

日本における 2008 年以後の経済金融危機 と金融機関に対するリスク規制の影響 ^{*1}

慶應義塾大学 経済学部経済学科
廣瀬康生研究会 3 期生 大東 誠

2014 年 3 月

^{*1} 本稿は、筆者の卒業論文として作成されたものである。本稿の作成にあたっては、指導教官である廣瀬康生氏や小池泰貴君をはじめとした研究会の同期及び後輩の方々（慶應義塾大学）から有益かつ真摯なコメントを頂戴した。また、東京大学経済学部の青木浩介研究会と行った交流発表会の際には、同大学同学部准教授である青木浩介氏からも貴重なコメントを頂くことができた。ここに記して感謝の意を表したい。しかしながら、本稿にあり得る誤り、主張に関する一切の責任は言うまでもなく筆者個人に帰するものである。

要約

本稿では、2008 年 9 月のリーマン・ブラザーズ破綻以降、急激な深刻化を見せた経済金融危機（以下、同危機）が日本経済へ波及する局面において、金融機関のリスク・テイキングを制約する規制（以下、リスク規制）が及ぼした影響について分析を行った。本稿では、筆者が共同制作した樽林・小池・須藤・大東（2012）を課題意識の出発点として、輸出の下落等、需要面の要因が波及経路として大きいと言われる日本での同危機を分析上需要面のショックとして表現した上で、金融仲介部門が資本ストックと公債の 2 資産へ投資を行う Aoki and Sudo（2012）の資産選択モデルを導入した一般均衡モデルを分析において用いた。さらに、金融機関へのリスク規制を表す Value at Risk 制約（以下、VaR 制約）には規制のプロシクリカルな側面を表現するための変更を加えた上、VaR 制約が存在するモデルと存在しないモデルの反応を比較し分析した。その結果、金融仲介部門のバランス・シート上における総投資量と公債投資比率という 2 つの変数に関して、同危機時の現実と同じ動きを示した VaR 制約付きモデルに比べ、VaR 制約無しモデルは逆方向の動きを示すとともに、VaR 制約付きモデルでは資本ストック収益率に係るスプレッドの上昇に加え、GDP や消費の下落等、需要面のショックに対する実体変数の変動幅の増幅が観察された。これらの結果は、VaR 制約に代表される金融機関へのリスク規制が、輸出の下落等、需要面のショックを主要な波及経路とした日本における同危機の金融危機化と深刻化を招いた可能性を示唆している。

目次

第 1 章	はじめに	3
1.1	本稿の背景	3
1.2	先行研究及び本稿の意義	6
第 2 章	モデル	9
2.1	家計部門	9
2.2	金融仲介部門	11
2.3	中間財生産者	13
2.4	最終財生産者	15
2.5	政府及び中央銀行	16
2.6	市場均衡条件	17
2.7	VaR 制約なしのモデル	18
第 3 章	シミュレーション分析	19
3.1	変数の定義	19
3.2	パラメーター及び定常値の設定	19
3.3	シミュレーション分析	22
第 4 章	本稿の帰結	31
4.1	本稿の帰結	31
4.2	結びにかえて	31
出典・参考文献		33

第 1 章

はじめに

本章では、次章以降の議論を始めるにあたって、まず本稿の背景と先行研究について述べ、これらの文脈から本稿の意義を確認する。

1.1 本稿の背景

本稿は、筆者が廣瀬康生研究会の同期（樽林明日香君、小池泰貴君、及び須藤優太君。いずれも当時において慶應義塾大学経済学部に所属している。）とともに、2012年12月に開催されるISFJ日本政策学生会議「政策フォーラム2012」に向けた共同論文「望ましい銀行監督規制にむけて」（以下、前稿）を制作する過程において浮かび上がった課題、ないし、取り組み残された課題に対する意識を出発点としている。

前稿は、米国のサブプライム・ローン問題に端を発して2008年9月のリーマン・ブラザーズ破綻を機に急速に深刻化した世界的な経済金融危機（以下、同危機）に問題意識を置き、対応すべき危機として金融機関のバランス・シート毀損が直接引き金を引くような危機を想定した上で、金融機関のリスク・テイキングに関する規制（以下、リスク規制）の1つ^{*1}であるバーゼルIIIの導入の望ましいあり方について、マクロ・プルーデンスの観点に基づきながらも、危機時における金融機関の強靭性を構築するためのリスク規制強化と平時における実体経済の水準維持とのトレード・オフ関係を考慮した分析を行った論文である。

そこに至る制作過程の中では、同危機が金融面で日本経済に及ぼした影響を捉えて議論を行おうとする試みがあったものの、日本における同危機の波及に関しては、同危機による日本の金融機関への直接的なダメージは限定的であり、むしろ輸出の下落といった需要面が危機波及の要因として大きかったと言われる点を考慮し、金融危機としての同危機を問題意識とする際、日本に限定した問題としては扱わないこととした経緯がある。

また、前稿の制作過程では、バーゼル規制を議論するにあたり、モデルの仮定として明示的にValue at Risk 制約（以下、VaR 制約）を導入し、なおかつ、金融仲介部門の意思決定としてより

^{*1} 保険会社に対するソルベンシー規制もこれに該当する。

リスク性の高い資産である資本ストックと相対的に低リスクな資産である公債という 2 種類の資産に対する投資配分が考慮されている Aoki and Sudo (2012)^{*2}の 2 資産選択モデルを導入することも検討されたが、モデル再現の困難性から断念した経緯がある。

上記の経緯を踏まえて本稿は、筆者によりこれら 2 つの課題への取り組みとして位置づけられたものである。すなわち本稿は、金融機関への直接的なダメージが限定的でその主要な波及経路としては需要面の要因が大きいと見られる日本での同危機について、その金融危機としての側面を捉えることを試み、かつ、その際において、Aoki and Sudo (2012) における金融仲介部門の資産選択モデルを導入して筆者が構築した一般均衡モデルを用い、金融機関に対するリスク規制による影響という観点から分析を行うことをその目的とするものである。

以下では、本稿における分析の前提として、日本における同危機が、金融機関に対する直接的なダメージを震源地としたものではない点、及び、それにもかかわらず日本経済が同危機により大きなダメージを受けた理由として、輸出の下落をはじめとする需要面のショックが主要な原因となり危機として波及した点について確認したい。

まず、前者の点については、1990 年のバブル崩壊以降、日本の金融機関は不良債権の処理に迫られ、財務健全性が十分ではなかったため、金融工学の発展の下、欧米では急速に普及した証券化商品や派生商品を取り込んだ収益性向上に乗り出す余力がなかったことや、バブル崩壊への反省から日本におけるリスク管理が厳格化し、上記のような金融商品への投資に対しては慎重な姿勢をとったことなどの要因^{*3}により、住宅ローン担保証券 (Residential Mortgage Backed Securities、RMBS) 等、同危機において価格が急落することとなった金融商品を日本の金融機関があまり保有していなかった事情が挙げられる。

次に、後者の点については、2001 年から 06 年にわたる小泉政権下の経済政策によって醸成された円安バブルと日本経済の極端な外需依存体質が指摘^{*4}される。1990 年のバブル崩壊以降、日本の金融機関が大量の不良債権を抱える中、その後の 94 年から 96 年の間における内需主導型景気回復を越え緊縮予算の執行により消沈させた橋本政権の失策によって日本経済は低成長とデフレに陥り、その後の景気対策に伴う財政赤字までも抱えることとなった状況を小泉政権は引継いで成立したが、小泉政権は既に喫緊の課題となっていた政府債務の膨張抑止に取り組む必要があった一方で、成長率の引き上げ、デフレの解消、及び不良債権の処理という他の 3 つの課題にも配慮した政策運営を同時に迫られていた。このような状況の下、小泉政権は財政緊縮政策を実施するとともに、財政緊縮による総需要へのマイナス効果を緩和するために日本銀行は超金融緩和政策を行い、2001 年 4 月から 06 年 6 月まで政策誘導金利であるオーバーナイト無担保コール・レートが 0.01 % 未満となるゼロ金利状態が続いた。

この超低金利政策は、金利の低い円で借入れを行い、外貨に替えてより金利の高い外貨建ての金融資産への投資を行う円キャリー取引を盛んにさせ、円キャリー取引による円安が円キャリー取引を呼ぶ円安バブルを生み出すこととなった。円キャリー取引により日本から流出した資金は

*2 同稿は日本語による発行が 2012 年 3 月になされている。[1] を参照。

*3 財務省理財局 (2011)、佐藤 (2010)。

*4 福岡・鈴木 [編] (2009)。

RMBS 等を通じて米国の住宅ローン拡大と住宅価格の上昇をファイナンスし、2000 年代前半から半ばにかけて米国経済の旺盛な消費を支えた。2002 年から 07 年まで続いた日本の戦後最長景気は、このような強い外需の存在と円安を背景として日本経済が外需主導型の成長をした結果、実現した側面がある。ここに、08 年 9 月のリーマン・ブラザーズ破綻が引き金を引くと、円キャリー取引の巻き戻しによる急激な円高と外需の急落が襲い、輸出の大幅な下落をはじめとする需要面のショックを波及経路とした同危機の影響が日本経済を直撃することとなった。

しかしながら、日本における同危機が金融危機としての側面を有していないわけではない点^{*5}についても、ここで言及しておきたい。実際、08 年 9 月のリーマン・ブラザーズ破綻以後、日本においても直接金融市場である社債・CP 市場が機能不全に陥った。とりわけ、高格付社債と低格付社債との間ではスプレッドに著しい差が生じ、A 格以下では起債もほとんど見られない状態となった。それだけでなく、間接金融の面においても、リーマン・ブラザーズ破綻後の資金調達状況は大企業か中小企業を問わず厳しいものとなった。これは、同危機によって実体経済面が急速に悪化する中で、企業の財務状況も悪化し、金融機関の貸出態度が厳格化したことに起因するもの^{*6}である。

このように、日本における同危機は、金融機関に対する直接的なダメージを原因とするものではなく、輸出の下落といった需要面の要因を波及経路とするものであるにもかかわらず、金融危機としての側面を有するに至っている。そして、この金融危機化については、上述の通り、実体経済面の急速な悪化に伴う金融機関の貸出態度の厳格化が原因となっていると考えられるが、本稿ではこの金融機関の行動変化について、金融機関に対するリスク規制が影響を及ぼしているのではないかと考えられる点に着目したい。すなわち、リスク規制が有するプロシクリカルな側面^{*7}が金融機関の行動変化を通じて日本における同危機の金融危機化をもたらしたのではないかという疑問を提起する。その上で、一般均衡モデルを用いた分析によりこの点を明らかにすることを試みる。

そこで本稿では、日本における同危機について分析上、輸出等の需要面を発端とする危機として扱うために純輸出ショックと選好ショックを複合した需要面のショックによる表現を行った上で、Aoki and Sudo (2012) に従い、金融機関へのリスク規制を表現する VaR 制約を導入したモデルと導入しないモデルを構築して、さらに VaR 制約を導入したモデルに関してはリスク規制のプロ

*5 財務省理財局 (2011)、阿野・寺本・前田・松坂・大和・山根 (2011)。

*6 内閣府「平成 21 年度年次経済財政報告」。

*7 プロシクリカルリティとは、景気循環を増幅させる効果のことを言う。バーゼル規制に代表されるリスク規制においては、金融機関は自らのとるポジションについてそのリスク量をカバーできるだけの自己資本を保持することを要求される。バーゼル II に関して言えば、総リスク量のうち信用リスクに係るリスク量は、ポジションに係るエクスポージャーにリスク・ウェイトを乗じて算定されるが、景気後退局面においては投資先の財務状況悪化に伴いリスク評価が厳しくなりリスク・ウェイトが増大する傾向があり、リスク規制の下でリスク・テイキング能力が自己資本の範囲に制約されている金融機関の貸出態度及び投資姿勢が厳格化する結果、投資の減少を通じてさらなる景気悪化が招かれる。この点については博林・小池・須藤・大東 (2012) が詳しい。なお、リスク・ウェイトは規制の要求自己資本比率水準である 8 % の逆数 12.5 を所要自己資本 (K) に乗じて算定され、信用リスクに関するエクスポージャーとして、事業法人、ソブリン、及び銀行向けエクスポージャーに係る所要自己資本 (K) の算定方法を例に挙げれば、エクスポージャーのうち最大損失 (VaR) から期待損失 (EL) を差し引いた部分である非期待損失 (UL) にマチュリティ調整項を乗じて所要自己資本 (K) が求められる。事業法人、ソブリン、及び銀行向けエクスポージャーに係るリスク量を算定する際にリスク・ウェイトとかけ合わせるエクスポージャーは、デフォルト時エクスポージャー (EAD) である。

