

# 途上国における金融指標の循環的変動と 景気循環の関連性に関する実証分析

倉持俊弥\*

## 1 はじめに

小論の目的は開発途上国の金融指標時系列データを用い、その変動に含まれる循環性の特徴を探究したうえで、それと実質 GDP の短期循環変動との関連性について分析を試みることである。途上国においては経済発展の過程において金融市場も持続的な成長、発展をとげていく。そしてそれは金融発展指標の変化に反映されると考えられる。例として金融深化指標とも呼ばれるマネーストックと GDP の比率についていえば、経済発展とともに長期的に上昇していく傾向がある。その要因と考えられるのは所得水準の上昇とともに貯蓄目的の預金が増加すること、そして企業の運転資金、設備投資資金の借入れ需要が伸びていくことである。しかし、同指標の上昇率は安定的に推移してきたわけではない。タイで金融通貨危機が発生した1997年において広義の通貨と GDP の比率は1を超えていた。その翌98年には金融危機の影響による GDP の下落により1.2まで急上昇したがその後5、6年間停滞気味になり、リーマンショック以降、再び上昇傾向に転じている。こうした動きを長期間にわたってみていくと、上昇するトレンドを挟んで上下に振れながら推移してきたといえる。この指標は金融と実物経済の指標の比率であり、後者の実質成長率は景気の短期循環の代表的指標であるから金融指標自体の変動と金融深化指標の変動との関連性は明確でない。そして、マネーストックの推移自体、あるいはその成長率の変化についてもトレンドを挟んだ循環的変動がみられる。このような個々の金融指標値の推移に含まれる周期的な変化を金融循環と呼ぶことは適切とは言えない。実際個々の指標値の時系列に含まれる周期的な変動は周期や変動幅が共通であるとは言えない。概念上の定義では、複数の指標の変動をふまえた金融全般的なリスクおよび資金制約の変化や、それに対する企業、家計などの認識度や反応・態度の周期的変化<sup>1)</sup>が金融循環として捉えられている。しかし金融循環の定義は必ずしも明確に定まっているとは言えない。そして

\*専修大学経営学部准教授

金融循環の指標として用いるべき単一の金融指標あるいはコンポジット指標の構成要素に含めるべき金融指標についても諸見解がある<sup>2)</sup>。

実物経済指標と同様に金融指標についても時系列の推移には循環的変動が含まれていることが指摘されてきた<sup>3)</sup>。そして各々の金融指標に共通するサイクルがあることを検証し、それを金融循環として定義する研究例もあるが、その点についてのコンセンサスはない<sup>4)</sup>。金融指標の循環性がとくに注目されるようになったのは2007、8年以降のグローバル金融危機以降であり、実体経済の短期的循環との関連性を重視する観点から、上述のようにリスク、資金制約に対する市場における認識と態度が相互に影響し合い、結果として市場のブームとバストを繰り返す状態<sup>5)</sup>を金融循環と呼ぶ研究例が優勢になっている。金融循環のブームとバストが実体経済の景気変動を増幅させる傾向、すなわちプロシクリカリティが強いと考えられる場合、放置すれば経済全体を不安定化させる危険性がある。その場合金融当局には金融循環の影響を減殺するカウンターシクリカル金融政策が求められる。そうしたことに備えるためには金融循環の状況を観察して金融システム全体のリスク評価を行い、安定性が損なわれないようにするマクロプルーデンスが重要であるといえる。タイの場合、1997年金融危機は同国経済全体を大きく落ち込ませる影響を及ぼしたが、その後タイの金融部門はリスク回避を重視し、2008年グローバル危機に際しては国内金融に対する直接的影響を比較的抑えることができた。TDRIのSussangkarn C and Jitsuchon Somchai (2009)は、例として外貨準備高を経常収支関連の必要分だけでなく外国人保有債券、株式の外貨払い戻しまでも想定し、対応しうる規模を増やす必要があると指摘している。

金融指標の中でも民間部門向けの銀行貸し出しや株価指標などのようにブームとバストのいずれにしても金融部門の不安定性を高める可能性が高いと考えられる要因に関しては、それらと金融部門全般の循環性との関係、そして実物経済の景気循環に及ぼす影響を分析する重要性が高いと考えられる。金融循環に関する諸研究の中で途上国経済を対象としたものは比較的少ないといえるが、全体として主な分析テーマは次のように分類することができる。第一は個々の金融指標あるいはコンポジット金融指標の時系列から金融循環の特徴を把握すること、第二は金融循環と景気循環の連動性を検証すること、第三は金融循環が実体経済に及ぼす影響の分析、そして第四に他国の金融循環との連動性およびその影響に関する分析である<sup>6)</sup>。これらの問題を時系列データを用いて分析するためには適切な金融循環指標を選択する必要があることはいうまでもないが、上述のとおり金融循環の定義は必ずしも明確でなく指標化についても同様である。以上をふまえて小論では分析の対象をタイ一国として、いくつかの金融指標を用いて金融循環指標を複数作成し、それらの変動と実体経済の景気循環との関連性を調べていくことにする。

## 2 金融循環指標の作成と景気循環との関連性：実証分析の視点と方法

小論の目的は時系列データに基づく金融循環と景気循環の関連性、すなわち両循環の連動性を検証することである。本節では連動性をもたらす可能性があると考えられる経路に関する主な見解を整理したうえで、金融循環指標の作成、分析の方法について述べる。

## 2-1 金融循環と景気循環の関係

途上国において金融循環と景気循環の連動性が認められたとしても、両者が直接的にリンクしている可能性と、両者がそれぞれ外国で発生したショックの影響を受けた結果である場合がありうる。以下では主として前者の直接的なリンクについて整理する。

### ・金融経済危機警報としての金融循環指標

金融循環の指標をめぐる議論の背景には金融のブーム期とバストが主要諸国で同期化したグローバル危機があった<sup>7)</sup>。金融のブームあるいはバストをきっかけに実体経済がリセッションに陥るとの見方によれば、金融資産あるいは住宅価格のブームによって投機バブルが過熱していき、設備投資は見送られてしまうケース、一方バスト後は金融機関のリスク認識が厳しくなっていく、新規の貸出しが抑えられ、設備投資が停滞するケースがある。そして2009年以降、バーゼル銀行監督委員会は金融危機への対応策としてバーゼルⅡの見直しを行った。株価や銀行貸出の周期的な変動が実体経済に影響を及ぼす関係が繰り返し観察される状況は、金融及び景気循環の連動性を示唆するものと言えるかもしれない。こうした中、金融循環のブーム期が金融危機に先行したと考えられるケース、あるいは金融循環のバスト後のリセッションが深刻化したケースに関する研究が、Reinhart and Rogoff (2009) をはじめ多数おこなわれている<sup>8)</sup>。ただし Claessens (2011) が指摘したように、資産価格や与信のブーム期および下降局面、または金融危機の両局面のみに分析対象が集中する傾向があるともいえる。

それらの研究では金融循環指標の作成、そして金融循環の期間、転換点、循環振幅など量感を統計データから推計する計測問題も課題となっている。ここでいう金融循環指標はマネタリーあるいはフィナンシャルコンディションインデックスに相当するが、後者は実体経済との関連性の高さが反映されるよう作られるのに対し、ここで使うのは金融諸指標を統合した代表的指標といえる。金融循環指標は景気指標と同様に単独の金融指標を基に作成するものと複数指標のコンポジットとするものがある。それらを用い金融循環と景気循環の相関関係、連動性を検証するという手順がとられている。

### ・金融循環とマクロ経済のリンク

グローバル金融危機以降の実証研究においては、金融循環とマクロ経済・景気循環とをリンクする経路を想定したモデルを設定し、推計したモデルに基づいて金融循環と景気循環の相互作用や金融政策の有効性を検証する研究も行われてきた。モデルの推計に用いられるのは時系列データであり、ほぼ全ての研究が国別の分析である。時系列の頻度は四半期か月次統計を用いている例が大半と言える。

実証分析で用いられているモデルは金融循環と景気循環とが相互に影響を及ぼす関係にあることを想定して設定されている。モデルを大別すれば Sims (1980) 流の多変数ベクトル自己回帰 (VAR) モデルを用いるものと、その他のアプローチとなる。後者はさらにマクロ経済連立方程式を用いるものと、経済成長率あるいは景気循環指標の誘導型とに分類できる。

VAR モデルも、分析の目的に沿って異なる特定化が採用されている。内生変数と想定される変数を含む  $n$  個の変数の列ベクトル  $z_t$  から成る VAR を次のように表す

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t, \quad u_t \text{ は自己相関のない攪乱項}^9) \quad k \text{ はラグの長さ, } A \text{ は } (n \times n) \text{ 行}$$

列。

Zを構成する金融循環指標や景気循環指標等は、各々が誘導型で表され、当該変数自身及びモデルに含まれる他の変数のラグ変数に対する回帰式として推計される。景気循環指標と金融循環指標をそれぞれ特定の一指標に限定し、他の変数は導入しないなら二変数のみのVARモデルとなる。複数の金融循環指標を用いるのであればモデルにそれらと景気循環指標を合わせた数の内生変数が導入され、各変数間の関係が同時に推計される。また、モデルの中で外生扱いとしうる変数を導入したVARモデルを設定する研究例もある。しかし通常、VARでは当期における変数間の経済的構造などについて先験的条件は課されない。

VARモデルを用いるねらいは、主として予測や、金融諸指標の変動に対し景気循環がどのようなインパルス・レスポンスを示すかを推計することであるといえる。ただし、各変数が定常ではない可能性があるとする、各変数の水準値をそのまま使うことは適切とは言えない。その場合の対応策として、各変数が共和分関係を持つならエラー修正項をモデルに組み込む方法がある。そしてその共和分関係から変数間の長期均衡関係の情報を得ることができる。

VARモデルを用いた分析において金融循環の指標として用いられることが最も多いといえるのは銀行貸出である。一例としてリーマンショック直後から財政赤字問題と金融不安に対する注目の度が増したギリシアを対象に実証分析を行ったKarfakis (2013)を見ると、実質銀行信用と実質生産を循環指標化して用いたVARとグレンジャーの因果関係を計測した結果、金融と景気循環のリンクは強く、経済復興には金融の立て直しが必要だとしている。一方、より複雑なモデルを用いた例としてEl Baz (2018)を参照する。同研究はサウジアラビアのクレジット・サイクルと景気循環をリンクする要因として名目短期金利、消費者物価を導入し、加えて原油価格、米国の実質GDP、米国名目短期金利を組み込んだVARモデルを推計した。それに基づきEl Baz (2018)は、同国の金融及び景気循環の連動性は高く、金融循環が実体経済の不安定化要因になると指摘している。

景気循環に対する貸出の影響をめぐるVARモデルに限らず様々な方法で分析が行われてきたが、議論の決着はついていない。景気循環とクレジット・サイクルの間に強い相互作用が認められるとした研究例は多く、比較的最近の研究をあげると以下があるKing and Levine (1999), Capielo et al (2010), Igan et al (2010), Pojatina (2008), Avouyi et al (2006)。逆にKoivu (2002)は否定している。そして相互関係の有無は不明確であるとする研究例も少なくない<sup>10)</sup>。

