario molto ben sviluppato (Fonte: [www.sace.it](http://www.sace.it)).

<sup>82</sup> Fonte : [www.banchedati.ilsole24ore.com](http://www.banchedati.ilsole24ore.com).





## 5. TEST ADF

Una volta effettuata l'analisi grafica delle diverse variabili prese in considerazione, si procede andando a verificare la stazionarietà dei processi delle serie storiche economiche e finanziarie considerate nel presente elaborato ed incluse nel modello; con il termine *processo stazionario* si vuole fare riferimento ad un processo caratterizzato da una media marginale costante e per il quale è possibile dimostrare che la previsione per periodi futuri lontani nel tempo si stabilizza intorno a tale media<sup>83</sup>.

Nel caso in cui ci si trovi invece in presenza di un *processo non stazionario*, allora tale processo conterrà un trend ben definito, avrà una media ed una varianza che tenderanno ad evolvere nel corso tempo e le deviazioni dalla media, causate da eventuali shock abbattutisi sul processo, tenderanno a persistere (e la persistenza sarà data dal livello di integrazione della serie storica). Pertanto in un processo non stazionario non esisterà una media di lungo periodo verso la quale la serie storica possa tendere; la varianza diventerà una funzione crescente del tempo e vi sarà una fortissima relazione fra le realizzazioni presenti e quelle passate, tanto da condurre ad un processo autogiustificantesi. Ciò significa che l'utilizzo di serie non stazionarie all'interno di un modello impedisce di procedere all'analisi delle proprietà degli stimatori dei minimi quadrati attraverso l'applicazione della teoria asintotica, in quanto la somma dei quadrati delle osservazioni non converge al momento secondo della variabile e pertanto quanto affermato dalla teoria asintotica perde validità. Inoltre le distribuzioni delle usuali statistiche utilizzate per verificare le varie ipotesi, quali la significatività dei parametri e possibili restrizioni su questi, non corrispondono a quelle correntemente utilizzate per il calcolo dei valori critici dei test; in particolare le distribuzioni dei test di

---

<sup>83</sup> Fonte: N. Cappuccio e R. Orsi, *Econometria*, 2005, Il Mulino, cap. 11.

tipo t di student e di tipo F divergono all'aumentare della numerosità campionaria e ciò fa sì che non esistano valori critici dei test asintoticamente corretti (Philips 1986 e Philips e Durlauf 1986). Infine, la considerazione di serie non stazionarie all'interno di un'analisi empirica può condurre all'ottenimento di "regressioni spurie", ossia regressioni nelle quali vengono poste in evidenza specifiche relazioni fra le variabili economiche sebbene tali relazioni non esistano. Pertanto, in un contesto di non stazionarietà, la scelta di una modellazione basata su processi stazionari risulterebbe inappropriata e condurrebbe a conclusioni errate<sup>84</sup>. Verificare il grado di integrazione delle serie storiche considerate prima di procedere allo sviluppo del modello econometrico risulterà quindi molto importante e per farlo si andrà ad utilizzare il Test ADF (Augmented Dickey –Fuller Test), il quale assume come ipotesi nulla la presenza di radici unitarie, e conseguentemente, come ipotesi alternativa, l'assenza delle stesse (si veda Appendice per la dimostrazione del test); per tale motivo ciò che si desidera è rifiutare l'ipotesi nulla in favore dell'ipotesi alternativa e affinché ciò sia possibile è necessario che la probabilità di accettare l'ipotesi nulla sia inferiore ad ogni livello di significatività considerato.

## STATI UNITI

Si effettua ora il test ADF sulla variabile dipendente, ossia il **tasso di crescita del Pil (GU)**; per prima cosa si verifica se la serie può essere considerata stazionaria nei livelli, con 5 ritardi, inserendo trend e intercetta.

ADF Test Statistic	-4.599837	1% Critical Value*	-4.0393
		5% Critical Value	-3.4487
		10% Critical Value	-3.1493

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GU)

Method: Least Squares

Date: 02/21/12 Time: 17:33

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GU(-1)	-0.623349	0.135515	-4.599837	0.0000
D(GU(-1))	0.017545	0.124568	0.140848	0.8883

<sup>84</sup> Fonte: ibidem 2005, cap. 7.

D(GU(-2))	0.154395	0.114515	1.348255	0.1804
D(GU(-3))	0.201551	0.103933	1.939241	0.0551
D(GU(-4))	0.132601	0.097361	1.361948	0.1760
D(GU(-5))	0.016870	0.080006	0.210862	0.8334
C	62.34746	13.55428	4.599834	0.0000
@TREND(1980:2)	-6.35E-05	2.12E-05	-2.991462	0.0034
R-squared	0.305196	Mean dependent var	2.59E-05	
Adjusted R-squared	0.260162	S.D. dependent var	0.006797	
S.E. of regression	0.005846	Akaike info criterion	-7.379594	
Sum squared resid	0.003691	Schwarz criterion	-7.189692	
Log likelihood	436.0165	F-statistic	6.777072	
Durbin-Watson stat	2.071488	Prob(F-statistic)	0.000001	

Come è possibile osservare trend ed intercetta possono essere considerati significativi, ossia statisticamente diversi da zero (prendendo in considerazione un livello di significatività pari al 5%), ma l'ultimo ritardo risulta essere non significativo per cui si rende necessario ripetere il test inserendo solo quattro ritardi.

ADF Test Statistic	-5.416987	1% Critical Value*	-4.0387
		5% Critical Value	-3.4484
		10% Critical Value	-3.1491

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GU)

Method: Least Squares

Date: 02/21/12 Time: 17:36

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GU(-1)	-0.661688	0.122151	-5.416987	0.0000
D(GU(-1))	0.029337	0.116165	0.252547	0.8011
D(GU(-2))	0.245547	0.102788	2.388864	0.0186
D(GU(-3))	0.223947	0.096466	2.321511	0.0221
D(GU(-4))	0.090316	0.080656	1.119775	0.2652
C	66.18165	12.21754	5.416938	0.0000
@TREND(1980:2)	-6.13E-05	2.05E-05	-2.988840	0.0035
R-squared	0.345048	Mean dependent var	-0.000184	
Adjusted R-squared	0.309323	S.D. dependent var	0.007139	
S.E. of regression	0.005933	Akaike info criterion	-7.358735	
Sum squared resid	0.003872	Schwarz criterion	-7.193477	
Log likelihood	437.4860	F-statistic	9.658540	
Durbin-Watson stat	1.914716	Prob(F-statistic)	0.000000	

L'ultimo ritardo risulta essere non significativo, per cui si ripete il test inserendo tre ritardi.

ADF Test Statistic	-5.295800	1% Critical Value*	-4.0380
		5% Critical Value	-3.4481

10% Critical Value -3.1489

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GU)

Method: Least Squares

Date: 02/21/12 Time: 17:36

Sample(adjusted): 1981:3 2010:4

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GU(-1)	-0.581052	0.109719	-5.295800	0.0000
D(GU(-1))	-0.069696	0.103099	-0.676008	0.5004
D(GU(-2))	0.186565	0.095258	1.958520	0.0527
D(GU(-3))	0.186595	0.079139	2.357817	0.0201
C	58.11660	10.97416	5.295768	0.0000
@TREND(1980:2)	-5.59E-05	1.97E-05	-2.841928	0.0053
R-squared	0.366004	Mean dependent var	-1.87E-05	
Adjusted R-squared	0.337700	S.D. dependent var	0.007332	
S.E. of regression	0.005967	Akaike info criterion	-7.355759	
Sum squared resid	0.003987	Schwarz criterion	-7.214877	
Log likelihood	439.9898	F-statistic	12.93144	
Durbin-Watson stat	1.950489	Prob(F-statistic)	0.000000	

In questo caso l'ultimo ritardo risulta essere significativo ed il valore della statistica test permette di rifiutare l'ipotesi di non stazionarietà, per cui è possibile affermare che la serie è stazionaria nei livelli.

Si effettua ora il test iniziale sulla serie del **tasso di crescita dei prezzi delle azioni (RU)** inserendo cinque ritardi, trend ed intercetta e si ottiene il seguente risultato.

ADF Test Statistic	-4.823004	1% Critical Value*	-4.0387
		5% Critical Value	-3.4484
		10% Critical Value	-3.1491

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RU)

Method: Least Squares

Date: 02/21/12 Time: 17:41

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RU(-1)	-0.950739	0.197126	-4.823004	0.0000
D(RU(-1))	0.270367	0.174141	1.552576	0.1234
D(RU(-2))	0.203561	0.156946	1.297011	0.1974
D(RU(-3))	0.094945	0.136298	0.696597	0.4875
D(RU(-4))	0.129657	0.116632	1.111678	0.2687
D(RU(-5))	0.022216	0.095585	0.232418	0.8166
C	95.11015	19.72007	4.823014	0.0000
@TREND(1980:2)	-0.000234	0.000181	-1.296192	0.1976
R-squared	0.367149	Mean dependent var	0.001284	

Adjusted R-squared	0.326507	S.D. dependent var	0.077063
S.E. of regression	0.063243	Akaike info criterion	-2.617742
Sum squared resid	0.435963	Schwarz criterion	-2.428875
Log likelihood	161.1379	F-statistic	9.033762
Durbin-Watson stat	1.986924	Prob(F-statistic)	0.000000

Pur essendo l'intercetta significativa, a differenza del trend che invece è da considerare non significativo, si decide di ripetere il test eliminandoli entrambi.

ADF Test Statistic	0.168700	1% Critical Value*	-2.5833
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RU)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:25

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RU(-1)	1.08E-05	6.38E-05	0.168700	0.8663
D(RU(-1))	-0.462540	0.092835	-4.982389	0.0000
D(RU(-2))	-0.409304	0.100537	-4.071163	0.0001
D(RU(-3))	-0.385615	0.101431	-3.801763	0.0002
D(RU(-4))	-0.214793	0.100471	-2.137857	0.0347
D(RU(-5))	-0.197995	0.091594	-2.161648	0.0328
R-squared	0.232055	Mean dependent var	0.001284	
Adjusted R-squared	0.197463	S.D. dependent var	0.077063	
S.E. of regression	0.069036	Akaike info criterion	-2.458448	
Sum squared resid	0.529028	Schwarz criterion	-2.316798	
Log likelihood	149.8192	Durbin-Watson stat	2.040343	

Inserendo cinque ritardi, e senza considerare trend ed intercetta, l'ultimo ritardo risulta essere significativo ma la statistica del test ADF si trova a destra di ogni livello di significatività, ovvero nella regione di accettazione dell'ipotesi nulla, ossia di presenza di radici unitarie; per questo motivo la serie considerata non può essere definita stazionaria nei livelli. Si rende a questo punto necessario passare alla differenza prima, inserendo cinque ritardi, trend ed intercetta.

ADF Test Statistic	-7.001087	1% Critical Value*	-4.0393
		5% Critical Value	-3.4487
		10% Critical Value	-3.1493

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RU,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:30

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4  
 Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RU(-1))	-2.975787	0.425046	-7.001087	0.0000
D(RU(-1),2)	1.489211	0.376375	3.956725	0.0001
D(RU(-2),2)	1.054471	0.315853	3.338486	0.0012
D(RU(-3),2)	0.624861	0.243926	2.561686	0.0118
D(RU(-4),2)	0.360397	0.168569	2.137975	0.0348
D(RU(-5),2)	0.110687	0.094340	1.173281	0.2433
C	0.000241	0.014042	0.017162	0.9863
@TREND(1980:2)	1.71E-05	0.000193	0.088354	0.9298
R-squared	0.701718	Mean dependent var		0.000824
Adjusted R-squared	0.682385	S.D. dependent var		0.123382
S.E. of regression	0.069535	Akaike info criterion		-2.427507
Sum squared resid	0.522189	Schwarz criterion		-2.237604
Log likelihood	148.7954	F-statistic		36.29626
Durbin-Watson stat	2.021639	Prob(F-statistic)		0.000000

Sia il trend che l'intercetta risultano essere non significativi, per cui si rende necessario eliminarli; si ripete quindi il test inserendo cinque ritardi ma, risultando l'ultimo ritardo non significativo, è necessario ripetere il test con quattro ritardi.

ADF Test Statistic	-7.993301	1% Critical Value*	-2.5833
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RU,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:32

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RU(-1))	-2.670382	0.334077	-7.993301	0.0000
D(RU(-1),2)	1.207739	0.287869	4.195447	0.0001
D(RU(-2),2)	0.798399	0.226780	3.520580	0.0006
D(RU(-3),2)	0.412665	0.160969	2.563635	0.0117
D(RU(-4),2)	0.197796	0.091189	2.169089	0.0322
R-squared	0.699331	Mean dependent var		0.001652
Adjusted R-squared	0.688593	S.D. dependent var		0.123175
S.E. of regression	0.068736	Akaike info criterion		-2.475285
Sum squared resid	0.529163	Schwarz criterion		-2.357244
Log likelihood	149.8042	Durbin-Watson stat		2.039553

In questo caso l'ultimo ritardo risulta essere significativo e la statistica del test ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di presenza di radici unitarie, pertanto è possibile affermare che la serie è integrata di ordine uno, in simboli  $RU \sim I(1)$ ; ciò significa che in questo caso è bastato applicare una sola volta l'operatore differenza, dato da  $\Delta^d = (1-L)^d$ ,

per ottenere una variabile che segue un processo che soddisfa le condizioni di costanza dei parametri e relativamente ai quali si rende possibile l'inferenza statistica.

## CANADA

Il test iniziale effettuato sulla serie del **tasso di crescita del Pil canadese (GC)**, inserendo cinque ritardi, trend ed intercetta viene qui riportato.

ADF Test Statistic	-4.464670	1% Critical Value*	-4.0393
		5% Critical Value	-3.4487
		10% Critical Value	-3.1493

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GC)

Method: Least Squares

Date: 02/21/12 Time: 18:05

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GC(-1)	-0.615557	0.137873	-4.464670	0.0000
D(GC(-1))	0.309446	0.134408	2.302291	0.0232
D(GC(-2))	0.043153	0.119056	0.362455	0.7177
D(GC(-3))	0.118970	0.108508	1.096410	0.2753
D(GC(-4))	-0.072495	0.095805	-0.756695	0.4509
D(GC(-5))	0.130466	0.092777	1.406229	0.1625
C	61.56686	13.78999	4.464605	0.0000
@TREND(1980:2)	-4.66E-05	2.80E-05	-1.664621	0.0989
R-squared	0.294702	Mean dependent var	5.41E-05	
Adjusted R-squared	0.248988	S.D. dependent var	0.010214	
S.E. of regression	0.008852	Akaike info criterion	-6.549920	
Sum squared resid	0.008462	Schwarz criterion	-6.360017	
Log likelihood	387.8954	F-statistic	6.446675	
Durbin-Watson stat	2.003732	Prob(F-statistic)	0.000002	

Come è possibile osservare l'intercetta, a differenza del trend, può essere considerata significativa, ma si decide di ripetere il test eliminandoli entrambi; a questo punto però il quinto ritardo risulta non essere significativo per cui si ripete il test inserendo quattro ritardi.

ADF Test Statistic	-0.173414	1% Critical Value*	-2.5833
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GC)

Method: Least Squares



Date: 02/22/12 Time: 09:37  
Sample(adjusted): 1981:4 2010:4  
Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GC(-1)	-1.52E-06	8.78E-06	-0.173414	0.8626
D(GC(-1))	-0.127787	0.089427	-1.428949	0.1558
D(GC(-2))	-0.319178	0.087403	-3.651816	0.0004
D(GC(-3))	-0.161502	0.087351	-1.848882	0.0671
D(GC(-4))	-0.285100	0.087714	-3.250331	0.0015
R-squared	0.161331	Mean dependent var	3.34E-05	
Adjusted R-squared	0.131379	S.D. dependent var	0.010173	
S.E. of regression	0.009481	Akaike info criterion	-6.437285	
Sum squared resid	0.010067	Schwarz criterion	-6.319243	
Log likelihood	381.5812	Durbin-Watson stat	2.018329	

Con quattro ritardi l'ultimo risulta essere significativo ma il valore della statistica del test si trova a destra di ogni livello di significatività, e quindi nella regione di accettazione dell'ipotesi nulla di non stazionarietà, per cui è possibile affermare che tale serie non può essere considerata stazionaria nei livelli. Si rende quindi necessario passare alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-6.407685	1% Critical Value*	-4.0400
		5% Critical Value	-3.4491
		10% Critical Value	-3.1495

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GC,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:39

Sample(adjusted): 1982:2 2010:4

Included observations: 115 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GC(-1))	-2.179946	0.340208	-6.407685	0.0000
D(GC(-1),2)	1.033964	0.297520	3.475277	0.0007
D(GC(-2),2)	0.666705	0.244863	2.722769	0.0076
D(GC(-3),2)	0.474839	0.195550	2.428227	0.0168
D(GC(-4),2)	0.149923	0.141901	1.056530	0.2931
D(GC(-5),2)	0.112964	0.094636	1.193661	0.2353
C	-0.001003	0.001987	-0.504800	0.6147
@TREND(1980:2)	1.29E-05	2.72E-05	0.474446	0.6361
R-squared	0.603436	Mean dependent var	1.87E-05	
Adjusted R-squared	0.577493	S.D. dependent var	0.014793	
S.E. of regression	0.009615	Akaike info criterion	-6.383913	
Sum squared resid	0.009892	Schwarz criterion	-6.192961	
Log likelihood	375.0750	F-statistic	23.25971	
Durbin-Watson stat	1.994436	Prob(F-statistic)	0.000000	

Risultando sia il trend che l'intercetta non significativi si ripete il test eliminandoli; si procede inserendo prima cinque e poi quattro ritardi, ma in entrambi i casi l'ultimo risulta essere non significativo; si ripete allora il test inserendo tre ritardi.

ADF Test Statistic	-9.048544	1% Critical Value*	-2.5833
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GC,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:40

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GC(-1))	-1.891875	0.209081	-9.048544	0.0000
D(GC(-1),2)	0.764525	0.168414	4.539556	0.0000
D(GC(-2),2)	0.445988	0.126533	3.524687	0.0006
D(GC(-3),2)	0.284852	0.087325	3.261965	0.0015
R-squared	0.602361	Mean dependent var	0.000244	
Adjusted R-squared	0.591804	S.D. dependent var	0.014776	
S.E. of regression	0.009440	Akaike info criterion	-6.454110	
Sum squared resid	0.010070	Schwarz criterion	-6.359677	
Log likelihood	381.5655	Durbin-Watson stat	2.018663	

In questo caso l'ultimo ritardo risulta essere significativo ed il valore della statistica test permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, per cui tale serie può dirsi integrata di ordine 1.

Il test iniziale sulla serie del **tasso di crescita dei prezzi delle azioni (RC)** con cinque ritardi, trend ed intercetta non significativi, è il seguente.

ADF Test Statistic	0.193493	1% Critical Value*	-2.5833
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RC)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:45

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RC(-1)	1.50E-05	7.74E-05	0.193493	0.8469
D(RC(-1))	-0.493586	0.092943	-5.310632	0.0000
D(RC(-2))	-0.411828	0.099796	-4.126701	0.0001
D(RC(-3))	-0.295530	0.103424	-2.857477	0.0051

D(RC(-4))	-0.300751	0.099405	-3.025505	0.0031
D(RC(-5))	-0.154038	0.091902	-1.676111	0.0965
R-squared	0.237998	Mean dependent var		0.001611
Adjusted R-squared	0.203673	S.D. dependent var		0.093779
S.E. of regression	0.083685	Akaike info criterion		-2.073584
Sum squared resid	0.777360	Schwarz criterion		-1.931934
Log likelihood	127.3047	Durbin-Watson stat		2.062256

L'ultimo ritardo risulta non significativo, per cui si rende necessario ripetere il test inserendo quattro ritardi.

ADF Test Statistic	0.042804	1% Critical Value*	-2.5831
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RC)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:46

Sample(adjusted): 1981:3 2010:4

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RC(-1)	3.34E-06	7.81E-05	0.042804	0.9659
D(RC(-1))	-0.460855	0.091369	-5.043861	0.0000
D(RC(-2))	-0.370547	0.098849	-3.748622	0.0003
D(RC(-3))	-0.228085	0.098385	-2.318284	0.0222
D(RC(-4))	-0.242035	0.090124	-2.685595	0.0083
R-squared	0.220001	Mean dependent var		0.000348
Adjusted R-squared	0.192390	S.D. dependent var		0.094379
S.E. of regression	0.084816	Akaike info criterion		-2.055216
Sum squared resid	0.812894	Schwarz criterion		-1.937814
Log likelihood	126.2577	Durbin-Watson stat		2.045163

In questo caso l'ultimo ritardo è significativo ma la statistica ADF è maggiore ad ogni livello di significatività per cui è necessario ricorrere alla differenza prima.

ADF Test Statistic	-8.673246	1% Critical Value*	-2.5831
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RC,2)

Method: Least Squares

Date: 02/22/12 Time: 09:47

Sample(adjusted): 1981:3 2010:4

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RC(-1))	-2.301571	0.265364	-8.673246	0.0000
D(RC(-1),2)	0.840722	0.219333	3.833078	0.0002
D(RC(-2),2)	0.470159	0.157380	2.987419	0.0034

D(RC(-3),2)	0.242034	0.089728	2.697417	0.0080
R-squared	0.704849	Mean dependent var	-3.79E-05	
Adjusted R-squared	0.697082	S.D. dependent var	0.153428	
S.E. of regression	0.084444	Akaike info criterion	-2.072149	
Sum squared resid	0.812907	Schwarz criterion	-1.978227	
Log likelihood	126.2568	Durbin-Watson stat	2.045132	

Dopo aver effettuato il test con cinque e quattro ritardi, trend ed intercetta non significativi ed aver verificato che in entrambi i casi l'ultimo ritardo risulta non significativo, inserendo tre ritardi l'ultimo risulta significativo e la statistica del test ADF inferiore ad ogni livello di significatività, per cui è possibile affermare che tale serie è integrata di ordine 1.

## AUSTRALIA

Il test iniziale sul **tasso di crescita del Pil australiano (GA)** con 5 ritardi ed intercetta significativa è il seguente.

ADF Test Statistic	-3.092873	1% Critical Value*	-3.4875
		5% Critical Value	-2.8863
		10% Critical Value	-2.5798

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GA)

Method: Least Squares

Date: 03/07/12 Time: 22:11

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GA(-1)	-0.386818	0.125068	-3.092873	0.0025
D(GA(-1))	-0.254400	0.127337	-1.997841	0.0482
D(GA(-2))	-0.069149	0.118111	-0.585455	0.5595
D(GA(-3))	-0.207370	0.110113	-1.883247	0.0623
D(GA(-4))	-0.291350	0.102843	-2.832950	0.0055
D(GA(-5))	-0.171138	0.089960	-1.902371	0.0598
C	38.68852	12.50907	3.092836	0.0025
R-squared	0.353565	Mean dependent var	-0.000136	
Adjusted R-squared	0.317982	S.D. dependent var	0.012177	
S.E. of regression	0.010057	Akaike info criterion	-6.302722	
Sum squared resid	0.011024	Schwarz criterion	-6.136557	
Log likelihood	372.5579	F-statistic	9.936193	
Durbin-Watson stat	2.002754	Prob(F-statistic)	0.000000	

Come è possibile notare l'ultimo ritardo risulta significativo ma il valore assunto dalla statistica ADF non permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà e ciò fa sì che si renda necessario ricorrere alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-8.877791	1% Critical Value*	-2.5834
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GA,2)

Method: Least Squares

Date: 03/07/12 Time: 22:10

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GA(-1))	-2.882754	0.324715	-8.877791	0.0000
D(GA(-1),2)	1.345871	0.273466	4.921529	0.0000
D(GA(-2),2)	1.055033	0.217472	4.851347	0.0000
D(GA(-3),2)	0.660587	0.160567	4.114104	0.0001
D(GA(-4),2)	0.239610	0.089975	2.663068	0.0089
R-squared	0.745232	Mean dependent var	0.000195	
Adjusted R-squared	0.736051	S.D. dependent var	0.020251	
S.E. of regression	0.010404	Akaike info criterion	-6.251042	
Sum squared resid	0.012016	Schwarz criterion	-6.132353	
Log likelihood	367.5604	Durbin-Watson stat	2.043088	

Con quattro ritardi, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo ritardo risulta essere significativo ed il valore della statistica ADF è tale da permettere di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà in favore dell'ipotesi alternativa di stazionarietà; per questo motivo si dirà che tale serie è integrata nei livelli.

Il test effettuato sul **tasso di crescita del prezzo delle azioni australiane (RA)** con 5 ritardi ed intercetta significativa ha prodotto i seguenti risultati.

ADF Test Statistic	-4.854278	1% Critical Value*	-3.4870
		5% Critical Value	-2.8861
		10% Critical Value	-2.5797

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RA)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:03

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RA(-1)	-1.009272	0.207914	-4.854278	0.0000

D(RA(-1))	0.191356	0.187257	1.021892	0.3091
D(RA(-2))	0.149761	0.163836	0.914092	0.3627
D(RA(-3))	0.162940	0.144052	1.131121	0.2605
D(RA(-4))	0.039120	0.121284	0.322552	0.7476
D(RA(-5))	0.070743	0.093409	0.757341	0.4505
C	100.9484	20.79556	4.854323	0.0000
R-squared	0.432634	Mean dependent var		0.001459
Adjusted R-squared	0.401687	S.D. dependent var		0.102960
S.E. of regression	0.079641	Akaike info criterion		-2.164621
Sum squared resid	0.697689	Schwarz criterion		-1.999363
Log likelihood	133.6303	F-statistic		13.97974
Durbin-Watson stat	2.024675	Prob(F-statistic)		0.000000

Risultando l'ultimo ritardo non significativo, si ripete il test inserendo solo quattro ritardi, e successivamente tre, due ed infine uno ma nemmeno in questo caso l'ultimo ritardo risulta essere significativo e pertanto si rende necessario ricorrere alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-9.011398	1% Critical Value*	-2.5831
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RA,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:07

Sample(adjused): 1981:3 2010:4

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RA(-1))	-2.555329	0.283566	-9.011398	0.0000
D(RA(-1),2)	0.961995	0.235018	4.093283	0.0001
D(RA(-2),2)	0.525080	0.165651	3.169801	0.0020
D(RA(-3),2)	0.253401	0.089268	2.838668	0.0054
R-squared	0.751260	Mean dependent var		-0.000701
Adjusted R-squared	0.744714	S.D. dependent var		0.174911
S.E. of regression	0.088375	Akaike info criterion		-1.981144
Sum squared resid	0.890357	Schwarz criterion		-1.887223
Log likelihood	120.8875	Durbin-Watson stat		2.022365

Con tre ritardi, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo risulta essere significativo e il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, e ciò fa sì che sia possibile affermare che la serie è integrata di ordine uno.

## GRAN BRETAGNA

Il test iniziale effettuato sulla serie del **tasso di crescita del Pil della Gran Bretagna (GGB)** con cinque ritardi, trend ed intercetta significativi è il seguente.

ADF Test Statistic	-3.828115	1% Critical Value*	-4.0393
		5% Critical Value	-3.4487
		10% Critical Value	-3.1493

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GGB)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:07

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GGB(-1)	-0.670060	0.175037	-3.828115	0.0002
D(GGB(-1))	-0.130192	0.164766	-0.790159	0.4312
D(GGB(-2))	0.017345	0.152943	0.113408	0.9099
D(GGB(-3))	0.026839	0.139625	0.192219	0.8479
D(GGB(-4))	0.023985	0.122933	0.195103	0.8457
D(GGB(-5))	-0.037202	0.095758	-0.388498	0.6984
C	67.02209	17.50806	3.828071	0.0002
@TREND(1980:2)	-9.61E-05	3.45E-05	-2.789551	0.0062
R-squared	0.399997	Mean dependent var	-0.000192	
Adjusted R-squared	0.361108	S.D. dependent var	0.009845	
S.E. of regression	0.007869	Akaike info criterion	-6.785262	
Sum squared resid	0.006688	Schwarz criterion	-6.595359	
Log likelihood	401.5452	F-statistic	10.28559	
Durbin-Watson stat	2.002082	Prob(F-statistic)	0.000000	

Come è possibile notare dalla tabella qui riportata l'ultimo ritardo risulta essere non significativo, perciò si rende necessario ripetere il test inserendo prima quattro ritardi e successivamente tre, due ed infine uno ma risultando l'ultimo ritardo non significativo in tutti i casi considerati si rende necessario ricorrere alla differenza prima

ADF Test Statistic	-9.596545	1% Critical Value*	-2.5831
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GGB,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:11

Sample(adjusted): 1981:3 2010:4

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GGB(-1))	-2.142296	0.223236	-9.596545	0.0000

D(GGB(-1),2)	0.522918	0.167824	3.115865	0.0023
D(GGB(-2),2)	0.188783	0.091186	2.070298	0.0407
R-squared	0.757137	Mean dependent var	-4.47E-05	
Adjusted R-squared	0.752913	S.D. dependent var	0.016810	
S.E. of regression	0.008356	Akaike info criterion	-6.706651	
Sum squared resid	0.008029	Schwarz criterion	-6.636210	
Log likelihood	398.6924	Durbin-Watson stat	2.024181	

Con due ritardi, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo ritardo risulta essere significativo ed il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, per cui è possibile affermare che la serie risulta essere integrata di primo ordine.

Si effettua ora il test iniziale sulla serie del **tasso di crescita del prezzo delle azioni inglesi (RGB)**, inserendo cinque ritardi ed intercetta significativa.

ADF Test Statistic	-3.738202	1% Critical Value*	-3.4870
		5% Critical Value	-2.8861
		10% Critical Value	-2.5797

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RGB)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:13

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RGB(-1)	-0.693698	0.185570	-3.738202	0.0003
D(RGB(-1))	-0.018209	0.172050	-0.105834	0.9159
D(RGB(-2))	-0.091301	0.157587	-0.579371	0.5635
D(RGB(-3))	-0.105604	0.139421	-0.757450	0.4504
D(RGB(-4))	-0.028896	0.118017	-0.244849	0.8070
D(RGB(-5))	-0.060913	0.094701	-0.643208	0.5214
C	69.38466	18.56084	3.738229	0.0003
R-squared	0.374402	Mean dependent var	0.000868	
Adjusted R-squared	0.340278	S.D. dependent var	0.077623	
S.E. of regression	0.063048	Akaike info criterion	-2.631872	
Sum squared resid	0.437257	Schwarz criterion	-2.466614	
Log likelihood	160.9645	F-statistic	10.97195	
Durbin-Watson stat	1.999679	Prob(F-statistic)	0.000000	

Risultando l'ultimo ritardo non significativo, si ripete il test inserendo nell'ordine prima quattro, poi tre, due ed infine un ritardo ma in nessuno di questi casi l'ultimo risulta essere statisticamente diverso da zero e ciò fa sì che si renda necessario passare alle differenze prime.



ADF Test Statistic	-8.241832	1% Critical Value*	-2.5833
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RGB,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:14

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RGB(-1))	-3.042825	0.369193	-8.241832	0.0000
D(RGB(-1),2)	1.470724	0.319403	4.604608	0.0000
D(RGB(-2),2)	0.919802	0.249990	3.679358	0.0004
D(RGB(-3),2)	0.464722	0.170468	2.726148	0.0074
D(RGB(-4),2)	0.199704	0.091648	2.179045	0.0314
R-squared	0.733596	Mean dependent var	0.001747	
Adjusted R-squared	0.724081	S.D. dependent var	0.126285	
S.E. of regression	0.066335	Akaike info criterion	-2.546408	
Sum squared resid	0.492835	Schwarz criterion	-2.428367	
Log likelihood	153.9649	Durbin-Watson stat	2.052114	

Con quattro ritardi, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo ritardo risulta significativo ed il valore della statistica ADF permette di accettare l'ipotesi alternativa di stazionarietà, pertanto la serie può dirsi integrata di ordine uno.

## GERMANIA

Il test iniziale effettuato sulla serie del **tasso di crescita del Pil della Germania (GGE)** con cinque ritardi, trend ed intercetta significativi, produce il seguente risultato.

ADF Test Statistic	-3.919257	1% Critical Value*	-4.0393
		5% Critical Value	-3.4487
		10% Critical Value	-3.1493

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GGE)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:15

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GGE(-1)	-0.773612	0.197387	-3.919257	0.0002
D(GGE(-1))	-0.200751	0.188064	-1.067462	0.2881
D(GGE(-2))	-0.116941	0.180945	-0.646275	0.5195
D(GGE(-3))	-0.017385	0.162128	-0.107228	0.9148
D(GGE(-4))	0.200461	0.134187	1.493896	0.1381
D(GGE(-5))	0.099971	0.096220	1.038987	0.3011

C	77.37277	19.74184	3.919228	0.0002
@TREND(1980:2)	-7.39E-05	3.43E-05	-2.157026	0.0332
R-squared	0.518602	Mean dependent var	-7.31E-05	
Adjusted R-squared	0.487400	S.D. dependent var	0.013725	
S.E. of regression	0.009826	Akaike info criterion	-6.341054	
Sum squared resid	0.010428	Schwarz criterion	-6.151151	
Log likelihood	375.7811	F-statistic	16.62094	
Durbin-Watson stat	1.986118	Prob(F-statistic)	0.000000	

L'ultimo ritardo non può essere considerato statisticamente diverso da zero e ciò fa sì che si renda necessario ripetere il test inserendo progressivamente un numero minore di ritardi fino a che l'ultimo risulti significativo; con tre ritardi, trend ed intercetta significativi, l'ultimo ritardo risulta significativo ma il valore della statistica ADF non permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, essendo tale valore superiore ad ogni livello di significatività, e ciò fa sì che si debba ricorrere alle differenze prime

ADF Test Statistic	-12.45088	1% Critical Value*	-2.5831
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GGE,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:19

Sample(adjusted): 1981:3 2010:4

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GGE(-1))	-2.824715	0.226869	-12.45088	0.0000
D(GGE(-1),2)	0.988478	0.167398	5.904963	0.0000
D(GGE(-2),2)	0.368305	0.086406	4.262468	0.0000
R-squared	0.818015	Mean dependent var	1.44E-05	
Adjusted R-squared	0.814850	S.D. dependent var	0.023690	
S.E. of regression	0.010194	Akaike info criterion	-6.309010	
Sum squared resid	0.011950	Schwarz criterion	-6.238568	
Log likelihood	375.2316	Durbin-Watson stat	2.015507	

Con due ritardi, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo ritardo può essere considerato statisticamente diverso da zero e il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi di non stazionarietà in favore dell'ipotesi alternativa di stazionarietà e ciò fa sì che la serie si possa dire integrata di primo ordine.

Si effettua ora il test sulla serie del **tasso di crescita del prezzo delle azioni tedesche (RGE)** inserendo cinque ritardi e intercetta significativa.

ADF Test Statistic	-4.467124	1% Critical Value*	-3.4870
		5% Critical Value	-2.8861
		10% Critical Value	-2.5797

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RGE)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:21

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RGE(-1)	-0.807803	0.180833	-4.467124	0.0000
D(RGE(-1))	0.117710	0.164495	0.715581	0.4758
D(RGE(-2))	0.057613	0.150732	0.382225	0.7030
D(RGE(-3))	0.123520	0.136000	0.908239	0.3657
D(RGE(-4))	0.108215	0.116038	0.932586	0.3531
D(RGE(-5))	0.012480	0.096175	0.129762	0.8970
C	80.79723	18.08682	4.467188	0.0000

R-squared	0.360991	Mean dependent var	0.000952
Adjusted R-squared	0.326136	S.D. dependent var	0.111073
S.E. of regression	0.091179	Akaike info criterion	-1.894018
Sum squared resid	0.914499	Schwarz criterion	-1.728760
Log likelihood	117.8000	F-statistic	10.35691
Durbin-Watson stat	1.988487	Prob(F-statistic)	0.000000

Non risultando l'ultimo ritardo significativo, si prosegue inserendo in successione quattro, tre, due ed infine un ritardo ma in nessuno di questi casi l'ultimo risulta essere significativo e quindi si rende necessario il ricorso alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-12.30964	1% Critical Value*	-2.5828
		5% Critical Value	-1.9426
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RGE,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:23

Sample(adjusted): 1981:1 2010:4

Included observations: 120 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RGE(-1))	-1.749312	0.142109	-12.30964	0.0000
D(RGE(-1),2)	0.323031	0.087375	3.697046	0.0003
R-squared	0.695137	Mean dependent var	0.001343	
Adjusted R-squared	0.692554	S.D. dependent var	0.178738	
S.E. of regression	0.099106	Akaike info criterion	-1.768721	
Sum squared resid	1.159003	Schwarz criterion	-1.722263	
Log likelihood	108.1233	Durbin-Watson stat	2.095912	

Con un ritardo, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo ritardo risulta significativo e il valore della statistica ADF, essendo inferiore ad ogni livello di significatività,

permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà in favore dell'ipotesi alternativa di stazionarietà: è possibile quindi affermare che anche questa serie è integrata di ordine uno.

## FRANCIA

Il test iniziale sulla serie del **tasso di crescita del Pil francese (GF)** con cinque ritardi ed intercetta significativa porta ai seguenti risultati.

ADF Test Statistic	-3.455432	1% Critical Value*	-3.4875
		5% Critical Value	-2.8863
		10% Critical Value	-2.5798

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GF)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:24

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GF(-1)	-0.220885	0.063924	-3.455432	0.0008
D(GF(-1))	-0.353243	0.097346	-3.628746	0.0004
D(GF(-2))	-0.061763	0.098280	-0.628439	0.5310
D(GF(-3))	-0.037445	0.097393	-0.384470	0.7014
D(GF(-4))	-0.154951	0.096493	-1.605835	0.1112
D(GF(-5))	-0.040314	0.088513	-0.455460	0.6497
C	22.09060	6.393180	3.455339	0.0008
R-squared	0.304400	Mean dependent var	-0.000348	
Adjusted R-squared	0.266110	S.D. dependent var	0.006131	
S.E. of regression	0.005252	Akaike info criterion	-7.601979	
Sum squared resid	0.003007	Schwarz criterion	-7.435814	
Log likelihood	447.9148	F-statistic	7.949883	
Durbin-Watson stat	2.024716	Prob(F-statistic)	0.000000	

L'ultimo ritardo risulta però non significativo e ciò fa sì che si debba procedere inserendo rispettivamente prima quattro, poi tre, poi due ed infine un ritardo; in questo caso l'ultimo ritardo risulta essere significativo ma la statistica ADF non permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà e si rende quindi necessario ricorrere alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-7.693833	1% Critical Value*	-2.5833
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GF,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:25

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GF(-1))	-1.862755	0.242110	-7.693833	0.0000
D(GF(-1),2)	0.429979	0.205249	2.094918	0.0384
D(GF(-2),2)	0.308901	0.155280	1.989315	0.0491
D(GF(-3),2)	0.213513	0.089030	2.398197	0.0181
R-squared	0.717944	Mean dependent var	-0.000114	
Adjusted R-squared	0.710456	S.D. dependent var	0.010286	
S.E. of regression	0.005535	Akaike info criterion	-7.521887	
Sum squared resid	0.003462	Schwarz criterion	-7.427454	
Log likelihood	444.0304	Durbin-Watson stat	2.068266	

Inserendo tre ritardi, con trend ed intercetta non significativi, si ha che l'ultimo ritardo risulta significativo ed il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà in favore dell'ipotesi alternativa di stazionarietà; quanto detto porta ad affermare che tale serie è integrata di ordine uno.

Si effettua ora il test sulla serie del **tasso di crescita del prezzo delle azioni (RF)** inserendo cinque ritardi ed intercetta significativa.

ADF Test Statistic	-4.577810	1% Critical Value*	-3.4870
		5% Critical Value	-2.8861
		10% Critical Value	-2.5797

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RF)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:26

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RF(-1)	-0.723985	0.158151	-4.577810	0.0000
D(RF(-1))	0.171780	0.148831	1.154191	0.2509
D(RF(-2))	-0.027660	0.138826	-0.199238	0.8424
D(RF(-3))	0.129379	0.127434	1.015260	0.3122
D(RF(-4))	0.120931	0.106421	1.136348	0.2583
D(RF(-5))	0.114824	0.093687	1.225616	0.2230
C	72.41628	15.81877	4.577871	0.0000
R-squared	0.351791	Mean dependent var	0.000358	
Adjusted R-squared	0.316434	S.D. dependent var	0.100096	
S.E. of regression	0.082757	Akaike info criterion	-2.087852	
Sum squared resid	0.753359	Schwarz criterion	-1.922593	
Log likelihood	129.1393	F-statistic	9.949732	



Date: 03/02/12 Time: 23:30  
Sample(adjusted): 1982:1 2010:4  
Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GI(-1)	-0.605680	0.151559	-3.996329	0.0001
D(GI(-1))	-0.205923	0.149614	-1.376359	0.1716
D(GI(-2))	-0.096870	0.144996	-0.668088	0.5055
D(GI(-3))	-0.116142	0.132241	-0.878260	0.3818
D(GI(-4))	0.084513	0.118904	0.710767	0.4788
D(GI(-5))	0.030381	0.094129	0.322762	0.7475
C	60.58777	15.16153	3.996151	0.0001
@TREND(1980:2)	-0.000165	5.29E-05	-3.122154	0.0023
R-squared	0.438398	Mean dependent var	-0.000489	
Adjusted R-squared	0.401998	S.D. dependent var	0.010697	
S.E. of regression	0.008272	Akaike info criterion	-6.685389	
Sum squared resid	0.007390	Schwarz criterion	-6.495486	
Log likelihood	395.7526	F-statistic	12.04388	
Durbin-Watson stat	1.988371	Prob(F-statistic)	0.000000	

Come è possibile notare però l'ultimo ritardo risulta essere non significativo e ciò fa sì che si renda necessario ripetere il test inserendone prima quattro e poi tre, due ed infine uno; in nessuno di questi casi però l'ultimo ritardo risulta essere significativo e quindi si rende necessario ricorrere alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-10.92672	1% Critical Value*	-2.5831
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GI,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:34

Sample(adjusted): 1981:3 2010:4

Included observations: 118 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GI(-1))	-2.381682	0.217969	-10.92672	0.0000
D(GI(-1),2)	0.725696	0.164789	4.403803	0.0000
D(GI(-2),2)	0.317234	0.088704	3.576300	0.0005
R-squared	0.776070	Mean dependent var	-0.000169	
Adjusted R-squared	0.772176	S.D. dependent var	0.018335	
S.E. of regression	0.008752	Akaike info criterion	-6.614056	
Sum squared resid	0.008808	Schwarz criterion	-6.543615	
Log likelihood	393.2293	Durbin-Watson stat	2.005519	

Con due ritardi, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo ritardo può essere considerato statisticamente diverso da zero e il valore della statistica ADF permette di

rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, perciò è possibile affermare che la serie è integrata di ordine uno.

