

欧州債務危機は設備投資を抑制したのか？

—構造変化を考慮した投資関数の推定による欧州債務危機の実体経済への影響の検証—*

高屋定美

1. はじめに

2007年夏のいわゆるパリバショックから欧州諸国は長い金融・経済危機の中にある。2008年9月の世界的な金融危機を引き起こしたリーマンショック以降、欧州の金融機関の経営危機、欧州短期金融市場の機能不全などの一連の金融危機を経験した。さらにはギリシャ政府による財政統計粉飾が、2010年10月に明らかとなり、その財政赤字の多大な額よりギリシャ政府が債務不履行（デフォルト）に陥るのではないかという不安が欧州だけでなく、世界の金融関係者に広がった。ここから欧州債務危機が始まる。

政府債務危機、あるいはソブリン危機は近年の主要なものだけでも1980年代の中南米債務危機、1994年のメキシコ危機、2001年のアルゼンチン危機といったものが挙げられるが、OECD加盟の先進国であり、通貨統合を行ったギリシャという国のデフォルトは今まで経験したことがなく、欧州ならびに国際経済に与える影響は予測できないものである。そのため、欧州債務危機がギリシャだけでなく他の欧州各国政府のリスクを引き上げてきた。そのリスクの高まりが当該国の景気を停滞させ、それがまたデフォルト・リスクを高めるという負の連鎖にある。

最近の公的債務と実質成長に関する実証研究では、対GDP政府債務比率の上昇は実質成長率を引き下げるという研究がある¹⁾。しかし近年の他の研究では、実質成長率に対して対GDP政府債務比率は最適水準があり、債務比率がゼロであることが成長率を高めてはいないという研究もある²⁾。したがって、公的債務比率の上昇が実体経済にどのように影響を与えるのかは、必ずしも定まった見解があるわけではない。

本稿では公的債務残高を明示的に扱う代わりに、金融市場での政府債務リスクを明示的に取り上げ、それを通じて実体経済がどのように欧州債務危機によって影響を受けたかを検証する。

* 本稿は、平成25年度石井記念証券研究振興財団ならびに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）の研究助成を受けた研究の一部である。

1) 例えばKumar and Woo (2010), Schclarek (2004)がある。

2) 例えばReihart and Rogoff (2010), Checherita and Rother (2010), Padoan et al. (2012), Egert (2012)がある。

言いかえると、債務危機を経験した欧州諸国の市場評価による政府債務リスクであるソブリンリスクが当該国の実体経済にどのような影響を与えたのかを実証的に検討することである。特にここで着目するリスク指標としてCDSスプレッドを取り上げる。

まず、CDS (Credit Default Swap) とは債券発行体の信用リスクを売買する取引である。信用リスクをヘッジしたい主体は、その保証のためにProtectionの買い手となり、信用リスクを引き受ける主体がその売り手となる。ただし、そのProtectionの売買が市場取引され、第3者間でも行われる。すなわち、対象債権債務の保有とは関係なく取引が行われている。Protectionに対して支払われるプレミアムであるCDSスプレッドに関して、当該債権の発行体の信用が高いと、その需要が高まりCDSスプレッドは低いが、信用が低くなるとその売りが増加し、CDSスプレッドは上昇する。このように、CDSの価格ともいえるCDSスプレッドは市場による発行体の信用評価に依存しており、CDSスプレッドは発行体のリスクの市場評価といえる。したがって、ここでは欧州の当該国の国債CDSスプレッドを利用して、当該国のリスク指標とする。図1に示すように、欧州債務危機が始まって、急速にCDSsスプレッドは上昇してきた。特にギリシャではその上昇の度合いは大きく、債務危機が深刻となった2012年にはCDS取引が中止されていた。

このようなリスクに対して実体経済がどのように反応したのかを検証するために、設備投資関数にCDSスプレッドを組み込んだ関数を推定する。設備投資の動向は、当該期の総需要を変動させるだけでなく、当該期以降の供給能力を向上させるのか、それとも劣化させるのかを決める重要な要因である。したがって、その投資関数がリスクにどのように反応していたのかを推定することは、過去の欧州経済の動向を説明するだけでなく、今後の欧州経済の供給能力を予測する意味でも重要であると考えられる。

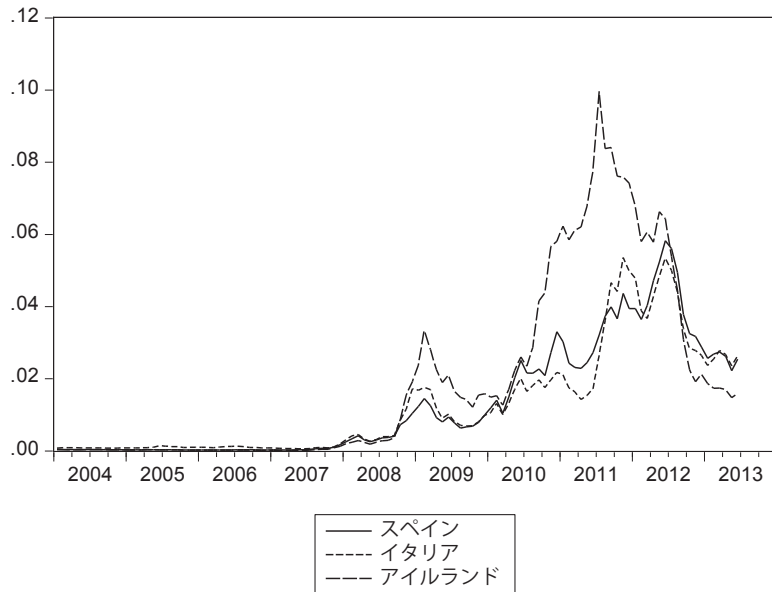
以下、第2節では本稿の推計方法とデータを説明する。第3節では推計結果を述べる。第4節では第3節での推計結果の検討を行う。第5節は本稿の結びである。

