

# 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響

## レジュメ

関西大学商学部教授

高屋定美

2007年夏に、ドイツの IKB 産業銀行、ザクセン州立銀行の証券化商品による巨額の損失を発表したことからはじまる信用問題は、即座にフランスの BNP パリバ銀行傘下の投資信託が顧客からの解約に応じられないとの宣言に波及して、欧州の金融危機が突如、勃発した。その発端は米国でのサブプライムと呼ばれる住宅ローンの債務不履行問題であったが、そのローカルな金融問題が世界的に波及したことが、今回の金融市場のショックを大きくすることとなった。さらに、2007年9月にはイギリスでは住宅ローン分野では第5位のノーザンロック銀行の信用不安が起り、戦後初の取り付け騒ぎが英国では行った。この一連の金融危機をサブプライムショックと呼び、その危機は、欧州諸国へも波及することとなった。

米国のローカルな問題であるサブプライム問題は欧州やアジア諸国にも深刻な影響を与えており、それが金融のグローバル化の現状である。この金融グローバル化の実体経済面に着目し、米国発のサブプライム問題の欧州への波及経路を実証的に検討するのが本稿の目的である。

本稿では、まず欧州の経済格差に着目して、この格差が今回の経済危機の根底にあると考える。それを明らかにするために、テイラー・ルールをユーロ圏に当てはめて、ユーロ圏加盟各国にとって適切な金利水準を導き出した。そして、それを用いて、どれだけ欧州中央銀行による政策金利と乖離があるのかを検証した。その結果、スペイン、ポルトガル、ギリシャでは低めに金利が推移し、ドイツ、フランスなどでは金利が高めに推移したことが判明した。これは、前者にとっては ECB の共通金融政策が緩和的に作用したのに対し、後者の諸国にとっては引き締めに作用し、それが経済格差をさらに深刻にさせた。特に、前者の諸国にとって金融緩和は資産バブルを生み出すきっかけを作り、そのため土地バブルを生み出すことになった。そして、そのバブルが破裂した結果、実体経済に負の影響を与えることとなった。

さらに、金融面の連動性が EU 経済にどのように影響を与えたのかを構造 VAR モデルを用いて検証する。具体的には、実質 GDP 成長率、インフレ率、そして銀行の貸出残高成長率によって構造 VAR モデルを構成し、外的ショックを識別する。さらに、識別されたショックと、為替レート変動率と株価収益率を回帰し、それぞれのショックが、二つの金融変数

の変化率に影響を受けたのかどうかを検証する。この構造 VAR モデルを用いて、インパルス応答を用いてショックからそれぞれの変数への波及効果を検証した。その結果、EU 経済でのこれらの効果から成長率は供給ショック、需要ショック、そして銀行貸出ショックによって影響を受けることがわかる。EU のインフレ率は、主に供給ショックと需要ショックに、そしてわずかではあるが銀行貸出ショックに影響を受けることがわかる。銀行貸出伸び率は、需要ショックと銀行貸出ショックに影響を受けるものの、供給ショックには全く反応しないことがわかった。

また、われわれの関心は、実体経済と金融変数である為替レートと株価との間の関係である。そのため、株価収益率とユーロドルレートの変化率と、これらの三つのショックを回帰し、その関係を明らかにした。これによれば、供給ショックは有意に株価と為替レートの変化率の影響を受け手いることがわかった。これは為替レートの増価によって、輸入がしやすくなり、それが生産に有意に正の影響を与えることを示唆している。また株価下落によって、企業は将来の景気への不安が高まり、生産を抑制することを示唆している。銀行貸出ショックは有意に株価インデックスに影響を受けている。しかし為替レートの影響は有意ではない。したがって、為替レートの増価によって銀行貸出は影響がないものの、株価の下落は銀行貸出を減ずる効果を持つことがわかる。これは、株価下落によって銀行資産の毀損が起こり、それによって銀行は貸出を抑制することを示している。表5の需要ショックは、有意に二つの金融変数の影響を受けることがわかる。株価の下落は、投資や消費に対して負の影響を与え、それにより総需要を抑制することを示唆している。また円ドルレートの増価は輸出を抑制し、それによっても総需要を抑えることを示唆している。

以上の推定から、2007 年夏以降のサブプライムショックは株価の下落と為替レートの増価によって EU 経済に負のショックを与えたことを検証した。米国での株価の下落が EU の株価や、ユーロドルレートに影響を与え、それらを通じて EU 経済に影響を与えてきた。すなわち、米国株価が EU の金融変数だけでなく実物変数にも影響を与え、それが現在のグローバル化した経済の姿であるといえる。

