

Rating sovrani e premi dei Cds in Europa

Sovereign Ratings and Cds Spreads in the Eurozone

Danilo Drago, Raffaele Gallo, Università della Calabria

Keywords

Rating creditizi, credit default swap, rischio sovrano, event study

Jel codes

G14, G15, G11

L'articolo analizza la relazione esistente tra due misure che stimano il grado di solvibilità di uno Stato: i rating e i Credit default swap. Attraverso la tecnica dell'event study, abbiamo verificato l'impatto dell'annuncio delle variazioni di rating emesse da Standard & Poor's dal gennaio 2004 all'aprile 2013 sul mercato dei Cds degli Stati dell'Area euro. L'analisi dimostra che i downgrade hanno un effetto significativo sul mercato dei Cds, in particolar modo per i Paesi che hanno un rating speculative grade. Gli upgrade causano un effetto maggiormente circoscritto alla data dell'annuncio. Gli outlook sembrano essere scarsamente rilevanti, mentre le review negative hanno un impatto solo nei giorni seguenti all'annuncio.

The article analyzes the existing relationship between two measures that estimate sovereign issuer's solvency rate: ratings and Credit Default Swaps. Through the event study's technique, we verify the impact of the rating changes announcements formulated by Standard & Poor's from January 2004 to April 2013 on the euro-area sovereign Cds market. The analysis shows that downgrades have a significant effect on the Cds market, especially for speculative grade countries. Upgrades have a more limited impact only on the announcement day and on the following day. Outlooks are not relevant for investors, while negative reviews have an impact only on the days following the announcement.

1. Introduzione

Il presente lavoro contribuisce agli studi relativi agli effetti del rating sui mercati finanziari. In particolare ci proponiamo di investigare l'impatto che i rating sovrani esercitano sul mercato dei credit default swap (Cds) aventi come reference entity i diversi Paesi dell'Eurozona. Attraverso la tecnica dell'event study analizziamo l'effetto di una variazione del rating emesso da Standard & Poor's sulla quotazione dei premi dei Cds a 5 anni degli Stati dell'Area euro nell'intervallo gennaio 2004-settembre 2013.

Il tema trattato è rilevante per gli investitori, ma riveste un'importanza probabilmente ancora superiore per i Regu-

lator. Se le Agenzie di rating (Cra) influenzano il mercato, i loro giudizi sono importanti sotto il profilo della stabilità finanziaria. Se, al contrario, il rating riflette semplicemente l'informazione disponibile sul mercato, i giudizi delle Agenzie non sono rilevanti e l'argomento non genera problemi di policy.

La letteratura ha individuato almeno tre distinte modalità attraverso le quali le Cra sono in grado di influenzare i mercati finanziari (Kiff et al., 2012): information discovery effect, certification (o licence) effect, monitoring effect. Ciascuna delle precedenti modalità sottintende una specifica teoria. Secondo la teoria dell'information discolle effect le Cra sono in grado di produrre e offrire al mercato

«nuova» informazione, rilevante per il pricing dei titoli di debito e di altri strumenti finanziari. La reazione del mercato alle variazioni di rating rifletterebbe semplicemente il vantaggio informativo posseduto dalle Cra.

Il rating, tuttavia, è ampiamente utilizzato nella normativa e nella regolamentazione a carattere finanziario. Si pensi, ad esempio, alle norme che fanno riferimento al rating per determinare i requisiti patrimoniali minimi delle banche (Basilea II e III). Anche le regole adottate dalle Banche centrali per stabilire quali titoli possono essere accettati come collateral e per calcolare i margini nelle operazioni di rifinanziamento sono fissate in funzione del rating. Ancora, senza esaurire la lista, si pensi all'uso del rating per determinare quali titoli possono essere comprati, e in quale misura, dai Fondi comuni di investimento. In questo senso le Cra forniscono servizi di certificazione. La teoria della certificazione (Kiff et al., 2012) ha acquistato un peso significativo in conseguenza dello scoppio della crisi finanziaria, generando un intenso dibattito sul ruolo delle Cra e sull'opportunità di eliminare o ridurre l'uso del rating nella regolamentazione. Secondo la visione più critica, l'eccessivo ricorso al rating nella regolamentazione attribuisce alle Cra un potere di mercato non motivato. Inoltre la variazione dei prezzi, e quindi del costo delle risorse finanziarie, determinata dalle variazioni di rating non sarebbe dovuta all'immissione di nuova informazione sul mercato. Infatti gli acquisti e le vendite di attività sarebbero forzate dalla regolamentazione, la quale obbliga gli investitori a modificare le proprie scelte di portafoglio in conseguenza del rating. Uno studio commissionato dal Parlamento europeo (Eijffinger et al., 2011) ha elaborato una serie di proposte di intervento in merito ai problemi precedenti, ma, almeno per il momento, non abbiamo osservato un effettiva riduzione del ricorso al rating nella regolamentazione dell'Unione europea e in quella degli Stati membri.

Infine le Cra esercitano un impatto sui mercati perché rappresentano un meccanismo di coordinamento delle convinzioni degli investitori e perché svolgono un servizio di monitoring degli emittenti (Boot et al., 2006).

L'analisi successiva, parte di un progetto di ricerca più ampio, non si propone di verificare quale delle tre modalità sopra elencate risulta essere prevalente. In questa sede ci proponiamo di verificare: se il rating influenza il mercato dei Cds sovereign dell'Area euro; se il mercato anticipa le decisioni in materia di variazione del rating; infine, se esistono significative differenze di reazione alle variazioni del rating tra Paesi investment grade e Paesi speculative grade. I pochi studi sinora realizzati sui quesiti precedenti (si veda il paragrafo successivo per i dettagli) forniscono risultati parzialmente contraddittori. Una possibile spiegazione potrebbe essere costituita dalle modalità di calcolo degli abnormal return (AR) sinora utilizzate. Per quanto di nostra conoscenza, il presente contributo è il primo che applica il market model per la stima degli AR nel mercato dei Cds sovereign.

I nostri risultati mostrano che i downgrade hanno un effetto significativo sulla quotazione dei Cds. L'impatto è più rilevante per i Paesi dell'Area euro che hanno un rating speculative grade. Minore, sia pur non trascurabile, sembra essere l'impatto degli upgrade.

I rating complementari, al contrario, hanno una significatività minore. Gli outlook, sia positivi che negativi, non sembrano esercitare un impatto significativo sulle quotazioni. Infine le review negative hanno un effetto più significativo degli outlook, soprattutto nei giorni seguenti all'annuncio.

2. Review della letteratura e ipotesi di ricerca

La letteratura riguardante l'analisi delle relazioni esistenti tra rating creditizi e strumenti finanziari è molto vasta.

Pinches e Singleton (1978) e Holthausen e Leftwich (1986) hanno dimostrato che il mercato azionario anticipa l'annuncio di upgrade e downgrade. Hand et al. (1992), al contrario, hanno stimato che solo i downgrade producono effetti significativi sul mercato azionario.

Altre ricerche hanno considerato, invece, gli effetti di un cambiamento del rating sul mercato obbligazionario. I primi studi sul tema hanno offerto risultati contraddittori. Katz

(1974) ha osservato che il mercato dei bond del settore industriale non anticipa le variazioni del rating. D'altro canto Weinstein (1977) trova che il mercato obbligazionario sconta con diversi mesi di anticipo le variazioni del rating. Wansley et al. (1992) hanno evidenziato che solo i downgrade hanno un impatto rilevante nel periodo immediatamente precedente e in quello immediatamente successivo all'annuncio. La maggior parte degli studi più recenti sembra concorde nel ritenere che le variazioni negative di rating sono parzialmente anticipate dagli investitori. Diversi studi indicano anche che i prezzi delle obbligazioni tendono a reagire in modo asimmetrico alle notizie positive e a quelle negative¹. Steiner e Heinke (2001), infine, hanno osservato reazioni significative del prezzo dei bond all'annuncio di un downgrade o di una review negativa nel giorno dell'annuncio e nei giorni successivi, mentre l'annuncio di altre tipologie di rating non sembra causare effetti statisticamente rilevanti.