シクリカルな側面を表現した要素を追加し、需要面のショックに対するこの 2 つのモデルの反応を比較する分析を行った。

これらの反応を同危機時における実際のデータと照らし合わせた結果、資本ストックと公債への投資を合計した総投資量と、資本ストック投資に対する公債投資比率という 2 つの変数に関して、2 つのモデルは真逆の動きを示し、VaR 制約の存在するモデルの方が、総投資量の下落と公債投資比率の上昇という現実と同方向の動きを見せる点で妥当であることが分かった。また、VaR 制約の存在するモデルでは資本ストック収益率に係るスプレッドが上昇するとともに、GDP や消費の下落等、需要面のショックに対する実体変数の変動の幅が増幅されることも観察された。

この結果から本稿では、日本における同危機が輸出等の需要面を主要な波及経路としたにもかかわらず、モデル上では VaR 制約により表現された金融機関へのリスク規制の及ぼす影響によって深刻化し、さらには金融危機化した可能性が存在することを結論として導いた。

1.2 先行研究及び本稿の意義

本稿の出発点は前稿である。本稿及び前稿とも同危機に強い問題意識を置き、また金融機関に対するリスク規制が危機の局面においてプロシクリカリティを通じマクロ経済に及ぼす影響について取り扱っている点でも共通する。

前稿と本稿の違いに言及すると、前稿は同危機のような危機が今後再び起こった局面を想定した上で、バーゼル III の導入に関して日本経済への影響を考慮した規範的な分析を行うことに主眼を置いているが、本稿はかつて実際に起こった同危機が日本経済へ与えた影響に関する事実解明的な分析に焦点を当てたものである。また、前稿は想定される危機として金融機関のバランス・シート毀損が震源地となるような危機を考えているが、本稿では輸出をはじめとする需要面の落ち込みを危機の主要かつ直接的な原因として捉えている点で、両者は相違する。

このように本稿は、前稿と同様に、資本保持への要求によって金融機関のレバレッジを制約するリスク規制という形で金融市場の摩擦的構造を捉えて分析を行う論文であるが、金融市場の摩擦を一般均衡モデルのフレーム・ワークに導入して分析を行った論文としては、Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999) が先駆的である。Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999) は、総資産に対する自己資本の比率によって指標化された企業の財務状況に応じ企業の借入利率に外部資金調達プレミアムが上乘せされるメカニズムを考えているように、フィナンシャル・アクセラレーター・メカニズムを、金融機関と企業間の金融契約における情報の非対称性に起因して非金融仲介部門である企業のバランス・シート上において生じるものと捉えている。

これとは対照的に、Andrian and Shin (2011) や前稿のベースとなっている Gertler and Karadi (2011) では、金融機関に対する資本保持要請ないしレバレッジ制約から企業に対する金融機関の資金投資量に制限が生じることにより、企業への貸出利率にプレミアムが発生するメカニズムがとられており、フィナンシャル・アクセラレーター・メカニズムが、預金者等、金融機関の債権者と金融機関の間におけるエージェンシー問題を基礎として、金融仲介部門のバランス・シート上に所在している。本稿がベースとしている Aoki and Sudo (2012) もこの点で共通性を有するが、

金融機関の投資資産を、リスクの高い資本ストックとリスクの低い公債の 2 資産に拡張している点で Andrian and Shin (2011) や Gertler and Karadi (2011) とは異なる。また、Gertler and Karadi (2011) では、金融機関のバランス・シート上の制約に関してあくまで総資産の価額自体に基づくレバレッジ制約を考えているのに対して、Andrian and Shin (2011) や Aoki and Sudo (2012) は、資産の有するリスクという観点からバランス・シート上の制約を捉え、現存の自己資本量が資産投資におけるリスク・テイキング能力の範囲を規定するものとしている。このリスク・テイキング能力に係る制約に関し、Andrian and Shin (2008) は、債務者たる金融機関と預金者等の債権者との契約問題をその基礎に置いているが、本稿のようにバーゼル規制における自己資本比率規制のようなリスク規制として理解することも可能である。

なお、金融仲介部門のバランス・シート上に制約を課す規制に関連して、Kamada and Nasu (2010) はリスク・ウェイトを考慮したリスク・アセットに基づく自己資本比率とバランス・シート上の総資産に基づく自己資本比率を明確に区別した議論を行っている。Kamada and Nasu (2010) は、この 2 つの比率の比率として導かれる保有資産の優良性に関する指標とバランス・シート上のレバレッジ規模がリスク・ベースの自己資本比率規制の下で比例的關係にある点に着目して、従来の自己資本比率規制に加えたレバレッジ比率規制の導入に伴う悪影響を指摘した研究である。

本稿がモデルのベースとしている Aoki and Sudo (2012) は、「失われた 10 年」とされる 1990 年代以降の日本経済の長期低迷の原因について金融面が果たした役割に焦点を当てた研究である。具体的には、「失われた 10 年」における銀行の公債投資増加に注目し、その背景とマクロ経済に対する含意について、リスク・テイキング能力に制約のある銀行の資産選択行動という観点から解明を行ったものである。このほか、日本経済の「失われた 10 年」を対象とする研究として、Hirose and Kurozumi (2012) は、Christiano, Eichenbaum and Evans (2005) や Smets and Wouters (2003) をベースとした実証的性質の強い中規模一般均衡モデルを用いて分析を行い、ベイズ推計による結果から 1990 年代前半における投資成長率の大幅な下落の主要な要因とされた投資の調整コストに関するショックと、企業の外部資金調達環境の良否との強い相関性に着目して、金融面の機能不全が実体面の停滞を招いた可能性を示唆している。

本稿は、日本経済の景気変動における金融面の現象に着眼ないし強調を置く点で Aoki and Sudo (2012) や Hirose and Kurozumi (2012) と同じ立場にある。これらの論文と本稿の違いは、日本経済の「失われた 10 年」を分析の対象とするこれらの論文に対して、本稿は 2008 年以降の日本における同危機に関心を置く点である。

以上のように、本稿は Aoki and Sudo (2012) の金融仲介部門に従って、金融市場の内包する摩擦的構造として、金融機関のバランス・シート上にそのリスクテイキング能力を制約するリスク規制というフィナンシャル・アクセラレーターを考え、当該制約の下における金融機関の資産選択行動という観点から、日本における同危機の金融危機的側面に焦点を当てる研究である。

このような本稿の意義は、前稿の制作過程において生じた課題への取り組みという意味合いに加え、Aoki and Sudo (2012) が示した金融機関の資産選択行動モデルが、金融危機も発生した 1990 年代の時期以外の日本経済、とりわけ経済危機の局面においてもマクロ経済的に見て含意に富んだ視点を提供するものであることを示す点にある。

以下、第 2 章では上記のような金融仲介部門を導入したモデルについて説明を行い、第 3 章では当該モデルによるシミュレーション分析とその結果の考察を行う。第 4 章では、本稿の帰結として本稿のモデル分析が示唆するところを述べた上、今後の展望を議論する。

第 2 章

モデル

本稿のモデルが想定する経済は家計部門、金融仲介部門、企業部門、政府及び中央銀行からなる。前述の通り、本稿のモデルは基本的に Aoki and Sudo (2012) に従うものの、本稿にて変更を加えた部分もある。モデルの概要は次の通りである。家計部門は、金融仲介部門との間で金融機関の参入・退出に伴う資本の抛出・払戻と貯蓄の預入を行う。また、企業部門との間では労働力の提供と賃金の受取りを行い、最終財を消費する。金融仲介部門は自己資本と家計部門からの貯蓄を資金調達源とし、後述する VaR 制約の下、資本ストックと公債へ配分投資を行う。企業部門は中間財生産者と最終財生産者に分かれる。中間財生産者は労働力と資本ストックを投入要素として中間財を生産し、金融仲介部門に資本ストックに係る借入利子を支払う。最終財生産者は、中間財を投入して最終財を生産し、最終財価格設定にあたり名目硬直性に直面する。政府は、公債の発行と徴税により得た歳入を財政支出と公債の償還に充てる。中央銀行は、公債の名目利子率の誘導政策を通じてインフレ率の制御を行う。

2.1 家計部門

本稿では確率測度 1 で各家計の効用関数が同一であると仮定する。また、各家計は各自に特異的な所得リスクをカバーする完全な共済保険契約*1を相互の間で結んでいることとする。この前提の下、各家計は全て同質*2であるとみなすことができるため、各家計を峻別するためのインデックスは付さない。各家計は中間財生産者に労働力を供給し、消費と貯蓄を行う。各家計の貯蓄は、純粋に貯蓄性のみを有する金融商品の購入という形で全て金融機関に預け入れられ、各家計による資本ストックや公債への直接投資は一切存在しないと仮定する。各家計は、効用関数

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[e^{z_{t+i}^c} \ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) - \frac{\chi}{1+\varphi} L_{t+i}^{1+\varphi} \right]$$

*1 本稿のモデル上、家計が金融市場において行う取引が預金や定額年金保険等、単に金融仲介機関へ貯蓄を預け入れる性質を有するのみの金融商品の購入取引に限られる設定であるため、このような完全共済保険契約の存在の仮定は、各家計の同質性を導く上で、完備保険市場の存在を仮定することに相当する含意を有している。

*2 家計の異質性を一般均衡モデルの枠組みで議論した画期的な論文として Aiyagari (1994) がある。

を、予算制約

$$C_t + D_t = r_{t-1}^d D_{t-1} + \frac{W_t}{P_t} L_t + \Pi_t - \tau_t$$

の下で最大化するよう行動する。ここで、 E_t は時点 t 期における期待演算子である。 $\beta \in (0, 1)$ は主観的割引因子、 z_t^c は労働不効用に対する消費効用の相対的な選好に係るショックであり、次のような AR(1) の確率過程に従う。

$$z_t^c = \rho_c z_{t-1}^c + \epsilon_t^c, \quad 0 < \rho_c < 1. \quad (2.1)$$

ϵ_t^c は i.i.d. のショックである。 $h \in (1, 0)$ は消費者の習慣形成の度合い、 χ は労働による不効用の相対的な大きさ、 L_t は実質労働供給量、 φ は賃金に対する労働の弾力性の逆数、 D_t は貯蓄性金融商品の実質保有残高、 W_t は名目賃金、 P_t は一般物価、 Π_t は最終財生産者から得られる利益分配の実質額に、金融機関との間における資本の実質拠出額及び実質払戻額の純額*3を加えた合計額、 τ_t は家計への実質課税額をそれぞれ表す。本稿では、各家計が保有する貯蓄性金融商品を安全資産としているため、 r_t^d は実質安全利子率となる。 C_t は Dixit-Stiglitz 型の消費インデックスである。すなわち、

$$C_t \equiv \left[\int_0^1 C_t(z)^{\frac{\varepsilon_t - 1}{\varepsilon_t}} dz \right]^{\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_t - 1}}, \quad \varepsilon_t > 1$$

と表される。 $C_t(z)$ は差別化された最終財の消費量である。 ε_t は差別化された各最終財ブランド間における消費の代替の弾力性であり、また、需要の価格弾力性をも表す。 ε_t の定常状態からの乖離は、正規分布に従う i.i.d. のショック ϵ_t^ε によって

$$\ln \varepsilon_t = \ln \varepsilon + \epsilon_t^\varepsilon \quad (2.2)$$

と表されると仮定する。需要の価格弾力性はラーナー指数の逆数となることから、 ε_t の変動は最終財生産者の価格に対する支配力の変化ないし最終財価格に占めるマージン率の変化を意味する。