# 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響

関西大学商学部教授

高屋定美

## 1. はじめに

2007年から始まる、米国でのいわゆる「サブプライム危機」は、世界的な金融・経済危機をもたらした。金融のグローバリゼーションにより、一国の金融危機が世界的に波及することが実証された歴史的なイベントであるといえる。この背景には、金融の自由化により、米国を中心として金融派生商品、証券化商品などの新しい金融技術を用いた金融商品が数多く販売されたことがあげられる。証券化商品などの金融商品の本来の目的は、金融リスクをできるだけ分散し、金融資産保有者のリスク負担を抑えることにあった。しかし、それは逆にレバレッジを高める取引を促し、かえってリスク負担を高めることにつながった。また、金融のグローバリゼーションは、このような金融商品への投資を世界的に広げることにつながった。金融のグローバリゼーションもまた、世界的に金融リスクを分散することが期待されていたが、世界的な投機を呼び起こし、世界的な金融リスクを高めてしまったといえる。国際的な金融取引は、近年だけの状況ではなく、19世紀にもおこなわれていたが、近年の新たな状況は、高いレバレッジ取引を用いたため国際的な投機マネーが膨大になり、しかも瞬時に取引が行われ、各国ならびに国際金融システムに多大な影響を与える可能性を持つに至ったことである。しかも、金融システムの不安定化が実体経済に影響を与えることも明らかとなり、現行の金融規制・監督の枠組みを再考させる契機になっている。

今回の金融・経済危機の特徴をもっとも如実に示したのが欧州経済であろう。米国でのサブプライム危機が、金融・経済危機としてまず表面化したのが欧州であり、その影響は金融市場だけにとどまらず、実体経済にも衝撃を与える結果となった。まさに金融規制の

緩和とグローバリゼーションを、欧州経済が利用した結果、今回の金融・経済危機に直面することとなった。しかし、ここで明らかにしておきたいことは、1) 欧州が金融危機に陥った構造的な要因は何であるのか、2) 従来、間接金融が主体であったはずの欧州の金融機関が、なぜ金融派生商品をはじめとする証券化商品の購入に傾斜していったのか、そして3) 現在の金融・経済危機対応のEUでの経済政策は適切であるのか、ということである。特に、1) はEUがグローバル化に対応するために行ってきた資本移動の自由化とユーロ導入の実現、そして2) は世界的な ICT 化に対応するために行ってきた金融サービス市場の統合戦略とも関連があり、さら1) と2) はEUの中東欧への第5次拡大によってさらにそれらの効果に拍車がかかったといえる。したがって、EUの経済統合戦略全体に、今回の金融危機の原因があると考えられる。次節以降、それらの原因についてまず論述し、最後に今回の危機対応の経済政策の現段階での評価を行いたい。

さらに、金融面の連動性がEU経済にどのように影響を与えたのかを構造 VAR モデルを用いて検証する。具体的には、実質 GDP 成長率、インフレ率、そして銀行の貸出残高成長率によって構造 VAR モデルを構成し、外的ショックを識別する。さらに、識別されたショックと、ユーロレートの対ドル変動率と株価収益率を回帰し、それぞれのショックが、二つの金融変数の変化率に影響を受けたのかどうかを検証する。

以下、第2節ではEUでの金融・経済危機の構造的原因を検討している。第3節では構造 VAR によるEU経済のマクロモデルを構成している。第4節では金融変数と構造ショックの関連を実証している。第5節は結論である。