VARモデルを用いず、構造モデルによって金融循環と景気循環の関係を分析した例にはMa and Zhang (2016), Meller and Meitu (2015)などがある。Ma and Zhang (2016)は国内当期の金融及び景気循環指標を各々の被説明変数とする誘導型の右辺に他方の指標(当期)と前期の被説明変数を含めた2本の式と、インフレ率の決定式、そして金利式を連立したモデルを推計している。一方、Meller and Meitu (2015)も金融循環式と景気循環式を含むモデルを用いているが、彼らは2国間の循環連動性の決定要因分析を目的としている。そのほかにも、単一式で景気循環と金融循環との関連性を分析する方法も採用されている。その例であるZhang (2014)は、景気循環を実質経済成長率指標で表し、金融循環指標の方は2種類を同時に用いてそれらが景気循環に及ぼす影響を推計した。金融循環変数として用いられたのは銀行信用と住宅価格指数である。銀行貸出と住宅価格は、金融循環と景気循環をリンクする重要な要因として位置づけられている。開発途上諸国の場合、とりわけ間接金融の重要性が高い状況であれば、住宅および資産の購入と銀行借入れが同時に発生しがちであるといえるから、それら資産価格と銀行信用の変動は周波・振動数が低く互いに

同調しやすいと考えられる。先述のように金融循環を資金制約およびリスク認識度の変動としてとらえると、銀行信用、住宅価格を金融循環の主要な指標として扱うのが妥当といえる。それらに比べ、株価指標は変動性が大きく、銀行貸出、住宅価格指標との連動性は弱いと考えられる。しかし、その変動性の大きさが家計、企業、銀行のバランス・シートの変動を通じて他の指標にも波及しうる。すなわち、金融緩和政策による株価、資産価値の上昇が消費および投資を拡大させて資産、住宅価格の上昇圧力が増せば、住宅ローンのリスクが減り貸出の拡大につながりうる。さらに資産価格の値上がりで銀行バランス・シートの資産価値(=A)が上昇した場合、その差益分だけ自己資本(=E)が増額し自己資本比率(=E/A)が上がっていれば自己資本比率規制の範囲内で資金を借り入れて貸出しを拡大する—レバレッジ(=A/E)を高める—ことが可能である。反対に下降局面においては、資産価格が下落するにつれて自己資本が減額していくのに加え、資産を売却して配当をしたり、借入資金で自社株買いを行えば銀行の自己資本はさらに縮小する。こうして自己資本比率が下がってしまう場合、貸出削減—レバレッジ—が進みがちとなる<sup>11)</sup>。借り手の側も担保資産価値が下がれば資金借入制約が強まることになる。このように銀行のレバレッジは景気循環と連動、あるいはそれを助長するプロシクリカルな要因であると考えられる。こうしたことから、銀行信用、資産価格、住宅価格は金融循環指標の中でとくに重視されている。

## 2-2 金融循環指標の作成方法

### ・時系列データから循環変動を識別する方法

#### i) トレンド成分の除去

経済活動全般の景気循環指標を作成する際に通常使われるのは実質 GDP であるが、金融循環指標の方は特定しにくいといえる。開発途上国においては経済、金融発展の状況が異なることやデータの入手可能性を含めて選択する必要がある。また複数の金融指標を用いるとき、各々の時系列に含まれる循環的変動の特徴は異なる可能性があることも考慮すべきである。上述したように重視すべき金融指標の一つは銀行貸出であるが、その時系列データには金融発展・深化の反映と考えられるトレンドがみとめられる。したがってトレンドの除去、定常性の確認などに注意を払う必要がある。

時系列データのトレンド成分を除去することを決めた場合、その方法として多くの研究で用いられているのは Hodrick-Prescott (HP) フィルターあるいはバンドパスフィルターである。とくに複数国の比較を目的とする研究の多くが用いているのは前者である。バンドパスフィルターは想定する周波数帯(最短・最長周期の範囲に収まる周期長)をパスさせるフィルターである。リード、ラグ両側の加重移動平均を用いるもので、その特徴は HP フィルターと異なり、循環変動の 1 周期の長さ、言い換えると周期の逆数に相当する周波数(frequency)を、範囲を定めて推計できることである。この点はストックあるいはフロー変数、インデックス、レート等、時系列変動の特徴が同様とは限らない金融諸指標の分析に適していると考えられる。バンドパスフィルターは、指標の時系列変動を複数の周波の混合とみなす。そして指定した上限値より低い周波数を通過(パス)させるハイパスフィルタで想定より短い周期の変動はカットし、他方下限指定値より高い周波数だけ通過(パス)させるローパスフィルタで想定より長い周期の波動はパスさせない<sup>12)</sup>。既存の研究で用いられている主なバンドパスフィルタに Boxter-King (GK) フィルターと Christiano-Fitzgerald (CF) フィルターがある。小論で用いるデータには入手可能な期間が短いものがあるため、分析の対象期

間を比較的長くとることのできる CF フィルタを用いる。

## ii) 転換点の特定

景気循環の分析においては、上記のように時系列から循環成分を取り出すことはせず、循環変動の山と谷を特定する方法も用いられている。Harding and Pagan (2016) は複数の経済指標を参照、統合して景気循環変動の山と谷すなわち転換点に相当する時点を特定する方法を示した。山の時点を特定する場合、統合指標の山になりそうな候補時点を一つ決め、その近傍にある個々の指標の山の時点を確定する。そしてそれらが集中しているところを求め、その時点を統合指標が示唆する景気の山とする<sup>13)</sup>。ただしこの方法で統合指標の山あるいは谷が定まらない可能性はある。

個々の指標ごとに山および谷の時点を推定する方法を提示したものに Bry and Boschan (1971)-BB- がある。この方法では、一つの指標の時系列について、次の条件が満たされれば時点  $t$  が山と判断される

$(F_t - F_{t-2}) > 0$ ,  $(F_t - F_{t-1}) > 0$ ,  $(F_{t+2} - F_t) < 0$ ,  $(F_{t+1} - F_t) < 0$ , リード, ラグとも 2 期の場合<sup>14)</sup>。上記の条件が満たされたら 1, それ以外は 0 となる 2 値の変数に変換すれば当該指標の山を示すダミー変数が作成される。また上式の不等号の向きだけをすべて逆向きにすれば当該指標の谷を示すダミー変数になる。

上記のいずれの方法も、機械的に山、谷を特定するものであり、循環の周期や振幅の確認、他の循環指標の基準日付などとの照合が必要であることは言うまでもない。

## ・循環過程・様相の見方

一国の景気動向を振り返って分析したり、先の見通しを立てようとするには景気基準日付、区分に関する既存の情報との比較も必要である。ただし異なる金融指標にフィルターをかければ得られる循環過程も異なると考えられるので、循環過程に含まれる主要要素を確認しながら指標の選択を行う必要がある。それらは循環変動の周波数 frequency, 周期 duration, そして振幅 amplitude である。周波数と周期は逆数関係にあり、低い周波数の循環は周期が長い。景気循環と比較した場合、経験的に金融循環の周期の方が長いことが指摘されている。Drehman et al. (2012) によると、景気循環の周期が 1 年から 8 年であるのに対し金融循環の周期は約 16 年である (信用循環, 1960 年代以降の主要工業国平均)。ただし同じ金融指標でも相違があり、一般に株価循環変動の周期は短いといえる<sup>15)</sup>。周期に関しては谷から山までの拡張局面と、ピークを越えた後の下降局面の期間の比較も重要である。一般的に下降局面の方が期間が短いとの見方が多いといえる<sup>16)</sup>。また循環の振幅については景気循環に比べて金融循環の方が大きいとの指摘がある<sup>17)</sup>。そうであるなら、下降局面の場合で言えば、大きな高低差 (総損失) を下降する経過が、低周波で周期が長い場合と、高周波で短い周期である場合とでは負のショックが景気に及ぼす影響に差が生じることも考えられる<sup>18)</sup>。

## ・個別金融指標の合成

総体的経済活動の動向を多角的に把握する景気循環指標を作成する目的で、複数の経済指標を加重平均したコンポジット指標を用いる研究例も多い。もちろん経済金融政策当局においてもコンポジット指標の分析に基づく景気動向、量感分析が行われている。小論においては、個々の金融指標

を用いた場合との比較のため、下記の2通りの加重平均金融指標を作成する。

一つは、分析期間を通じて比較的安定的な推移を示した指標の構成比を高くとして加重平均した指標である。すなわち金融指標  $i$  のウェイトを  $(1/\sigma_i^2)/\sum_i(1/\sigma_i^2)$  として ( $\sigma_i$  は各指標の標準偏差を表す) 加重平均して指標化する。もう一つは主成分分析の結果をもとに作成する。まず、複数の金融指標を共通変動要因とみなしうる数グループ、すなわちいくつかの主成分に分類する。そして各主成分が占める分散比と個々の主成分を構成する一次結合された金融諸指標の係数とを参照していくつかの金融指標を選び、それらの数値で加重平均したコンポジット指標を作成する。

### 3 実証分析

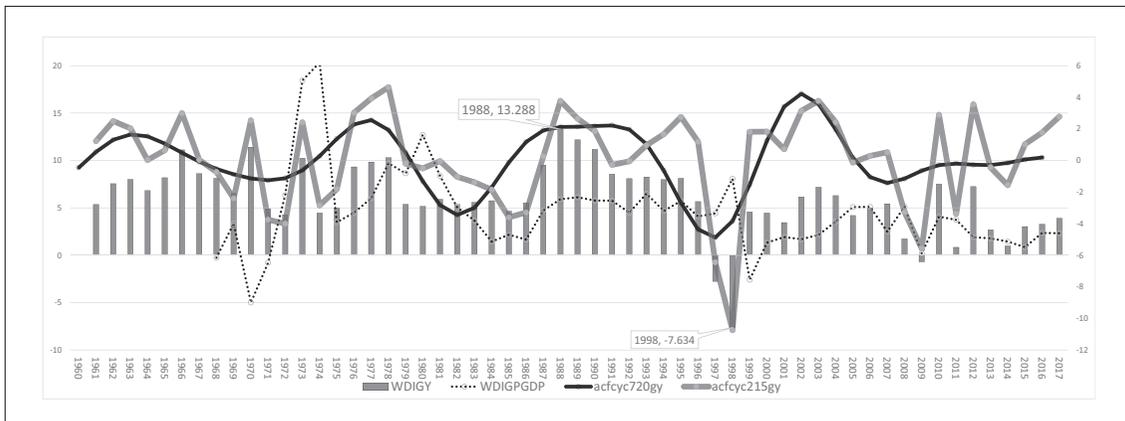
小論の目的は GDP の短期循環と金融循環の関連性について分析することである。分析の対象はタイ一国とし、公表データを用いるが、金融の循環指標は上述した景気及び金融循環の定義、分析方法をふまえて作成する。景気指標についていえば、タイ国銀がその金融政策の一環として作成しているが非公表である。同国は貿易依存度が高く、60年代から推進された輸入代替工業化開発政策の下で貿易赤字が問題となりそれへの対応が金融政策の課題となった。米ドルペッグ制のもとでの金融政策は安定志向であったが、インフレターゲット導入後も方針は変わっていないと考えられる。そのためには経済活動全般の動向把握が重要であり、タイ国銀が1970年代後半から作成しているコンポジットインデックスの構成内容は広範にわたっている<sup>19)</sup>。経済部門ごとに主要な指標を導入したタイ国銀コンポジットインデックスには金融指標も組み込まれている。その項目は、銀行の個人消費向け信用、投資向け信用、M1およびM2、消費者物価指数、民間資本流入、外貨準備、輸出入価格指数などである。なお、アジア経済研究所も詳細な景気指標の作成に取り組んできている。しかし、以下の分析では実体経済の景気指標として GDP の短期的循環変動指標のみを用い、金融循環については複数の指標を試みに作成して GDP 短期循環との関連性を分析する。