家計の効用最大化問題を解いた一階の条件として、消費の限界効用 ϱ_t を示す式

$$\varrho_t = e^{z_t^c} (C_t - hC_{t-1})^{-1} - \beta h E_t \left[e^{z_{t+1}^c} (C_{t+1} - hC_t)^{-1} \right], \quad (2.3)$$

オイラー方程式

$$\beta E_t [\Lambda_{t,t+1} r_t^d] = 1, \quad (2.4)$$

$$\Lambda_{t-1,t} \equiv \frac{\varrho_t}{\varrho_{t-1}}, \quad (2.5)$$

さらに、完全な労働市場という仮定の下、消費の限界効用で基準化した労働の限界不効用を示す式

$$\frac{\chi L_t^\varphi}{\varrho_t} = \frac{W_t}{P_t} \quad (2.6)$$

が導かれる。

*3 金融機関との間における出資・資本払戻については、2.2 節にて説明する。

2.2 金融仲介部門

本稿では、Gertler and Karadi (2011) が仮定するように、家計部門と金融仲介部門が常に $1 - f : f$ の割合で無数に存在するとする。そして、各金融機関は各期ごとに $1 - \gamma_t$ の確率で退出に直面し、家計部門に対する金融仲介部門の割合が一定に保持されるだけ、新しい金融機関の参入が同時に起こるものと仮定する。各金融機関はその設立期において家計から出資を受け、退出期における資本の払戻額を最大化することを目的として、自己資本と貯蓄の預入れにより家計から調達した資金を資本ストックと公債へ配分し投資する。この下で、金融機関 i の価値評価関数は、自己資本 $N_t(i)$ の関数であると仮定すれば、

$$V(N_t(i)) = \beta E_t \Lambda_{t,t+1} [\gamma_t V(N_{t+1}(i)) + (1 - \gamma_t) N_{t+1}(i)] \quad (2.7)$$

と定式化することができ、金融機関 i のバランス・シートは

$$K_t(i) + B_t(i) = N_t(i) + D_t(i) \quad (2.8)$$

と表現される。ここで、(2.4) 式に注意し、 $\beta \Lambda_{t,t+1}$ は確率的割引因子である。 K_t 、 B_t はそれぞれ資本ストックと公債への実質投資量を表す。また、退出確率 γ_t は AR(1) の確率過程

$$\ln \gamma_t = (1 - \rho_\gamma) \ln \gamma + \rho_\gamma \ln \gamma_{t-1} + \epsilon_t^\gamma, \quad 0 < \rho_\gamma < 1 \quad (2.9)$$

に従うこととする。資本ストックと公債の事後的な実質収益率を r_{t+1}^k 、 r_{t+1}^b とすれば、金融機関 i の自己資本の遷移式は

$$N_{t+1}(i) = r_{t+1}^k K_t(i) + r_{t+1}^b B_t(i) - r_t^d D_t(i) \quad (2.10)$$

と表される。これは、 t 期に行った投資の事後的な収益からその調達金利を差し引いて残る純利益が $t+1$ 期に確定する結果、 $t+1$ 期時点現在の自己資本 N_{t+1} が算定され、翌期以降に繰り越されることを意味している。

このような純利益の内部留保プロセスを通じて $V_t(N_t(i))$ の最大化を図る全ての金融機関 i は、リスク規制の要請から、一定水準以上の自己資本を保持しなければならないと仮定する。すなわち金融機関 i は、資本ストックと公債への投資から最大損失が発生した場合においても、自らが発行する全ての貯蓄性金融商品の権利者に対してソルベントな状態であることが求められ、次のような VaR 制約

$$\underline{r}_{t+1}^k K_t(i) + \underline{r}_{t+1}^b B_t(i) - r_t^d D_t(i) \geq 0 \quad (2.11)$$

に直面していると考えられる。ここで、 \underline{r}_{t+1}^k と \underline{r}_{t+1}^b はそれぞれ資本ストックと公債の保有に係る最大損失率を指す。これらは粗率であることに注意したい。(2.8) 式を用いて (2.11) 式を変形すると、

$$N_t(i) \geq (1 - \underline{r}_{t+1}^k) K_t(i) + (1 - \underline{r}_{t+1}^b) B_t(i) + (r_t^d - 1) D_t(i)$$

となり、VaR 制約の意味するところが、自己資本量が資本ストックと公債への投資から発生する最大損失と調達金利の合計額をカバーできる水準以上となっていることであるということが、確認できる。なお、資本ストックと公債に係る最大損失率の決定メカニズムについては後述する。

金融機関 i は t 期における自己資本量を所与として、(2.8) と (2.11) の制約の下、(2.7) 式を最大化するように資本ストックと公債への投資量及び貯蓄性金融商品の発行量を t 期時点で決定する。このとき、各金融機関 i がリスク中立的であると仮定して、金融機関 i の価値評価関数を

$$V_t(N_t(i)) = \phi_t N_t(i) \quad (2.12)$$

であると推測する。これに加え、(2.8) 式と (2.10) 式も用い、金融機関 i の最適化問題は

$$\max V(N_t(i)) = \beta E_t [\Lambda_{t,t+1}(\gamma_t \phi_{t+1} + 1 - \gamma_t)(q_{t+1}^k K_t(i) + q_{t+1}^b B_t(i) + r_t^d N_t(i))] \quad (2.13)$$

$$\text{subject to } r_t^d N_t(i) \geq q_{t+1}^k K_t(i) + q_{t+1}^b B_t(i) \quad (2.14)$$

と表すことができる。ただし、金融商品の発行量の最適解は

$$D_t^*(i) = K_t^*(i) + B_t^*(i) - N_t(i) \quad (2.15)$$

で与えられる。ここで、 $q_{t+1}^k \equiv r_{t+1}^k - r_t^d$ は調達利率に対する資本ストック投資の実質超過収益率、 $q_{t+1}^b \equiv r_{t+1}^b - r_t^d$ は調達利率に対する公債投資の実質超過収益率であり、 $\underline{q}_{t+1}^k \equiv r_t^d - r_{t+1}^k$ は調達利率の負担による損失を含めた資本ストックに係る純率の最大損失時損失率、 $\underline{q}_{t+1}^b \equiv r_t^d - r_{t+1}^b$ は調達利率の負担による損失を含めた公債に係る純率の最大損失時損失率である。資本ストック投資と公債投資に関して、この最適化問題の一階条件をとって整理すれば、各資産投資の超過収益に関する次の裁定式

$$E_t \left[\frac{q_{t+1}^k}{\underline{q}_{t+1}^k} \right] = E_t \left[\frac{q_{t+1}^b}{\underline{q}_{t+1}^b} \right] \quad (2.16)$$

が成立しなければならないことがわかる。これは、各資産から生ずるリターンがそのリスクに相応するよう決定される無裁定状態が均衡状態となることを示している。本稿では、公債に対して資本ストックの方が相対的にリスクが高いこととしているため、資本ストックに係る最大損失率の方が公債に係る最大損失率よりも低い（もたらす損失が大きい）と仮定する。その結果、資産の両方が保有される均衡状態では、資本ストックに係る期待収益率 $E_t r_{t+1}^k$ は公債に係る期待収益率 $E_t r_{t+1}^b$ よりも高くなり、VaR 制約の存在によってリスク・プレミアムが発生することとなる。均衡状態において等号で成立する (2.14) 式と (2.16) 式を用いて (2.13) 式を整理すると、

$$\phi_t = \beta E_t [\Lambda_{t,t+1}(\gamma_t \phi_{t+1} + 1 - \gamma_t)r_t^d(1 + q_{t+1}^k/\underline{q}_{t+1}^k)] \quad (2.17)$$

が得られる。

マクロ経済全体で各金融機関の集計を考えると、等号成立の (2.14) 式、(2.15) 式、(2.16) 式及び (2.17) 式の関係は集計後においてもそのまま成立する。マクロ経済全体で見た金融仲介部門の自己

資本量の遷移については、個別金融機関の退出と新規参入を考慮しなければならない。各金融機関の存続確率が γ_t であるため、 t 期中に存続した金融機関が $t+1$ 期に持ち越す自己資本の全体量は

$$N_{t+1}^e = \gamma_t [r_{t+1}^k K_t + r_{t+1}^b B_t - r_t^d D_t]$$

である。また、 t 期に退出する金融機関に代わり、新規に参入する金融機関に対して家計部門が抛出する資本の量は、退出する金融機関の資本払戻額 $(1 - \gamma_t)N_{t+1}^e/\gamma_t$ のうち、 $\omega/(1 - \gamma_t)$ の割合に相当する分であると仮定する。なお、 ω は Gertler and Karadi (2011) で言及されているように、 $1 - \gamma_t$ よりはるかに微小な値である。したがって、マクロ経済全体で集計した金融仲介部門の自己資本量の遷移式は、

$$N_{t+1} = (\gamma_t + \omega) [r_{t+1}^k K_t + r_{t+1}^b B_t - r_t^d D_t] \quad (2.18)$$

となる。

2.3 中間財生産者

完全競争にある中間財市場の下、各中間財生産者は以下のような同一の生産関数を有し、各中間財生産者に特異的な要因は存在しないと仮定^{*4}する。そのため、各中間財生産者を峻別するためのインデックスは不要となる。

$$Y_t^m = (v_t K_{t-1})^\alpha (A_t Z_t L_t)^{1-\alpha}. \quad (2.19)$$

ここで、 Y_t は中間財生産量、 v_t は資本ストックの稼働率であり、稼働率の定常状態 v は 1 であるとする。 $A_t Z_t$ は生産性水準を表し、一時的な変動が影響を及ぼす部分 A_t と、恒久的な要因が決定する部分を切り出した Z_t を構成要素としている。 A_t 及び Z_t はそれぞれ以下の動学方程式

$$\ln A_t = (1 - \rho_A) \ln A + \rho_A \ln A_{t-1} + \epsilon_t^A, \quad 0 < \rho_A < 1, \quad (2.20)$$

$$\ln Z_t = \ln Z_{t-1} + u_t^Z, \quad (2.21)$$

$$\ln u_t^Z = \rho_Z \ln u_{t-1}^Z + \epsilon_t^Z, \quad 0 < \rho_Z < 1 \quad (2.22)$$

に従う。 A 及び Z は定数であり、 ϵ_t^A 及び ϵ_t^Z は平均 0 の正規分布に従う i.i.d. のショックである。

中間財生産者から家計に対して支払われる実質賃金は、実質労働投入量に関する中間財生産者の最適化一階条件から

$$\frac{W_t}{P_t} = p_t^m (1 - \alpha) \frac{Y_t^m}{L_t} \quad (2.23)$$

で与えられる。 p_t^m は最終財価格を基準とした相対的な中間財価格である。

本稿では、金融機関は投資先である中間財生産者を監視できる強い立場にあり、金融機関が中間

^{*4} これは暗に代表的中間財生産者を仮定している。

財生産者の資本ストック稼働率 v_t を決定することとする。所与の実質資本ストック量 K_{t-1} の下で選択した稼働率 v_t に対応して、金融機関に

$$\kappa_v K_{t-1} v_t^{\phi_v + 1}$$

だけ実質費用が発生すると仮定すると、稼働率に関する最適化の一階条件は、

$$r_t^{vk} = (\phi_v + 1) \kappa_v v_t^{\phi_v}, \quad (2.24)$$

$$r_t^{vk} \equiv p_t^m \alpha (v_t K_{t-1})^{\alpha-1} (A_t Z_t L_t)^{1-\alpha} \quad (2.25)$$

というように、限界収入と限界費用が等しくなるところで成立する。ここで、 κ_v は資本稼働に伴う実質費用の大きさを調整するパラメーター、 ϕ_v は稼働率に対する実質稼働費用の弾力性に関するパラメーターであり、 r_t^{vk} は中間財生産者が生産に際して実質的に使用収益した実効的な資本ストック $v_t K_{t-1}$ の対価として金融機関が受け取るリターンの収益率である。なお、(2.26) 式から読み取れるように、 r_t^{vk} は純率であり、粗率である r_t^k や r_t^b とは異なることに注意したい。上記のような実質稼働費用に加えて、資本ストックの物理的減耗及び経済的価値の変動を考慮した上で、金融機関が最終的に享受する資本ストック投資の収益率は、

$$r_t^k K_{t-1} = r_t^{vk} v_t K_{t-1} - \kappa_v K_{t-1} v_t^{\phi_v + 1} + (1 - \delta) \xi_t K_{t-1} \quad (2.26)$$