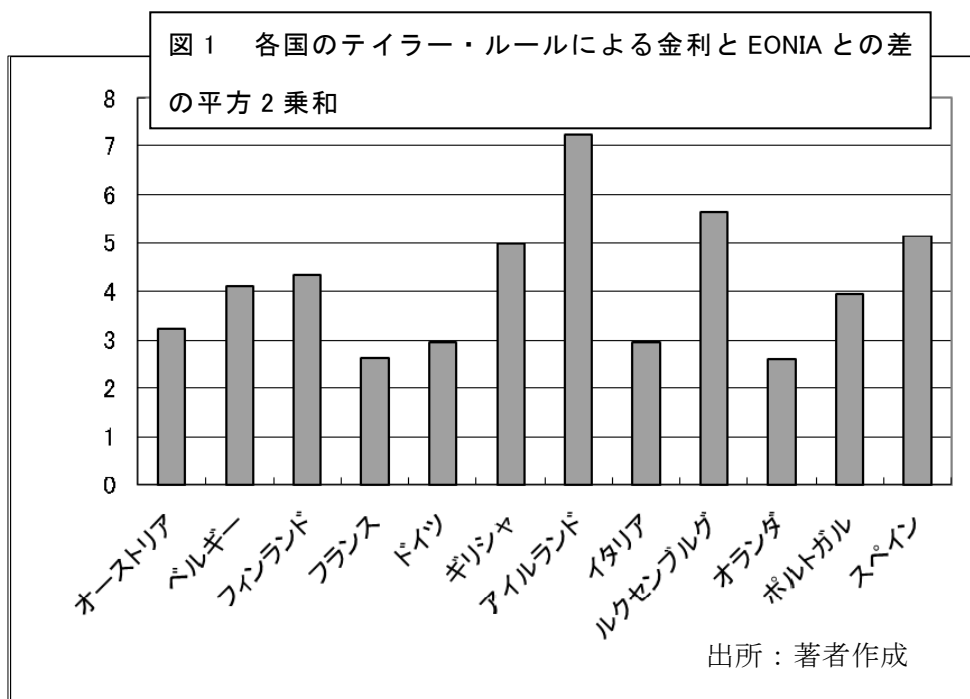
## 2. EUでの金融・経済危機の構造的原因

EUでの経済統合は、1999年のユーロ導入により制度上、完成した。無論、加盟国間での消費財の価格の収斂や、リテール金融での金利および取引手数料の収斂は不完全であり、欧州委員会ならびに欧州中央銀行（以下、ECB）もその推移を注視しているものの、卸売レベルでの価格、金利、手数料の収斂はかなりの程度、進展してきた。EUでの経済統合が進展した経済分野のうち、マクロ金融の分野では、ユーロ導入によって各国の金融政策の独立性は喪失し、ECBによる共通金融政策が実施されることとなった。EU加盟国のうちユーロを利用する諸国（ユーロ圏）の間で単一通貨を利用することとなり、ユーロ圏で共通した金融政策が実行されるのは当然である。しかも、ユーロ導入に先駆けて1990年来のEU

域内での資本移動自由化（第4次資本移動自由化指令）が実現し、さらにはマーストリヒト条約での収斂基準により、金利の収斂が顕著にみられた後に、共通金融政策を実行されたので、当然、各国の名目金利水準は収斂することとなった<sup>1</sup>。

ここでの浮かび上がる疑問は、はたして収斂した金利水準が各国の経済状況に適したものがあったのかどうかである。ユーロ導入以前、ユーロ圏と想定された諸国が最適通貨圏であるかどうかは議論の焦点となっていたが、当時の議論ではユーロ圏は必ずしも最適通貨圏ではないとの結論があった<sup>2</sup>。ただし、各国政府は収斂基準を満たすための政策対応をした結果、金利、財政収支、インフレ率などの経済変数は収斂することとなった。しかし、それらの収斂がユーロ圏各国の経済構造を収斂させたかどうか、また、本来の経済状況を収斂させたのかどうかは明らかではない<sup>3</sup>。そこで、本稿では金利水準に着目し、ユーロ圏各国にとって望ましい最適金利水準と、ECBによる政策金利とのギャップを求めることとした。ただし、最適金利水準として、テイラー・ルールによって各国別の最適金利を導出し、ECBの政策金利としてEONIA（ユーロ・オーバーナイト銀行間金利）を用いた

<sup>4</sup> . これにより、各国別の最適金利とECBによる政策金利との差を示したのが図1である。ただし、政策金利との乖離の大きさを示すために、図



<sup>1</sup> 金融政策で決定できるのは名目金利である。また、市場金利の収斂はほぼ達成されたものの、リテール金融での金利の収斂は、未だ十分ではない。この点については高屋（2009c）を参照のこと。

<sup>2</sup> たとえば高屋（2009b）参照。

<sup>3</sup> 最適通貨圏の議論に関しても、内生的最適通貨圏という考え方もある。これは当初は最適通貨圏の基準を満たしていなくとも、単一通貨を導入した後に、経済構造が変化し、最適通貨圏の基準を満たす可能性があるというものである。高屋（2009b）参照。

<sup>4</sup> 詳しくは、補論を参照のこと。

1では各国のテイラー・ルールによる金利とEONIAとの差の平方2乗和としている。

この図1より、フランス、ドイツ、イタリアというユーロ圏3カ国は、EONIAとの乖離が小さいことがわかる。これは3カ国の経済規模がユーロ圏では大きく、それがECBの金融政策に影響を与えていることを示唆している。一方、もっとも大きく乖離しているのは、アイルランドであり、その次がポルトガルとなる。また経済規模の大きいスペインもフランスの2倍の乖離があり、ユーロ圏内での潜在的な金融政策格差を示している。