2. 推計方法

本稿での投資関数の推計の目的は次の通りである。まず、本稿での推計の目的は景気循環を主導する設備投資の変動が欧州債務危機でどのように影響を受けたのかを推計することである。それを通じて、債務危機が実体経済にどのような影響を与えたのかを検証することである。その際、リーマンショックや債務危機の構造変化によって分割された期間も同時に推計することも、本稿の目的である。

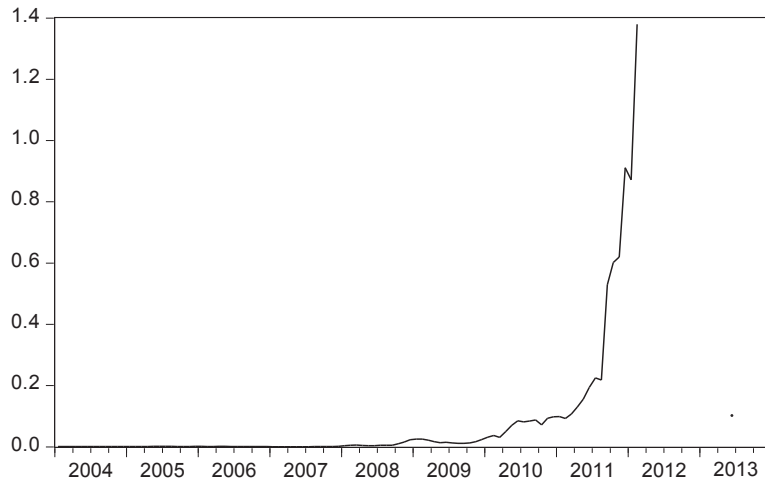
ユーロ導入後、欧州債務危機前後の期間における欧州各国の投資関数を推計するのが本稿の目的である。しかし、100年に一度といわれたように未曾有の金融危機を経験し、その後、政府債務危機に直面した欧州各国では、企業の投資決定に構造変化が起きていたと想定できる。

図1 スペイン、イタリア、アイルランドの5年物CDSスプレッド



データ出所) Markitより提供。

図2 ギリシャの5年物CDSスプレッド



データ出所) Markitより提供。

通常、構造変化を想定した推計では構造変化の時期を先験的に特定して時期を区分するか、説明変数にダミー変数を加えて推計することが考えられる。

しかし、構造変化の時期が特定できず、その構造変化の時期を特定するための推計方法が必要となる。本稿では、複数構造変化テスト (Multiple breakpoint tests) を採用して推計を行う。また、採用した構造変化テストは Bai and Perron (1998) による Bai-Perron tests of $L+1$ vs. L sequentially と、 Yao, Yi-Ching (1988) および Liu, Wu, and Zidek (1997) による Compare

information criteria for 0 to Mである。

構造変化期の推定にあたっては、すべての被説明変数が構造変化しうるものとして推計した。2004年から2013年の比較的短期ではあるが、金融危機、債務危機を経験した欧州の経済状況を考慮し、投資決定主体の持つリスク感応度の構造変化があるものと想定する。

また投資に関する推計モデルは次の通りである。

$$\Delta(I_t) = \alpha + \beta \Delta R_{t-i} + \gamma \text{Growth}_{t-i} + \delta \text{Loan_growth}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 I は実質粗固定資本形成、 α は定数項、 R はCDSスプレッド、 Growth は実質成長率(前月比)、 Loan_Growth は貸出成長率(前月比)、 ε_t は誤差項、 t は当該期間、 i はラグ次数、 Δ は変化率をそれぞれあらわす。推計対象のユーロ圏諸国として債務危機を経験した国を中心にギリシャ、スペイン、イタリア、アイルランド、そしてドイツを取り上げた。推計期間は2004年1月～2013年6月である。典型的な設備投資関数では実質長期金利を説明変数に加える。しかし、高屋(2013)ではCDSと長期国債金利とは連動性が高く、しかも2007年以降、CDSから国債金利へのグレンジャー因果性が確認されている。したがって、本稿ではCDSのみを説明変数に加えた。

(1)式の推定において理論的に予想される符号として β は負、 γ 、 δ は正である。まずCDSスプレッド R に関して、債務危機などにより当該国政府のデフォルト・リスクが高まると、景況感が悪化し、企業の投資を抑制する判断が働きやすいと想定される。また実質成長率 Growth に関して、過去の成長率が高いと将来の予想成長率が高まり、投資を増加させるものと想定される。また企業に対する金融機関の貸出成長率が高いという情報は、企業への信用枠が増える傾向を示すものといえ、過去の貸出成長率が高いと信用枠が拡がり、投資を増加させやすいといえる。逆に、金融機関の不良債権が増大すると、信用枠を低下させるものと考えられ、そうすると企業投資も減退させることとなる。

推定に利用したデータは次のとおりである。粗固定資本形成の変化率はEutostatのGDP構成要素(四半期)から採取したものを月次にスムージング変換し月次データを作成した。さらに、そのデータにホドリック・プレスコットフィルターを用いてフィルタリングしたトレンド値を被説明変数とした³⁾。設備投資は経済状況によって大きく変動することが知られており、確かにそのサイクルを説明することも重要であるが、本稿では欧州債務危機が投資のトレンドにどのような影響を与えたのかを分析することを主目的とする。そのため、ここでは投資のトレンド値を被説明変数に選択した。

また、 R は当該国政府のソブリンCDSスプレッドを示す。これはMarkit社から提供されたデータ(日次)を月次に変換した。図1、図2には債務危機4カ国のCDSスプレッドを示してい