で示される。 $0 < \delta < 1$ は資本減耗率、 ξ_t は本稿で新たに追加したもので、資本ストックの経済的価値の変化率を表す。すなわち、 t 期における資本ストックの価値を Q_t とすると、

$$\xi_t = \frac{Q_t}{Q_{t-1}}$$

という関係が成立している。ただし、 $Q_0 = Q = 1$ とする。ここで、(2.24) 式を用いて (2.26) 式を整理すると、

$$r_t^k K_{t-1} = \frac{\phi_v}{\phi_v + 1} r_t^{vk} v_t K_{t-1} + (1 - \delta) \xi_t K_{t-1} \quad (2.27)$$

となり、さらに (2.19) 式と (2.25) 式を用いて、

$$r_t^k K_{t-1} = \frac{\phi_v}{\phi_v + 1} p_t^m \alpha Y_t^m + (1 - \delta) \xi_t K_{t-1} \quad (2.28)$$

と整理できる。この式は、後述するように中間財生産量 Y_t^m がモデル上、産出量 Y_t と等しくなることに留意すれば、資本ストックに係る収益率 r_t^k がシクリカルに変動することを意味する。

資本ストックに係る最大損失率に関して、Aoki and Sudo (2012) においては外生変数として扱われている。資本ストックと公債に係る最大損失率の内生化の理論的な方法は Aoki and Sudo (2012) で言及されているものの、本稿では次に述べるような形で資本ストックに係る最大損失率のシンプルな内生化を試みることにする。すなわち、資本ストックの価値 Q_t は資本市場のノイズ

を原因とするマーケット・リスクに直面していると考え、資本ストック価値の経済的価値変化率 ξ_t は、次の式

$$\xi_t = \frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \frac{Q_0}{Q_{t-1}} e^{\mu t + \sigma X_t} = \frac{Q_{t-1}}{Q_{t-1}} e^{\mu \cdot 1 + \sigma(X_t - X_{t-1})} = e^{\mu + \epsilon_t^Q}$$

に従い、 $N(0, t)$ を分布とする確率過程 X_t により $\epsilon_t^Q = \sigma(X_t - X_{t-1})$ として定義される外生的なマーケット・ノイズ・ショック ϵ_t^Q によって変動するものと仮定する。このとき、 ϵ_t^Q は $N(0, \sigma^2)$ に従う。また、本稿の設定上、 $\mu = 0$ 、 $\sigma = 0.5$ と定める。いま、 t 期時点において、 $t+1$ 期の資本ストックに係る収益を考えると、

$$r_{t+1}^k K_t = \frac{\phi_v}{\phi_v + 1} \alpha E_t p_{t+1}^m Y_{t+1}^m + (1 - \delta) \xi_{t+1} K_t$$

となるが、この 1 期将来における資本ストック収益を確率変数として捉えたとき、合理的期待形成の枠組みにおいては、予想できないショック要因による変動部分を除いた将来変数は各経済主体により合理的に予想されるため、当該確率変数の構成要素たる確率変数となるのは外生的ショックのみとなる。本稿では、簡略化のため、資本ストック価値に係るマーケット・ノイズ・ショックのみを取り上げ、他の外生的ショックは捨象することとする。ここで、VaR とは確率で表現される一定の信頼水準 $\bar{\alpha}$ の下において起こりうる最大の損失量を示すものである。したがって、マーケット・ノイズ・ショック ϵ_{t+1}^Q について

$$P(\epsilon_{t+1}^Q < \bar{\epsilon}^Q) = 1 - \bar{\alpha}$$

を満たすような $\bar{\epsilon}^Q$ をとると、この $\bar{\epsilon}^Q$ に対応する資本ストックの損益が資本ストック投資に係る VaR である。それゆえ、資本ストックに係る最大損失率は

$$r_{t+1}^k K_t = \zeta \frac{\phi_v}{\phi_v + 1} \alpha E_t p_{t+1}^m Y_{t+1}^m + (1 - \delta) e^{\bar{\epsilon}^Q} K_t \quad (2.29)$$

で示される。ここで、 $\zeta > 0$ は、本稿が仮定するリスク規制のプロシクリカルな側面の強さを表現するために付け加えたものである。 ζ の値が大きいほど最大損失率のシクリカルな変動が増幅し、リスク規制の孕むプロシクリカリティは強化される。

2.4 最終財生産者

各最終財生産者 z は、中間財を投入要素として、差別化された最終財の生産及び販売を行う。各最終財生産者 z による生産は、差別化された最終財 1 単位の産出につき 1 単位の中間財投入を要することとする。すなわち、最終財生産者 z の生産関数は

$$Y_t(z) = Y_t^m(z)$$

で表現される。文字 z の添書きは最終財生産者 z に係る変数であることを示す表記であり、 $Y_t^m(z)$ は最終財生産者 z の中間財投入量を示す。家計消費者による各最終財ブランドへの需要に関して

は、Dixit-Stiglitz (1977) の独占的競争モデルに従ったバラエティ選好を仮定しているため、最終財 $Y_t(z)$ の需要関数は

$$Y_t(z) = \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\varepsilon_t} Y_t$$

となる。 $P_t(z)$ はブランド z の最終財に対する価格である。これらの中で、最終財生産者 z に Rotemberg (1982) 型の名目価格調整費用が発生すると仮定すれば、最終財生産者 z の目的関数は、最終財の生産による実質収入から中間財の実質投入費用及び価格調整に伴う実質費用*5を差し引いた利潤の t 期以降における割引現在価値合計額として

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\left(\frac{P_{t+i}(z)}{P_{t+i}} \right)^{1-\varepsilon_{t+i}} Y_{t+i} - p_{t+i}^m \left(\frac{P_{t+i}(z)}{P_{t+i}} \right)^{-\varepsilon_{t+i}} Y_{t+i} - \frac{\kappa_p}{2} \left(\frac{P_{t+i}(z)}{P_{t+i-1}(z)} - \eta \frac{P_{t+i-1}}{P_{t+i-2}} - (1-\eta)\pi \right)^2 \left(\frac{P_{t+i}(z)}{P_{t+i}} \right)^{-\varepsilon_{t+i}} Y_{t+i} \right]$$

というように表される。ここで、 π は定常状態におけるインフレ率、 κ_p は価格調整費用の大きさを示すパラメーター、 $\eta \in (0, 1)$ は価格調整費用の慣性を表すパラメーターである。最終財生産者 z はこの目的関数を、自己の生産する財ブランドの価格 $P_t(z)$ を選択することにより最適化する。したがって、Rotemberg (1982) においては Calvo (1983) と異なり全ての最終財生産者について同質条件

$$P_t(z) = P_t, \quad t = 0, 1, 2, 3, \dots$$

が仮定されていることに注意して、一階の条件からフィリップス曲線

$$1 - \varepsilon_t \left\{ 1 - p_t^m - \frac{\kappa_p}{2} (\pi_t - \pi - \eta(\pi_{t-1} - \pi))^2 \right\} - \kappa_p (\pi_t - \pi - \eta(\pi_{t-1} - \pi)) \pi_t + \beta \kappa_p E_t (\pi_{t+1} - \pi - \eta(\pi_t - \pi)) \pi_{t+1} \frac{Y_{t+1}}{Y_t} = 0 \quad (2.30)$$

が導出される。なお、本稿では簡略化のために $\pi = 1$ とする。

2.5 政府及び中央銀行

政府は公債の発行と償還、徴税及び財政支出を行う。政府の実質財政収支均衡は

$$r_t^b B_{t-1} + G_t = \tau_t + B_t \quad (2.31)$$

と表現される。ここで、財政支出を指す変数 G_t は、次の確率過程

$$\ln G_t = (1 - \rho_G) \ln G + \rho_G \ln G_{t-1} + \epsilon_t^G, \quad 0 < \rho_G < 1 \quad (2.32)$$

*5 価格調整費用については Aoki and Sudo (2012) と同様、Fueki, Fukunaga, Ichiue, and Shirota (2010) に従った。

に従い、外生的に変動する。上式において、 G は定数、 ϵ_t^G は i.i.d. の財政支出に対するショックである。また、家計部門からの徴税額を指す変数 τ_t は一定の財政政策ルールに従う。Aoki and Sudo (2012) においては次のような財政政策ルール

$$\tau_t = \tau_0 B_{t-1} \left(\frac{B_t}{Y_t} \right)^{\psi_b}, \quad \psi_b > 1 \quad (2.33)$$

が敷かれているものの、本稿では徴税額変動の方向を産出量 Y_t のそれと連動しやすくするための工夫として、以下の財政政策ルールを想定する。

$$\tau_t = \tau_0 B_{t-1} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\psi_y} \left(\frac{B_t}{Y_t} \right)^{\psi_b}, \quad \psi_y > 0, \quad \psi_b > 1. \quad (2.34)$$

ここで、 τ_0 は徴税額の大きさを表すパラメーター、 Y は産出量の定常状態、 ψ_y と ψ_b はそれぞれ定常状態の産出量に対する t 期の産出量と公債発行量の比率に対する徴税額の弾力性を示すパラメーターである。徴税額が産出量の減少関数となる (2.33) とは異なり、(2.34) では産出量の増加関数となっていることに留意したい。

また、中央銀行は公債に係る名目利子率の誘導を図る金融政策を通じてインフレ率を制御する。中央銀行の金融政策ルールは

$$\ln R_t^b = (1 - \rho_M) \ln R + \rho_M \ln R_{t-1}^b + \rho_M \phi_\pi \ln \pi_t + \epsilon_t^r, \quad 0 < \rho_M < 1 \quad (2.35)$$

で与えられる。 R_t^b は公債の名目利子率、 ρ_M は政策による金利スムージングの度合いを示すパラメーター、 $\phi_\pi > 1$ はインフレ率に対する政策の反応の強さを示すパラメーターである。 ϵ_t^r は金融政策に生じるノイズであり、i.i.d. のショックで表される。公債に係る事後的な実質利子率は

$$r_t^b = R_{t-1}^b \pi_t^{-1} \quad (2.36)$$

によって決定される。金融機関による公債投資の最大損失率に関しては、次のように外生的に決定されると仮定する。

$$\ln r_t^b = (1 - \rho_{r_b}) \ln r^b + \rho_{r_b} \ln r_{t-1}^b + \epsilon_{t-1}^{r_b}, \quad 0 < \rho_{r_b} < 1. \quad (2.37)$$

$\epsilon_{t-1}^{r_b}$ は i.i.d. のショックである。

2.6 市場均衡条件

ここでは、本稿の経済における市場均衡条件を示す。

最終財市場の均衡条件式は

$$\begin{aligned} Y_t - \frac{\kappa_p}{2} (\pi_t - \pi - \eta(\pi_{t-1} - \pi))^2 Y_t - \kappa_v K_{t-1} v_t^{\phi_v + 1} \\ = C_t + (K_t - (1 - \delta)\xi_t K_{t-1}) + G_t + NX_t \end{aligned} \quad (2.38)$$

で与えられる。左辺は、価格調整費用及び資本ストックの稼働費用に相当する部分が消失した後の産出量全体であり、最終財の総供給を表す。右辺は最終財の総需要を表し、消費、投資、政府の財政支出及び純輸出から構成される。純輸出 NX_t は次の確率過程

$$\ln NX_t = (1 - \rho_{NX}) \ln NX + \rho_{NX} \ln NX_{t-1} + \epsilon_t^{NX}, \quad 0 < \rho_{NX} < 1 \quad (2.39)$$

に従い、外生的に決定される。 NX は定数、 ϵ_t^{NX} は i.i.d. のショックである。

中間財市場の均衡条件は、最終財生産者の生産関数より

$$Y_t^m = Y_t \quad (2.40)$$

となる。

このほか、本稿の経済では労働市場、預金市場、公債市場が均衡する。資本ストック市場に関しては、稼働率水準の調整によって実効的な実質ストック量 $v_t K_{t-1}$ に対する需給の一致が図られる。