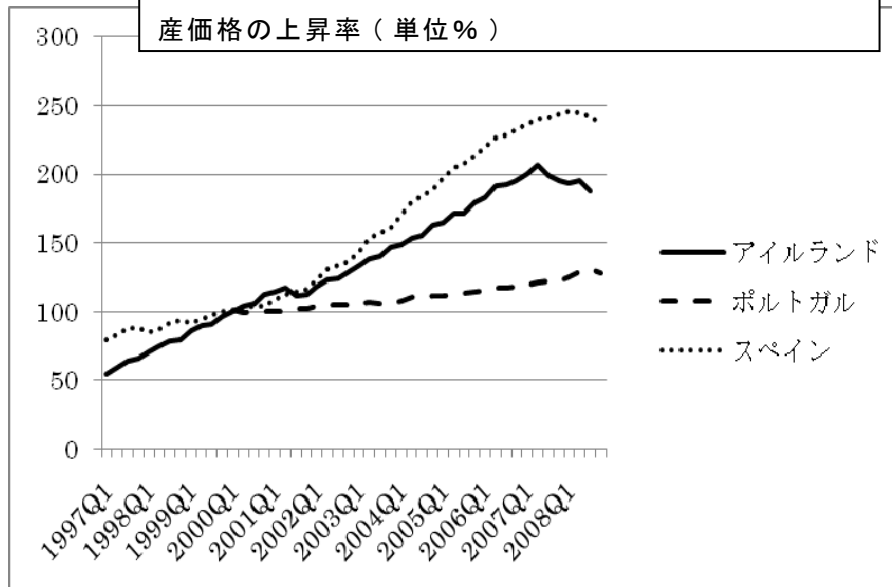
テイラー・ルールによってもわかるように、ユーロ圏各国での潜在的金利には格差が残存していることがわかる。名目金利がECBによって設定されたものの、第2節でみたようにインフレ格差が大きく残っており、そのため、各国の実質金利の格差はインフレ格差と同じ程度、存在することとなる。これはどのような影響をユーロ圏各国に与えたかと推察できるのであろうか。それを端的に示すのが、いくつかのユーロ圏加盟国に見られた不動産価格の上昇であろう。それをここでは「ユーロバブル」と呼んでおこう。この不動産価格の上昇、すなわちユーロバブルが生じた大きな要因に一元的な金融政策による実質金利の格差があると考えられる。

そこで、名目金利は収斂したものの、前節までで述べたようなインフレ格差が残るとすれば、実質金利の格差の残存ということとなり、それが実体経済の差を生み出す原因になることを示唆する。通常、実質金利は名目金利から期待インフレ率を引いたもので定義されるが、期待インフレに関して現在のインフレ率が将来も続くと考える静学的期待を仮定すれば、実質金利は名目金利から現在のインフレ率を差し引いたものとなる。たとえば、インフレ率がユーロ平均に近いフランスと、ユーロ圏平均よりもかなり高いインフレ率のアイルランドを例にしよう。また同じ金利水準で借入ができると仮定する。そうすると、フランスよりもアイルランドの方が、同じユーロ圏であっても実質金利は低くなる。そうなれば、実質金利の低いアイルランドでの投資が進展することが予想される。この投資とは、実物投資をさすが、企業による実物投資が進めば投資効率も高まり、それは土地利用の需要も高め不動産価格を上昇させる契機となる。さらには、不動産価格の上昇を予想させるような状況になれば、不動産投機を喚起し、さらなる投資が不動産を中心として行われるであろう。その結果、アイルランドでの不動産価格の上昇をもたらしたと考えられる。図2にはアイルランド、ポルトガル、スペインでの不動産価格の上昇率を示しているが、1999年以降、一貫して正の大きな値をとっていることがわかる。当時、これらの上昇率が

バブルであるのかどうか、一部では議論されたこともあったが<sup>5</sup>、バブルの中にあっては、それがバブルであると判断

するのは難しく、バブルの破裂を待つしかない<sup>6</sup>。したがって、構造的なインフレ格差の残るもとで、金融統合によって金利が収斂した結果、一部地域でのバブルを生み出したといえる。

図2 アイルランド、ポルトガル、スペインでの不動産価格の上昇率（単位％）



注：前期比の不動産価格上昇率を示す。

出所：データは、アイルランド； Residential property prices, new houses, DOEI . スペイン； Average price for open-market appraised housing Banco de España . ポルトガル； New Housing Construction Cost Index, Instituto Nacional de Estatística de Portugal (INE). 著者作成.