I contributi scientifici riguardanti i Cds e i rating sono numerosi, ma la maggior parte concerne soprattutto il settore corporate. Altrettanto sviluppata è la letteratura che analizza gli effetti del rating sul costo del debito degli Stati sovrani. Fino a tempi relativamente recenti però i precedenti studi erano prevalentemente concentrati sui Paesi in via di sviluppo, a partire dal lavoro originario di Cantor e Packer (1996). Le crisi finanziarie, infatti, raramente in passato hanno coinvolto i debiti degli Stati sovrani nei Paesi sviluppati (Reinhart, 2010). Dopo la profonda trasformazione dei profili di rischio originata dalla grande crisi finanziaria, soprattutto degli Stati dell'Area euro, si è verificata una maggiore attenzione al problema da noi esaminato.

Per non dilatare eccessivamente l'analisi della letteratura ci concentriamo esclusivamente sui maggiori contributi scientifici che hanno utilizzato la metodologia dell'event study per testare i legami tra variazione del rating e mercato dei Cds.

Una delle prime analisi riguardanti l'impatto della variazione del rating sui Cds delle società private è fornita da Hull et al. (2004). Lo studio esamina un campione di Cds a 5 anni di società valutate da Moody's nel periodo 1998-

2002. Gli adjusted Cds spread sono stimati come differenza tra spread dei Cds e un indice formato dalla media dei Cds per ogni categoria di rating. I risultati mostrano che il mercato dei Cds anticipa gli eventi negativi. Solo le review negative hanno un impatto significativo alla data dell'annuncio, mentre non sono stati osservati effetti nei giorni successivi all'annuncio. Gli eventi positivi non sembrano avere rilevanza.

Norden e Weber (2004) esaminano i premi dei Cds, il prezzo delle azioni e l'andamento dei rating di 90 società europee, statunitensi e asiatiche nel periodo 2000-2002. L'analisi dimostra che i mercati dei Cds e delle azioni anticipano i downgrade e le review negative. Entrambi i mercati non mostrano reazioni significative a eventi positivi. Le review negative emesse da Standard & Poor's e Moody's sono quelle con un maggiore effetto su entrambi i mercati. Non sono state osservate reazioni significative nel giorno dell'annuncio dei downgrade, tranne nel caso di quelli emessi da Moody's.

Daniels e Jensen (2005) hanno esaminato la relazione tra i Cds, i corporate bond e il rating di 72 società statunitensi nel periodo 2000-2002. Nell'analisi è studiato l'effetto del cambiamento del rating sul mercato dei due strumenti finanziari nell'intervallo che va dai 30 giorni precedenti ai 15 successivi alla data dell'annuncio. I downgrade hanno un impatto significativo su entrambi i mercati, soprattutto per gli emittenti investment grade. Il mercato dei Cds mostra una maggiore sensibilità alle variazioni di rating rispetto a quello dei bond. L'effetto sul mercato, però, non si esaurisce alla data di annuncio, poiché si registrano rendimenti anomali lungo tutto l'arco temporale considerato. L'effetto maggiore, in ogni caso, si osserva intorno alla data della variazione. Gli upgrade risultano, invece, meno significativi. Infine gli autori analizzano, attraverso un modello di regressione, le determinanti degli excess spread causati dalla variazione del rating. L'evidenza empirica mostra che si ottiene un effetto maggiore se si considera come reference entity una società con un basso livello di rating. Gli spread dei due mercati dipendono anche dall'ampiezza della variazione del rating.

¹ In tal senso Cizel (2013), cui si rinvia anche per una rassegna completa della letteratura.

Micu, Remolona, e Wooldridge (2006) hanno esaminato i premi dei Cds, dal 2001 al 2005, di 439 emittenti privati e le relative variazioni dei rating formulati dalle tre principali agenzie. L'intervallo di tempo considerato comprende i 60 giorni precedenti e i 20 giorni successivi all'annuncio del rating. Al contrario di altre analisi, il modello di event study stimato non considera gli spread ma i rendimenti dei Cds. Sono stimati, infatti, gli abnormal return giornalieri dei Cds ottenuti applicando l'approccio market model, il quale ipotizza l'esistenza di una relazione lineare tra i rendimenti del Cds considerato e un indice di mercato definito in funzione della nazionalità dell'emittente. Nello studio si osserva un impatto significativo della variazione di tutti i tipi di rating sul mercato dei Cds corporate. L'impatto più evidente è associato alle review, ma è comunque non trascurabile quello degli outlook. I risultati dimostrano anche che l'impatto sul mercato è ulteriormente rafforzato nel caso si verifichino due variazioni di rating a distanza ravvicinata.

Infine l'effetto di una variazione negativa sembra essere maggiore per gli emittenti con un rating che rischia di diventare speculative grade, mentre le variazioni positive hanno un effetto maggiore per gli emittenti che sono valutati al di sotto dell'investment grade.

Imbierowicz e Wahrenburg (2009) hanno analizzato le reazioni del mercato delle azioni e dei Cds di 472 imprese alle variazioni del rating formulato da Moody's dal 2001 al 2007. Anche in questo studio è stato riscontrato un effetto significativo degli eventi negativi del rating sui due mercati, al contrario gli eventi positivi non sembrano avere un impatto rilevante.

I contributi riguardanti i rating e i Cds sovereign sono più recenti e, per quanto detto, meno numerosi.

Ismailescu e Kazemi (2010) hanno analizzato la reazione dei Cds sovereign degli Stati appartenenti ai mercati emergenti alle variazioni del rating creditizio formulato da Standard & Poor's. Il campione utilizzato comprende le osservazioni giornaliere, dal 2001 al 2009, dei Cds di 22 Paesi facenti parte dei mercati emergenti. L'analisi evidenzia che gli eventi positivi hanno un effetto immediato sui Cds sovereign dei mercati emergenti nei due giorni che

precedono e seguono l'annuncio della variazione del rating. Il mercato tende, invece, ad anticipare gli eventi negativi e l'effetto è totalmente assorbito dalla quotazione dei premi già prima dell'annuncio.

Afonso, Furceri e Gomes (2012) esaminano la reazione dei tassi di interesse dei bond e gli spread dei Cds degli Stati europei all'annuncio della variazione del rating delle agenzie di rating dal 1995 al 2010. Nell'analisi sono stimati gli adjusted Cds spread, ottenuti come differenza tra spread dei Cds e un indice formato dalla media dei Cds degli Stati dell'Unione europea, nel giorno precedente e in quello successivo alla data di variazione del rating. L'analisi mostra una significativa risposta del tasso di rendimento dei bond e dei Cds alle variazioni del rating. La significatività è maggiore nel caso di eventi negativi. Gli spread dei Cds aumentano in modo rilevante soprattutto nel caso di annunci negativi di Moody's e Fitch, e diminuiscono nel caso di annunci positivi di Standard & Poor's.

Kiff et al. (2012) studiano un campione di 72 Paesi sovrani (sviluppati e in via di sviluppo), nel periodo gennaio 2005-giugno 2010. Gli Autori citati trovano che i negative credit warning hanno un impatto significativo sui Cds spread. Al contrario upgrade e downgrade esercitano effetti significativi solo quando la variazione del rating determina un cambio di categoria: dall'investment grade allo speculative grade o viceversa. Tale risultato va nella direzione di confermare l'effettiva rilevanza dei certification service forniti dalle Cra, mentre non sono trovate evidenze a conferma del monitoring effect.

In linea con la letteratura esaminata siamo ora in grado di formulare le nostre research question. In un mercato efficiente gli spread dei Cds non dovrebbero variare in conseguenza degli annunci emanati dalle società di rating. Se le agenzie di rating dispongono soltanto di informazioni pubbliche, gli spread dei Cds dovrebbero già riflettere le informazioni disponibili.

Questa considerazione implica direttamente la nostra prima ipotesi:

H1: i mercati dei Cds sovrani sono efficienti e gli spread dei Cds non sono influenzati dai rating announcement.

