



UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA
DIPARTIMENTO DI SCIENZE ECONOMICHE ED AZIENDALI
"M.FANNO"

CORSO DI LAUREA IN ECONOMIA

PROVA FINALE

"Analisi della Serie Storia dello Spread BTP/BUND"

RELATORE:

CH.MO PROF. NUNZIO CAPPuccio

LAUREANDO: FEDERICO COSTA

MATRICOLA N. 1114624

ANNO ACCADEMICO 2017 – 2018

Sommario

Capitolo 1: Introduzione.....	4
Lo spread.....	4
Il processo analitico	5
Strumenti utilizzati.....	5
Studiare processi stazionari.....	6
Test ADF (Augumented Dickey-Fuller).....	6
Test Zivot – Andrews	7
Modello ARMA.....	7
Modello ARMA + GARCH.....	8
Analisi a finestra mobile	9
Conclusioni	9
Capitolo 2: Analisi della variabile SPREAD.....	10
Grafico della serie nel periodo 2002 - 2017.....	10
Correlogramma	11
Test di radice unitaria (Augumented Dickey – Fuller)	12
Test di radice unitaria Zivot – Andrews	12
Modello ARMA periodo 2002 – 2007.....	13
Modello ARMA + ARCH periodo 2002 – 2007	13
Conclusioni	14
Capitolo 3: Analisi della variabile d_SPREAD.....	15
Grafico della serie	15
Correlogramma	16
Test di radice unitaria (Augumented Dickey – Fuller)	17
Test di radice unitaria Zivot – Andrews	17
Modello ARMA.....	18
Modello ARMA + GARCH.....	19
Modello GARCH.....	22
Conclusioni	24
Bibliografia.....	25

Abstract

L'elaborato ha lo scopo di analizzare l'andamento dello spread BTP – BUND 10 anni nel periodo compreso tra il 2002 ed il 2017.

In un primo istante verranno descritti i concetti fondamentali che spiegano cos'è e a cosa serve lo SPREAD assieme ad alcuni argomenti correlati.

Successivamente si presenta la descrizione dei test econometrici ed i modelli che sono stati adottati.

Il testo continua presentando lo studio effettuato sulla variabile SPREAD e la sua differenza prima (d_SPREAD) concludendo con un'analisi sul loro comportamento e le cause associate a determinati fenomeni rilevati nel complesso.

Capitolo 1: Introduzione

Lo spread

Vogliamo, nella presente tesi, prendere in analisi un indice di cui si è molto discusso negli ultimi anni. Questo indice è lo spread BUND BTP a 10 anni. Esso misura il “differenziale” tra i tassi di interesse dei titoli di stato tedeschi (BUND) usati come riferimento in quanto il loro rendimento è storicamente più basso, e quelli italiani (BTP).

L’indicatore varia in base all’andamento dei tassi di interesse di ciascun titolo. Il tasso di interesse è “la moneta di cambio” necessaria per sostenere un più alto rischio di insolvibilità di un titolo. In base a rating stabiliti per ciascuno stato che ne indicano la capacità di solvenza dei debiti, la forza nell’attuare riforme e politiche economiche fiscali e la longevità di un governo, gli investitori valutano quanto rischio possono assumersi nell’investire. Questi indici regolano pertanto la domanda di acquisto di un titolo di stato. Una domanda debole oppure una offerta troppo elevata di BTP sul mercato nel breve periodo comportano un deprezzamento del titolo e pertanto un aumento della forbice dei tassi di interesse (spread).

Nel caso della Germania per il BUND 10 anni, il rating confezionato da Standard & Poors’s è molto alto (AAA)¹ in quanto sostiene che lo stato abbia la capacità di onorare gli impegni assunti, situazione opposta vale per l’Italia che gode di un rating basso con outlook negativo (BBB).²

L’indice SPREAD consente quindi di definire un livello di comparazione che permette di misurare quanto distante si colloca un titolo di stato italiano rispetto uno tedesco, storicamente più solido e dai rendimenti relativamente più bassi.

Questo di conseguenza può tradursi in molte riflessioni: ad esempio un più alto spread può indicare una maggiore inefficienza statale, difficoltà a far quadrare i conti o possibile instabilità.

¹ STANDARD&POOR’S [online]. (27/07/1992). New York: Standard & Poor’s. Disponibile su <https://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/ratings/pcr/-/pcr-details/coreOrgId/107118/coreRatingId/897054712> [Data di accesso: 09/09/2018]

² STANDARD&POOR’S [online]. (27/10/2017). New York: Standard & Poor’s. Disponibile su <https://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/ratings/pcr/-/pcr-details/coreOrgId/107135/coreRatingId/897015215> [Data di accesso: 09/09/2018]

Il processo analitico

Il processo analitico che seguirà nei capitoli successivi ha il compito di studiare il comportamento della serie storica prendendo in esame il campione mensile calcolato utilizzando i campioni degli indici BTP³ e BUND⁴ forniti dalla Federal Reserve nel periodo tra gennaio 2002 e dicembre 2017.

L'analisi ha lo scopo di individuare eventuali alterazioni strutturali nel comportamento della serie cercando di andare ad indicare delle risposte a possibili eventi "shock" qualora presenti.

Il processo di analisi è contraddistinto da una serie di test, necessari a guidare l'analisi e il calcolo di 2 modelli: il modello ARMA e ARMA + GARCH per cercare di descrivere l'andamento della serie.

Strumenti utilizzati

Per l'analisi della serie storica si sono adoperati software statistici volti a calcolare automaticamente i test ed i modelli successivamente descritti.

I programmi utilizzati sono:

- Gretl, descritto sul sito web gretl.sourceforge.net come "*Un pacchetto software cross-platform per analisi econometriche, scritto in linguaggio di programmazione C*"⁵ reperibile gratuitamente online sul sito: <<http://gretl.sourceforge.net/>>;
- STATA 13, un pacchetto di software a riga di comando per analisi econometriche, sito web dell'applicativo: <<https://www.stata.com/>>.