2.7 VaR 制約なしのモデル

この節では、VaR 制約が存在しない場合におけるモデルについて説明する。VaR 制約が存在しない場合であっても、金融仲介部門以外の部分は上記で述べた内容と同様となる。そのため、以下では金融仲介部門のみを扱うこととするが、(2.10) 式及び (2.12) 式を用いて (2.7) 式を整理すれば、金融機関 i の最適化問題は次のようになる。

$$\max V(N_t(i)) = \beta E_t [\Lambda_{t,t+1} (\gamma_t \phi_{t+1} + 1 - \gamma_t) (r_{t+1}^k K_t(i) + r_{t+1}^b B_t(i) - r_t^d D_t(i))]$$

$$\text{subject to } K_t(i) + B_t(i) \leq N_t(i) + D_t(i).$$

この問題についてラグランジェ関数を立て、 $K_t(i)$ 、 $B_t(i)$ 、 $D_t(i)$ について一階条件を求めて整理すれば、

$$E_t r_{t+1}^k = E_t r_{t+1}^b = r_t^d \quad (2.41)$$

が導かれる。これは、VaR 制約の存在しない経済では、資本ストック及び公債に係る利子率と家計の貯蓄に係る利子率の間にはリスク・プレミアムが発生しないことを意味する。すなわちこれは、金融機関が投資を行う金融市場において完全競争が成立することとなる。また、これに関連して、金融仲介部門の自己資本量 N_t がとる値は 0 となり、モデル上に何ら影響を及ぼさなくなるため、VaR 制約が存在しないモデルでは、(2.11) 式だけでなく (2.10) 式の存在も考慮しないこととなる。

本章におけるモデルの説明は以上である。

第 3 章

シミュレーション分析

本章では、前章で示したモデルを用いてシミュレーション分析を行い、その結果に対する考察を行う。

3.1 変数の定義

本節では、モデルによる分析を行うにあたり、モデル上の内生変数である資本ストック K_t 及び公債残高 B_t について、あらかじめその定義を行うこととする。資本ストック K_t は、日本銀行の資金循環統計上の分類に基づいて、預金取扱機関、保険・年金基金及びその他金融仲介機関がそのバランス・シート上、資産勘定に計上している貸出、買入手形、割賦債権、現先・債券貸借取引、事業債、CP、債権流動化関連商品、抵当証券及び株式・出資金の合計であり、金融機関が実質的に企業に投資していると考えられるものとした。なお、債権流動化関連商品及び抵当証券については、原資産が貸付債権等の金融資産である場合が多いと考えられるものの、会計基準上、原資産の原所有者側において一定の要件の下、リスク・経済価値アプローチに基づくオフ・バランス処理が経過措置として例外的に認められていることに鑑み、オフ・バランス処理が一般的である場合には債権流動化関連商品及び抵当証券は金融仲介部門全体で見てもオフ・バランスされた貸付債権等の原資産に相当する投資を反映するものであると捉えられるため、資本ストックの範囲に含めることとした。また、公債残高 B_t については、Aoki and Sudo (2012) と同様、国庫短期証券、国債・財融債、地方債及び政府関係機関債とし、本稿ではこれらの資産を保有する金融機関の範囲に関して、資本ストックの場合と同様とする。

3.2 パラメーター及び定常値の設定

本稿では、表 3.1 に示す通り、以下のようにパラメーター及び内生変数の定常値の設定を行った。 β 、 ε 、 γ 、 \underline{r}^b 、 α 、 δ 、 κ_p 、 ρ_A 、 ρ_Z 、 ρ_G 、 ρ_M 、 ρ_{r^b} については Aoki and Sudo (2012) に従い定めた。 φ 、 ω については Gertler and Karadi (2011) に従った。 h については Hirose and Kurozumi (2012)、 η については Fueki, Fukunaga, Ichiue, and Shirota (2010) を参照した。 ψ_y 、 ψ_b 、 ϕ_π 、

G/Y 、 ρ_c 、 ρ_γ 、 ρ_{NX} については、モデルの動きが適当になるよう筆者が定めた。 \bar{e}^Q については、信頼水準 $\bar{\alpha}$ を 0.99 とし、 ϵ_t^Q が標準偏差 0.5 の正規分布に従うとして計算した。 \underline{r}^k については、 \bar{e}^Q を含む他のパラメーターと仮措きした \underline{r}^k の値の下、他の内生変数の定常値を計算した上、定常状態における (2.29) 式から計算した \underline{r}^k の値が仮措きした下の値と一致するようにして定めた。 ϕ_v については、 K/Y が現実的な値をとるように定めた。 κ_v については、 $v = 1$ とし、 ϕ_v と仮措きした \underline{r}^k の値を前提として、定常状態における (2.27) 式から r^{vk} を求めた上、定常状態の (2.24) 式から算出する形をとった。 τ_0 については、 $B/Y = 1$ とした上で、定常状態における (2.31) 式及び (2.34) 式から求めた。 ρ_{NX} については、2007 年から 2011 年までの 5 年間における純輸出の四半期データの平均値とした。 χ については、定常状態の計算においても対数線形近似後のモデル式においても用いなかったため、値を付していない。 ζ については、以降のシミュレーションにおいて値を変えながら分析を行うこととする。

本稿では、資本稼働率の定常値を $v = 1$ としているが、実際の経済データにおいては、金融仲介部門が資産計上している資本ストックの合計額と企業部門の有形固定資産合計額との間には、企業部門における調達資金の配分を挟んで大きな隔たりがあり、資産の評価基準に関しても金融機関側における投資資産の多くには時価が付されるのに対して、企業側の保有する有形固定資産の多くは原価に依っている点で不一致がある。そのため、資本ストックの稼働率にこれらの溝を埋める存在としての意味を求めることも考えられるが、本稿では簡易化のために $v = 1$ とした。また、本稿において新たな変数 ξ_t をモデルに付加しているが、これについても、金融機関側の企業投資資産と企業側の実物投資資産との間の乖離を結び付けるためになされた一種の工夫として捉えることもできる。実際、筆者が変数 ξ_t を新たに導入した背後には、マクロ経済的ファンダメンタルズの変化のみに基づいては捉えることのできないマーケットのランダムな変動が、決して無視しえない強い影響力を有しているであろうという筆者の意識がある。というのも、 $X_t - X_{t-1}$ をブラウン運動 (Brownian Motion) の独立増分 (independent increment) として扱うのならば、資本ストックの価値 Q_t は、数理ファイナンス理論の文脈で云うところの、(投資の期待収益率を 0、期待収益率のボラティリティを 0.5 とした場合における) ブラック・ショールズの株価モデルに従っているとも見ることができる。この意味において本稿は、マクロ経済学的な基礎理論の示すところに必ずしも沿うとは限らないマーケットの動きを、マクロ経済学における一般均衡のフレームワークに取り込もうとする試みでもあると言えよう。しかしながら、本稿におけるこの試みはあくまで粗暴なものであり、或いは、全くの的外れという批判も免れないかもしれない。また、仮に見るべきところを有していたとしても、さらなる精緻化を必須とするところであろう。読者の方々は、本稿におけるこの試みが一学部生による粗野な挑戦であることを理解した上で、寛恕の心ある眼差しを向けて下さることを願いたい。

なお、本稿において、公債に係る最大損失率については内生化を行っていないが、資本ストックに係る最大損失率の内生化と類似の方法、或いはその他の方法によって、これについても内生化を行うべきであったと筆者は認識している。しかしながら、本稿の制作都合上、これについては行わないこととした。この点につき、後日に機会があれば、取り組むべき課題としたい。

表 3.1 は次頁に掲載した。次節においては、モデルによるシミュレーション分析を行う。

表 3.1 パラメーター値及び定常値

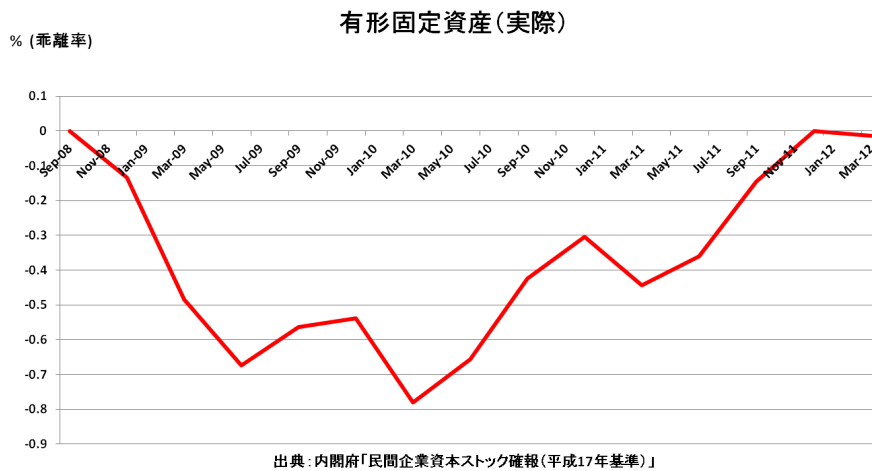
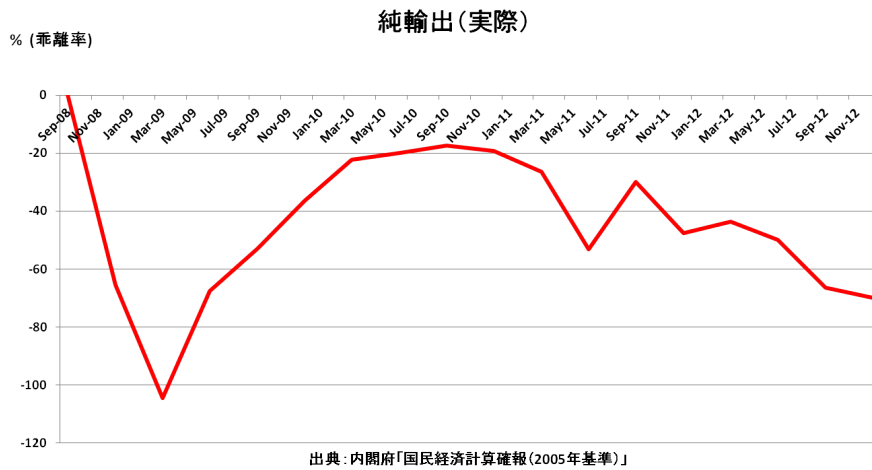
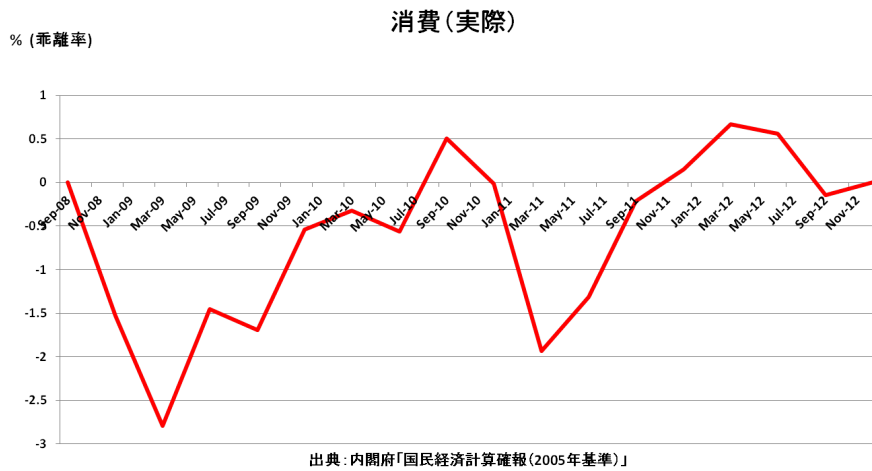
No.	パラメーター及び定常値	内容	値
家計部門			
1	β	主観的割引因子	0.990
2	h	習慣形成の度合い	0.508
3	χ	労働による不効用の相対的大きさ	—
4	φ	労働の対賃金弾力性の逆数	0.276
5	ε	最終財ブランド間消費の代替弾力性の定常値	6.970
金融仲介部門			
6	γ	金融機関の存続率の定常値	0.900
7	\underline{L}^k	資本ストックの最大損失率の定常値	0.400
8	\underline{L}^b	公債の最大損失率の定常値	0.950
9	ω	金融機関新規参入に係る資本拠出額の割合	0.002
中間財生産者			
10	α	資本分配率	0.350
11	v	資本稼働率の定常値	1.000
12	κ_v	稼働費用の大きさ/(VaR 制約なしの場合)	0.006/(0.002)
13	ϕ_v	稼働費用の対稼働率弾力性	15.280
14	δ	資本ストックの物理的減耗率	0.025
15	ξ	資本ストックの経済的価値変化率の定常値	1.000
16	ε^Q	マーケット・ノイズ・ショックの VaR	-1.163
17	ζ	プロシクリカリティの強さ	5.000
最終財生産者			
18	κ_p	価格調整費用の大きさ	6.090
19	η	価格調整費用の慣性	0.160
20	π	インフレ率の定常値	1.000
政府及び中央銀行等			
21	τ_0	徴税額の大きさ/(VaR 制約なしの場合)	0.246/(0.240)
22	ψ_y	産出量の対定常比に対する徴税額の弾力性	0.800
23	ψ_b	公債残高の対定常産出量比に対する徴税額の弾力性	3.170
24	ϕ_π	インフレ率に対する金融政策の反応度合い	2.800
25	B/Y	公債残高の対産出量比の定常値	1.000
26	G/Y	政府支出の対産出量比の定常値	0.230
27	NX/Y	純輸出の対産出量比の定常値	0.028
外生的ショック			
28	ρ_c	選好ショックに係る自己ラグ	0.850
29	ρ_γ	金融機関の生存率ショックに係る自己ラグ	0.720
30	ρ_A	一時的生産ショックに係る自己ラグ	0.640
31	ρ_Z	恒久的生産性ショックに係る自己ラグ	0.980
32	ρ_G	政府支出ショックに係る自己ラグ	0.990
33	ρ_M	金融政策のスムージング度合い	0.930
34	$\rho_{\underline{L}^b}$	公債の最大損失率ショックに係る自己ラグ	0.740
35	ρ_{NX}	純輸出ショックに係る自己ラグ	0.800