Dal momento che gli investitori condividono le medesime informazioni utilizzate dalle agenzie di rating, ci aspettiamo che gli spread dei Cds si muovano, al rialzo o al ribasso, con un certo anticipo rispetto alla data dell'annuncio del rating. Ciò si verifica perché gli investitori modificando le proprie scelte di portafoglio nell'imminenza di un rating announcement producono variazioni negli spread.

La nostra seconda ipotesi prevede che:

H2: i credit rating event sono anticipati dal mercato dei Cds sovrani.

Nel caso in cui l'ipotesi H1 non risulti confermata, diventa interessante verificare se è possibile individuare rilevanti differenze di comportamento all'interno del campione.

Questa osservazione ci consente di formulare la nostra terza e ultima ipotesi:

H3: la reazione dei Cds alle variazioni del rating è diversa a seconda che si consideri la categoria dei Paesi investment grade oppure quella dei Paesi con rating speculative grade.

3. Analisi del campione

I dati utilizzati nell'analisi riguardano i premi dei Cds degli Stati dell'Area euro e i rating formulati dall'agenzia Standard & Poor's.

Le quotazioni dei premi dei Cds sono state estratte da Datastream-Reuters. Sono state considerate le quotazioni giornaliere del premium mid (media tra bid e ask) dei Cds a 5 anni denominati in dollari, che rappresentano lo strumento più negoziato sul mercato (Fontana & Scheicher, 2010).

Nel campione sono state raccolte le quotazioni dei premi dei Cds di 15 dei 17 Stati dell'eurozona: Austria, Belgio, Cipro, Estonia, Finlandia, Francia, Germania, Grecia, Irlanda, Italia, Paesi Bassi, Portogallo, Slovacchia, Slovenia, Spagna.

Lussemburgo e Malta sono stati esclusi dall'analisi poiché la liquidità del mercato dei Cds riguardanti i bond emessi da questi due Stati è molto inferiore rispetto alla media degli altri Stati del campione. Alcuni dati relativi agli scambi medi giornalieri sono riportati nella tavola 1 (la serie storica è disponibile solo a partire dal 2009).

L'esame della tavola 1 rivela che la liquidità del mercato è molto differenziata a seconda della reference entity sot-

Tavola 1

Alcuni dati sugli scambi medi giornalieri nel mercato dei Cds sovrain espressi in milioni di dollari

	2013	2012	2011	2010	2009*
Austria	137,5	137,5	212,5	150,9	200,0
Belgio	162,5	156,3	306,3	118,2	100,0
Cipro	5,0	5,6	n.d.	n.d.	n.d.
Estonia	5,0	4,4	3,1	6,4	7,5
Finlandia	45,0	50,0	50,0	48,5	50,0
Francia	550,0	868,8	1.012,5	320,9	200,0
Germania	418,8	643,8	550,0	278,4	225,0
Grecia	n.d.	n.d.	168,8	326,7	450,0
Irlanda	112,5	150,0	168,8	192,5	150,0
Italia	1.112,5	1.218,8	1.168,8	634,0	575,0
Paesi Bassi	87,5	106,3	87,5	51,6	75,0
Portogallo	231,3	168,8	306,3	294,5	325,0
Slovacchia	28,1	16,3	9,4	12,3	15,0
Slovenia	28,8	12,5	9,4	6,8	7,5
Spagna	656,3	862,5	1.131,3	606,0	500,0
Totale	3.580,6	4.401,3	5.184,4	3.047,6	2.880,0

Fonte: ELABORAZIONI SU DATI DTTC - THE DEPOSITORY TRUST & CLEARING CORPORATION

* I dati relativi al 2009 sono riferiti al solo secondo semestre.

tostante al contratto. Si deve tenere presente, inoltre, che i valori forniti da Dttc (tavola 1), la società leader mondiale nei servizi post-trade, sono riferiti ai contratti di qualsiasi scadenza e non solo a quelli con scadenza 5 anni, che rimane comunque la scadenza più negoziata. Il problema della significatività dei prezzi osservati si presenta, spesso in modo ancor più accentuato, anche negli studi che riguardano il mercato obbligazionario. Hand et al. (1992), ad esempio, trovano che nel loro campione i bond non investment grade registrano scambi nulli in circa il 50% dei giorni lavorativi osservati. La suddetta percentuale sale addirittura al 77% per i bond investment grade. Per ovviare ai problemi di significatività dei prezzi, numerosi studi utilizzano le quotazioni bid o ask fornite dai dealer specializzati. Tale soluzione è seguita, ad esempio, da Hite e Varga (1997) e da Steiner e Heinke (2001), secondo i quali i dealer hanno sufficienti incentivi per incorporare nei prezzi quotati tutte le informazioni rilevanti, anche in assenza di scambi. La precedente ipo-

tesi è implicitamente adottata anche dagli studi che riguardano il mercato dei Cds, con l'importante precisazione che le quotazioni dei Cds sono ancora più significative perché impegnano sempre il dealer a negoziare almeno un lotto minimo, a differenza di quanto accade per i bond (in tal senso si veda Hull et al. (2004), cui si rinvia per ulteriori approfondimenti sul punto).

L'intervallo temporale osservato va dal gennaio del 2004 al settembre del 2013. Nel grafico 1 è rappresentato l'andamento della mediana dei premi, espressi in basis point, dei Cds dell'eurozona nel periodo del campione. Si osserva che il periodo è contraddistinto da un forte trend al rialzo che inizia negli ultimi mesi del 2007.

Nella tavola 2 sono elencate le principali statistiche descrittive del campione e la data di inizio dell'intervallo di negoziazione dei Cds considerato.

Nell'analisi sono stati utilizzati i rating di lungo periodo che considerano i debiti in moneta estera formulati dall'agenzia Standard & Poor's. Si è scelto di privilegiare questa agenzia perché si ritiene che i rating di Standard & Poor's siano quelli aggiornati in modo più frequente e che, di solito, precedano quelli delle altre agenzie (Ismailescu & Kazemi, 2010).

La serie storica delle variazioni del rating di uno Stato sovrano è fornita da Standard & Poor's (2013) e integrata con i rating forniti da Datastream-Reuters.

Sono stati registrati 107 cambiamenti di rating. La prima variazione di rating considerata è stata l'emissione di un outlook negativo sul debito greco il 13 settembre 2004. L'ultima considerata è l'emissione di un outlook positivo sul rating irlandese del 12 luglio 2013. Le variazioni osservate in

questo intervallo di tempo e utilizzate nell'analisi sono elencate nella tavola 3.

Sono stati esclusi dal campione i downgrade del 24 marzo 2011 e del 29 marzo 2011 del rating del Portogallo. Data la

Grafico 1

Mediana dei premi dei Cds degli Stati dell'eurozona dal gennaio 2004 all'aprile 2013