### 3. EU経済に対する金融変数の影響：株価と為替レート

この節では、EU経済の簡単なマクロモデルをベクトル自己回帰モデル（VARモデル）により構成し、外的ショックを識別した上で、そのショックが実体経済にどのような影響を与えたのかを検証する。ここで用いるVARモデルは構造VARと呼ばれる制約のないVARモデルに制約をおいたモデルを用いる。制約のないVARモデルは次のような形式で内生変数の動的な動きを説明する。

<sup>5</sup> 例えばECB（2006）で、ユーロ圏の一部地域の住宅価格の上昇について分析を行っているものの、バブルとは分析していない。

<sup>6</sup> この点は、近年のマクロ・プルーデンスを実行する上でもっとも難しい問題の一つである。

$$x_t = k + B(L)x_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

ここで  $x_t$  は内生変数のベクトルを、 $k$  は定数項を、 $B$  は係数行列を、 $u_t$  は残差項を、そして  $L$  はラグ・オペレータを、それぞれ示す。SVARは外生ショックを識別するためにVARモデルに制約を置く。この制約によって、SVARはVARモデルに経済構造を反映させる。

SVARは次のように表現される。

$$A_0 x_t = c + A(L)x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, D) . \quad (2)$$

$A_0$  は経済構造をあらわす同時点の係数行列である。ここで、内生変数はお互いに決定される。

われわれは次のような銀行貸出を含む総需要—総供給モデルを構築する。

$$y_t = y(p_t) + \varepsilon'_{s,t} \quad \Leftrightarrow \quad p_t = p(y_t) + \varepsilon_{s,t}, \quad y'_p > 0 \quad (3)$$

$$y_t = y(B_t) + \varepsilon_{d,t}, \quad y'_B > 0 \quad (4)$$

$$B_t = B(y_t, p_t) + \varepsilon_{B,t}, \quad B'_y > 0, B'_p > 0 . \quad (5)$$

ここで  $y$  は実質 GDP を、 $p$  は消費者物価を、 $\varepsilon'_{s,t}$  は供給ショックを、 $B$  は実質銀行貸出、 $\varepsilon_d$  は需要ショックを、そして  $\varepsilon_L$  は貸付ショックをそれぞれ示す。(3)式は総供給関数を、(4)式は総需要関数を示す。通常、総需要関数は、設備投資を通じて実質金利に依存するものの、(4)式は投資が銀行貸出にも依存するものと仮定し、総需要が銀行貸出に直接、正に依存するものと仮定する。(5)式は実質 GDP と消費者物価指数に正に依存するものと仮定された銀行貸出関数である。

われわれは、上のモデルのショックを識別するために構造 VAR による推定を用いる。SVARによる推定の主な目的はインパルス応答分析のための誤差の非再帰的な直交を得るためである。誤差項の構造要素を識別するための適切な制約を課すために、再帰的なコレスキー直交に変わるものが求められる。

SVARモデルを構成し、制約なしの動学部分を加えるために、われわれは同時点の係数行列  $A_0$  を総需要—総供給モデルに反映させる。(3)-(5)式によって示される経済システムは次のように表現される。



$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & -y_L \\ -p_y & 1 & 0 \\ -L_y & -L_p & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ p_t \\ B_t \end{pmatrix} = c + A(L) \begin{pmatrix} y_t \\ p_t \\ L_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{L,t} \end{pmatrix} . \quad (6)$$

(6) 式は、行列  $A_0$  が二つのゼロ制約を持つことを示す。しかし、ショックの識別のためには、三つのゼロ制約が求められる。したがって、もし投資が銀行貸出に同時期に反応しないと仮定するなら ( $y_L=0$ )、行列  $A_0$  は下三角行列となる。この仮定によって、われわれはこの推定に対してコレスキー分解を適用することができる。

SVARモデルの推定のために、データを次のように入手した。  $y$  は鉱工業生産指数の成長率とし、  $B$  は民間部門に対する銀行貸出の成長率とし、欧州中央銀行 (ECB) のHPでのデータバンクから入手した。また  $p$  はHICPもとにしたインフレ率とした。データはECBから入手した。

表1 構造 VAR 推定による係数行列

制約タイプ	短期的制約	
	0.011**	0.000
	0.0045	0.008**
	0.025*	-0.0367*

注1) \*\*は 1% 水準で有意であることを示す。

\* は 5% 水準で有意であることを示す。

注2) 表中の値は  $3 \times 3$  の係数行列の値を示している。

SVARモデルでの制約の置き方はいくつかの種類があるが、ここでは短期制約を書けることとした。表1は係数条件が満たされることを示す短期制約をおいた時の推定をした係数行列である。したがって、(6) 式は適切に識別される。