³ FEDERAL RESERVE [online]. *Long-Term Government Bond Yields: 10-year: Main (Including Benchmark) for Italy*. Disponibile su: <<https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01ITM156N>> [Data di accesso: 25/08/2018]

⁴ FEDERAL RESERVE [online]. *Long-Term Government Bond Yields: 10-year: Main (Including Benchmark) for Germany*. Disponibile su: <<https://fred.stlouisfed.org/series/IRLTLT01DEM156N>> [Data di accesso: 25/08/2018]

⁵ COTTREL, A., LUCCHETTI, R. "J"., 2018. *Gretl*. [online] Disponibile su: <<http://gretl.sourceforge.net/>> [Data di accesso: 03/10/2018]

Studiare processi stazionari

Al fine di poter calcolare dei modelli ARMA ed ARMA + GARCH, è necessario che la variabile dipendente presa in esame presenti un comportamento stazionario. Un processo stazionario è un processo stocastico la cui distribuzione di probabilità congiunta non cambia se viene traslata nel tempo, pertanto, parametri quali la media e la varianza, se sono presenti, pure non cambiano nel tempo.

Quindi, per poter identificare se la variabile studiata presenta un comportamento stazionario è opportuno effettuare degli adeguati test. È possibile utilizzare un correlogramma, per osservare l'autocorrelazione della serie storica in funzione del ritardo con cui la serie viene formulata. Tale soluzione però non permette sempre di indicare un valore "chiaro" in quanto il risultato da osservare è grafico, si può pertanto effettuare un test di radice unitaria.

Test ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Il test di radice unitaria Dickey-Fuller (ADF), ha lo scopo di individuare nella serie storica la presenza di radici unitarie. L'ipotesi nulla del test è la presenza di radice unitaria nel processo. Ipotizzando un modello del tipo:

$$y_t = \phi y_{(t-1)} + u_t$$

Equazione 1

Avremo una radice unitaria qualora $\phi = 1$. Questo implica che la serie storica sarà non stazionaria. Una serie (debolmente) stazionaria è caratterizzata da media costante, varianza costante e autocorrelazioni costanti per ogni ritardo dato.

Nel caso di una serie non stazionaria l'effetto di qualsiasi shock subito da una variabile avrà persistenza infinita e non diminuirà col passare del tempo. Inoltre, una serie non stazionaria può portare ad avere regressioni spurie, ossia regressioni che danno risultati positivi tramite misure standard (t-test per le variabili e un elevato R2 ma che nella realtà non sono significative). Un'ulteriore conseguenza negativa è che le assunzioni standard per le analisi asintotiche non sono più valide, le distribuzioni delle statistiche di test non avranno la forma consueta.

Ciò comporta l'impossibilità di svolgere qualsiasi test di ipotesi sui parametri.

Pertanto, qualora l'ipotesi venga accettata, la serie non presenterà alcun comportamento stazionario e non potrà essere studiata, se non effettuando delle opportune trasformazioni.

Test Zivot – Andrews

Un ulteriore test di radice unitaria, è il test Zivot – Andrews realizzato nel 1992 il cui scopo è di verificare la presenza di radice unitaria considerando eventuali break strutturali della serie. Questa tipologia di test è molto utile in quanto fornisce un'informazione aggiuntiva ai canonici test di radice unitaria. Un'altra funzione del test è quella di identificare il punto più significativo in cui avviene un eventuale break strutturale. Il test è stato proposto come variazione al test di Perron in quanto si assume che l'istante in cui avviene il break-point sia sconosciuto. Zivot e Andrews propongono quindi 3 modelli per il calcolo della radice unitaria:⁶

1. Un primo modello che consente una variazione unica nel livello di una serie.
2. Un secondo modello che consente una variazione unica della pendenza nella funzione del trend.
3. Un terzo modello che combina un'unica variazione nel livello della serie e della pendenza nella funzione del trend.

Tale test verrà inoltre utilizzato per facilitare lo studio e la comprensione delle variabili SPREAD e d_SPREAD durante l'analisi a "finestra mobile" in quanto offre la possibilità di individuare break-down strutturali permettendo di discriminare meglio possibili fenomeni che influenzando l'andamento della serie nel tempo.

Modello ARMA

Una volta identificata la variabile da analizzare e la presenza di autocorrelazione si può procedere con lo studio dell'andamento medio della serie. Per poter ricavare le informazioni necessarie allo studio, si utilizzerà un modello auto regressivo a media mobile. La sua formulazione è:

$$\varphi(L)y = \mu + \theta(L)u_t$$

Equazione 2

Con y la variabile dipendente presa in esame

La variabile indipendente L rappresenta l'operatore ritardo la cui funzione è di trasformare una sequenza x_t in un'altra x_{t-1} con gli stessi valori ma sfalsati di un periodo.

⁶ Per approfondimento: WAHEED, M., ALAM, T., GHAURI, S. P., 2006. *Structural breaks and unit root: evidence from Pakistani macroeconomic time series*. [online]. Pakistan: State Bank of Pakistan. Pagina n. 5. Disponibile su: <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/1797/1/MPRA_paper_1797.pdf> [Data di accesso: 10/09/2018].

In formula:

$$Lx_t = X_{(t-1)}$$

Equazione 3

Su questo modello si applicherà un'equazione ARMA(1,1). La classe dei processi ARMA comprende sia processi AR (Autoregressivi) e MA (Moving Average).

I **processi AR** forniscono una rappresentazione di una serie persistente nel tempo in quanto il livello assunto al tempo t nella serie, è una funzione lineare dei propri valori passati più un white noise.

I **processi MA** sono ottenuti come combinazione di diversi elementi di uno stesso white noise che presenta delle caratteristiche di persistenza tanto più pronunciate quanto più alto è il suo ordine.

Le condizioni necessarie per l'applicazione dell'equazione sono:

- stazionarietà debole della serie sotto analisi;
- presenza di un processo white noise dei residui.

Un white noise è il processo stocastico più semplice che si può osservare: infatti, è un processo che possiede momenti almeno fino al secondo ordine, tali momenti sono costanti nel tempo e non danno alcuna memoria di sé nell'andamento del processo. Essendo costanti i momenti, il processo è un processo stazionario.

La stazionarietà debole della serie è dimostrata dal test ADF precedentemente eseguito mentre la caratterizzazione a rumore bianco (white noise) nei residui si potrà verificare una volta costruito il modello tramite un test di Ljung-Box.

Pertanto, un modello ARMA consente di spiegare l'andamento medio di una serie nel tempo e quindi di prevederne i valori futuri che essa può assumere.