#### 3-1 景気及び金融の循環指標

小論で用いるデータは主に下記によって公表されたものである・・IMF International Financial Statistics, World Bank World Development Indicators, BIS database。また、これらに掲載されたものと同じ項目であってもタイの Bank of Thailand, TDRI および NESDB のウェブサイトでも入手できるものはそちらを利用した。

景気循環指標として用いたデータは実質 GDP である。他の循環指標も同様であるが、時系列データからトレンド成分を推計し、それを除外した値を循環指標とみなす。その方法として、以下では主に Christiano-Fitzgerald (CF) のバンドパス・フィルターを用いた。CF フィルターは設定値より高い周波数 (周期は短い) を除外するハイパスフィルターと、設定値より低い周波数 (周期は長い) を除去するローパスフィルターでバンドを設定する。そこで、バンドの設定は実質 GDP 成長率の変動を確認しながらおこなった。また、タイ国銀のコンポジット・インデックスやアジア経済研究所のディフュージョン・インデックスによるタイの景気の山、谷と拡張、収縮期間も参照した。工業国の場合、一般に在庫循環にあたる景気の中・短期の一周期分は約40か月程度とされるが、特にタイの場合は一つの周期が長めであるとの指摘があるので、この点も考慮して CF フィルター

図1 成長循環と物価変動 Fitzgerald Christiano filter



のバンドを複数設定して比較した。

図1にタイの実質GDP成長率と2通りのGDP短期循環指標を示した。図1では長期的な推移を概観するために年次データを用いた。実線の折れ線グラフが短期循環を示したもので細い(濃い)方が長い周期で太い方は短い周期を示す。上述のようにタイの景気転換点に関する既存の推定例のいくつかを参照してその概略をまとめると、ピークは1966年、1974年半ば、77年後半から78年半ば、1983年末から84年初め、88年前半、90年後半、96年初め、そして2003年とされている。一方主な谷と指摘されているのは、1975年、81年末から82年半ば、86年半ば、90年半ば、98年半ば等である<sup>20)</sup>。全期間を振り返るとタイ経済の成長のピークは1988年で約13パーセントの伸び、そして98年に最大の下落を記録した。上記の各ピークごとにもみると1循環の周期は約7年前後と言えるかもしれないが、各循環の振幅は不均等で、四半期、月次のデータでみると周期の変化も大きい。

金融循環指標については銀行信用、M1、金融資産価格指標、金利、為替レートに関する入手可能なデータ、そして銀行借入の主な用途であり景気変動との関係が密接であると考えられる住宅、住宅土地、都市コンドミニアム等の価格データを用いる。これらの金融指標は個別に用いるだけでなく、加重平均をとった指標もモデル式の推計に用いる。一般に景気の動向あるいは予測を目的とする指標分析においてはディフュージョン・インデックス、コンポジット・インデックスを作成する際、先行指数、一致指数、遅行指数の分類が行われるが、ここでは共通の金融指標を用い、2通りの加重平均指標を用いる。一つは、時系列変動が比較的安定している金融指標の比重を高くしたもの、もう一つは主成分分析によるウェイトを使って加重平均したものである。なお、用いる金融指標には指数や金額といった異なる表示単位が含まれるので、標準化したうえで加重平均する。ただし個々の指標ごとにデータ入手可能な期間が異なるため必要に応じて期間を区切り、各指標の最大、最小値を使い次式によって標準化をおこなう。すなわち、金融指標Fiを標準化した各期の値を

$$F_{nit} = (F_{it} - (F_i \text{の期間最小値})) / ((F_i \text{の期間最大値}) - (F_i \text{の期間最小値})) \quad \text{とする。}$$

図2、3、4に示したのは、それぞれ銀行信用、株価、住宅価格の各指数と、機械的に求めた推定転換点(棒グラフの横軸上の位置)である。すなわち棒グラフは、ある月を基準にリードとラグを1か月(変数名末尾1)、および2か月(変数名末尾2)ずつとり、当該月の指数値の方が高い

図2 銀行貸し出しの短期変動

折線グラフは実質銀行貸出額，縦棒グラフは各指標のピーク（転換）期

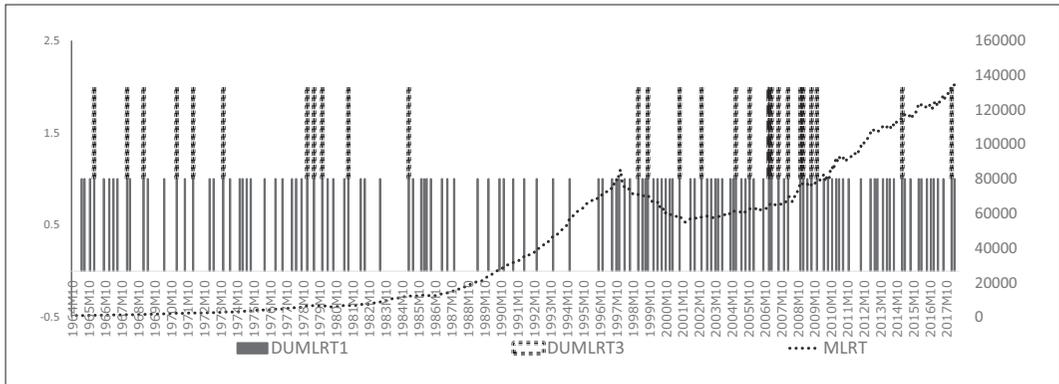


図3 株価指標の短期変動

棒グラフは各指標のピーク（転換）期

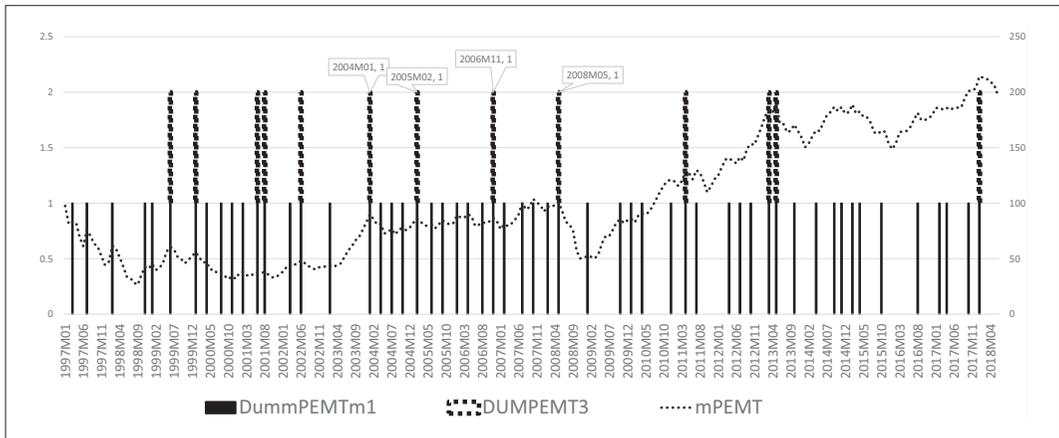
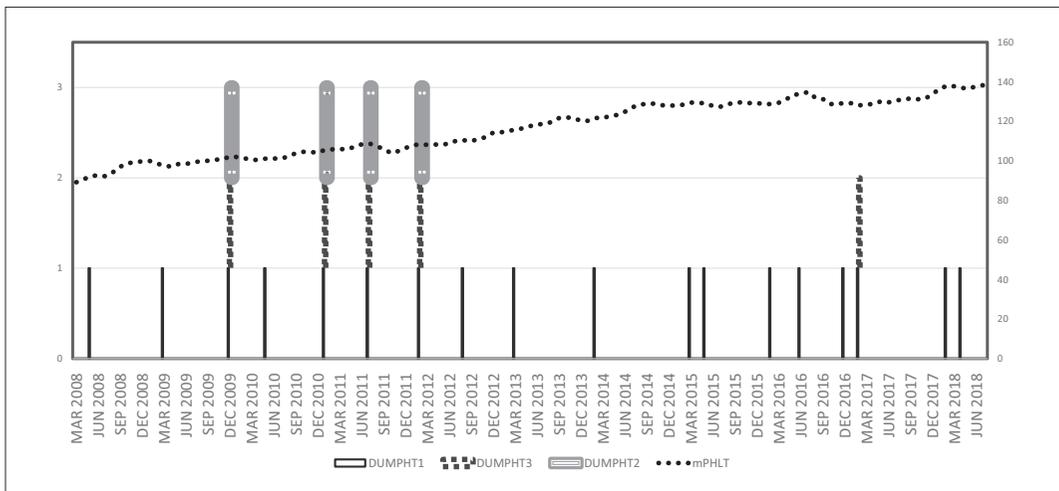


図4 住宅価格の短期変動

棒グラフは各指標のピーク（転換）期



場合に1, その他は0となるダミー変数を示した。しかし2か月連続で上昇した後2か月連続で下落するという条件を満たすケースは少なくなってしまうため, 当該期との差を一期分だけ求める際にリード, ラグとも3か月移動平均値を用いたダミー変数を追加した。各データの入手可能期間が異なるので比較はしにくい, 2008年後半以降はそれぞれ上昇傾向が見られる。しかし短期的な変動は一様でなく, この方法でのピーク期の判定は難しい。

次に加重平均金融指数の一方は次式のように作成した

$$F_c = \sum_i f_i (1/\sigma_i^2) / \sum_i (1/\sigma_i^2), \quad (\sigma_i \text{ は各金融指標 } f_i \text{ の標準偏差})$$