3) HPフィルターのスムージングパラメーターとして、通常、月次データに用いる1440を利用した。

るが、債務危機が表面化して以降は大きく上昇していることがわかる。GrowthはEutostatの鉱工業生産指数（全産業，月次）データを用いて，前月比成長率を求めた。貸出成長率Loan_GrowthはEurostatが提供する当該国内の金融機関の全国内居住者向け貸出データを前期比で成長率を求め，それを用いた。また，データの定常性に関しては，いずれのデータもADF検定により定常性を確認している。

説明変数のラグ次数はAICおよびSCに基づいて判断した。さらに推計方法は最小自乗法を用いた。ただし，ダービンワトソン比（以下，DW比）が2から大きく離れている場合，すなわち残差が系列相関している場合には，誤差の系列相関が不均一分散であるので不偏性が成り立たない。そこで，不均一分散と誤差の自己相関を考慮した分散共分散行列の計算法であるニューイ・ウエスト（Newey and West 1987）のHAC分散共分散行列を用いて分散共分散行列を計算することとする。

3. 推計結果

ドイツにおける投資関数の構造変化の推計結果と(1)式の推計結果は表1-1と表1-2に挙げた

表1-1 ドイツ

構造変化テスト：	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
推定された構造変化の数	3
構造変化の時期	2006年1月, 2008年6月, 2011年2月

構造変化テスト	Scaled		棄却値
	F値	F値	
0 vs. 1*	70.368	281.472	16.190
1 vs. 2*	161.937	647.748	18.110
2 vs. 3*	363.271	1453.083	18.930
3 vs. 4	0.000	0.000	19.640

構造変化テスト：	Compare information criteria for 0 to M globally determined breaks
推定された構造変化の数	3
構造変化の時期	2005年12月, 2008年9月, 2011年2月

Schwarz criterion selected breaks:	4
LWZ criterion selected breaks:	3

構造変化数	# of Coefs.	残差平方和	対数尤度	Schwarz* 棄却値	LWZ* 棄却値
0	4	10.108	-23.657	-2.257	-2.112
1	9	4.118	27.522	-2.947	-2.620
2	14	0.765	123.447	-4.422	-3.910
3	19	0.059	269.742	-6.781	-6.082
4	24	0.041	290.690	-6.941	-6.052
5	29	0.058	270.980	-6.387	-5.305

*SC, LWZのそれぞれの基準値の最低値を太字で示している。

表1-2 ドイツ

推計期間 2004年1月～2013年6月			
第1期：2004年1月 - :2005年12月 -- 24 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-0.306	-7.484	0.000
CDS(t-i)	148.309	0.565	0.574
成長率(t-i)	6.282	45.037	0.000
貸出成長率(t-i)	4.721	2.095	0.039
第2期：2006年1月 - 2008年5月 -- 29 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	1.175	75.183	0.000
CDS(t-i)	152.335	1.480	0.142
成長率(t-i)	2.680	46.123	0.000
貸出成長率(t-i)	0.833	1.213	0.228
第3期：2008年6月 - 2011年1月 -- 32 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.986	135.310	0.000
CDS(t-i)	1.999	0.443	0.658
成長率(t-i)	1.757	52.330	0.000
貸出成長率(t-i)	-0.283	-0.498	0.619
第4期：2011年2月 - 2013年6月 -- 29 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.288	13.445	0.000
CDS(t-i)	-0.555	-0.204	0.839
成長率(t-i)	3.789	33.161	0.000
貸出成長率(t-i)	-3.143	-3.124	0.002
構造変化の回数 3			
構造変化の特定方法 Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
Break selection: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 8.0580, NW automatic lag length = 4)			
被説明説明変数のラグ次数 2			
自由度修正済み決定係数	0.998	AIC	-4.433
回帰標準誤差	0.025	SC	-4.049
残差平方和	0.060	ダービンワトソン比	0.501
F値	3399.243		

とおりである。まず表1-1より、ドイツの構造変化の時期はBai=Perron検定とCompare information CriteriaでのSchwarzによる棄却値は異なる結果を示している。ただし、Bai=Perron検定とCompare information CriteriaでのLWZによる棄却値とでは、同じ構造変化数と時期を示しており、ここでは後者の構造変化数を3期、構造変化期を2006年1月、2008年6月、2011年2月とする。したがって、推計期間は4期間に分割され、それぞれ最初の第1期から第4期までとする。

推計式(1)の結果である表1-2を見ると、ユーロ導入初期の第1期では投資に関してCDSスプ

レッドは有意ではなく、過去の実質成長率と貸出成長率に有意に正の値を示している⁴⁾。ただし、DW比は2から離れており、HAC共分散行列を用いて推計している。第1期は欧州危機が顕在化してはならず、ドイツなどの欧州先進国で景気後退の影響が残る時期である。この時期では過去の成長率と貸出に投資が依存していたものといえる。

第2期も欧州危機は顕在化してはならず、一時的な景気低迷から脱出した時期である。このときもCDSスプレッドは有意ではなく、また貸出成長率も有意ではない。この時期には過去の成長率が有意に正であり、この時期は主に過去の成長率に基づいてドイツ経済の成長を予想し、投資を拡大させたといえる。

第3期では、第2期と同様にCDSスプレッド、貸出成長率は有意ではない。過去の実質成長率のみが有意に正である。したがって、欧州危機の前後でも過去の成長率に依存して投資が決定されたものといえる。