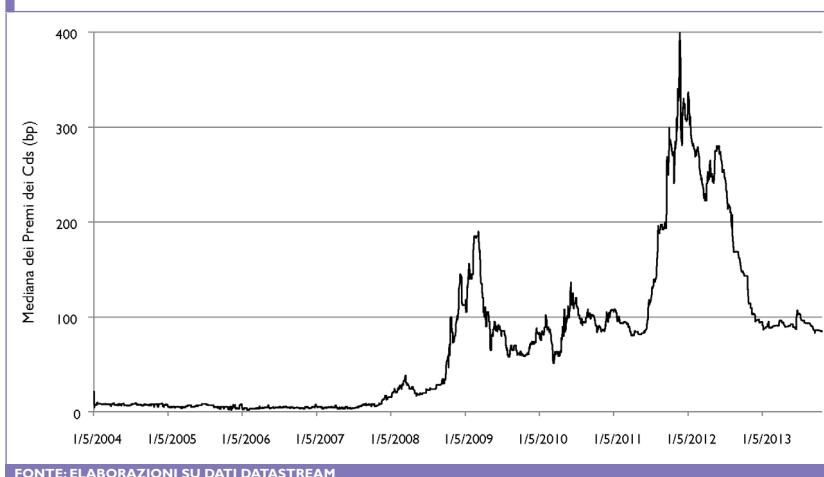


Tavola 2

Statistiche descrittive del campione dei premi dei Cds

Stati	Media	Min	Max	1° Qu.	Me-diana	3° Qu.	Devia-zione standard	Nuero rilevazioni	Data inizio intervallo
Austria	50,27	0,50	265	2,50	30,14	82,12	58,14	2.557	06/01/04
Belgio	68,70	1	398,77	2,80	35	109,29	83,80	2.557	06/01/04
Cipro	307,37	1	1.674,22	11	70	294,45	451,99	2.558	05/01/04
Estonia	131,27	1	732,50	58,94	96,21	139,66	144,30	2.011	08/02/06
Finlandia	37,63	9,25	94	24,99	30,32	48	20,22	1.462	18/03/08
Francia	57,71	0,50	245,27	3	46	81,53	59,28	2.137	16/08/05
Germania	26,82	0,60	118,38	2,80	21	41,55	28,15	2.555	08/01/04
Grecia	6.809,96	4,40	37.081,41	11	115	1.480,84	13.698,39	2.554	09/01/04
Irlanda	196,24	1	1.249,30	5,23	121,89	250,49	252,42	2.558	05/01/04
Italia	130,50	5,30	586,70	9,50	70,20	213	147,87	2.547	20/01/04
Paesi Bassi	40,15	1	133,84	3,90	38,94	56,51	35,40	2.121	07/09/05
Portogallo	256,78	1,90	1.600,98	7	55	406,33	364,71	2.543	26/01/04
Slovacchia	71,63	4	306	9	60	92,53	76,31	2.557	06/01/04
Slovenia	106,44	3,80	488,57	12,50	57,50	138,83	129,01	2.558	05/01/04
Spagna	153,23	1,05	634,34	4,81	97	258,52	156,42	2.216	27/04/05

Fonte: ELABORAZIONI SU DATI DATASTREAM

prossimità dei due eventi, si è deciso di escluderli per non causare distorsioni nell'analisi.

Sono stati esclusi anche l'outlook negativo del 7 agosto 2012 e l'upgrade del 18 dicembre 2012 del rating della Grecia. Pochi mesi prima, infatti, i Cds greci erano stati interessati dalla ristrutturazione del debito pubblico e, in quelle date, le negoziazioni sul mercato non erano ancora tornate alla normalità.

Ai fini dello sviluppo della nostra analisi definiamo eventi negativi le variazioni del rating che riflettono un peggioramento della qualità creditizia dell'emittente. Sono invece considerati eventi positivi le variazioni che riflettono un miglioramento.

Tavola 3

Variazioni del rating considerate dal 13 settembre 2004 al 12 luglio 2013

Stati	Down-grade	Upgrade	Outlook negativi	Outlook positivi	Reviews negative	N. eventi
Austria	1	0	0	1	1	3
Belgio	1	0	2	0	1	4
Cipro	8	1	0	1	2	12
Estonia	1	2	3	3	2	11
Finlandia	0	0	1	1	1	3
Francia	1	0	0	0	1	2
Germania	0	0	0	1	1	2
Grecia	9	1**	2**	0	3	15
Irlanda	6	0	2	2	1	10
Italia	4	0	2	0	1	5
Paesi Bassi	0	0	1	0	1	2
Portogallo	4*	0	3	1	3	10
Slovacchia	1	3	0	2	1	7
Slovenia	4	1	1	0	2	8
Spagna	6	0	1	0	2	9
Totale	46	8	18	12	23	106

Fonte: NOSTRE ELABORAZIONI SU DATI STANDARD & POOR'S

* Sono stati esclusi i downgrade del rating del Portogallo del 24 marzo 2011 e del 29 dello stesso mese.

** Sono stati esclusi l'outlook negativo del 7 agosto 2012 e l'upgrade del 18 dicembre 2012.

Tavola 4

Distribuzione temporale delle variazioni dei rating formulati da Standard & Poor's considerate nell'analisi

Variazioni di rating	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Totale
Upgrades	1	1	1	0	2	0	1	1	1	0	8
Outlooks Positivi	0	0	0	1	1	0	1	2	2	5	12
Outlooks Negativi	2	0	0	1	0	4	3	1	5	1	17
Reviews Negative	0	0	0	0	0	5	3	14	1	0	23
Downgrades	1	1	1	0	0	7	6	14	15	2	47

Fonte: NOSTRE ELABORAZIONI SU DATI STANDARD & POOR'S

Il 44% degli eventi è costituito da downgrade, il 7% da upgrade, il 16% da outlook negativi, l'11% da outlook positivi, il 21% da review negative. Nell'intervallo considerato non ci sono state review positive. Quindi circa l'81% degli eventi è costituito da eventi negativi.

Il 55% degli eventi negativi riguarda gli Stati maggiormente colpiti dalla crisi finanziaria: Cipro, Grecia, Irlanda, Italia, Portogallo e Spagna.

Nella tavola 4 è rappresentata la distribuzione temporale degli eventi. L'andamento dei rating è in accordo con i segnali che provengono dal mercato dei Cds. Osserviamo una maggiore concentrazione delle variazioni negative del rating nel 2011 e nel 2012, gli stessi anni in cui abbiamo rilevato il picco massimo raggiunto dai premi dei Cds.

4. Metodologia

La metodologia scelta per studiare l'effetto della variazione del rating sul mercato dei Cds degli Stati dell'Area euro è l'event study (MacKinlay, 1997).

Sono state scelte cinque event window intorno alla data dell'evento. La data del singolo evento sarà indicata come t_0 . Indichiamo le event window come: $(t_1; t_2)$. In funzione della event window utilizzata i valori assunti da t_1 e t_2 possono essere sia negativi che positivi, poiché rappresentano il numero di giorni lavorativi di differenza rispetto alla data dell'evento. Le event window sono state individuate in linea con le scelte effettuate nella letteratura esistente (Hull et al., 2004

e Micu et al., 2006). Nel caso dell'annuncio di una variazione del rating, è possibile che il mercato anticipi l'evento, pertanto è preferibile includere nell'analisi anche i giorni antecedenti l'annuncio. Dato che il processo di definizione del rating dura in media 90 giorni, il primo intervallo partirà dal novantesimo giorno lavorativo antecedente alla data dell'annuncio.

Le event window considerate sono quindi cinque: (-90, -8), (-7, -1), (0, +1), (+2, +7), (+8, +60).

Non sono stati considerati periodi di tempo maggiori per evitare contaminazioni con altri eventi che potrebbero avere un effetto significativo sulla quotazione dei premi.

Per ogni intervallo si stima, in primo luogo, la serie degli abnormal return giornalieri (AR) relativi ai Cds dello Stato che registra una variazione del rating. Gli AR sono ricavati come differenza tra i rendimenti osservati sul mercato e i rendimenti attesi, ovvero i rendimenti che si sarebbero dovuti osservare nel caso non si fosse verificato l'evento. Successivamente si calcola il mean abnormal return riferito a ciascuno degli intervalli considerati, calcolato come media degli abnormal return giornalieri per ogni evento.

Nel presente lavoro, a differenza degli studi citati sui sovereign Cds, gli AR sono stimati applicando il metodo market model: in tal modo siamo in grado di tenere sotto controllo l'eventuale esistenza di fattori sistematici in grado di influenzare simultaneamente tutti i prezzi di mercato (i limiti dell'approccio tradizionale utilizzato per gli event study relativi ai Cds sono descritti nell'appendice 1).

Dati gli assunti del market model, per determinare i rendimenti del mercato è necessario individuare un benchmark. In linea con Micu et al. (2006) nell'analisi è stato utilizzato un indice formato dalla mediana² del valore giornaliero dei premi dei Cds degli Stati dell'Area dell'euro³. Per valutare la relazione esistente tra le due serie di rendimenti, si è stimata una retta di regressione in una estimation window abbastanza estesa da garantire la stabilità del modello. Si è scelto di calcolare gli stimatori Ols nei sei mesi precedenti alla prima event window, ovvero nell'intervallo (-270, -90). Gli abnormal return, quindi, sono stimati tramite l'equazione (1).

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha + \beta R_{mt}) \quad (1)$$

AR_{it} : rendimenti anomali dei Cds dello Stato i al tempo t ;
 R_{it} : rendimenti osservati dei Cds dello Stato i al tempo t ;
 $\alpha + \beta R_{mt}$: rendimento dei Cds stimato tramite il market model.