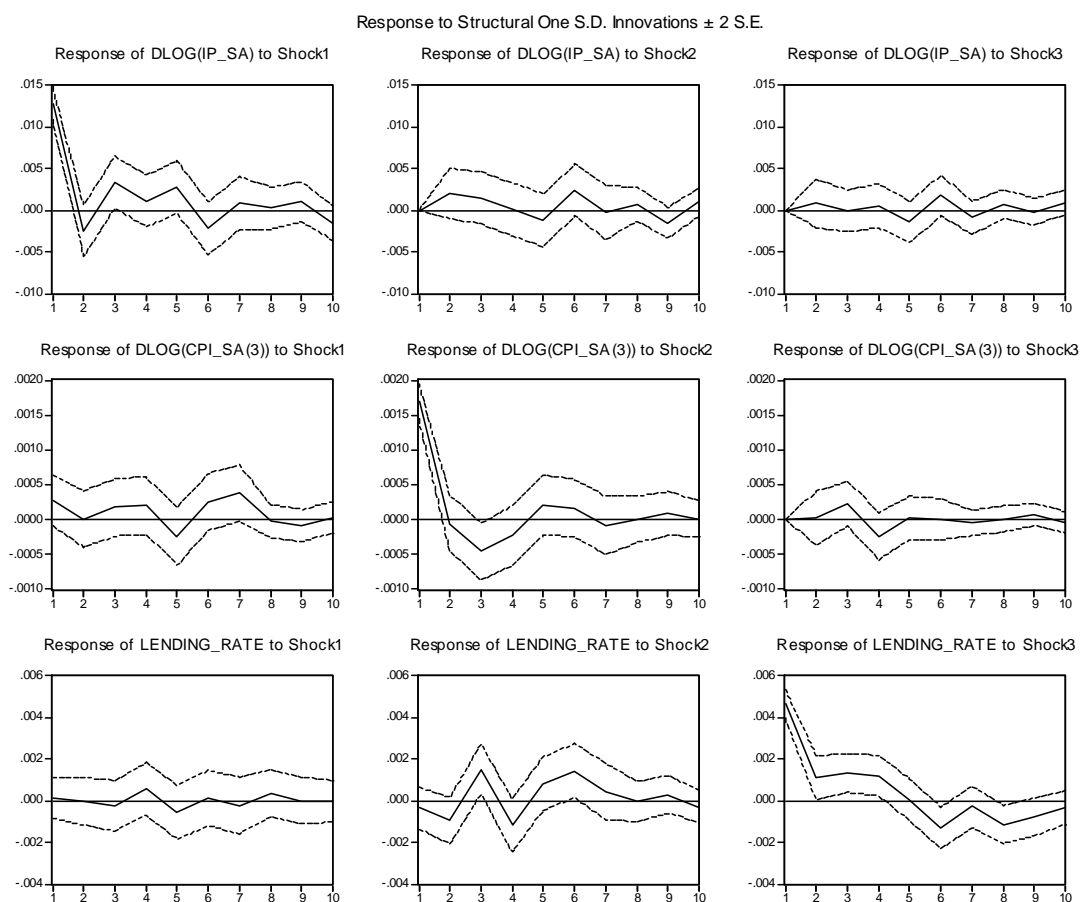
成長率と銀行貸出伸び率、インフレーションに対する外生ショックのインパルス応答を実行する。これらの結果が図3で示される。図3は構造ショックに対するインパルス応答である。図3で示されるように、供給ショック (supply shock) は成長率とインフレ率に正の効果を与えるものの、銀行貸出伸び率には影響を与えない。需要ショックは銀行貸出

伸び率と、成長率、そしてインフレ率に正の影響を与える。銀行貸出ショックは成長率とインフレ率に影響を与えるものの、その大きさはそれほど大きくはない。

EU経済でのこれらの効果から成長率は供給ショック、需要ショック、そして銀行貸出ショックによって影響を受けることがわかる。EUのインフレ率は、主に供給ショックと需要ショックに、そしてわずかではあるが銀行貸出ショックに影響を受けることがわかる。銀行貸出伸び率は、需要ショックと銀行貸出ショックに影響を受けるものの、供給ショックには全く反応しない。

EU経済が、われわれの推定によって示されたショックの構造を持っている可能性はある。しかし、われわれの関心は、実体経済と金融変数である為替レートと株価との間の関係である。したがって、次の節では、株価収益率とユーロドルレートの変化率と、これらの三つのショックを回帰し、その関係を明らかにする。

図3 インパルス反応



#### 4. 金融変数の動きと構造ショックとの関係

この節では、EU経済が世界的な株式市場の混乱によって影響を受ける状況を検証するために、前節で識別した三つの構造ショックと株価収益率、為替レート変動率とを推定する。すなわち、供給ショック、需要ショック、銀行貸出ショックを、それぞれDOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEXとユーロドルレート変動率で回帰する。データはECBのデータベースからダウンロードしたものをを用いる。ただし、それぞれのデータに関して年率換算した月次データを用いた。推定式は次のものである。

$$\varepsilon_{i,t} = c_0 + a_1\sigma_{S,t} + a_2\sigma_{D,t} + u_t, \quad i = S, B, D \quad (7)$$