Il test iniziale effettuato sul **tasso di crescita del prezzo delle azioni (RI)** con cinque ritardi ed intercetta significativa produce il seguente risultato.

ADF Test Statistic	-4.808437	1% Critical Value*	-3.4870
		5% Critical Value	-2.8861
		10% Critical Value	-2.5797

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RI)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:37

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RI(-1)	-0.668969	0.139124	-4.808437	0.0000
D(RI(-1))	0.062396	0.126423	0.493545	0.6226
D(RI(-2))	-0.003114	0.118317	-0.026316	0.9791
D(RI(-3))	0.105031	0.107367	0.978243	0.3301
D(RI(-4))	0.250145	0.094289	2.652953	0.0092
D(RI(-5))	0.139532	0.084680	1.647752	0.1023
C	66.91165	13.91565	4.808373	0.0000
R-squared	0.380162	Mean dependent var	0.001866	
Adjusted R-squared	0.346353	S.D. dependent var	0.120005	
S.E. of regression	0.097023	Akaike info criterion	-1.769783	
Sum squared resid	1.035471	Schwarz criterion	-1.604524	
Log likelihood	110.5323	F-statistic	11.24430	
Durbin-Watson stat	2.055378	Prob(F-statistic)	0.000000	

Risultando l'ultimo ritardo non significativo si rende necessario ripetere il test inserendo rispettivamente prima quattro, poi tre, due ed infine un ritardo; in nessuno di questi casi però l'ultimo ritardo può essere considerato statisticamente diverso da zero e ciò fa sì che si debba ricorrere alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-10.17790	1% Critical Value*	-2.5830
		5% Critical Value	-1.9426
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RI,2)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:43

Sample(adjusted): 1981:2 2010:4

Included observations: 119 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------



D(RI(-1))	-2.027655	0.199221	-10.17790	0.0000
D(RI(-1),2)	0.625152	0.144494	4.326481	0.0000
D(RI(-2),2)	0.222554	0.088764	2.507254	0.0136
R-squared	0.681540	Mean dependent var	0.001002	
Adjusted R-squared	0.676049	S.D. dependent var	0.198298	
S.E. of regression	0.112865	Akaike info criterion	-1.500370	
Sum squared resid	1.477655	Schwarz criterion	-1.430308	
Log likelihood	92.27200	Durbin-Watson stat	1.997447	

Inserendo due ritardi, trend ed intercetta non significativi, l'ultimo ritardo risulta essere significativo e il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, perciò è possibile affermare che tale serie è integrata di ordine uno.

## GIAPPONE

Il test iniziale effettuato sulla serie del **tasso di crescita del Pil giapponese (GJ)** con cinque ritardi, trend ed intercetta significativi, conduce ai seguenti risultati.

ADF Test Statistic	-3.642975	1% Critical Value*	-4.0393
		5% Critical Value	-3.4487
		10% Critical Value	-3.1493

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GJ)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:48

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GJ(-1)	-0.680545	0.186810	-3.642975	0.0004
D(GJ(-1))	-0.316112	0.177516	-1.780758	0.0778
D(GJ(-2))	-0.070593	0.166811	-0.423191	0.6730
D(GJ(-3))	0.110352	0.157086	0.702494	0.4839
D(GJ(-4))	-0.003394	0.136397	-0.024883	0.9802
D(GJ(-5))	-0.018804	0.096176	-0.195521	0.8454
C	68.06633	18.68447	3.642936	0.0004
@TREND(1980:2)	-0.000130	4.68E-05	-2.776461	0.0065
R-squared	0.531473	Mean dependent var	-0.000203	
Adjusted R-squared	0.501105	S.D. dependent var	0.014489	
S.E. of regression	0.010234	Akaike info criterion	-6.259799	
Sum squared resid	0.011311	Schwarz criterion	-6.069896	
Log likelihood	371.0683	F-statistic	17.50137	
Durbin-Watson stat	1.997876	Prob(F-statistic)	0.000000	

Come è possibile notare l'ultimo ritardo risulta non significativo ed è quindi necessario ripetere il test inserendo un numero di ritardi via via inferiore al fine di ottenere l'ultimo ritardo statisticamente diverso da zero.

ADF Test Statistic	-6.242627	1% Critical Value*	-4.0367
		5% Critical Value	-3.4475
		10% Critical Value	-3.1486

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GJ)

Method: Least Squares

Date: 03/02/12 Time: 23:54

Sample(adjusted): 1981:1 2010:4

Included observations: 120 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GJ(-1)	-0.774253	0.124027	-6.242627	0.0000
D(GJ(-1))	-0.213801	0.089368	-2.392367	0.0183
C	77.43791	12.40491	6.242523	0.0000
@TREND(1980:2)	-0.000137	3.61E-05	-3.792488	0.0002
R-squared	0.518365	Mean dependent var	-0.000327	
Adjusted R-squared	0.505909	S.D. dependent var	0.014528	
S.E. of regression	0.010212	Akaike info criterion	-6.297794	
Sum squared resid	0.012096	Schwarz criterion	-6.204878	
Log likelihood	381.8677	F-statistic	41.61537	
Durbin-Watson stat	2.033696	Prob(F-statistic)	0.000000	

Con un ritardo, trend ed intercetta significativi, l'ultimo ritardo risulta significativo e il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà in favore dell'ipotesi alternativa di stazionarietà e ciò significa che la serie può essere considerata stazionaria nei livelli.

Si effettua ora il test iniziale sul **tasso di crescita del prezzo delle azioni (RJ)** inserendo cinque ritardi ed intercetta significativa.

ADF Test Statistic	-3.916457	1% Critical Value*	-3.4870
		5% Critical Value	-2.8861
		10% Critical Value	-2.5797

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RJ)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 00:01

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RJ(-1)	-0.612742	0.156453	-3.916457	0.0002

D(RJ(-1))	0.113861	0.150812	0.754987	0.4519
D(RJ(-2))	-0.202811	0.137887	-1.470846	0.1442
D(RJ(-3))	0.115212	0.130930	0.879952	0.3808
D(RJ(-4))	-0.051492	0.106478	-0.483592	0.6296
D(RJ(-5))	0.027995	0.096367	0.290501	0.7720
C	61.27856	15.64671	3.916387	0.0002
R-squared	0.384182	Mean dependent var	-0.000236	
Adjusted R-squared	0.350591	S.D. dependent var	0.099304	
S.E. of regression	0.080025	Akaike info criterion	-2.154996	
Sum squared resid	0.704436	Schwarz criterion	-1.989738	
Log likelihood	133.0673	F-statistic	11.43734	
Durbin-Watson stat	1.991551	Prob(F-statistic)	0.000000	

Risultando l'ultimo ritardo non significativo si ripete il test inserendo prima quattro e successivamente tre ritardi ma in entrambi i casi l'ultimo ritardo risulta non statisticamente diverso da zero; con due ritardi invece l'ultimo risulta significativo ed il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, per cui è possibile affermare che tale serie è stazionaria nei livelli.

ADF Test Statistic	-4.685971	1% Critical Value*	-3.4856
		5% Critical Value	-2.8855
		10% Critical Value	-2.5794

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RJ)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 00:04

Sample(adjusted): 1981:1 2010:4

Included observations: 120 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RJ(-1)	-0.563267	0.120203	-4.685971	0.0000
D(RJ(-1))	0.028265	0.103552	0.272956	0.7854
D(RJ(-2))	-0.232571	0.091012	-2.555379	0.0119
C	56.33145	12.02139	4.685934	0.0000
R-squared	0.368799	Mean dependent var	-0.000127	
Adjusted R-squared	0.352475	S.D. dependent var	0.098282	
S.E. of regression	0.079087	Akaike info criterion	-2.203779	
Sum squared resid	0.725546	Schwarz criterion	-2.110863	
Log likelihood	136.2268	F-statistic	22.59221	
Durbin-Watson stat	1.939493	Prob(F-statistic)	0.000000	

## SUDAFRICA

Si effettua ora il test iniziale sul **tasso di crescita del Pil del Sudafrica (GSA)** inserendo cinque ritardi, trend ed intercetta significativi.

ADF Test Statistic	-4.524320	1% Critical Value*	-4.0393
		5% Critical Value	-3.4487
		10% Critical Value	-3.1493

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSA)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 00:09

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GSA(-1)	-1.017390	0.224871	-4.524320	0.0000
D(GSA(-1))	0.093044	0.207259	0.448927	0.6544
D(GSA(-2))	0.100289	0.185635	0.540248	0.5901
D(GSA(-3))	0.017926	0.157774	0.113615	0.9098
D(GSA(-4))	0.073456	0.131122	0.560208	0.5765
D(GSA(-5))	0.123898	0.091150	1.359269	0.1769
C	101.7805	22.49642	4.524300	0.0000
@TREND(1980:2)	-0.000144	4.90E-05	-2.941055	0.0040
R-squared	0.477393	Mean dependent var	5.66E-05	
Adjusted R-squared	0.443521	S.D. dependent var	0.017509	
S.E. of regression	0.013061	Akaike info criterion	-5.771883	
Sum squared resid	0.018424	Schwarz criterion	-5.581981	
Log likelihood	342.7692	F-statistic	14.09376	
Durbin-Watson stat	1.948432	Prob(F-statistic)	0.000000	

Risultando l'ultimo risultato non significativo si rende necessario ripetere il test inserendo successivamente quattro, tre, due ed infine un ritardo; in nessuno di questi casi però l'ultimo ritardo risulta statisticamente diverso da zero ed è quindi necessario ricorrere alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-8.184151	1% Critical Value*	-2.5836
		5% Critical Value	-1.9428
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GSA,2)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 00:13

Sample(adjusted): 1982:2 2010:4

Included observations: 115 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GSA(-1))	-4.090997	0.499868	-8.184151	0.0000
D(GSA(-1),2)	2.313123	0.452883	5.107553	0.0000
D(GSA(-2),2)	1.643662	0.375244	4.380250	0.0000
D(GSA(-3),2)	0.992289	0.280798	3.533819	0.0006
D(GSA(-4),2)	0.566176	0.184769	3.064235	0.0028
D(GSA(-5),2)	0.268814	0.087984	3.055250	0.0028
R-squared	0.807043	Mean dependent var		0.000281
Adjusted R-squared	0.798192	S.D. dependent var		0.029994
S.E. of regression	0.013474	Akaike info criterion		-5.725315
Sum squared resid	0.019789	Schwarz criterion		-5.582101
Log likelihood	335.2056	Durbin-Watson stat		2.064434

Con cinque ritardi, trend ed intercetta non significativi, è possibile notare che l'ultimo ritardo risulta essere significativo e il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà, per cui è possibile affermare che tale serie è una serie integrata di primo ordine.

Il test iniziale effettuato sulla serie del **tasso di crescita del prezzo delle azioni (RSA)** con cinque ritardi ed intercetta significativa produce i seguenti risultati.

ADF Test Statistic	-5.718861	1% Critical Value*	-3.4870
		5% Critical Value	-2.8861
		10% Critical Value	-2.5797

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RSA)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 00:18

Sample(adjusted): 1981:4 2010:4

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RSA(-1)	-1.209302	0.211459	-5.718861	0.0000
D(RSA(-1))	0.458479	0.187615	2.443721	0.0161
D(RSA(-2))	0.287279	0.164872	1.742434	0.0842
D(RSA(-3))	0.238248	0.140937	1.690458	0.0938
D(RSA(-4))	0.161314	0.112767	1.430503	0.1554
D(RSA(-5))	0.156479	0.089835	1.741842	0.0843
C	120.9679	21.15211	5.718950	0.0000
R-squared	0.422771	Mean dependent var		0.001413
Adjusted R-squared	0.391286	S.D. dependent var		0.114473
S.E. of regression	0.089312	Akaike info criterion		-1.935390
Sum squared resid	0.877436	Schwarz criterion		-1.770132
Log likelihood	120.2203	F-statistic		13.42759
Durbin-Watson stat	2.009186	Prob(F-statistic)		0.000000

L'ultimo ritardo risulta essere non significativo e quindi si rende necessario ripetere il test inserendo un numero di ritardi inferiore, partendo da quattro ritardi ed arrivando fino ad un solo ritardo; in nessuno di questi casi però l'ultimo risulta significativamente diverso da zero e ciò fa sì che si renda necessario ricorrere alle differenze prime.

ADF Test Statistic	-7.348575	1% Critical Value*	-2.5834
		5% Critical Value	-1.9427
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RSA,2)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 00:20

Sample(adjusted): 1982:1 2010:4

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RSA(-1))	-3.184450	0.433342	-7.348575	0.0000
D(RSA(-1),2)	1.668036	0.386704	4.313469	0.0000
D(RSA(-2),2)	1.118844	0.321066	3.484780	0.0007
D(RSA(-3),2)	0.696965	0.243733	2.859548	0.0051
D(RSA(-4),2)	0.358764	0.162316	2.210277	0.0292
D(RSA(-5),2)	0.182024	0.089364	2.036883	0.0441
R-squared	0.716434	Mean dependent var	0.000138	
Adjusted R-squared	0.703545	S.D. dependent var	0.183354	
S.E. of regression	0.099832	Akaike info criterion	-1.720321	
Sum squared resid	1.096303	Schwarz criterion	-1.577894	
Log likelihood	105.7786	Durbin-Watson stat	2.010699	

Inserendo cinque ritardi, senza prendere in considerazione trend ed intercetta in quanto non significativi, l'ultimo ritardo risulta statisticamente diverso da zero e il valore della statistica ADF permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà in favore dell'ipotesi alternativa di stazionarietà e ciò fa sì che la serie si possa dire integrata di ordine uno.

## 6. LE RELAZIONI

Si procederà ora effettuando una prima analisi delle relazioni esistenti fra le variabili prese in considerazione all'interno del presente elaborato, avvalendosi delle informazioni derivanti dalle matrici di correlazione e dai risultati del test della Granger Causality.

### 6.1 MATRICE DI CORRELAZIONE

La matrice di correlazione permette di verificare il grado di correlazione esistente fra le variabili prese in considerazione, dove per correlazione si intende il rapporto fra la covarianza delle serie stesse. Sarebbe desiderabile riuscire a riscontrare una bassa correlazione fra le variabili esplicative considerate in quanto in caso contrario si incorrerebbe in problemi di multicollinearità, ossia nella presenza, all'interno della matrice dei regressori X, di una o più colonne prossime a essere linearmente dipendenti, che vanno a replicare le informazioni già presenti all'interno delle altre variabili. Si vorrebbe invece che ciascuna colonna della matrice X fornisca un'informazione rilevante ai fini dello studio della variabile d'interesse, ossia che tale matrice fosse una matrice a rango pieno.

#### STATI UNITI

	<b>DLOGGU</b>	<b>DLOGGU_RT</b>	<b>DLOGRU</b>
<b>DLOGGU</b>	1.000000	-0.413022	0.091690
<b>DLOGGU_RT</b>	-0.413022	1.000000	-0.067818
<b>DLOGRU</b>	0.091690	-0.067818	1.000000

## AUSTRALIA

	<b>DLOGGA</b>	<b>DLOGGA_RT</b>	<b>DLOGRA</b>
<b>DLOGGA</b>	1.000000	-0.416645	0.022072
<b>DLOGGA_RT</b>	-0.416645	1.000000	-0.033396
<b>DLOGRA</b>	0.022072	-0.033396	1.000000

## CANADA

	<b>DLOGGC</b>	<b>DLOGGC_RT</b>	<b>DLOGRC</b>
<b>DLOGGC</b>	1.000000	-0.065366	0.323424
<b>DLOGGC_RT</b>	-0.065366	1.000000	-0.152797
<b>DLOGRC</b>	0.323424	-0.152797	1.000000

## GRAN BRETAGNA

	<b>DLOGGGB</b>	<b>DLOGGGB_RT</b>	<b>DLOGRGB</b>
<b>DLOGGGB</b>	1.000000	-0.521639	0.090875
<b>DLOGGGB_RT</b>	-0.521639	1.000000	-0.138799
<b>DLOGRGB</b>	0.090875	-0.138799	1.000000

## GERMANIA

	<b>DLOGGGE</b>	<b>DLOGGGE_RT</b>	<b>DLOGRGE</b>
<b>DLOGGGE</b>	1.000000	-0.544025	0.031560
<b>DLOGGGE_RT</b>	-0.544025	1.000000	0.174693
<b>DLOGRGE</b>	0.031560	0.174693	1.000000

## FRANCIA

	<b>DLOGGF</b>	<b>DLOGGF_RT</b>	<b>DLOGRF</b>
<b>DLOGGF</b>	1.000000	-0.414815	-0.041423
<b>DLOGGF_RT</b>	-0.414815	1.000000	0.053461
<b>DLOGRF</b>	-0.041423	0.053461	1.000000

## ITALIA

	<b>DLOGGI</b>	<b>DLOGGI_RT</b>	<b>DLOGRI</b>
<b>DLOGGI</b>	1.000000	-0.499186	-0.030451
<b>DLOGGI_RT</b>	-0.499186	1.000000	0.161452
<b>DLOGRI</b>	-0.030451	0.161452	1.000000



## GIAPPONE

	<b>DLOGGJ</b>	<b>DLOGGJ_RT</b>	<b>DLOGRJ</b>
<b>DLOGGJ</b>	1.000000	-0.605618	-0.041644
<b>DLOGGJ_RT</b>	-0.605618	1.000000	-0.010628
<b>DLOGRJ</b>	-0.041644	-0.010628	1.000000

## SUDAFRICA

	<b>DLOGGSA</b>	<b>DLOGGSA_RT</b>	<b>DLOGRSA</b>
<b>DLOGGSA</b>	1.000000	-0.518005	0.044325
<b>DLOGGSA_RT</b>	-0.518005	1.000000	0.171154
<b>DLOGRSA</b>	0.044325	0.171154	1.000000

I risultati ottenuti e qui sopra riportati evidenziano l'esistenza di una correlazione positiva fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni e il tasso di crescita del Pil per la maggior parte dei paesi presi in considerazione, ossia per Stati Uniti, Australia, Canada, Germania e Sudafrica; ciò significa che nel momento in cui si registra una crescita nel mercato finanziario, tale crescita verrà velocemente trasmessa all'economia reale. Per quanto riguarda Francia, Italia e Giappone invece si può notare una correlazione negativa fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni e il tasso di crescita del Pil, la quale diventa invece positiva, per Francia ed Italia, prendendo in considerazione il tasso di crescita del prezzo delle azioni e il tasso di crescita del Pil ritardato di un trimestre; nel caso del Giappone invece la correlazione fra le due variabili considerate continua ad essere negativa, ma presenta un valore minore, conducendo così ad una diminuzione dell'asimmetria fra l'andamento del tasso di crescita del prezzo delle azioni e ed il tasso di crescita del Pil, e quindi ad una maggiore influenza dell'andamento del mercato finanziario sull'andamento del Pil. In entrambi i casi è possibile affermare che la trasmissione dal settore finanziario all'economia reale non sarà immediata, bensì sarà necessario attendere lo scorrere di uno o più lag temporali, in questo caso uno o più trimestri, affinché ciò avvenga; la presenza di questi ritardi nella trasmissione degli effetti potrebbe essere dovuta sia alla presenza di un mercato finanziario non particolarmente sviluppato che a quella di elevati costi di transazione<sup>85</sup>, e l'aver riscontrato quanto descritto in paesi quali la Francia, l'Italia e il

---

<sup>85</sup> I costi di transazione di un'operazione finanziaria sono rappresentati dai costi legati alla ricerca e alla selezione della controparte, dalle spese contrattuali e legali, dalle commissioni, dai tagli minimi, dalla scarsa diversificazione e dai costi di amministrazione e monitoraggio; tali costi sono in gran parte fissi,

Giappone, permette di considerare il risultato ottenuto consistente, possedendo queste tre economie le caratteristiche suddette.

La correlazione negativa fra il tasso di crescita del Pil ed il tasso di crescita del Pil ritardato può essere invece giustificata dalla presenza di una componente ciclica all'interno delle serie storiche del Pil, la quale fa sì che tale indicatore non assuma un trend costantemente crescente o decrescente, ma registri appunto delle oscillazioni cicliche<sup>86</sup>; così come la relazione negativa fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni e il tasso di crescita ritardato del Pil, anch'essa giustificabile dalla ciclicità insita nel sistema.

Sebbene la significatività dei risultati qui ottenuti non sia ancora stata attestata (come invece accadrà nel proseguo dell'elaborato), la matrice di correlazione può comunque essere considerata un primo approccio utile al fine di verificare l'esistenza di eventuali relazioni intercorrenti sia fra il settore finanziario ed il settore reale che fra il settore reale ed il settore reale stesso.

## **6.2 STIMA DI GRANGER**

La correlazione fra due variabili non comporta necessariamente un legame di causalità fra queste e pertanto basandosi solamente sull'informazione fornita dalla matrice di correlazione si potrebbe giungere all'accettazione dell'esistenza di specifiche relazioni tra alcune variabili sebbene tali relazioni non abbiano alcun senso dal punto di vista economico. Al fine di evitare di giungere a conclusioni errate è quindi necessario effettuare ulteriori test che permettano di comprendere se il legame evidenziato fra le variabili trovi davvero un'effettiva giustificazione economica.

Per questo motivo si ricorre al test di Granger, test consistente sia nel verificare se il valore della variabile di interesse possa essere spiegato dai valori passati della

---

non dipendendo né dall'importo dell'operazione né dal numero delle operazioni effettuate, e ciò rende proibitiva la partecipazione diretta di molti soggetti ai mercati (Fonte: [www.economia.unipr.it](http://www.economia.unipr.it)).

<sup>86</sup> Ciclo economico: fenomeno per cui il reddito nazionale, cioè la produzione di un paese, normalmente non cresce in modo uniforme ma si sviluppa attraverso fluttuazioni cicliche. Gli economisti hanno individuato diverse fasi del c.e., che nella classificazione teorica più semplice si riducono a due: la fase di ascesa del reddito e dell'occupazione, finché non si raggiunge un livello massimo, oltre il quale inizia la fase di discesa fino a un livello minimo, alla quale fa seguito una nuova ascesa (Fonte: [www.treccani.it](http://www.treccani.it)).

stessa, sia se aggiungendo delle osservazioni passate della variabile esplicativa tale spiegazione migliori. Nello specifico la regressione usata è la seguente:

$$\Delta g_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \Delta g_t$$

dove

$\Delta g_{t+1}$  corrisponde al tasso di crescita del Pil ritardato di un periodo

$\Delta r_t$  corrisponde al tasso di crescita del prezzo delle azioni

$\Delta g_t$  corrisponde al tasso di crescita del Pil

L'ipotesi nulla di tale test è data dall'impossibilità di utilizzare una variabile al fine di prevedere il valore dell'altra, e pertanto nel caso in cui i risultati del test conducessero all'accettazione di tale ipotesi si avrebbe che l'andamento del tasso di crescita del Pil non potrebbe essere previsto dal tasso di crescita del prezzo delle azioni; essendo però proprio questo ciò che si vorrebbe dimostrare, sarebbe desiderabile poter rifiutare tale ipotesi in favore dell'ipotesi alternativa di predicibilità dell'andamento dell'economia reale da parte dei mercati finanziari. Affinché ciò si verifichi è necessario che la probabilità di accettare l'ipotesi nulla nel test effettuato sia inferiore al livello di significatività preso in considerazione, ossia il 5%. Si procede pertanto all'effettuazione di tale test, considerando in un primo momento 5 lag temporali (ossia 5 trimestri, corrispondenti ad un ciclo economico) e successivamente 12, al fine di verificare se all'aumentare delle osservazioni prese in considerazione il potere predittivo del mercato finanziario riporti o meno un miglioramento, in quanto includendo un numero maggiore di osservazioni passate dovrebbe essere possibile ottenere un miglioramento del potere predittivo delle variabili. Al fine di poter effettuare tale test si è proceduto alla costruzione della serie del tasso di crescita del Pil ritardata di un periodo, al fine di poterla inserire nell'equazione e poterne verificare così il potere predittivo sui valori assunti dalla variabile dipendente al tempo successivo.

## STATI UNITI

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:26

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

---

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGU_RT does not Granger Cause DLOGGU	109	NA	NA
DLOGGU does not Granger Cause DLOGGU_RT		NA	NA
DLOGRU does not Granger Cause DLOGGU	110	2.34367	0.04682
DLOGGU does not Granger Cause DLOGRU		0.57728	0.71727
DLOGRU does not Granger Cause DLOGGU_RT	109	2.87369	0.01829
DLOGGU_RT does not Granger Cause DLOGRU		1.17390	0.32752

Nel caso degli Stati Uniti l'output ottenuto dal test effettuato evidenzia un legame di causalità sia fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRU) e il tasso di crescita del Pil (DLOGGU) che fra il primo e il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGU\_RT); tale risultato riflette l'alto grado di finanziarizzazione dell'economia americana e conseguentemente l'importanza che il settore finanziario riveste nell'economia reale, possedendo gli Stati Uniti un sistema "*stock-market oriented*", così come riscontrato nel paper OECD dal titolo "Finance and Growth", redatto da Tsuru K., nel quale egli classifica i principali paesi industrializzati a seconda della loro maggiore o minore propensione all'utilizzo del capitale di rischio quale fonte di finanziamento. I risultati ottenuti nel caso degli Stati Uniti possono pertanto essere considerati consistenti, possedendo appunto il sistema americano un elevato grado di capitalizzazione del mercato in rapporto al proprio GDP.

## CANADA

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:31

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGC_RT does not Granger Cause DLOGGC	109	NA	NA
DLOGGC does not Granger Cause DLOGGC_RT		NA	NA
DLOGRC does not Granger Cause DLOGGC	110	2.44792	0.03895
DLOGGC does not Granger Cause DLOGRC		1.63704	0.15723
DLOGRC does not Granger Cause DLOGGC_RT	109	5.25610	0.00026
DLOGGC_RT does not Granger Cause DLOGRC		3.34910	0.00778

Per quanto riguarda il Canada, è possibile notare un legame di causalità sia fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRC) e il tasso di crescita del Pil (DLOGGC) che fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni e il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGC\_RT), e ciò permette di affermare che all'interno di tale nazione il mercato

finanziario riveste un ruolo importante nell'influenzare l'andamento dell'economia reale, essendo anche il sistema canadese, così come il sistema americano, un sistema "stock-market oriented". La possibilità però di rifiutare l'ipotesi nulla anche nel caso in cui sia il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGC\_RT) a riuscire ad influenzare l'andamento del tasso di crescita del prezzo delle azioni permette di affermare che anche l'economia reale riveste un ruolo importante per il settore finanziario.

## AUSTRALIA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:30

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGA_RT does not Granger Cause DLOGGA	109	NA	NA
DLOGGA does not Granger Cause DLOGGA_RT		NA	NA
DLOGRA does not Granger Cause DLOGGA	110	1.60613	0.16544
DLOGGA does not Granger Cause DLOGRA		3.31717	0.00821
DLOGRA does not Granger Cause DLOGGA_RT	109	1.12182	0.35390
DLOGGA_RT does not Granger Cause DLOGRA		3.21777	0.00986

I risultati ottenuti da tale test, ossia il legame di causalità fra il tasso di crescita del Pil (DLOGGA) e il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRA) e fra il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGA\_RT) e il tasso di crescita del prezzo delle azioni, riflettono il fatto che l'Australia sia un'economia basata principalmente sull'economia reale, nella quale il mercato finanziario svolge un ruolo di minore importanza.

## GRAN BRETAGNA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:32

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGGB_RT does not Granger Cause DLOGGGB	109	NA	NA
DLOGGGB does not Granger Cause DLOGGGB_RT		NA	NA
DLOGRGB does not Granger Cause DLOGGGB	110	0.97740	0.43550
DLOGGGB does not Granger Cause DLOGRGB		0.73382	0.59980
DLOGRGB does not Granger Cause DLOGGGB_RT	109	1.32018	0.26186
DLOGGGB_RT does not Granger Cause DLOGRGB		0.95489	0.44940

Dai risultati ottenuti è possibile constatare l'impossibilità di rifiutare l'ipotesi nulla, ossia l'assenza di causalità, sia fra il tasso di crescita di crescita del Pil (DLOGGGB) e il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRGB), sia fra quest'ultimo e il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGGB\_RT). Tali risultati potrebbero apparire in prima battuta privi di consistenza, in quanto incapaci di riprodurre l'elevato grado di finanziarizzazione dell'economia, e conseguentemente di influenza del settore finanziario su quello reale, possedendo infatti la Gran Bretagna un sistema “*stock-market oriented*”. In realtà però è proprio tale elevato sviluppo a far sì che attraverso osservazioni trimestrali non vi sia la possibilità di cogliere i nessi di causalità esistenti. L'elevata velocità di transazione registrata nel mercato finanziario anglosassone e l'inesistenza di frizioni o, alternativamente, la presenza di bassi costi di transazione infatti fanno sì che la Granger Causality riesca a dare dei risultati significativi solo nel caso in cui vengano presi in considerazione osservazioni ad elevata frequenza, quali ad esempio osservazioni giornaliere (si veda De Nicolò G., Lucchetta M., 2010, *Systemic Risk and the Macroeconomy*, IMF Working Paper).

## GERMANIA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:32

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGGE_RT does not Granger Cause DLOGGGE	109	NA	NA
DLOGGGE does not Granger Cause DLOGGGE_RT		NA	NA
DLOGRGE does not Granger Cause DLOGGGE	110	2.07802	0.07445
DLOGGGE does not Granger Cause DLOGRGE		1.36712	0.24320
DLOGRGE does not Granger Cause DLOGGGE_RT	109	2.16255	0.06438
DLOGGGE_RT does not Granger Cause DLOGRGE		1.84660	0.11080

Per quanto riguarda la Germania i risultati ottenuti non evidenziano nessi di causalità né fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRGE) e il tasso di crescita del Pil (DLOGGGE) né fra il primo e il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGGE\_RT); tale risultato può essere giustificato dal fatto che, nonostante l'importanza ricoperta da Francoforte nell'ambito del settore finanziario, il sistema tedesco può essere considerato un sistema “*bank-oriented*”, ossia un sistema nel quale le banche svolgono il ruolo di principali finanziatori, mentre le operazioni di

finanziamento effettuate sul mercato dei capitali, ossia utilizzando capitale di rischio, ricoprono solo un ruolo marginale<sup>87</sup>.

## FRANCIA

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:32

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGF_RT does not Granger Cause DLOGGF	109	NA	NA
DLOGGF does not Granger Cause DLOGGF_RT		NA	NA
DLOGRF does not Granger Cause DLOGGF	110	3.69802	0.00413
DLOGGF does not Granger Cause DLOGRF		0.81106	0.54452
DLOGRF does not Granger Cause DLOGGF_RT	109	3.64029	0.00460
DLOGGF_RT does not Granger Cause DLOGRF		0.76162	0.57964

Dai risultati ottenuti nel caso della Francia emerge un legame sia fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRF) e il tasso di crescita del Pil (DLOGGF) che fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni e il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGF\_RT); tale risultato evidenzia l'importanza del settore finanziario nell'economia reale, sebbene la trasmissione da tale settore all'economia reale non avvenga nell'immediato bensì con il passare del tempo (a seguito ad esempio della presenza di costi di transazione elevati), così come riscontrato nei risultati ottenuti dalla matrice di correlazione.

## ITALIA

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:33

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGI_RT does not Granger Cause DLOGGI	109	NA	NA
DLOGGI does not Granger Cause DLOGGI_RT		NA	NA
DLOGRI does not Granger Cause DLOGGI	110	0.85088	0.51707
DLOGGI does not Granger Cause DLOGRI		1.97815	0.08844
DLOGRI does not Granger Cause DLOGGI_RT	109	0.70110	0.62392
DLOGGI_RT does not Granger Cause DLOGRI		1.67373	0.14807

<sup>87</sup> Fonte: [www.economia.uni.pr.it](http://www.economia.uni.pr.it).

Nel caso dell'Italia i risultati ottenuti non evidenziano nessi di causalità fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRI) e il tasso di crescita del Pil (DLORGI) e questo può essere dovuto alla relativa importanza del settore finanziario nell'economia reale e al non elevato grado di finanziarizzazione dell'economia stessa, caratteristiche di un sistema "bank-oriented", così come può essere definito quello italiano.

## GIAPPONE

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:33

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGJ_RT does not Granger Cause DLOGGJ	109	NA	NA
DLOGGJ does not Granger Cause DLOGGJ_RT		NA	NA
DLOGRJ does not Granger Cause DLOGGJ	110	0.59258	0.70564
DLOGGJ does not Granger Cause DLOGRJ		1.00618	0.41822
DLOGRJ does not Granger Cause DLOGGJ_RT	109	0.57829	0.71650
DLOGGJ_RT does not Granger Cause DLOGRJ		1.53594	0.18568

Nel caso del Giappone i risultati ottenuti non conducono alla presenza di un legame di causalità fra il tasso di crescita delle azioni (DLOGRJ) e il tasso di crescita del Pil (DLOGGJ), né viceversa; ciò potrebbe essere giustificato dal fatto che essendo l'economia giapponese un'economia molto grande, impegnata nell'investire in titoli esteri, i prezzi delle azioni potrebbero non influenzare e non essere a loro volta influenzati dal prodotto nazionale, essendo tali prezzi esposti all'uscita di capitali.

## SUDAFRICA

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/05/12 Time: 15:34

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGSA_RT does not Granger Cause DLOGGSA	109	NA	NA
DLOGGSA does not Granger Cause DLOGGSA_RT		NA	NA
DLOGRSA does not Granger Cause DLOGGSA	110	0.95672	0.44820
DLOGGSA does not Granger Cause DLOGRSA		0.47174	0.79651
DLOGRSA does not Granger Cause DLOGGSA_RT	109	1.99238	0.08640
DLOGGSA_RT does not Granger Cause DLOGRSA		0.27874	0.92377



I risultati del Sudafrica non evidenziano dei nessi di causalità nè fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRSA) e il tasso di crescita del Pil (DLOGGSA), né viceversa.

Si ripete ora il test considerando però 12 lag

## STATI UNITI

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:44

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGU_RT does not Granger Cause DLOGGU	102	NA	NA
DLOGGU does not Granger Cause DLOGGU_RT		NA	NA
DLOGRU does not Granger Cause DLOGGU	103	1.34376	0.21178
DLOGGU does not Granger Cause DLOGRU		0.52777	0.89047
DLOGRU does not Granger Cause DLOGGU_RT	102	1.88844	0.04883
DLOGGU_RT does not Granger Cause DLOGRU		0.52440	0.89268

## CANADA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:41

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGC_RT does not Granger Cause DLOGGC	102	NA	NA
DLOGGC does not Granger Cause DLOGGC_RT		NA	NA
DLOGRC does not Granger Cause DLOGGC	103	1.36971	0.19855
DLOGGC does not Granger Cause DLOGRC		1.61284	0.10517
DLOGRC does not Granger Cause DLOGGC_RT	102	2.73472	0.00390
DLOGGC_RT does not Granger Cause DLOGRC		1.80652	0.06166

## AUSTRALIA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:40

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
------------------	-----	-------------	-------------

DLOGGA_RT does not Granger Cause DLOGGA	102	NA	NA
DLOGGA does not Granger Cause DLOGGA_RT		NA	NA
DLOGRA does not Granger Cause DLOGGA	103	1.83515	0.05660
DLOGGA does not Granger Cause DLOGRA		1.92391	0.04386
DLOGRA does not Granger Cause DLOGGA_RT	102	1.77579	0.06724
DLOGGA_RT does not Granger Cause DLOGRA		1.68318	0.08703

## GRAN BRETAGNA

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:42

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGGB_RT does not Granger Cause DLOGGGB	102	NA	NA
DLOGGGB does not Granger Cause DLOGGGB_RT		NA	NA
DLOGRGB does not Granger Cause DLOGGGB	103	1.56325	0.12022
DLOGGGB does not Granger Cause DLOGRGB		0.65716	0.78645
DLOGRGB does not Granger Cause DLOGGGB_RT	102	1.29095	0.24119
DLOGGGB_RT does not Granger Cause DLOGRGB		0.66170	0.78225

## GERMANIA

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:42

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGGE_RT does not Granger Cause DLOGGGE	102	NA	NA
DLOGGGE does not Granger Cause DLOGGGE_RT		NA	NA
DLOGRGE does not Granger Cause DLOGGGE	103	1.05977	0.40518
DLOGGGE does not Granger Cause DLOGRGE		0.91688	0.53443
DLOGRGE does not Granger Cause DLOGGGE_RT	102	1.05088	0.41285
DLOGGGE_RT does not Granger Cause DLOGRGE		1.41792	0.17614

## FRANCIA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:41

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGF_RT does not Granger Cause DLOGGF	102	NA	NA
DLOGGF does not Granger Cause DLOGGF_RT		NA	NA
DLOGRF does not Granger Cause DLOGGF	103	2.95541	0.00195
DLOGGF does not Granger Cause DLOGRF		0.62089	0.81833
DLOGRF does not Granger Cause DLOGGF_RT	102	2.04866	0.03067
DLOGGF_RT does not Granger Cause DLOGRF		0.77553	0.67344

## ITALIA

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:43

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGI_RT does not Granger Cause DLOGGI	102	NA	NA
DLOGGI does not Granger Cause DLOGGI_RT		NA	NA
DLOGRI does not Granger Cause DLOGGI	103	0.61866	0.82024
DLOGGI does not Granger Cause DLOGRI		1.41788	0.17583
DLOGRI does not Granger Cause DLOGGI_RT	102	0.43828	0.94281
DLOGGI_RT does not Granger Cause DLOGRI		1.65220	0.09476

## GIAPPONE

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:43

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGJ_RT does not Granger Cause DLOGGJ	102	NA	NA
DLOGGJ does not Granger Cause DLOGGJ_RT		NA	NA
DLOGRJ does not Granger Cause DLOGGJ	103	1.34269	0.21234
DLOGGJ does not Granger Cause DLOGRJ		1.29505	0.23853
DLOGRJ does not Granger Cause DLOGGJ_RT	102	1.58860	0.11262

---

DLOGGJ_RT does not Granger Cause DLOGRJ	1.41087	0.17932
---	---------	---------

---

## SUDAFRICA

### Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/22/12 Time: 17:44

Sample: 1980:2 2009:2

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGGSA_RT does not Granger Cause DLOGGSA	102	NA	NA
DLOGGSA does not Granger Cause DLOGGSA_RT		NA	NA
DLOGRSA does not Granger Cause DLOGGSA	103	1.08453	0.38472
DLOGGSA does not Granger Cause DLOGRSA		0.29242	0.98898
DLOGRSA does not Granger Cause DLOGGSA_RT	102	0.79378	0.65539
DLOGGSA_RT does not Granger Cause DLOGRSA		0.31998	0.98369

---

Ripetendo lo stesso test ed includendo 12 lag l'ipotesi nulla di assenza di causalità fra le variabili considerate risulta rifiutabile nel caso del Canada e della Francia, ossia solo per due dei paesi per i quali era possibile rifiutare tale ipotesi nel test precedentemente effettuato. Nel caso del Canada, i risultati ottenuti evidenziano un nesso di causalità fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRC) e il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGC\_RT), mentre per la Francia tale nesso risulta sia fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni (DLOGRF) e il tasso di crescita del Pil (DLOGGF) che fra il primo e il tasso di crescita del Pil ritardato (DLOGGF\_RT).

## 7. STIMA DEL MODELLO

A questo punto ci si chiede se i tassi di crescita dei prezzi delle azioni possano essere usati per predire l'andamento del tasso di crescita dell'economia reale; ciò che si vorrebbe dimostrare è che le previsioni sull'andamento della situazione economica (variabile di interesse) migliorano prendendo in considerazione le informazioni disponibili nei mercati finanziari (variabili esplicative). Per effettuare la stima del modello così costruito si sceglie di prendere in considerazione un sample compreso fra il secondo trimestre del 1980 ed il secondo trimestre del 2009.