もう一つは主成分分析の結果をもとに作成する。推計された第一主成分から第三主成分までを合わせると全体としての分散の98パーセント超に達するので, それぞれの比率と金融指標の係数値を用いて加重平均をとったコンポジットの金融指数を作成した。指数に組み込まれたのは実質及び名目銀行信用, 銀行信用預金比率, 預貸金利差で第一主成分における係数値はすべて正であった。これらの金融指数とGDPの循環指標を対比させて, 各々の時系列変動の拡張期がどの程度一致するかを調べる。両指標の拡張期は前記と同じくダミー変数で示し, それらの一致度はHarding and Pagan (2003) の concordance インデックスを用いて求めた。すなわちGDP指標と金融指標の上昇期間と下降期間とが一致したら1, そうでなければ0というように二値変数で示す。図5, 6, 7の各々において, 最下段の棒グラフはGDP短期循環または金融指標のどちらか一方が拡張期にあれば値が1でそれ以外はゼロであることを示す。中段の棒グラフは金融指数とGDP両指標の拡張期が一致していることを示す。そして上段の棒グラフは, 金融とGDP両指標の上昇期とそうでない場合とが一致した時点 (concordance インデックスの値が1) を示す<sup>21)</sup>。図5, 図6は主成分による加重平均金融指数, 図7は安定性加重平均金融指数を用いた。両指数とも2000年代半ば, 90年代半ば, 80年代末においてGDP, 金融指標の拡大期がそろっていたことを示しているといえるが70年代末から80年代半ばまでだと図7の安定性加重平均金融指数を用いた場合のみ実物, 金融拡大期の同調が示された。図8に1997年アジア通貨危機と2008年グローバル金融危機の発生前後数年間の景気・金融循環を示した。景気のサイクルはともに約3年であり, 振幅も大差なく見える。しかし実質GDP循環成分 (mcfycyc3672adjYRt) の回復の度合いはリーマンショック後の方が弱くみえる。だが金融循環の方は, 総じてグローバル危機後の回復度合いが97年危機後よりも強く見える。景気循環と金融循環の関連性についてグレンジャー因果関係の検定結果を見てみると (表1), GDPの実質成長率  $d(\ln(mqYRt))$  とコンポジット型金融循環指標との間には, どちらの方向にもグレンジャーの意味での因果関係は認められなかった (1%水準)。しかし実質経済成長循環と実質銀行貸出成長率の間ではグレンジャーの意味での因果関係が両方向に認められた (5%水準)。

GDPの短期循環指標と同じように, 金融指数についてもバンド・パス・フィルターを用いて循環成分の推計を行う。ただし, GDP循環との関連性を調べるために行うモデルの推計においては, フィルターによって作成される金融指数だけでなく, 比較のために成長循環変数も用いる。図示したように, パスさせるバンドを変更すると循環変動の周期, 振幅も変化する。したがって分析結果の解釈にあたっては注意が必要である。

### 3-2 景気及び金融循環指標の関連性

#### ・データの定常性・共和分関係の検証

以下でのモデル推計の目的は景気循環と金融循環の関連性を分析することであるが, とくに重視

図5 GDP指標と金融指標（主成分）の連動性\*

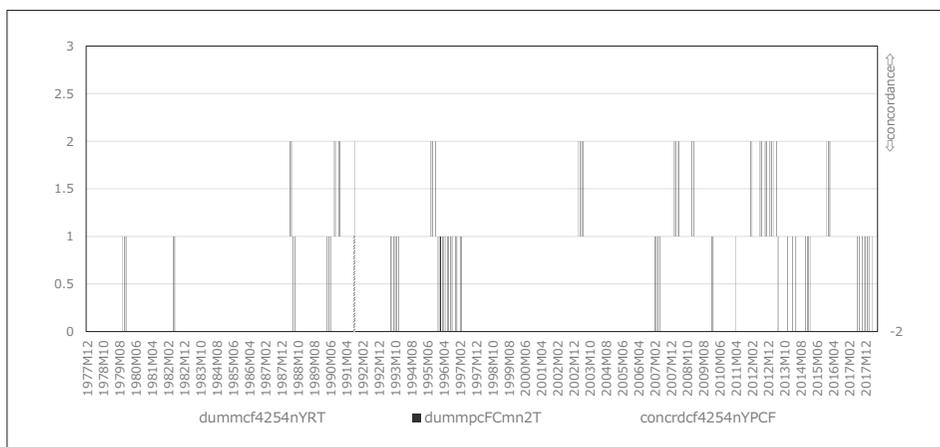


図6 GDP指標と金融指標（主成分）の連動性\*

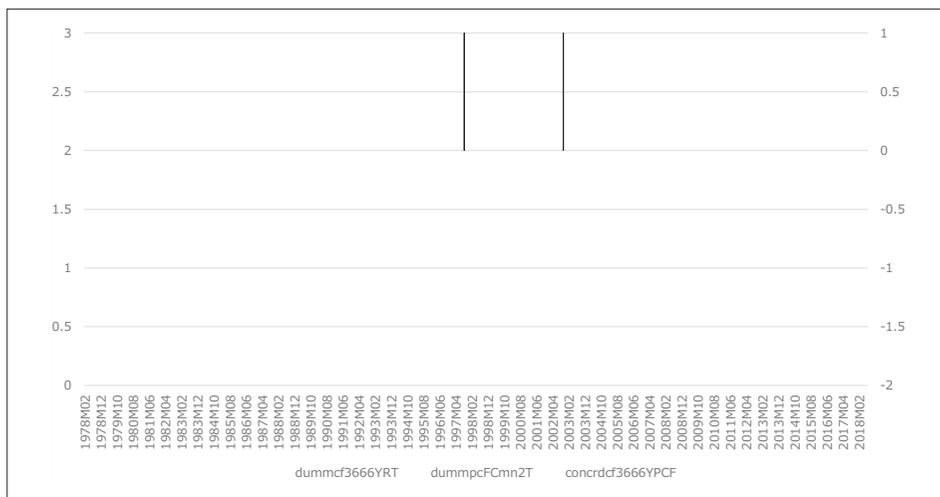
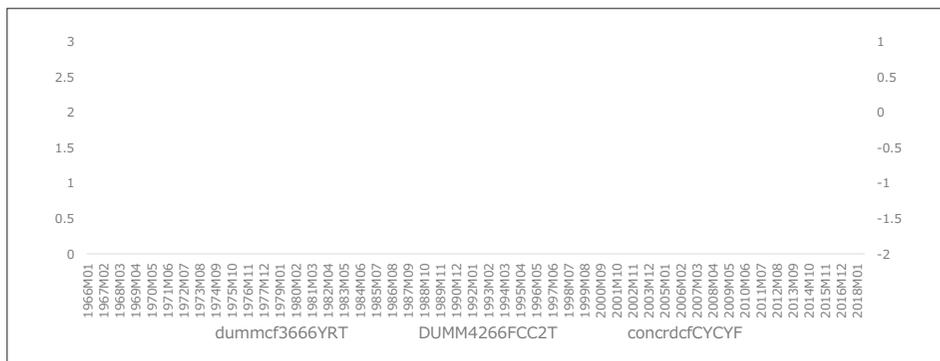


図7 GDP指標と金融指標（安定性加重平均）の連動性\*



\*下段はGDPの上昇期、中段は両指標とも上昇した期間、上段はconcordance index

図8 アジア通貨危機，グローバル金融危機下の景気・金融循環

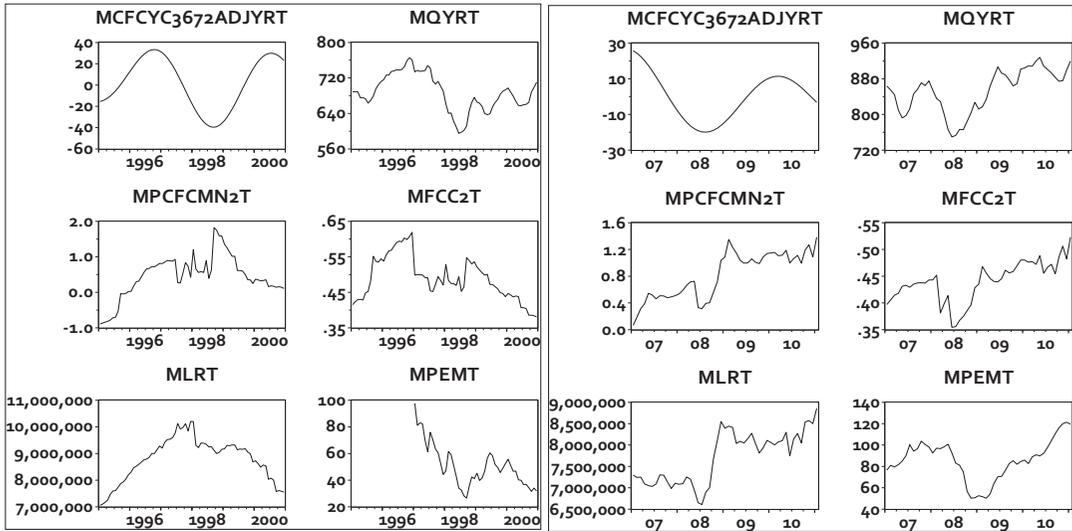


表1 グレンジャー因果関係の検定結果  
(A not → Bは「Aはグランジャーの意味でBの原因ではない」を表す)