ここで $\varepsilon_i$ は前節の構造ショックを示しており、 $\varepsilon_S$ は供給ショックを、 $\varepsilon_B$ は銀行貸出ショックを、 $\varepsilon_D$ は需要ショックをそれぞれ示す。 $C$ は定数項をあらわし、 $\sigma_S$ はDOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEXの変化率、 $\sigma_D$ はユーロドルレートの変化率を、 $u$ は誤差項を示す。われわれは、(7)式を最小二乗法(OLS)で推定した。その結果が、表2に掲げられている。

まず表2より、全ての構造ショックに関して、定数項は有意ではないことがわかる。さらに、表3の供給ショック $\varepsilon_S$ は、DOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEXとユー

表2 識別されたショックと株価収益率、為替レート変動率との回帰の結果

Dependent Variable: $\varepsilon_S$				
変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	0.070	0.087	0.805	0.855
$\sigma_S$	5.983	2.095	2.856	0.011
$\sigma_D$	-7.564	3.885	-1.947	0.024
自由度修正済み決定係数	0.091	ダービンワトソン比		1.965
誤差累積二乗和	63.103	F値		5.633
対数尤度	-113.927			
Dependent Variable: $\varepsilon_B$				
変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	1.254	0.945	1.326	0.180
$\sigma_S$	7.838	3.141	2.496	0.014
$\sigma_D$	-1.401	1.910	-0.734	0.465
自由度修正済み決定係数	0.154	ダービンワトソン比		2.071
誤差累積二乗和	68.495	F値		2.043
対数尤度	-117.740			
Dependent Variable: $\varepsilon_D$				
変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	-0.010	0.090	0.122	0.467
$\sigma_S$	2.585	1.890	0.731	0.045
$\sigma_D$	5.353	2.637	2.030	0.000
自由度修正済み決定係数	0.231	ダービンワトソン比		1.921
誤差累積二乗和	67.565	F値		2.379
対数尤度	-117.104			

ロドルレートの変化率の供給ショックに対する結果を示している。これによれば、供給ショックは有意に株価と為替レートの変化率の影響を受けていることがわかる。株価インデックスの下落と為替レートの増価は供給ショックに対して負の影響を有意に与えるものといえる。これは為替レートの増価によって、輸入がしやすくなり、それが生産に有意に正の影響を与えることを示唆している。また株価下落によって、企業は将来の景気への不安が高まり、生産を抑制することを示唆している。

表3の銀行貸出ショック  $\epsilon_B$  は有意に株価インデックスに影響を受けている。しかし為替レートの影響は有意ではない。したがって、為替レートの増価によって銀行貸出は影響がないものの、株価の下落は銀行貸出を減ずる効果を持つことがわかる。これは、株価下落によって銀行資産の毀損が起り、それによって銀行は貸出を抑制することを示している。

表2の需要ショック  $\sigma_D$  は、有意に二つの金融変数の影響を受けることがわかる。株価の下落は、投資や消費に対して負の影響を与え、それにより総需要を抑制することを示唆している。またユーロドルレートの増価は輸出を抑制し、それによっても総需要を抑えることを示唆している。

このように DOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEX の下落は供給ショック、銀行貸出ショック、そして需要ショックに負の影響を有意に与える。もしショックの大きさが十分に大きいのであれば、EUに深刻な影響を与えることになるといえる。したがって、株価の景気への影響を軽視すべきではなく、政策運営にも株価の動向を配慮する必要がある。さらに、ユーロドルレートもEU経済によって重要な金融変数であることを確認した。2007年夏以降のユーロドルレートの増価は、原油などの企業コストに直接関わる輸入にとっては有利な働きをもつものの、輸出を通じた総需要の減退をもたらしているといえる。1970年代の石油危機以来、EU経済は高度の環境技術によって資源やエネルギー消費の抑制に取り組んできた。その結果、為替レートの増価による需要ショックのEU経済に対する負の影響のほうが、供給ショックによる正の効果を上回るものと推察される。したがって、サブプライム問題発生後のユーロドルレートの増価は深刻な影響を与えてきたものと考えられる。

## 5. 結論

本稿では、EU経済に対するサブプライム危機の効果を検証した。まず、われわれは今回の金融危機がどのような構造要因があるかを、テイラー・ルールを用いて実証的に検証した。金融連関があることが、EUの実体経済にどのような影響を与えるのかを実証するために、われわれは構造VARモデルを用いて、供給、銀行貸出、需要の三つの構造ショックを識別し、それらのショックがEU経済に影響を与えることを確認した。さらに、EUの株価指標であるとユーロドルレートをこれらの構造ショックと回帰し、株価の下落とユーロドルレートの増価がこれらの構造ショックに影響を与えることを実証した。