### 7.1 STIMA STATICA

Si effettua in primo luogo la stima della regressione statica, la quale può essere espressa nel modo seguente

$$y_t = \beta_0 x_t + \varepsilon_t$$

Come è possibile notare dalla formula sopra riportata, in tale modello la variabile dipendente e le variabili esplicative vengono inserite al netto dei loro ritardi, in quanto si assume l'esistenza di una relazione appunto statica fra le stesse. A tutte le stime effettuate, e qui di seguito riportate, è stata applicata la correzione alla stima della matrice di varianza e covarianza degli stimatori proposta da Newey-West (1987); attraverso tale stima vi è la possibilità di capire se la variabile esplicativa contemporanea qui considerata, ossia il tasso di crescita del prezzo delle azioni, contribuisca o meno a spiegare l'andamento della variabile dipendente del periodo successivo, ossia il tasso di crescita del Pil.

## STATI UNITI

Dependent Variable: LOG(GU)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/13/11 Time: 16:54  
 Sample(adjusted): 1980:3 2009:2  
 Included observations: 116 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.425204	0.099784	44.34773	0.0000
LOG(RU)	0.039108	0.021666	1.805097	0.0737
R-squared	0.089606	Mean dependent var	4.605313	
Adjusted R-squared	0.081620	S.D. dependent var	8.66E-05	
S.E. of regression	8.30E-05	Akaike info criterion	-15.93935	
Sum squared resid	7.85E-07	Schwarz criterion	-15.89188	
Log likelihood	926.4825	F-statistic	11.22045	
Durbin-Watson stat	1.123696	Prob(F-statistic)	0.001097	

L'output della stima effettuata riassume nella parte iniziale le scelte compiute in questa sede, relativamente alla variabile dipendente (tasso di crescita del Pil degli Stati Uniti, GU), al sample e al numero di osservazioni considerate; per tale stima inoltre si è ricorso all'utilizzo del filtro di Newey-West (1987), il quale propone una correzione alla stima della matrice di varianza e covarianza degli stimatori.

La parte tabellare di tale output contiene invece le variabili esplicative ("Variable"), la stima delle stesse con il metodo dei minimi quadrati ("Coefficient"), lo standard error dello stimatore  $\beta$  ("Std. Error"), il valore della statistica  $t^{88}$  ("t-Statistic") ed il p-value<sup>89</sup> ("Prob."), ossia la probabilità di rifiutare l'ipotesi secondo la quale la variabile osservata non possa contribuire a spiegare l'andamento della variabile dipendente, ovvero abbia un coefficiente statisticamente uguale a zero. La colonna dei coefficienti rappresenta quindi il vettore  $b_{OLS}$ , vettore ottenuto con i dati a disposizione e gli standard error di ciascuno dei componenti.

<sup>88</sup> Il test di significatività su un singolo coefficiente viene effettuato avvalendosi della statistica  $t = (b - \beta) / \hat{\sigma}_b$

L'ipotesi nulla di tale test è che  $\beta$  sia uguale a 0, mentre l'ipotesi alternativa è che  $\beta$  sia diverso da zero. Sapendo che sotto l'ipotesi  $\epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon)$ , la statistica  $t$  si distribuisce secondo una  $t$  di student con  $n_{obs} - 2$  gradi di libertà, ossia  $t \sim t(n_{obs} - 2)$ , allora l'ipotesi nulla sarà rifiutata se il valore empirico supera il valore critico (M. Marcellino, *Econometria Applicata – Un'introduzione*, 2006, Egea).

<sup>89</sup> Il P-value è la probabilità di rifiutare l'ipotesi nulla del test di significatività, ipotesi che considera nullo il coefficiente del regressore. Scegliendo un livello di significatività  $\alpha$  pari al 5%, allora avremo:

- $\beta$  statisticamente diverso da 0, e quindi significativo, se  $P\text{-value} \leq \alpha/2$  (possibilità di rifiutare  $H_0$ )
- $\beta$  statisticamente indistinguibile da 0, e quindi non significativo, se  $P\text{-value} \geq \alpha/2$  (M. Bellia, *Economia ed Econometria della Finanza Internazionale*, Università Ca' Foscari, 2011).

Nel caso degli Stati Uniti, la realizzazione dello stimatore  $b = (W'W)^{-1}W'y$  è data da  $(4.425204 \ 0.039108)'$ , corrispondente al vettore delle derivate parziali del valore atteso di  $y$  dato  $X$ ; ciò significa che se  $x$ , nello specifico LOG(RU), è nullo, allora il valore di  $y$  che ci si attende sarà 4.425204.

Dalla stima effettuata è possibile notare come la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni non risulti significativa (ossia non risulti statisticamente diversa da zero) e ciò significa che tale variabile non contribuisce a spiegare l'andamento del tasso di crescita del Pil, corrispondente alla variabile dipendente della regressione.

La parte inferiore dell'output della regressione qui effettuata riporta invece i valori del coefficiente di determinazione R-quadro<sup>90</sup> e R-quadro aggiustato<sup>91</sup>, i quali vengono utilizzati al fine di poter valutare la bontà del modello utilizzato, ossia l'adattamento dello stesso ai dati. Tali valori infatti, permettono di capire quanta parte della variazione campionaria di  $y$  possa essere spiegata dalla variazione dei valori fittati; nel caso in cui le variabili considerate nella regressione non abbiano contenuto esplicativo allora l'R-quadro presenterà un valore molto basso e il modello costruito non potrà essere considerato apprezzabile; nel caso in cui invece le variabili contribuiscano a spiegare l'andamento della variabile dipendente allora il valore dell'R-quadro presenterà un valore elevato, che sarà pari ad uno nel caso in cui il modello riesca a spiegare l'intera varianza di  $y$ . Più interessante rispetto all'R-quadro però può essere considerata l'osservazione dell'R-quadro aggiustato, il quale a parità di varianza spiegata privilegia un numero minore di regressori; l'R-quadro infatti può considerarsi effettivamente informativo solo quando si procede ad aggiustarlo per i suoi gradi di libertà (T-K) (dove T rappresenta l'ampiezza campionarie e K il numero di regressori), in quanto altrimenti si assisterebbe ad un aumento dell' $R^2$  a seguito della semplice aggiunta di un

---

<sup>90</sup> L'R-quadro può essere calcolato come rapporto fra la varianza spiegata e la varianza totale, ossia  $R^2 = 1 - [(1/n_{\text{obs}}) * e'e] / [(1/n_{\text{obs}}) * (y - \bar{y})'(y - \bar{y})]$   
dove

- $e$  rappresenta la componente associabile al termine di errore
  - $(y - \bar{y})'(y - \bar{y})$  rappresenta la somma dei quadrati degli scarti di  $y$  dalla propria media
- Il valore dell'R-quadro sarà compreso fra 0 e 1 e sarà tanto maggiore quanto maggiore è la parte di varianza spiegata dal modello (M.Bellia, Economia ed Econometria della Finanza Internazionale, Università Ca'Foscari, 2011).

<sup>91</sup> L'R-quadro aggiustato può essere calcolato come  $\text{adj}R^2 = 1 - [(n_{\text{obs}} - 1) / (n_{\text{obs}} - k - 1)] * [(1/n_{\text{obs}}) * e'e / (1/n_{\text{obs}}) * (y - \bar{y})'(y - \bar{y})]$  (M.Bellia, Economia ed Econometria della Finanza Internazionale, Università Ca'Foscari, 2011).

nuovo regressore, anche nel caso in cui questo non possa essere considerato significativo. In questo modo invece, nel momento in cui si va ad introdurre una nuova variabile, viene ad essere penalizzata la somma dei quadrati spiegati, e ciò fa sì che l'R-quadro cresca solo quando il contributo del nuovo regressore riesca a sovrabilanciare la correzione per la perdita di un grado di libertà. La parte di varianza rimanente è invece attribuita alla variazione dei residui, quindi alla parte non spiegata dal modello, e al fine di poter considerare tale modello adeguatamente specificato è necessario che i residui ottenuti presentino un andamento casuale, come si vedrà nello specifico nel prossimo paragrafo.

Anche gli indici di Akaike (AIC) e di Schwartz (SIC)<sup>92</sup> forniscono delle informazioni sulla bontà del modello utilizzato, in quanto a parità di somma dei residui, privilegiano quei modelli aventi un numero minore di parametri, e pertanto nella scelta del modello si opterà per quello che minimizza il valore di entrambi gli indici di cui detto.

Una ulteriore importante informazione riportata in questa parte di output è il risultato del Test F<sup>93</sup> e la probabilità di rifiutare l'ipotesi nulla di tale test, ipotesi secondo la quale tutti i coefficienti delle variabili inserite nella regressione possono essere considerati statisticamente uguali a zero. Tale ipotesi può essere considerata molto importante in quanto, nel caso in cui venisse accettata, si avrebbe che il set di variabili esplicative utilizzate non riesce in alcun modo ad influenzare la determinazione della variabile di interesse.

---


$$^{92} AIC = \ln\left[\frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}{T}\right] + [2(p+q)]/T$$

$$SIC = \ln\left[\frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}{T}\right] + [2(p+q)\ln T]/T$$

Per dati ordini massimi p e q, si stimano tutti i p e q modelli di ordine inferiore e si sceglie quel modello avente minor AIC e minor SIC.

<sup>93</sup> L'ipotesi nulla del Test F sostiene che tutti i coefficienti siano uguali a zero; in simboli tale ipotesi diventerà

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$$

(questa ipotesi non include  $\beta_1 = 0$  e ciò comporta che la media di y sia uguale a 0)

L'ipotesi alternativa è che almeno una delle componenti di  $H_0$  sia falsa.

Sotto ipotesi di normalità dell'errore e se  $H_0$  è soddisfatta si dimostra che la variabile

$$\underline{F} = [R^2/(k-1)] / [(1-R^2)/(n-k)]$$

si distribuisce come una F di Fisher

$$\underline{F} = F(k-1, n-k)$$

È possibile rigettare l'ipotesi nulla, ossia l'ipotesi che tutti i coefficienti siano uguali a zero se il valore osservato è maggiore del valore critico preso a riferimento, ossia se

$$\underline{F} > F_{\alpha}(k-1, n-k)$$



Dopo aver analizzato l'output risultante dalla regressione effettuata, si passa a verificare l'eventuale presenza di cointegrazione fra le variabili considerate; la definizione generale di cointegrazione è stata elaborata da Engle e Granger nel 1987 e si riferisce a un vettore di n serie storiche, le cui osservazioni al tempo t sono raccolte in un vettore  $x_t$ . Secondo tale definizione le componenti  $x_t$  si dicono integrate di ordine (d,b), ossia  $x_t \sim CI(d,b)$ ,  $d \geq b$  se:

- tutte le componenti di  $x_t$  hanno lo stesso ordine di integrazione,  $x_t \sim I(d)$
- esiste un vettore  $\beta$  diverso da zero tale che  $\varepsilon_t = \beta'x_t$  ha un ordine di integrazione inferiore, ossia  $\varepsilon_t \sim I(d-b)$ , con  $d \geq b$ , dove  $\beta$  è detto vettore di cointegrazione

Pertanto nel caso in cui le variabili della regressione fossero integrate dello stesso ordine e il grado di integrazione dei residui risultasse inferiore rispetto a quello delle variabili, sarebbe possibile applicare il modello ECM (Error Correction Model). Engle e Granger hanno previsto una procedura di stima a due passi per il modello a correzione dell'errore di cui appena detto:

- inizialmente si stima la relazione statica ( $y_t = \beta_t + e$ ) con il metodo dei minimi quadrati (OLS)
- successivamente si verifica la stazionarietà dei residui di tale regressione, ossia il fatto che questi siano integrati di un ordine inferiore rispetto ai vettori y e x.

In questa sede, essendo state prese in considerazione tutte le serie storiche in differenza prima<sup>94</sup>, basterà che i residui risultino essere stazionari nei livelli al fine di poter considerare applicabile il modello ECM. Pertanto, dopo aver creato la serie dei residui (RES\_U) dell'equazione statica, si procede a verificare, attraverso il test ADF, la stazionarietà nei livelli di tale serie, inserendo 5 ritardi, trend ed intercetta. In questo caso però l'ultimo risulta essere non significativo e pertanto si ripete il test inserendo prima cinque, poi quattro, tre, due ed infine un ritardo.

ADF Test Statistic	-5.285015	1% Critical Value*	-4.0407
		5% Critical Value	-3.4494
		10% Critical Value	-3.1497

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(RESID01)  
 Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 09:45  
Sample(adjusted): 1981:1 2009:2  
Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.567372	0.107355	-5.285015	0.0000
D(RESID01(-1))	-0.141451	0.090760	-1.558526	0.1220
C	2.69E-05	1.45E-05	1.851269	0.0668
@TREND(1980:2)	-5.15E-07	2.18E-07	-2.364458	0.0198
R-squared	0.365868	Mean dependent var	-4.33E-06	
Adjusted R-squared	0.348574	S.D. dependent var	8.41E-05	
S.E. of regression	6.79E-05	Akaike info criterion	-16.32264	
Sum squared resid	5.07E-07	Schwarz criterion	-16.22663	
Log likelihood	934.3902	F-statistic	21.15519	
Durbin-Watson stat	2.118088	Prob(F-statistic)	0.000000	

Con un ritardo e trend significativo, l'ultimo ritardo risulta non significativo e ciò significa che tale serie non può essere considerata stazionaria nei livelli e pertanto non vi è la possibilità di adottare il modello ECM.

## CANADA

Dependent Variable: LOG(GC)  
Method: Least Squares  
Date: 09/13/11 Time: 16:47  
Sample(adjusted): 1980:3 2009:2  
Included observations: 116 after adjusting endpoints  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.367950	0.101310	43.11472	0.0000
LOG(RC)	0.051540	0.021997	2.343078	0.0209
R-squared	0.111610	Mean dependent var	4.605309	
Adjusted R-squared	0.103818	S.D. dependent var	0.000121	
S.E. of regression	0.000114	Akaike info criterion	-15.29659	
Sum squared resid	1.49E-06	Schwarz criterion	-15.24911	
Log likelihood	889.2020	F-statistic	14.32209	
Durbin-Watson stat	0.790331	Prob(F-statistic)	0.000247	

Come è possibile notare la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni risulta significativa e ciò significa che tale variabile contribuisce a spiegare l'andamento della variabile di interesse.

Si verifica ora se la serie dei residui può essere considerata stazionaria nei livelli, e quindi integrata di un ordine inferiore sia rispetto alla variabile esplicativa che alla variabile di interesse; in questo caso si renderebbe possibile adottare il modello ECM.

ADF Test Statistic	-5.386368	1% Critical Value*	-2.5838
		5% Critical Value	-1.9428
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RES\_CAN)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 11:09

Sample(adjusted): 1981:1 2009:2

Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_CAN(-1)	-0.468286	0.086939	-5.386368	0.0000
D(RES_CAN(-1))	0.145706	0.096193	1.514730	0.1327

Dopo aver verificato che, partendo da cinque ritardi e andando via via a scalare, in nessuno di questi casi l'ultimo ritardo risulta significativo, nemmeno con un solo ritardo, è possibile affermare che tale serie non può essere considerata stazionaria nei livelli e pertanto non può essere adottato il modello ECM.

## AUSTRALIA

Dependent Variable: LOG(GA)

Method: Least Squares

Date: 09/13/11 Time: 16:45

Sample(adjusted): 1980:3 2009:2

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.553190	0.065902	69.09021	0.0000
LOG(RA)	0.011328	0.014310	0.791627	0.4302
R-squared	0.005735	Mean dependent var		4.605359
Adjusted R-squared	-0.002986	S.D. dependent var		0.000122
S.E. of regression	0.000122	Akaike info criterion		-15.16939
Sum squared resid	1.69E-06	Schwarz criterion		-15.12191
Log likelihood	881.8244	F-statistic		0.657600
Durbin-Watson stat	1.054562	Prob(F-statistic)		0.419098

Come è possibile notare dalla tabella qui sopra riportata, la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni risulta non significativa e ciò significa che tale variabile non contribuisce a spiegare l'andamento della variabile di interesse, ossia il tasso di crescita del Pil.

Si verifica ora se la serie dei residui (RES\_A) può essere considerata stazionaria nei livelli, ossia integrata di un ordine inferiore rispetto alle variabili considerate, in quanto se così fosse vi sarebbe la possibilità di adottare il modello ECM.

ADF Test Statistic	-4.287163	1% Critical Value*	-2.5838
		5% Critical Value	-1.9428
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RES\_A)

Method: Least Squares

Date: 03/05/12 Time: 15:04

Sample(adjusted): 1981:1 2009:2

Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_A(-1)	-0.436204	0.101747	-4.287163	0.0000
D(RES_A(-1))	-0.189863	0.095075	-1.996983	0.0483
R-squared	0.288999	Mean dependent var	-5.52E-06	
Adjusted R-squared	0.282651	S.D. dependent var	0.000125	
S.E. of regression	0.000106	Akaike info criterion	-15.45570	
Sum squared resid	1.25E-06	Schwarz criterion	-15.40769	
Log likelihood	882.9748	Durbin-Watson stat	1.919749	

In questo caso l'ultimo ritardo non può essere considerato significativo (al livello 5%), quindi è possibile affermare che la serie dei residui non è stazionaria nei livelli e, non avendo un ordine di integrazione inferiore sia alla variabile dipendente (tasso di crescita del Pil) che alla variabile esplicativa (tasso di crescita dei prezzi delle azioni), non risulta possibile adottare il modello ECM.

## GRAN BRETAGNA

Dependent Variable: LOG(GGB)

Method: Least Squares

Date: 09/13/11 Time: 16:49

Sample(adjusted): 1980:3 2009:2

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.415831	0.077043	57.31637	0.0000
LOG(RGB)	0.041147	0.016727	2.459852	0.0154
R-squared	0.075614	Mean dependent var	4.605326	
Adjusted R-squared	0.067505	S.D. dependent var	9.59E-05	
S.E. of regression	9.26E-05	Akaike info criterion	-15.71912	

Sum squared resid	9.78E-07	Schwarz criterion	-15.67165
Log likelihood	913.7092	F-statistic	9.325099
Durbin-Watson stat	1.128341	Prob(F-statistic)	0.002814

Dalla stima statica risulta che la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni può essere considerata significativa, ossia statisticamente diversa da zero, e ciò significa che questa riesce ad influenzare l'andamento della variabile esplicativa.

Si passa ora a verificare la stazionarietà dei residui della serie (RES\_GRANBR), in quanto nel caso in cui questi fossero integrati di un ordine inferiore rispetto alle variabili considerate, ossia tasso di crescita del Pil e del prezzo delle azioni, sarebbe possibile applicare il modello ECM.

ADF Test Statistic	-3.337603	1% Critical Value*	-2.5838
		5% Critical Value	-1.9428
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(RES\_GRANBR)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/03/12 Time: 15:40  
 Sample(adjusted): 1981:1 2009:2  
 Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_GRANBR(-1)	-0.380097	0.113883	-3.337603	0.0011
D(RES_GRANBR(-1))	-0.293358	0.100370	-2.922774	0.0042

In questo caso l'ultimo ritardo risulta essere significativo e ciò fa sì che tale serie possa essere considerata stazionaria nei livelli, quindi integrata di un ordine inferiore rispetto alle variabili considerate; pertanto si rende possibile utilizzare il modello ECM.

## GERMANIA

Dependent Variable: LOG(GGE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/13/11 Time: 16:50  
 Sample(adjusted): 1980:3 2009:2  
 Included observations: 116 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.500957	0.064480	69.80429	0.0000
LOG(RGE)	0.022648	0.014000	1.617706	0.1085

R-squared	0.040959	Mean dependent var	4.605259
Adjusted R-squared	0.032546	S.D. dependent var	0.000105
S.E. of regression	0.000103	Akaike info criterion	-15.50845
Sum squared resid	1.21E-06	Schwarz criterion	-15.46097
Log likelihood	901.4899	F-statistic	4.868728
Durbin-Watson stat	1.824330	Prob(F-statistic)	0.029352

Effettuando la stima statica è possibile notare che la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni non è significativa, ossia non statisticamente diversa da zero, e ciò significa che tale variabile non influenza il tasso di crescita del Pil, ossia la variabile di interesse.

Si passa ora alla verifica della stazionarietà dei residui nei livelli (RES\_GERM), in quanto in questo caso sarebbe possibile adottare il modello ECM

ADF Test Statistic	-5.578812	1% Critical Value*	-2.5838
		5% Critical Value	-1.9428
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RES\_GERM)

Method: Least Squares

Date: 03/04/12 Time: 14:56

Sample(adjusted): 1981:1 2009:2

Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_GERM(-1)	-0.717800	0.128665	-5.578812	0.0000
D(RES_GERM(-1))	-0.214737	0.097005	-2.213655	0.0289

Come si può notare nella tabella qui riportata l'ultimo ritardo risulta essere significativo e ciò permette di affermare che la serie dei residui risulta essere stazionaria nei livelli e che quindi il modello ECM può essere adottato.

## FRANCIA

Dependent Variable: LOG(GF)

Method: Least Squares

Date: 08/17/11 Time: 16:16

Sample(adjusted): 1980:3 2009:2

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.519925	0.058401	77.39528	0.0000

LOG(RF)	0.018538	0.012680	1.462001	0.1465
R-squared	0.032635	Mean dependent var	4.605298	
Adjusted R-squared	0.024149	S.D. dependent var	9.35E-05	
S.E. of regression	9.24E-05	Akaike info criterion	-15.72404	
Sum squared resid	9.73E-07	Schwarz criterion	-15.67656	
Log likelihood	913.9943	F-statistic	3.845907	
Durbin-Watson stat	0.522208	Prob(F-statistic)	0.052306	

Nel caso della Francia, la stima statica rivela che la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni non influenza l'andamento della variabile esplicativa (ossia il tasso di crescita del Pil), in quanto non può essere considerata statisticamente diversa da zero.

Si verifica ora se vi è la possibilità di applicare il modello ECM, testando la stazionarietà della serie dei residui (RES\_FRA) nei livelli

ADF Test Statistic	-2.136927	1% Critical Value*	-2.5838
		5% Critical Value	-1.9428
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RES\_FRA)

Method: Least Squares

Date: 05/05/12 Time: 14:29

Sample(adjusted): 1981:1 2009:2

Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_FRA(-1)	-0.139429	0.065247	-2.136927	0.0348
D(RES_FRA(-1))	-0.405667	0.088172	-4.600871	0.0000
R-squared	0.261501	Mean dependent var	-2.11E-06	
Adjusted R-squared	0.254907	S.D. dependent var	6.64E-05	
S.E. of regression	5.73E-05	Akaike info criterion	-16.67840	
Sum squared resid	3.68E-07	Schwarz criterion	-16.63040	
Log likelihood	952.6688	Durbin-Watson stat	2.006458	

L'ultimo ritardo risulta significativo ma il valore assunto dalla statistica ADF non permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà e ciò fa sì che la serie dei residui non risulti essere integrata di un ordine inferiore rispetto alle variabili considerate nella regressione (tasso di crescita del Pil e tasso di crescita del prezzo delle azioni) e che pertanto non possa essere adottato il modello ECM.

## ITALIA

Dependent Variable: LOG(GI)

Method: Least Squares

Date: 08/17/11 Time: 16:21

Sample(adjusted): 1980:3 2009:2

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.486827	0.070366	63.76380	0.0000
LOG(RI)	0.025735	0.015278	1.684455	0.0948
R-squared	0.048951	Mean dependent var		4.605347
Adjusted R-squared	0.040609	S.D. dependent var		0.000142
S.E. of regression	0.000139	Akaike info criterion		-14.90839
Sum squared resid	2.20E-06	Schwarz criterion		-14.86091
Log likelihood	866.6863	F-statistic		5.867667
Durbin-Watson stat	0.656896	Prob(F-statistic)		0.016997

In questo caso dai risultati della stima statica emerge che la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni non risulta significativa e ciò significa che tale variabile non contribuisce a spiegare l'andamento della variabile di interesse.

Si analizza ora la serie dei residui (RES\_ITA) della regressione considerata al fine di verificarne il livello di integrazione in modo da capire se vi sia la possibilità di applicare il modello ECM.

ADF Test Statistic	-3.117385	1% Critical Value*	-4.0422
		5% Critical Value	-3.4501
		10% Critical Value	-3.1501

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RES\_ITA)

Method: Least Squares

Date: 05/05/12 Time: 13:46

Sample(adjusted): 1981:3 2009:2

Included observations: 112 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_ITA(-1)	-0.432966	0.138887	-3.117385	0.0023
D(RES_ITA(-1))	-0.399205	0.135672	-2.942432	0.0040
D(RES_ITA(-2))	-0.239931	0.123329	-1.945449	0.0544
D(RES_ITA(-3))	-0.194555	0.095396	-2.039440	0.0439
C	7.13E-05	3.10E-05	2.295559	0.0237
@TREND(1980:2)	-1.33E-06	4.87E-07	-2.728127	0.0075
R-squared	0.432338	Mean dependent var		-4.78E-06
Adjusted R-squared	0.405562	S.D. dependent var		0.000114
S.E. of regression	8.75E-05	Akaike info criterion		-15.79684
Sum squared resid	8.12E-07	Schwarz criterion		-15.65121



Log likelihood	890.6232	F-statistic	16.14617
Durbin-Watson stat	2.001267	Prob(F-statistic)	0.000000

Come è possibile notare inserendo tre ritardi, con trend ed intercetta significativi, l'ultimo ritardo risulta essere significativo ma la statistica ADF non permette di rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà e pertanto si rende necessario ricorrere alle differenze prime. Ciò fa sì che la serie dei residui della stima statica dell'Italia non possa essere considerata stazionaria nei livelli e che quindi non vi sia la possibilità di adottare il modello ECM.

## GIAPPONE

Dependent Variable: LOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 08/17/11 Time: 16:22

Sample(aduste): 1980:3 2009:2

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.498062	0.076455	58.83306	0.0000
LOG(RJ)	0.023271	0.016601	1.401808	0.1637
R-squared	0.026326	Mean dependent var	4.605230	
Adjusted R-squared	0.017786	S.D. dependent var	0.000126	
S.E. of regression	0.000125	Akaike info criterion	-15.11660	
Sum squared resid	1.79E-06	Schwarz criterion	-15.06913	
Log likelihood	878.7630	F-statistic	3.082369	
Durbin-Watson stat	1.374288	Prob(F-statistic)	0.081831	

Per quanto riguarda il Giappone, la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni non contribuisce a spiegare l'andamento della variabile dipendente (tasso di crescita del Pil), in quanto la probabilità di rifiutare l'ipotesi nulla, ossia l'ipotesi che il coefficiente del regressore sia statisticamente uguale a zero, è superiore ad ogni livello di significatività.

Si verifica ora il grado di integrazione della serie dei residui (RES\_GIAP) al fine di capire se vi sia o meno la possibilità di adottare il modello ECM.

ADF Test Statistic	-6.280156	1% Critical Value*	-4.0407
		5% Critical Value	-3.4494
		10% Critical Value	-3.1497

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RES\_GIAP)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 11:16

Sample(adjusted): 1981:1 2009:2

Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_GIAP(-1)	-0.842294	0.134120	-6.280156	0.0000
D(RES_GIAP(-1))	-0.179821	0.101190	-1.777071	0.0783
C	8.88E-05	2.54E-05	3.499970	0.0007
@TREND(1980:2)	-1.59E-06	3.92E-07	-4.045454	0.0001
R-squared	0.522322	Mean dependent var	-2.22E-06	
Adjusted R-squared	0.509295	S.D. dependent var	0.000147	
S.E. of regression	0.000103	Akaike info criterion	-15.48471	
Sum squared resid	1.17E-06	Schwarz criterion	-15.38871	
Log likelihood	886.6287	F-statistic	40.09357	
Durbin-Watson stat	2.017460	Prob(F-statistic)	0.000000	

I risultati ottenuti e qui sopra riportati dimostrano la non stazionarietà di tale serie nei livelli e, conseguentemente, l'impossibilità di adottare il modello ECM.

## SUDAFRICA

Dependent Variable: LOG(GSA)

Method: Least Squares

Date: 09/13/11 Time: 16:51

Sample(aduste): 1980:3 2009:2

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.477855	0.071026	63.04523	0.0000
LOG(RSA)	0.027714	0.015421	1.797169	0.0750
R-squared	0.034681	Mean dependent var	4.605492	
Adjusted R-squared	0.026214	S.D. dependent var	0.000144	
S.E. of regression	0.000142	Akaike info criterion	-14.85794	
Sum squared resid	2.31E-06	Schwarz criterion	-14.81047	
Log likelihood	863.7607	F-statistic	4.095732	
Durbin-Watson stat	1.748132	Prob(F-statistic)	0.045330	

Nel caso del Sudafrica, la variabile contemporanea del tasso di crescita del prezzo delle azioni risulta non significativa e ciò significa che tale variabile non contribuisce a spiegare l'andamento della variabile di interesse, ossia il tasso di crescita del Pil.

Si passa ora a verificare la stazionarietà nei livelli della serie dei residui della regressione (RES\_SUDAFR), al fine di capire se vi possa essere la possibilità di adottare il modello ECM.

ADF Test Statistic	-7.069150	1% Critical Value*	-4.0407
		5% Critical Value	-3.4494
		10% Critical Value	-3.1497

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

#### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RES\_SUDAFR)

Method: Least Squares

Date: 03/05/12 Time: 14:57

Sample(adjusted): 1981:1 2009:2

Included observations: 114 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RES_SUDAFR(-1)	-0.978990	0.138488	-7.069150	0.0000
D(RES_SUDAFR(-1))	-0.025311	0.094261	-0.268522	0.7888
C	8.96E-05	2.76E-05	3.247748	0.0015
@TREND(1980:2)	-1.53E-06	4.13E-07	-3.700554	0.0003
R-squared	0.505486	Mean dependent var	-1.29E-06	
Adjusted R-squared	0.491999	S.D. dependent var	0.000182	
S.E. of regression	0.000130	Akaike info criterion	-15.02446	
Sum squared resid	1.86E-06	Schwarz criterion	-14.92845	
Log likelihood	860.3943	F-statistic	37.48019	
Durbin-Watson stat	1.882745	Prob(F-statistic)	0.000000	

In questo caso l'ultimo ritardo risulta essere non significativo e ciò significa che tale serie non può essere considerata stazionaria nei livelli, ossia integrata di un ordine inferiore rispetto alle altre variabili considerate, pertanto non risulta possibile applicare il modello ECM.

Dai risultati ottenuti è possibile verificare come la significatività della variabile relativa al tasso di crescita del prezzo delle azioni possa essere stata riscontrata nel caso di Canada e Gran Bretagna, entrambi paesi classificati dall'economista K.Tsuru fra quelli aventi un sistema "*stock-oriented*", ossia un sistema basato prevalentemente sul finanziamento attraverso il capitale di rischio. Tale risultato può pertanto essere considerato consistente, in quanto capace di rispecchiare l'importanza che il settore finanziario ricopre all'interno dei paesi suddetti.

## 7.2 STIMA DINAMICA

La stima statica appena effettuata considera, come precedentemente affermato, solo le realizzazioni contemporanee delle diverse variabili utilizzate nella regressione, in quanto suppone appunto l'esistenza di una relazione statica fra le stesse; in questo modo però non vi è la possibilità di indagare sulle relazioni esistenti fra le variabili nel lungo periodo, e ciò rappresenta un limite all'analisi che si è deciso di svolgere in questo elaborato. Pertanto è necessario ricorrere alla stima della regressione dinamica, stima nella quale fra i regressori, oltre alle realizzazioni contemporanee delle variabili esplicative, vengono inseriti anche i valori ritardati delle stesse, così come i valori ritardati della variabile dipendente, poiché si è portati a pensare che quanto verificatosi in passato possa incidere su quanto verificatosi nel presente e su ciò che si verificherà nel futuro.

Si procede quindi effettuando per tutti i paesi qui considerati la stima dinamica, inserendo quali variabili esplicative sia il tasso di crescita dei prezzi delle azioni (ciascuno con quattro ritardi), sia la variabile d'interesse ritardata, in quanto si suppone che la variabile di interesse, ossia il tasso di crescita del Pil, possa essere influenzato sia dalle osservazioni passate della variabile indipendente che dalle sue stesse osservazioni passate. Per quei paesi i cui residui della stima statica sono risultati stazionari vi è poi la possibilità di adottare il modello ECM, attraverso l'inserimento nella regressione della serie dei residui ritardata di un periodo; tale modello permette di stabilire che le variazioni nella variabile dipendente non dipendono solamente da variazioni nella variabile esplicativa  $x$ , ma anche dall'intensità del disequilibrio nel periodo precedente tra i livelli di  $y$  ed  $x$ <sup>95</sup>. Per questo motivo, per i paesi per i quali risultasse possibile adottare il modello ECM, si procederà inserendo nella regressione anche la serie dei residui ritardata di un periodo.

---

<sup>95</sup> Fonte: Cappuccio N., Orsi R., *Econometria*, 2005, Il Mulino

## STATI UNITI

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 09:06

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.03E-06	5.09E-06	-0.595998	0.5525
DLOG(GU(-1))	-0.525210	0.082816	-6.341879	0.0000
DLOG(GU(-2))	-0.150387	0.101697	-1.478774	0.1423
DLOG(GU(-3))	-0.002064	0.136051	-0.015174	0.9879
DLOG(GU(-4))	0.002716	0.098686	0.027524	0.9781
DLOG(RU)	0.023442	0.014073	1.665814	0.0988
DLOG(RU(-1))	0.036977	0.011971	3.088848	0.0026
DLOG(RU(-2))	0.025665	0.010728	2.392409	0.0186
DLOG(RU(-3))	0.038790	0.011408	3.400284	0.0010
DLOG(RU(-4))	0.025058	0.010259	2.442654	0.0163
R-squared	0.331455	Mean dependent var	-2.81E-06	
Adjusted R-squared	0.271882	S.D. dependent var	7.26E-05	
S.E. of regression	6.20E-05	Akaike info criterion	-16.45355	
Sum squared resid	3.88E-07	Schwarz criterion	-16.20945	
Log likelihood	923.1719	F-statistic	5.563828	
Durbin-Watson stat	1.997927	Prob(F-statistic)	0.000003	

Il modello qui proposto, se adeguatamente specificato, dovrebbe riuscire a spiegare la maggior parte della variabilità contenuta nei dati ed i residui ottenuti dal processo di stima, ossia le differenze fra i dati osservati e i dati prodotti dal modello, dovrebbero presentare un andamento approssimativamente casuale, ossia non dovrebbero poter essere previsti per mezzo della loro storia passata<sup>96</sup>. I residui rappresentano infatti le stime degli errori compiuti nel processo di stima, ed è per tale motivo che vengono utilizzati al fine di verificarne le proprietà. Nel caso in cui l'andamento dei residui non dovesse risultare casuale, allora ciò significherebbe che il modello utilizzato non riesce a catturare tutte le componenti sistematiche che caratterizzano i dati e pertanto si renderebbe necessario procedere alla rispecificazione dello stesso, al fine di ottenerne uno in cui residui presentino un andamento puramente casuale. Inizialmente si procederà eliminando quelle variabili che, risultando essere non significative, non contribuiscono a spiegare l'andamento della variabile dipendente; in seguito si passerà all'analisi del comportamento dei residui, essendo tale loro andamento fondamentale al fine di verificare la corretta specificazione del modello, e poiché la non casualità del

<sup>96</sup> Ibidem, 2005.

loro andamento può manifestarsi in diversi modi, tale analisi dovrà essere condotta attraverso una molteplicità di test statistici.

Si riporta qui di seguito l'output della regressione effettuata escludendo quelle variabili che sono risultate essere progressivamente non significative

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 09:53

Sample(adjusted): 1981:3 2009:2

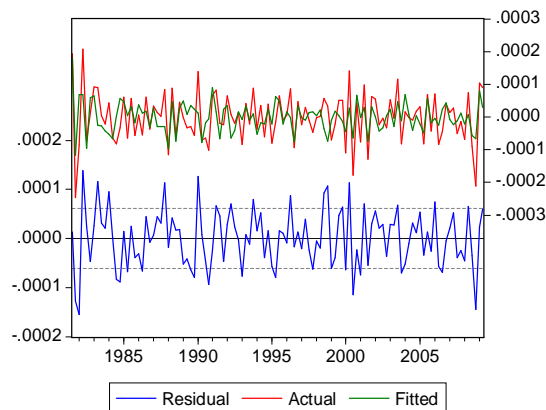
Included observations: 112 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.94E-06	5.02E-06	-0.586654	0.5587
DLOG(GU(-1))	-0.536339	0.066333	-8.085523	0.0000
DLOG(GU(-2))	-0.154063	0.098384	-1.565931	0.1204
DLOG(RU)	0.023108	0.013357	1.730047	0.0866
DLOG(RU(-1))	0.036967	0.011688	3.162747	0.0020
DLOG(RU(-2))	0.025504	0.010837	2.353486	0.0205
DLOG(RU(-3))	0.038657	0.012018	3.216507	0.0017
DLOG(RU(-4))	0.025584	0.011445	2.235304	0.0275
R-squared	0.372227	Mean dependent var	-1.06E-06	
Adjusted R-squared	0.329973	S.D. dependent var	7.47E-05	
S.E. of regression	6.11E-05	Akaike info criterion	-16.49914	
Sum squared resid	3.88E-07	Schwarz criterion	-16.30496	
Log likelihood	931.9519	F-statistic	8.809291	
Durbin-Watson stat	2.034589	Prob(F-statistic)	0.000000	

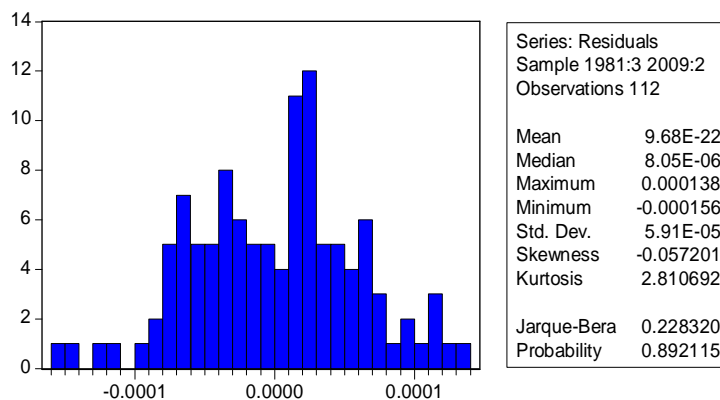
Come è possibile notare confrontando i risultati ottenuti, l'R-quadro e l'R-quadro aggiustato hanno riportato un miglioramento, essendo state eliminate dalla regressione delle variabili non rilevanti; pur essendoci ancora alcune variabili non significative all'interno della regressione considerata, dopo aver verificato che ulteriori eliminazioni porterebbero ad un abbassamento del coefficiente di determinazione, si preferisce mantenere questa situazione (l'inclusione all'interno del modello di variabili irrilevanti infatti non comporta gravi problemi, cosa che invece comporterebbe l'esclusione dal modello di variabili rilevanti, in quanto si avrebbe una perdita di efficienza, ossia si assisterebbe ad un'esplosione in termini di varianza delle stime, e le stime non risulterebbero corrette).

Si procede riportando in primo luogo la rappresentazione grafica dei residui della stima effettuata, al fine di esprimere un primo giudizio sull'andamento degli stessi:



Da una prima analisi è possibile notare come il modello sembra non riesca a “fittare” bene quanto effettivamente realizzatosi nel corso del periodo considerato e ciò potrebbe portare ad avere dei residui che non soddisfino i requisiti di casualità di cui precedentemente detto; per verificare la veridicità di quanto dedotto da questa prima analisi grafica si effettuano pertanto i test di normalità, omoschedasticità e autocorrelazione, in modo da riuscire a confrontare i risultati così ottenuti con quanto appena esposto.

◆ **Test di normalità**



Per quanto riguarda il test di normalità, dati i valori assunti dal test di Jarque-Bera, è possibile affermare che la distribuzione di tale serie può essere considerata assimilabile a quella di una normale, essendo infatti la probabilità di accettare l’ipotesi nulla di normalità superiore ad ogni livello di significatività.

## ◆ Test di omoschedasticità

Si passa ora a verificare l'omoschedasticità dei residui della stima effettuata; al fine di poter definire tali residui omoschedastici è necessario che questi abbiano varianza costante nel tempo. Nel caso in cui tale ipotesi non fosse soddisfatta si avrebbero una serie di conseguenze, in quanto la formula convenzionale della varianza, ossia  $\sigma^2 (W'W)^{-1}$ , non potrebbe più essere considerata corretta; le distribuzioni dei campioni finiti per i test statistici si rivelerebbero essere non più valide in quanto derivate da assunzioni sbagliate; ed infine la proprietà di minima varianza dello stimatore OLS non sarebbe più valida.