第4期では、CDSスプレッドは有意ではないものの、過去の実質成長率が有意に正で、貸出成長率が有意に負である。この時期には貸出成長率に投資が負に反応しているのは、貸出成長率が減退しても投資は増加していることを示唆している。欧州金融危機により、ドイツの金融機関といえども不良債権を抱え貸出を抑制する傾向にあった。そのためドイツ企業は貸出抑制に直面していたものの、過去の成長率がプラス成長であり、将来もその正の成長を期待して、投資を増加させてきたものといえる。このことは欧州債務危機下にあつてドイツ経済が好調であったことを背景に投資を増加させ、それがまたドイツ経済を上向かせてきたことを示唆している。

次にスペインにおける投資関数の構造変化の推計結果と(1)式の推計結果は表2-1、表2-2に掲げている。表2-1より、スペインの構造変化の時期はBai=Perron検定とCompare information Criteriaともに5つの構造変化期を示している。それは2005年6月、2006年11月、2008年4月、2009年9月、2011年2月である。したがって、推計期間は6期間に分割され、それぞれ最初の第1期から第6期までとする。

それをもとに推計式(1)を推計した結果が表2-2である。表2-2を見ると、ユーロ導入初期の第1期では投資に関してCDSスプレッドと貸出成長率は有意ではなく、過去の実質成長率のみが有意に正の値を示している。ただし、このケースでもDW比は2から離れており、HAC共分散行列を用いて推計している。第1期はユーロ導入で景気上昇期待のある時期であり、過去の正の成長率に投資が依存していたものといえる。

第2期もユーロ導入による景気上昇期待のある時期であり、このときもCDSスプレッドと貸出成長率は有意ではない。この時期は第1期同様、過去の成長率が有意に正であり、この時期は主に過去の成長率に基づいてスペイン経済の成長を予想し、投資を拡大させたといえる。

4) ここで棄却水準を5%とする。以下、有意と表現するのは5%水準で棄却できない場合である。

表2-1 スペイン

推定された構造変化の数	5
構造変化の時期	2005年6月, 2006年11月, 2008年4月, 2009年9月, 2011年2月

Break Test	Scaled		棄却値
	F値	F値	
0 vs. 1*	249.017	996.069	16.190
1 vs. 2*	33.110	132.439	18.110
2 vs. 3*	26.659	106.636	18.930
3 vs. 4*	7.501	30.004	19.640
4 vs. 5	1.277	5.109	20.190

推定された構造変化の数	5
構造変化の時期	2005年6月, 2006年11月, 2008年4月, 2009年9月, 2011年2月

Schwarz criterion selected breaks:	5
LWZ criterion selected breaks:	5

構造変化数	# of Coefs.	残差平方和	対数尤度	Schwarz* 棄却値	LWZ* 棄却値
0	4	13.543	-40.330	-1.964	-1.820
1	9	1.303	93.136	-4.098	-3.771
2	14	0.459	152.576	-4.933	-4.421
3	19	0.202	199.495	-5.548	-4.850
4	24	0.099	239.889	-6.049	-5.160
5	29	0.065	264.084	-6.266	-5.184

*SC, LWZのそれぞれの基準値の最低値を太字で示している。

第3期では、第2期と同様に貸出成長率は有意ではないものの、CDSスプレッドが有意に負であり、また過去の実質成長率が有意に正である。この時期にはリーマンショックまでであるが、2007年7月のパリバショックを挟んだ時期であり、欧州危機のリスクの高まりがスペインの投資に影響を与えたものといえる。

第4期では、CDSスプレッドは有意に負であり、過去の実質成長率は有意に正で、貸出成長率が有意に正である。この時期にはCDSスプレッドが上昇し、またスペイン経済も景気後退を経験しており、それが投資に影響を与えている。さらに、貸出成長率に投資が負に反応しているのは、スペインの金融機関の不良債権問題が浮上し、貸出成長率が減退し資金制約のため投資も減退していることを示唆している。欧州金融危機により、スペイン金融機関は不良債権を抱え貸出を抑制する傾向にあったことを示唆する。

第5期ではCDSスプレッドは有意ではないものの負の係数であり、貸出成長率は有意ではないものの正の係数である。実質成長率のみが有意となっている。この時期、スペイン経済は欧州債務危機の影響をうけ、CDSスプレッドは高止まりしており、それに有意には反応してはならず、景気後退の予想により、投資を減退させていったことを示唆している。

表2-2 スペイン

推計期間 2004年1月～2013年6月			
分割期間：2004年1月 - 2005年5月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	1.025	5.468	0.000
CDS(t-i)	700.211	1.025	0.308
成長率(t-i)	5.048	7.887	0.000
貸出成長率(t-i)	2.330	1.085	0.281
分割期間：2005年6月 - 2006年10月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	1.991	123.024	0.000
CDS(t-i)	36.847	0.107	0.915
成長率(t-i)	2.227	36.034	0.000
貸出成長率(t-i)	-0.192	-0.274	0.785
分割期間：2006年11月 - 2008年3月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	2.080	31.876	0.000
CDS(t-i)	-141.463	-3.825	0.000
成長率(t-i)	3.118	46.446	0.000
貸出成長率(t-i)	-1.090	-0.330	0.742
分割期間：2008年4月 - 2009年8月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	3.165	23.196	0.000
CDS(t-i)	13.811	3.346	0.001
成長率(t-i)	4.847	34.655	0.000
貸出成長率(t-i)	21.421	7.820	0.000
分割期間：2009年9月 - 2011年1月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.768	8.796	0.000
CDS(t-i)	-1.902	-0.790	0.432
成長率(t-i)	2.496	24.977	0.000
貸出成長率(t-i)	2.584	0.848	0.399
分割期間：2011年2月 - 2013年6月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-0.491	-20.265	0.000
CDS(t-i)	0.757	0.654	0.515
成長率(t-i)	0.763	16.212	0.000
貸出成長率(t-i)	-0.418	-0.732	0.466
構造変化の回数	5		
構造変化の特定方法	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks		
Break selection: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 8.0580, NW automatic lag length = 4)			
被説明説明変数のラグ次数	1		
自由度修正済み決定係数	0.998	AIC	-4.212
回帰標準誤差	0.027	SC	-3.636
残差平方和	0.065	ダービンワトソン比	1.442
F値	18083.470		

