

# 欧州金融市場で CDS プレミアムが国債利回りを動かしたのか\*

高 屋 定 美

1. 序：CDS プレミアムと国債金利の因果関係とは
2. 構造変化の検証方法
3. 国債利回りの構造変化時期の推定結果
4. CDS から国債へのグレンジャー因果性検定
5. VAR によるインパルス応答
6. 結 び

## 1. 序：CDS プレミアムと国債金利の因果関係とは

2007年からの欧州金融危機は2009年のギリシャの政府財務残高統計の改ざんが露呈して以来、ギリシャ、アイルランド、イタリア、ポルトガル、スペインなどの政府債務危機をも併発する欧州危機へと拡大していった。欧州債務危機の影響は、当該政府の債務返済リスクの高まりから金融市場は無論のこと、実体経済にも影響を及ぼしている<sup>1)</sup>。

本稿では、欧州の金融市場、特に国債市場での金利の動向に着目する。国債金利は債務問題を抱える政府の支払い能力を左右するのみならず、当該国の金利のベンチマークとしての役割も果たしており、その動向は当該国経済に深く影響を与えるからである。

また欧州危機、特に債務不履行のリスクが高まってからはクレジット・デフォルト・スワップ (Credit Default Swap; 以下、CDS) の価格である CDS プレミアムの急速な上昇が見られた。CDS 取引の価格である CDS プレミアムは、市場による債券の発行体の信用状況の判断を反映して変動する。発行体の信用状況が悪化し、債券償還に不安が高まればそのプレミアムは上昇する。そのため、CDS プレミアムは発行体のリスクプレミアムとも認識され、市場による発行体のリスクの程度を判断を表す指標としての機能も持ち合わせている。本稿では CDS プレミアムを当該国のリスク感応度の指標と見なし、そのプレミアムが当該国の国債金利にどのように影響を与えたのか

---

\* 本稿は、日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究(C)一般：課題番号25380416）および石井記念証券研究振興財団（平成24年）の研究助成を受けた研究の一部である。

1) 欧州債務危機の影響の分析に関しては、たとえば高屋（2013a, b, 2014a）などがある。

を実証する。それにより、欧州債務危機のリスクの高まりが当該国の主要金利であり、また債務支払い負担を示す国債金利にどの程度、影響を与えたのかを検証する。

この研究に関連して、De Grauwe (2011) は EMU 政府債務危機から起因した投資家のセンチメントの自己実現的な変動によって引き起こされたと主張している。たしかに、そのような特徴は高屋 (2014a) において投資家のセンチメントがメディアのニュースに影響を受けていることから推察される。投資家のセンチメントによってまず反応した市場はどの金融市場であったのであろうか。すなわち、債務危機の影響をまず受けて、その影響が他の金融市場に波及したとすれば、センチメントの変化は広範囲な金融市場に影響を与えた可能性がある。特に政府債務危機で問題となる政府の債務返済負担を考慮すると国債金利の上昇に、CDS プレミアムに代表される金融市場のリスクの上昇が影響を与えていたとすれば、債務危機の深刻さを金融市場自らが醸成したともいえよう。

そこで、本稿では CDS プレミアムと国債金利との間に、債務危機の期間中、因果関係があったのかどうかを検証することを目的とする。検証方法は、通常のグレンジャー因果性検定を行う。ただし、金融市場でも希有な危機である2008年以来の世界金融危機の中で起きた欧州債務危機であるため、金融危機の前後で投資家の反応にも構造変化が起きている可能性がある。そのため、構造変化の推定をまず行い、分割期間を推定する。この時、各国で構造変化が異なる可能性があるため、先験的に構造変化時期を特定するのを避ける必要がある。そのため、Bai=Perron (2003) による構造変化を応用する。さらに、ベクトル自己回帰 (VAR) モデルを利用したインパルス応答を観察することで、CDS プレミアムにショックを与えたときに国債金利のどのような波及があるのかを検証する。