Modello ARMA + GARCH

I modelli ARCH sono modelli autoregressivi e ad eteroschedasticità condizionata, introdotti da Engle (1982) e integrati in GARCH, (GARCH sta per Generalized ARCH), da Bollerslev (1986). Questi ultimi hanno goduto di un'ampia diffusione nell'ambiente econometrico.

L'equazione del modello GARCH assume che la varianza non sia costante nel tempo che evolve generando quello che viene identificato come *volatility clustering*.

Questo tipo di fenomeno esprime la tendenza secondo cui a grandi variazioni della volatilità seguono variazioni altrettanto grandi, allo stesso modo, a piccole variazioni della volatilità ne succedono di similmente piccole. La formulazione standard prevede che la varianza dipenda da un valore medio di lungo periodo, da q ritardi nell'errore passato al quadrato e p ritardi nella varianza passata:

$$h = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

Equazione 4

Attraverso un modello ARMA(1,1) + GARCH(1,1) si può pertanto studiare la volatilità e l'andamento medio della serie nel tempo, individuando la presenza di cluster di volatilità.

Analisi a finestra mobile

L'insieme dei test e dei modelli sopra esplicitati verranno effettuati su tutta la serie e su campioni di essa seguendo la tecnica dell'analisi a finestra mobile (rolling window).

L'analisi a finestra mobile viene spesso utilizzata per vedere la stabilità di un modello nel tempo. Quando si analizzano serie storiche finanziarie con modelli statistici, un'assunzione chiave è che i parametri del modello siano costanti nel tempo.

Tuttavia, l'ambiente economico cambia spesso e quindi non è sempre indicato assumere che i parametri di un modello siano costanti. Una tecnica utilizzata per individuare la costanza dei parametri nel modello è di calcolare i parametri attraverso una finestra mobile di dimensione fissa sul dataset. Se i parametri sono effettivamente costanti, allora la stima fatta con la finestra mobile non dovrebbe cogliere questa instabilità.

L'analisi in questione viene usata per testare modelli statistici su serie storiche riguardo la stabilità e l'accuratezza predittiva.

I periodi selezionati per l'analisi prenderanno finestre temporali di 5 anni.

Conclusioni

Verrà effettuato lo studio della serie utilizzando la variabile SPREAD e la sua differenza prima d_SPREAD . Questa scelta viene spiegata dalla necessità di studiare un campione di anni composto da molte variazioni che potrebbero aver comportato un andamento non stazionario nella serie.

Capitolo 2: Analisi della variabile SPREAD

Prendiamo in esame per la variabile SPREAD il periodo 2002 – 2017. Tale scelta viene giustificata con lo scopo di voler osservare l'andamento dello spread dall'introduzione dell'euro fino ai tempi odierni.