Dopo aver calcolato gli abnormal return, la loro significatività statistica è stata verificata attraverso tre test.

Il primo è il cross-sectional test con la t di Student. Possiamo ipotizzare (Micu, Remolona e Wooldridge, 2006) che gli abnormal return si distribuiscano secondo una t di Student con $n-1$ gradi di libertà, dove n indica il numero di osservazioni. Il test permette di verificare se \overline{AR} , la media degli abnormal return dei Cds nell'intervallo $(t_1; t_2)$ per ogni evento, è diversa da zero.

L'ipotesi nulla sarà:

$$H_0: \{\overline{AR} = 0\} \quad (2)$$

Possiamo ipotizzare che, all'aumentare della rischiosità di uno Stato, numerosi investitori possano avere interesse ad acquistare protezione tramite i Cds o, se non possiedono il sottostante, ad assumere posizioni short. Se si verificano eventi negativi, possiamo ipotizzare che gli abnormal return siano maggiori di zero. Ipotizziamo un effetto opposto nel caso di eventi positivi. Quindi l'ipotesi alternativa sarà:

$$H_1: \{\overline{AR} > 0\} \text{ per gli eventi negativi} \quad (3)$$

$$H_1: \{\overline{AR} < 0\} \text{ per gli eventi positivi} \quad (4)$$

Il test con la t di Student potrebbe produrre risultati distorti a causa di due motivi concomitanti:

- un'insufficiente numerosità campionaria, soprattutto per alcuni eventi (poiché il numero di eventi considerati nell'analisi varia per ogni tipologia di rating);
- la presenza di livelli di asimmetria piuttosto pronunciati nella distribuzione degli abnormal return (tutte le serie degli AR presentano valori superiori a 5 dell'indice di skewness). Si tratta di un fenomeno osservato anche nei

² La preferenza per la mediana, rispetto alla media, deriva dal fatto che il valore della seconda potrebbe essere eccessivamente influenzato dalla presenza di poche osservazioni anomale.

³ Si è scelto di utilizzare un benchmark che implica la creazione di un portafoglio dei Cds utilizzati nell'analisi con un uguale coefficiente di ponderazione. Non sono disponibili, infatti, indici di mercato dei Cds sovereign dell'area euro per tutto il periodo considerato. Inoltre la tipologia e la numerosità del campione non consentono di adottare indici di mercato in linea con quelli utilizzati in altre analisi, ad esempio basati sulla nazionalità (Micu et al., 2006) o sulla classe di rating degli emittenti (Norden e Weber, 2004).

precedenti studi sul mercato dei Cds (ad esempio, Micu et al., 2006 e Hull et al., 2004).

Per ovviare ai problemi precedenti si è ritenuto di affiancare al t test anche due test non parametrici.

Il primo si basa sulla tecnica bootstrap (descritta nell'appendice 2.a), utilizzabile quando la numerosità limitata dei campioni non consente di verificare le ipotesi classiche di normalità e simmetria (Efron e Tibshirani, 1993).

Il secondo, in linea con altri contributi scientifici (Ismailescu e Kazemi, 2010), è, invece, il test dei ranghi con segno di Wilcoxon (descritto nell'appendice 2.b), il quale non richiede l'ipotesi di normalità della distribuzione.

5. Risultati empirici

Nel presente paragrafo esaminiamo distintamente, in sequenza, l'impatto dei downgrade, degli upgrade, degli outlook e delle review. La variabile oggetto di osservazione è rappresentata da \overline{AR} , la media dei mean abnormal return osservati nell'intervallo $(t_1; t_2)$ per tutti gli Stati interessati dall'evento considerato. In altri termini, secondo la classica metodologia dell'event study (MacKinlay, 1997), il valore di \overline{AR} scaturisce da una doppia aggregazione: prima si procede al calcolo della media degli AR giornalieri per il Cds di un singolo Stato, poi si calcola la media dei precedenti valori con riferimento a tutti gli Stati colpiti dal medesimo evento.

L'impatto dei downgrade. Nella tavola 5 sono elencati gli AR medi giornalieri causati da un downgrade, per ogni event window, e la loro significatività statistica.

Gli abnormal return registrati nel periodo $(-90, -8)$ non supportano la tesi secondo cui il mercato preannuncia la variazione del rating con largo anticipo. Nella settimana precedente all'annuncio, gli AR dei Cds interessati dal downgrade superano ogni giorno, in media, dello 0,54% la mediana dei rendimenti dei Cds dell'Area dell'euro. Probabilmente si avverte il possibile abbassamento del rating o si diffondono notizie rilevanti riguardo al merito creditizio dello Stato sovrano. La significatività di questo risultato non è, però, confermata dal test di Wilcoxon.

Tavola 5

Abnormal return medi giornalieri causati da un downgrade

Intervalli	Downgrade (n = 46)				
	(-90, -8)	(-7, -1)	(0, +1)	(+2, +7)	(+8, +60)
\overline{AR} (%)	0,0150	0,5469	1,9438	-0,2920	-0,2101
t-test		*	***		
bootstrap		*	***		
Wilcoxon test			***		

Significatività all'1% (***), al 5% (**), al 10% (*).

Nel giorno in cui è annunciato il downgrade e in quello immediatamente successivo si verifica un AR medio dell'1,94%. La significatività statistica molto elevata conferma che la diminuzione del rating ha una forte valenza informativa per gli operatori del mercato. I downgrade hanno un impatto sul mercato dei Cds degli Stati dell'eurozona più significativo rispetto a tutte le altre tipologie.

Nei periodi seguenti, $(+2, +7)$ e $(+8, +60)$, si osserva una diminuzione degli AR (e quindi del valore dei premi) rispetto al benchmark. In seguito a un downgrade, il livello dei premi aumenta, ma non si ottengono rendimenti crescenti con il passare del tempo. Il mercato riesce ad assorbire le nuove informazioni in modo molto rapido; infatti, si registra un effetto rilevante soltanto intorno alla data dell'annuncio.

L'impatto degli upgrade. La tavola 6 indica che anche gli upgrade producono un effetto significativo sul mercato.

Osserviamo in media una diffusa diminuzione dei premi in tutto il periodo $(-7, +60)$. Nella settimana che precede un upgrade, si registra una diminuzione giornaliera media dello 0,88%, anche se non statisticamente significativa.

L'effetto più rilevante si riscontra alla data dell'annuncio, con una diminuzione media giornaliera del 3,23%. Al contrario dei downgrade, si osserva un declino della rischiosità percepita anche nei due intervalli successivi, ma il risultato non è confermato statisticamente.

Come nel caso dei downgrade, il mercato non sembra anticipare la variazione del rating nel periodo $(-90, -8)$.

Tavola 6

Abnormal return medi giornalieri causati da un upgrade

Intervalli	Upgrade (n = 8)				
	(-90, -8)	(-7, -1)	(0, +1)	(+2, +7)	(+8, +60)
\overline{AR} (%)	0,4361	-0,8879	-3,2357	-1,1299	-0,9032
t-test			**		
bootstrap			***		
Wilcoxon test			**		

Significatività all'1% (***), al 5% (**), al 10% (*).

L'impatto degli outlook. Nella tavola 7 e nella tavola 8 sono illustrati gli abnormal return generati dall'annuncio di outlook positivi e negativi.

I risultati mostrano che gli annunci riguardanti gli outlook non producono un effetto significativo sul mercato. Gli operatori non sembrano basare le loro scelte di investimento su questo tipo di valutazione, probabilmente perché gli outlook non sono causati da notizie inaspettate ma da motivazioni di lungo termine. Possiamo ritenere, quindi, che il mercato tende maggiormente ad anticipare le decisioni prese dalle società di rating riguardo all'annuncio di un outlook negativo.

Notiamo la mancanza di significatività statistica per i livelli considerati in tutti gli intervalli nel caso dell'annuncio di outlook positivi. Anche gli outlook negativi non causano rendimenti anomali significativi, tranne nell'intervallo (-90, -8). Il mercato, infatti, sconta con largo anticipo le informazioni che inducono un'agenzia di rating a emettere un outlook negativo. Si osserva che in media i premi dei Cds subiscono un aumento giornaliero statisticamente rilevante dello 0,36% nel periodo (-90, -8) che precede l'annuncio di un outlook negativo.