欧州債務危機に関する、類似した先行研究として Delatte=Gex=Lopez-Villavicencio (2012) がある<sup>2)</sup>。彼らは本稿と同様、CDS プレミアムと欧州債務国の借入コスト (国債金利) との相関関係を、パネルデータを用いて、Panel Smooth Transition モデルで実証している。それによると、リスクの高まりによる CDS スプレッドの上昇は国債金利に影響を与えていることを観察している。彼らの研究は、ユーロ圏ならびに欧州債務国のデータをプールしたのを用い、それらの平均的な状況を観察している。本稿は、個別の欧州諸国の影響に焦点を当てている点が異なる。また、欧州危機の扱いを、彼らは非線形モデルを用いること、歴史的な危機と平常時とを取り扱っているが、本稿では構造変化ととらえ、その前後の因果関係の有無を検証している。

以下、第2節では Bai=Perron (2003) による構造変化の説明を行う。第3節では国債利回りの構造変化時期を特定する。第4節では、特定された時期に関して、それぞれの CDS と国債金利の因果関係を検証する。第5節では VAR によるインパルス応答を観察し、CDS と国債金利のショッ

---

2) 大手邦銀の CDS プレミアムとその社債との関係については Baba and Inada (2007) がある。

クの波及を検証する。第6節はむすびである。

## 2. 構造変化の検証方法

構造変化を Bai=Perron 検定によって推定する。Bai=Perron (2003) は構造変化の時点と各係数を同時に推定する方法を提唱している。ここで観測された時系列変数  $y_t$  に  $m$  回の構造変化が起きたものとする。

$$y_t = \beta_t x_t + u_{it} = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, i=1, \dots, m+1, u_{it} \sim \text{NID}(0, \sigma^2). \quad (1)$$

$x_t$  は説明変数であり、変数  $(T_1, \dots, T_m)$  は未知の構造変化点である。推定は、まずすべての  $m$  個に区切る方法に対して、次の(2)式で示す残差平方和を最小にする係数の推定値を求める。

$$S_T = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (y_t - \beta_t x_t)^2 \quad (2)$$

(2) 式を最小化することで得られた  $\beta$  の推定値を  $\hat{\beta}$  とする。次に各区切り方においてそれぞれ得た  $\hat{\beta}$  を (1) 式に代入して、どの区切り方が式 (1) を最小化するかを見つける。(1) 式を最小にする区切り方が構造変化時点の推定値となる。

次に構造変化の回数  $m$  を求める。Bai=Perron (2003) によれば、この回数は反復 supF 検定 (Sequential Application of the SupF (1+1|1) test) によって得られるとする。初期の構造変化の回数を 1 とおいた場合の  $S_T$  と、追加的に最適な時点でもう一つの構造変化を追加した  $m=1+1$  の時の  $S_T$  との間における F 検定である。構造変化を一つずつ追加するというプロセスを次式(3)が追加的な構造変化はないという帰無仮説の棄却ができなくなるまで続ける。

$$F_T(1+1|1) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_1) - \min_{1 \leq i \leq 1+1} \inf_{i \in \Lambda_{i,\eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, i, \hat{T}_1, \dots, \hat{T}_1) \right\} / \hat{\sigma}^2 \quad (3)$$

ここで  $\Lambda_{i,\eta} = \{i; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_1 - \hat{T}_{i-1})\eta \leq i \leq \hat{T}_{i-1} - (\hat{T}_1 - \hat{T}_{i-1})\eta\}$  を表し、また、 $\hat{\sigma}^2$  はの  $\sigma^2$  不偏推定値、 $\eta$  はトリミング率を示す。構造変化を追加するという作業は(3)式が追加的な構造変化時期はないという帰無仮説を棄却できなくなるまで行われる。

まず  $y$  を国債金利、 $x$  を CDS プレミアムとして上記の  $\beta$  を推計すると同時に、構造変化の回数とその時点も推計する。その時に求められた構造変化の時期が国債利回り と CDS プレミアムの間の関係に構造変化があったものと解釈する。