Grafico della serie nel periodo 2002 - 2017

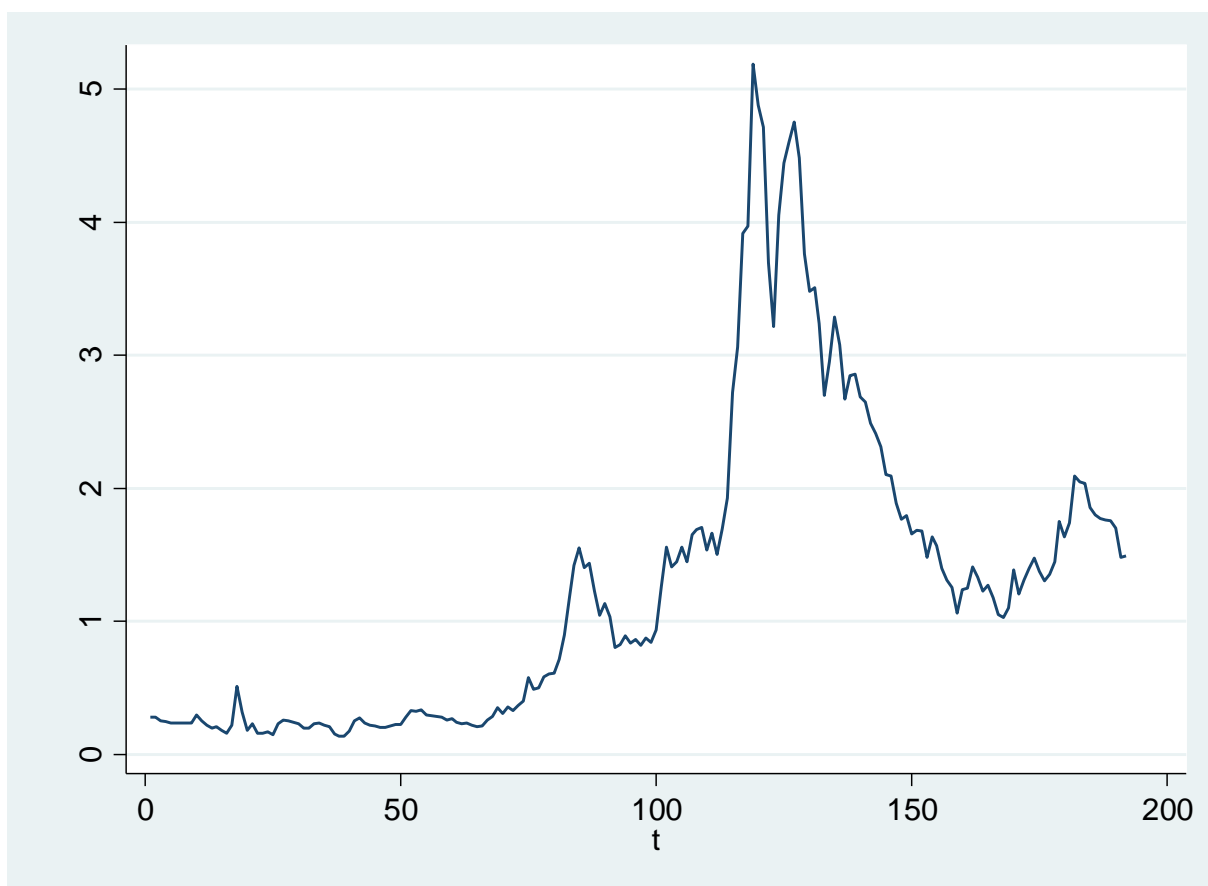


Figura 1

Correlogramma

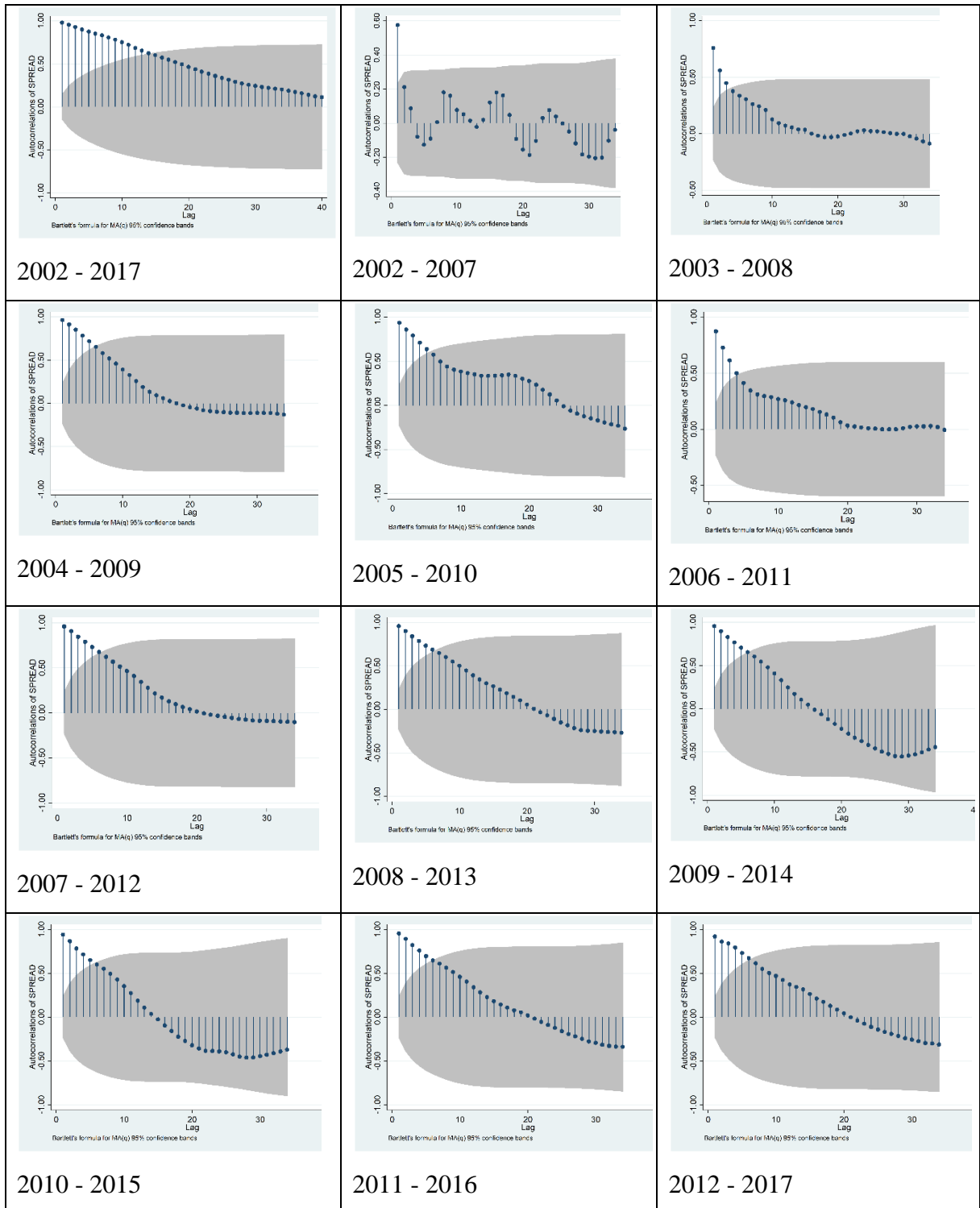


Tabella 1

Osservando i correlogrammi in tabella 1 possiamo individuare una forte correlazione nella variabile spread nel periodo tra il 2002 e il 2017.

Scendendo però nei singoli periodi attraverso la finestra mobile osserviamo che, nelle figure coincidenti con i periodi 2002 – 2007 e 2003 – 2008, tale correlazione è bassa. Verrà pertanto svolto un test di radice unitaria per confermare le impressioni ottenute dai grafici.

Test di radice unitaria (Augmented Dickey – Fuller)

Periodo	P-value
2002 - 2017	0.8521
2002 – 2007	0.0027
2003 – 2008	1.0000
2004 – 2009	0.8080
2005 – 2010	0.7755
2006 – 2011	1.0000
2007 – 2012	0.6541
2008 – 2013	0.9292
2009 – 2014	0.9673
2010 – 2015	0.8296
2011 – 2016	0.4243
2012 – 2017	0.5596

Tabella 2

Considerando i risultati ottenuti in tabella 2, possiamo affermare la presenza di radice unitaria in quasi tutti i periodi ad eccezione del periodo 2002 - 2007. Questo comporta la presenza di un comportamento non stazionario nella variabile che impedisce il calcolo del modello ARMA e del successivo ARMA + GARCH.

Test di radice unitaria Zivot – Andrews

Il risultato del test nel periodo 2002 – 2017 porta il seguente risultato:

Zivot-Andrews unit root test for SPREAD

Allowing for break in intercept

Lag selection via TTest: lags of D.SPREAD included = 3

Minimum t-statistic -2.972 at 140 (obs 140)

Critical values: 1%: -5.34 5%: -4.80 10%: -4.58

Pertanto, è confermata la presenza di radice unitaria con un rilevante break strutturale all'osservazione 140, ossia il mese di agosto 2013.

Modello ARMA periodo 2002 – 2007

Si procede calcolando un modello ARMA per il periodo 2002 – 2007 in quanto è l'unico periodo in cui la serie non presenta radice unitaria.

Il risultato del modello è:

	Valore	Errore Standard	P-Value
Costante	0.2261287	0.0280961	0.000
$\Phi 1$	0.8576774	0.1016261	0.000
$\Theta 2$	0.1986174	0.1601125	0.215

Tabella 3

Il modello calcolato è significativo e può pertanto essere utilizzato per spiegare l'andamento della serie nel periodo preso in esame.