Al fine di verificare l'ipotesi di omoschedasticità è possibile avvalersi di una serie di metodi formali basati su procedure di test di ipotesi, fra i quali il Test di White e il Test di Arch, scelti quali riferimento in questo elaborato. Nello specifico il test di White ipotizza che la varianza dei residui possa essere spiegata dalle variabili esplicative, mentre il test di Arch permette di capire se vi sia o meno la presenza di componenti ARCH, ossia di componenti di eteroschedasticità condizionale auto regressiva (nei modelli ARCH infatti si suppone che la varianza condizionale dell'errore sia variabile nel tempo e che si possa descrivere con un modello autoregressivo).

### Test di White

Il test di White ha come ipotesi nulla  $H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$ , ossia l'ipotesi di varianza costante nel tempo, e come ipotesi alternativa l'esistenza di una generica relazione tra la variabile esplicativa o una sua funzione e la varianza, ovvero,  $H_1: \sigma_i^2 = f(\gamma + \delta Z)$  con  $Z=X$ <sup>97</sup>. Ciò significa che, al fine di attestare l'omoschedasticità dei residui, la probabilità di

---

<sup>97</sup> Il test di White è così costruito:

- si considera la regressione  $\hat{\epsilon}_i^2 = \gamma + \delta Z_i + v_i$
- si calcola la statistica  $W = TR^2$

dove  $R^2$  rappresenta il coefficiente di determinazione della regressione qui riportata. Sotto l'ipotesi nulla e assumendo che le altre ipotesi sul modello lineare siano soddisfatte tranne la normalità,  $W \sim \chi^2(q)$ , dove  $q$  è la dimensione di  $Z$ . Sotto ipotesi nulla  $R^2$  dovrebbe essere molto basso, in quanto se la varianza fosse costante le variabili  $Z$  non dovrebbero essere significative nella regressione di cui al primo punto e quindi la statistica assumerebbe valori bassi, cadendo nella regione di accettazione (M.Marcellino, Econometria applicata – Un'introduzione, 2006, Egea).



accettare l'ipotesi nulla deve essere superiore ad ogni livello di significatività, o perlomeno al livello di significatività qui preso in considerazione.

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	3.309106	Probability	0.000246
Obs*R-squared	36.20156	Probability	0.000973

In questo caso i risultati del test appena effettuato non permettono di accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi inferiore a qualsiasi livello di significatività, e pertanto la varianza di tali residui non potrà essere considerata costante.

**Test di Arch**

Il test di Arch verifica invece la presenza di eventuali componenti di eteroschedasticità condizionale auto regressiva, supponendo che la varianza possa essere considerata come una funzione lineare degli errori passati presi al quadrato. L'ipotesi nulla di tale test sostiene che in assenza di componenti Arch<sup>98</sup>, la varianza possa essere considerata costante, mentre l'ipotesi alternativa prevede la presenza di componenti Arch e quindi la variabilità nel tempo della varianza. Al fine di poter considerare i residui della stima qui

<sup>98</sup> Per quanto riguarda il Test di Arch si considera il modello lineare  $Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t$ , dove  $\varepsilon_t$  è distribuito normalmente con

$$\begin{aligned} \mu &= 0 \text{ e } \sigma^2 = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_q \varepsilon_{t-q}^2 \\ &= \delta_0 + \sum_i \delta_i \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned} \quad \begin{aligned} &\text{dove } \delta_0 > 0 \text{ se non ho un impatto sui residui} \\ &\delta_i \geq 0 \text{ per } i > 0 \text{ per evitare valori negativi} \end{aligned}$$

per cui la varianza dipenderà dalla costante ( $\delta_0$ ) e dalla combinazione lineare delle q varianze passate ( $\sum_i \delta_i \varepsilon_{t-i}^2$ ) e sarà una funzione lineare dei quadrati degli errori presi al quadrato. Per testare l'ipotesi di omoschedasticità stimo il modello, regredendo y su x con il metodo OLS e ottenendo così i residui, ossia i valori stimati  $e_t$  di  $\varepsilon_t$  i cui quadrati verranno a loro volta regrediti e quindi si avrà  $e_t^2 = \delta_0 + \delta_1 e_{t-1}^2 + \delta_q e_{t-q}^2$ . Affinché si possa affermare l'inesistenza di componenti Arch è necessario che tutti i coefficienti  $\delta_i$  siano uguali a 0 (a meno di un  $\delta_i$  imputabile a costante); nel caso in cui invece anche solo uno di questi coefficienti sia uguale a 0, allora vi sarà la presenza di eteroschedasticità fra i residui. Sotto ipotesi nulla, in un campione di dimensione T, la numerosità campionaria T, moltiplicata per il coefficiente di determinazione  $R^2$  attribuibile a tale regressione, è distribuita come una  $\chi^2$  con q gradi di libertà, in simboli  $TR^2 \sim \chi^2(q)$ ; se  $R^2$  è elevato allora la variabile considerata, ossia la varianza, presenta una dinamica e quindi si è costretti a rifiutare  $H_0$ . Pertanto, ogniqualvolta  $TR^2 > \chi^2_{\alpha}(q)$  (ossia  $TR^2$  isola alla sua destra una massa di probabilità inferiore a quella isolata dal valore critico di una  $\chi^2_{\alpha}$  con q gradi di libertà) rifiuto  $H_0$  al livello di confidenza  $\alpha$  (M.Marcellino, Econometria applicata – Un'introduzione, 2006, Egea).

effettuata omoschedastici sarà quindi necessario riuscire ad accettare l'ipotesi nulla di tale test.

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	4.594433	Probability	0.034299
Obs*R-squared	4.489499	Probability	0.034104

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	0.269491	Probability	0.928821
Obs*R-squared	1.408710	Probability	0.923358

Dai risultati del test riportati nelle tabelle qui sopra esposte si attesta la possibilità di accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità, nel primo caso ad un livello di significatività dell'1% e nel secondo per ogni livello di significatività preso in considerazione.

◆ **Test di autocorrelazione**

L'eventuale presenza di autocorrelazione degli errori nel modello di regressione lineare può essere dovuta alla mancata considerazione di una variabile esplicativa, all'errata specificazione del modello o all'osservazione di variabili che contengono già un errore di osservazione (portando così ad avere oltre che un errore di osservazione anche un errore delle stime generate sulla base di quella osservazione); in ognuno di questi casi si registrerebbe una perdita di efficienza e di aderenza del modello, in quanto la presenza di autocorrelazione non permetterebbe ai residui di possedere un andamento casuale, non prevedibile per mezzo della loro storia passata, bensì comporterebbe la presenza all'interno degli stessi di una componente di auto spiegazione che dovrebbe invece fare parte del modello<sup>99</sup>.

Vi sono diversi metodi basati su procedure di test di ipotesi che è possibile adottare al fine di testare l'autocorrelazione ed in questo elaborato verranno adottati sia il correlogramma che il test LM, detto anche di Breusch-Godfrey.

<sup>99</sup> Fonte: Cappuccio N., Orsi R., Econometria, 2005, Il Mulino

## Correlogramma

Date: 05/03/12 Time: 09:57

Sample: 1981:3 2009:2

Included observations: 112

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  **	.  **	1	0.201	0.201	4.6315	0.031
.  .	.  .	2	0.021	-0.020	4.6843	0.096
.  .	.  .	3	-0.001	-0.002	4.6844	0.196
.  .	.  .	4	-0.003	-0.002	4.6854	0.321
.  *	.  *	5	0.067	0.071	5.2154	0.390
.  *	.  .	6	0.086	0.061	6.1068	0.411
.  .	.  *	7	-0.027	-0.060	6.1963	0.517
.  .	.  .	8	-0.052	-0.036	6.5223	0.589
.  *	.  *	9	0.095	0.121	7.6350	0.571
.  .	.  .	10	0.057	0.013	8.0405	0.625
.  .	.  *	11	-0.028	-0.059	8.1374	0.701
.  .	.  .	12	0.005	0.022	8.1412	0.774

In questo caso la presenza di autocorrelazione può essere verificata attraverso l'osservazione del correlogramma dei residui presi al quadrato; è possibile accettare l'ipotesi di non-autocorrelazione fra i residui nel caso in cui la probabilità di accettare l'ipotesi nulla sia la più alta possibile o comunque superiore al livello di significatività qui preso in considerazione.

Dal correlogramma sopra riportato è possibile notare come per quasi tutti i lag considerati sia possibile accettare l'ipotesi di assenza di autocorrelazione.

## Test LM

Il test LM, detto anche di Breusch-Godfrey, sostiene quale ipotesi nulla l'assenza di correlazione e quale ipotesi alternativa la presenza di una correlazione di ordine  $m$ , il quale verrà scelto da chi sta effettuando l'analisi, testando diverse alternative. Tale test può essere utilizzato nel caso in cui tra i regressori sia presente la variabile dipendente ritardata e, nel caso in cui gli errori non siano correlati, anche le correlazioni campionarie tra i residui risulteranno basse, e ciò renderà possibile accettare l'ipotesi nulla; viceversa nel caso in cui vi sia correlazione positiva o negativa, le correlazioni campionarie fra i residui risulterebbero elevate e si giungerebbe quindi a rifiutare tale ipotesi.

Includendo 1 ritardo si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test<sup>100</sup>:**

F-statistic	0.178706	Probability	0.673369
Obs*R-squared	0.193984	Probability	0.659621

Includendo 5 ritardi si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	1.727803	Probability	0.135207
Obs*R-squared	8.989022	Probability	0.109503

Come è possibile notare dalle tabelle sopra riportate, indipendentemente dal fatto che vengano inseriti uno o cinque ritardi al fine di testare la presenza di autocorrelazione dei residui fino all'ordine m, risulta possibile accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Essendo i risultati appena ottenuti non molto soddisfacenti, si considera l'eventuale presenza di un break strutturale, ossia la possibilità di osservare delle diversità nei valori assunti dai parametri all'interno del periodo considerato. Nel caso in cui vi fosse effettivamente la presenza di un break allora non sarebbe possibile utilizzare lo stesso insieme di parametri per stimare l'intero periodo considerato e si renderebbe necessario ricorrere alla suddivisione di tale insieme in due sottoinsiemi, in modo da rendere ciascuno di questi adeguato per stimare ciascun periodo storico. Si procede quindi effettuando il test di Chow<sup>101</sup>, ossia il test sui cambiamenti strutturali, il quale permette

<sup>100</sup> Il test LM ha per ipotesi nulla  $H_0$ : $\epsilon_t$  non correlato e per alternativa  $H_1$ : $\epsilon_t$  correlato di ordine m; definendo

$$r_j = \left( \sum_{t=j+1}^T \epsilon_t \epsilon_{t-j} \right) \left( \sum_{t=1}^T \epsilon_t^2 \right)^{-1}$$

la statistica test è data da

$$LM = T \left( \sum_{t=1}^m r_j^2 \right)$$

Questa, sotto ipotesi nulla di non correlazione, è distribuita asintoticamente come  $\chi^2(m)$ , dove m è scelto da chi sta effettuando l'analisi. Il ragionamento sottostante la costruzione del test è che, nel caso in cui gli errori non siano correlati, anche le correlazioni campionarie tra i residui dovrebbero essere basse e quindi i valori di  $r_j$  dovrebbero essere prossimi a zero per  $j=1, \dots, m$ . Nel caso in cui invece vi fosse correlazione positiva o negativa la statistica assumerebbe valori molto elevati e positivi (M.Marcellino, Econometria applicata – Un'introduzione, 2006, Egea).

<sup>101</sup>Tale test, proposto da Chow nel 1960, si basa sull'idea che i valori assunti dai parametri siano significativamente diversi in due sottoperiodi contenuti nel campione rispetto al quale si intende stimare il modello. Nel caso in cui vi siano sufficienti osservazioni nei due sottoperiodi, rispettivamente  $T_1$  e  $T_2$ , dove  $T_1+T_2 = T$ , allora sarà possibile procedere stimando due regressioni separatamente ed ottenendo così stime diverse dei parametri, stime che meglio si adatteranno ai veri valori realizzatisi a seguito del cambiamento strutturale. Verrà quindi indicata con SQR la somma dei quadrati dei residui non vincolati,

appunto di capire se i parametri ( $\beta$ ) della regressione lineare sulla variabile di interesse di un set di variabili esplicative  $x$  sono diversi nei due sottoinsiemi analizzati; nel caso in cui tali parametri risultassero diversi sarà confermata la presenza un cambiamento strutturale. Tale test ha per ipotesi nulla l'assenza di break strutturale e quindi la possibilità di poter usare un unico insieme di parametri per testare l'intero periodo considerato, e per ipotesi alternativa la presenza di break. Al fine di verificare la presenza di un eventuale break si renderà quindi necessario rifiutare l'ipotesi nulla per ciascun livello di significatività.

**Chow Breakpoint Test:1983:3**

F-statistic	3.461606	Probability	0.001513
Log likelihood ratio	28.38677	Probability	0.000406

**Chow Breakpoint Test:1983:4**

F-statistic	2.562583	Probability	0.014093
Log likelihood ratio	21.67747	Probability	0.005550

**Chow Breakpoint Test:1984:1**

F-statistic	2.523378	Probability	0.015512
Log likelihood ratio	21.37554	Probability	0.006214

**Chow Breakpoint Test:1999:4**

F-statistic	2.997221	Probability	0.004815
Log likelihood ratio	24.97134	Probability	0.001572

**Chow Breakpoint Test:2000:1**

F-statistic	3.667155	Probability	0.000906
Log likelihood ratio	29.86591	Probability	0.000223

ossia la somma dei residui derivante dalle due regressioni condotte separatamente (per la quale ci si aspetta un valore non molto elevato in quanto, attraverso la stima separata dei due sottoperiodi, vi dovrebbe essere un miglior adattamento del modello ai dati); e con  $SQR_0$  la somma del quadrato dei residui vincolati, ossia i residui ottenuti imponendo lo stesso insieme di coefficienti all'intero campione (somma per la quale ci si aspetta un valore più elevato in quanto, in presenza di un break, le stime risultanti tenderanno a non essere molto corrette). Pertanto il test di Chow potrà essere scritto come

$$[(SQR_0 - SQR)/k]/[SQR/(T_1+T_2-k)] \sim F(k, T-k)$$

dove  $k$  sta ad indicare il numero di coefficienti che compaiono nel modello.

L'ipotesi nulla di tale test è che gli stessi coefficienti possano essere utilizzati per l'intero campione, mentre l'ipotesi alternativa è che ciò non sia possibile, e che si debba quindi specificare un insieme di coefficienti per ciascun sottoperiodo; per cui avremo

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

Al fine di testare la presenza di un break strutturale sarà quindi necessario rifiutare l'ipotesi nulla (Cappuccio N., Orsi R., Econometria, 2005, Il Mulino).

**Chow Breakpoint Test:2000:2**

F-statistic	3.503917	Probability	0.001361
Log likelihood ratio	28.69284	Probability	0.000359

Dai risultati del test effettuato è possibile notare la presenza di un break strutturale fra la fine del 1983 e l'inizio del 1984 e successivamente di un altro break fra la fine del 1999 e l'inizio del 2000; ciò fa sì che non sia possibile utilizzare lo stesso insieme di parametri per l'intero periodo considerato e pertanto si rende necessario effettuare due diverse regressioni: la prima per il periodo compreso fra il secondo trimestre del 1984 e l'ultimo trimestre del 1999, e la seconda per il periodo compreso fra il primo trimestre del 2000 ed il secondo trimestre del 2009.

Si procede quindi riportando l'output della stima dinamica della prima regressione, eliminando le variabili non significative ed analizzando l'andamento dei rispettivi residui.

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 03/31/12 Time: 13:09

Sample: 1984:2 1999:4

Included observations: 63

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.13E-06	6.37E-06	-0.647269	0.5203
DLOG(GU(-1))	-0.496499	0.115993	-4.280423	0.0001
DLOG(GU(-2))	-0.284722	0.119580	-2.381028	0.0209
DLOG(GU(-3))	-0.378387	0.150451	-2.515022	0.0150
DLOG(GU(-4))	-0.059614	0.158440	-0.376253	0.7082
DLOG(RU)	-0.021015	0.008762	-2.398399	0.0200
DLOG(RU(-1))	-0.002286	0.017341	-0.131846	0.8956
DLOG(RU(-2))	-0.006616	0.013405	-0.493542	0.6237
DLOG(RU(-3))	0.016213	0.016084	1.008014	0.3180
DLOG(RU(-4))	0.015460	0.014645	1.055682	0.2959
R-squared	0.382785	Mean dependent var	-1.73E-06	
Adjusted R-squared	0.277975	S.D. dependent var	5.70E-05	
S.E. of regression	4.84E-05	Akaike info criterion	-16.88822	
Sum squared resid	1.24E-07	Schwarz criterion	-16.54804	
Log likelihood	541.9791	F-statistic	3.652174	
Durbin-Watson stat	1.983866	Prob(F-statistic)	0.001312	

Dai risultati ottenuti è possibile notare che sia l'R-quadro che l'R-quadro aggiustato hanno riportato un leggero miglioramento e ciò significa che stimando le due regressioni separatamente si ottiene un miglioramento nella capacità esplicativa del modello considerato.

Si riporta ora l'output della regressione ridotta, verificando che l'eliminazione delle variabili non significative ha contribuito a migliorare ulteriormente l'R-quadro.

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 04/13/12 Time: 14:39

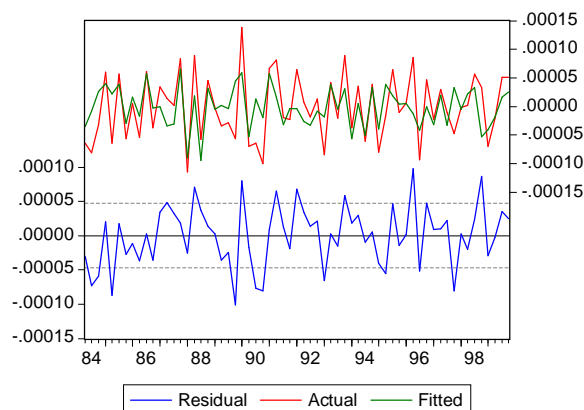
Sample: 1984:2 1999:4

Included observations: 63

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

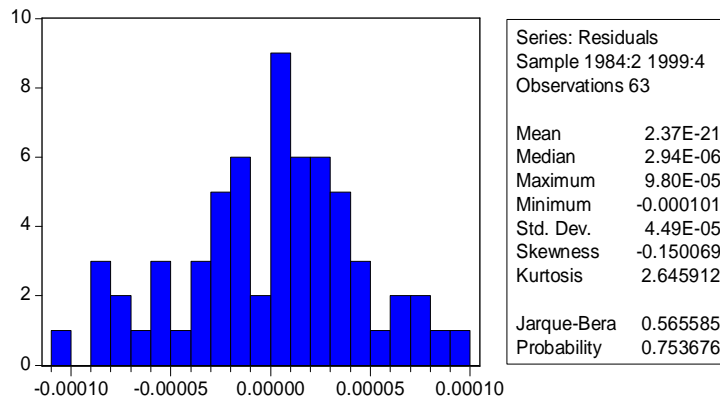
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.91E-06	6.08E-06	-0.642444	0.5232
DLOG(GU(-1))	-0.485274	0.088480	-5.484586	0.0000
DLOG(GU(-2))	-0.257714	0.109769	-2.347774	0.0224
DLOG(GU(-3))	-0.336778	0.131420	-2.562615	0.0131
DLOG(RU)	-0.019997	0.006298	-3.175341	0.0024
DLOG(RU(-3))	0.020939	0.007650	2.737249	0.0083
DLOG(RU(-4))	0.018255	0.010131	1.801838	0.0770
R-squared	0.378649	Mean dependent var	-1.73E-06	
Adjusted R-squared	0.312076	S.D. dependent var	5.70E-05	
S.E. of regression	4.73E-05	Akaike info criterion	-16.97678	
Sum squared resid	1.25E-07	Schwarz criterion	-16.73866	
Log likelihood	541.7687	F-statistic	5.687699	
Durbin-Watson stat	2.020693	Prob(F-statistic)	0.000114	

Si passa ora ad analizzare graficamente l'andamento iniziale dei residui:



Si effettuano ora i test di normalità, omoschedasticità e autocorrelazione al fine di verificare se la stima effettuata su un sottoinsieme di osservazioni e non sull'intero campione considerato possa condurre a risultati migliori.

◆ **Test di normalità**



Dai risultati del test appena effettuato è possibile affermare che la distribuzione dei residui di tale stima può essere paragonata a quella di una normale, essendo la probabilità di accettare l'ipotesi nulla superiore ad ogni livello di significatività.

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	0.398199	Probability	0.957751
Obs*R-squared	5.495565	Probability	0.939350

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	0.084558	Probability	0.772215
Obs*R-squared	0.087254	Probability	0.767698

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	0.362830	Probability	0.871611
Obs*R-squared	1.955259	Probability	0.855301

La probabilità di accettare rispettivamente l'ipotesi nulla di omoschedasticità e di assenza di componenti Arch è in entrambi i casi superiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione e pertanto è possibile affermare che la varianza dei residui della stima effettuata è costante nel tempo.



◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 04/13/12 Time: 15:03  
 Sample: 1984:2 1999:4  
 Included observations: 63

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.037	-0.037	0.0920	0.762
.* .	.* .	2	-0.143	-0.145	1.4637	0.481
. . *	. . *	3	0.093	0.083	2.0553	0.561
. .	. .	4	0.060	0.047	2.3013	0.681
.* .	. .	5	-0.068	-0.041	2.6289	0.757
. . *	. . *	6	0.137	0.145	3.9704	0.681
** .	** .	7	-0.194	-0.221	6.7084	0.460
.* .	.* .	8	-0.179	-0.155	9.1059	0.333
. .	. .	9	0.054	-0.027	9.3287	0.408
. . **	. . *	10	0.197	0.187	12.320	0.264
** .	.* .	11	-0.225	-0.162	16.319	0.130
.* .	. .	12	-0.063	-0.054	16.638	0.164

**Test LM**

Includendo 1 ritardo si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.073782	Probability	0.786925
Obs*R-squared	0.084400	Probability	0.771421

Includendo 5 ritardi si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.382047	Probability	0.858784
Obs*R-squared	2.274507	Probability	0.810004

Come è possibile notare dai risultati contenuti nelle tabelle sopra riportate, per entrambi i test effettuati è possibile accettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione fra i residui, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi superiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione.

Si passa ora alla stima della regressione per il periodo compreso fra il 2000 ed il 2009

Dependent Variable: DLOG(GU)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/28/12 Time: 22:01  
 Sample: 2000:1 2009:2  
 Included observations: 38

**Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-8.70E-06	7.41E-06	-1.174425	0.2501
DLOG(GU(-1))	-0.840611	0.154589	-5.437701	0.0000
DLOG(GU(-2))	-0.126771	0.175491	-0.722378	0.4761
DLOG(GU(-3))	-0.083787	0.188262	-0.445056	0.6597
DLOG(GU(-4))	-0.072170	0.163863	-0.440428	0.6630
DLOG(RU)	0.059225	0.013684	4.327920	0.0002
DLOG(RU(-1))	0.076102	0.014900	5.107349	0.0000
DLOG(RU(-2))	0.035471	0.011985	2.959648	0.0062
DLOG(RU(-3))	0.023325	0.015752	1.480786	0.1498
DLOG(RU(-4))	0.008209	0.008708	0.942724	0.3539
R-squared	0.737497	Mean dependent var	-5.95E-06	
Adjusted R-squared	0.653121	S.D. dependent var	8.11E-05	
S.E. of regression	4.78E-05	Akaike info criterion	-16.83910	
Sum squared resid	6.39E-08	Schwarz criterion	-16.40815	
Log likelihood	329.9428	F-statistic	8.740598	
Durbin-Watson stat	1.828480	Prob(F-statistic)	0.000004	

Anche in questo caso è possibile notare un significativo miglioramento sia dell'R-quadro che dell'R-quadro aggiustato e ciò non fa che confermare il fatto per cui stimando separatamente i due sottoperiodi sia possibile ottenere un miglioramento nella capacità esplicativa del modello. Si procede effettuando una prima analisi grafica dei residui della stima ottenuta, non prima però di aver proceduto all'eliminazione dalla regressione delle variabili risultate essere non significative.

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 04/13/12 Time: 15:08

Sample: 2000:1 2010:4

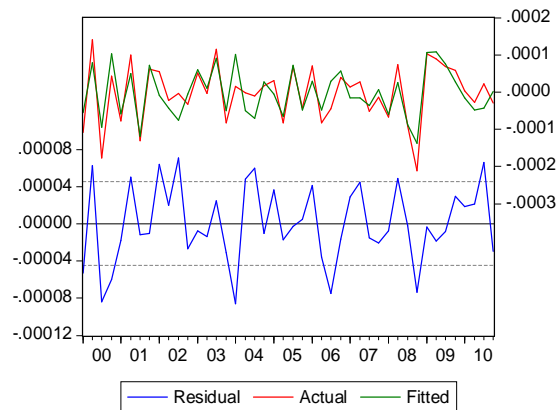
Included observations: 44

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.23E-06	5.97E-06	-0.708879	0.4828
DLOG(GU(-1))	-0.742433	0.111421	-6.663329	0.0000
DLOG(RU)	0.057511	0.010736	5.356829	0.0000
DLOG(RU(-1))	0.070006	0.009305	7.523089	0.0000
DLOG(RU(-2))	0.029542	0.007124	4.146964	0.0002
DLOG(RU(-3))	0.031095	0.009593	3.241287	0.0025
DLOG(RU(-4))	0.015010	0.006180	2.428633	0.0201
R-squared	0.705583	Mean dependent var	-2.95E-06	
Adjusted R-squared	0.657840	S.D. dependent var	7.69E-05	
S.E. of regression	4.50E-05	Akaike info criterion	-17.03492	
Sum squared resid	7.49E-08	Schwarz criterion	-16.75107	
Log likelihood	381.7682	F-statistic	14.77868	
Durbin-Watson stat	1.982406	Prob(F-statistic)	0.000000	

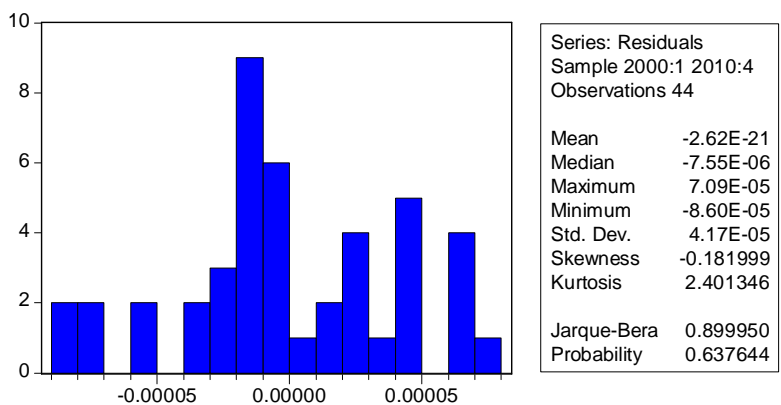
In questo caso, pur essendo l'R-quadro diminuito, l'R-quadro aggiustato è migliorato e ciò fa sì che la bontà del modello sia aumentata a seguito dell'eliminazione delle

variabili non utili a spiegare l'andamento della variabile dipendente. Si riporta ora il grafico dei residui della regressione ridotta:



Dal grafico è possibile notare come il modello riesca a riprodurre in modo abbastanza corretto il vero andamento delle variabili considerate nella regressione; si passa ora ad analizzare il comportamento dei residui attraverso gli usuali test, al fine di verificare da parte di questi il soddisfacimento dei requisiti di normalità, omoschedasticità e non correlazione.

◆ **Test di normalità**



Come è possibile notare dai risultati contenuti nella tabella qui sopra riportata, la distribuzione dei residui della regressione effettuata può essere considerata assimilabile a quella di una normale, essendo la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità superiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione.

◆ Test di omoschedasticità

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	0.687929	Probability	0.750055
Obs*R-squared	9.252968	Probability	0.681185

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	0.011282	Probability	0.915929
Obs*R-squared	0.011829	Probability	0.913393

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	2.002762	Probability	0.104086
Obs*R-squared	9.079376	Probability	0.105940

Per entrambi i test effettuati vi è la possibilità di accettare l'ipotesi nulla, rispettivamente di omoschedasticità degli errori e di assenza di componenti di eteroschedasticità condizionale auto regressiva e pertanto la varianza di tali residui può essere considerata costante nel tempo.

◆ Test di autocorrelazione

Correlogramma

Date: 04/13/12 Time: 15:15  
 Sample: 2000:1 2010:4  
 Included observations: 44

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.016	0.016	0.0126	0.911
. *	. *	2 0.151	0.151	1.1160	0.572
. .	. .	3 -0.159	-0.167	2.3638	0.500
** .	** .	4 -0.252	-0.281	5.5890	0.232
. .	. .	5 -0.182	-0.143	7.3144	0.198
. .	. *	6 0.054	0.133	7.4712	0.279
. .	. .	7 0.061	0.052	7.6774	0.362
. **	. *	8 0.257	0.131	11.403	0.180
. .	. .	9 0.132	0.072	12.413	0.191
. .	. .	10 0.057	0.030	12.608	0.246
. .	. .	11 -0.125	-0.076	13.568	0.258
** .	. .	12 -0.232	-0.157	16.973	0.151

Test LM

Includendo 1 ritardo si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.017035	Probability	0.896883
-------------	----------	-------------	----------

Obs*R-squared	0.020811	Probability	0.885295
---------------	----------	-------------	----------

Includendo 5 ritardi si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.498375	Probability	0.775074
Obs*R-squared	3.178792	Probability	0.672443

Anche per questi ultimi test appena effettuati è possibile accettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione fra i residui, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi superiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione.

Il fatto che le singole stime effettuate nei due sottoperiodi considerati diano risultati migliori rispetto a quelli derivanti da un'unica stima effettuata sull'intero periodo permette di affermare che, all'interno del campione di osservazione, i dati si siano generati in modo diverso; tale diversità di generazione può essere ricondotta a variazioni verificatesi nelle variabili economiche e finanziarie considerate nella regressione, che a loro volta hanno condotto a variazioni nei parametri dei modelli che cercano di rappresentarle. Nel caso specifico la diversità di comportamento dei parametri nei due sottoperiodi può essere ricondotta sia alla progressiva finanziarizzazione conosciuta dall'economia nell'ultimo decennio rispetto a quelli precedenti, sia allo scoppio della bolla speculativa generatasi a seguito dell'avvento della new economy.

## CANADA

Dependent Variable: DLOG(GC)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 15:29

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

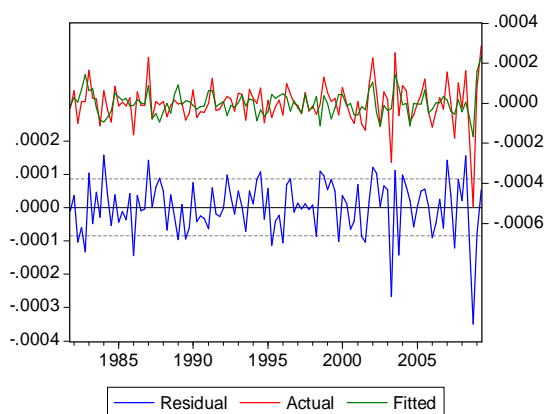
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.70E-06	7.26E-06	-0.785751	0.4339
DLOG(GC(-1))	-0.251806	0.114201	-2.204934	0.0297
DLOG(GC(-2))	-0.340054	0.069974	-4.859754	0.0000
DLOG(GC(-3))	-0.132143	0.073973	-1.786362	0.0770
DLOG(GC(-4))	-0.202796	0.100365	-2.020578	0.0460
DLOG(RC)	0.043360	0.016282	2.663030	0.0090
DLOG(RC(-1))	0.039015	0.012243	3.186663	0.0019
DLOG(RC(-2))	0.032332	0.009712	3.329194	0.0012
DLOG(RC(-3))	0.042289	0.012181	3.471650	0.0008
DLOG(RC(-4))	0.027309	0.010951	2.493746	0.0143
R-squared	0.344047	Mean dependent var	-1.65E-06	
Adjusted R-squared	0.285595	S.D. dependent var	0.000101	

S.E. of regression	8.54E-05	Akaike info criterion	-15.81381
Sum squared resid	7.36E-07	Schwarz criterion	-15.56971
Log likelihood	887.6664	F-statistic	5.886040
Durbin-Watson stat	2.087584	Prob(F-statistic)	0.000001

Dopo aver provato ad eliminare le variabili non significative e aver conseguentemente riscontrato un peggioramento dei coefficienti di determinazione, si decide di mantenere all'interno della regressione tutte le variabili esplicative inizialmente introdotte e di procedere all'analisi dei residui per verificare che questi soddisfino i requisiti di normalità, omoschedasticità e non correlazione.

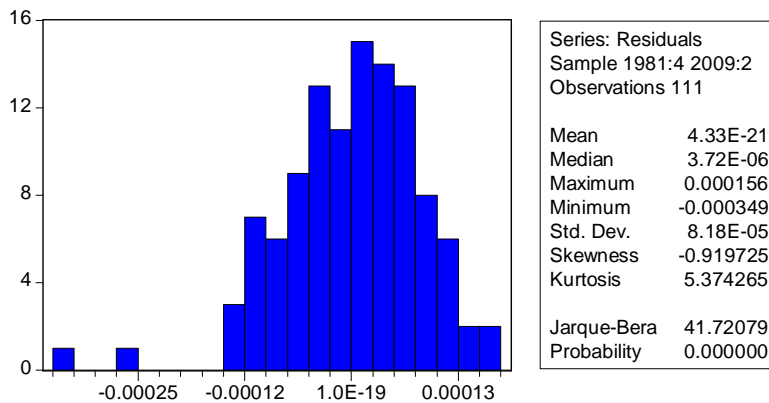
Il comportamento dei residui dell'equazione iniziale è il seguente:



Tale andamento sembra soddisfare l'ipotesi di non correlazione (ossia l'ipotesi che la realizzazione in  $t$  non influenzi quella in  $t+1$ ), non essendo possibile riscontrare né la presenza di trend temporanei crescenti o decrescenti né la persistenza di valori o positivi o negativi. Inoltre il fatto che la distanza dallo zero, ossia la media dei residui, rimanga costante nel tempo per la maggior parte del periodo considerato, permette di affermare che l'ipotesi di omoschedasticità è soddisfatta.

Dopo questa prima breve analisi grafica dei residui della serie, si procede effettuando i test necessari a verificare che le ipotesi sugli stessi (ossia le ipotesi di normalità, omoschedasticità e assenza di autocorrelazione) siano effettivamente soddisfatte.

◆ **Test di normalità**



In questo caso non vi è la possibilità di accettare l'ipotesi nulla (essendo la probabilità di accettare tale ipotesi inferiore ad ogni livello di significatività), per cui si dirà che la distribuzione dei residui non può essere assimilata a quella di una normale (nonostante l'assenza di normalità da parte dei residui però, le procedure di inferenza continuano comunque ad essere valide a livello asintotico).

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	1.035489	Probability	0.429551
Obs*R-squared	18.69965	Probability	0.410534

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	0.214628	Probability	0.644096
Obs*R-squared	0.218169	Probability	0.640439

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	0.703664	Probability	0.621986
Obs*R-squared	3.602668	Probability	0.607913

In questo caso, per entrambi i test effettuati, risulta accettabile l'ipotesi nulla, rispettivamente di omoschedasticità e di assenza di componenti Arch, pertanto la varianza dei residui della regressione effettuata può essere considerata costante nel tempo.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 04/03/12 Time: 11:06  
 Sample: 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.044	0.044	0.2257	0.635
. *	. *	2	0.118	0.116	1.8188	0.403
. .	. .	3	-0.025	-0.036	1.8926	0.595
. .	. .	4	0.019	0.008	1.9368	0.747
. *	. *	5	0.067	0.074	2.4702	0.781
. .	.* .	6	-0.046	-0.058	2.7254	0.842
. *	. .	7	0.075	0.065	3.3981	0.846
. .	. .	8	-0.007	0.004	3.4035	0.907
. .	.* .	9	-0.036	-0.060	3.5647	0.938
.* .	. .	10	-0.059	-0.053	3.9915	0.948
. .	. .	11	0.005	0.028	3.9950	0.970
. .	. .	12	-0.032	-0.038	4.1233	0.981

**Test LM**

Includendo 1 ritardo si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	2.239741	Probability	0.137653
Obs*R-squared	2.431650	Probability	0.118908

Includendo 5 ritardi si ottiene

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	1.949997	Probability	0.093125
Obs*R-squared	10.23403	Probability	0.068869

Come è possibile notare dai risultati contenuti nelle tabelle qui precedentemente riportate in entrambi i casi si può procedere all'accettazione dell'ipotesi nulla di assenza di correlazione, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi superiore al livello di significatività preso in considerazione.

**AUSTRALIA**

Dependent Variable: DLOG(GA)  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/03/12 Time: 10:36  
 Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111 after adjusting endpoints



Newey-West HAC Standard Errors &amp; Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.22E-06	8.77E-06	-0.937094	0.3509
DLOG(GA(-1))	-0.571696	0.079957	-7.150038	0.0000
DLOG(GA(-2))	-0.313394	0.115535	-2.712548	0.0079
DLOG(GA(-3))	-0.304383	0.150284	-2.025391	0.0455
DLOG(GA(-4))	-0.225153	0.102895	-2.188178	0.0310
DLOG(RA)	0.006335	0.009183	0.689859	0.4919
DLOG(RA(-1))	0.017453	0.012529	1.393072	0.1667
DLOG(RA(-2))	0.037487	0.014099	2.658848	0.0091
DLOG(RA(-3))	0.032271	0.016776	1.923611	0.0572
DLOG(RA(-4))	0.024894	0.011286	2.205680	0.0297
R-squared	0.310682	Mean dependent var	-6.14E-06	
Adjusted R-squared	0.249258	S.D. dependent var	0.000122	
S.E. of regression	0.000106	Akaike info criterion	-15.38803	
Sum squared resid	1.13E-06	Schwarz criterion	-15.14393	
Log likelihood	864.0357	F-statistic	5.057966	
Durbin-Watson stat	2.066808	Prob(F-statistic)	0.000012	

Una volta concluso il processo di eliminazione delle variabili non significative e aver riscontrato un lieve miglioramento nell'R-quadro aggiustato, si procede anche per l'Australia così come per gli altri paesi, all'analisi dei residui risultanti dalla stima effettuata, al fine di verificare il soddisfacimento da parte di questi dei requisiti di normalità, omoschedasticità e non correlazione.

Dependent Variable: DLOG(GA)

Method: Least Squares

Date: 04/13/12 Time: 15:33

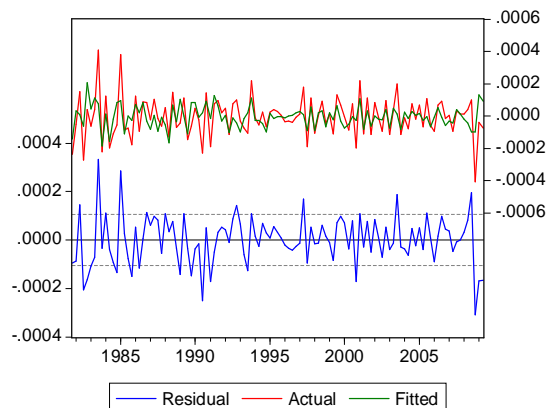
Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.30E-06	8.68E-06	-0.955816	0.3414
DLOG(GA(-1))	-0.575639	0.078682	-7.316062	0.0000
DLOG(GA(-2))	-0.331159	0.109741	-3.017637	0.0032
DLOG(GA(-3))	-0.318494	0.145125	-2.194619	0.0305
DLOG(GA(-4))	-0.232203	0.104654	-2.218772	0.0287
DLOG(RA(-1))	0.013067	0.011747	1.112408	0.2686
DLOG(RA(-2))	0.034184	0.013213	2.587262	0.0111
DLOG(RA(-3))	0.030741	0.017161	1.791313	0.0762
DLOG(RA(-4))	0.023852	0.011163	2.136738	0.0350
R-squared	0.308885	Mean dependent var	-6.14E-06	
Adjusted R-squared	0.254680	S.D. dependent var	0.000122	
S.E. of regression	0.000105	Akaike info criterion	-15.40344	
Sum squared resid	1.13E-06	Schwarz criterion	-15.18375	
Log likelihood	863.8912	F-statistic	5.698453	
Durbin-Watson stat	2.074201	Prob(F-statistic)	0.000005	

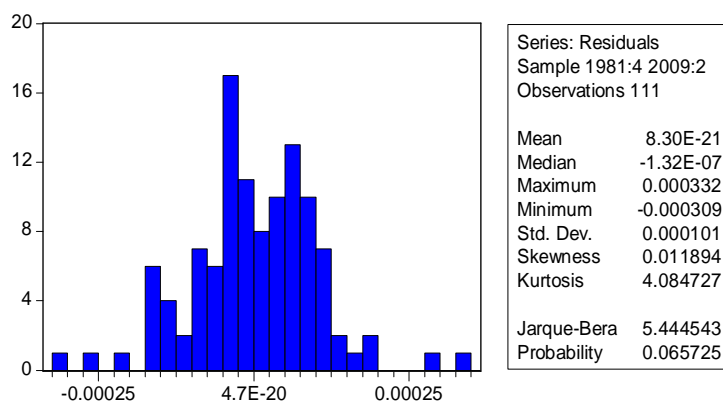
Il comportamento dei residui dell'equazione iniziale è il seguente:



Anche in questo caso l'andamento dei residui sembra soddisfare sia l'ipotesi di non correlazione, non essendoci né la presenza di trend temporanei crescenti o decrescenti né la persistenza di valori o positivi o negativi, sia l'ipotesi di omoschedasticità, essendo la media dei residui costante nel tempo.