## 3. 国債利回りの構造変化時期の推定結果

第2節で説明した Bai=Perron 検定を行うにあたり、構造変化の時点と推定式の係数を同時に推

表1 推計された構造変化時期

国名	スペイン				ポルトガル			
構造変化の数	1				2			
構造変化日	9/19/2011				10/21/2009, 7/07/2011			
構造変化テスト	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks				Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
オプション	Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05				Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
	Sequential F-statistic determined			1	Sequential F-statistic determined			2
			Scaled	Critical			Scaled	Critical
	Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**	Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**
	0 vs. 1*	10.45299	20.90598	11.47	0 vs. 1*	18.0887	36.1774	11.47
	1 vs. 2	1.657443	3.314886	12.95	1 vs. 2*	11.94422	23.88844	12.95
					2 vs. 3	0.241012	0.482023	14.03
国名	イタリア				フランス			
構造変化の数	2				2			
構造変化日	1/13/2010, 9/29/2011				5/07/2009, 8/16/2011			
構造変化テスト	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks				Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
オプション	Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05				Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
	Sequential F-statistic determined			2	Sequential F-statistic determined			0
			Scaled	Critical			Scaled	Critical
	Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**	Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**
	0 vs. 1*	182.0887	364.1773	11.47	0 vs. 1	4.866014	9.732027	11.47
	1 vs. 2*	10.94422	21.88843	12.95				
	2 vs. 3	0.241012	0.482023	14.03				
国名	ベルギー				ドイツ			
構造変化の数	1				2			
構造変化日	10/03/2011				6/09/2010, 11/25/2011			
構造変化テスト	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks				Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
オプション	Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05				Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
	Sequential F-statistic determined			1	Sequential F-statistic determined			2
			Scaled	Critical			Scaled	Critical
	Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**	Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**
	0 vs. 1*	9.317958	18.63592	11.47	0 vs. 1*	5.991265	11.98253	11.47
	1 vs. 2	4.527759	9.055517	12.95	1 vs. 2*	23.67381	47.34763	12.95
					2 vs. 3	6.139339	12.27868	14.03
国名	オランダ							
構造変化の数	1							
構造変化日	5/16/2011							
構造変化テスト	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks							
オプション	Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05							
	Sequential F-statistic determined			1				
			Scaled	Critical				
	Break Test	F-statistic	F-statistic	Value**				
	0 vs. 1	3.585771	7.171542	11.47				

\* Significant at the 0.05 level.

\*\* Bai-Perron (*Econometric Journal*, 2003) critical values.\*\*\* オランダでの推計に関しては、HAC 共分散行列を用いている。  
出所) 筆者作成。

定する必要がある。そこで、ここでは被説明変数に国債金利の変化率を、説明変数として定数項を選び、最小自乗法で推定した。ただし、本稿での関心は構造変化時期であるので、紙幅の関係上、推定結果については割愛する。また、本稿での構造変化とは金融市場のみの変化であり、また市場参加者のみの認識による変化であることには注意が必要であろう。推定対象国はスペイン、ポルトガル、イタリア、フランス、ベルギー、ドイツ、オランダの7カ国である。また構造変化の最大回数を5回と設定した。推計された構造時期を表1に掲げている。

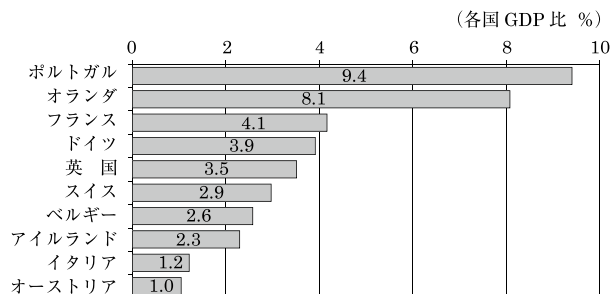
スペインでは、推定された構造変化の数は2011年9月19日の1つである。2011年にはスペインのサパテロ政権が5月の地方選挙に倒れ、7月には12月予定の総選挙を11月に前倒しすることを決めた。したがって、9月の時期には政権が不安定な時期であり政治的に不安定な状況であり、リスクが高まった時期と考えられる。そのことが国債金利変化に構造変化を与えたのかもしれない。

ポルトガルでは、2009年10月21日と2011年7月7日に構造変化が認められた。前者の時期はギリシャでの財政統計粉飾が明らかとなり、欧州債務危機のリスクが高まりだした時期である。後者の時期は6月5日に実施された総選挙後、社会民主党（PSD）と保守民衆党（CDS）の連立により、コエリョ新政権が発足した。同政権は、2011年第1四半期の財政赤字のGDP比が目標を超える7.7%との報告を受け、6月30日には追加の緊縮措置を取ることを発表した直後であり、政治的な不安定さが沈静化した時期でもある。これらの要因が構造変化をもたらしたことを示唆している。