帰無仮説	F-Statistic	Prob.	*、**は5%、1%水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。	因果関係なしが両方向とも棄却されない組合せ		
d(ln(mLRt)) not→ d(ln(mqYRt))	3.480312237	0.031 *	mPEMus not→ mPCFCmn2Ct	0.351733039	0.704 -	mFCC2t not→ d(ln(mqYRt))
d(ln(mqYRt)) not→ d(ln(mLRt))	8.893755789	0.000 **	mPCFCmn2Ct not→ mPEMus	4.38718991	0.013 *	mLDt not→ mPht
mPCFCmn2Ct not→ d(ln(mqYRt))	2.965264725	0.095 -	mLTAt not→ mPEMt	0.51123068	0.583 -	mLDt not→ mPLt
d(ln(mqYRt)) not→ mPCFCmn2Ct	8.81629394	0.023 *	mPEMt not→ mLTAt	4.506549417	0.012 *	mLTAt not→ d(ln(mLRt))
mPht not→ d(ln(mqYRt))	1.125839315	0.329 -	mLDt not→ mPEMt	0.59169743	0.554 -	mLTAt not→ d(ln(mqYRt))
d(ln(mqYRt)) not→ mPht	4.98818517	0.008 **	mPEMt not→ mLDt	4.519742388	0.012 *	mPEMt not→ d(ln(mqYRt))
mSP500 not→ d(ln(mqYRt))	3.20516891	0.046 *	mRLDgapt not→ mPEMt	8.95709675	0.000 **	mPEMus not→ d(ln(mqYRt))
d(ln(mqYRt)) not→ mSP500	1.213693144	0.303 -	mPEMt not→ mRLDgapt	1.870503988	0.156 -	mPEMus not→ mLDt
mFCC2t not→ d(ln(mLRt))	6.887135954	0.001 **	mPEMus not→ mPEMt	0.033476056	0.967 -	mPEMus not→ mLTAt
d(ln(mLRt)) not→ mFCC2t	2.074571436	0.126 -	mPEMt not→ mPEMus	3.926767662	0.021 *	mPEMus not→ mPEMt
mPCFCmn2Ct not→ d(ln(mLRt))	27.98984644	0.000 **	mSP500 not→ mPEMt	0.317888051	0.729 -	mPEMus not→ mRCBt/mPCPht
d(ln(mLRt)) not→ mPCFCmn2Ct	11.97212371	0.000 **	mPEMt not→ mSP500	4.147788725	0.019 *	mPEMus not→ mRGBLsgapt
mPEMt not→ d(ln(mLRt))	5.252412859	0.006 **	mPLt not→ mPht	0.470810972	0.626 -	mPht not→ d(ln(mLRt))
d(ln(mLRt)) not→ mPEMt	1.13294122	0.324 -	mPht not→ mPLt	3.31356424	0.040 *	mPht not→ mPEMt
mLDt not→ d(ln(mLRt))	14.57151274	0.000 **	mLTAt not→ mPht	5.310591058	0.601 -	mPht not→ mRCBt/mPCPht
d(ln(mLRt)) not→ mLDt	6.938731965	0.001 **	mPht not→ mLTAt	4.429269485	0.014 *	mPLt not→ d(ln(mLRt))
mRCBt/mPCPht not→ d(ln(mLRt))	3.156544176	0.043 *	mRarbus not→ mPht	0.00856761	0.991 -	mPLt not→ d(ln(mqYRt))
d(ln(mLRt)) not→ mRCBt/mPCPht	0.616419733	0.540 -	mPht not→ mRarbus	3.831689313	0.021 *	mPLt not→ mFCC2t
mRLDgapt not→ d(ln(mLRt))	8.937877612	0.000 **	mPEMus not→ mPht	0.697975619	0.519 -	mPLt not→ mPCFCmn2Ct
d(ln(mLRt)) not→ mRLDgapt	0.541097044	0.582 -	mPht not→ mPEMus	6.903047047	0.002 **	mPLt not→ mPEMt
mRarbus not→ d(ln(mLRt))	1.584257925	0.206 -	mLTAt not→ mPLt	0.183680503	0.832 -	mRarbus not→ d(ln(mqYRt))
d(ln(mLRt)) not→ mRarbus	5.038269509	0.007 **	mLDt not→ mLTAt	4.290467146	0.016 *	mRarbus not→ mFCC2t
mPEMus not→ d(ln(mLRt))	7.69855499	0.001 **	mRarbus not→ mPLt	0.830525998	0.430 -	mRarbus not→ mLTAt
d(ln(mLRt)) not→ mPEMus	0.144245329	0.856 -	mPLt not→ mRarbus	4.308576195	0.016 *	mRarbus not→ mPCFCmn2Ct
mPCFCmn2Ct not→ mFCC2t	5.022271517	0.007 **	mPEMus not→ mPLt	0.613517837	0.543 -	mRarbus not→ mPEMt
mFCC2t not→ mPCFCmn2Ct	2.03367234	0.132 -	mPLt not→ mPEMus	5.875893737	0.004 **	mRarbus not→ mRCBt/mPCPht
mPEMt not→ mFCC2t	2.93192071	0.093 -	mSP500 not→ mPLt	3.587626992	0.032 *	mRarbus not→ mRGBLsgapt
mFCC2t not→ mPEMt	3.140631311	0.045 *	mPLt not→ mSP500	0.21423991	0.808 -	mRarbus not→ mRLDgapt
mPht not→ mFCC2t	3.42318394	0.036 *	mLDt not→ mLTAt	4.6188535	0.011 *	mRCBt/mPCPht not→ d(ln(mqYRt))
mFCC2t not→ mPht	0.411987374	0.653 -	mLTAt not→ mLDt	0.90114898	0.407 -	mRCBt/mPCPht not→ mFCC2t
mLTAt not→ mFCC2t	1.591521371	0.206 -	mSP500 not→ mLTAt	3.294054948	0.046 *	mRCBt/mPCPht not→ mLDt
mFCC2t not→ mLTAt	6.6628841	0.002 **	mLTAt not→ mSP500	1.051137618	0.354 -	mRCBt/mPCPht not→ mLTAt
mRLDgapt not→ mFCC2t	8.33582582	0.000 **	mRLDgapt not→ mLDt	3.808033937	0.023 *	mRCBt/mPCPht not→ mPCFCmn2Ct
mFCC2t not→ mRLDgapt	1.7016747	0.183 -	mLDt not→ mRLDgapt	0.133490846	0.875 -	mRCBt/mPCPht not→ mPLt
mPEMus not→ mFCC2t	3.049232659	0.048 *	mRarbus not→ mLDt	0.590649166	0.554 -	mRGBLsgapt not→ d(ln(mLRt))
mFCC2t not→ mPEMus	7.213076926	0.006 **	mLDt not→ mRarbus	3.783533292	0.023 *	mRGBLsgapt not→ d(ln(mqYRt))
mSP500 not→ mFCC2t	0.489182676	0.641 -	mRLDgapt not→ mRCBt/mPCPht	4.999522074	0.007 **	mRGBLsgapt not→ mFCC2t
mFCC2t not→ mSP500	4.099176068	0.020 *	mRCBt/mPCPht not→ mRLDgapt	1.967407352	0.141 -	mRGBLsgapt not→ mLDt
mPEMt not→ mPCFCmn2Ct	10.53494761	0.000 **	mSP500 not→ mRCBt/mPCPht	9.373009941	0.000 **	mRGBLsgapt not→ mLTAt
mPCFCmn2Ct not→ mPEMt	0.539363921	0.584 -	mRCBt/mPCPht not→ mSP500	0.893966516	0.413 -	mRGBLsgapt not→ mPCFCmn2Ct
mPht not→ mPCFCmn2Ct	3.584203041	0.031 *	mPEMus not→ mRLDgapt	5.099589104	0.006 **	mRGBLsgapt not→ mPEMt
mPCFCmn2Ct not→ mPht	0.149481882	0.861 -	mRLDgapt not→ mPEMus	1.16722196	0.312 -	mRGBLsgapt not→ mPht
mLTAt not→ mPCFCmn2Ct	2.711704253	0.068 -	mSP500 not→ mRGBLsgapt	7.150748395	0.001 **	mRGBLsgapt not→ mPLt
mPCFCmn2Ct not→ mLTAt	7.191634034	0.001 **	mRGBLsgapt not→ mSP500	0.185672204	0.831 -	mRGBLsgapt not→ mRCBt/mPCPht
mLDt not→ mPCFCmn2Ct	9.205675569	0.000 **	mPEMus not→ mRarbus	3.956769746	0.020 *	mRLDgapt not→ mLTAt
mPCFCmn2Ct not→ mLDt	2.23427638	0.109 -	mRarbus not→ mPEMus	1.580259262	0.207 -	mRLDgapt not→ d(ln(mqYRt))
mRLDgapt not→ mPCFCmn2Ct	3.812585601	0.023 *				mRLDgapt not→ mPht
mPCFCmn2Ct not→ mRLDgapt	2.107190714	0.123 -				mRLDgapt not→ mPLt

d(ln(mqYRt))=経済成長循環、mFCC2t=安定性加重平均コンボット型金融循環、mLDt=貸出預金比率、mPht=住宅価格、mPLt=土地価格、銀行貸出・総資産比率と実質信用成長

表 2 単位根検定

水準、階差	変数名	検定方法	ADF検定値	検定結果	注
水準	mfcfyc1882adjYRt	ADF t値	-1.850	-	YR = 実質GDP
階差	d(mfcfyc1882adjYRt)	ADF t値	-47.317	**	
水準	mfcfyc2472adjPCFC2CT	ADF t値	-1.704	-	PCFC2CT = 主成分分析に基づいて加重平均した金融循環指数
階差	d(mfcfyc2472adjPCFC2CT)	ADF t値	-23.370	**	
水準	mfcfyc3672adjLYt	ADF t値	-1.501	-	LY=銀行信用-GDP比率
階差	d(mfcfyc3672adjLYt)	ADF t値	-92.608	**	
水準	mfcfyc3096adjYRt	ADF t値	-0.809	-	
階差	d(mfcfyc3096adjYRt)	ADF t値	-37.144	**	
水準	mfcfyc48102adjYRt	ADF t値	-1.111	-	mM1 = M1マネー・ストック
階差	d(mfcfyc48102adjYRt)	ADF t値	-66.100	**	
水準	d(log(mM1t/mPwpit))	ADF t値	-4.649	**	mPwpi = 卸売物価指数
階差	d(log(mM1t/mPwpit),2)	ADF t値	-13.017	**	
水準	d(log(mEt/mPwpit))	ADF t値	-8.608	**	mE=バツ建て対ドル為替レート
階差	d(log(mEt/mPwpit),2)	ADF t値	-14.550	**	
水準	<b>log(mRCBt/mPwpit)</b>	ADF t値	-2.851	-	
階差	d(log(mRCBt/mPwpit))	ADF t値	-8.452	**	mRCB=中央銀行金利
水準	d(mFintw/mqYt)	ADF t値	-4.508	**	mFintw=タイへの外国資金流入、mqY=名目GDP
階差	d(mFintw/mqYt,2)	ADF t値	-7.248	**	
		PP検定値	-	-	
水準	<b>log(mqYRt)</b>	PP adj t値	-1.460	-	
階差	d(log(mqYRt))	PP adj t値	-18.771	**	
水準	mPCFCmn2ct	PP adj t値	-1.043	-	mPCFCmn2c=コンボジット型金融循環指数 (主成分分析に基づく加重平均)
階差	d(log(mqYRt))	PP adj t値	-18.378	**	
水準	<b>log(mqYRt)</b>	PP adj t値	-1.460	-	
階差	d(log(mqYRt))	PP adj t値	-17.634	**	
水準	mfcfyc3096adjLRT	PP adj t値	-3.186	-	LR = 実質銀行貸出
階差	d(log(mqYRt))	PP adj t値	-18.378	**	
水準	mfcfyc3672adjLYt	PP adj t値	-3.277	*	
階差	d(mfcfyc3672adjLYt)	PP adj t値	-3.516	**	
水準	mfcfyc72132adjLYt	PP adj t値	-1.591	-	
階差	d(mfcfyc72132adjLYt)	PP adj t値	-10.633	**	
水準	mfcfyc3660adjPEMT	PP adj t値	-2.523	*	PEM = 株価指数
階差	d(mfcfyc3660adjPEMT)	PP adj t値	-2.591	**	
水準	mfcfyc3084adjPCFCMN2CT	PP adj t値	-2.554	-	PCFCmn2c=コンボジット型金融循環指数 (主成分分析に基づく加重平均)
階差	d(mfcfyc3084adjPCFCMN2CT)	PP adj t値	-3.456	**	
水準	mfcfyc2484adjFCC2T	PP adj t値	-3.448	*	FCC2=コンボジット型金融循環指数 (安定性に基づく加重平均)
階差	d(mfcfyc2484adjFCC2T)	PP adj t値	-4.052	**	

mfcfycijjadjZtは、最長ij ~ 最長jjの周期を想定したC-Fバンドパスフィルタを適用した、変数Zの循環成分であることを表す。末尾の t はタイを表す。

\*,\*\*は各々5%、1%水準で、単位根を持つとの帰無仮説が棄却されることを示す。ADF=augmented Dickey Fuller, PP=Phillips-Perron, log=ln