Possiamo ritenere, quindi, che la bassa significatività sia causata dall'effettiva irrilevanza, per gli investitori, di una valutazione che esprime solo la possibilità di una futura variazione del rating.

L'impatto delle review negative. Le review, secondo quanto dichiarato dalle stesse agenzie, esprimono un segnale

Tavola 7

Abnormal return medi giornalieri causati da un outlook negativo

Intervalli	Outlook negativo (n = 18)				
	(-90, -8)	(-7, -1)	(0, +1)	(+2, +7)	(+8, +60)
\overline{AR} (%)	0,3662	0,2784	-0,3270	0,5477	0,1535
t-test	*				
bootstrap	**				
Wilcoxon test					

Significatività all'1% (***), al 5% (**), al 10% (*).

Tavola 8

Abnormal return medi giornalieri causati da un outlook positivo

Intervalli	Outlook positivo (n = 12)				
	(-90, -8)	(-7, -1)	(0, +1)	(+2, +7)	(+8, +60)
\overline{AR} (%)	0,2070	0,0904	-0,5048	0,0927	0,0689
t-test					
bootstrap					
Wilcoxon test					

Significatività all'1% (***), al 5% (**), al 10% (*).

più forte riguardo alla probabilità di future variazioni del rating. Questa differenza rispetto agli outlook è in parte avvertita dagli operatori del mercato (tavola 9).

Il mercato non anticipa l'annuncio di una review. Sia nell'intervallo (-90, -8) che in (-7, -1) non risulta nessuna reazione significativa del mercato dei Cds. Anche nel giorno dell'annuncio non si riscontra un aumento statisticamente significativo della quotazione dei Cds.

Osserviamo, invece, un aumento del livello dei premi dei Cds nei sette giorni seguenti all'annuncio. In media si osserva un aumento giornaliero dello 0,44% nel periodo (+2, +7).

Non si rileva alcun effetto significativo nell'event window (+8, +60).

Le review hanno una significatività e un'intensità minore rispetto all'effettiva variazione del livello di rating con un impatto rilevante solo nei giorni seguenti all'annuncio. L'alta

Tavola 9

Abnormal return medi giornalieri causati da una review negativa

Review negativa (n = 23)					
Intervalli	(-90, -8)	(-7, -1)	(0, +1)	(+2, +7)	(+8, +60)
\overline{AR} (%)	-0,0202	-0,1738	0,42013	0,44769	-0,30356
t-test				*	
bootstrap				*	
Wilcoxon test					

Significatività all'1% (***), al 5% (**), al 10% (*).

probabilità di una diminuzione del rating, che ha un notevole impatto sul mercato, come dimostrato in precedenza, spinge gli investitori a variare la composizione del proprio portafoglio in funzione di questa evenienza.

6. Test di robustezza

Per verificare se i nostri risultati sono influenzati dalla scelta dell'orizzonte temporale preso in considerazione per la stima dei parametri Ols utilizzati nel market model, si è scelto di effettuare un test di robustezza.

L'analisi è stata ripetuta utilizzando una differente estimation window. La relazione lineare tra abnormal return e i rendimenti di mercato è stata stimata nei tre mesi precedenti alla prima event window, nell'intervallo (-180, -90) e quindi non più nel periodo (-270, -90)⁴.

Tavola 10

p-value del t-test ottenuti ipotizzando che la differenza degli abnormal return medi giornalieri, stimati considerando rispettivamente l'estimation window (-180,-90) e l'estimation window (-270, -90), sia pari a zero

Differenze abnormal return medi per tipologia di evento					
Intervalli	(-90, -8)	(-7, -1)	(0, +1)	(+2, +7)	(+8, +60)
p-value $\Delta \overline{AR}_{downgrade}$	0.74	0.71	0.87	0.82	0.72
p-value $\Delta \overline{AR}_{upgrade}$	0.46	0.63	0.64	0.70	0.45
p-value $\Delta \overline{AR}_{outlook neg}$	0.77	0.68	0.83	0.95	0.46
p-value $\Delta \overline{AR}_{outlook pos}$	0.99	0.96	0.85	0.96	0.98
p-value $\Delta \overline{AR}_{review neg}$	0.83	0.52	0.83	0.77	0.98

⁴ Le tavole riguardanti gli abnormal return medi giornalieri causati da una variazione del rating, calcolati utilizzando l'estimation window (-180, -90), sono disponibili presso gli Autori.

Per verificare se i due metodi di analisi producono risultati diversi, è stato effettuato un test con la *t* di Student. Il test permette di verificare se la differenza ($\Delta \overline{AR}$) tra gli abnormal return medi giornalieri stimati attraverso l'estimation window (-180,-90), \overline{AR}_2 , e quelli stimati attraverso l'estimation window (-270,-90), \overline{AR}_1 , è statisticamente uguale a zero. I risultati del test sono rappresentati nella tavola 10, in cui sono riportati i *p*-value del *t*-test per ogni tipologia di evento e per ogni event window considerata.

Si può notare che i risultati confermano che la differenza tra \overline{AR}_2 e \overline{AR}_1 è statisticamente uguale a zero con un ampio livello di significatività per tutte le tipologie di evento e per tutti gli intervalli. Quindi è possibile osservare che modificando l'orizzonte temporale dell'estimation window non si ottengono risultati statisticamente diversi.

7. Ulteriori stime: Stati investment grade e Stati speculative grade

Le stime precedenti sono state condotte senza tener conto di eventuali differenze esistenti tra i diversi Paesi inclusi nel campione. Tuttavia alcuni degli studi precedentemente citati hanno verificato differenze di comportamento in funzione dell'appartenenza alla categoria di rating (investment grade vs speculative grade). Abbiamo quindi suddiviso il campione distinguendo tra Stati che presentano un rating investment grade e Stati con rating speculative grade.

Ci limitiamo a testare la reazione del mercato dei Cds all'annuncio di un downgrade poiché si tratta dell'evento più ricorrente nella finestra temporale utilizzata (il 44% del totale) e risulta essere l'evento che produce l'impatto più significativo.

La segmentazione del campione permette di notare (tavola 11) che l'annuncio di un downgrade è parzialmente anticipato nel caso degli Stati speculative grade (AR_{SC}) con un aumento debolmente significativo

dello 0,62% nella settimana che precede l'annuncio. Questo non accade nel caso degli Stati investment grade (AR_{IG}). Nel giorno dell'annuncio e in quello immediatamente successivo osserviamo che l'intensità dell'impatto di un downgrade sui Cds degli Stati speculative grade è in media pari a circa il doppio dell'impatto registrato sui Cds relativi agli Stati investment grade.

In entrambi i gruppi non osserviamo, al contrario, effetti significativi negli intervalli successivi.

Possiamo concludere che il rating osservato dopo la variazione decisa da Standard & Poor's ha un effetto determinante sulla quotazione dei Cds degli Stati dell'Area euro. Il mercato dei Cds di Stati speculative grade è caratterizzato da una reattività/volatilità maggiore rispetto al mercato degli Stati investment grade. La differenza tra i due gruppi può avere diverse cause. È possibile, ad esempio, che dipenda dai diversi vincoli regolamentari che riguardano l'operatività degli investitori di strumenti classificati con un rating speculative grade.

8. Conclusioni

L'analisi ha permesso di verificare gli effetti che le variazioni dei rating esercitano sui premi dei Cds nei Paesi dell'Area euro.

Attraverso la metodologia dell'event study abbiamo verificato che le variazioni di rating hanno una valenza informativa per gli investitori che operano nel mercato dei Cds.

I risultati precedenti dimostrano che l'impatto di intensità maggiore si registra quando cambia il livello di rating con un downgrade o un upgrade. Nel giorno dell'annuncio di queste due variazioni del rating e in quello immediatamente successivo si osserva la reazione più significativa del mercato dei Cds. L'ipotesi H1 risulta quindi confermata. Solo nel caso dell'annuncio di un downgrade si osservano anche rendimenti anomali significativi nella settimana precedente alla variazione. L'ipotesi H2 è dunque solo debolmente verificata: il mercato sembra anticipare gli effetti dei downgrades, ma il risultato non è confermato da tutti i test statistici utilizzati nell'analisi.