さらに図1に示したように、BISの国際与信統計によれば、ポルトガル金融機関の対スペイン与信残高はGDP比9.4%と欧州内では最も高く、2011年7月にはスペインのリスクが上昇しだしており、その影響によりポルトガルのリスクも大きく上昇をし始めたと考えられる。

イタリアでは、2010年1月13日と、2011年9月29日の二つの構造変化が推定された。前者の期間の直前、2009年12月に国内3位の金融機関モンテ・デイ・パスキ・デイ・シエナ（19億ユーロ）に政府により資本注入が実施され、また2009年第4四半期にはマイナス0.2%の実質成長率の低下

図1 2012年6月時点での対スペイン与信残高



資料) BIS「国際与信統計」他より三井住友信託銀行調査部作成。  
出所) 三井住友信託銀行調査月報2012年11月号より。

が発表され、イタリア経済の先行きが悲観的になっている時期といえる。後者の時期に関連して、2011年7月に財政安定化措置法を発表し、約480億ユーロの財政支出削減および収入増を計画した。しかし、国債利回りの上昇や金融市場の低迷の影響により、イタリア政府は9月に付加価値税（IVA）の税率引き上げや、エネルギー事業者などへの法人税の増税約118億ユーロの財政措置を追加した。そのため、ややリスクが低下している時期となり、それが構造変化をもたらしたことを示唆する。

フランスでは、2009年5月7日と2011年8月16日の二つの構造変化期があることが推定された。債務危機前ではあるが、2009年の第1四半期にはマイナス成長であったが、前者の時期は2008年12月4日に発表した2009年、2010年にわたる政府の景気刺激策によって成長率はプラスとなりはじめていた。ただし、5月7日には欧州中央銀行（ECB）が政策金利を1.25%から1.00%へ引き下げ決定した日であるが、これはユーロ圏の景気後退が明らかとなり、インフレ期待も後退したことがある。前者の時期にはフランス経済も景気後退の影響を受けてマイナス成長を経験し、マイナス成長の情報を念頭にしながらECBの利下げがあり、フランス経済へのリスクも高まったことを示唆する。

後者の時期に関して、仏国立統計経済研究所（INSEE）は2011年夏からソブリン危機に直面したユーロ圏経済への不安増大が加わり、株価が下落、企業マインドが冷え込んだと説明している<sup>3)</sup>。後者の時期ではソブリン・リスクが高まり、その影響がフランスのリスクの高まりを促したといえる。特にフランスの金融機関は多額の南欧国債を保有しており、そのため市場からはフランス金融機関のリスクは高いと認識されていた中で、株価下落等が重なり、市場のリスク認知はより高まったものと考えられる。

ベルギーでは、2011年10月3日の一つの構造変化期が推定された。この時期は、フランス・ベルギーの大手金融機関で、2008年の金融危機以前は公共部門向け専門銀行として、グローバルに展開していたデクシアが分割され、一部はベルギー政府のもとで一時的に国有化されることが、2011年10月9日決定している。この決定の前に、デクシアの流動性危機が認識された。そのことが構造変化をもたらしたといえる。デクシアは、債務危機国のギリシャやイタリア、ポルトガルといった欧州各国の国債を多く保有している<sup>4)</sup>。そのため、南欧の危機がベルギーの金融市場にも

---

3) INSEE (2011) を参照。

4) 2010年末時点でデクシアが135億ユーロを保有するイタリア国債については、2011年9月20日にスタンダード・アンド・プアーズ（S&P）が、10月6日にはムーディーズが3段階の格下げを行った。さらにスタンダード・アンド・プアーズは2011年10月6日にデクシアがホールセール市場からの資金調達の困難な点と担保の確保が困難な点を指摘し、デクシア・グループの中核3銀行であるデクシア・クレディ・ローカル、デクシア・バンク・ベルジャン、デクシア BIL を、A-からA-2へ1段階引き下げた。デクシアは、格下げの動きが公表されたことで、短期資金の流動性確保が一段と困難になったと見られる。林 宏美 (2011) を参照。