するのは金融的側面の変化、金融政策が実体経済の循環変動に及ぼす影響を検証することである。それには景気循環と金融循環の長期的均衡関係についての情報を探る必要がある。モデルの推計には月次の時系列データを用いる。そこではじめに拡張型 Dickey-Fuller の方法による単位根検定を行う。変数の水準値が単位根を持ち一階差分をとると定常とみなされるならその変数は I(1) - 次数 1 で和分された変数 - と判定される。表 2 に示したように、変数の水準値及び一階の差分の ADF 修正 t 値によると、変数はほぼすべて 1%水準で I(1) とみなされる。この結果をふまえ、GDP 短期循環および金融循環指数の共和分関係を検証した。想定される長期関係式を構成する変数の線形結合の定常性について Johansen 尤度検定を行い、結果を表 3 にまとめた。各変数の線形結合が定常であれば、それらは共和分されており長期均衡関係があることを示唆すると解釈できる。変数が k 個で、それらのすべてが単位根を持つなら共和分関係の数は 0 ~ k-1 個ありうる。ここでの検定結果によると、共和分関係は少なくとも 1 ~ 3 個あると考えられる。以上をふまえ、誤差修正項を含む VAR モデルを設定し、推計する。

・ GDP 短期循環と金融循環の関連性 モデルの推計

GDP 短期循環指数を y, 金融指標を F として、それらの長期均衡関係式を

$y = a + b F + u$  と表す。そして、誤差修正項を GDP 指標の観測値 y と長期均衡値  $\hat{y}$  の乖離とすると推計式の基本形は次式となる。

表 3 共和分検定

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value								
10				2			62				
一つもない*	0.8584	223.06	46.5716	一つもない*	0.3744	88.9571	71.4792	一つもない*	0.7725	190.2939	46.5716
多くても1*	0.4567	78.3985	29.5135	多くても1*	0.3456	54.2431	49.3627	多くても1*	0.5755	82.2006	29.5135
多くても2*	0.3096	33.2566	16.3619	多くても2	0.2030	22.8625	31.1538	多くても2*	0.1981	19.6441	16.3619
多くても3	0.0759	5.8442	6.9406	多くても3	0.0787	6.0691	16.5539	多くても3	0.0472	3.5295	6.9406
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level			
39				65			78				
一つもない*	0.8108	197.13	61.2669	一つもない*	0.7276	146.97	46.5716	一つもない*	0.9993	1258.2289	113.42
多くても1*	0.5989	82.2372	41.1950	多くても1*	0.4759	55.9347	29.5135	多くても1*	0.9943	741.3815	85.3365
多くても2	0.2351	19.2032	25.0781	多くても2	0.1289	10.7076	16.3619	多くても2*	0.9422	374.4098	61.2669
多くても3	0.0103	0.7149	12.7608	多くても3	0.0149	1.0490	6.9406	多くても3*	0.7557	171.9754	41.1950
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 5 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level			
48				64			80				
一つもない*	0.7288	145.41	46.5716	一つもない*	0.8426	180.16	46.5716	一つもない*	0.6911	123.0298	46.5716
多くても1*	0.3780	48.8413	29.5135	多くても1*	0.3314	45.1887	29.5135	多くても1*	0.3537	41.9800	29.5135
多くても2	0.1482	13.7094	16.3619	多くても2	0.1892	15.7991	16.3619	多くても2	0.1490	11.8580	16.3619
多くても3	0.0245	1.8388	6.9406	多くても3	0.0066	0.4851	6.9406	多くても3	0.0105	0.7277	6.9406
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level			
51				85			69				
一つもない*	0.8017	239.43	46.5716	一つもない*	0.8455	210.90	46.5716	一つもない*	0.7592	157.5629	46.5716
多くても1*	0.7151	119.70	29.5135	多くても1*	0.5751	76.4395	29.5135	多くても1*	0.3974	56.4725	29.5135
多くても2*	0.2538	26.79	16.3619	多くても2	0.1327	14.8114	16.3619	多くても2*	0.2903	20.5081	16.3619
多くても3	0.0670	5.1323	6.9406	多くても3	0.0614	4.5641	6.9406	多くても3	0.0268	1.9268	6.9406
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level			
81				66			27				
一つもない*	0.7858	181.47	46.5716	一つもない*	0.7124	129.65	46.5716	一つもない*	0.7280	145.7958	46.5716
多くても1*	0.4165	59.7282	29.5135	多くても1*	0.3859	41.1793	29.5135	多くても1*	0.4128	53.3623	29.5135
多くても2*	0.1652	17.1747	16.3619	多くても2	0.0630	6.5652	16.3619	多くても2	0.1900	15.5677	16.3619
多くても3	0.0362	2.9137	6.9406	多くても3	0.0270	1.9429	6.9406	多くても3	0.0084	0.6022	6.9406
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level			
67				54			83				
一つもない*	0.6203	153.75	62.5211	一つもない*	0.7591	207.89	46.5716	一つもない*	0.8527	194.9883	61.2669
多くても1*	0.5461	82.0897	41.0815	多くても1*	0.6416	102.57	29.5135	多くても1*	0.3830	55.1559	41.1950
多くても2*	0.2706	23.6418	23.1524	多くても2*	0.3023	26.6433	16.3619	多くても2	0.1713	20.0191	25.0781
多くても3	0.0040	0.2972	6.6349	多くても3	0.0001	0.0106	6.9406	多くても3	0.0828	6.3064	12.7608
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level				Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level			

\* は無検出が棄却されたことを示す

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_j \Delta y_{t-j} - \lambda (y_{t-1} - \hat{y}_{t-1}) + \varepsilon$$

右辺の ( ) 内が誤差修正項であり、y の長期均衡値  $\hat{y}$  の代理変数として、共和分関係式の当てはめ値を使う。つまり ( ) 内は短期循環指標 (y) から長期均衡値の推計値 ( $\hat{y}$ ) を引いた残差である。その係数  $\lambda$  は短期循環指標の現実値と長期均衡値との乖離が修正される速度を示す。したがって  $\lambda$  の符号条件は  $\lambda > 0$  (誤差修正項の符号は負) である。

モデルの推計結果を表 4-1 ~ 表 4-3 に示した。GDP の短期循環及び金融指標の循環変動が異なる周期、周波数、振幅で推移するかは明確ではないので、複数のケースを想定してモデルの推計を行った。

推計の結果、共和分関係式の誤差修正項は係数が負値で統計的に有意であった。これは GDP 短期循環と金融循環に関する諸指標との長期的な関連性を示唆するものと解釈できる。推計式は GDP 短期循環指標として実質成長率を用いた式とバンド・パス・フィルターを通して得た循環成分を用いた式の 2 通りを設定した。表に記した共和分関係の推計式は GDP 変数の推計誤差を示す形になっているから符号は正負が逆であるが、GDP 短期循環と金融循環の両指標間に統計的に有意な正の関連性があることが示されたと解釈しうる。

GDP 実質成長率を用いた共和分式の場合、金融指標の方も成長率を用いたが実質銀行貸出残高そして株価指数と経済成長の間に正の関連性があることが示された。推計係数から読み取ることができる弾性値を比べると、銀行貸出の成長率の方が株価指数の上昇率より影響が大であることを示唆する結果となっている。