3.3 シミュレーション分析

本稿では、前章において説明したモデルを用いて分析を行う際、日本における同危機を選好ショック ϵ_t^c と純輸出ショック ϵ_t^{NX} の複合ショックとして表現した。モデル上、与えたショックの大きさについては、選好ショックの大きさが 5.5 %、純輸出ショックがその 20 倍である。本稿における分析は、日本での同危機が金融危機化した現象について、その原因を VaR 制約下における金融機関の資産選択行動に求められることを検証するために、VaR 制約が存在するモデルと存在しないモデルとで、需要面の複合ショックに対するシミュレーション反応について比較を行うものである。まず、本稿におけるモデル分析の結果を示すに先立って、日本での同危機時におけるマクロ経済変数の動向を確認することとする。以下の図 3.1 は、リーマン・ブラザーズ破綻の発生以後における期間につき、マクロ経済変数の実質値における変動を、2008 年 9 月（第 2 四半期）を基準とした乖離率によって示したものである。示した変数のうち、総投資量は資本ストックへの投資と公債への投資の合計量である。純輸出以外の変数については、図 3.1 の表示期間における平均変化率（複利計算による。）をもって、基準時点である 08 年第 2 四半期からの期間の長さに応じ、割引くことによって、トレンドを除去した値へ修正を行っている。有形固定資産は必ずしもモデル上の変数と一対一で対応づけられるものではないが、参考として掲載した。有形固定資産のみ、データ入手の都合により他の変数に比べ、表示期間が 12 年の第 1 四半期までと短くなっている。

図 3.1 同危機時の経済状況（乖離率表示）





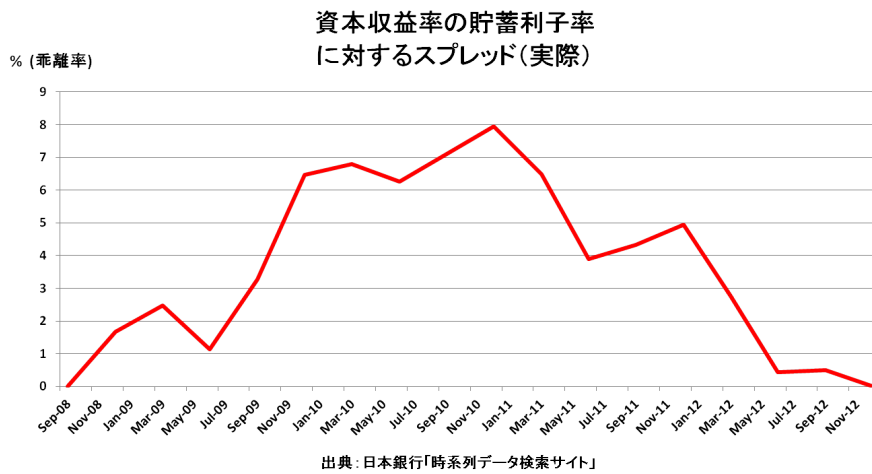
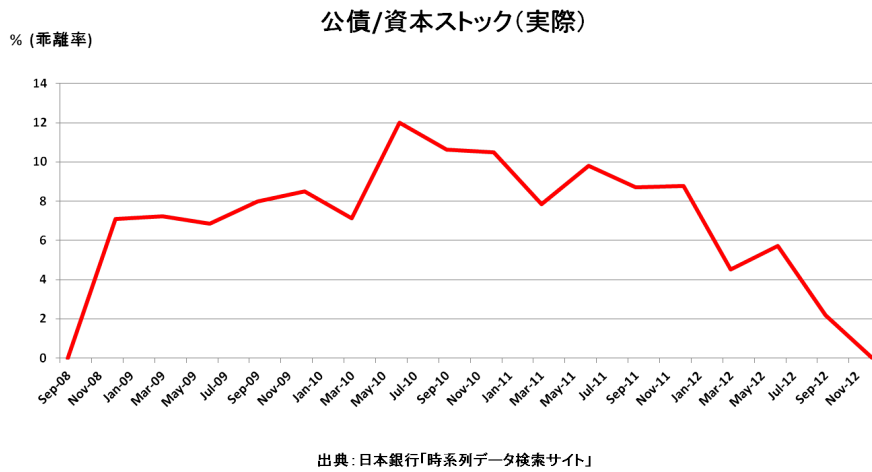
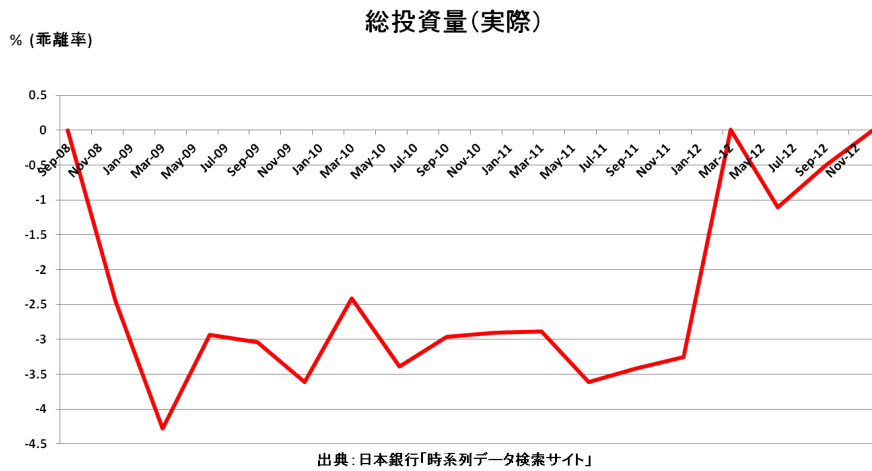
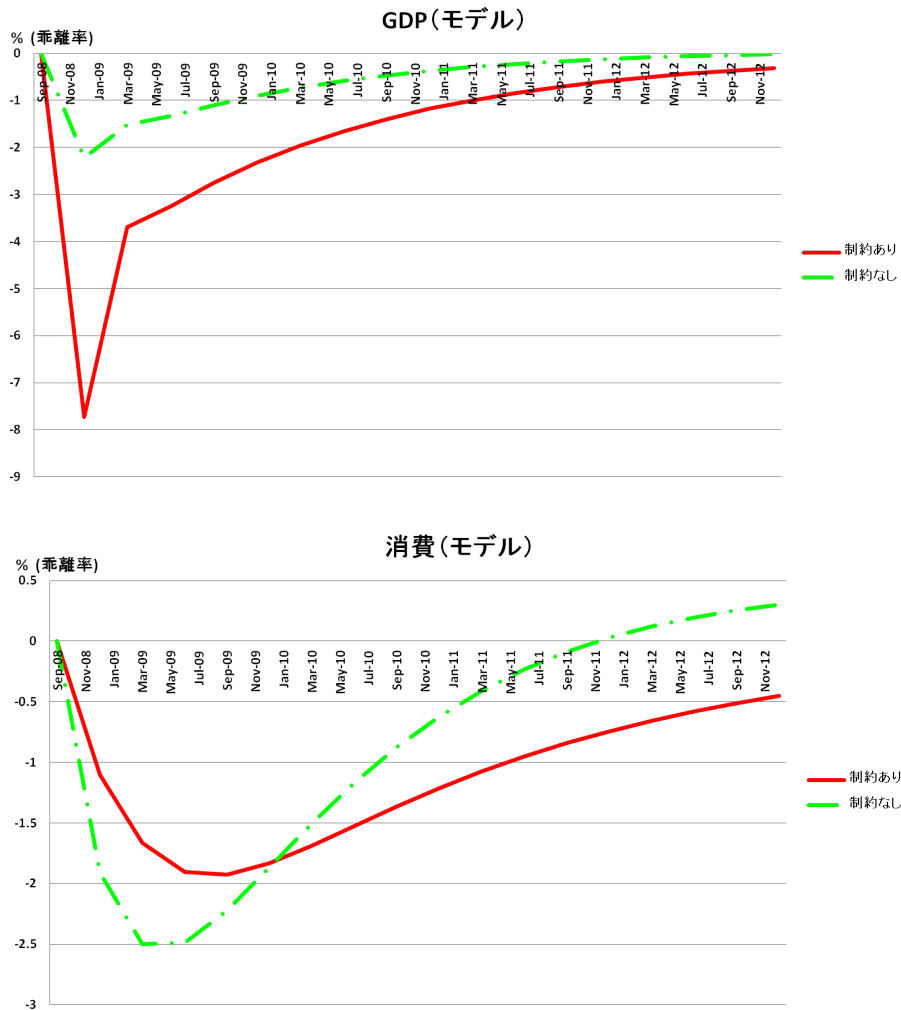
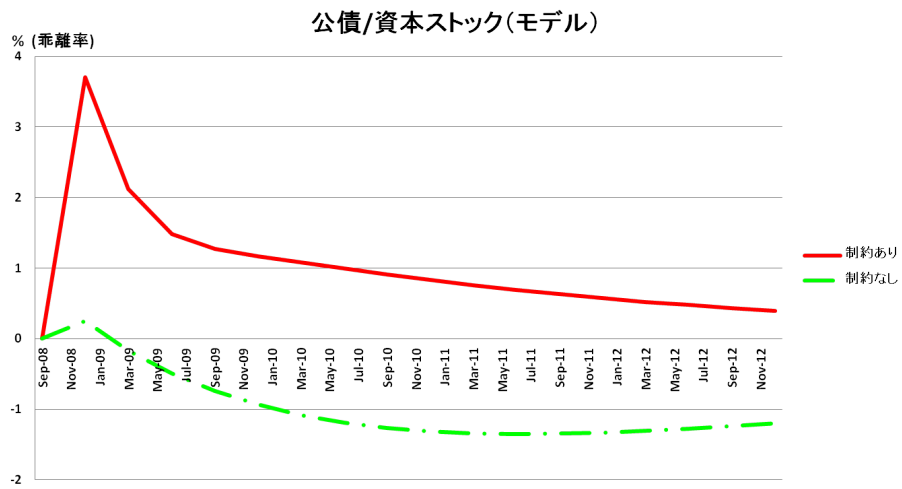
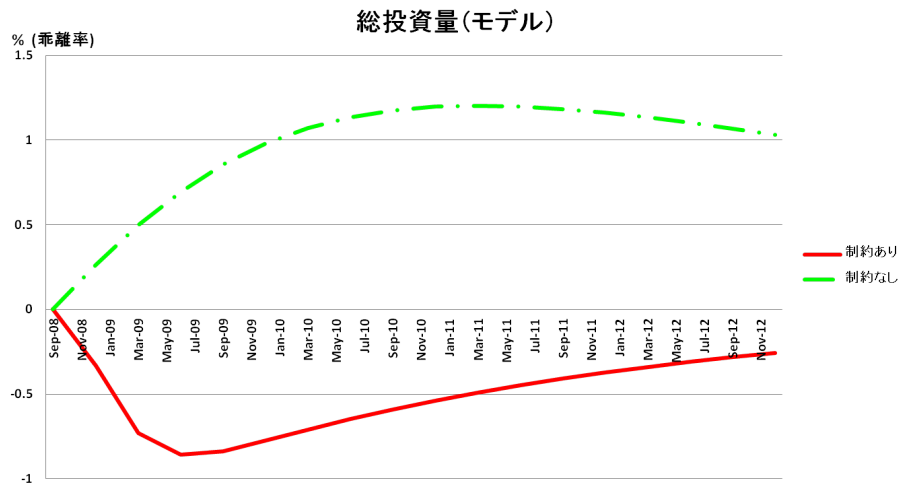
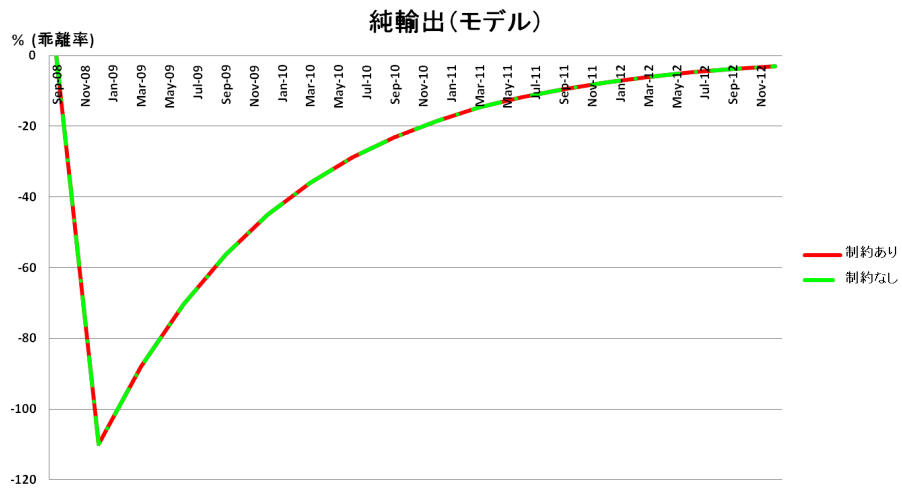