第6期でもDSスプレッド、貸出成長率がともに有意ではなく、実質成長率のみが有意となっている。しかし第5期とは違い、CDSスプレッドと貸出成長率の符号がそれぞれ予想される符号とは逆になっておりCDSスプレッドと貸出に投資は影響を受けず、成長率の予想に依存している。

次にイタリアにおける投資関数の構造変化の推計結果と(1)式の推計結果は表3-1、表3-2に掲げている。表3-1より、スペインの構造変化の時期はBai=Perron検定とCompare information Criteriaともに5つの構造変化期を示している。それは2006年1月、2007年6月、2009年2月、2010年9月、2012年2月である。したがって、推計期間は6期間に分割され、それぞれ最初の第1期から第6期までとする。

それをもとに推計式(1)を推計した結果が表3-2である。表3-2を見ると、ユーロ導入初期の第1期では投資に対してCDSスプレッドは有意に負であり、過去の実質成長率と貸出成長率は有意に正の値を示している。ただし、このケースでもDW比は2から離れており、HAC共分散行列を用いて推計している。ユーロ導入前の第1期でもCDSスプレッドに反応していたといえる。この時期でもイタリア国債のCDSスプレッドは変動し、その不安が投資を抑制する働きを

表3-1 イタリア

推定された構造変化の数	5
構造変化の時期	2006年1月, 2007年6月, 2009年2月, 2010年9月, 2012年2月

Break Test	F値	Scaled	
		F値	棄却値
0 vs. 1*	81.338	325.353	16.190
1 vs. 2*	96.515	386.061	18.110
2 vs. 3*	210.737	842.949	18.930
3 vs. 4*	18.750	74.998	19.640
4 vs. 5	0.000	0.000	20.190

推定された構造変化の数	5
構造変化の時期	2006年1月, 2007年6月, 2009年2月, 2010年9月, 2012年2月

Schwarz criterion selected breaks:	5
LWZ criterion selected breaks:	5

構造変化数	# of Coefs.	残差平方和	対数尤度	Schwarz* 棄却値	LWZ* 棄却値
0	4	8.506	-13.821	-2.429	-2.285
1	9	1.041	105.929	-4.322	-3.995
2	14	0.486	149.319	-4.876	-4.364
3	19	0.073	257.241	-6.562	-5.863
4	24	0.041	290.793	-6.942	-6.054
5	29	0.026	316.145	-7.179	-6.097

*SC, LWZのそれぞれの基準値の最低値を太字で示している。

表3-2 イタリア

推計期間 2004年1月～2013年6月			
分割期間：2004年1月 - 2005年12月 -- 24 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.586	41.650	0.000
CDS(t-i)	21.530	2.035	0.045
成長率(t-i)	1.007	6.206	0.000
貸出成長率(t-i)	1.039	2.099	0.039
分割期間：2006年1月 - 2007年5月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.248	22.874	0.000
CDS(t-i)	0.421	0.057	0.955
成長率(t-i)	2.440	63.142	0.000
貸出成長率(t-i)	-0.117	-1.371	0.174
分割期間：2007年6月 - 2009年1月 -- 17 obs			
説明説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.203	71.395	0.000
CDS	-4.980	-8.419	0.000
成長率	2.314	352.147	0.000
貸出成長率	-0.043	-2.549	0.013
分割期間：2009年2月 - 2010年8月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-0.555	-5.071	0.000
CDS(t-i)	5.813	1.616	0.109
成長率(t-i)	0.957	2.230	0.028
貸出成長率(t-i)	0.745	1.037	0.303
分割期間：2010年9月 - 2011年6月 -- 19 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.067	1.761	0.082
CDS(t-i)	0.448	0.620	0.537
成長率(t-i)	3.657	29.389	0.000
貸出成長率(t-i)	0.127	0.218	0.828
分割期間：2011年7月 - 2013年6月 -- 24 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.342	3.427	0.001
CDS(t-i)	-1.879	-1.402	0.164
成長率(t-i)	4.432	17.078	0.000
貸出成長率(t-i)	1.131	1.275	0.205
構造変化の回数	5		
構造変化の特定方法	Break type: Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks		
Break selection: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
HAC standard errors & covariance (Prewhitening with lags from AIC maxlags, Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)			
被説明説明変数のラグ次数	1		
自由度修正済み決定係数	0.999	AIC	-5.125
回帰標準誤差	0.017	SC	-4.549
残差平方和	0.026	ダービンワトソン比	0.675
F値	12384.560		

示している。また過去の実質成長率と貸出成長率が投資のトレンドに依存する。

第2期も景気上昇期待のある時期であり、この時期にCDSスプレッドと貸出成長率は有意ではない。この時期は第1期とは異なり過去の成長率のみが有意に正であり、この時期は過去の成長率に基づいてイタリア経済の成長を予想し、投資を拡大させたといえる。

第3期では、リーマンショック前であるが2007年7月のパリバショックが起きた時期であり、CDSスプレッドが有意に負であり、企業は欧州危機のリスクを感じ取っていることを示唆する。また過去の実質成長率が有意に負である。この時期に欧州危機によって貸出成長率が抑制されたとしても、またリスクがあると考えられても、まだ正の過去の成長率に依存して投資を拡大させようとしてきたことを示唆する。