表 4-3 景気循環指標式の推計結果

G1		G2		G3		G4		G5	
期間: 2011M07-2017M4	変数	期間: 2011M08-2017M04	変数	期間: 2011M09-2017M04	変数	期間: 2011M04-2017M04	変数	期間: 2011M06-2017M04	変数
共分散式, log-lab	coint eq	共分散式, log-lab	coint eq	共分散式, log-lab	coint eq	共分散式, log-lab	coint eq	共分散式, log-lab	coint eq
mfefcy182ndJYR(-1)	1.0000	mfefcy182ndJYR(-1)	1.0000	mfefcy182ndJYR(-1)	1.0000	mfefcy182ndJYR(-1)	1.0000	mfefcy182ndJYR(-1)	1.0000
mfPC2nd(-1)	-20.4742 (-3.17317)	mfPC2nd(-1)	-20.4742 (-3.17317)	mfPC2nd(-1)	-20.4742 (-3.17317)	mfPC2nd(-1)	-20.4742 (-3.17317)	mfPC2nd(-1)	-20.4742 (-3.17317)
dlogM1T(-1)/mPwpst(-1)	-290.3114 (-8.2044)	dlogM1T(-1)/mPwpst(-1)	-290.3114 (-8.2044)	dlogM1T(-1)/mPwpst(-1)	-290.3114 (-8.2044)	dlogM1T(-1)/mPwpst(-1)	-290.3114 (-8.2044)	dlogM1T(-1)/mPwpst(-1)	-290.3114 (-8.2044)
logRCH(-1)/mPwpst(-1)	31.2687 (1.53778)	logRCH(-1)/mPwpst(-1)	31.2687 (1.53778)	logRCH(-1)/mPwpst(-1)	31.2687 (1.53778)	logRCH(-1)/mPwpst(-1)	31.2687 (1.53778)	logRCH(-1)/mPwpst(-1)	31.2687 (1.53778)
C	281.0639	C	182.3056	C	353.0173	C	341.261	C	696.0402
変数リスト	dimefey182ndJYR	変数リスト	dimefey182ndJYR	変数リスト	dimefey182ndJYR	変数リスト	dimefey182ndJYR	変数リスト	dimefey182ndJYR
coint eq	-0.0068 (-2.2241)	coint eq	-0.1177 (-12.6522)	coint eq	-0.1155 (-12.6878)	coint eq	-0.2925 (-27.476)	coint eq	-0.0844 (-4.0342)
dlogfey182ndJYR(-2)	3.2488 (87.3728)	dlogfey182ndJYR(-2)	1.0675 (28.7791)	dlogfey182ndJYR(-2)	1.0298 (28.3023)	dlogfey182ndJYR(-2)	1.1713 (37.5871)	dlogfey182ndJYR(-2)	0.7504 (9.8492)
dlogfey182ndJYR(-4)	-2.5259 (-62.0268)	dlogfey182ndJYR(-4)	-6.3229 (-2.26112)	dlogfey182ndJYR(-4)	-26.2610 (-1.43223)	dlogfey182ndJYR(-4)	-2.6879 (-2.56973)	dlogfey182ndJYR(-4)	-1.6927 (-0.15677)
dlogPC2nd(-4)	0.41462 (0.2616)	dlogPC2nd(-4)	1.1747 (0.42825)	dlogPC2nd(-4)	2.5055 (0.46871)	C	63.5995 (3.63173)	dlogPC2nd(-4)	0.62060 (0.42825)
C	(0.28889)	C	(5.81660)	C	(5.48222)	logM1Pst(-1)	(-1.5581)	dlogRCH(-2)/mPwpst(-2)	9.6547 (1.05737)
dlogM1Pst(-1)	2.0482 (1.23063)	logM1Pst(-1)	-11.1855 (-1.91697)	logM1Pst(-1)	4.8887 (1.45154)	logRCH(-2)/mPwpst(-1)	-1.3636 (-2.29972)	C	15.3210 (0.34453)
dlogfey182ndJYR(-1)	-0.5310 (-1.11022)	dlogfey182ndJYR(-1)	-112.8962 (-4.02262)	dlogfey182ndJYR(-1)	-9.7128 (-1.32648)	dlogM1Pst(-1)/mPwpst(-1)	-21.2410 (-3.28658)	dlogfey182ndJYR(-1)	-2.24877 (-1.4539)
dlogM1Ldpast(-1)	-1.6913 (-2.24774)	dlogM1Ldpast(-1)	-11.5845 (-1.59965)	dlogM1Ldpast(-1)	-17.8482 (-4.86979)	dlogM1Pst(-1)	2.0255 (1.79902)	dlogM1Ldpast(-1)	-1.09114 (1.78917)
dlogM1Pst(-2)	-0.3709 (0.9035)	dlogM1Pst(-2)	-53.9729 (10.051)	dlogM1Pst(-2)	-58.9112 (-2.48856)	dlogM1Pst(-2)	2.0255 (1.79902)	dlogM1Ldpast(-2)	27.5165 (1.09114)
logM1Pst(-2)	3.04892 (0.8086)	dlogM1Pst(-2)	2.23061 (2.81500)	logM1Pst(-2)	13.6766 (2.58978)	logM1Pst(-2)	-20.3005 (-5.64984)	dlogM1Pst(-2)	214.433 (3.01023)
dlogM1L(-1) mPst(-1)	1.08372 (2.1208)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	-24.8447 (-1.18301)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	-28.8447 (-1.36070)	logM1L(-1) mPst(-1)	-0.9672 (5.35190)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	-1.41214 (0.92748)
logM1L(-1) mPst(-1)	-0.2801 (-1.18936)	logM1L(-1) mPst(-1)	14.6909 (1.68989)	logM1L(-1) mPst(-1)	17.0749 (1.77389)	dlogM1L(-2) mPst(-2)	-0.1559 (-2.72677)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	90.3748 (-2.10662)
mfPst/mPst(mPst)/mY	-0.0013 (-1.18936)	mfPst/mPst(mPst)/mY	-0.0089 (-1.18936)	dlogM1L(-2) mPst(-2)	31.2621 (2.66433)	mPst/mPst(mPst)/mY	0.0021 (1.56413)	logM1L(-2) mPst(-2)	90.3748 (-2.10662)
logM1Pst(-1)	-1.0452 (-6.43125)	dlogM1L(-1)	-58.5322 (-2.21150)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	18.6512 (1.59499)	logM1L(-2) mPst(-2)	0.0033 (1.20565)	logM1L(-2) mPst(-2)	-1.41214 (2.05688)
mPst/mY	0.0008 (2.34145)	dlogM1Pst(-1)	-1.07358 (-1.07358)	logM1L(-1) mPst(-1)	2.2871 (1.73490)	logM1L(-2) mPst(-2)	0.0021 (1.56413)	logM1L(-1) mPst(-1)	11.0557 (1.80200)
dlogM1L(-1) mPst(-1)	0.8984 (2.01737)	logM1L(-1) mPst(-1)	-0.0089 (-1.18936)	logM1L(-1) mPst(-1)	-0.0122 (-1.56278)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	-0.0021 (-1.89977)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	33.4223 (3.14753)
		dlogM1L(-1) mPst(-1)	-0.0089 (-1.18936)	logM1L(-1) mPst(-1)	-0.0122 (-1.56278)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	-0.0021 (-1.89977)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	4.6735 (1.17213)
		dlogM1L(-1) mPst(-1)	-0.0089 (-1.18936)	logM1L(-1) mPst(-1)	-0.0122 (-1.56278)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	-0.0021 (-1.89977)	dlogM1L(-1) mPst(-1)	4.6735 (1.17213)
R2	0.009570498	R2	0.0715	R2	0.0714	R2	0.0911	R2	0.872
Radj	0.000	Radj	0.058	Radj	0.057	Radj	0.068	Radj	0.866
Sum sq. resid	0.192	Sum sq. resid	33.324	Sum sq. resid	34.619	Sum sq. resid	4.072	Sum sq. resid	600.431
S.E. equation	0.077	S.E. equation	0.089	S.E. equation	0.300	S.E. equation	0.208	S.E. equation	2.227
F-statistic	3407.485	F-statistic	55.510	F-statistic	55.165	F-statistic	167.570	F-statistic	94.64
Log likelihood	744.375588	Log likelihood	402.5214614	Log likelihood	377.992314	Log likelihood	462.5394925	Log likelihood	449.594703
AC	-0.2678711	AC	-7.5018929	AC	-12.0180428	AC	-0.2765206	AC	-0.1710732
SC	-12.7709602	SC	-3.561887868	SC	-6.86989296	SC	-3.58506772	SC	-2.11952018

モデル VEC, | | 内は t 値, log = ln

次に、同じく GDP 実質成長率を用いた共和分式において、金融循環の指標として上記の金融指標の成長率に代えてコンポジット指数を用いた場合であるが、推計結果によると金融指標の推計係数符号は同様であり、金融の循環要因と実質 GDP 成長との間に正の関連性があることが示唆された。コンポジット指標の構成は安定性による加重平均、主成分分析に基づく加重平均、そして単純平均の3通りとしたが、推計係数の符号は共通であった。コンポジット指標には銀行信用、資産価格指数が含まれており、上記のとおりそれらの変化率を個別に用いた場合と同様の結果となったことから、タイの金融循環は GDP 短期循環を強める影響を及ぼしたといえることができる。

上記の金融指標とは別に、金融政策が GDP 短期循環に及ぼす影響を探るためにマネーサプライ、政策金利変数を共和分関係式に導入した。マネーストックの指標としては、マネタリーベースに準ずる指標として M1を用い、卸売物価指数でデフレートして実質化した上でモデルに導入した。推計係数の符号は GDP 短期循環に対し正の影響を及ぼすことが示された。多重共線性の問題により銀行信用成長率と一緒に推計式に導入することは避けられ、それぞれ別の式で推計した結果、実質 M1の弾性値は実質銀行信用の弾性値より小さかった。一方、実質中央銀行政策金利変数の推計係数は、統計的に有意な負の影響を GDP 短期循環に対して及ぼすことを示している。タイにおいては実質金利が負となる状況が持続するようなフィナンシャル・リプレッションに陥ったことはなく、M2と GDP の比率を見てみると、持続的な上昇傾向を示してきた。M1をマネタリーベースに準じるものとし、M2をマネーサプライ（マネーストック）と定義するといっても、貨幣の量的政策に加え金融発展の側面も考慮する必要がある。M2と GDP の比率は、途上国の金融的発展、金融深化指標としても用いられてきた<sup>22)</sup>。すなわち同指標は途上国における金融資産貯蓄の規模を表し、マッキノン、シヨウは loanable fund の規模、financial deepening と称している<sup>23)</sup>。タイでは1992年初頭まで銀行預貸金利の上限規制があった。実質預金金利の上昇は金融貯蓄を高める要因であった

と考えられるが、むしろその反面、GDPの成長に対してはマイナスに作用し得る。そしてタイ国銀の政策金利が引き上げられた場合、GDPの成長に対して負の影響を及ぼすと考えられる。

次にGDPの短期循環指標を置き換えたモデルの推計結果に移る。すなわち以下では、成長循環指標に代え、CFフィルターを通して抽出したGDP循環成分を用いる。先述のとおりCFフィルターを用いる場合、指標の時系列から除外する高周波帯（短い周期）と低周波帯（長い周期）を設定することになるので、数通りの組み合わせを表示した。GDP循環の変数名に付記した数字は周期の変動幅を月数で示しており、1240は12~40か月、1830は18~30か月、・・36102は36~102か月、78132は78~132か月、84150は84~150か月を表す。

共和分関係式に導入した金融変数は、金融循環指数と金融政策変数である。この点はGDP成長循環のモデルと同様であるがフィルターによるGDP循環成分を用いたモデルでは貸出指標も同様にフィルターによる循環成分指標を用いた。以下CFフィルターを用いた金融循環指標を図示した。図9は実質銀行信用、図10は株価指標、図11と図12は各々安定性と主成分分析の結果に基づき加重平均したコンポジット指標である。モデルの推計結果は、CFフィルターを適用したGDP循環と金融指標との間に共和分関係・長期均衡関係が認められることを示唆している。共和分関係式の推計係数は統計的に有意であり、銀行信用残高の循環成分とGDP循環、そしてコンポジット金融指標（推計式のコンポジット指標はフィルター変換していない）とGDP循環の間に正の関連性があることが示された。金融政策指標は実質M1の成長率とタイ国銀の実質政策金利の二つを用いた。これらに関する推計結果もGDPの成長循環を用いたモデルと同様で、M1の伸びはGDP循環変動に対して正の影響を及ぼす一方、政策金利の上昇はGDP循環変動に対して抑制的な影響を及ぼすことを示唆する結果となった。

モデルの推計結果からは変数間の短期的な関連性についての情報も得られるが、個々の階差変数の推計係数を確認するのではなく、インパルス・レスポンスを推計し、景気循環と金融指標の長期