図 3.1 が示す通り、同危機時においてはリーマン・ブラザーズの破綻が起きた 2008 年 9 月以降、純輸出は最低で 100 % 以上マイナスの乖離率を示し、産出量 (GDP) 及び消費、有形固定資産も、それぞれ最低で約 7 % と 2.8 %、0.8 % マイナスの乖離となっている。総投資量の乖離率は最低で約 4.3 % と下落を示す一方で、資本ストック投資に対する公債投資の比率の乖離率は最高 12 % と大きく上昇している。また、資本収益率の対貯蓄利子率スプレッドの乖離率は、最高で約 8 % まで上昇している。こうした総投資量の減少と公債投資比率の増加、及び資本収益率に係るスプレッドの上昇は、日本における同危機が金融危機的な側面を有していたことを示している。

次に、モデルによるシミュレーション結果を示すと、以下の図 3.2 ようになる。なお、 ζ の値は 5 としてある。

図 3.2 モデル・シミュレーション結果 (乖離率表示)





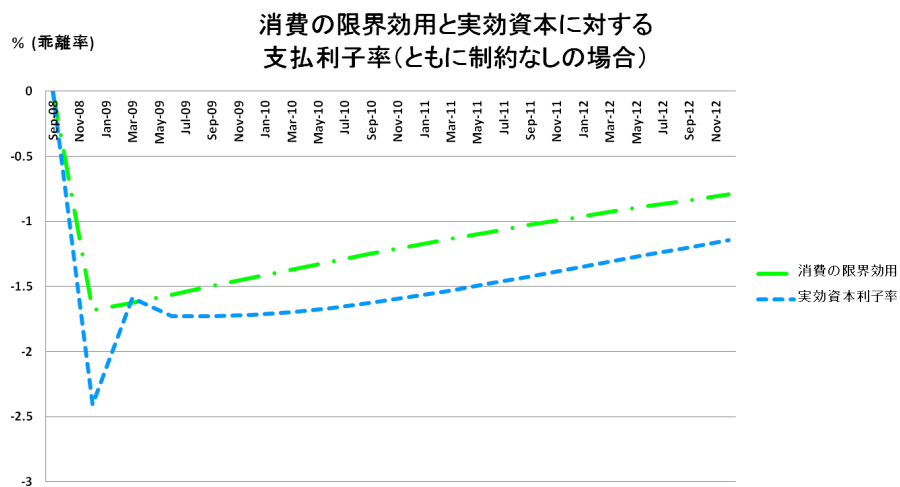
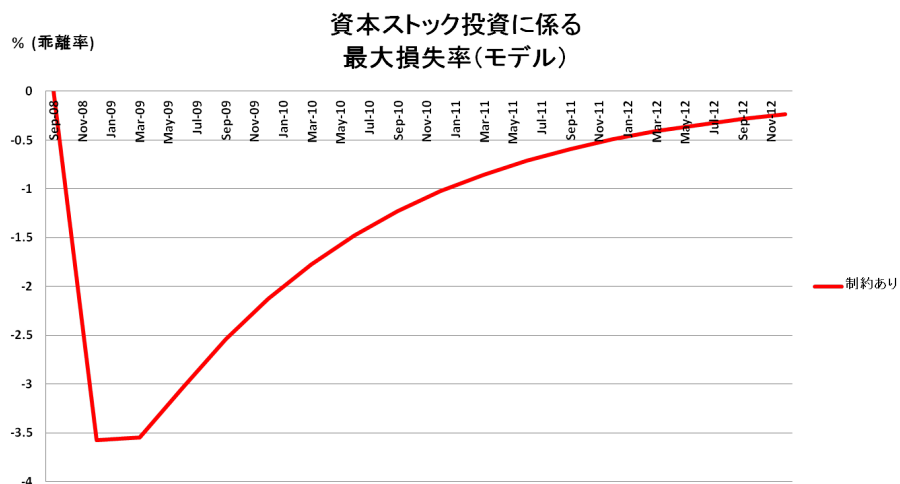
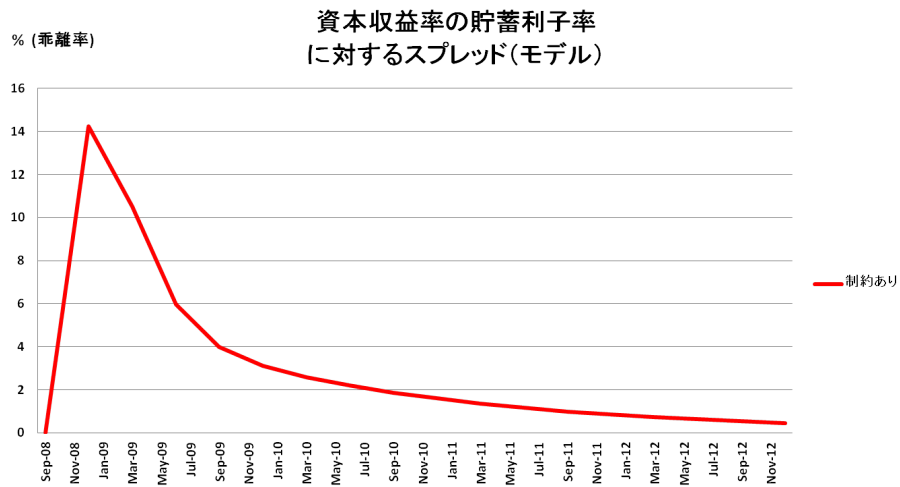
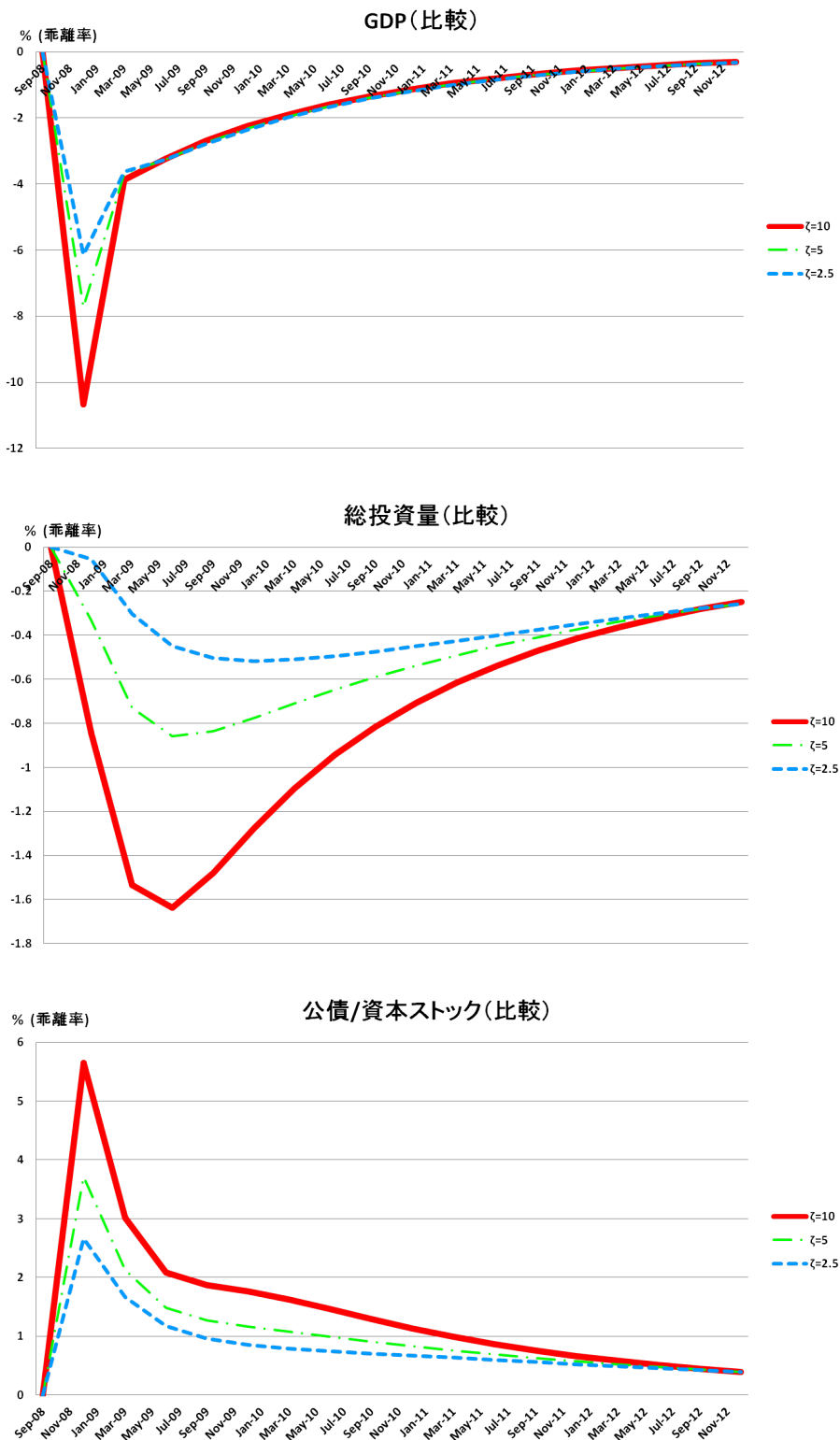