第4期では、CDSスプレッドと貸出成長率は有意ではなくなり、過去の実質成長率は有意に正である。この時期にはギリシャでの債務危機はまだ顕在化しておらず、CDSスプレッドの上昇はみられていない。さらに、イタリアの金融機関の経営不安もあるが貸出成長率が投資に有意に反応していない。またこの時期のイタリアの財政赤字は深刻化しておらず、過去の正の成長率に依存して投資を拡大させようとしてきたことを示唆する。

第5期は、ギリシャ債務危機が顕在化する時期であるが、この時期にはCDSスプレッドと貸出成長率ともに有意ではない。この時期に成長率の低下がみられ、過去の成長率低下に基づいて投資の低下を判断していることを示唆する。

第6期でもCDSスプレッド、貸出成長率がともに有意ではなく、実質成長率のみが有意となっている。しかし第5期とは違い、CDSスプレッドは予想される負の符号となっており、債務危機の不安感が投資をする傾向にあるが、景気後退の予想が現在の投資を抑制する傾向にあることを示唆する。

次にアイルランドにおける投資関数の構造変化の推計結果と(1)式の推計結果は表2-1、表2-2に掲げている。表4-1より、スペインの構造変化の時期はBai=Perron検定とCompare information Criteriaともに5つの構造変化期を示している。それは2005年8月、2006年11月、2009年6月、2010年11月である。したがって、推計期間は5期間に分割され、それぞれ最初の第1期から第5期までとする。

それをもとに推計式(1)を推計した結果が表4-2である。表4-2を見ると、ユーロ導入初期の第1期では投資に対してCDSスプレッド、実質成長率、貸出成長率のいずれも有意ではない。ただし、このケースでもDW比は2から離れており、HAC共分散行列を用いて推計している。第1期はユーロ導入で景気上昇期待のある時期であるが、いずれの説明変数にも投資は依存していない。

しかし第2期では、CDSスプレッド、実質成長率に対して有意に正である。この時期はアイルランドでは景気上昇期待のある時期であり、CDSスプレッドも小さく、それが上昇したとしても投資を抑制することはなく、むしろ過去の成長率に基づく景気上昇期待によって投資を拡

表4-1 アイルランド

推定された構造変化の数	4
構造変化の時期	2005年8月, 2006年11月, 2009年6月, 2010年11月

Break Test	Scaled		
	F値	F値	棄却値
0 vs. 1*	36.904	147.615	16.190
1 vs. 2*	210.009	840.036	18.110
2 vs. 3*	49.819	199.274	18.930
3 vs. 4*	46.938	187.752	19.640
4 vs. 5	0.000	0.000	20.190

推定された構造変化の数	4
構造変化の時期	2005年8月, 2006年11月, 2009年6月, 2010年11月

Schwarz criterion selected breaks:	4
LWZ criterion selected breaks:	4

構造変化数	# of Coefs.	残差平方和	対数尤度	Schwarz* 棄却値	LWZ* 棄却値
0	4	181.631	-171.734	0.781	0.933
1	9	19.965	-61.334	-1.197	-0.852
2	14	10.361	-28.538	-1.622	-1.082
3	19	2.337	45.917	-2.881	-2.142
4	24	0.941	91.391	-3.560	-2.618
5	29	0.824	98.062	-3.464	-2.314

*SC, LWZのそれぞれの基準値の最低値を太字で示している。

大きさせたことが示唆される。

第3期では、第2期は異なりCDSスプレッドが有意に負であり、また過去の実質成長率が有意に正であり、同様に貸出成長率も有意に正である。この時期にはパリバ危機とリーマンショックを挟んでおり、欧州危機のリスクの高まりがアイルランドの投資に影響を与えたものといえる。すなわち欧州危機によってCDSスプレッドが上昇し、それが投資を抑制したものといえる。さらにアイルランドの金融危機が不良債権問題を深刻にし、金融機関の貸出を抑制させ、それが投資に負の効果を与えたことを示唆する。

第4期では、ギリシャ債務危機が発生した前後であるが、CDSスプレッドは有意ではなく、過去の実質成長率と貸出成長率が有意に正である。この時期には欧州債務危機によりアイルランドのCDSスプレッドが上昇したが、それが投資に有意には影響を与えていないことを示す。既にCDSスプレッドが高止まりしており、投資は反応していない。しかし、過去の成長率と貸出が投資に影響を与えていることを示す。

第5期では、債務危機からCDSスプレッドと貸出成長率は有意ではなく、過去の実質成長率のみが有意に正である。この時期もアイルランド経済は景気後退を経験しており、その過去の

表4-2 アイルランド

推計期間 2004年1月～2013年6月			
分割期間：2004年1月 - 2005年7月 -- 19 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	3.270	11.995	0.000
CDS (t-i)	424.544	0.701	0.485
成長率 (t-i)	-1.374	-1.523	0.132
貸出成長率 (t-i)	0.569	0.329	0.743
分割期間：2005年8月 - 2006年10月 -- 15 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-8.850	-13.178	0.000
CDS (t-i)	4071.511	6.914	0.000
成長率 (t-i)	41.395	17.028	0.000
貸出成長率 (t-i)	0.108	0.021	0.983
分割期間：2006年11月 - 2009年5月 -- 31 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-3.637	-65.976	0.000
CDS (t-i)	-55.696	-4.617	0.000
成長率 (t-i)	18.610	50.893	0.000
貸出成長率 (t-i)	7.954	4.809	0.000
分割期間：2009年6月 - 2010年10月 -- 17 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-4.903	-109.935	0.000
CDS (t-i)	12.372	1.659	0.101
成長率 (t-i)	7.593	17.663	0.000
貸出成長率 (t-i)	2.867	2.303	0.024
分割期間：2010年11月 - 2012年4月 -- 18 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-12.314	-17.395	0.000
CDS (t-i)	-5.031	-1.564	0.122
成長率 (t-i)	43.544	15.040	0.000
貸出成長率 (t-i)	-0.392	-1.266	0.209
構造変化の回数	5		
構造変化の特定方法	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks		
Break selection: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth = 6.5138, NW automatic lag length = 4)			
被説明説明変数のラグ次数	5		
自由度修正済み決定係数	0.999	AIC	-1.428
回帰標準誤差	0.108	SC	-0.907
残差平方和	0.941	ダービンワトソン比	0.729
F値			