Modello ARMA + ARCH periodo 2002 – 2007

Si conclude aumentando il modello ARMA, attraverso il calcolo di un modello ARMA + ARCH:

	Valore	Errore Standard	P-Value
Costante	0.2434251	0.0156451	0.000
$\Phi 1$	0.2994367	0.1898463	0.115
$\Theta 2$	0.4288521	0.186737	0.022
Costante ARCH	0.0005828	0.0001296	0.000
A (ARCH1)	1.389449	0.3077454	0.000

Tabella 4

Il modello in tabella 4 presenta coefficienti significativi e quindi risulta valido per poter spiegare l'andamento medio e la volatilità nel periodo preso in esame. Si rende nota l'impossibilità di calcolare un modello ARMA + GARCH in quanto non è possibile raggiungere la convergenza durante l'elaborazione del modello.

Conclusioni

Attraverso i test svolti in precedenza, nel periodo preso in esame, la serie presenta un comportamento non stazionario che pertanto, rende impossibile far procedere lo studio con il calcolo di un modello ARMA e di un ARMA + GARCH.

Un indizio molto rilevante è emerso dai test effettuati nel periodo 2002 – 2007 che evidenziano un comportamento stazionario, non più presente nei periodi successivi. Questo tipo di fenomeno può essere spiegato dalla sequenza di contingenze macroeconomiche internazionali che hanno scosso la finanza italiana e globale e messo in luce le limitazioni del nostro sistema economico.

È stato possibile calcolare per il suddetto periodo, il modello ARMA ed il modello ARMA + ARCH che permettono di spiegarne l'andamento ed il comportamento.

Capitolo 3: Analisi della variabile d_SPREAD

Procediamo di seguito analizzando la variabile d_SPREAD. Essa equivale alla differenza prima della variabile SPREAD, calcolata con la formula:

$$d_SPREAD = SPREAD_t - SPREAD_{(t-1)}$$

Equazione 5

Grafico della serie

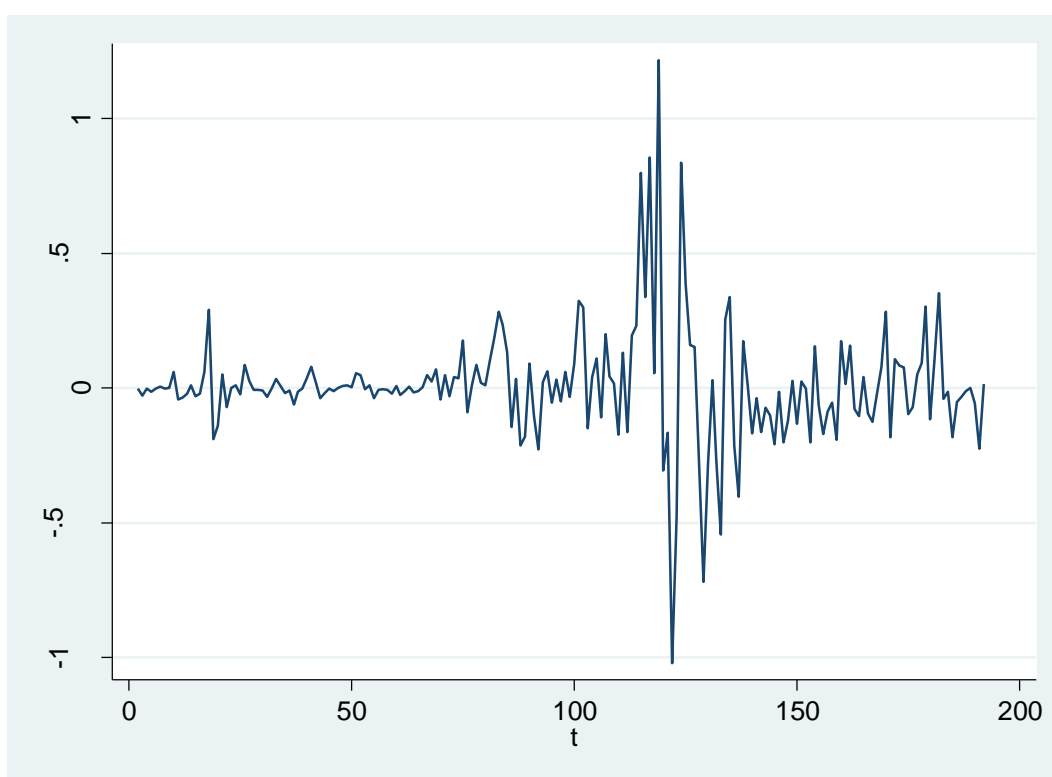


Figura 2

Essendo la differenza prima della variabile, il grafico rappresenta le singole variazioni tra i diversi campioni osservati. È possibile constatare come i valori oscillino attorno allo 0 pertanto si può ipotizzare che la serie presenta stazionarietà. Si andrà successivamente ad effettuare dei test per verificarne la natura.

È possibile soffermarsi ad osservare il periodo tra il campione 75 (febbraio 2008) e il 145 (dicembre 2013). Esso presenta una forte volatilità nei valori. Attraverso opportuni test e modelli successivi ne andremo a spiegare il comportamento.