La segmentazione del campione permette di verificare che l'impatto di un downgrade sul mercato dei Cds è maggiore se il rating dello Stato è di tipo speculative grade. In questo caso, inoltre, il mercato anticipa l'evento nella settimana precedente il downgrade. Trova quindi conferma l'ipotesi H3. I rating complementari hanno una significatività minore. Gli outlook, sia positivi che negativi, non sembrano influire in modo rilevante sulle scelte degli investitori, che tendono ad anticipare l'annuncio da parte delle società di rating soprattutto nel caso dell'annuncio di un outlook negativo. Le reviews negative risultano più rilevanti degli outlook, ma solo nei giorni seguenti all'annuncio.

L'analisi, quindi, dimostra che l'annuncio di una variazione del rating, a eccezione degli outlook, rappresenta un'informazione rilevante per il pricing dei sovereign Cds dell'Area euro. Di conseguenza le Cra influenzano anche il costo del debito degli Stati Sovrani. A questo punto diventa rilevante capire se l'impatto sul mercato è dovuto prevalentemente alla teoria dell'information effect oppure a quella della certification. Se fosse vera la se-

Tavola 11

Abnormal return medi giornalieri dei Cds degli Stati con rating investment grade (IG) e degli Stati con rating speculative grade (SG) causati da un downgrade

Intervalli	Downgrade				
	(-90, -8)	(-7, -1)	(0, +1)	(+2, +7)	(+8, +60)
$\overline{AR}_{IG}(\%)$ (n = 13)	0,0164	0,3031	0,9142	-0,3816	-0,0879
t-test			*		
bootstrap			**		
Wilcoxon test					
$\overline{AR}_{SG}(\%)$ (n = 33)	0,031	0,6284	2,2295	-0,3002	-0,2587
t-test		*	***		
bootstrap		*	***		
Wilcoxon test			***		

Significatività all'1% (***), al 5% (**), al 10% (*).

conda ipotesi, l'effetto sul costo del debito sovrano sarebbe sensibilmente imputabile all'utilizzo del rating nella regolamentazione.

Abbiamo già chiarito che le analisi effettuate non ci consentono di verificare quali sono i motivi che spiegano l'influenza del rating (riconducibili alle tre teorie menzionate nell'introduzione). Non vogliamo però sottrarci ad alcune valutazioni conclusive.

La situazione delle finanze pubbliche nei Paesi dell'Eurozona e quella del mercato dei titoli di Stato sono costantemente monitorate da una vasta schiera di analisti appartenenti alle più importanti istituzioni finanziarie, oltre che da numerose istituzioni nazionali e sovranazionali. La

semplice constatazione precedente consente di sollevare qualche dubbio sulla possibilità che le Cra possano godere di uno stabile vantaggio informativo rispetto alla generalità degli operatori.

Al momento non sembra che l'Ue abbia imboccato con decisione la strada della riduzione dell'uso del rating nella regolamentazione. I nostri risultati indicano che il problema deve essere considerato attentamente, probabilmente anche per mezzo di ulteriori ricerche. La situazione esistente attribuisce un enorme potere alle Cra e origina effetti indesiderati in termini di maggior volatilità del mercato, con riflessi sul costo delle finanze pubbliche e implicazioni per la stabilità finanziaria.

Appendice 1

Gli event study nel mercato dei Cds: i limiti dell'approccio tradizionale

Negli studi precedenti sui sovereign Cds gli AR sono misurati tramite il cosiddetto «matching portfolio» model. Si tratta di uno dei metodi comunemente utilizzati negli event study (Bessembinder et al., 2009). In generale il metodo menzionato prevede che gli AR siano misurati come differenza tra il rendimento di uno specifico strumento e quello di un portafoglio di riferimento (matched portfolio) opportunamente selezionato. Negli studi che riguardano i bond o i Cds il portafoglio di riferimento è costruito generalmente secondo il criterio dell'omogeneità del rating. Nel caso specifico dei Cds per ogni reference entity si dovrebbe costruire un indice composto dai Cds di altre reference entity appartenenti alla medesima classe di rating. Non mancano tuttavia soluzioni ancora più semplici, nelle quali il portafoglio di riferimento è composto da tutti i Cds presenti nel campione. Tale ultima soluzione è a volte adottata in presenza di una numerosità relativamente ridotta del campione di Cds, come accade sovente nel caso degli studi sui Cds sovereign (Afonso et al. 2012, Ismailescu e Kazemi, 2010).

A prescindere dalla soluzione concretamente utilizzata, dopo aver individuato il portafoglio di riferimento si procede al calcolo degli «abnormal spread change». Indicato con $S_{i,t}$ lo spread del generico Cds al tempo t e con $S_{R,t}$ lo spread (medio) del portafoglio di riferimento, l'abnormal spread change ($\Delta AS_{i,t}$) è calcolato come differenza tra le variazioni giornaliere dei due spread:

$$\Delta AS_{i,t} = \Delta S_{i,t} - \Delta S_{R,t} \quad (5)$$

Benché sia teoricamente possibile calcolare e utilizzare le variazioni percentuali di $S_{i,t}$ e $S_{R,t}$, per procedere successivamente al calcolo degli abnormal return, gli studi esistenti sui sovereign Cds (e la maggior parte degli studi sui corporate Cds) si limitano a considerare le variazioni assolute, espresse in basis points, dei premi dei Cds. Questa metodologia soffre però di problemi relativi alla comparabilità delle variazioni dei premi nel tempo e nello spazio (tra diverse reference entity). È evidente che una variazione di 10 basis point assume un significato molto diverso a seconda che il livello iniziale del premio sia pari a 50 b.p. oppure a 250 b.p. Il ricorso a portafogli di riferimento differenziati in funzione della classe di rating consente di mitigare il problema rilevato. In tale modo di procedere è implicita l'assunzione che all'interno della medesima classe di rating i premi di reference entity diverse siano equivalenti o quasi.

La soluzione richiamata risente tuttavia di alcune criticità. In primo luogo, a causa di problemi relativi alla numerosità delle osservazioni disponibili, è normalmente necessario aggregare classi di rating ritenute relativamente omogenee sotto il profilo del livello dei premi dei Cds. Per esempio, negli studi sui corporate Cds, Hull et al. (2004) utilizzano solo tre portafogli di riferimento, corrispondenti ai rating Aaa/Aa (considerati come un'unica classe), A e Baa. Cizel (2013) arriva a calcolare 5 portafogli di riferimento, considerando le classi AAA/AA, A, BBB, BB e una classe residuale che comprende tutti i rating pari o inferiori a B. Negli studi sui sovereign Cds solo Kiff et al. (2012), per quanto di nostra conoscenza, utilizzano una limitata differenziazione dei portafogli di riferimento, distinguendo tra un portafoglio composto da Cds di «Paesi Sviluppati» e un portafoglio composto da «Paesi Emergenti».

Nei primi anni di vita del mercato il rating sembrava essere la determinante di gran lunga prevalente del livello del premio dei Cds, ma successivamente lo scenario è profondamente mutato. Il livello dei premi dei Cds può essere molto differente anche all'interno della stessa classe di rating. Tale situazione è stata verificata sia per i Cds corporate, sia per quelli sovereign (con riferimento a questi ultimi si veda, ad esempio, Kiff et al., 2012). Occorre inoltre considerare che, persino all'interno della stessa classe di rating, il livello medio del premio dei Cds risulta essere sensibilmente variabile nel tempo. Emblematico è il caso della Germania, che ha conservato un rating pari alla tripla A durante tutto il periodo considerato. Eppure il premio dei Cds tedeschi è passato da un valor medio inferiore ai 5 basis points (b.p.) nel 2004, a un valor medio di 16 b.p. nel corso del 2008, ha superato i 90 b.p. a inizio 2009, ha toccato un massimo di 118,38 b.p. nel 2011, per tornare a oscillare tra i 30 e i 40 b.p. verso la fine del periodo di osservazione.