成長率に基づく予想が投資を抑制してきたものといえる。したがって、成長率が負になれば、投資を抑制し、そのことがまた成長を抑制するように働く負のスパイラルが発生した可能性がある。

次にギリシャにおける投資関数の構造変化の推計結果と(1)式の推計結果は表5-1、表5-2に掲げている。表5-1より、ギリシャの構造変化の時期はBai=Perron検定とCompare information Criteriaともに4つの構造変化期を示している。それは2006年1月、2006年11月、2008年2月、2009年5月、2010年9月である。したがって、推計期間は5期間に分割され、それぞれ最初の第1期から第5期までとする。

それをもとに推計式(1)を推計した結果が表5-2である。表5-2を見ると、ユーロ導入初期の第1期では投資に関してCDSスプレッドに対して有意に正であり、過去の実質成長率が有意に正の値を示している。貸出成長率は有意ではない。ただし、このケースでもDW比は2から離れており、HAC共分散行列を用いて推計している。第1期はユーロ導入で景気上昇期待のある時期であり、CDSスプレッドも小さく、過去の正の成長率に投資が依存していたものといえる。

表5-1 ギリシャ

推定された構造変化の数	4				
構造変化の時期	2006年1月, 2008年2月, 2009年5月, 2010年9月				

Break Test	Scaled		
	F値	F値	棄却値
0 vs. 1*	55.746	222.985	16.190
1 vs. 2*	13.675	54.700	18.110
2 vs. 3*	16.267	65.069	18.930
3 vs. 4*	313.572	1254.286	19.640
4 vs. 5	0.000	0.000	20.190

推定された構造変化の数	4				
構造変化の時期	2005年4月, 2006年7月, 2008年1月, 2009年6月, 2010年9月				

Schwarz criterion selected breaks:	5
LWZ criterion selected breaks:	5

構造変化数	# of Coefs.	残差平方和	対数尤度	Schwarz* 棄却値	LWZ* 棄却値
0	4	20.796	-63.869	-1.431	-1.281
1	9	10.151	-26.575	-1.925	-1.586
2	14	3.713	25.726	-2.707	-2.176
3	19	1.965	58.818	-3.121	-2.393
4	24	1.250	82.339	-3.350	-2.424
5	29	0.584	121.908	-3.887	-2.758

*SC, LWZのそれぞれの基準値の最低値を太字で示している。

表5-2 ギリシャ

推計期間 2004年1月～2013年6月			
分割期間：2004年1月 - 2005年12月 -- 24 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	0.895	3.406	0.001
CDS (t-i)	1505.898	6.959	0.000
成長率 (t-i)	21.107	2.102	0.039
貸出成長率 (t-i)	0.047	0.201	0.841
分割期間：2006年1月 - 2008年1月 -- 25 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	2.028	53.335	0.000
CDS (t-i)	280.764	1.191	0.237
成長率 (t-i)	12.346	31.848	0.000
貸出成長率 (t-i)	0.087	0.366	0.715
分割期間：2008年2月 - 2009年4月 -- 15 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	1.099	19.683	0.000
CDS (t-i)	3.445	0.756	0.452
成長率 (t-i)	7.401	55.517	0.000
貸出成長率 (t-i)	-0.075	-0.907	0.367
分割期間：2009年5月 - 2010年8月 -- 16 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	4.772	19.259	0.000
CDS (t-i)	-25.320	-8.904	0.000
成長率 (t-i)	13.768	34.042	0.000
貸出成長率 (t-i)	0.398	1.560	0.123
分割期間：2010年9月 - 2012年8月 -- 24 obs			
説明変数	係数	t値	P値
定数項	-2.041	-3.277	0.002
CDS (t-i)	0.305	1.098	0.275
成長率 (t-i)	4.115	3.899	0.000
貸出成長率 (t-i)	0.181	0.955	0.342
構造変化の回数	5		
構造変化の特定方法	Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks		
Break selection: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05			
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5,0000)			
被説明説明変数のラグ次数	6		
自由度修正済み決定係数	0.998	AIC	-1.107
回帰標準誤差	0.128	SC	-0.598
残差平方和	1.370	ダービンワトソン比	0.559
F値	2493.589		

第2期も2007年7月のパリバショックを挟んだ時期であるが、リーマンショック前でもありまだ景気上昇期待のある時期である。この時期もCDSスプレッドと貸出成長率は有意ではない。この時期は第1期同様、過去の成長率が有意に正であり、この時期は主に過去の成長率に基づいてギリシャ経済の成長を予想し、投資を拡大させたものといえる。

第3期では、第2期と同様にCDSスプレッド、貸出成長率は有意ではなく、過去の実質成長率が有意に正である。リーマンショックと欧州の金融危機が起きていたこの時期には欧州危機のリスクの高まりがギリシャの投資に影響を与えてはいなかったといえる。

第4期では、CDSスプレッドは有意に負であり、過去の実質成長率は有意に正で、貸出成長率は有意ではない。この時期にはギリシャ債務危機によってCDSスプレッドが上昇し、またギリシャ経済も景気後退を経験しており、それが投資に影響を与えている。ただし貸出成長率に投資が有意ではなく、ギリシャの金融機関の貸出成長率の減退が企業の資金制約としては働かなかったことを示唆している。