Correlogramma

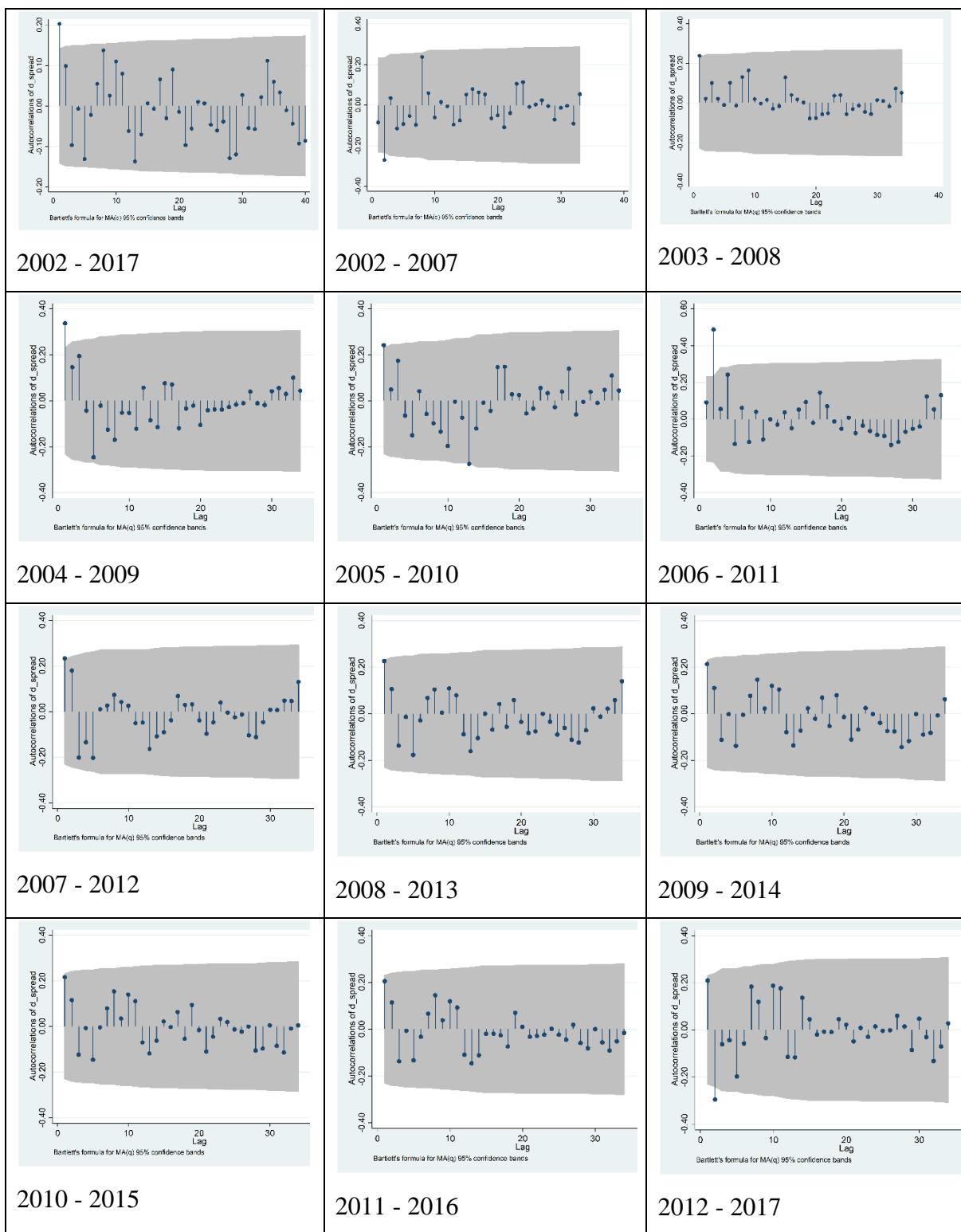


Tabella 5

Osservando i correlogrammi in tabella 5 possiamo individuare una debole correlazione tra i diversi campioni per tutti periodi presi in esame. Questo fenomeno è spiegato dalla natura della variabile `d_SPREAD` che rappresenta la differenza prima della variabile `SPREAD`.

Una eventuale correlazione risulterebbe strana in quanto la differenza prima rappresenta la singola variazione dell'indice tra i diversi campioni.

Si prosegue con un test ADF per confermare il comportamento stazionario della serie in d_SPREAD .

Test di radice unitaria (Augmented Dickey – Fuller)

Periodo	P-value
2002 – 2017	0.000
2002 – 2007	0.000
2003 – 2008	0.000
2004 – 2009	0.000
2005 – 2010	0.000
2006 – 2011	0.000
2007 – 2012	0.000
2008 – 2013	0.000
2009 – 2014	0.000
2010 – 2015	0.000
2011 – 2016	0.000
2012 – 2017	0.000

Tabella 6

Dai risultati ottenuti nella tabella 6, calcolando il test ADF per tutti i periodi presi in esame, possiamo sostenere con certezza che la variabile d_SPREAD non presenta radice unitaria e quindi ha un comportamento stazionario.

Test di radice unitaria Zivot – Andrews

Viene riportato il risultato del test nel periodo 2002 – 2017:

Zivot-Andrews unit root test for d_spread

Allowing for break in intercept

Lag selection via TTest: lags of $D.d_spread$ included = 2

Minimum t-statistic -9.308 at 120 (obs 120)

Critical values: 1%: -5.34 5%: -4.80 10%: -4.58

Il test conferma la presenza di un break strutturale all'osservazione n. 120, ossia dicembre 2011, ma rifiuta la presenza di radice unitaria.

Modello ARMA

Dato il comportamento stazionario della serie d_SPREAD nel periodo 2002 – 2017 è possibile procedere nel calcolare un modello ARMA.

Vengono di seguito riportati i relativi coefficienti, standard error e p-value per tutti i periodi presi in esame:

	2002.1 – 2017.12	2002.1 – 2007.12	2003.1 – 2008.12
Costante	0.0062916 (0.0208079) 0.762	0.0005985 (0.0090919) 0.948	0.0319537 (0.0651305) 0.624
$\Phi 1$	0.3245702 (0.1416705) 0.022	-0.6579396 (0.7423373) 0.375	0.9420622 (0.2357423) 0.000
$\Theta 2$	-0.1266375 (0.16421) 0.441	0.7358375 (0.7102867) 0.300	-0.7703275 (0.2796077) 0.006
	2004.1 – 2009.12	2005.1 – 2010.12	2006.1 – 2011.12
Costante	0.0096131 (0.0150937) 0.524	0.0200596 (0.0148902) 0.178	0.0744066 (0.0992432) 0.453
$\Phi 1$	0.496489 (0.2046679) 0.015	-0.289613 (0.2789143) 0.299	0.8477834 (0.1947476) 0.000
$\Theta 2$	-0.1865163 (0.2520511) 0.459	0.5506914 (0.2637189) 0.037	-0.6733257 (0.2758568) 0.015
	2007.1 – 2012.12	2008.1 – 2013.12	2009.1 – 2014.12
Costante	0.039242 (0.0514303) 0.445	0.0270171 (0.0520333) 0.604	-0.0005305 (0.0532176) 0.992