Si effettuano ora i test di normalità, omoschedasticità e non correlazione al fine di verificare se quanto appena affermato a seguito dell'analisi grafica trova conferma nei risultati di tali test.

#### ◆ Test di normalità



In questo caso è possibile accettare l'ipotesi nulla per il livello di significatività preso a riferimento, per cui si dirà che la distribuzione dei residui può essere assimilata a quella di una normale.

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	0.640372	Probability	0.843101
Obs*R-squared	10.90978	Probability	0.815020

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	1.485530	Probability	0.225567
Obs*R-squared	1.492510	Probability	0.221827

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	0.510002	Probability	0.768112
Obs*R-squared	2.635800	Probability	0.755919

In entrambi i test effettuati vi è la possibilità di accettare l'ipotesi nulla e pertanto la varianza dei residui della regressione effettuata può essere considerata costante.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 04/14/12 Time: 14:35  
 Sample: 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *	.  *	1	0.116	0.116	1.5335	0.216
.  *	.  *	2	0.101	0.089	2.7023	0.259
.  .	.  .	3	0.062	0.042	3.1499	0.369
.  .	.  .	4	0.057	0.038	3.5299	0.473
.  .	.  .	5	0.032	0.013	3.6475	0.601
.  *	.  *	6	0.166	0.155	6.9375	0.327
.  .	.  *	7	-0.048	-0.092	7.2143	0.407
.  .	.  .	8	-0.008	-0.025	7.2215	0.513
.  *	.  *	9	0.095	0.101	8.3418	0.500
.  .	.  .	10	0.048	0.025	8.6297	0.568
.  .	.  .	11	0.029	0.007	8.7381	0.646
.  .	.  .	12	-0.006	-0.049	8.7421	0.725

Come è possibile osservare la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione è superiore al livello di significatività preso in considerazione, quindi è possibile affermare che vi è assenza di autocorrelazione fra i residui.

## Test LM

Includendo 1 ritardo otteniamo

### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	2.493462	Probability	0.117447
Obs*R-squared	2.674317	Probability	0.101979

Includendo 5 ritardi otteniamo

### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	2.609471	Probability	0.029376
Obs*R-squared	13.16030	Probability	0.021922

Nel primo caso è possibile accettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione per qualsiasi livello di significatività, mentre nel secondo caso è possibile accettare tale ipotesi solo per il livello di significatività all'1%.

## **GRAN BRETAGNA**

Dependent Variable: DLOG(GGB)

Method: Least Squares

Date: 03/09/12 Time: 00:01

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.50E-06	6.45E-06	-1.164094	0.2471
DLOG(GGB(-1))	-0.755846	0.126596	-5.970534	0.0000
DLOG(GGB(-2))	-0.451579	0.183395	-2.462321	0.0155
DLOG(GGB(-3))	-0.227329	0.172419	-1.318469	0.1903
DLOG(GGB(-4))	-0.054555	0.108568	-0.502495	0.6164
DLOG(RGB)	0.010378	0.011868	0.874477	0.3839
DLOG(RGB(-1))	0.023683	0.016138	1.467581	0.1453
DLOG(RGB(-2))	0.029774	0.017040	1.747320	0.0836
DLOG(RGB(-3))	0.019214	0.016375	1.173359	0.2434
DLOG(RGB(-4))	0.021155	0.016067	1.316631	0.1909
R-squared	0.403422	Mean dependent var	-3.94E-06	
Adjusted R-squared	0.350261	S.D. dependent var	9.65E-05	
S.E. of regression	7.78E-05	Akaike info criterion	-15.99882	
Sum squared resid	6.12E-07	Schwarz criterion	-15.75472	
Log likelihood	897.9347	F-statistic	7.588755	
Durbin-Watson stat	2.015464	Prob(F-statistic)	0.000000	

La stazionarietà nei livelli della serie dei residui dell'equazione statica della Gran Bretagna fa sì che sia possibile adottare il modello ECM e pertanto, all'interno della regressione, si andrà ad inserire anche la serie dei residui ritardata di un periodo.

Dependent Variable: DLOG(GGB)  
Method: Least Squares  
Date: 04/14/12 Time: 14:54  
Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
Included observations: 111 after adjusting endpoints  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.60E-06	6.61E-06	-0.999006	0.3202
DLOG(GGB(-1))	-0.633955	0.142375	-4.452702	0.0000
DLOG(GGB(-2))	-0.353897	0.150771	-2.347257	0.0209
DLOG(GGB(-3))	-0.158999	0.143428	-1.108568	0.2703
DLOG(GGB(-4))	-0.021308	0.103455	-0.205964	0.8372
DLOG(RGB)	0.011324	0.011139	1.016658	0.3118
DLOG(RGB(-1))	0.019830	0.018481	1.073012	0.2858
DLOG(RGB(-2))	0.027220	0.018740	1.452444	0.1495
DLOG(RGB(-3))	0.017232	0.017186	1.002636	0.3185
DLOG(RGB(-4))	0.019483	0.016723	1.165028	0.2468
RES_GRANBR(-1)	-0.133876	0.176164	-0.759953	0.4491
R-squared	0.408290	Mean dependent var	-3.94E-06	
Adjusted R-squared	0.349119	S.D. dependent var	9.65E-05	
S.E. of regression	7.79E-05	Akaike info criterion	-15.98900	
Sum squared resid	6.07E-07	Schwarz criterion	-15.72049	
Log likelihood	898.3894	F-statistic	6.900173	
Durbin-Watson stat	2.006305	Prob(F-statistic)	0.000000	

Come è possibile notare confrontando i risultati ottenuti, l'inserimento della serie dei residui ritardata di un periodo conduce ad un aumento di entrambi i coefficienti di determinazione, corrispondente ad un miglioramento della bontà del modello.

Si procede ora eliminando le variabili non significative ed analizzando successivamente il comportamento dei residui della nuova regressione, attraverso l'osservazione grafica dell'andamento degli stessi e dei risultati ottenuti con i test effettuati.

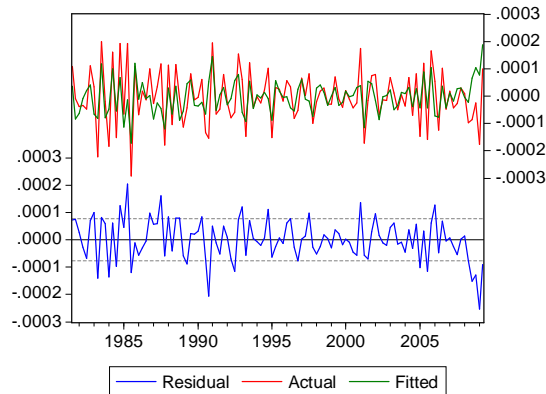
Dependent Variable: DLOG(GGB)  
Method: Least Squares  
Date: 04/14/12 Time: 14:57  
Sample(adjusted): 1981:3 2009:2  
Included observations: 112 after adjusting endpoints  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.65E-06	7.10E-06	-0.936872	0.3509
DLOG(GGB(-1))	-0.591113	0.101293	-5.835654	0.0000
DLOG(GGB(-2))	-0.325030	0.122342	-2.656723	0.0091
DLOG(GGB(-3))	-0.148220	0.104438	-1.419214	0.1587
RES_GRANBR(-1)	-0.187047	0.139861	-1.337376	0.1839
R-squared	0.383500	Mean dependent var	-2.94E-06	
Adjusted R-squared	0.360453	S.D. dependent var	9.67E-05	
S.E. of regression	7.73E-05	Akaike info criterion	-16.05380	
Sum squared resid	6.40E-07	Schwarz criterion	-15.93244	
Log likelihood	904.0127	F-statistic	16.64007	

Durbin-Watson stat      1.966342      Prob(F-statistic)      0.000000

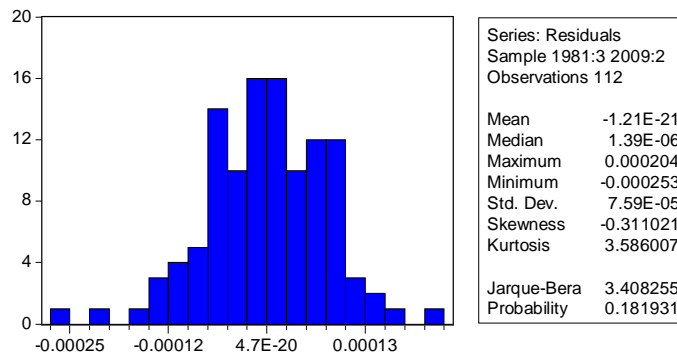
---

L'andamento iniziale dei residui è il seguente:



Si procede ora effettuando anche per la Gran Bretagna i tradizionali test sui residui, al fine di verificarne il loro andamento casuale.

◆ **Test di normalità**



Data la probabilità di accettare l'ipotesi nulla, la distribuzione dei residui della regressione effettuata può essere assimilata a quella di una normale.

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	0.513704	Probability	0.843733
Obs*R-squared	4.297265	Probability	0.829357

---

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	2.628950	Probability	0.107820
Obs*R-squared	2.614138	Probability	0.105915

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	1.951393	Probability	0.092390
Obs*R-squared	9.426000	Probability	0.093232

Anche in questo caso risulta possibile accettare l'ipotesi nulla dei rispettivi test, e conseguentemente affermare la costanza della varianza dei residui nel tempo.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 05/03/12 Time: 10:23

Sample: 1981:3 2009:2

Included observations: 112

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *	.  *	1	0.153	0.153	2.7073	0.100
.  *	.  *	2	0.181	0.161	6.5003	0.039
.  .	.  .	3	0.032	-0.017	6.6168	0.085
*  .	*  .	4	-0.094	-0.131	7.6511	0.105
.  .	.  .	5	-0.045	-0.020	7.8933	0.162
.  .	.  *	6	0.015	0.069	7.9204	0.244
.  .	.  .	7	-0.035	-0.031	8.0658	0.327
.  .	.  .	8	0.037	0.019	8.2301	0.411
.  *	.  *	9	0.118	0.121	9.9547	0.354
.  .	*  .	10	-0.039	-0.077	10.142	0.428
.  .	.  .	11	0.042	0.005	10.361	0.498
.  .	.  .	12	0.035	0.055	10.516	0.571

**Test LM**

Includendo 1 ritardo otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.147714	Probability	0.701500
Obs*R-squared	0.155858	Probability	0.692999

Includendo 5 ritardi otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.244989	Probability	0.941433
Obs*R-squared	1.329074	Probability	0.931912

Dai risultati ottenuti a seguito dei test effettuati è possibile constatare l'assenza di correlazione fra i residui anche nella regressione effettuata per la Gran Bretagna.

## GERMANIA

Dependent Variable: DLOG(GGE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/26/12 Time: 15:54  
 Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.44E-06	8.34E-06	-0.772472	0.4416
DLOG(GGE(-1))	-1.025373	0.113340	-9.046877	0.0000
DLOG(GGE(-2))	-0.825779	0.170533	-4.842334	0.0000
DLOG(GGE(-3))	-0.539746	0.177478	-3.041191	0.0030
DLOG(GGE(-4))	-0.117784	0.094057	-1.252260	0.2134
DLOG(RGE)	0.012740	0.009553	1.333668	0.1853
DLOG(RGE(-1))	0.026387	0.012725	2.073568	0.0407
DLOG(RGE(-2))	0.030842	0.011215	2.750200	0.0071
DLOG(RGE(-3))	0.030267	0.011764	2.572956	0.0115
DLOG(RGE(-4))	0.026075	0.011298	2.307941	0.0230
R-squared	0.556035	Mean dependent var	-3.81E-07	
Adjusted R-squared	0.516474	S.D. dependent var	0.000138	
S.E. of regression	9.62E-05	Akaike info criterion	-15.57376	
Sum squared resid	9.35E-07	Schwarz criterion	-15.32966	
Log likelihood	874.3437	F-statistic	14.05504	
Durbin-Watson stat	1.990414	Prob(F-statistic)	0.000000	

Anche nel caso della Germania, essendo risultati i residui della stima statica stazionari nei livelli, si rende possibile adottare il modello ECM e ciò fa sì che si debba ripetere la stima dinamica inserendo nella regressione anche la serie dei residui ritardata di un periodo.

Dependent Variable: DLOG(GGE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/26/12 Time: 15:54  
 Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.00E-06	8.33E-06	-0.600870	0.5493
DLOG(GGE(-1))	-0.782244	0.189790	-4.121621	0.0001
DLOG(GGE(-2))	-0.638731	0.197925	-3.227143	0.0017
DLOG(GGE(-3))	-0.417596	0.194840	-2.143272	0.0345
DLOG(GGE(-4))	-0.061426	0.109017	-0.563453	0.5744
DLOG(RGE)	0.011954	0.009465	1.262940	0.2095
DLOG(RGE(-1))	0.020496	0.014225	1.440818	0.1528
DLOG(RGE(-2))	0.025786	0.011826	2.180368	0.0316
DLOG(RGE(-3))	0.025934	0.012306	2.107429	0.0376
DLOG(RGE(-4))	0.023887	0.011506	2.076104	0.0404
RES_GERM(-1)	-0.267128	0.182674	-1.462323	0.1468
R-squared	0.566346	Mean dependent var	-3.81E-07	



Adjusted R-squared	0.522981	S.D. dependent var	0.000138
S.E. of regression	9.56E-05	Akaike info criterion	-15.57924
Sum squared resid	9.14E-07	Schwarz criterion	-15.31073
Log likelihood	875.6480	F-statistic	13.05988
Durbin-Watson stat	1.986114	Prob(F-statistic)	0.000000

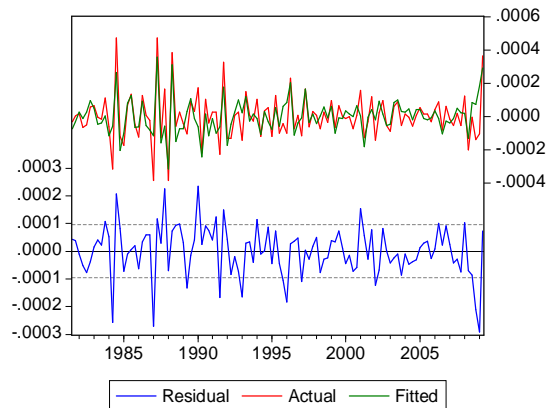
Si passa ora ad eliminare le variabili non significative, ossia quelle variabili non statisticamente distinguibili da zero, e che quindi non contribuiscono a spiegare l'andamento della variabile di interesse.

Dependent Variable: DLOG(GGE)  
Method: Least Squares  
Date: 04/14/12 Time: 16:29  
Sample(adj): 1981:3 2009:2  
Included observations: 112 after adjusting endpoints  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.12E-06	8.27E-06	-0.498155	0.6194
DLOG(GGE(-1))	-0.728289	0.132851	-5.482000	0.0000
DLOG(GGE(-2))	-0.570520	0.126064	-4.525643	0.0000
DLOG(GGE(-3))	-0.348631	0.124762	-2.794372	0.0062
DLOG(RGE)	0.012275	0.009730	1.261584	0.2100
DLOG(RGE(-1))	0.020404	0.013964	1.461155	0.1470
DLOG(RGE(-2))	0.025329	0.011761	2.153607	0.0336
DLOG(RGE(-3))	0.023871	0.011555	2.065829	0.0414
DLOG(RGE(-4))	0.023197	0.011396	2.035415	0.0444
RES_GERM(-1)	-0.301007	0.157921	-1.906057	0.0595
R-squared	0.564194	Mean dependent var	-6.78E-07	
Adjusted R-squared	0.525741	S.D. dependent var	0.000138	
S.E. of regression	9.49E-05	Akaike info criterion	-15.60237	
Sum squared resid	9.19E-07	Schwarz criterion	-15.35964	
Log likelihood	883.7326	F-statistic	14.67215	
Durbin-Watson stat	2.022705	Prob(F-statistic)	0.000000	

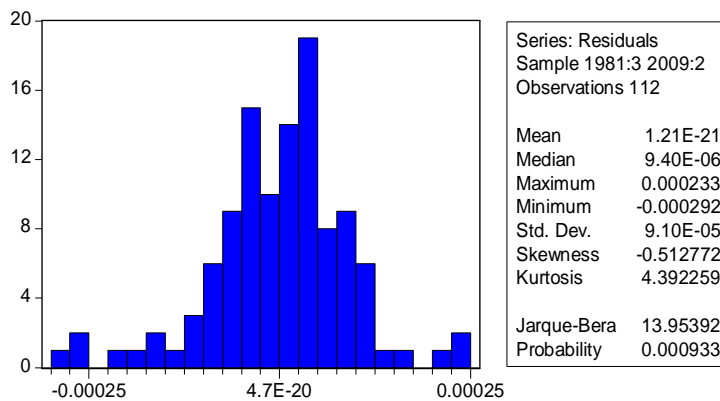
Pur essendo ancora presenti delle variabili non significative, si decide di mantenere questo output in quanto una loro eventuale eliminazione comporterebbe un abbassamento dei coefficienti di determinazione. Si procede pertanto all'analisi dei residui della regressione così ottenuta, per verificare che questi soddisfino i requisiti di normalità, omoschedasticità e non correlazione.

Il comportamento dei residui dell'equazione iniziale è il seguente:



Si procede ora con l'effettuare gli usuali test sui residui.

◆ **Test di normalità**



Data la probabilità di accettare l'ipotesi nulla, si dirà che la distribuzione dei residui della regressione effettuata per la Germania non può essere assimilata a quella di una normale (nonostante l'assenza di normalità da parte dei residui però, le procedure di inferenza continuano comunque ad essere valide a livello asintotico).

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	1.266667	Probability	0.228244
Obs*R-squared	22.05182	Probability	0.229693

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	4.055254	Probability	0.046498
Obs*R-squared	3.981532	Probability	0.046002

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	1.466502	Probability	0.207419
Obs*R-squared	7.242319	Probability	0.203233

I risultati contenuti nelle tabelle sopra riportate permettono di accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità nel caso del test di White e l'ipotesi di assenza di componenti di eteroschedasticità condizionale auto regressiva nel test di Arch, ma solo nel caso in cui si testi la presenza di tali componenti fino al ritardo 5.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 05/03/12 Time: 10:40  
 Sample: 1981:3 2009:2  
 Included observations: 112

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.   *	.   *	1	0.189	0.189	4.1184	0.042
.   .	.   .	2	-0.015	-0.053	4.1450	0.126
.   *	.   *	3	0.111	0.129	5.5871	0.134
.   .	.   *	4	-0.042	-0.095	5.7910	0.215
.   .	.   .	5	-0.043	-0.005	6.0133	0.305
.   .	.   .	6	-0.012	-0.025	6.0313	0.420
.   .	.   .	7	-0.048	-0.029	6.3091	0.504
.   *	.   *	8	-0.098	-0.086	7.4925	0.485
.   *	.   *	9	0.073	0.115	8.1497	0.519
.   .	.   .	10	-0.006	-0.054	8.1543	0.614
.   *	.   **	11	0.142	0.201	10.694	0.469
.   *	.   .	12	0.154	0.041	13.704	0.320

**Test LM**

Includendo 1 ritardo otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.174681	Probability	0.676872
Obs*R-squared	0.193371	Probability	0.660126

Includendo 5 ritardi otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.191343	Probability	0.965211
Obs*R-squared	1.093870	Probability	0.954645

Anche per quanto riguarda i test relativi all'autocorrelazione è possibile accettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione fra i residui, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi superiore al livello di significatività preso in considerazione.

## FRANCIA

Dependent Variable: DLOG(GF)  
Method: Least Squares  
Date: 04/14/12 Time: 16:39  
Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
Included observations: 111 after adjusting endpoints  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.86E-06	4.73E-06	-1.451656	0.1497
DLOG(GF(-1))	-0.384927	0.072738	-5.291984	0.0000
DLOG(GF(-2))	-0.216641	0.099646	-2.174100	0.0320
DLOG(GF(-3))	-0.070962	0.075724	-0.937111	0.3509
DLOG(GF(-4))	-0.187223	0.104328	-1.794559	0.0757
DLOG(RF)	-0.001137	0.005831	-0.194934	0.8458
DLOG(RF(-1))	0.020884	0.006570	3.178776	0.0020
DLOG(RF(-2))	-0.006554	0.006768	-0.968402	0.3352
DLOG(RF(-3))	0.010993	0.005896	1.864465	0.0652
DLOG(RF(-4))	-0.001729	0.007009	-0.246724	0.8056
R-squared	0.362555	Mean dependent var	-3.97E-06	
Adjusted R-squared	0.305753	S.D. dependent var	6.22E-05	
S.E. of regression	5.18E-05	Akaike info criterion	-16.81297	
Sum squared resid	2.71E-07	Schwarz criterion	-16.56887	
Log likelihood	943.1201	F-statistic	6.382777	
Durbin-Watson stat	2.072423	Prob(F-statistic)	0.000000	

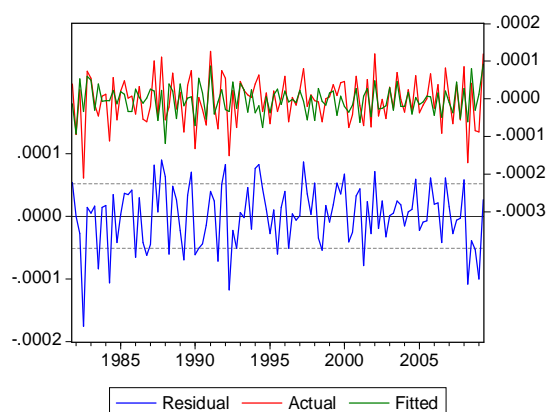
Si procede ora riportando l'output ottenuto a seguito dell'eliminazione delle variabili non significative.

Dependent Variable: DLOG(GF)  
Method: Least Squares  
Date: 05/05/12 Time: 14:36  
Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
Included observations: 111 after adjusting endpoints  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

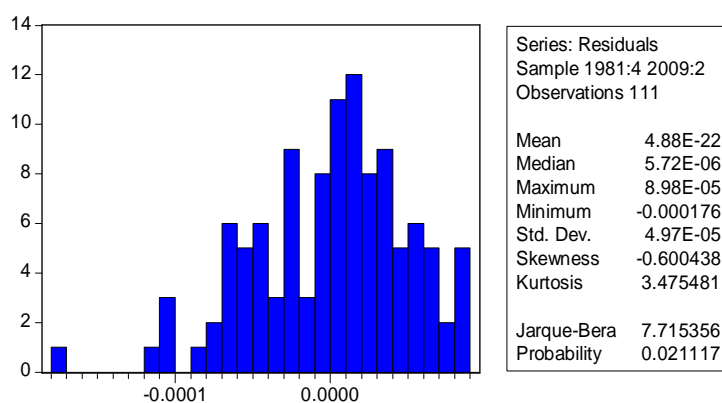
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.86E-06	4.69E-06	-1.461680	0.1469
DLOG(GF(-1))	-0.391824	0.067303	-5.821800	0.0000
DLOG(GF(-2))	-0.213064	0.101378	-2.101667	0.0380
DLOG(GF(-3))	-0.076244	0.084023	-0.907420	0.3663
DLOG(GF(-4))	-0.187755	0.105127	-1.785984	0.0770
DLOG(RF(-1))	0.021505	0.005680	3.785947	0.0003
DLOG(RF(-2))	-0.005102	0.004995	-1.021562	0.3094
DLOG(RF(-3))	0.011676	0.004780	2.442688	0.0163

R-squared	0.361867	Mean dependent var	-3.97E-06
Adjusted R-squared	0.318499	S.D. dependent var	6.22E-05
S.E. of regression	5.13E-05	Akaike info criterion	-16.84793
Sum squared resid	2.71E-07	Schwarz criterion	-16.65265
Log likelihood	943.0602	F-statistic	8.344058
Durbin-Watson stat	2.064464	Prob(F-statistic)	0.000000

Pur contenendo ancora la stima effettuata alcune variabili non significative, si decide di non procedere alla loro eliminazione in quanto questa porterebbe ad un peggioramento dell'R-quadro aggiustato. Si passa pertanto ad osservare il comportamento dei residui dell'equazione iniziale:



### ◆ Test di normalità



Dati i risultati ottenuti a seguito del test effettuato non è possibile assimilare la distribuzione dei residui di tale regressione a quelli di una normale (nonostante questo

però le procedure di inferenza continuano comunque ad essere valide a livello asintotico).

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	0.638300	Probability	0.826702
Obs*R-squared	9.452587	Probability	0.801012

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	0.292759	Probability	0.589572
Obs*R-squared	0.297375	Probability	0.585533

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	0.301890	Probability	0.910694
Obs*R-squared	1.576225	Probability	0.904109

Anche per i test di omoschedasticità e assenza di componenti Arch è possibile accettare l'ipotesi nulla e quindi affermare la costanza della varianza dei residui nel tempo.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 05/05/12 Time: 14:39

Sample: 1981:4 2009:2

Included observations: 111

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.052	-0.052	0.3077	0.579
* .	* .	2 -0.081	-0.084	1.0591	0.589
. .	. .	3 0.043	0.034	1.2712	0.736
. .	. .	4 0.034	0.032	1.4064	0.843
. .	. .	5 -0.056	-0.047	1.7770	0.879
* .	* .	6 -0.080	-0.083	2.5392	0.864
. **	. **	7 0.218	0.203	8.2654	0.310
. .	. .	8 0.042	0.056	8.4784	0.388
. .	. .	9 0.017	0.064	8.5157	0.483
. .	. .	10 0.008	0.005	8.5236	0.578
. .	* .	11 -0.047	-0.066	8.7960	0.641
. .	. .	12 -0.017	-0.014	8.8307	0.717

## Test LM

Includendo 1 ritardo otteniamo

### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	1.265355	Probability	0.263280
Obs*R-squared	1.360131	Probability	0.243515

Includendo 5 ritardi otteniamo

### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.649053	Probability	0.662865
Obs*R-squared	3.557936	Probability	0.614640

I risultati ottenuti permettono di affermare l'inesistenza di autocorrelazione fra i residui.

## **ITALIA**

Dependent Variable: DLOG(GI)

Method: Least Squares

Date: 03/09/12 Time: 16:46

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.23E-05	7.69E-06	-1.597796	0.1132
DLOG(GI(-1))	-0.734692	0.090008	-8.162507	0.0000
DLOG(GI(-2))	-0.479892	0.130860	-3.667225	0.0004
DLOG(GI(-3))	-0.405941	0.137102	-2.960862	0.0038
DLOG(GI(-4))	-0.074105	0.077522	-0.955924	0.3414
DLOG(RI)	0.000129	0.007857	0.016422	0.9869
DLOG(RI(-1))	0.002798	0.008203	0.341084	0.7337
DLOG(RI(-2))	0.009615	0.005701	1.686540	0.0948
DLOG(RI(-3))	0.011617	0.008803	1.319634	0.1899
DLOG(RI(-4))	0.009025	0.006734	1.340117	0.1832
R-squared	0.395031	Mean dependent var	-4.24E-06	
Adjusted R-squared	0.341122	S.D. dependent var	0.000108	
S.E. of regression	8.76E-05	Akaike info criterion	-15.76135	
Sum squared resid	7.75E-07	Schwarz criterion	-15.51725	
Log likelihood	884.7548	F-statistic	7.327844	
Durbin-Watson stat	1.972425	Prob(F-statistic)	0.000000	

Si procede eliminando le variabili statisticamente non distinguibili da zero e riportando l'analisi dei residui della nuova regressione così ottenuta.

Dependent Variable: DLOG(GI)

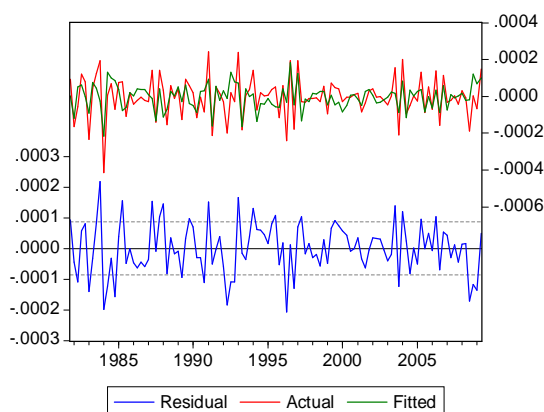
Method: Least Squares

Date: 05/05/12 Time: 14:01

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.25E-05	7.69E-06	-1.627860	0.1066
DLOG(GI(-1))	-0.734309	0.091332	-8.039986	0.0000
DLOG(GI(-2))	-0.475176	0.127504	-3.726756	0.0003
DLOG(GI(-3))	-0.407494	0.123206	-3.307411	0.0013
DLOG(GI(-4))	-0.080456	0.074062	-1.086336	0.2799
DLOG(RI(-2))	0.008384	0.005096	1.645232	0.1030
DLOG(RI(-3))	0.010550	0.008642	1.220776	0.2250
DLOG(RI(-4))	0.008431	0.006423	1.312619	0.1922
R-squared	0.394280	Mean dependent var	-4.24E-06	
Adjusted R-squared	0.353114	S.D. dependent var	0.000108	
S.E. of regression	8.68E-05	Akaike info criterion	-15.79614	
Sum squared resid	7.76E-07	Schwarz criterion	-15.60086	
Log likelihood	884.6859	F-statistic	9.577929	
Durbin-Watson stat	1.977973	Prob(F-statistic)	0.000000	

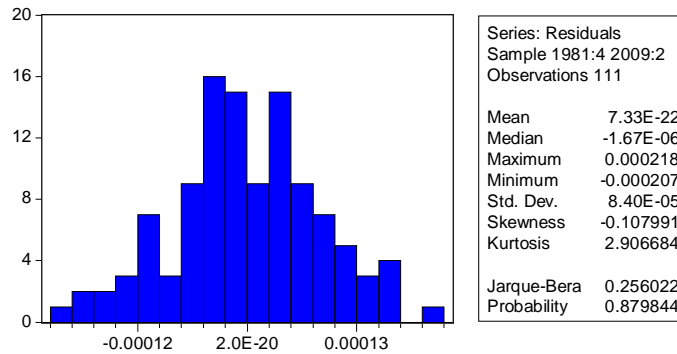
I risultati riportati nella tabella sovrastante permettono di constatare il miglioramento del coefficiente di determinazione aggiustato, a seguito dell'eliminazione delle variabili non significative; pur rimanendo ancora delle variabili non significative all'interno della regressione si decide di non procedere alla loro eliminazione in quanto questa comporterebbe un peggioramento sia dell'R-quadro che dell'R-quadro aggiustato. Per quanto riguarda i residui della di tale stima dinamica, il loro andamento è il seguente:



Si passa ora ad effettuare i tradizionali test al fine di verificare la casualità dei residui della regressione effettuata.



◆ **Test di normalità**



Dai risultati ottenuti si ha che la distribuzione dei residui della regressione stimata per l'Italia può essere assimilata a quella di una normale.

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	1.704427	Probability	0.067076
Obs*R-squared	22.09774	Probability	0.076628

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	2.737721	Probability	0.100908
Obs*R-squared	2.719483	Probability	0.099130

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	0.759270	Probability	0.581290
Obs*R-squared	3.876948	Probability	0.567265

Come è possibile notare dai risultati ottenuti e sopra riportati, nel test di White vi è la possibilità di accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità al livello di significatività preso a riferimento (5%), mentre nel test di Arch è possibile accettare l'ipotesi nulla di assenza di componenti di eteroschedasticità auto regressiva condizionale per ogni livello di significatività preso in considerazione.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 05/05/12 Time: 14:06  
 Sample: 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *	.  *	1	0.157	0.157	2.8123	0.094
.  *	.  *	2	0.104	0.082	4.0668	0.131
.  .	.  .	3	0.057	0.030	4.4476	0.217
.  *	.  .	4	0.072	0.053	5.0517	0.282
.  .	.  .	5	0.012	-0.013	5.0685	0.408
.  .	.  .	6	0.002	-0.010	5.0691	0.535
.  .	.  .	7	-0.038	-0.043	5.2442	0.630
.  *	.  *	8	-0.068	-0.061	5.8003	0.670
.  .	.  .	9	-0.027	-0.002	5.8908	0.751
.  .	.  .	10	-0.011	0.007	5.9062	0.823
.  *	.  .	11	-0.059	-0.048	6.3447	0.849
.  .	.  .	12	0.025	0.052	6.4264	0.893

Dal correlogramma è possibile verificare la possibilità di accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

**Test LM**

Includendo 1 ritardo otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.085735	Probability	0.770265
Obs*R-squared	0.093222	Probability	0.760120

Includendo 5 ritardi otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.491339	Probability	0.782019
Obs*R-squared	2.714534	Probability	0.743895

Per quanto riguarda i test di autocorrelazione è possibile in entrambi i casi accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione dei residui, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi superiore al livello di significatività preso a riferimento.

## GIAPPONE

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 03/09/12 Time: 15:31

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.98E-06	8.77E-06	-0.910128	0.3649
DLOG(GJ(-1))	-0.990167	0.128457	-7.708134	0.0000
DLOG(GJ(-2))	-0.645328	0.138238	-4.668231	0.0000
DLOG(GJ(-3))	-0.249065	0.137898	-1.806154	0.0739
DLOG(GJ(-4))	-0.110980	0.105398	-1.052964	0.2949
DLOG(RJ)	-0.004305	0.013195	-0.326236	0.7449
DLOG(RJ(-1))	0.004348	0.014606	0.297709	0.7665
DLOG(RJ(-2))	0.006672	0.014023	0.475768	0.6353
DLOG(RJ(-3))	0.009051	0.012899	0.701645	0.4845
DLOG(RJ(-4))	0.012917	0.015409	0.838288	0.4038
R-squared	0.511178	Mean dependent var	5.69E-07	
Adjusted R-squared	0.467620	S.D. dependent var	0.000144	
S.E. of regression	0.000105	Akaike info criterion	-15.39652	
Sum squared resid	1.12E-06	Schwarz criterion	-15.15242	
Log likelihood	864.5071	F-statistic	11.73548	
Durbin-Watson stat	2.008813	Prob(F-statistic)	0.000000	

Una volta eliminate le variabili non significative, si procede effettuando una prima analisi grafica dei residui ed i test di normalità, omoschedasticità e autocorrelazione al fine di verificare se questi, ossia la parte non spiegata dal modello, soddisfino le proprietà del modello di regressione lineare.

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 04/15/12 Time: 14:27

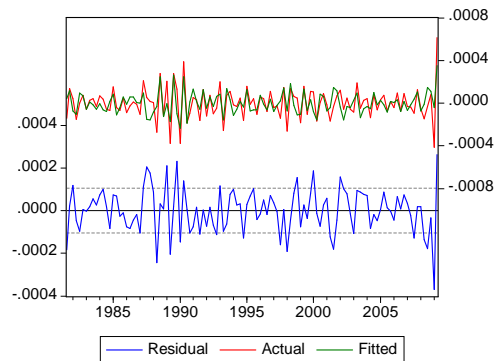
Sample(adjusted): 1981:3 2009:2

Included observations: 112 after adjusting endpoints

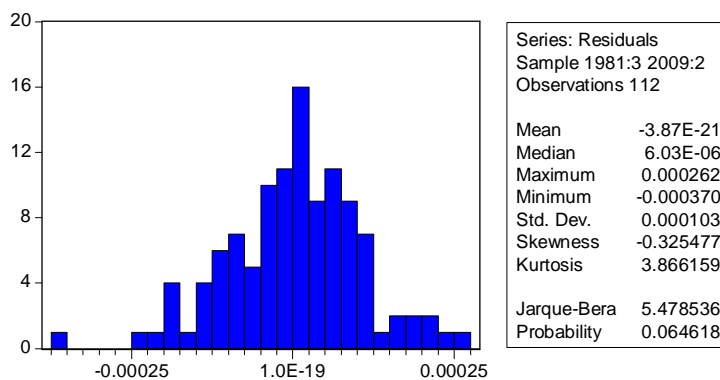
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.61E-06	8.84E-06	-0.974432	0.3320
DLOG(GJ(-1))	-0.956643	0.120516	-7.937920	0.0000
DLOG(GJ(-2))	-0.538029	0.117977	-4.560469	0.0000
DLOG(GJ(-3))	-0.133140	0.104356	-1.275823	0.2048
R-squared	0.485524	Mean dependent var	-6.96E-07	
Adjusted R-squared	0.471233	S.D. dependent var	0.000144	
S.E. of regression	0.000105	Akaike info criterion	-15.45442	
Sum squared resid	1.19E-06	Schwarz criterion	-15.35733	
Log likelihood	869.4476	F-statistic	33.97417	
Durbin-Watson stat	1.980381	Prob(F-statistic)	0.000000	

L'eliminazione delle variabili non significative ha condotto ad una regressione in cui compaiono solo le variabili relative al tasso di crescita del Pil ritardato e l'R-quadro riporta un miglioramento; si passa ora ad analizzare l'andamento dei residui della di tale regressione effettuata



◆ **Test di normalità**



Essendo la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità superiore, anche se di poco, al livello di significatività qui preso in considerazione (5%), la distribuzione dei residui della stima effettuata per il Giappone può essere assimilata a quella di una normale.

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	1.322472	Probability	0.253647
Obs*R-squared	7.869149	Probability	0.247847

<b>ARCH (q=1)</b>			
F-statistic	5.689730	Probability	0.018790
Obs*R-squared	5.506683	Probability	0.018944

<b>ARCH (q=5)</b>			
F-statistic	5.567816	Probability	0.000143
Obs*R-squared	23.12017	Probability	0.000320

Come è possibile notare dai risultati dei test effettuati, mentre risulta possibile accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità nel primo caso, non è invece possibile accettare l'ipotesi di assenza di componenti di eteroschedasticità condizionale autoregressiva nel secondo caso.

#### ◆ Test di autocorrelazione

##### Correlogramma

Date: 04/15/12 Time: 14:48

Sample: 1981:3 2009:2

Included observations: 112

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  **	.  **	1 0.211	0.211	5.1085	0.024
.  *	.  *	2 0.147	0.107	7.6100	0.022
.  **	.  *	3 0.217	0.177	13.134	0.004
.  .	.  .	4 0.042	-0.046	13.347	0.010
.  .	.  * .	5 -0.041	-0.091	13.550	0.019
.  *	.  *	6 0.100	0.094	14.766	0.022
.  .	.  .	7 0.000	-0.019	14.766	0.039
.  .	.  .	8 -0.003	0.010	14.767	0.064
.  .	.  * .	9 -0.029	-0.071	14.874	0.094
.  .	.  .	10 -0.045	-0.033	15.122	0.128
.  * .	.  .	11 -0.059	-0.023	15.564	0.158
.  * .	.  * .	12 -0.101	-0.079	16.862	0.155

Il correlogramma sopra riportato evidenzia la presenza di correlazione fra i residui in alcuni periodi dell'insieme di osservazioni considerato.

##### Test LM

Includendo 1 ritardo otteniamo

##### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	4.381007	Probability	0.038706
Obs*R-squared	4.405354	Probability	0.035826

Includendo 5 ritardi otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	1.037674	Probability	0.399637
Obs*R-squared	5.371164	Probability	0.372280

Dati i risultati contenuti nella tabella sovrastante si verifica che solo nel secondo caso è possibile accettare l'ipotesi di assenza di autocorrelazione fino all'ordine 5 dei residui della stima qui effettuata.

I risultati ottenuti dai test effettuati non risultano essere particolarmente soddisfacenti e questo può far pensare all'eventuale presenza di un break strutturale all'interno del periodo preso in considerazione, così come precedentemente verificatosi per gli Stati Uniti. Si procede pertanto con l'effettuare il test di Chow, al fine di verificare se i dubbi sorti trovino o meno una giustificazione empirica.

**Chow Breakpoint Test:2004:4**

F-statistic	2.197346	Probability	0.060244
Log likelihood ratio	11.45734	Probability	0.043030

**Chow Breakpoint Test:2005:1**

F-statistic	2.372380	Probability	0.044277
Log likelihood ratio	12.32152	Probability	0.030638

**Chow Breakpoint Test:2005:2**

F-statistic	2.375589	Probability	0.044026
Log likelihood ratio	12.33730	Probability	0.030447

**Chow Breakpoint Test:2005:3**

F-statistic	2.449284	Probability	0.038639
Log likelihood ratio	12.69912	Probability	0.026368

Come è possibile notare dai risultati contenuti nelle tabelle qui sopra riportate, fra l'ultimo trimestre del 2004 ed i primi trimestri del 2005 si registra un cambiamento strutturale e ciò fa sì che si debba procedere stimando separatamente ciascuno dei due periodi. Si riporta pertanto l'output della stima dinamica della prima e della seconda regressione ed in seguito le analisi effettuate al fine di verificare il comportamento dei rispettivi residui.