第5期ではCDSスプレッド、貸出成長率ともに有意ではなく、過去の成長率のみが有意に正である。現在も続く債務危機を経験するギリシャは、過去の成長率に投資が依存し、成長率が負になれば、投資を抑制し、そのことがまた成長を抑制するように働く負のスパイラルにあることを示唆する。

4. 推計結果の考察

本稿での実証結果が示唆するのは次の通りである。まずユーロ導入直後、ユーロ導入によるユーロ圏経済の期待により、ギリシャをはじめ南欧諸国は投資を高めていたことが示唆される。ただし、ドイツは一時的な景気後退を経験した2004年から2005年の時期には成長率の低下とともに投資を減退させていた。この間、南欧諸国の景気上昇と、ドイツなどの欧州域内先進国の景気後退によって投資にも差が出ていたことが示される。

パリバショックに起因する欧州での金融危機はイタリア、スペインでは投資に負の影響を与えたもののアイルランド、ギリシャの投資には影響を与えておらず、当時の企業は将来のリスク評価には国による相違があった。

しかし、リーマンショック後、あるいはギリシャ債務危機以来、CDSスプレッドの高まりが各国の投資に対してマイナスに影響を与えており、債務危機によってリスク感応度が高まり、それが欧州債務国の投資を減退させている。また、債務国の過去の実質成長率に基づく景気の予想が投資を減退もさせており、総需要の減退と将来の供給力の減退をもたらしている。金融危機、債務危機が実体経済に負の影響を与えていることを示唆している。

また、構造変化時期が各国で大きくは異なっていないことも示された。すなわち、リーマンショック前後、ないしは欧州債務危機前後には構造変化が起き、CDSスプレッドに反応してい

ることが示唆される。いいかえると欧州危機前には各国のリスクに対して反応しておらず、CDSスプレッドの上昇に示されるように危機が起きて始めてリスクに気づき、投資も反応したといえる。

たしかに欧州での金融危機とリーマンショックは、各国の金融機関の不良債権問題を顕現化させ、各国経済に対するリスクを高まらせた。そのためCDSスプレッドが上昇するのは合理的である。しかし、リーマンショック前ではCDSの変動はほとんどなく、各国のリスクを反映していたものとはいえない。リーマンショック前に、各国政府の財政赤字に全く不安がなかったのかというと、そうではないだろう。ギリシャでの財政統計の粉飾があったとはいえ、財政赤字の状況は景気動向には各国ごとの相違もあり、楽観視しすぎた面があったものといえる。そのような金融市場の不完備性が債務危機にみられるような欧州経済のゆがみを大きくしたものといえよう。

5. 結び

本稿では設備投資のトレンドを説明変数とした投資関数を推定することにより、欧州債務危機が企業投資にどのような影響を与えたのかを検証した。その結果、債務危機によるリスクの上昇が、債務危機国では概ね投資に負の影響を与えたことが示された。ただし、債務危機が深刻になると、投資はリスクには反応せず、当該国の成長率の予想に依存するようになる。このことから、リスクが高くなり、投資が減退すると、その投資減退が成長を阻害し、それがまた投資を減退させるという負の連鎖に陥ることが示唆された。

この負の連鎖を断ち切るには、財政緊縮によるデフォルト・リスクの低下だけでなく、成長率を高める、あるいは成長を期待させる政策が必要となる。しかし、財政赤字を是正するために財政緊縮を実施してきたが、それがかえって成長率を押し下げ、投資を抑制してきたとすれば、当該国の負の連鎖は断ち切れないであろう。財政緊縮がどの程度、リスクを引き下げ、それが当該国の投資を抑制したのかといった研究が、今後の課題となる。

参考文献

- Bai, Jushan and Pierre Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, Jushan and Pierre Perron (2003a). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, 6, 72-78.
- Bai, Jushan and Pierre Perron (2003b). "Critical Values for Multiple Structural Change Tests," *Econometrics Journal*, 18, 1-22.
- Checherita, C. and P. Rother (2010) "The Impact of High and Growing Government Debt in Economic Growth. An Empirical Investigation for the Euro Area," *ECB Working Paper*, No. 1237.
- Egert, B. (2012) "Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects: Myth or Reality?" *OECD Economic*

- Department Working Paper*, No. 993.
- Hansen, Bruce E. (2001). "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity," *Journal of Economic Perspectives*, 15, 117-128.
- Kumar, S. M. and J. Woo (2010), "Public Debt and Growth," *IMF Working Paper*, 2010/174.
- Liu, Jian, Wu, Shiyong, and James V. Zidek (1997). "On Segmented Multivariate Regression," *Statistica Sinica*, 7, 497-525.
- Newey, W.K. and K.D.West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- Padoan, P., U. Sila, P. van Den Noord, (2012) "Avoiding Debt Traps: Financial Backstops and Structural Reforms." *OECD Economic Department Working Paper*, No. 976.
- Reinhart, C. M. and K. Rogoff (2010) "Growth in a Time of Debt," *NBER Working Paper*, No. 15639.
- Schclarek, A. (2004) "Debt and Economic Growth in Developing and Industrial Countries," *Lund University Department of Economics Working Paper*, No.34.
- Yao, Yi-Ching (1988). "Estimating the Number of Change-points via Schwarz' Criterion," *Statistics & Probability Letters*, 6, 181-189.
- 高屋定美 (2011) 『欧州危機の真実』 東洋経済新報社。
- 高屋定美 (2013) 『欧州債務危機の国債金利への影響—CDS市場から国債市場への因果性の実証分析』 未定稿。