それらの推定から、2007年夏以降のサブプライムショックは株価の下落と為替レートの増価によってEU経済に負のショックを与えたことを示唆している。米国での株価の下落がEUの株価や、ユーロドルレートに影響を与え、それらを通じてEU経済に影響を与えてきた。すなわち、米国株価がEUの金融変数だけでなく実物変数にも影響を与え、それが現在のグローバル化した経済の姿であるといえる。

また、このようにグローバル化した経済ではEU域外の株価への配慮が欠かせない。これは外国株式に投資している機関投資家のみならず、国内の投資家も外国の株価変動の影響を免れないため、一般投資家もEU域外の株式市場の動向に注視しなければならない。それが金融変数だけでなく、実物変数にも影響を受けるためでもあり、資産運用を行う投資家は、EU域外の情報収集をより一層行わねばならない。

本稿では、EUの金融変数と実物変数間の関連に分析の焦点を当てた。EUの輸出に対する米国の需要減退の効果を、より精緻に分析するためには米EUの二地域間での分析が重要となる。そこで、高屋(2009b)で構築した二国SVARモデルへの拡張が考えられるが、それは今後の課題としたい。

参考文献

- 高屋定美（2009a）『EU通貨統合とマクロ経済政策』ミネルヴァ書房.
- 高屋定美（2009b）『ユーロと国際金融の経済分析』関西大学出版部.
- 高屋定美（2009c）「欧州金融統合と地域金融市場の変貌」岩佐代市編著『地域金融システムの分析』中央経済社，pp. 179-197.
- 高屋定美（2009d）「欧州金融統合の進展—リテール市場の実際と統合の実証—」岩佐代市編著『地域金融システムの分析』中央経済社，pp. 199-215.
- 高屋定美（2010）「EU財政と安定化政策」高屋定美編著『EU経済』ミネルヴァ書房所収.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Labys, P., 2001. The distribution of realized exchange rate volatility. *Journal of the American Statistical Association* 96, 42-55.
- Bai, J., 2003. Inferential theory for factor models of large dimensions. *Econometrica* 71 (1), 135-171.
- Bai, J., 2004. Estimating cross-section common stochastic trends in nonstationary panel data. *Journal of Econometrics* 122, 137-138.
- Barndorff-Nielsen, O., Shephard, N., 2002. Econometric analysis of realized volatility and its use in estimating stochastic volatility models. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 64, 253-280.
- Beltratti, A., Morana, C., 2006. Breaks and persistency: macroeconomic causes of stock market volatility. *Journal of Econometrics* 131, 151-177.
- Blanchard, O. and Quah, D., 1989. The dynamic effects of aggregate demand and aggregate supply shocks. *American Economic Review* 79, 655-673.
- Engle, R.F., Susmel, R., 1993. Common volatility in international equity markets. *Journal of Business and Economic Statistics* 11 (2), 167-176.
- Forbes, K., Rigobon, R., 1999. No contagion, only interdependence: measuring stock markets comovements. *NBER Working Paper*, No. 7267.
- Groenen, P.J.F., Franses, P.H., 2000. Visualizing time-varying correlations across stock markets. *Journal of Empirical Finance* 7, 155-172.
- King, M., Sentana, E., Wadhwani, S., 1994. Volatility and links between national stock markets. *Econometrica* 62, 901-934.

- Kose, M.A., Otrok, C., Whiteman, C.H., 2003. International business cycles: world, regions and country-specific factors. *American Economic Review* 93 (4) 1216–1239.
- Longin, F., Solnik, B., 1995. Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? *Journal of International Money and Finance* 14 (1), 3–26.
- Merton, R.C., 1973. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica* 41, 867–887.
- Morana, C., 2005. The Japanese deflation: has it had real effects? Could it have been avoided? *Applied Economics* 37, 1337–1352.
- Morana, C., Beltratti, A., 2002. The effects of the introduction of the euro on the volatility of European stock markets. *Journal of Banking and Finance* 26 (10), 2047–2064.
- Nelson, D.B., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica* 59, 347–370.
- Phylaktis, K., Ravazzolo, F., 2002. Measuring financial and economic integration with equity prices in emerging countries. *Journal of International Money and Finance* 21, 879–904.
- Ramchand, L., Susmel, R., 1998. Volatility and cross correlation across major stock markets. *Journal of Empirical Finance* 5 (4), 397–416.