### Stima dal secondo trimestre del 1980 al secondo trimestre del 2004

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 04/15/12 Time: 16:13

Sample(adjusted): 1981:4 2004:2

Included observations: 91 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.49E-06	9.62E-06	-0.363195	0.7174
DLOG(GJ(-1))	-0.945083	0.130860	-7.222099	0.0000
DLOG(GJ(-2))	-0.674155	0.143331	-4.703488	0.0000
DLOG(GJ(-3))	-0.308142	0.128485	-2.398277	0.0188
DLOG(GJ(-4))	-0.159130	0.100250	-1.587324	0.1163
DLOG(RJ)	-0.013842	0.013689	-1.011142	0.3150
DLOG(RJ(-1))	-0.009470	0.011454	-0.826845	0.4108
DLOG(RJ(-2))	-0.002420	0.012628	-0.191605	0.8485
DLOG(RJ(-3))	0.013074	0.013162	0.993295	0.3235
DLOG(RJ(-4))	-0.001705	0.011358	-0.150149	0.8810
R-squared	0.520212	Mean dependent var	-7.78E-07	
Adjusted R-squared	0.466903	S.D. dependent var	0.000135	
S.E. of regression	9.84E-05	Akaike info criterion	-15.51194	
Sum squared resid	7.84E-07	Schwarz criterion	-15.23602	
Log likelihood	715.7933	F-statistic	9.758303	
Durbin-Watson stat	2.043331	Prob(F-statistic)	0.000000	

### Stima dal terzo trimestre del 2004 al secondo trimestre del 2009

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 04/15/12 Time: 16:13

Sample: 2004:3 2009:2

Included observations: 20

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.19E-05	2.58E-05	-0.849509	0.4155
DLOG(GJ(-1))	-0.893215	0.377800	-2.364251	0.0397
DLOG(GJ(-2))	-0.575854	0.536894	-1.072564	0.3087
DLOG(GJ(-3))	-0.081312	0.392813	-0.207000	0.8402
DLOG(GJ(-4))	0.489082	0.522523	0.936000	0.3713
DLOG(RJ)	0.025318	0.051450	0.492092	0.6333
DLOG(RJ(-1))	0.039287	0.046928	0.837178	0.4220
DLOG(RJ(-2))	0.011148	0.041876	0.266211	0.7955
DLOG(RJ(-3))	-0.031153	0.034581	-0.900863	0.3888
DLOG(RJ(-4))	0.060928	0.056447	1.079384	0.3058
R-squared	0.767481	Mean dependent var	6.70E-06	
Adjusted R-squared	0.558213	S.D. dependent var	0.000185	
S.E. of regression	0.000123	Akaike info criterion	-14.86371	
Sum squared resid	1.51E-07	Schwarz criterion	-14.36585	
Log likelihood	158.6371	F-statistic	3.667466	
Durbin-Watson stat	2.061061	Prob(F-statistic)	0.027536	

L'aumento registrato dal coefficiente di determinazione in entrambe le stime effettuate è rappresentativo del miglioramento avutosi nella bontà del modello stimando

separatamente quei dati che, pur appartenendo allo stesso insieme di osservazione, hanno conosciuto un procedimento di generazione diverso, e che pertanto richiedono un insieme di parametri differenti per poter essere correttamente stimati.

Si passa ora, dopo aver proceduto all'eliminazione delle variabili non significative, ad analizzare i residui al fine di verificare la natura causale degli stessi e quindi indirettamente la corretta specificazione del modello nelle due stime effettuate.

### Stima dal secondo trimestre del 1980 al secondo trimestre del 2004

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 04/15/12 Time: 16:17

Sample(adjusted): 1981:2 2004:2

Included observations: 93 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.58E-06	8.42E-06	-0.544080	0.5878
DLOG(GJ(-1))	-0.812664	0.106913	-7.601174	0.0000
DLOG(GJ(-2))	-0.401471	0.120811	-3.323128	0.0013
DLOG(RJ)	-0.011750	0.011968	-0.981807	0.3289
DLOG(RJ(-1))	-0.013894	0.011147	-1.246474	0.2159
R-squared	0.462535	Mean dependent var	-1.45E-06	
Adjusted R-squared	0.438105	S.D. dependent var	0.000134	
S.E. of regression	0.000101	Akaike info criterion	-15.51678	
Sum squared resid	8.92E-07	Schwarz criterion	-15.38062	
Log likelihood	726.5305	F-statistic	18.93293	
Durbin-Watson stat	2.157314	Prob(F-statistic)	0.000000	

### Stima dal terzo trimestre del 2004 al secondo trimestre del 2009

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 11:36

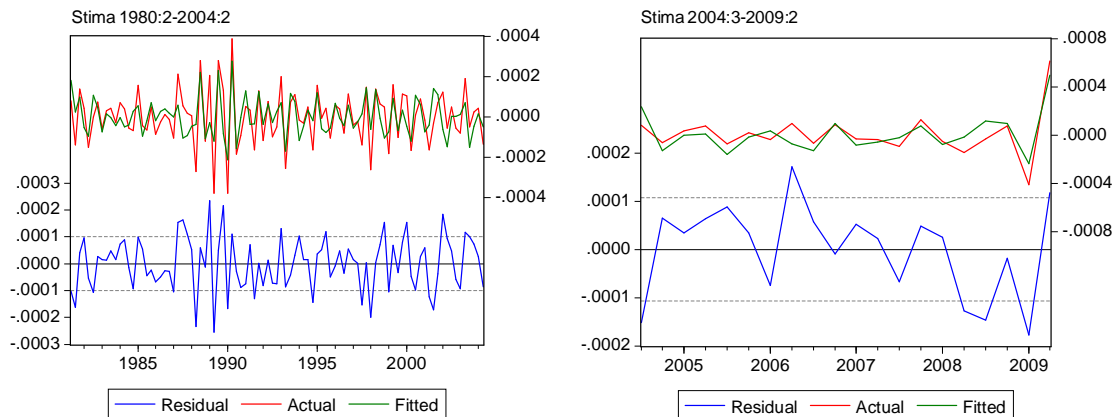
Sample: 2004:3 2009:2

Included observations: 20

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

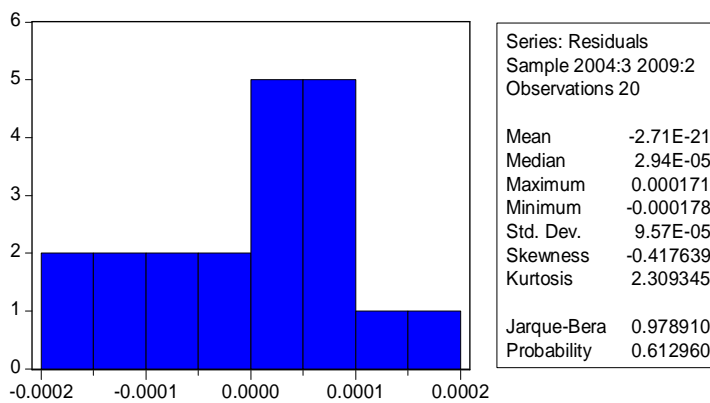
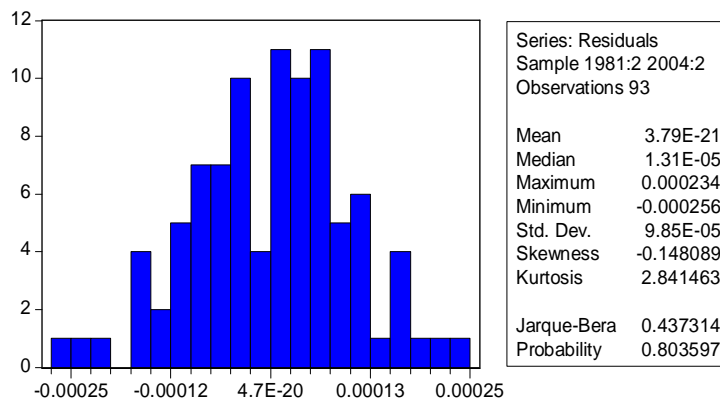
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.44E-05	2.52E-05	-1.361023	0.1936
DLOG(GJ(-1))	-1.004277	0.291003	-3.451088	0.0036
DLOG(GJ(-2))	-0.346689	0.255218	-1.358400	0.1944
DLOG(RJ(-3))	-0.048465	0.038129	-1.271071	0.2231
DLOG(RJ(-4))	0.040005	0.034558	1.157633	0.2651
R-squared	0.732283	Mean dependent var	6.70E-06	
Adjusted R-squared	0.660892	S.D. dependent var	0.000185	
S.E. of regression	0.000108	Akaike info criterion	-15.22275	
Sum squared resid	1.74E-07	Schwarz criterion	-14.97382	
Log likelihood	157.2275	F-statistic	10.25732	
Durbin-Watson stat	1.847695	Prob(F-statistic)	0.000331	





Da una prima analisi grafica i residui non sembrano seguire un trend specifico né mostrare una dipendenza fra le loro realizzazioni nel tempo; si verifica però quanto appena affermato attraverso le opportune procedure formali basate sui test di ipotesi.

◆ **Test di normalità**



Come è possibile notare dai risultati contenuti nelle tabelle sopra riportate, le distribuzioni di entrambe le serie di residui possono essere assimilate a quelle di una normale, essendo la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità superiore ad ogni livello di significatività preso in considerazione.

◆ **Test di omoschedasticità**

**Stima 1980:2-2004:2**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	1.312142	Probability	0.248741
Obs*R-squared	10.33083	Probability	0.242569

**Stima 2004:3-2009:2**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	2.221036	Probability	0.109897
Obs*R-squared	12.35269	Probability	0.136148

**Stima 1980:2-2004:2**

**ARCH (q=1)**

F-statistic	1.142557	Probability	0.287971
Obs*R-squared	1.153305	Probability	0.282858

**ARCH (q=5)**

F-statistic	3.817209	Probability	0.003697
Obs*R-squared	16.61527	Probability	0.005290

**Stima 2004:3-2009:2**

**ARCH (q=1)**

F-statistic	0.003819	Probability	0.951445
Obs*R-squared	0.004267	Probability	0.947916

**ARCH (q=5)**

F-statistic	0.431138	Probability	0.816366
Obs*R-squared	2.898555	Probability	0.715622

Per entrambe le stime effettuate vi è la possibilità di accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità del test di White, essendo la probabilità di accettare tale ipotesi superiore ad ogni livello di significatività considerato; nel caso del test di Arch invece, l'ipotesi nulla di assenza di componenti di eteroschedasticità condizionale auto regressiva può essere accettata solo nel caso in cui venga testata tale ipotesi fino al lag

uno per quanto riguarda la prima stima, ed in entrambi i casi (sia con un lag che con cinque) per quanto riguarda la seconda.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

**Stima 1980:2-2004:2**

Date: 05/03/12 Time: 11:52

Sample: 1981:2 2004:2

Included observations: 93

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  *	.  *	1	0.112	0.112	1.2034	0.273
.  *	.  *	2	0.094	0.083	2.0689	0.355
.  ***	.  ***	3	0.341	0.329	13.501	0.004
.  **	.  *	4	0.215	0.169	18.101	0.001
.  *	.  *	5	-0.078	-0.171	18.712	0.002
.  *	.  .	6	0.119	-0.006	20.158	0.003
.  *	.  .	7	0.088	-0.027	20.950	0.004
.  .	.  *	8	0.025	0.069	21.014	0.007
.  .	.  .	9	-0.035	-0.039	21.143	0.012
.  .	.  *	10	-0.003	-0.074	21.144	0.020
.  *	.  *	11	-0.088	-0.118	21.969	0.025
.  *	.  *	12	-0.152	-0.146	24.475	0.018

**Stima 2004:3-2009:2**

Date: 05/03/12 Time: 11:52

Sample: 2004:3 2009:2

Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.  .	.  .	1	-0.012	-0.012	0.0034	0.954
.  .	.  .	2	-0.054	-0.054	0.0737	0.964
.  *	.  *	3	0.156	0.155	0.7015	0.873
.  *	.  *	4	-0.111	-0.114	1.0383	0.904
.  **	.  **	5	-0.217	-0.208	2.4242	0.788
.  *	.  *	6	-0.133	-0.183	2.9768	0.812
.  .	.  .	7	0.000	0.008	2.9768	0.887
.  .	.  *	8	0.049	0.102	3.0656	0.930
.  .	.  *	9	0.055	0.073	3.1855	0.956
.  **	.  ***	10	-0.212	-0.325	5.1690	0.880
.  *	.  *	11	0.179	0.087	6.7339	0.820
.  .	.  .	12	0.038	0.018	6.8132	0.870

Per quanto riguarda la prima stima i residui risultano essere in parte autocorrelati, situazione che invece non si riscontra nel caso della seconda stima effettuata per il periodo compreso fra la fine del 2004 e l'inizio del 2009.

## Test LM

### **Stima 1980:2-2004:2**

Includendo 1 ritardo otteniamo

#### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	3.254039	Probability	0.074709
Obs*R-squared	3.353042	Probability	0.067081

---

Includendo 5 ritardi otteniamo

#### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	1.369839	Probability	0.244040
Obs*R-squared	7.089381	Probability	0.214077

---

### **Stima 2004:3-2009:2**

Includendo 1 ritardo otteniamo

#### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.084048	Probability	0.776134
Obs*R-squared	0.119352	Probability	0.729738

---

Includendo 5 ritardi otteniamo

#### **Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.352448	Probability	0.869374
Obs*R-squared	2.996434	Probability	0.700536

---

I risultati del test LM, effettuato sui residui delle due stime qui considerate, permettono di accettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione fra gli stessi rispettivamente fino all'ordine 1 e 5.

Riassumendo è possibile affermare che i residui di entrambe le stime soddisfano i criteri necessari per poter considerare il loro andamento casuale (sebbene nella stima dal 1980 al 2004 siano presenti alcune componenti di eteroschedasticità condizionale autoregressiva ed il correlogramma degli stessi evidenzia una lieve correlazione) perciò il modello utilizzato è ben specificato e mantiene la sua validità in entrambi i periodi considerati.

## **SUDAFRICA**

Dependent Variable: DLOG(GSA)  
Method: Least Squares  
Date: 02/23/12 Time: 20:09  
Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
Included observations: 111 after adjusting endpoints

## Newey-West HAC Standard Errors &amp; Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.05E-06	1.08E-05	-0.650651	0.5167
DLOG(GSA(-1))	-0.749754	0.093402	-8.027162	0.0000
DLOG(GSA(-2))	-0.572121	0.121882	-4.694059	0.0000
DLOG(GSA(-3))	-0.475090	0.102758	-4.623403	0.0000
DLOG(GSA(-4))	-0.218169	0.090501	-2.410671	0.0177
DLOG(RSA)	0.024135	0.012463	1.936508	0.0556
DLOG(RSA(-1))	0.008755	0.015067	0.581079	0.5625
DLOG(RSA(-2))	0.024617	0.015775	1.560507	0.1218
DLOG(RSA(-3))	0.016423	0.015666	1.048350	0.2970
DLOG(RSA(-4))	0.028839	0.013459	2.142752	0.0345
R-squared	0.429907	Mean dependent var	-3.63E-06	
Adjusted R-squared	0.379106	S.D. dependent var	0.000177	
S.E. of regression	0.000139	Akaike info criterion	-14.83533	
Sum squared resid	1.96E-06	Schwarz criterion	-14.59123	
Log likelihood	833.3610	F-statistic	8.462661	
Durbin-Watson stat	2.034720	Prob(F-statistic)	0.000000	

Nel caso del Sudafrica non è possibile adottare il modello ECM in quanto i residui dell'equazione statica non risultano essere stazionari nei livelli; pertanto, dopo aver eliminato le variabili non significative, si procede all'osservazione dell'andamento dei residui della stima dinamica ridotta.

Dependent Variable: DLOG(GSA)

Method: Least Squares

Date: 01/24/12 Time: 20:02

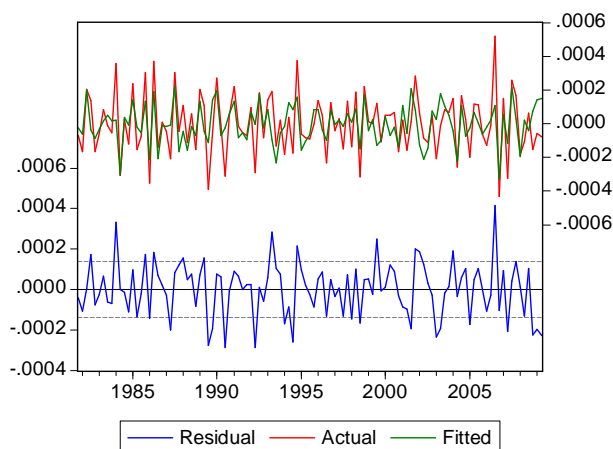
Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

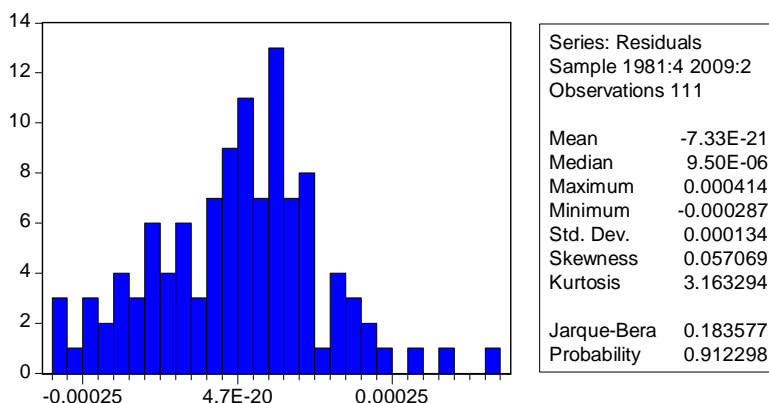
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.30E-06	1.09E-05	-0.670142	0.5043
DLOG(GSA(-1))	-0.738934	0.095459	-7.740888	0.0000
DLOG(GSA(-2))	-0.559222	0.120930	-4.624351	0.0000
DLOG(GSA(-3))	-0.454139	0.109294	-4.155200	0.0001
DLOG(GSA(-4))	-0.193347	0.090241	-2.142552	0.0345
DLOG(RSA)	0.019563	0.010909	1.793201	0.0759
DLOG(RSA(-2))	0.014689	0.009434	1.556968	0.1225
DLOG(RSA(-4))	0.022218	0.011999	1.851662	0.0669
R-squared	0.423210	Mean dependent var	-3.63E-06	
Adjusted R-squared	0.384011	S.D. dependent var	0.000177	
S.E. of regression	0.000139	Akaike info criterion	-14.85969	
Sum squared resid	1.98E-06	Schwarz criterion	-14.66441	
Log likelihood	832.7129	F-statistic	10.79637	
Durbin-Watson stat	2.031427	Prob(F-statistic)	0.000000	

Il comportamento dei residui è il seguente:



◆ **Test di normalità**



La probabilità di accettare l'ipotesi nulla di normalità è superiore ad ogni livello di significatività considerato pertanto è possibile assimilare la distribuzione dei residui della regressione effettuata a quella di una normale.

◆ **Test di omoschedasticità**

**White Heteroskedasticity Test (no cross term)**

F-statistic	0.774012	Probability	0.694295
Obs*R-squared	11.25849	Probability	0.665621

**ARCH TEST (q=1)**

F-statistic	0.510578	Probability	0.476430
Obs*R-squared	0.517586	Probability	0.471873

**ARCH TEST (q=5)**

F-statistic	0.694260	Probability	0.628970
Obs*R-squared	3.556136	Probability	0.614911

Per entrambi i test effettuati risulta accettabile l'ipotesi nulla, rispettivamente di omoschedasticità e di assenza di componenti di eteroschedasticità condizionale autoregressiva, pertanto la varianza dei residui analizzati può essere considerata costante nel corso del tempo.

◆ **Test di autocorrelazione**

**Correlogramma**

Date: 03/09/12 Time: 01:16

Sample: 1981:4 2009:2

Included observations: 111

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.* .	.* .	1	-0.068	-0.068	0.5277	0.468
.* .	.* .	2	-0.116	-0.121	2.0681	0.356
.* .	.* .	3	-0.059	-0.077	2.4707	0.481
. .	. .	4	0.039	0.015	2.6524	0.618
. .	.* .	5	-0.057	-0.070	3.0308	0.695
. .	. .	6	-0.017	-0.026	3.0646	0.801
. .	. .	7	0.025	0.011	3.1422	0.872
.* .	.* .	8	-0.092	-0.107	4.1747	0.841
. .	. .	9	0.030	0.019	4.2889	0.891
. .	. .	10	0.054	0.034	4.6454	0.914
. .	. .	11	0.051	0.048	4.9774	0.932
.* .	.* .	12	-0.153	-0.129	7.9556	0.789

**Test LM**

Includendo 1 ritardo otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	1.303544	Probability	0.256240
Obs*R-squared	1.400663	Probability	0.236613

Includendo 5 ritardi otteniamo

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	2.298759	Probability	0.050748
Obs*R-squared	11.65190	Probability	0.039882

---

Sia i risultati ottenuti con il correlogramma che quelli ottenuti con il test LM permettono di accettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione nel primo caso e di assenza di correlazione fino all'ordine p (in questo caso 1 e 5) nel secondo.

Anche i residui della regressione del Sudafrica quindi rispettano le condizioni necessarie al fine di poter definire il loro andamento casuale.

Dati i risultati ottenuti dai test effettuati sui residui è pertanto possibile verificare come il modello costruito possa essere considerato un modello ben specificato, capace di spiegare la maggior parte della variabilità contenuta nei dati e, conseguentemente di fornire risultati consistenti.



## 8. INTERPRETAZIONI ECONOMICHE DEGLI OUTPUT OTTENUTI

Una volta verificata la corretta specificazione del modello qui costruito, si procede con il dare un'interpretazione economica ai risultati ottenuti al fine di verificare se questi possano essere considerati o meno coerenti con la teoria economica. Si inizierà prendendo in considerazione i risultati di breve periodo per poi passare a quelli di lungo periodo ed operare un confronto.

### 8.1 BREVE PERIODO

#### STATI UNITI

##### Stima dal secondo trimestre del 1984 all'ultimo trimestre del 1999

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 12:06

Sample: 1984:2 1999:4

Included observations: 63

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.13E-06	6.37E-06	-0.647269	0.5203
DLOG(GU(-1))	-0.496499	0.115993	-4.280423	0.0001
DLOG(GU(-2))	-0.284722	0.119580	-2.381028	0.0209
DLOG(GU(-3))	-0.378387	0.150451	-2.515022	0.0150
DLOG(GU(-4))	-0.059614	0.158440	-0.376253	0.7082
DLOG(RU)	-0.021015	0.008762	-2.398399	0.0200
DLOG(RU(-1))	-0.002286	0.017341	-0.131846	0.8956
DLOG(RU(-2))	-0.006616	0.013405	-0.493542	0.6237
DLOG(RU(-3))	0.016213	0.016084	1.008014	0.3180
DLOG(RU(-4))	0.015460	0.014645	1.055682	0.2959
R-squared	0.382785	Mean dependent var	-1.73E-06	
Adjusted R-squared	0.277975	S.D. dependent var	5.70E-05	
S.E. of regression	4.84E-05	Akaike info criterion	-16.88822	
Sum squared resid	1.24E-07	Schwarz criterion	-16.54804	

Log likelihood	541.9791	F-statistic	3.652174
Durbin-Watson stat	1.983866	Prob(F-statistic)	0.001312

### Stima dal primo trimestre del 2000 al secondo trimestre del 2009

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 04/15/12 Time: 13:56

Sample: 2000:1 2009:2

Included observations: 38

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.70E-06	7.41E-06	-1.174425	0.2501
DLOG(GU(-1))	-0.840611	0.154589	-5.437701	0.0000
DLOG(GU(-2))	-0.126771	0.175491	-0.722378	0.4761
DLOG(GU(-3))	-0.083787	0.188262	-0.445056	0.6597
DLOG(GU(-4))	-0.072170	0.163863	-0.440428	0.6630
DLOG(RU)	0.059225	0.013684	4.327920	0.0002
DLOG(RU(-1))	0.076102	0.014900	5.107349	0.0000
DLOG(RU(-3))	0.023325	0.015752	1.480786	0.1498
DLOG(RU(-2))	0.035471	0.011985	2.959648	0.0062
DLOG(RU(-4))	0.008209	0.008708	0.942724	0.3539
R-squared	0.737497	Mean dependent var	-5.95E-06	
Adjusted R-squared	0.653121	S.D. dependent var	8.11E-05	
S.E. of regression	4.78E-05	Akaike info criterion	-16.83910	
Sum squared resid	6.39E-08	Schwarz criterion	-16.40815	
Log likelihood	329.9428	F-statistic	8.740598	
Durbin-Watson stat	1.828480	Prob(F-statistic)	0.000004	

Per quanto riguarda la stima che va dal secondo trimestre del 1980 all'ultimo trimestre del 1999 è possibile notare una maggiore importanza delle variabili macroeconomiche rispetto a quelle relative al mercato finanziario e tale risultato potrebbe essere giustificato dal minor grado di sviluppo e di internazionalizzazione caratterizzante il settore finanziario nel periodo considerato. Il segno negativo delle variabili macroeconomiche può essere giustificato dalla ciclicità del sistema economico, mentre i segni negativi riportati dalle variabili relative al tasso di crescita del prezzo delle azioni possono essere ricondotti agli effetti provocati dallo shock petrolifero del 1984.

Nella stima che va dall'inizio del 2000 al secondo trimestre del 2009 si riscontra invece una maggiore importanza delle variabili relative al settore finanziario rispetto a quelle macroeconomiche e ciò potrebbe essere dovuto al maggior grado di sviluppo, internazionalizzazione e liberalizzazione conosciuto dal settore finanziario a partire proprio dagli anni 2000. E' questo infatti il periodo in cui si assiste alla progressiva finanziarizzazione dell'economia, processo che farà assumere ai mercati finanziari un'importanza sempre maggiore all'interno dell'economia reale.

## CANADA

Dependent Variable: DLOG(GC)

Method: Least Squares

Date: 04/13/12 Time: 15:27

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.70E-06	7.26E-06	-0.785751	0.4339
DLOG(GC(-1))	-0.251806	0.114201	-2.204934	0.0297
DLOG(GC(-2))	-0.340054	0.069974	-4.859754	0.0000
DLOG(GC(-3))	-0.132143	0.073973	-1.786362	0.0770
DLOG(GC(-4))	-0.202796	0.100365	-2.020578	0.0460
DLOG(RC)	0.043360	0.016282	2.663030	0.0090
DLOG(RC(-1))	0.039015	0.012243	3.186663	0.0019
DLOG(RC(-2))	0.032332	0.009712	3.329194	0.0012
DLOG(RC(-3))	0.042289	0.012181	3.471650	0.0008
DLOG(RC(-4))	0.027309	0.010951	2.493746	0.0143
R-squared	0.344047	Mean dependent var	-1.65E-06	
Adjusted R-squared	0.285595	S.D. dependent var	0.000101	
S.E. of regression	8.54E-05	Akaike info criterion	-15.81381	
Sum squared resid	7.36E-07	Schwarz criterion	-15.56971	
Log likelihood	887.6664	F-statistic	5.886040	
Durbin-Watson stat	2.087584	Prob(F-statistic)	0.000001	

Dai risultati ottenuti e qui sopra riportati è possibile verificare che nel caso del Canada vi è un buon equilibrio fra le variabili macroeconomiche e finanziarie, in quanto entrambe sembrano influenzare in modo significativo l'andamento contemporaneo del Pil. L'economia canadese infatti è un'economia molto forte sia dal punto di vista "industriale", essendo la maggiore potenza estrattiva del pianeta dopo la Russia, sia dal punto di vista finanziario, possedendo appunto un sistema finanziario tra i più solidi al mondo, caratterizzato sia da un'elevata capitalizzazione che da un'elevata prudenza degli attori bancari; pertanto i risultati ottenuti possono considerarsi consistenti, avendo questi la capacità di riprodurre la situazione appena descritta.

## AUSTRALIA

Dependent Variable: DLOG(GA)

Method: Least Squares

Date: 03/03/12 Time: 10:36

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.22E-06	8.77E-06	-0.937094	0.3509
DLOG(GA(-1))	-0.571696	0.079957	-7.150038	0.0000
DLOG(GA(-2))	-0.313394	0.115535	-2.712548	0.0079
DLOG(GA(-3))	-0.304383	0.150284	-2.025391	0.0455
DLOG(GA(-4))	-0.225153	0.102895	-2.188178	0.0310
DLOG(RA)	0.006335	0.009183	0.689859	0.4919
DLOG(RA(-1))	0.017453	0.012529	1.393072	0.1667
DLOG(RA(-2))	0.037487	0.014099	2.658848	0.0091
DLOG(RA(-3))	0.032271	0.016776	1.923611	0.0572
DLOG(RA(-4))	0.024894	0.011286	2.205680	0.0297
R-squared	0.310682	Mean dependent var	-6.14E-06	
Adjusted R-squared	0.249258	S.D. dependent var	0.000122	
S.E. of regression	0.000106	Akaike info criterion	-15.38803	
Sum squared resid	1.13E-06	Schwarz criterion	-15.14393	
Log likelihood	864.0357	F-statistic	5.057966	
Durbin-Watson stat	2.066808	Prob(F-statistic)	0.000012	

Per quanto riguarda l’Australia, i risultati della regressione effettuata mostrano una maggiore importanza del settore reale rispetto a quello finanziario, in accordo anche con i risultati ottenuti dal test sulla Granger Causality; tale risultato può considerarsi consistente, essendo l’economia australiana un’economia basata prevalentemente sullo sfruttamento delle risorse e sull’agricoltura<sup>102</sup> e non particolarmente finanziarizzata, come invece può essere considerata l’economia americana.

## GRAN BRETAGNA

Dependent Variable: DLOG(GGB)  
Method: Least Squares  
Date: 04/14/12 Time: 14:54  
Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
Included observations: 111 after adjusting endpoints  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.60E-06	6.61E-06	-0.999006	0.3202
DLOG(GGB(-1))	-0.633955	0.142375	-4.452702	0.0000
DLOG(GGB(-2))	-0.353897	0.150771	-2.347257	0.0209
DLOG(GGB(-3))	-0.158999	0.143428	-1.108568	0.2703
DLOG(GGB(-4))	-0.021308	0.103455	-0.205964	0.8372
DLOG(RGB)	0.011324	0.011139	1.016658	0.3118
DLOG(RGB(-1))	0.019830	0.018481	1.073012	0.2858
DLOG(RGB(-2))	0.027220	0.018740	1.452444	0.1495
DLOG(RGB(-3))	0.017232	0.017186	1.002636	0.3185
DLOG(RGB(-4))	0.019483	0.016723	1.165028	0.2468
RES_GRANBR(-1)	-0.133876	0.176164	-0.759953	0.4491
R-squared	0.408290	Mean dependent var	-3.94E-06	

<sup>102</sup> Fonte:www.cedefop.europa.eu (Centro europeo per lo sviluppo della formazione professionale).

Adjusted R-squared	0.349119	S.D. dependent var	9.65E-05
S.E. of regression	7.79E-05	Akaike info criterion	-15.98900
Sum squared resid	6.07E-07	Schwarz criterion	-15.72049
Log likelihood	898.3894	F-statistic	6.900173
Durbin-Watson stat	2.006305	Prob(F-statistic)	0.000000

Per quanto riguarda la Gran Bretagna i risultati ottenuti rispecchiano quanto precedentemente detto nel caso della Granger Causality, ossia il fatto che, essendo l'economia anglosassone un'economia molto finanziarizzata e priva di costi di transazione, vi sia la possibilità di ottenere risultati significativi e consistenti solo attraverso l'analisi di osservazioni ad elevata frequenza. Pertanto, essendo stati qui presi in considerazione dati trimestrali e non giornalieri e non avendo quindi la possibilità di avere a disposizione risultati consistenti, si rimanda la constatazione dell'importanza del settore finanziario all'interno dell'economia anglosassone al momento in cui si andrà ad analizzare il potere predittivo del modello considerato, analisi che verrà svolta al termine di questo elaborato. Ciò che ci si aspetta è che la previsione fornisca buoni risultati, rispecchiando così la bontà previsiva del modello utilizzato e conseguentemente l'importante ruolo svolto dagli stock prices nell'influenzare l'andamento del prodotto interno lordo.

## GERMANIA

Dependent Variable: DLOG(GGE)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 10:30

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.00E-06	8.33E-06	-0.600870	0.5493
DLOG(GGE(-1))	-0.782244	0.189790	-4.121621	0.0001
DLOG(GGE(-2))	-0.638731	0.197925	-3.227143	0.0017
DLOG(GGE(-3))	-0.417596	0.194840	-2.143272	0.0345
DLOG(GGE(-4))	-0.061426	0.109017	-0.563453	0.5744
DLOG(RGE)	0.011954	0.009465	1.262940	0.2095
DLOG(RGE(-1))	0.020496	0.014225	1.440818	0.1528
DLOG(RGE(-2))	0.025786	0.011826	2.180368	0.0316
DLOG(RGE(-3))	0.025934	0.012306	2.107429	0.0376
DLOG(RGE(-4))	0.023887	0.011506	2.076104	0.0404
RES_GERM(-1)	-0.267128	0.182674	-1.462323	0.1468
R-squared	0.566346	Mean dependent var	-3.81E-07	
Adjusted R-squared	0.522981	S.D. dependent var	0.000138	
S.E. of regression	9.56E-05	Akaike info criterion	-15.57924	

Sum squared resid	9.14E-07	Schwarz criterion	-15.31073
Log likelihood	875.6480	F-statistic	13.05988
Durbin-Watson stat	1.986114	Prob(F-statistic)	0.000000

Anche nel caso della Germania, così come per il Canada, vi è una sorta di equilibrio fra l'influenza che le variabili macroeconomiche e quelle finanziarie esercitano sulla variabile dipendente, ossia il tasso di crescita del Pil. Tale risultato può essere giustificato dall'importanza assunta all'interno dell'economia tedesca sia dal settore reale che dal settore finanziario; il paese può infatti contare sia su un settore terziario in costante sviluppo, che su un settore secondario molto forte, trainato in particolare dall'industria automobilistica e da quella meccanica ed elettrotecnica<sup>103</sup>. Inoltre il ruolo svolto da Francoforte quale importante polo borsistico, in cui trovano sede le più importanti istituzioni economico finanziarie della Germania e dell'Unione Europea (la Banca Federale Tedesca, la Banca Centrale Europea sorta nel 1998, ed appunto la Borsa valori istituita nel 1946) fa sì che anche il settore finanziario assuma un ruolo importante nell'influenzare l'andamento della produzione lorda tedesca<sup>104</sup>, sebbene il sistema possa essere considerato un sistema bank-oriented, e quindi il ruolo degli stock prices nel prevedere l'andamento futuro dell'economia sia ridimensionato rispetto ai paesi caratterizzati da un sistema stock-market oriented.

## FRANCIA

Dependent Variable: DLOG(GF)

Method: Least Squares

Date: 05/05/12 Time: 14:33

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.86E-06	4.73E-06	-1.451656	0.1497
DLOG(GF(-1))	-0.384927	0.072738	-5.291984	0.0000
DLOG(GF(-2))	-0.216641	0.099646	-2.174100	0.0320
DLOG(GF(-3))	-0.070962	0.075724	-0.937111	0.3509
DLOG(GF(-4))	-0.187223	0.104328	-1.794559	0.0757
DLOG(RF)	-0.001137	0.005831	-0.194934	0.8458
DLOG(RF(-1))	0.020884	0.006570	3.178776	0.0020
DLOG(RF(-2))	-0.006554	0.006768	-0.968402	0.3352
DLOG(RF(-3))	0.010993	0.005896	1.864465	0.0652

<sup>103</sup> Fonte: [www.germania.ws](http://www.germania.ws)

<sup>104</sup> Fonte: [www.francoforte.it](http://www.francoforte.it)

DLOG(RF(-4))	-0.001729	0.007009	-0.246724	0.8056
R-squared	0.362555	Mean dependent var	-3.97E-06	
Adjusted R-squared	0.305753	S.D. dependent var	6.22E-05	
S.E. of regression	5.18E-05	Akaike info criterion	-16.81297	
Sum squared resid	2.71E-07	Schwarz criterion	-16.56887	
Log likelihood	943.1201	F-statistic	6.382777	
Durbin-Watson stat	2.072423	Prob(F-statistic)	0.000000	

Per ciò che riguarda la Francia, i risultati ottenuti evidenziano una maggiore importanza del settore reale rispetto a quello finanziario nell'influenzare la produzione lorda del paese. Tale risultato rispecchia non solo quello a cui si era precedentemente arrivati a seguito dell'osservazione della matrice di correlazione, ma anche la struttura stessa dell'economia di tale paese, basata prevalentemente sul settore reale (in particolare su settori quali il turismo e le telecomunicazioni per quel che riguarda i servizi e sul settore agroalimentare e automobilistico per quel che riguarda il settore primario e secondario<sup>105</sup>), e avente un settore finanziario caratterizzato da elevati costi di transazione. Il fatto che in questo caso le variabili relative al tasso di crescita del prezzo delle azioni risultino nella maggior parte dei casi non significative potrebbe però sembrare un risultato incoerente con quanto invece ottenuto a seguito dell'effettuazione del Granger Test, il quale che evidenziava un nesso di causalità fra il settore finanziario e quello reale; tale risultato però non è da ricondurre all'assoluta mancanza di importanza del settore finanziario nell'economia reale, come si evincerebbe dai risultati contenuti nella tabella sovrastante, ma al fatto che il modello considerato mette in relazione due grandezze molto diverse fra loro: da una parte un Prodotto Interno Lordo particolarmente elevato e dall'altro una capitalizzazione del sistema finanziario avente un valore di gran lunga inferiore rispetto al Pil; ciò fa sì che vi sia uno squilibrio fra queste grandezze, che si riflette nei risultati. Pertanto, per quel che riguarda il settore finanziario, si dovrà fare riferimento ai risultati ottenuti dalla Granger Causality, la quale, depurando i dati da eventuali squilibri, fornisce risultati consistenti, mostrando, nonostante i costi di transazione presenti e il relativo sviluppo del settore finanziario, la presenza un nesso di causalità fra quest'ultimo e l'economia reale.

---

<sup>105</sup> Fonte: [www.francia.be](http://www.francia.be)

## ITALIA

Dependent Variable: DLOG(GI)

Method: Least Squares

Date: 03/09/12 Time: 16:49

Sample(adjusted): 1981:4 2009:2

Included observations: 111 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.23E-05	7.69E-06	-1.597796	0.1132
DLOG(GI(-1))	-0.734692	0.090008	-8.162507	0.0000
DLOG(GI(-2))	-0.479892	0.130860	-3.667225	0.0004
DLOG(GI(-3))	-0.405941	0.137102	-2.960862	0.0038
DLOG(GI(-4))	-0.074105	0.077522	-0.955924	0.3414
DLOG(RI)	0.000129	0.007857	0.016422	0.9869
DLOG(RI(-1))	0.002798	0.008203	0.341084	0.7337
DLOG(RI(-2))	0.009615	0.005701	1.686540	0.0948
DLOG(RI(-3))	0.011617	0.008803	1.319634	0.1899
DLOG(RI(-4))	0.009025	0.006734	1.340117	0.1832
R-squared	0.395031	Mean dependent var	-4.24E-06	
Adjusted R-squared	0.341122	S.D. dependent var	0.000108	
S.E. of regression	8.76E-05	Akaike info criterion	-15.76135	
Sum squared resid	7.75E-07	Schwarz criterion	-15.51725	
Log likelihood	884.7548	F-statistic	7.327844	
Durbin-Watson stat	1.972425	Prob(F-statistic)	0.000000	

I risultati ottenuti a seguito della regressione effettuata per l'Italia evidenziano come tale paese sia maggiormente influenzato dalle dinamiche dell'economia reale che non da quelle relative al settore finanziario, essendo tutte le variabili riguardanti quest'ultimo settore non significative e conseguentemente non utili al fine di spiegare l'andamento della variabile di interesse, ossia il tasso di crescita del Pil. Tale risultato è coerente con quello ottenuto dalla matrice di correlazione, matrice nella quale la relazione negativa fra il tasso di crescita del prezzo delle azioni e il tasso di crescita del Pil rispecchia la non immediatezza nella trasmissione degli effetti dal mercato finanziario al settore reale; questa mancata immediatezza è da ricondurre sia al relativo sviluppo del settore finanziario all'interno del paese che alla presenza di costi di transazione più elevati rispetto ad altri paesi, fattori che impediscono un'elevata reattività del settore reale, di per se già caratterizzato dal fenomeno della steresi aziendale. Quanto appena esposto si riflette quindi nei risultati sopra riportati e pertanto è possibile considerare gli stessi consistenti, ossia in linea con le caratteristiche del mercato analizzato.