図 3.2 から読み取れるように、VaR 制約の存在するモデルでは、産出量（GDP）の下落が増幅され、VaR 制約が経済にプロシクリカルな変動を作り出していることが分かる。また、VaR 制約の存在しないモデルでは理論上、リスク・プレミアムは発生しないが、制約の存在するモデルでは、需要面のショックに直面した結果として、期待資本収益率と貯蓄利率との間に正のスプレッドが生じていることが観察される。さらには、制約の存在しないモデルにおいて需要面のショックに対し総投資量が増加に向かうのとは対照的に、VaR 制約の存在するモデルでは総投資量の減少が招かれている。公債投資の対資本ストック投資比率に関しても、比率が上昇している制約の存在するモデルに対して、制約の存在しないモデルでは、公債投資量増加によるショック発生時の一時的な上昇が若干見られるものの、資本ストック投資量減少により比率は低下する基調を示している。

上記の点における 2 つのモデルの反応が相違する根本的な原因は VaR 制約の有無に求められる。VaR 制約の存在しないモデルにおいては、危機時における需要面のショックにより、消費水準を所与とした場合における消費の限界効用が外生的に低下する、すなわち、ショック発生時において消費から得られる効用の意味合いが各家計にとって相対的に低下するため、各家計は消費水準を落とすとともにその分を貯蓄に回す行動をとることとなる。その結果、資金余剰が発生し、金融機関のリスク・テイキング能力を制約する規制が存在しない経済においては、完全競争の下、リスク・プレミアムが完全に潰れ切る状態まで金融機関による投資が行われる。これは、企業部門にとって資本ストックを利用するためのコストが低下している状況を意味しており、それゆえに、ショックによって総需要が減少し、資本の限界生産性が低下しているにもかかわらず、資本ストックの利用増加ないし設備投資の増強を行うことができる。この設備投資の増強がモデル上、直接に総需要の増加を意味することに着眼すれば、VaR 制約が存在しない経済にあっては、需要ショックによる景気後退時において企業部門での資本ストックの利用コスト低下を通じた設備投資需要による消費需要の代替効果、ないし経済の自動調節効果が機能していると言え、この点は筆者としても大いに注目するところである。というのも、この経済の自動調節効果は、VaR 制約の存在する経済においては機能しないからである。VaR 制約の存在する経済にあっては、景気変動に応じたリスク量の変動により、金融機関のリスク・テイキング能力がシクリカルに変動するため、バランス・シート規模の縮小と資本ストックから公債への投資シフトという投資選択行動を金融機関がとる結果、正のリスク・プレミアムが発生して、企業部門にとって資本ストックの利用コストはむしろ増大し、総需要の落ち込みが増幅されるというプロシクリカルな効果が生み出されるのである。VaR 制約というリスク規制と、それが内包するプロシクリカリティの存在が、金融機関の投資行動に対する影響を通じて、上記のような相違をつくり出していると筆者は考察する。

以上の考察から、リスク規制の孕むプロシクリカリティがマクロ経済に対し及ぼしている影響が確認された。以下では、本章の最後の分析として、プロシクリカリティの強さの変化がマクロ経済に対して持つ意味合いを見るために、プロシクリカリティの強さを示すパラメーター ζ の各値 2.5、5、10 に対するモデルの感応をまとめた図 3.3 を掲載した。

図 3.3 プロシクリカリティ強度に対するモデルの感応度分析（乖離率表示）



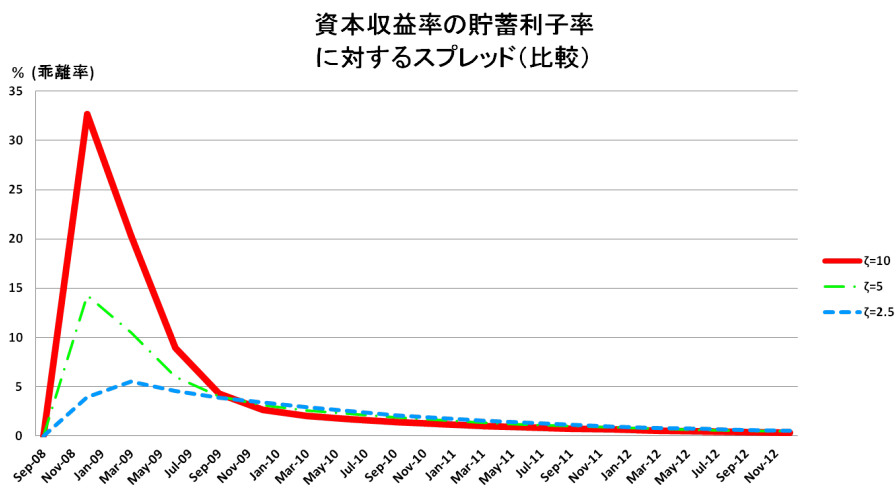


図 3.3 に示された通り、リクス規制のプロシクリカリティが強まるほど、需要ショックに対する産出量（GDP）の減少幅は大きくなるとともに、総投資量の下落と公債投資比率の上昇が顕著になり、リスク・プレミアムも増大することが窺える。

さて、続く最終章では、この考察を受けて本稿の結論を述べる。

第 4 章

本稿の帰結

最終章では、本稿の帰結を示し、本稿の制作を通じて筆者が感じた今後の課題についても述べる。

4.1 本稿の帰結

前章で行ったシミュレーション分析と考察から導かれる本稿の帰結として、筆者は以下の 2 点に言及したい。1 つは、VaR 制約の存在するモデルの方が妥当する点であり、もう 1 つはモデル上、VaR 制約として表現されたリスク規制が日本における同危機の金融危機化を招いた可能性が示唆される点である。前者に関して、2 つのモデルとの間において、需要面のショックに対する反応を同危機時におけるマクロ経済変数の実際の動向と照らし合わせて比較すれば、総投資量及び公債投資比率の動きが同危機時の実際と同方向である点とリスク・プレミアムが発生する点において、VaR 制約が存在するモデルの方が制約の存在しないモデルよりも現実と符合していると言える。後者は、VaR 制約の存在しないモデルではリスク・プレミアムが発生せず、なおかつ、総投資量の増加と公債投資比率の減少から読み取れることとして、資本ストック投資がむしろ増加していることを根拠としている。すなわち、需要面のショックとして表現された日本での同危機において、全体的なバランス・シート縮小方向における資本ストック投資から公債投資へのシフトを意味指す総投資量の下落と公債投資比率の上昇、及び、リスク・プレミアムの増大という特徴により示される金融危機的現象が発生した原因は、VaR 制約が表象するリスク規制の存在に帰して考えることができる。需要面のショックという実体経済の問題として立ち現われた日本の同危機が、リスク規制の有するプロシクリカルな効果によって資本ストックに対する投資の減少を伴い、金融危機としての側面をも帯びるに至ってより深刻化した可能性が示されている。

4.2 結びにかえて

以上で議論してきたように、本稿は前稿の制作過程から生じた課題を出発点として、金融機関による VaR 制約下での資産選択行動を特徴とする Aoki and Sudo (2012) をベースとしたモデルを用い、日本における同危機の金融危機的側面を分析により捉えることを行ってきた。そこにおいて

は、筆者自身による創意工夫や挑戦が含まれ、また、制作過程を通じて筆者が学び得るものも多かった。しかしながら、本稿の制作において果たせなかったことや新たに生じた課題も多い。とりわけ、制作における諸般の都合上、構築したモデルを用いてベイズ推計を行うに至らなかったことは残念である。さらには、本稿において筆者が行った資本ストックに係る最大損失率の内生化も、あくまで筆者による未熟な試作に過ぎず、この点に関してはより精緻精巧なモデル構築の手法が求められることであろう。ただ、本稿において筆者が、日本における同危機の金融危機的側面の原因をリスク規制下における金融機関の資産選択行動に求めたように、金融市場の動向がマクロ経済に及ぼす影響という視点は、今後においても筆者の中で持ち続けてゆきたいものである。

出典・参考文献

1. 青木浩介・須藤直（2012）「銀行の資産選択と物価変動」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 12 – J – 4
2. 阿野喜史・寺本和弘・前田和馬・松坂秀太郎・大和正樹・山根正嗣（2011）「ゼロ金利下での金融危機対応」 ISFJ 日本政策学生会議「政策フォーラム 2011」受賞論文一覧—最優秀論文賞, URL: http://www.isfj.net/2011__article.html
3. 加藤涼（2007）『現代マクロ経済学講義』東洋経済新報社
4. 樽林明日香・小池泰貴・須藤優太・大東誠（2012）「望ましい銀行監督規制にむけて」 ISFJ 日本政策学生会議「政策フォーラム 2012」受賞論文一覧—最優秀論文賞・政策提言賞, URL: http://www.isfj.net/2012__article.html
5. 黒田耕嗣（2011）『経済リスクと確率論』日本評論社
6. 財務省理財局（2011）「リーマン・ショック後の経済金融危機における財政投融資の対応」財務省財政制度等審議会財政投融資分科会, 平成 23 年 6 月 21 日会議資料 3 – 3
7. 佐藤隆文（2010）『金融行政の座標軸』東洋経済新報社
8. 内閣府「平成 21 年度年次経済財政報告」
9. 廣瀬康生（2012）『DSGE モデルによるマクロ実証分析の方法』三菱経済研究所
10. 福岡正夫・鈴木淑夫 [編]（2009）『危機の日本経済』NTT 出版
11. 西田真二（2005）『ファイナンス確率過程と数値解析』第 2 版, シグマベイスキャピタル
12. Adrian, T. and Shin, H. (2008) “Financial Intermediary Leverage and Value at Risk,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 338.
13. Adrian, T. and Shin, H. (2011) “Financial Intermediaries in Monetary Economics,” Chapter 12 in *The Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. Friedman and M. Woodford, Vol. 3, pp. 601 – 650, Elsevier.
14. Aiyagari, S Rao (1994) “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 3, pp. 659 – 84.
15. Angelini, P., A. Enria, S. Neri, F. Panetta and M. Quagliariello (2010) “Pro-cyclicality of capital regulation: is it a problem? how to fix it?,” *Bank of Italy Occasional paper*, No. 74.
16. Aoki, K. and Sudo, N. (2012) “Asset Portfolio Choice of Banks and Inflation Dynamics,”

- Bank of Japan Working Paper Series*, No. 12 – E – 5.
17. Basel Committee on Banking Supervision (2006) “International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards,” URL: <http://www.bis.org/publ/bcbs128.htm>
 18. Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist (1999) “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in *Handbook of Macroeconomics*, ed. by J. Taylor and M. Woodford, Vol. 1, pp. 1341 – 1393.
 19. Calvo, Guillermo A. (1983) “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 383 – 398.
 20. Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans (2005) “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, Vol. 113, pp. 1 – 45.
 21. Dixit, Avinash K. and Stiglitz, Joseph E. (1977) “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity,” *American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, pp. 297 – 308.
 22. Fueki, T., Fukunaga, I., Ichiue, H. and Shirota, T. (2010) “Measuring Potential Growth with an Estimated DSGE Model of Japan’s Economy,” *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 10 – E – 13.
 23. Gertler, M. and Karadi, P. (2011) “A Model of Unconventional Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 58, pp. 17 – 34.
 24. Hirose, Y. and Kurozumi, Y. (2012) “Do Investment-Specific Technological Changes Matter for Business Fluctuations? Evidence from Japan,” *Pacific Economic Review*, Vol. 17, No. 2, pp. 208 – 230.
 25. Kamada, K. and Nasu, K. (2010) “How Can Leverage Regulations Work for the Stabilization of Financial Systems?,” *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 10 – E – 2.
 26. Rotemberg, J. (1982) “Sticky Prices in the United States,” *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 6, pp. 1187 – 1211.
 27. Smets, F. and R. Wouters (2007) “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, pp. 586 – 606.