$\Phi 1$	0.3870361 (0.2481635) 0.119	0.3188303 (0.2986422) 0.286	0.335223 (0.3112711) 0.282
$\Theta 2$	-0.1563682 (0.2978401) 0.600	-0.0979434 (0.3473325) 0.778	-0.1271539 (0.3656737) 0.728
	2010.1 – 2015.12	2011.1 – 2016.12	2012.1 – 2017.12
Costante	0.0018716 (0.0532378) 0.972	-0.0011347 (0.0526836) 0.983	-0.0456228 (0.0414803) 0.271
$\Phi 1$	0.3387955 (0.3065288) 0.269	0.3319288 (0.3233197) 0.305	-0.2691926 (0.2811085) 0.338
$\Theta 2$	-0.1291994 (0.3606006) 0.720	-7.553014 (21.57122) 0.726	0.6728833 (0.218243) 0.002

Tabella 7

Il modello presenta, come ci si attendeva, coefficienti statisticamente irrilevanti in tutti i periodi. Proseguiremo pertanto, al fine di individuare un modello da utilizzare per spiegare il comportamento della serie, al calcolo di un modello ARMA + GARCH.

Modello ARMA + GARCH

Viene sviluppato infine un modello ARMA + GARCH per provare a spiegare il comportamento della serie.

	2002.1 – 2017.12	2002.1 – 2007.12	2003.1 – 2008.12
Costante	-0.0041134 (0.0068691) 0.549	-	-0.0002954 (0.0104106) 0.977
$\Phi 1$ (coeff AR)	0.3888576 (0.2856771) 0.173	-	0.4595107 (0.463952) 0.322

Θ2 (coeff MA)	-0.1220799 (0.2725879) 0.654	-	-0.0742285 (0.5171603) 0.886
Costante ARCH	0.0004866 (0.0001855) 0.000	-	0.0003631 (0.0001927) 0.060
A (ARCH1)	0.9972163 (0.1812068) 0.000	-	0.8811398 (0.299041) 0.003
B (GARCH1)	0.3887478 (0.0544536) 0.009	-	0.4036357 (0.0833546) 0.000
	2004.1 – 2009.12	2005.1 – 2010.12	2006.1 – 2011.12
Costante	0.0016406 (0.0094152) 0.862	0.003789 (0.0105313) 0.719	-0.0076013 (0.0203733) 0.709
Φ1 (coeff AR)	0.2660663 (0.3744204) 0.477	-0.0091629 (0.4544613) 0.984	0.6579951 (0.4292463) 0.125
Θ2 (coeff MA)	0.1004311 (0.3829179) 0.793	0.4085423 (0.3265536) 0.211	-0.4334513 (0.531857) 0.415
Costante ARCH	0.0001767 (0.0001835) 0.336	0.0002172 (0.0001707) 0.203	0.0001964 (0.0001414) 0.165
A (ARCH1)	0.3634836 (0.2237757) 0.104	0.5421845 (0.2876403) 0.059	1.079775 (0.3637659) 0.003
B (GARCH1)	0.6375351 (0.2013968) 0.002	0.5525062 (0.1657085) 0.001	0.4173266 (0.1101623) 0.000

	2007.1 – 2012.12	2008.1 – 2013.12	2009.1 – 2014.12
Costante	0.0100468 (0.0319259) 0.753	-0.0023782 (0.0338021) 0.944	-0.0521239 (0.0452106) 0.249
$\Phi 1$ (coeff AR)	0.4808864 (0.4686827) 0.305	0.0601901 (0.467798) 0.898	0.8927304 (0.1758533) 0.000
$\Theta 2$ (coeff MA)	-0.2261597 (0.5173676) 0.662	0.2618027 (0.4073309) 0.520	-0.7898407 (0.284705) 0.006
Costante ARCH	0.001843 (0.0014077) 0.190	0.0025157 (0.0040367) 0.533	0.0033686 (0.003608) 0.350
A (ARCH1)	0.9017565 (0.3353197) 0.007	0.6554045 (0.3882048) 0.091	0.6649366 (0.2681175) 0.013
B (GARCH1)	0.3940384 (0.1431578) 0.006	0.4770576 (0.2348333) 0.042	0.4477521 (0.1534235) 0.004
	2010.1 – 2015.12	2011.1 – 2016.12	2012.1 – 2017.12
Costante	-0.0508768 (0.0302681) 0.093	-0.0496275 (0.049455) 0.316	-0.3253525 (0.0448492) 0.000
$\Phi 1$ (coeff AR)	0.868923 (0.237626) 0.000	0.922586 (0.1846172) 0.000	1.009044 (0.0102126) 0.000
$\Theta 2$ (coeff MA)	-0.7882811 (0.3423522) 0.021	-0.8131097 (0.2768663) 0.003	-0.9134435 (0.0840313) 0.000
Costante ARCH	0.0018822 (0.0036479) 0.606	0.0039589 (0.0036359) 0.276	0.0041707 (0.0042472) 0.326

A (ARCH1)	0.5588829 (0.186106) 0.003	0.7634002 (0.3219191) 0.018	0.3479444 (0.2400977) 0.147
B (GARCH1)	0.5308258 (0.1227018) 0.000	0.3947278 (0.1763198) 0.025	0.5874196 (0.249925) 0.019

Tabella 8

Osservando i risultati del modello si può constatare che i coefficienti della parte ARMA sono statisticamente irrilevanti, tale risultato era atteso, visto il precedente calcolo del singolo modello ARMA. Pertanto, il modello si può semplificare considerando solamente la parte GARCH. Nel periodo 2002.01 – 2007.12 il modello non raggiunge la convergenza poiché la variabile SPREAD è stazionaria e quindi la sua differenza prima presenta radice unitaria su MA. Si descriverà dunque l'andamento della volatilità, utilizzando la sua parte GARCH, e non l'andamento medio della serie, descritto dalla sua componente ARMA.

Modello GARCH

Visti i risultati ottenuti in tabella 8, si procede con la semplificazione del modello ARMA + GARCH considerando solamente la parte GARCH(1,1).