Per superare i problemi sopra rilevati Micu et al. (2006) hanno per primi applicato il metodo del market model al mercato dei corporate Cds. Il presente lavoro, per quanto di nostra conoscenza, è il primo che utilizza il market model nel mercato dei sovereign Cds.

Appendice 2

a) Bootstrap test

Per condurre il secondo test tramite il metodo bootstrap (Efron e Tibshirani, 1993), definiamo la statistica t come:

$$t = \sqrt{n} \left(\frac{\bar{s} - \mu_0}{\bar{\sigma}} \right) \quad (6)$$

dove \bar{s} è la media e $\bar{\sigma}$ è la deviazione standard del campione degli abnormal return, μ_0 indica la media del test sotto l'ipotesi nulla e n rappresenta la numerosità campionaria.

Definiamo: $\tilde{s}_i = s_i - \bar{s}_i$ con $i = 1, \dots, n$. La serie di valori $\tilde{s}_1, \tilde{s}_2, \dots, \tilde{s}_n$ rappresenta la distribuzione sotto l'ipotesi nulla. Nella nostra analisi, si ipotizza che μ_0 sia pari a zero.

Per applicare la tecnica bootstrap, eseguiamo un ricampionamento con reimmissione per 1.000 volte e ripetiamo il procedimento di stima della distribuzione sotto l'ipotesi nulla.

Si può, quindi, calcolare un parametro pari a:

$$t^B = \sqrt{n} \left(\frac{\bar{s}^B}{\hat{\sigma}^B} \right) \quad (7)$$

Dove \bar{s}^B e $\hat{\sigma}^B$ sono la media e la deviazione standard del campione ottenuto con la tecnica bootstrap.

Questo procedimento ci permette di determinare una distribuzione empirica della statistica t sotto l'ipotesi nulla. Confrontando il valore t con un percentile appartenente a questa distribuzione possiamo accettare o rigettare l'ipotesi nulla per uno specifico livello di confidenza.

b) Test dei ranghi con segno di Wilcoxon

Il test di Wilcoxon (Wilcoxon, 1945) è l'equivalente non parametrico del test con la t di Student. Quando la numerosità campionaria è bassa, risulta essere più potente del t -test. Permette di verificare se la mediana di un campione soddisfa una determinata ipotesi nulla. Il test non richiede delle supposizioni preventive riguardo la distribuzione campionaria della variabile ma è necessario che i dati siano ordinabili secondo una scala di rango. Il test, infatti, prevede il calcolo delle differenze tra i dati presenti nel campione e il valore dell'ipotesi nulla. Le differenze ottenute saranno ordinate dalla minore alla maggiore e costituiranno i ranghi del test. È poi necessario sommare i ranghi dello stesso segno. Ai fini del test, si può scegliere indifferentemente una delle due somme.

Il metodo di stima è espresso dalla formula seguente:

$$W = \frac{W^+ - \frac{N(N+1)}{4}}{\sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}}} \quad (8)$$

Dove W^+ rappresenta la somma dei ranghi con segno positivo e N la numerosità campionaria.

L'ipotesi nulla sottoposta a verifica ipotizza che la mediana degli abnormal return sia pari a zero.

Bibliografia

Afonso A., Furceri D., Gomes P. (2012), «Sovereign credit ratings and financial markets linkages: Application to European data» in *Journal of International Money and Finance*, 31, marzo, pp. 606-638.

Bessembinder H., Kahle K., Maxwell W., Xu D. (2009), «Measuring abnormal bond performance», in *Review of Financial Studies*, 22(10), pp. 4219-4258.

Boot A.W.A., Milbourn T.T., Schmeits A. (2006), «Credit Ratings as Co-ordination Mechanisms», in *Review of Financial Studies*, 19, pp. 81-118.

Cantor R., Packer F. (1996), «Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings», in *Frbny Economic Policy Review*, October, Federal Reserve Bank of New York, New York, pp. 37-54.

Comitato di Basilea per la vigilanza bancaria (2010), *Results of the Comprehensive Quantitative Impact Study*.

Cizel J. (2013), «Are Credit Rating Announcements Contagious? Evidence

on the Transmission of Information across Industries in Credit Default Swap Markets», in *The Journal of Fixed Income*, 23, 2, pp. 27-60.

Daniels K.N., Jensen M.S. (2005), «The effect of credit ratings on credit default swap spreads and credit spreads», in *The Journal of Fixed Income*, 15, marzo, pp. 16-33.

Efron B., Tibshirani R.J. (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, New York.

Eijffinger S., De La Dehesa G., Sibert A., Veron N., Wolff G., Whelan K. (2011), «Rating Agencies - Role and influence of their sovereign credit risk assessment in the euro area», in *Monetary Dialogue*, European Parliament, Directorate General for Internal Policies, December.

Fontana A., Scheicher M. (2010), *An analysis of euro area sovereign Cds and their relation with government bonds*, European Central Bank.

Hand J., Holthausen R.W., Leftwich R.W. (1992), «The Effect of Bond Rating Agency Announcements on Bond and Stock Prices», in *Journal of Finance*, 47, giugno, pp. 733-752.

- Holthausen R.W., Leftwich R.W.** (1986), «The Effect of Bond Rating Changes on Common Stock Prices», in *Journal of Financial Economics*, 17, 1, pp. 57-89.
- Hull J., Predescu M., White A.** (2004), «The relationship between credit default swap spreads», in *Journal of Banking & Finance*, 28, novembre, pp. 2789-2811.
- Imbierowicz B., Wahrenburg M.** (2009), «The impact of reasons for credit rating announcements in equity and Cds markets», Northern Finance Association 2009 Conference.
- Isda** (2012), «The Hellenic Republic», in Credit Derivatives Determinations Committee, <http://dc.isda.org/cds/the-hellenic-republic-3/>.
- Ismailescu I., Kazemi H.** (2010), «The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes», in *Journal of Banking & Finance*, 34, dicembre, pp. 2861-2873.
- Katz S.** (1974), «The Price and Adjustment Process of Bonds to Rating Reclassifications: A Test of Bond Market Efficiency», in *Journal of Finance*, 29, maggio, pp. 551-559.
- Kiff J., Nowak S., Schumacher L.** (2012), *Are Rating Agencies Powerful? An Investigation into the Impact and Accuracy of Sovereign Ratings*, Imf Working Paper, 23.
- MacKinlay A.C.** (1997), «Event Studies in Economics and Finance», in *Journal of Economic Literature*, 35, gennaio, pp.13-39.
- Micu M., Remolona E., Wooldridge P.** (2006), «The price impact of rating announcements: which announcements matter?» in *Bank for International Settlements (Bis)*, Working Paper, 207.
- Norden L., Weber M.** (2004), *Informational Efficiency of Credit Default Swap and Stock Markets: The Impact of Credit Rating Announcement*, Cepr Discussion Papers, 4250.
- Pinches G.E., Singleton J.C.** (1978), «The Adjustment of Stock Prices to Bond Rating Changes», in *Journal of Finance*, 33, 1, pp. 29-44.
- Reinhart C.** (2010), *This Time is Different Chartbook: Country Histories on Debt, Default, and Financial Crises*, Nber Working Paper, 15815, marzo.
- Standard & Poor's** (2013), *Sovereign Rating And Country T&C Assessment Histories*.
- Steiner M., Heinke V.G.** (2001), «Event Study Concerning International Bond Price Effects of Credit Rating Actions», in *International Journal of Finance and Economics*, 6, pp. 139-157.
- Wansley J.W., Glascock J.L., Claurette T.M.** (1992), «Institutional Bond Pricing and Information Arrival: The Case of Bond Rating Changes», in *Journal of Business Finance & Accounting*, 19, settembre, pp. 733-750.
- Weinstein M.I.** (1977), «The Effect of a Rating Change Announcement on Bond Price», in *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 329-350.
- Wilcoxon F.** (1945), «Individual Comparisons by Ranking Methods», in *Biometrics Bulletin*, Vol. 1, 6, pp. 80-83.