## GIAPPONE

### Stima dal secondo trimestre del 1980 al secondo trimestre del 2004

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 04/15/12 Time: 16:16

Sample(adjusted): 1981:4 2004:2

Included observations: 91 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.49E-06	9.62E-06	-0.363195	0.7174
DLOG(GJ(-1))	-0.945083	0.130860	-7.222099	0.0000
DLOG(GJ(-2))	-0.674155	0.143331	-4.703488	0.0000
DLOG(GJ(-3))	-0.308142	0.128485	-2.398277	0.0188
DLOG(GJ(-4))	-0.159130	0.100250	-1.587324	0.1163
DLOG(RJ)	-0.013842	0.013689	-1.011142	0.3150
DLOG(RJ(-1))	-0.009470	0.011454	-0.826845	0.4108
DLOG(RJ(-2))	-0.002420	0.012628	-0.191605	0.8485
DLOG(RJ(-3))	0.013074	0.013162	0.993295	0.3235
DLOG(RJ(-4))	-0.001705	0.011358	-0.150149	0.8810
R-squared	0.520212	Mean dependent var	-7.78E-07	
Adjusted R-squared	0.466903	S.D. dependent var	0.000135	
S.E. of regression	9.84E-05	Akaike info criterion	-15.51194	
Sum squared resid	7.84E-07	Schwarz criterion	-15.23602	
Log likelihood	715.7933	F-statistic	9.758303	
Durbin-Watson stat	2.043331	Prob(F-statistic)	0.000000	

I risultati ottenuti in questa prima regressione evidenziano, all'interno dell'economia giapponese, una maggiore importanza del settore reale rispetto a quello finanziario, andando così a convalidare i risultati ottenuti dalla preliminare analisi effettuata attraverso la matrice di correlazione. All'interno dell'economia giapponese un ruolo preponderante è infatti svolto dalle esportazioni, in particolare per quel che riguarda il settore delle automobili e dei prodotti elettronici, e ciò fa sì che le performance ottenute in questi settori vadano ad influenzare la crescita del Pil in modo più incisivo rispetto a quanto avviene a seguito dei risultati ottenuti nel settore finanziario. Il Giappone può essere infatti definito come un paese in cui vige un sistema finanziario “*bank-oriented*”, ossia un sistema in cui le banche ricoprono il ruolo di principali finanziatori e solo le aziende di maggiori dimensioni decidono, e riescono, a finanziarsi sul mercato dei capitali, e ciò fa sì che questo risulti essere meno sviluppato rispetto ad altri paesi<sup>106</sup> e che, conseguentemente, ricopra un ruolo di minore importanza nell'influenzare l'andamento delle dinamiche economiche del paese.

<sup>106</sup> Fonte:www.economia.unipr.it.

### Stima dal terzo trimestre del 2004 al secondo trimestre del 2009

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 04/27/12 Time: 10:57

Sample: 2004:3 2009:2

Included observations: 20

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.19E-05	2.58E-05	-0.849509	0.4155
DLOG(GJ(-1))	-0.893215	0.377800	-2.364251	0.0397
DLOG(GJ(-2))	-0.575854	0.536894	-1.072564	0.3087
DLOG(GJ(-3))	-0.081312	0.392813	-0.207000	0.8402
DLOG(GJ(-4))	0.489082	0.522523	0.936000	0.3713
DLOG(RJ)	0.025318	0.051450	0.492092	0.6333
DLOG(RJ(-1))	0.039287	0.046928	0.837178	0.4220
DLOG(RJ(-2))	0.011148	0.041876	0.266211	0.7955
DLOG(RJ(-3))	-0.031153	0.034581	-0.900863	0.3888
DLOG(RJ(-4))	0.060928	0.056447	1.079384	0.3058
R-squared	0.767481	Mean dependent var	6.70E-06	
Adjusted R-squared	0.558213	S.D. dependent var	0.000185	
S.E. of regression	0.000123	Akaike info criterion	-14.86371	
Sum squared resid	1.51E-07	Schwarz criterion	-14.36585	
Log likelihood	158.6371	F-statistic	3.667466	
Durbin-Watson stat	2.061061	Prob(F-statistic)	0.027536	

Per quel che riguarda i risultati ottenuti dalla regressione effettuata nel periodo compreso fra il 2004 ed il 2009, è necessario notare come questi siano negativamente influenzati dalla difficile situazione vissuta dal mercato automobilistico giapponese nel 2007; è proprio nel corso di tale anno infatti che, a causa della forte depressione nella quale viene a trovarsi il mercato domestico, aziende leader nel settore automobilistico, come ad esempio Toyota, assistono ad un forte calo delle proprie vendite e, conseguentemente, dei propri profitti (F. Rampini, 2008<sup>107</sup>). Quanto accaduto fa sì che i risultati ottenuti non possano essere considerati molto soddisfacenti dal punto di vista empirico (risultando quasi tutte le variabili considerate statisticamente assimilabili allo zero e quindi incapaci di spiegare l'andamento della variabile di interesse), ma costituiscano comunque dei risultati consistenti, in quanto capaci di riflettere la difficile situazione economica vissuta dal paese in quegli anni.

<sup>107</sup> Fonte: [www.ricerca.repubblica.it](http://www.ricerca.repubblica.it).

## SUDAFRICA

Dependent Variable: DLOG(GSA)  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/13/12 Time: 09:34  
 Sample(adjusted): 1981:4 2009:2  
 Included observations: 111 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.05E-06	1.08E-05	-0.650651	0.5167
DLOG(GSA(-1))	-0.749754	0.093402	-8.027162	0.0000
DLOG(GSA(-2))	-0.572121	0.121882	-4.694059	0.0000
DLOG(GSA(-3))	-0.475090	0.102758	-4.623403	0.0000
DLOG(GSA(-4))	-0.218169	0.090501	-2.410671	0.0177
DLOG(RSA)	0.024135	0.012463	1.936508	0.0556
DLOG(RSA(-1))	0.008755	0.015067	0.581079	0.5625
DLOG(RSA(-2))	0.024617	0.015775	1.560507	0.1218
DLOG(RSA(-3))	0.016423	0.015666	1.048350	0.2970
DLOG(RSA(-4))	0.028839	0.013459	2.142752	0.0345
R-squared	0.429907	Mean dependent var	-3.63E-06	
Adjusted R-squared	0.379106	S.D. dependent var	0.000177	
S.E. of regression	0.000139	Akaike info criterion	-14.83533	
Sum squared resid	1.96E-06	Schwarz criterion	-14.59123	
Log likelihood	833.3610	F-statistic	8.462661	
Durbin-Watson stat	2.034720	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dai risultati ottenuti è possibile notare come nel caso del Sudafrica molto importanti al fine di determinare l'andamento della variabile dipendente, ossia il tasso di crescita del Pil, risultino essere le variabili macroeconomiche, ossia quelle relative al tasso di crescita del Pil ritardato. Tale risultato rispecchia pienamente la struttura dell'economia Sudafricana, la quale, pur possedendo un settore finanziario ben sviluppato, rimane comunque un'economia prevalentemente basata sul settore reale, in particolare per quel che riguarda settori quali quello manifatturiero, dell'agricoltura, delle costruzioni, dei trasporti e delle telecomunicazioni, e quello minerario<sup>108</sup>. Pertanto sarà l'economia reale che andrà ad influenzare maggiormente le performance economiche future del paese.

<sup>108</sup>Fonte:www.globus.camcom.it.

## 8.2 LUNGO PERIODO

### STATI UNITI

#### Stima dal secondo trimestre del 1984 all'ultimo trimestre del 1999

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 14:29

Sample: 1984:3 1999:4

Included observations: 62

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.00E-06	6.35E-06	-0.629130	0.5322
DLOG(GU(-1))	-0.508563	0.139637	-3.642024	0.0007
DLOG(GU(-2))	-0.287911	0.158381	-1.817837	0.0752
DLOG(GU(-3))	-0.497467	0.160553	-3.098451	0.0032
DLOG(GU(-4))	-0.245055	0.168051	-1.458217	0.1512
DLOG(GU(-5))	-0.076272	0.162234	-0.470137	0.6403
DLOG(GU(-6))	-0.310585	0.145499	-2.134622	0.0378
DLOG(GU(-7))	-0.244784	0.139604	-1.753420	0.0858
DLOG(GU(-8))	-0.197769	0.139554	-1.417152	0.1628
DLOG(GU(-9))	-0.127048	0.130736	-0.971790	0.3359
DLOG(GU(-10))	-0.061587	0.130628	-0.471464	0.6394
DLOG(GU(-11))	0.025366	0.121513	0.208755	0.8355
DLOG(GU(-12))	-0.182677	0.102290	-1.785868	0.0803
R-squared	0.401394	Mean dependent var	-7.14E-07	
Adjusted R-squared	0.254797	S.D. dependent var	5.69E-05	
S.E. of regression	4.91E-05	Akaike info criterion	-16.82121	
Sum squared resid	1.18E-07	Schwarz criterion	-16.37520	
Log likelihood	534.4576	F-statistic	2.738072	
Durbin-Watson stat	2.134154	Prob(F-statistic)	0.006444	

#### Stima dal primo trimestre del 2000 al secondo trimestre del 2009

Dependent Variable: DLOG(GU)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 14:29

Sample: 2000:1 2009:2

Included observations: 38

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.22E-05	1.11E-05	-1.097339	0.2830
DLOG(GU(-1))	-0.566141	0.210529	-2.689140	0.0126
DLOG(GU(-2))	-0.224075	0.152260	-1.471654	0.1536
DLOG(GU(-3))	-0.237642	0.202981	-1.170762	0.2527
DLOG(GU(-4))	0.064554	0.280878	0.229830	0.8201
DLOG(GU(-5))	0.006351	0.272704	0.023289	0.9816
DLOG(GU(-6))	0.086427	0.289282	0.298762	0.7676
DLOG(GU(-7))	0.032255	0.210651	0.153121	0.8795
DLOG(GU(-8))	-0.230535	0.207766	-1.109590	0.2777
DLOG(GU(-9))	0.188870	0.377492	0.500330	0.6212
DLOG(GU(-10))	0.183227	0.390336	0.469407	0.6428
DLOG(GU(-11))	-0.190919	0.316858	-0.602537	0.5522

DLOG(GU(-12))	-0.213261	0.238563	-0.893939	0.3799
R-squared	0.427494	Mean dependent var	-5.95E-06	
Adjusted R-squared	0.152692	S.D. dependent var	8.11E-05	
S.E. of regression	7.47E-05	Akaike info criterion	-15.90144	
Sum squared resid	1.39E-07	Schwarz criterion	-15.34122	
Log likelihood	315.1274	F-statistic	1.555642	
Durbin-Watson stat	1.984202	Prob(F-statistic)	0.169661	

## CANADA

Dependent Variable: DLOG(GC)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 14:08

Sample(adjusted): 1983:4 2009:2

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.69E-06	9.13E-06	-0.842324	0.4018
DLOG(GC(-1))	-0.241808	0.164796	-1.467323	0.1458
DLOG(GC(-2))	-0.480770	0.103524	-4.644064	0.0000
DLOG(GC(-3))	-0.332091	0.113782	-2.918647	0.0044
DLOG(GC(-4))	-0.452029	0.120896	-3.738991	0.0003
DLOG(GC(-5))	-0.107903	0.221957	-0.486144	0.6280
DLOG(GC(-6))	-0.248714	0.137063	-1.814595	0.0729
DLOG(GC(-7))	-0.222130	0.119153	-1.864250	0.0655
DLOG(GC(-8))	-0.170764	0.111153	-1.536297	0.1280
DLOG(GC(-9))	-0.063185	0.129932	-0.486292	0.6279
DLOG(GC(-10))	-0.092261	0.126894	-0.727071	0.4691
DLOG(GC(-11))	-0.010038	0.152814	-0.065689	0.9478
DLOG(GC(-12))	0.042654	0.087150	0.489433	0.6257
R-squared	0.239322	Mean dependent var	-3.45E-06	
Adjusted R-squared	0.137898	S.D. dependent var	0.000103	
S.E. of regression	9.54E-05	Akaike info criterion	-15.55860	
Sum squared resid	8.20E-07	Schwarz criterion	-15.22606	
Log likelihood	814.2680	F-statistic	2.359624	
Durbin-Watson stat	1.958395	Prob(F-statistic)	0.010950	

## AUSTRALIA

Dependent Variable: DLOG(GA)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 14:08

Sample(adjusted): 1983:4 2009:2

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.49E-06	9.18E-06	-0.815378	0.4170
DLOG(GA(-1))	-0.572817	0.106087	-5.399511	0.0000
DLOG(GA(-2))	-0.307459	0.161859	-1.899550	0.0607
DLOG(GA(-3))	-0.400506	0.184530	-2.170406	0.0326
DLOG(GA(-4))	-0.320543	0.171435	-1.869763	0.0648

DLOG(GA(-5))	-0.188889	0.160187	-1.179179	0.2414
DLOG(GA(-6))	0.024003	0.174620	0.137460	0.8910
DLOG(GA(-7))	0.055154	0.146637	0.376123	0.7077
DLOG(GA(-8))	0.003365	0.106366	0.031640	0.9748
DLOG(GA(-9))	-0.110335	0.137923	-0.799974	0.4258
DLOG(GA(-10))	-0.065023	0.113688	-0.571945	0.5688
DLOG(GA(-11))	-0.012067	0.114277	-0.105590	0.9161
DLOG(GA(-12))	-0.050771	0.093729	-0.541679	0.5894
R-squared	0.332635	Mean dependent var	-6.76E-06	
Adjusted R-squared	0.243653	S.D. dependent var	0.000113	
S.E. of regression	9.83E-05	Akaike info criterion	-15.49977	
Sum squared resid	8.70E-07	Schwarz criterion	-15.16723	
Log likelihood	811.2382	F-statistic	3.738221	
Durbin-Watson stat	1.988243	Prob(F-statistic)	0.000136	

## GRAN BRETAGNA

Dependent Variable: DLOG(GGB)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 14:46

Sample(adjusted): 1983:4 2009:2

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.60E-06	6.27E-06	-1.052709	0.2953
DLOG(GGB(-1))	-0.462427	0.164275	-2.814955	0.0060
DLOG(GGB(-2))	-0.179174	0.220784	-0.811534	0.4192
DLOG(GGB(-3))	-0.010311	0.252816	-0.040785	0.9676
DLOG(GGB(-4))	0.118879	0.235335	0.505149	0.6147
DLOG(GGB(-5))	0.115785	0.237171	0.488193	0.6266
DLOG(GGB(-6))	0.210921	0.218663	0.964594	0.3374
DLOG(GGB(-7))	0.302423	0.206686	1.463201	0.1469
DLOG(GGB(-8))	0.087279	0.146781	0.594622	0.5536
DLOG(GGB(-9))	0.025072	0.148146	0.169240	0.8660
DLOG(GGB(-10))	-0.081211	0.162141	-0.500865	0.6177
DLOG(GGB(-11))	-0.024561	0.138512	-0.177320	0.8597
DLOG(GGB(-12))	-0.085053	0.107325	-0.792480	0.4302
RES_GRANBR(-1)	-0.272162	0.118488	-2.296965	0.0240
R-squared	0.414752	Mean dependent var	-4.17E-06	
Adjusted R-squared	0.329267	S.D. dependent var	9.49E-05	
S.E. of regression	7.77E-05	Akaike info criterion	-15.96217	
Sum squared resid	5.37E-07	Schwarz criterion	-15.60405	
Log likelihood	836.0517	F-statistic	4.851718	
Durbin-Watson stat	2.009690	Prob(F-statistic)	0.000002	

## GERMANIA

Dependent Variable: DLOG(GGE)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 14:46

Sample(adjusted): 1983:4 2009:2

Included observations: 103 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.57E-06	9.25E-06	-0.493865	0.6226
DLOG(GGE(-1))	-0.539172	0.216831	-2.486602	0.0148
DLOG(GGE(-2))	-0.434379	0.234734	-1.850513	0.0676
DLOG(GGE(-3))	-0.232701	0.247282	-0.941036	0.3492
DLOG(GGE(-4))	0.102625	0.221103	0.464150	0.6437
DLOG(GGE(-5))	0.152858	0.238531	0.640831	0.5233
DLOG(GGE(-6))	0.142771	0.245769	0.580915	0.5628
DLOG(GGE(-7))	0.146300	0.240484	0.608354	0.5445
DLOG(GGE(-8))	0.032756	0.231341	0.141590	0.8877
DLOG(GGE(-9))	0.039597	0.223366	0.177275	0.8597
DLOG(GGE(-10))	-0.067216	0.235441	-0.285490	0.7759
DLOG(GGE(-11))	0.129165	0.176637	0.731244	0.4666
DLOG(GGE(-12))	0.054413	0.092370	0.589079	0.5573
RES_GERM(-1)	-0.447625	0.168545	-2.655826	0.0094
R-squared	0.567538	Mean dependent var	-3.64E-07	
Adjusted R-squared	0.504370	S.D. dependent var	0.000143	
S.E. of regression	0.000101	Akaike info criterion	-15.44065	
Sum squared resid	9.05E-07	Schwarz criterion	-15.08253	
Log likelihood	809.1933	F-statistic	8.984512	
Durbin-Watson stat	1.958338	Prob(F-statistic)	0.000000	

## FRANCIA

Dependent Variable: DLOG(GF)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/05/12 Time: 14:42  
 Sample(adjusted): 1983:4 2009:2  
 Included observations: 103 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.93E-06	4.75E-06	-1.670270	0.0983
DLOG(GF(-1))	-0.518009	0.079364	-6.527002	0.0000
DLOG(GF(-2))	-0.179541	0.126648	-1.417632	0.1598
DLOG(GF(-3))	-0.024510	0.128014	-0.191461	0.8486
DLOG(GF(-4))	-0.226288	0.084468	-2.678966	0.0088
DLOG(GF(-5))	-0.126612	0.094675	-1.337335	0.1845
DLOG(GF(-6))	-0.214706	0.096930	-2.215050	0.0293
DLOG(GF(-7))	-0.157328	0.130159	-1.208736	0.2299
DLOG(GF(-8))	-0.176971	0.099035	-1.786953	0.0773
DLOG(GF(-9))	0.128038	0.112761	1.135476	0.2592
DLOG(GF(-10))	0.042552	0.088264	0.482102	0.6309
DLOG(GF(-11))	-0.061610	0.101159	-0.609040	0.5440
DLOG(GF(-12))	-0.245530	0.098029	-2.504675	0.0141
R-squared	0.352602	Mean dependent var	-2.59E-06	
Adjusted R-squared	0.266282	S.D. dependent var	5.94E-05	
S.E. of regression	5.09E-05	Akaike info criterion	-16.81564	
Sum squared resid	2.33E-07	Schwarz criterion	-16.48311	
Log likelihood	879.0057	F-statistic	4.084836	
Durbin-Watson stat	2.043097	Prob(F-statistic)	0.000045	

## ITALIA

Dependent Variable: DLOG(GI)

Method: Least Squares

Date: 05/05/12 Time: 13:58

Sample(adjusted): 1983:4 2009:2

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.53E-05	8.99E-06	-1.701767	0.0923
DLOG(GI(-1))	-0.723267	0.112144	-6.449453	0.0000
DLOG(GI(-2))	-0.447625	0.144234	-3.103468	0.0026
DLOG(GI(-3))	-0.460382	0.141553	-3.252364	0.0016
DLOG(GI(-4))	-0.243961	0.145062	-1.681768	0.0961
DLOG(GI(-5))	-0.182800	0.136703	-1.337200	0.1845
DLOG(GI(-6))	-0.199952	0.140969	-1.418406	0.1595
DLOG(GI(-7))	-0.166485	0.148462	-1.121399	0.2651
DLOG(GI(-8))	0.007532	0.154983	0.048601	0.9613
DLOG(GI(-9))	-0.035445	0.154255	-0.229783	0.8188
DLOG(GI(-10))	-0.005975	0.153321	-0.038973	0.9690
DLOG(GI(-11))	0.020181	0.138037	0.146201	0.8841
DLOG(GI(-12))	0.021871	0.068860	0.317611	0.7515
R-squared	0.405649	Mean dependent var	-4.64E-06	
Adjusted R-squared	0.326402	S.D. dependent var	0.000106	
S.E. of regression	8.71E-05	Akaike info criterion	-15.74061	
Sum squared resid	6.83E-07	Schwarz criterion	-15.40807	
Log likelihood	823.6414	F-statistic	5.118806	
Durbin-Watson stat	1.995037	Prob(F-statistic)	0.000002	

## GIAPPONE

### Stima dal secondo trimestre del 1980 al secondo trimestre del 2004

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 05/05/12 Time: 15:24

Sample(adjusted): 1983:4 2004:2

Included observations: 83 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.96E-06	1.07E-05	-0.461949	0.6456
DLOG(GJ(-1))	-0.789728	0.197059	-4.007564	0.0002
DLOG(GJ(-2))	-0.569637	0.192489	-2.959326	0.0042
DLOG(GJ(-3))	-0.304840	0.198642	-1.534620	0.1295
DLOG(GJ(-4))	-0.290150	0.205111	-1.414601	0.1617
DLOG(GJ(-5))	-0.150751	0.211663	-0.712221	0.4787
DLOG(GJ(-6))	-0.078758	0.241895	-0.325586	0.7457
DLOG(GJ(-7))	-0.121092	0.236725	-0.511530	0.6106
DLOG(GJ(-8))	-0.281254	0.219722	-1.280041	0.2048
DLOG(GJ(-9))	-0.158937	0.196611	-0.808381	0.4216
DLOG(GJ(-10))	-0.135582	0.178382	-0.760067	0.4498
DLOG(GJ(-11))	-0.130491	0.173664	-0.751399	0.4550
DLOG(GJ(-12))	-0.283433	0.118841	-2.384982	0.0198



RES_GIAP(-1)	-0.152760	0.131358	-1.162934	0.2489
R-squared	0.586626	Mean dependent var	-2.19E-06	
Adjusted R-squared	0.508743	S.D. dependent var	0.000139	
S.E. of regression	9.73E-05	Akaike info criterion	-15.48585	
Sum squared resid	6.53E-07	Schwarz criterion	-15.07785	
Log likelihood	656.6627	F-statistic	7.532224	
Durbin-Watson stat	2.043800	Prob(F-statistic)	0.000000	

### Stima dal terzo trimestre del 2004 al secondo trimestre del 2009

Dependent Variable: DLOG(GJ)

Method: Least Squares

Date: 05/05/12 Time: 15:24

Sample: 2004:3 2009:2

Included observations: 20

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000178	7.24E-05	-2.457153	0.0493
DLOG(GJ(-1))	3.045313	1.843657	1.651778	0.1497
DLOG(GJ(-2))	3.099542	1.468037	2.111352	0.0792
DLOG(GJ(-3))	2.976940	1.098822	2.709209	0.0351
DLOG(GJ(-4))	3.307366	1.330775	2.485294	0.0475
DLOG(GJ(-5))	2.943630	1.463598	2.011228	0.0910
DLOG(GJ(-6))	2.920888	1.455275	2.007104	0.0915
DLOG(GJ(-7))	1.860700	1.193859	1.558559	0.1701
DLOG(GJ(-8))	1.040797	0.659345	1.578532	0.1655
DLOG(GJ(-9))	-0.114469	0.727021	-0.157450	0.8801
DLOG(GJ(-10))	-0.484510	0.800034	-0.605612	0.5670
DLOG(GJ(-11))	-0.997741	0.668009	-1.493603	0.1859
DLOG(GJ(-12))	-0.187636	0.400732	-0.468234	0.6561
RES_GIAP(-1)	-4.246548	1.697649	-2.501430	0.0464
R-squared	0.883427	Mean dependent var	6.70E-06	
Adjusted R-squared	0.630851	S.D. dependent var	0.000185	
S.E. of regression	0.000112	Akaike info criterion	-15.15416	
Sum squared resid	7.57E-08	Schwarz criterion	-14.45715	
Log likelihood	165.5416	F-statistic	3.497668	
Durbin-Watson stat	1.825622	Prob(F-statistic)	0.066660	

### SUDAFRICA

Dependent Variable: DLOG(GSA)

Method: Least Squares

Date: 05/03/12 Time: 14:30

Sample(adjusted): 1983:4 2009:2

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.19E-06	1.34E-05	-0.535383	0.5937
DLOG(GSA(-1))	-0.843575	0.094207	-8.954438	0.0000
DLOG(GSA(-2))	-0.776007	0.134272	-5.779383	0.0000
DLOG(GSA(-3))	-0.831996	0.156747	-5.307893	0.0000
DLOG(GSA(-4))	-0.628157	0.194303	-3.232868	0.0017
DLOG(GSA(-5))	-0.532976	0.179790	-2.964432	0.0039

DLOG(GSA(-6))	-0.514857	0.182025	-2.828503	0.0058
DLOG(GSA(-7))	-0.224339	0.155216	-1.445335	0.1518
DLOG(GSA(-8))	-0.167172	0.167627	-0.997289	0.3213
DLOG(GSA(-9))	-0.067549	0.129787	-0.520460	0.6040
DLOG(GSA(-10))	0.021564	0.130798	0.164864	0.8694
DLOG(GSA(-11))	-0.008544	0.138562	-0.061665	0.9510
DLOG(GSA(-12))	0.118187	0.105685	1.118288	0.2664
R-squared	0.472617	Mean dependent var	-3.45E-06	
Adjusted R-squared	0.402299	S.D. dependent var	0.000180	
S.E. of regression	0.000139	Akaike info criterion	-14.80480	
Sum squared resid	1.74E-06	Schwarz criterion	-14.47226	
Log likelihood	775.4470	F-statistic	6.721167	
Durbin-Watson stat	1.934256	Prob(F-statistic)	0.000000	

I risultati ottenuti mostrano come i paesi con sistemi finanziari moderni siano caratterizzati da un ciclo economico più breve, quindi riescano a crescere più velocemente rispetto a quelli il cui settore finanziario risulta essere meno sviluppato e pertanto meno influente sull'andamento dell'economia reale.

Le stime effettuate per gli Stati Uniti, rispettivamente fra il secondo trimestre del 1984 e l'ultimo trimestre del 1999 e fra il primo trimestre del 2000 e il secondo trimestre del 2009, ad esempio, ben riflettono quanto appena affermato; se nel caso della prima stima infatti, quando il settore finanziario non aveva ancora pienamente conosciuto il fenomeno della liberalizzazione e dell'internazionalizzazione, il ciclo economico risulta essere particolarmente lungo, nella seconda stima si assiste ad una notevole riduzione dello stesso. La miglior allocazione del capitale, possibile a seguito del maggior sviluppo del settore finanziario, e lo sviluppo dei mutui sub prime e dei titoli cartolarizzati verificatosi negli ultimi anni, hanno permesso di accrescere rispettivamente la produttività e la possibilità di accesso al credito delle famiglie, aumentando conseguentemente la capacità di spesa intertemporale delle stesse e riducendo l'impatto negativo dei periodi di difficoltà economica (D.Mannucci<sup>109</sup>).

Nel caso del Canada i risultati ottenuti mostrano un ciclo economico abbastanza lungo, risultato che fa pensare ad una prevalenza dell'economia reale sul settore finanziario; infatti, nonostante tale paese presenti un sistema finanziario solido e ad elevata capitalizzazione, non si deve dimenticare l'importanza ricoperta all'interno di tale economia dal settore estrattivo o dal settore delle esportazioni, settori che fanno dell'economia canadese una delle economie più forti al mondo. Pertanto il forte

<sup>109</sup> Fonte: [www.centrostudifinanza.it](http://www.centrostudifinanza.it).

sviluppo del settore reale unito all'elevata prudenza degli operatori bancari, fa sì che il ciclo economico risulti essere più lungo rispetto a quello del mercato americano, nel quale l'economia appare molto più finanziarizzata. Alla medesima conclusione è possibile giungere osservando i risultati ottenuti dalle economie di Australia, Francia, Italia e Sudafrica, sebbene in queste il settore finanziario risulti avere dimensioni minori rispetto a quello canadese; tali risultati rispecchiano quanto finora trovato sia attraverso la matrice di correlazione e la Granger Causality, che attraverso le stime di breve periodo, ossia la maggiore importanza, all'interno di questi, dell'economia reale nell'influenzare l'andamento dell'economia reale stessa.

Nel caso di Gran Bretagna e Germania invece il ciclo economico appare più breve e tale risultato è dovuto rispettivamente all'elevato grado di finanziarizzazione dell'economia anglosassone e alla presenza all'interno della Germania della borsa valori di Francoforte, oltre alla Banca Federale Tedesca e alla Banca Centrale Europea, istituzioni che permettono al settore finanziario di assumere un ruolo importante nel decidere l'andamento dell'economia reale e nell'influenzare la durata del suo ciclo economico.

Infine, per quanto riguarda il Giappone, è possibile riscontrare forti diversità nella durata del ciclo economico a seconda del periodo preso in considerazione; se infatti fra il secondo trimestre del 1980 ed il secondo trimestre del 2004 si assiste ad un'economia caratterizzata da un ciclo economico particolarmente lungo, espressione degli elevati costi di transazione e del relativo sviluppo del settore finanziario all'interno del paese, a risultati diversi si giunge considerando il periodo compreso fra il 2004 ed il 2009. In questo caso infatti il ciclo economico appare molto più breve e ciò potrebbe essere dovuto allo sviluppo conosciuto dal settore finanziario in quel periodo, sviluppo che ha permesso una maggiore velocità di trasmissione degli eventi da tale settore all'economia reale e quindi anche una minore durata del ciclo economico.

Riassumendo si dirà quindi che paesi aventi un sistema finanziario maggiormente sviluppato meglio riusciranno a rispondere ai cambiamenti verificatisi all'interno dello stesso e, conseguentemente, a registrare una maggiore crescita economica. Possedere un sistema finanziario sviluppato significa infatti poter agevolare l'accesso al credito da parte degli investitori, riducendone i costi; migliorare il "saving rates" ed assicurare agli investitori l'allocazione ottima dei propri risparmi, dando la priorità ai progetti

maggiormente remunerativi<sup>110</sup>. Pertanto tali economie riusciranno ad avere un ciclo economico più breve, che permetterà loro di crescere più velocemente e di influenzare a loro volta, attraverso tale crescita, i propri mercati finanziari, creando una spirale virtuosa che condurrà tali paesi verso un'ulteriore crescita.

---

<sup>110</sup> Tsuru K., 2000, "Finance and Growth: Some Theoretical Considerations and a Review of the Empirical Literature", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 228, OECD Publishing.

## 9. PREVISIONI

Si verifica ora se il modello adottato nel corso dell'elaborato possa essere utilizzato al fine di prevedere l'andamento delle realizzazioni della variabile dipendente; per far questo si procederà effettuando una previsione *ex-post* e *out-of-sample*, ossia una previsione effettuata prendendo in considerazione un periodo di tempo già passato e non utilizzato nella stima del modello (ossia il periodo compreso fra il secondo trimestre del 2009 e l'ultimo trimestre del 2010). Il futuro valore della variabile dipendente  $Y$ , ossia  $Y_{-f}$ , può essere calcolato sulla base della seguente relazione

$$Y_{-f} = x_f b$$

dove  $x_f$  ( $1 \times k$ ) rappresenta il vettore delle realizzazioni della variabile esogena

$b$  ( $k \times 1$ ) rappresenta il vettore delle stime OLS dei parametri  $\beta$

Il vero valore di  $Y$  realizzatosi nel periodo considerato può invece essere scritto come risultato della relazione

$$Y_f = x_f \beta + \varepsilon_f$$

dove  $\varepsilon_f$  rappresenta il vero valore assunto dall'errore nel periodo relativo alla previsione. L'errore di previsione (*forecast error*) sarà quindi dato dalla differenza fra i veri valori realizzatisi nel periodo considerato e quelli derivanti dalla previsione effettuata, ossia

$$e_f = Y_f - \hat{Y}_f = x_f \beta + \varepsilon_f - x_f b = -x_f (b - \beta) + \varepsilon_f$$

e pertanto la sua varianza risulterà essere

$$\text{var}(e_f) = E\{(-x_f (b - \beta) + \varepsilon_f)(-x_f (b - \beta) + \varepsilon_f)'\} = \sigma^2 x_f (X'X)^{-1} x_f' + \sigma^2$$

A questo punto si renderà possibile derivare la distribuzione dell'errore di previsione standardizzato, ossia

$$(Y_f - \hat{Y}_f) / (\sigma \sqrt{1 + x_f (X'X)^{-1} x_f'}) \sim N(0,1)$$

e successivamente, sostituendo  $\sigma$  con il suo stimatore  $s = [e'e/(n-k)]^{1/2}$

$$(Y_f - \hat{Y}_f) / (s \sqrt{1 + x_f (X'X)^{-1} x_f'}) \sim t(n-k)$$

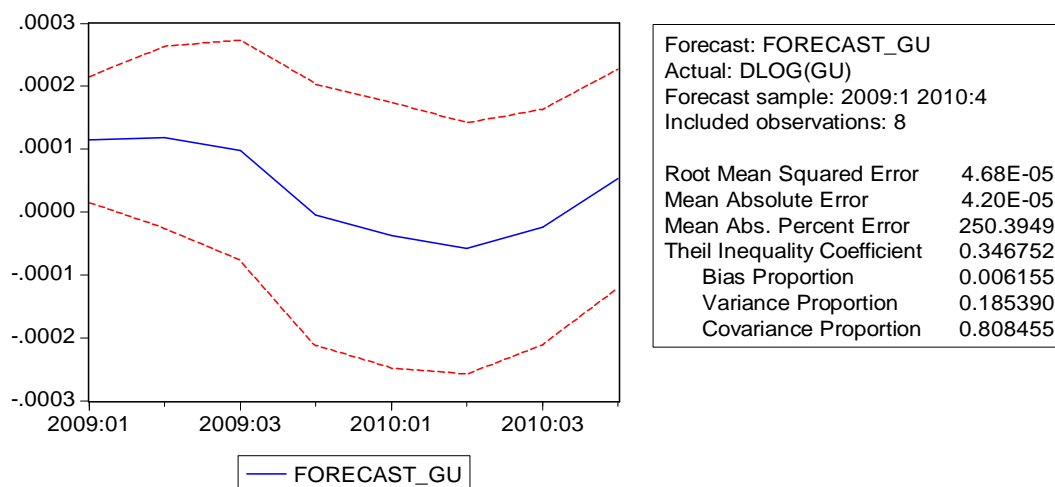
Ora sarà quindi possibile derivare un intervallo di confidenza per il valore di  $Y_f$  e definirlo nel seguente modo

$$Y_f \text{ appartiene } \hat{Y}_f \pm t_{1-\alpha/2} (n-k) s [1 + x_f (X'X)^{-1} x_f']^{1/2}$$

Al fine di verificare la bontà della previsione si renderà necessario fare riferimento ai valori assunti dal “Root Mean Squared Error”, ossia dall'indice dato dalla radice della media degli errori presi al quadrato, che penalizza maggiormente quei modelli che commettono pochi errori ma molto rilevanti; dal “Mean Absolute Error”, ossia dall'indice dato dalla media degli errori presi in valore assoluto e dal “Mean Abs. Percent Error”, ossia l'indice dato dall'errore medio assoluto percentuale. Tali indici possono essere considerati utili nel valutare il potere predittivo del modello in quanto capaci di misurare la divergenza tra il valore effettivamente verificatosi e quello previsto al tempo precedente; oltre a questi è necessario considerare anche il valore assunto dall'indice di THEIL, indice compreso fra zero e uno, dove zero indica una performance previsiva perfetta. Pertanto una stima potrà definirsi corretta nel momento in cui tali valori presentino un valore esiguo, sinonimo di un minimo scostamento fra i valori previsti e quelli effettivamente realizzatisi.

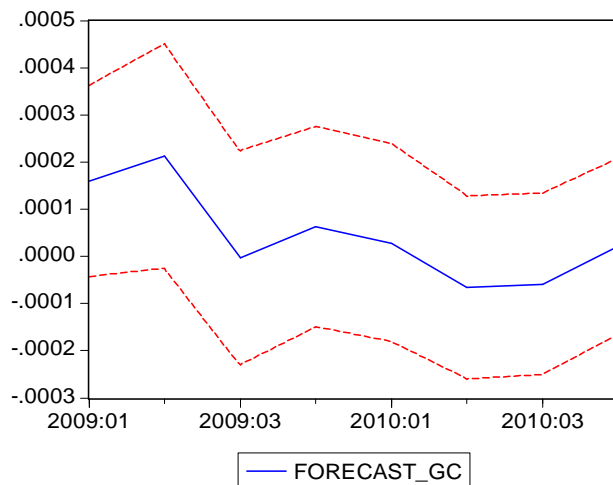
Risulta importante notare che il coefficiente di THEIL può essere scomposto in tre parti, ossia la Bias Proportion, la Variance proportion e la Covariance proportion, le quali indicano rispettivamente l'allontanamento in media (Bias Proportion), l'allontanamento in varianza (Variance Proportion) della previsione dagli effettivi valori realizzatisi ed il grado di correlazione fra i valori previsti e quelli effettivamente realizzatisi (Covariance Proportion). Essendo la somma di questi tre coefficienti pari a uno, minori saranno gli errori in media e varianza e maggiore sarà l'ultima componente; pertanto si dirà che la previsione effettuata può essere considerata una buona previsione nel momento in cui questa presenti valori esigui nelle prime due componenti ed un valore elevato nell'ultima<sup>111</sup>. Si procede pertanto ad effettuare la previsione dell'andamento della variabile dipendente, ossia il tasso di crescita del Pil, per ciascun paese considerato.

## STATI UNITI



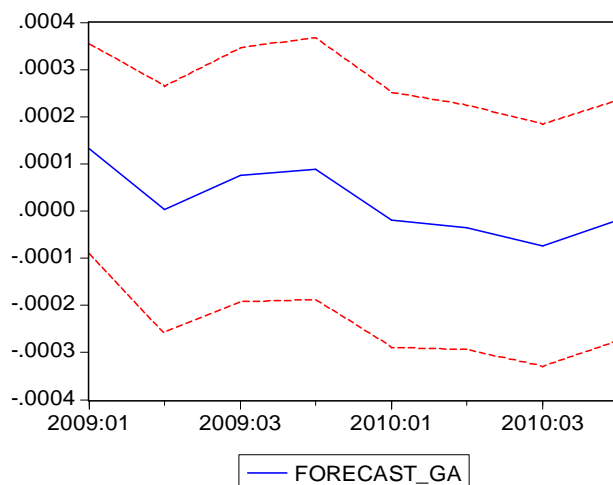
<sup>111</sup> Fonte: Trova M., International Finance Economy and Econometrics – AY 2010/2011; T.Proietti, “Analisi di mercato”, Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Udine.

## CANADA



Forecast:	FORECAST_GC
Actual:	DLOG(GC)
Forecast sample:	2009:1 2010:4
Included observations:	8
Root Mean Squared Error	9.01E-05
Mean Absolute Error	8.16E-05
Mean Abs. Percent Error	269.4038
Theil Inequality Coefficient	0.365583
Bias Proportion	0.102734
Variance Proportion	0.127249
Covariance Proportion	0.770017

## AUSTRALIA

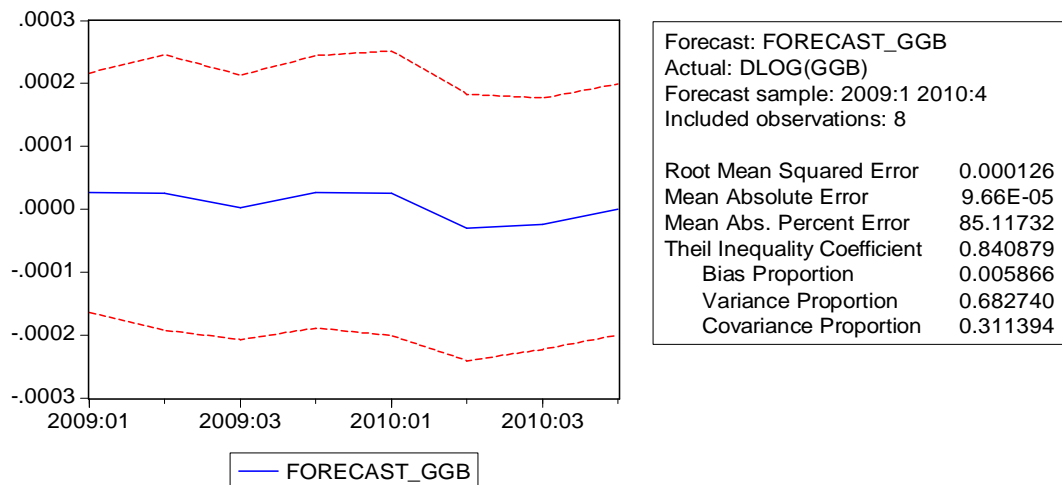


Forecast:	FORECAST_GA
Actual:	DLOG(GA)
Forecast sample:	2009:1 2010:4
Included observations:	8
Root Mean Squared Error	0.000109
Mean Absolute Error	9.83E-05
Mean Abs. Percent Error	136.5170
Theil Inequality Coefficient	0.555917
Bias Proportion	0.000607
Variance Proportion	0.288314
Covariance Proportion	0.711079

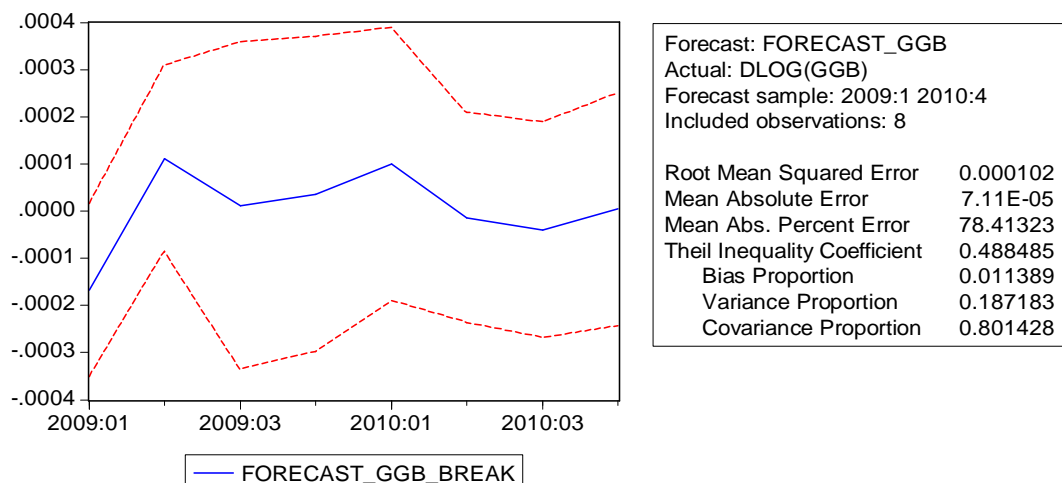
Per quanto riguarda le previsioni di Stati Uniti, Canada ed Australia, queste possono essere considerate soddisfacenti, riportando le stesse degli errori (RMSE e MAE) molto prossimi allo zero e dei coefficienti di Theil non molto elevati; inoltre il fatto che la Covariance Proportion, ossia come precedentemente detto, il grado di correlazione fra i valori previsti e quelli effettivamente realizzatisi, risulti elevata, non fa che confermare la bontà previsiva del modello.