	2002.1 – 2017.12	2002.1 – 2007.12	2003.1 – 2008.12
Costante	0.0005324 (0.0001924) 0.006	0.00077 (0.0002386) 0.001	0.0016713 (0.0003428) 0.000
A (ARCH1)	1.218741 (0.1507811) 0.000	1.383151 (0.2460752) 0.000	1.534768 (0.2853287) 0.000
B (GARCH1)	0.3415863 (0.0424823) 0.000	-0.0934577 (0.0986313) 0.343	-0.1726199 (0.0362627) 0.000
	2004.1 – 2009.12	2005.1 – 2010.12	2006.1 – 2011.12
Costante	0.0003024 (0.0001669) 0.070	0.0003061 (0.0001372) 0.026	0.0001795 (0.0001119) 0.000

A (ARCH1)	0.5751819 (0.2349443) 0.014	1.227035 (0.3066724) 0.000	1.433519 (0.3604019) 0.109
B (GARCH1)	0.4822657 (0.1513805) 0.001	0.2903949 (0.0930614) 0.002	0.311994 (0.0950333) 0.001
	2007.1 – 2012.12	2008.1 – 2013.12	2009.1 – 2014.12
Costante	0.0021812 (0.0012261) 0.075	0.0038457 (0.002743) 0.161	0.0031759 (0.0034837) 0.362
A (ARCH1)	1.113123 (0.3044914) 0.000	0.7437949 (0.2721156) 0.006	0.6132524 (0.2121205) 0.004
B (GARCH1)	0.3235183 (0.0972058) 0.001	0.4215157 (0.1351838) 0.002	0.484216 (0.1221467) 0.000
	2010.1 – 2015.12	2011.1 – 2016.12	2012.1 – 2017.12
Costante	0.0017068 (0.0032953) 0.605	0.0036567 (0.00339) 0.281	0.0025376 (0.0019059) 0.183
A (ARCH1)	0.5218694 (0.1521044) 0.001	0.6515508 (0.2387551) 0.006	0.1193467 (0.0734574) 0.104
B (GARCH1)	0.5555604 (0.1116515) 0.000	0.4656421 (0.129661) 0.000	0.7754259 (0.099986) 0.000

Tabella 9

I risultati ottenuti evidenziano coefficienti statisticamente rilevanti, quindi il modello è valido e descriverà l'andamento della volatilità della serie d_SPREAD.

Conclusioni

A valle dell'analisi sulla serie storica, sono emerse diverse informazioni importanti sull'andamento nel tempo delle serie SPREAD e d_SPREAD e le loro rispettive caratteristiche. Attraverso lo studio si è individuato come la serie SPREAD presenti radice unitaria nel tempo e, tramite la variabile d_SPREAD, cluster di volatilità confermati attraverso il modello GARCH. Questi cluster evidenziano dei break-down strutturali, ossia dei cambiamenti nella serie che ne modificano il comportamento in maniera strutturale.

I break-down individuati possono identificarsi nei periodi 2007 - 2009 e successivamente 2011 - 2013. Essi possono essere riferiti in particolare a contingenze macroeconomiche che hanno caratterizzato anni di shock finanziari. Nel periodo 2007 – 2009 con la crisi dei mutui *subprime* americani e nel periodo 2011 - 2013 con la crisi dei debiti sovrani di Grecia, Portogallo e Spagna, si è manifestato il rischio di default italiano che ha portato un aumento dello spread in maniera considerevole dato il timore degli investitori nel collasso del Sistema Italia.

Si termina infine con l'evidenziare lo studio effettuato nel periodo 2002 – 2007 nella variabile SPREAD. Il test ADF effettuato rifiuta l'ipotesi H_0 , pertanto esclude la presenza di radice unitaria e quindi presenta un comportamento stazionario, diversamente dagli altri periodi. Questo periodo prende un lasso di tempo in cui non si sono manifestati shock macroeconomici tali da influenzare l'andamento dello spread BTP/BUND, che di fatto, mantiene un andamento pressoché costante per tutto il quinquennio. È giusto quindi affermare che, nell'osservazione degli altri periodi, il comportamento degli investitori è cambiato profondamente. Ciò ci porta quindi a considerare in maniera empirica che, in 15 anni, la realtà economica globale è cambiata profondamente ed in modo difficilmente reversibile.

Queste contingenze, assieme ad un cambiamento sul comportamento e il tipo di investitori nel panorama internazionale hanno messo in risalto aspetti della struttura economica italiana, evidenziandone le grandi lacune e fragilità nel complesso. Questa situazione comporta un'alta volatilità dello spread in quanto il mercato richiede forti riforme strutturali volte a superare ed eliminare i limiti posti dall'attuale sistema economico e politico italiano. Il rischio di non affrontare un cambiamento strutturale nel paese porta pertanto, a non eliminare i problemi emersi nel tempo ed a rendere il nostro paese vulnerabile a futuri shock internazionali o addirittura domestici.

Bibliografia

ARMENTANO, A., 2015. *Analisi e previsioni dell'Indice VIX mediante strumenti Econometrici*. Relazione finale CLT, Università degli Studi di Padova, Dipartimento di Scienze Economiche e Aziendali "Marco Fanno".

BUSSETTI, F., COVA, P., 2013. *Questioni di Economia e Finanza. L'impatto macroeconomico della crisi del debito sovrano: un'analisi controfattuale per l'economia italiana*. [online]. Roma. Banca d'Italia. Disponibile su: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2405442> [Data di accesso: 10/09/2018].

KIRCHGÄSSNER, G., WOLTERS, J., 2006. *Introduction to Modern Time Series Analysis*. 1° ed. Berlino: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

SOMMA, A., 2014. *La dittatura dello spread*. 1° ed. Roma: DeriveApprodi.

STATA CORP LTD, 2013. *Stata User's Guide Release 13*. [online]. College Station: Stata Press. Disponibile su <<https://www.stata.com/manuals13/u.pdf>> [Data di accesso: 03/09/2018]

STOCK, J. H., WATSON, M. W., a cura di PERACCHI, F., 2012. *Introduzione all'econometria*. 3° ed. Milano: Pearson Italia.

TALPO, A., 2015. *Test a radice unitaria*. Relazione finale CLT, Università degli Studi di Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche.

WAHEED, M., ALAM, T., GHOURI, S. P., 2006. *Structural breaks and unit root: evidence from Pakistani macroeconomic time series*. [online]. Pakistan: State Bank of Pakistan. Disponibile su: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/1797/1/MPRA_paper_1797.pdf> [Data di accesso: 10/09/2018].