## GRAN BRETAGNA



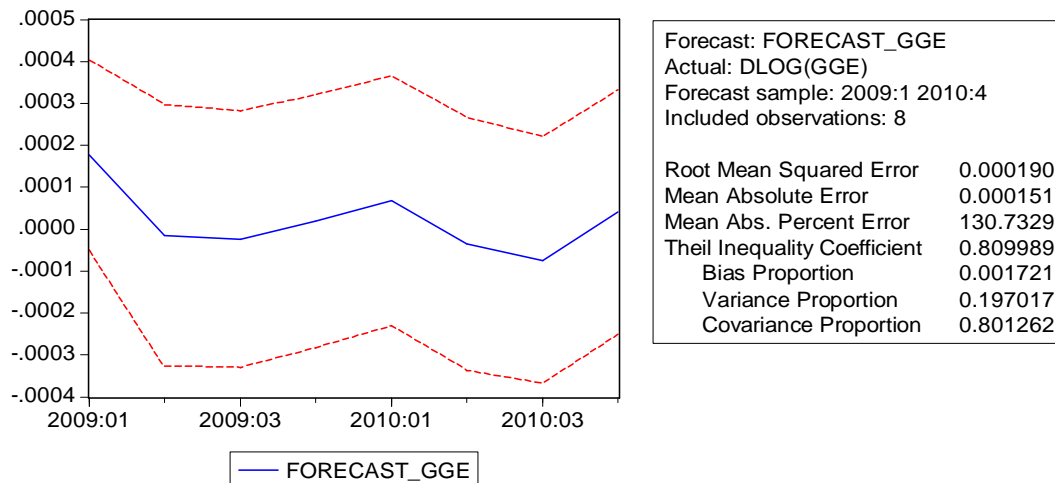
Dato l'elevato grado di finanziarizzazione dell'economia anglosassone, i risultati appena trovati potrebbero far pensare alla presenza di un eventuale break all'interno del periodo considerato, data la loro capacità di influenzare negativamente il potere previsivo dei modelli. Si procede pertanto effettuando il test di Chow e verificando la presenza di un break strutturale fra la fine del 2003 e l'inizio del 2004; si decide quindi di effettuare la previsione prendendo in considerazione il solo periodo compreso fra il primo trimestre del 2004 ed il secondo trimestre del 2009, al fine di verificare un eventuale miglioramento del potere predittivo del modello.



Come è possibile notare dai risultati ottenuti e riportati nella tabella sovrastante, il potere previsivo del modello aumenta sensibilmente nel caso in cui la previsione venga

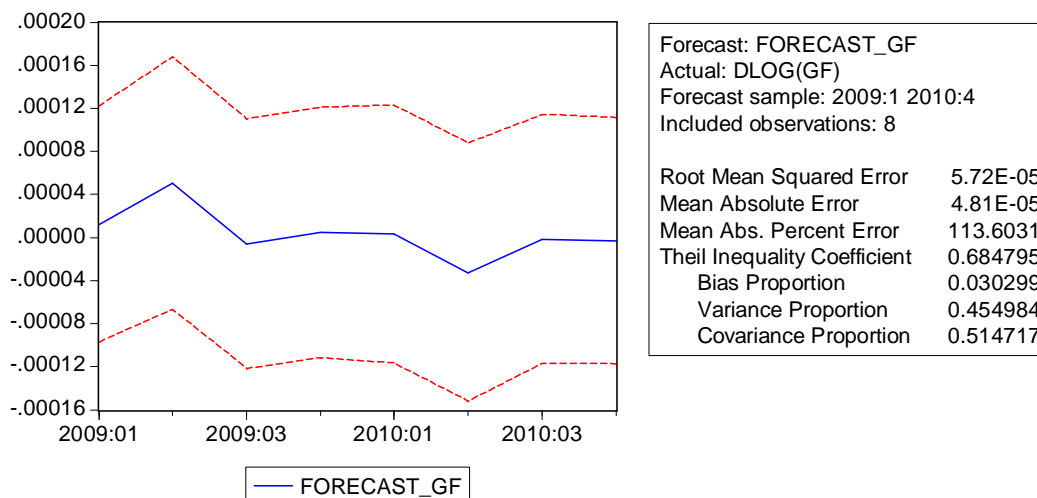
effettuata prendendo in considerazione i dati compresi fra il 2004 ed il 2009, e ciò permette di constatare quanto importante sia il sistema finanziario all'interno di tale economia.

## GERMANIA



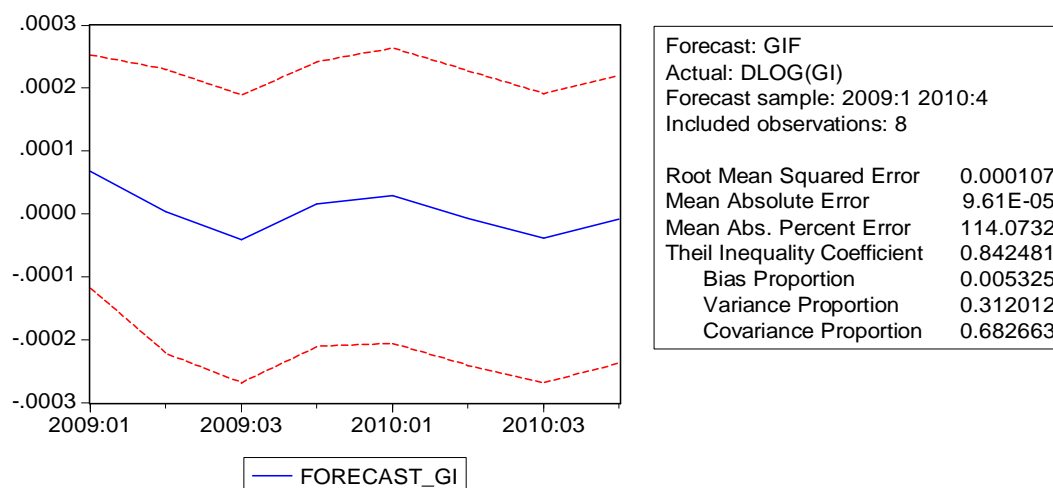
Nel caso della Germania, sebbene gli errori (RMSE e MAE) risultino essere prossimi allo zero, il coefficiente di Theil risulta essere più elevato rispetto ai valori registrati nelle previsioni dei precedenti paesi; ciò fa sì che la bontà della previsione diminuisca. Tale risultato può essere considerato consistente, in quanto capace di riflettere le caratteristiche del sistema tedesco, che, come affermato precedentemente, può essere considerato “*bank-oriented*” e non “*stock-market oriented*”, lasciando così all'andamento dei prezzi delle azioni un ruolo minore nel predire l'andamento dell'economia reale.

## FRANCIA



Per la Francia i risultati derivanti dalla previsione possono essere giustificati, come precedentemente detto, dallo squilibrio esistente fra il valore del prodotto interno lordo e il valore della capitalizzazione del settore finanziario, in quanto essendo il primo di gran lunga superiore, il confronto fra questi conduce a dei risultati poco soddisfacenti.

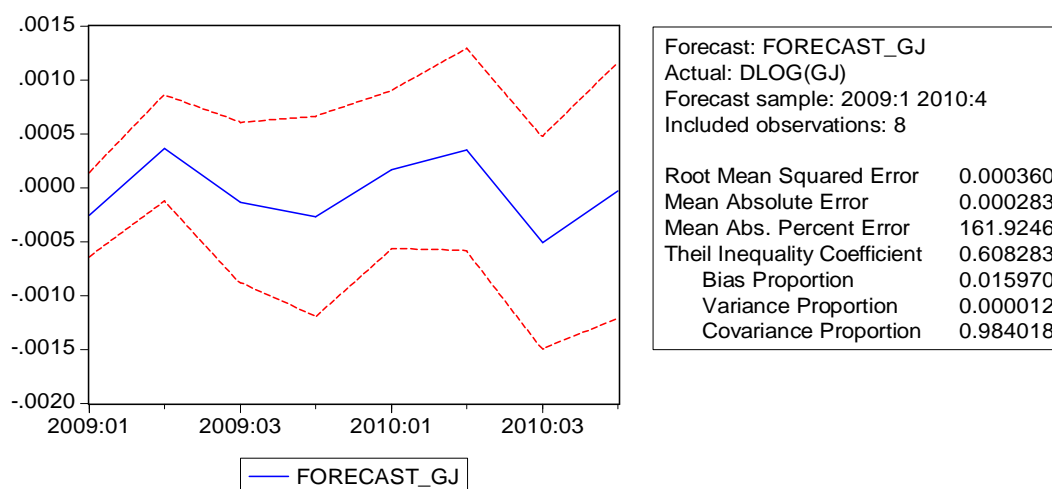
## ITALIA



Anche per l'Italia i risultati derivanti dalla previsione dell'andamento del tasso di crescita del Pil possono essere considerati soddisfacenti, sebbene in questo caso l'indice di Theil assuma un valore abbastanza elevato e la terza componente dello stesso, ossia

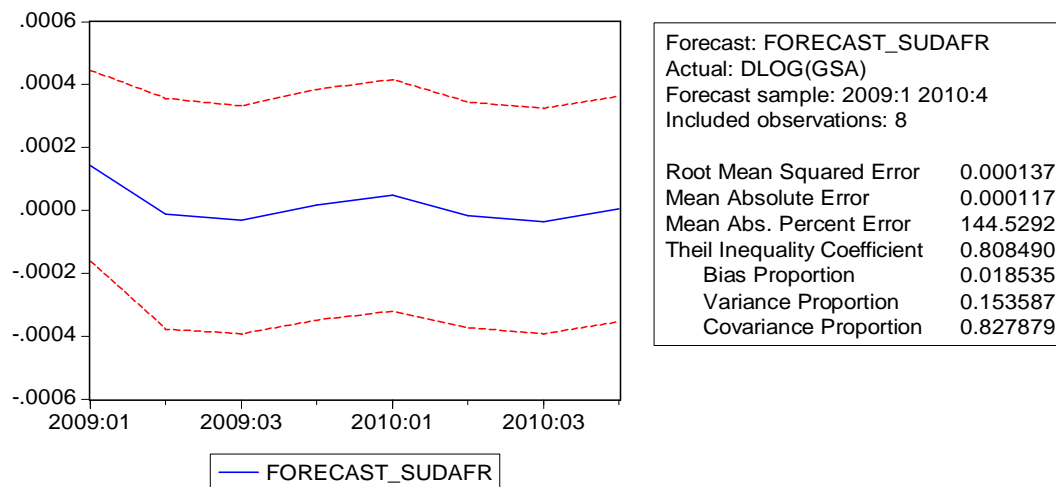
la Covariance Proportion, abbia un valore inferiore rispetto alle previsioni precedenti, indicando quindi una minore bontà del potere previsivo del modello. Tale risultato può essere ricondotto al minore grado di finanziarizzazione dell'economia italiana rispetto alle altre economie e all'importante ruolo svolto dalle banche quali principali finanziatrici, a discapito delle operazioni di finanziamento effettuate sul mercato dei capitali, le quali ricoprono invece un ruolo marginale; tali aspetti fanno sì che gli stock prices ricoprano a loro volta un ruolo marginale nel prevedere l'andamento del tasso di crescita dell'economia reale.

## GIAPPONE



Nel caso del Giappone la previsione risulta essere una delle migliori sin qui effettuate, dati i valori assunti dagli errori (RMSE e MAE) e dalla Covariance Proportion, e ciò potrebbe sembrare in contraddizione con quanto sinora affermato, relativamente alla presenza all'interno di questa economia di elevati costi di transazione che tendono a rallentare il trasferimento degli effetti dal settore finanziario a quello reale. In realtà, data la capacità del modello qui utilizzato nel prevedere anche i costi di transazione, tale risultato può essere considerato consistente; pertanto risulta possibile affermare che anche nel caso del Giappone i prezzi delle azioni ricoprono un ruolo importante nel definire l'andamento futuro dell'economia reale.

## SUDAFRICA



Nel caso del Sudafrica, l'elevato valore riportato dall'indice di Theil fa sì che la bontà della previsione diminuisca, sebbene poi sia la terza componente dell'indice stesso, ossia la Covariance Proportion, ad assumere il valore maggiore, mostrando un'elevata correlazione fra i valori osservati e quelli previsti. Tale risultato può essere considerato coerente con quanto sinora affermato per il Sudafrica, paese nel quale, ricoprendo il settore reale un maggiore ruolo all'interno dell'economia ed essendo il settore finanziario non particolarmente sviluppato, gli share price risultano possedere una minore importanza nel prevedere l'andamento del tasso di crescita dell'economia reale.

## CONCLUSIONI

Nel corso del presente elaborato ci si è posti l'obiettivo di verificare l'eventuale esistenza di relazioni di interdipendenza fra il settore finanziario ed il settore reale, così come vorrebbe la teoria economica sviluppatasi recentemente, sostenitrice della progressiva ingerenza del settore finanziario nel settore reale e riassunta all'inizio di questa esposizione.

Quali variabili rappresentative del settore reale e del settore finanziario, si è scelto di considerare rispettivamente il tasso di crescita del Pil ed il tasso di crescita del prezzo delle azioni, introducendo così un elemento di innovatività rispetto agli studi precedentemente effettuati ed esposti.

Una volta reperite le serie storiche delle variabili di cui appena detto, si è proceduto svolgendo una preliminare analisi delle relazioni esistenti fra le stesse, in ciascuno dei nove paesi presi in considerazione (Gruppo dei G7, Australia e Sudafrica); per far questo si è fatto ricorso alla matrice delle correlazioni, strumento capace di evidenziare l'esistenza di correlazioni positive o negative fra le variabili considerate, a seconda della capacità dimostrata dalle stesse di seguire o meno il medesimo andamento. Data però la possibilità, attraverso tale matrice, di riscontrare comunque un'elevata correlazione fra determinate variabili, sebbene fra queste non sussista in realtà alcun legame di causalità, si è proceduto effettuando il test di Granger, test che basandosi sulle osservazioni passate della variabile esplicativa e della variabile dipendente, riesce a stabilire l'eventuale capacità insita in una variabile nel prevedere l'andamento dell'altra. I risultati ottenuti mostrano come nel caso di Stati Uniti, Canada e Francia sia possibile avvalersi dei prezzi delle azioni quali variabili utili al fine di prevedere l'andamento dell'economia reale, e come, nel caso di Canada e Australia,

possa avvenire anche l'opposto. Quanto ottenuto rispecchia le caratteristiche dei sistemi delle economie considerate, sistemi nei quali il mercato finanziario può dirsi sviluppato e capace di influire sull'andamento dell'attività economica, per quanto riguarda i primi tre paesi considerati, e sistemi nei quali è invece il settore reale a ricoprire un ruolo importante nell'influenzare la crescita del paese, come nel caso dell'Australia.

Effettuata questa preliminare analisi, si è passati a costruire un modello econometrico capace di cogliere i contributi forniti sia dal settore finanziario che dal settore reale (variabili esplicative) nell'influenzare l'andamento del settore reale stesso (variabile dipendente); si è proceduto poi a stimare tale modello sia nel breve che nel lungo periodo, al fine di verificare un'eventuale diversità di comportamento delle variabili considerate. Come emerso dai risultati delle regressioni effettuate ed in accordo con i risultati derivanti dalla Granger Causality, ciò che si riscontra è la maggior significatività delle variabili finanziarie per quei paesi aventi un mercato finanziario maggiormente sviluppato, come ad esempio Stati Uniti e Canada. In particolare, nel caso degli Stati Uniti, tale maggiore importanza si riscontra nella stima effettuata, a seguito della rilevazione di un break strutturale fra il 2000 ed il 2009, coerentemente con il maggior grado di sviluppo, liberalizzazione e internazionalizzazione conosciuto dal settore finanziario nel periodo considerato. I risultati emersi dalla stima effettuata per la Gran Bretagna invece, non evidenziando la significatività delle variabili finanziarie in un paese la cui economia è fortemente finanziarizzata, potrebbero far pensare ad una incapacità da parte del modello nel riprodurre tali caratteristiche; in realtà tali risultati sono imputabili all'elevata velocità con la quale il mercato finanziario riesce a trasferire i cambiamenti nell'informazione all'economia reale e all'assenza di frizioni caratterizzante tale mercato, condizioni che rendono necessario l'utilizzo di dati ad elevata frequenza (ad esempio giornaliera) al fine di poter ottenere risultati significativi. Pertanto i risultati ottenuti in questa sede possono comunque essere considerati consistenti, in quanto pur non essendo significativi, contengono delle informazioni utili e necessarie per cogliere l'elevato livello di sviluppo conosciuto dal mercato anglosassone.

Per quanto riguarda invece la stima di lungo periodo, si è deciso di concentrarsi solo sul settore reale, tralasciando le variabili finanziarie, al fine di verificare la capacità di ciascuna economia di cogliere le innovazioni a questa trasferite

dal settore finanziario, apportare i dovuti cambiamenti ed influenzarlo a sua volta; i risultati ottenuti evidenziano come nei paesi in cui il sistema finanziario risulti essere maggiormente sviluppato (Stati Uniti, Gran Bretagna) il ciclo economico risulti molto più breve rispetto a quelli maggiormente basati sull'economia reale (quali ad esempio Francia, Italia), espressione di un'elevata velocità di trasmissione fra il settore finanziario e quello reale, velocità che conduce ad una maggiore crescita e ad una conseguente influenza del settore reale su quello finanziario. Stati Uniti e Gran Bretagna possono infatti essere considerati due paesi i cui sistemi, essendo sistemi “*stock-market oriented*”, contribuiscono al progressivo sviluppo del sistema finanziario, che, facilitando l'accesso al credito attraverso la diminuzione dei costi di finanziamento, aumentando il “*saving rates*” e assicurando l'efficiente allocazione dei risparmi, contribuisce al miglioramento del tasso di crescita del paese.

I paesi caratterizzati invece da sistemi “*bank-oriented*”, nei quali le banche svolgono il ruolo di principali finanziatori ed il finanziamento attraverso l'utilizzo del capitale di rischio ricopre solo un ruolo marginale, tendono invece a conoscere dei cicli economici piuttosto lunghi, a seguito della minore velocità con la quale le innovazioni e i cambiamenti nell'informazione colti dai prezzi delle azioni vengono trasmessi al settore reale. Esempi di tali sistemi possono essere la Francia, l'Italia, il Sudafrica, come dimostrato dai risultati ottenuti; anche la Germania può essere considerata un sistema “*bank-oriented*”, ma questa, ospitando nel suo territorio la borsa valori, la Banca Federale Tedesca e la Banca Centrale Europea, riesce ad esserne positivamente influenzata e ad avere conseguentemente un ciclo economico più breve rispetto agli altri paesi aventi il suo stesso sistema.

Da ultimo si è cercato di indagare la capacità previsiva del modello costruito, effettuando per ciascuno dei paesi considerati una previsione sull'andamento futuro dei tassi di crescita della produzione interna lorda; anche in questo caso i risultati migliori si sono ottenuti per quelle economie in cui il settore finanziario è maggiormente sviluppato, ossia Stati Uniti, Canada, Gran Bretagna e Giappone, mentre risultati meno soddisfacenti si sono avuti per Italia, Francia e Sudafrica.

Pertanto, dati i risultati ottenuti, è possibile constatare la buona capacità posseduta dal modello nel fornire risultati consistenti, sia nel breve che nel lungo periodo, e la bontà previsiva dello stesso; ciò fa sì che l'andamento del mercato



finanziario, e nello specifico degli share price, possano essere considerati quali buoni indicatori al fine di prevedere l'andamento dell'attività economica futura, e pertanto possano essere inclusi, data la loro facilità e velocità di reperimento, all'interno dei modelli econometrici creati al fine di indagare gli scenari futuri del settore reale.

Inoltre, così come emerso dai risultati ottenuti, una maggior attenzione al corretto sviluppo e alla corretta liberalizzazione del settore finanziario, potrebbe permettere una crescita economica maggiore a tutte quelle economie ancora non in possesso di un sistema con tali caratteristiche. La recente crisi finanziaria verificatasi in America ed estasi poi a tutti i paesi industrializzati ha infatti messo in luce come l'interazione fra la creazione, da parte degli istituti finanziari, di prodotti innovativi capaci di facilitare l'espansione del credito, e la presenza di lacune nella regolamentazione delle istituzioni finanziarie (L.Pelizzon, 2009)<sup>112</sup>, possa provocare innumerevoli danni ai sistemi economici di tutto il mondo, e ciò fa sì che al necessario sviluppo del sistema finanziario debba essere affiancata una puntuale ed adeguata regolamentazione, al fine di permettere alle economie dei diversi paesi di poter beneficiare degli aspetti positivi che tale sviluppo comporta.

---

<sup>112</sup> Fonte: L.Pelizzon, marzo 2009, Il mondo sull'orlo di una crisi di nervi, Origini, sviluppi, responsabilità della crisi che ha sconvolto l'economia globale, [www.lavoce.info](http://www.lavoce.info)

## APPENDICE

### I. Augumented Dickey and Fuller Test

Come affermato nel corso dell'elaborato, le serie storiche non stazionarie presentano un trend ben definito, una media che tende ad evolvere nel corso del tempo, la persistenza delle deviazioni rispetto alla media a seguito degli shock verificatisi ed una volatilità non costante nel tempo. Si dirà che la serie storica

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$$

è stazionaria nel momento in cui  $\alpha$  risulti essere inferiore ad 1 in valore assoluto; in questo caso le stime OLS del parametro  $\alpha$ , ossia  $a_{LS}$ , potranno dirsi consistenti e corrette e la statistica  $T$ , data dal rapporto fra la differenza fra la stima ottenuta ed il valore teorico e lo standard error della stima effettuata, si distribuisce come una  $t$  di Student con  $n-1$  gradi di libertà, ossia

$$T = (a_{LS} - \alpha) / \text{s.e. } a_{LS} \sim t_{n-1}$$

e la radice di tale statistica moltiplicata per la differenza fra la stima ottenuta ed il vero valore converge verso una normale all'aumentare delle osservazioni a disposizione

$$T^{(1/2)} * (a_{LS} - \alpha) \text{ converge ad una } N(0, \sigma_\alpha^2)$$

Nel caso in cui invece  $\alpha$  risulti essere uguale ad 1 allora il rapporto  $(a_{LS} - \alpha) / \text{s.e. } a_{LS}$  non sarà più distribuito come una  $t$  di Student e il prodotto  $T^{(1/2)} * (a_{LS} - \alpha)$ , per  $T$  che tende ad infinito, non convergerà più ad una normale  $N(0, \sigma_\alpha^2)$ ; pertanto tutte le statistiche utilizzate non saranno più valide in quanto viene a mancare la normalità dello stimatore. Per dimostrarlo viene preso a riferimento il limite di probabilità della media dei quadrati di  $(y_t - 1)$ , che preso al quadrato è uguale a  $\sigma_\varepsilon^2 / (1 - \alpha)^2$ , in quanto prendendo la serie storica di  $(y_{t-1})^2$  e sommando insieme tutti gli  $\alpha^\infty$ , ossia

$$\sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i$$

$i=1$

si avrà che tale quantità, nel momento in cui  $\alpha$  in valore assoluto è inferiore a 1, sarà uguale ad  $1/(1-\alpha)$ , ossia

$$\sum_{i=1}^{\infty} \alpha^i \quad \text{se } |\alpha| < 1 \quad \text{allora si avrà } 1/(1-\alpha)$$

Nel momento in cui tale quantità venga presa già al quadrato, ossia considerando un valore positivo, si avrà

$$\sum_{i=1}^{\infty} (\alpha^2)^i = 1/(1-\alpha^2)$$

e pertanto fino a che  $\alpha$  sarà inferiore ad 1 in valore assoluto tale quantità sarà positiva e ciò ha senso in quanto si stanno sommando fra loro solo valori positivi, e conseguentemente avrò che  $\sigma_\varepsilon^2/(1-\alpha)^2$ , con  $\alpha < 1$ , sarà una quantità positiva.

Nel caso in cui invece  $\alpha$  dovesse essere maggiore di 1, si avrebbe una quantità positiva rapportata ad una quantità con segno negativo (essendo ora  $\alpha > 1$ ) e tale rapporto non avrebbe più senso in quanto significherebbe che sommando fra loro dei quadrati si giunge ad un risultato negativo (se invece  $\alpha$  fosse uguale ad 1, il rapporto non esisterebbe più). L'analisi di questo rapporto permette di comprendere il motivo per cui non sia possibile lavorare con serie non stazionarie, ossia serie che non si muovono intorno ad una costante.

Al fine di verificare la presenza o meno di una radice unitaria all'interno di una serie sarà necessario costruire un test di ipotesi che testi l'ipotesi di non stazionarietà contro quella di stazionarietà; al momento nessuno è riuscito nell'intento di scrivere tale test in forma chiusa e per tale motivo si utilizza il test elaborato da Dickey e Fuller (1979,1981). Questi studiosi, al fine di testare l'ipotesi nulla  $\alpha = 1$  nel modello  $y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$ , hanno costruito una cospicua quantità di modelli auto regressivi di primo ordine che differiscono fra loro per diversi valori di  $\alpha$ , andando poi a simulare il valore che la statistica test assumerebbe sotto l'ipotesi che  $\alpha$  fosse uguale a 1. La procedura implementata dai due studiosi per giungere alla formulazione del test per la presenza di radici unitarie (Dickey e Fuller Test) è caratterizzata da diversi step:

- inizialmente vengono generate delle pseudo realizzazioni per quel che riguarda l'errore  $\varepsilon$ ; queste corrispondono a dei numeri casuali normalmente distribuiti ed

incorrelati e possono essere generati attraverso i generatori di numeri casuali. Fatto ciò vengono generate 10.000 diverse simulazioni di traiettorie con  $t$  realizzazioni di variabili casuali  $\varepsilon$ .

- in seguito si specifica il vero valore del parametro del modello ( $\alpha$ ) e le condizioni iniziali per la sequenza stocastica  $\{y_t\}$  ( $y_0$ ). Dickey e Fuller scelsero  $\alpha=1$  e  $y_0=0$ ;
- si passa poi a costruire l'intera sequenza simulata, ossia  $\{y_t^s\}=\{y_0, y_1^s, y_2^s, \dots, y_t^s\}$  usando il modello  $y_t^s=y_{t-1}^s+\varepsilon_t$
- si usa ora la sequenza  $\{y_t^s\}$  per stimare  $\alpha$  dal modello  $y_t = \alpha y_{t-1}$ , ottenendo così per risultato la stima  $a^s$
- si ripetono infine iterativamente i punti appena esposti in modo da ottenere 10.000 possibili valori della statistica test per  $a^s$  e successivamente si passa a calcolare il valore critico della distribuzione sotto l'ipotesi nulla che  $\alpha$  sia uguale a 1, ossia, a partire dalle stime di  $\alpha$  si costruisce la statistica  $T$

$$(\alpha^2-1)/s.e.(a_s)$$

sotto l'ipotesi nulla  $\alpha=1$ . Riunendo tutte le statistiche  $T$  così costruite in un istogramma si ottiene la distribuzione limite di Dickey e Fuller, necessaria per studiare l'ipotesi nulla che  $\alpha$  sia uguale ad 1 in un processo auto regressivo di primo ordine (è da notare che nel momento in cui cambi la dimensione campionaria, il numero di simulazioni o vi sia l'inserimento di un'intercetta, un trend o di una stagionalità nel modello, cambierà anche il test e pertanto sarà necessario retrocedere alla simulazione a partire da un nuovo modello, ottenendo conseguentemente una distribuzione con valori differenti).

Si suppone di voler testare l'ipotesi  $H_0: \alpha=1$  all'interno del modello

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{con } \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad t=1,2,..T$$

e si procede sottraendo la quantità  $y_{t-1}$  da entrambi i membri, ottenendo

$$y_t - y_{t-1} = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t - y_{t-1} \quad \text{dove } y_t - y_{t-1} \text{ rappresenta la differenza prima di } y_t$$

$$\Delta t = (\alpha - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{sostituendo } \gamma \text{ ad } (\alpha - 1) \text{ si avrà}$$

$$\Delta t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

e pertanto testare l'ipotesi  $H_0: \alpha = 1$  sarà equivalente a testare  $H_0: \gamma = 0$ . Oltre a questo modello, Dickey e Fuller ne hanno costruiti altri due, contenenti rispettivamente l'intercetta ( $\alpha_0$ ) e sia l'intercetta che il trend ( $\alpha_0, \alpha_2 t$ ):

$$\Delta t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Il parametro di interesse in queste tre equazioni è  $\gamma$  e nel caso in cui questo fosse uguale a 0 allora si dirà che il processo stocastico  $y_t$  contiene una radice unitaria o equivalentemente è integrato di ordine 1, e si scriverà  $\{y_t\} \sim I(1)$ . Per testare l'ipotesi  $\gamma = 0$  è necessario procedere con la stima OLS di  $\gamma$ , così come dei termini di errore, per poi confrontare la statistica T di  $\gamma$  con i valori critici tabulati da Dickey e Fuller, al fine di verificare la possibilità o meno di accettare la presenza di una radice unitaria. La metodologia usata da Dickey e Fuller è la stessa per tutte e tre le regressioni, ma nonostante questo essi hanno elaborato dei valori critici per l'ipotesi  $\gamma = 0$  e le relative statistiche test, che dipendono dalla forma del test di regressione così come dalla numerosità del campione e sono

$\tau$  per il modello  $\Delta t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$

$\tau_\mu$  per il modello  $\Delta t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$

$\tau_\tau$  per il modello  $\Delta t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$

### Empirical Cumulative Distribution of $\tau$

Sample size	Probability of a smaller value							
	0.010	0.025	0.050	0.100	0.900	0.950	0.975	0.990
No Constant or Time Trend ( $\alpha_0 = 0, \alpha_2 = 0$ )								
					$\tau$			
25	-2.66	-2.26	-1.95	-1.60	0.92	1.33	1.70	2.16
50	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61	0.91	1.31	1.66	2.08
100	-2.60	-2.24	-1.95	-1.61	0.90	1.29	1.64	2.03
250	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.29	1.63	2.01
500	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
...	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62	0.89	1.28	1.62	2.00
Constant ( $\alpha_2 = 0$ )								
					$\tau_\mu$			
25	-3.75	-3.33	-3.00	-2.62	-0.37	0.00	0.34	0.72
50	-3.58	-3.22	-2.93	-2.60	-0.40	-0.03	0.29	0.66
100	-3.51	-3.17	-2.89	-2.58	-0.42	-0.05	0.26	0.63
250	-3.46	-3.14	-2.88	-2.57	-0.42	-0.06	0.24	0.62
500	-3.44	-3.13	-2.87	-2.57	-0.43	-0.07	0.24	0.61

...	-3.43	-3.12	-2.86	-2.57	-0.44	-0.07	0.23	0.60
	Constant + Time Trend					$\tau_t$		
25	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24	-1.14	-0.80	-0.50	-0.15
50	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18	-1.19	-0.87	-0.58	-0.24
100	-4.04	-3.73	-3.45	-3.15	-1.22	-0.90	-0.62	-0.28
250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13	-1.23	-0.92	-0.64	-0.31
500	-3.98	-3.68	-3.42	-3.13	-1.24	-0.93	-0.65	-0.32
...	-3.96	-3.66	-3.41	-3.12	-1.25	-0.94	-0.66	-0.33

Nella realtà però una serie storica è caratterizzata da una combinazione lineare di trend e ciclicità dei dati che si sono realizzati in passato e pertanto si rende necessario filtrare il messaggio distortivo causato dalla componente dinamica, andando a sostituire ai tre modelli precedentemente proposti i loro processi auto regressivi, ossia:

$$\Delta t = \gamma y_{t-1} + \sum_i \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_i \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_i \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Il test basato su queste tre equazioni è conosciuto con il nome di test ADF (Augmented Dickey –Fuller test). Per questo Dickey e Fuller hanno elaborato tre addizionali test-F al fine di testare l'ipotesi  $\gamma = 0$ , ossia

$$\gamma = \alpha_0 = 0 \quad \text{con } \varphi_1 \text{ test statistico}$$

$$\gamma = \alpha_0 = \alpha_2 = 0 \quad \text{con } \varphi_2 \text{ test statistico}$$

$$\alpha_2 = 0 \quad \text{con } \varphi_3 \text{ test statistico}$$

ed il test statistico è dato da

$$\varphi_i = \{ [ \text{RSS}(\text{Restricted}) - \text{RSS}(\text{Unrestricted}) ] / r \} / [ \text{RSS}(\text{Unrestricted}) / (T-k) ] \quad \text{con } i = 1, 2, 3$$

dove RSS è la somma dei residui al quadrato per il modello ristretto e non

$r$  è il numero di restrizioni

$T$  è il numero di osservazioni

$K$  è il numero di parametri nel modello non ristretto

Nel caso in cui il valore del test  $\varphi_i$  sia maggiore del valore critico di  $\varphi_i$  allora si rifiuterà l'ipotesi nulla, ossia che  $\gamma$  sia uguale a 0<sup>113</sup>.

---

<sup>113</sup> Fonte: Cappuccio N. e Orsi R., *Econometria*, 2005, Il Mulino, cap. 4 e 6; Lucchetti R., "Appunti di analisi delle serie storiche", Università Politecnica delle Marche, 2006, working paper; Trova M., *International Finance Economy and Econometrics – AY 2010/2011*, Lecture No. 6

## BIBLIOGRAFIA

Andersson M., D'Agostino A. (2008) "Are sectoral stock price useful for predicting euro area Gdp?", European Central Bank, No. 876, *working paper series*

Arcelli M. (2007) "L'economia monetaria e la politica monetaria dell'Unione Europea", CEDAM, Università Luiss – Guido Carli, Roma

Beaudry P., Portier F. (June 2004) "STOCK PRICES, NEWS AND ECONOMIC FLUCTUATIONS", National Bureau of Economic Research, No. 10548, *working paper*

Calabrò A., Colombini F. (2009) "Crisi globale e finanza innovativa – Irrazionale creazione, trasferimento e moltiplicazione del rischio di credito", Utet Giuridica

Cappuccio N. e Orsi R., (2005) "Econometria", Il Mulino

Cavalieri D. (1999) "Il circuito della moneta e il finanziamento dell'economia. Un'analisi teorica", Università di Firenze, *working paper*

Cavalieri D. (1999) La teoria monetaria della produzione di Keynes e i teorici del circuito: a proposito di un libro di Augusto Graziani, Dipartimento delle scienze economiche, Università di Firenze, *working paper*

Degasperi G. (1999) "La dinamica delle crisi finanziarie: i modelli di Minsky e Kindleberger", Alea – Centro di ricerca sui rischi finanziari, Dipartimento di informatica e studi aziendali, Università di Trento, Tech Report Nr. 5, *working paper*

De Nicolò G., Lucchetta M. (2010) "Systemic Risk and the Macroeconomy", IMF *working paper*



Diebold F.X., Yilmaz K. (2008) “MACROENOMIC VOLATILITY AND STOCK MARKET VOLATILITY, WORLDWIDE”, National Bureau of Economic Research, No.14269, *working paper*

Dongili P. (2005) “Interdipendenza fra sistema reale e finanziario: una rilettura alla luce dell’insegnamento del prof. Menegazzi”, Dipartimento di scienze economiche, Università degli studi di Verona, Nr.29, *working paper series*

Estrella A., Mishkin F.S. (1998) “Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators”, The Review of Economics and Statistics, Vol.80, No.1, pp. 45-61, *working paper*

Foreman-Peck J. (1995) “Storia dell’economia internazionale dal 1850 a oggi”, Il Mulino, 1999 – Edizione originale: A History of the World Economy. International Economic Relations Since 1850.

Gauthier A. (1995) “L’economia mondiale dal 1945 ad oggi”, Il Mulino, 1998 - Edizione originale: L’économie mondiale depuis la fin du XIX siècle, Paris, Bréal, pp. 11-14, 145-571.

Gertler M. (1998) “Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview”, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 20, No. 2, Part. 2: Recent Developments in Macroeconomics, pp. 559-588, *working paper*

Limosani M. (2004) “I modelli macroeconomici finanziari di Tobin: una ricostruzione storica”, Università di Messina, *working paper*

Marcellino M. (2006) Econometria applicata – Un’introduzione, Egea, Milano

Pelizzon L. (2009) Il mondo sull’orlo di una crisi di nervi, Origini, sviluppi, responsabilità della crisi che ha sconvolto l’economia globale, *working paper*

Reinhart C.M., Rogoff K.S. (2008) "IS THE 2007 U.S. SUB-PRIME FINANCIAL CRISES SO DIFFERENT? AN INTERNATIONAL HISTORICAL COMPARISON", National Bureau of Economic Research, No.13761, *working paper*

Sau L. (2004) La deflazione da debiti di Irving Fisher nell'era della globalizzazione, Dipartimento di economia "S. Cagnetti de Martiis", Centro di studi sulla storia e i metodi dell'economia politica "Claudio Napoleoni", Università di Torino, No. 5, *working paper series*

Strong J.S., Meyer J.R. (1996) "Investimenti", Enciclopedia delle scienze sociali, *working paper*

Tsuru K. (2000) "Finance and Growth: Some Theoretical Considerations and a Review of the Empirical Literature", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 228, OECD Publishing

## **SITOGRAFIA**

[www.adnkronos.com](http://www.adnkronos.com)  
[www.archivistorico.corriere.it](http://www.archivistorico.corriere.it)  
[www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it)  
[www.banchedati.ilsole24ore.com](http://www.banchedati.ilsole24ore.com)  
[www.bis.org](http://www.bis.org)  
[www.blog.panorama.it](http://www.blog.panorama.it)  
[www.bnl.it](http://www.bnl.it)  
[www.canadainternational.gc.ca](http://www.canadainternational.gc.ca)  
[www.cedefop.europa.eu](http://www.cedefop.europa.eu)  
[www.centrostudifinanza.it](http://www.centrostudifinanza.it)  
[www.ciim.it](http://www.ciim.it)  
[www.confindustria.marche.it](http://www.confindustria.marche.it)  
[www.dt.tesoro.it](http://www.dt.tesoro.it)  
[www.edscuola.it](http://www.edscuola.it)  
[www.e-investimenti.com](http://www.e-investimenti.com)  
[www.esteri.it](http://www.esteri.it)  
[www.euronews.com](http://www.euronews.com)  
[www.finanzalive.it](http://www.finanzalive.it)  
[www.finanziamenti-tutti.com](http://www.finanziamenti-tutti.com)  
[www.francoforte.it](http://www.francoforte.it)  
[www.germania.ws](http://www.germania.ws)  
[www.hyperion.sp.unipg.it](http://www.hyperion.sp.unipg.it)  
[www.ice.gov.it](http://www.ice.gov.it)  
[www.ilgiornale.it](http://www.ilgiornale.it)  
[www.ilsole24ore.com](http://www.ilsole24ore.com)  
[www.investitoreaccorto.investireoggi.it](http://www.investitoreaccorto.investireoggi.it)  
[www.italianotizie.it](http://www.italianotizie.it)  
[www.larivistadelmanifesto.it](http://www.larivistadelmanifesto.it)  
[www.lavoce.info](http://www.lavoce.info)  
[www.leftcom.org](http://www.leftcom.org)

[www.mglobale.it](http://www.mglobale.it)

[www.nigrizia.it](http://www.nigrizia.it) (dati reperiti da [www.statssa.gov.za](http://www.statssa.gov.za))

[www.performancetrading.it](http://www.performancetrading.it)

[www.prometeiaadvisor.it](http://www.prometeiaadvisor.it)

[www.promos-milano.it](http://www.promos-milano.it)

[www.prosol-bo.org](http://www.prosol-bo.org)

[www.ricerca.repubblica.it](http://www.ricerca.repubblica.it)

[www.scienzaepace.unipi.it](http://www.scienzaepace.unipi.it)

[www.socialwatch.org](http://www.socialwatch.org)

[www.wallstreetitalia.com](http://www.wallstreetitalia.com)