図9 タイの銀行信用 C-Fフィルターのバンド別指標値

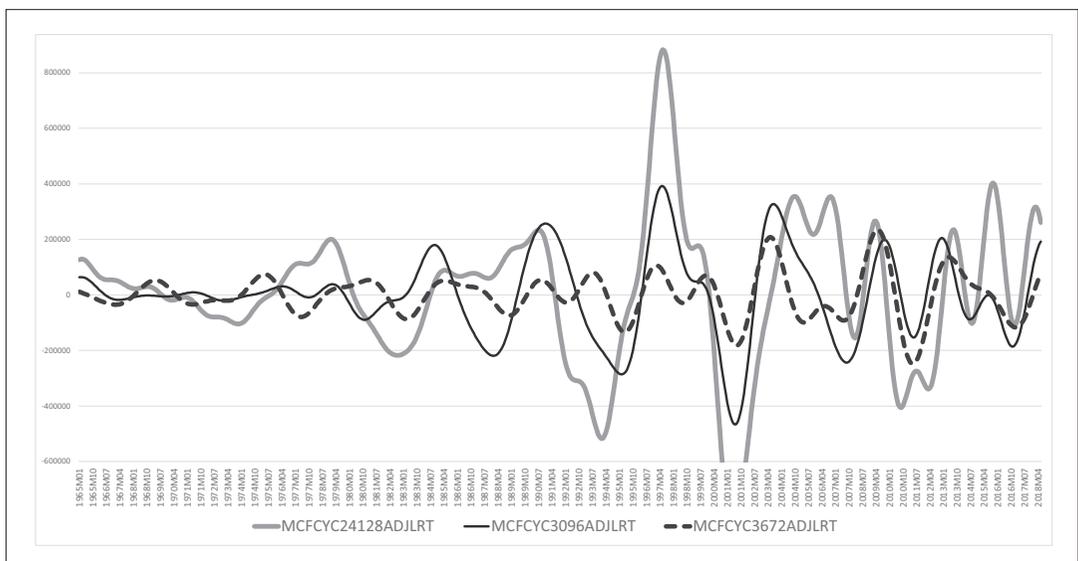


図10 タイの株価指標 C-Fフィルターのバンド別指標値

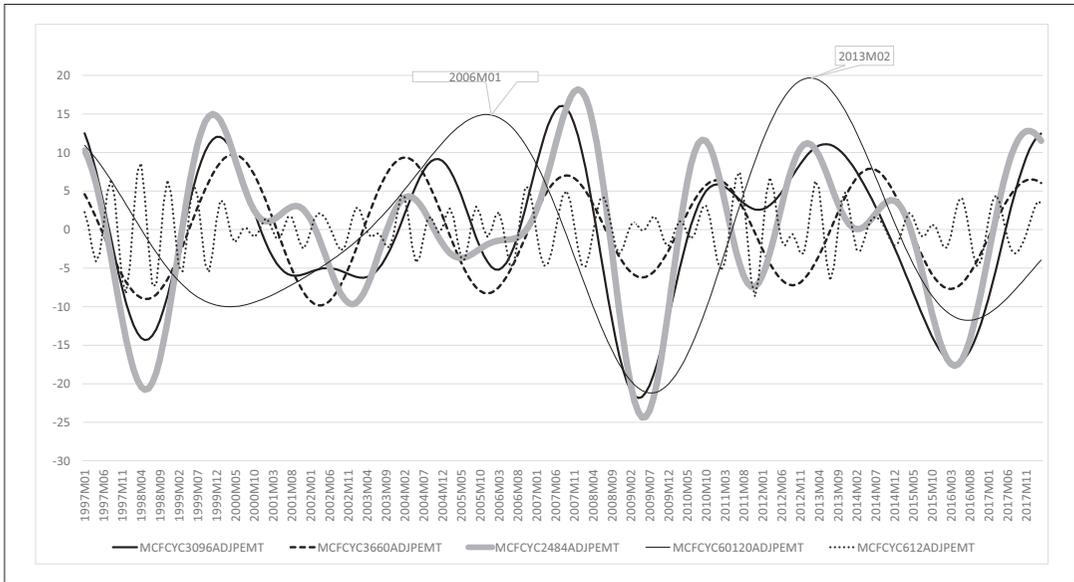


図11 金融循環指数 安定性加重平均

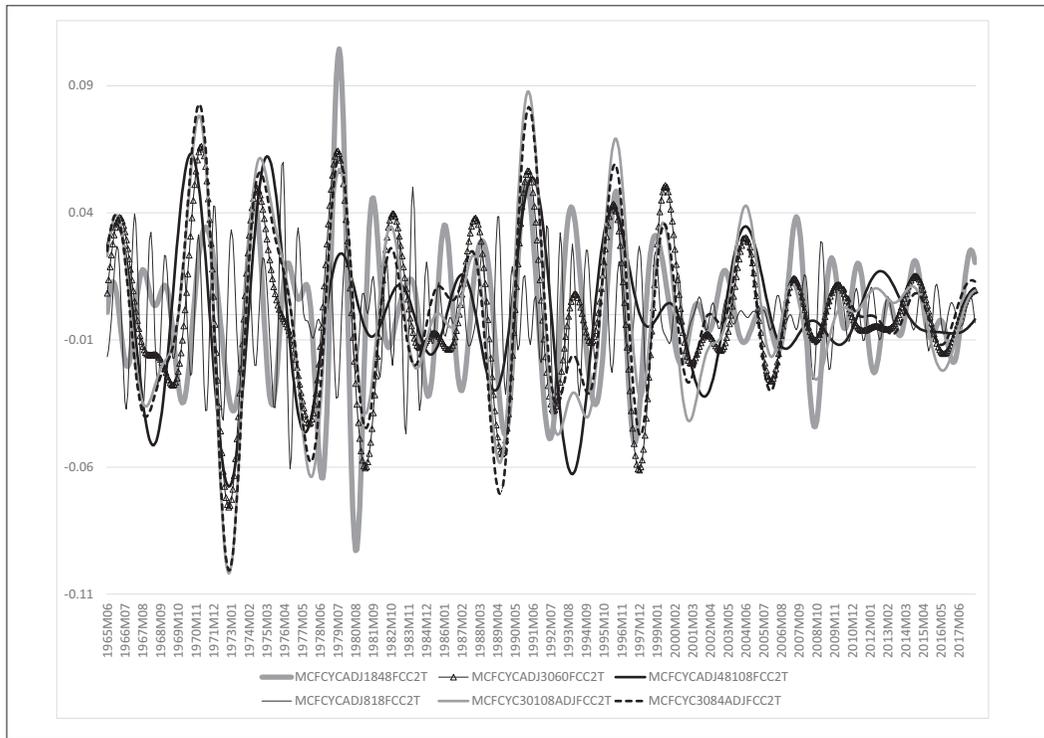
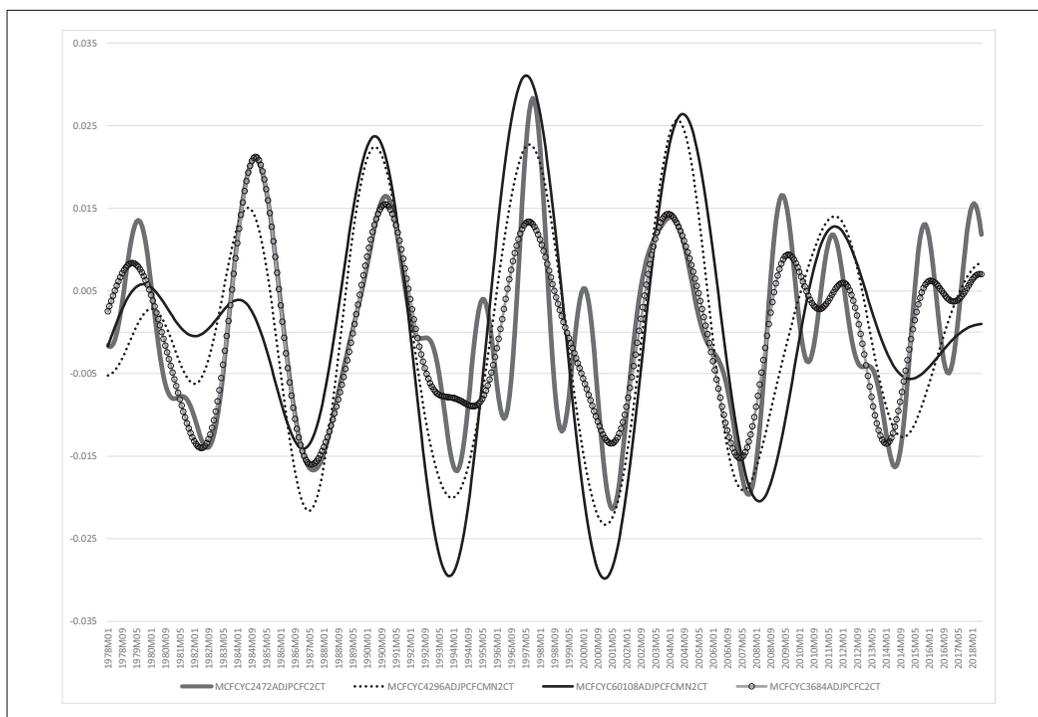


図12 金融循環指数 主成分加重平均



均衡関係についての上述の結果をふまえて実体経済面のレスポンスの推移を概観することにしたい。なお、その前に金融指標間の関連性について推計結果をまとめておく。

#### ・GDP 短期循環と金融諸指標の関連性（表5）

まず貸出残高の対 GDP 比率 (L/Y) の循環成分と金融諸指標との共和分関係を調べる。L/Y は開発途上国の金融的発展に関する分析において用いられる金融深化、金融発展指標として用いられる M2/Y との相互関係が密接であり、長期的な上昇トレンドや金融政策に対する反応を示す。このことを踏まえ、循環成分の抽出は比較的長い10~16年の周期を想定した。モデルは共和分関係を考慮した VAR を用いた。その推計結果は、株価指数の循環成分、住宅価格、そしてタイへの資本流入規模（対 GDP 比率）の上昇が銀行信用の対 GDP 比循環変動に統計的に有意な正の影響を及ぼすことを示唆している。また、パーツの実質減価が銀行信用の規模拡大につながる影響を及ぼすことも示された。また、金利上昇が銀行信用・GDP 比率の上昇を抑える影響を及ぼすことが示された。すなわち、銀行の貸出・預金金利差及びタイ国債の長短金利差の拡大、そしてタイ国銀の実質政策金利の引き上げは、銀行信用の対 GDP 比を下げる影響を及ぼすことが示された。以上の結果は資産価格の上昇、パーツの実質減価が銀行ローンの借入れ需要を拡大させるとともに、外国からの資金流入が銀行ローンの資金源になったことを反映したものと考えることができよう。また銀行の総資産・自己資本比率 (TA/K) の推計係数が銀行貸出・GDP 比に対して統計的に有意な正の影響を及ぼすことを示していることを合わせて考えると、銀行がレバレッジを強め、これが信用拡

表5 金融循環指標式推計結果

共和分式		共和分式		共和分式	
mfcfcyc120192adjLYt(-1)	1	mfcfcyc120192adjLYt(-1)	1	mfcfcyc2472adjpcfc2ct	1
mfcfcyc3096adjPEMT(-1)	-2.7032	mfcfcyc3096adjPEMT(-1)	-4.0961	mfcfcyc48102adjYRT(-1)	-0.0008
	[ -19.5099]		[ -22.9840]		[ -15.0514]
d(log(mBTAt(-1)/mKt(-1)))	-28.7803	d(log(mLt(-1)/mKt(-1)))	-28.1783	d(log(mBTAt(-1)/mKt(-1)))	-0.0231
	[ -3.49035]		[ -2.92478]		[ -8.29841]
d(log(mM1t(-1)/mPwplt(-1)))	-27.3141	d(log(mM1t(-1)/mPwplt(-1)))	-60.5053	d(log(mM1t(-1)/mPwplt(-1)))	-0.0233
	[ -6.01018]		[ -9.91042]		[ -9.95451]
log(mRcbt(-1)/mPwplt(-1))	-0.8010	d(log(mLt(-1)/mDt(-1)))	-60.1788	log(mRcbt(-1)/mPwplt(-1))	0.0036
	[ -0.31149]		[ -3.98744]		[ 8.36688]
log(MPHT(-1))	-71.6023	log(mRcbt(-1)/mPwplt(-1))	11.3080	log(MPHT(-1))	-0.0445
	[ -5.16734]		[ 3.78572]		[ -24.4233]
d(log(mEt(-1)/mPwplt(-1)))	-56.4096	log(MPHT(-1))	-146.0293	d(log(mEt(-1)/mPwplt(-1)))	-0.0128
	[ -4.18012]		[ -8.22856]		[ -4.85520]
d(log(mRGLSGapt(-1)))	4.8791	d(log(mEt(-1)/mPwplt(-1)))	-54.3081	d(log(mRGLSGapt(-1)))	0.0031
	[ 4.95328]		[ -3.25680]		[ 12.7126]
d(log(mRLDGapt(-1)/mpcpt(-1)))	84.7929	d(log(mRGLSGapt(-1)))	5.6283	d(log(mRLDGapt(-1)))	0.0124
	[ 13.7701]		[ 4.39144]		[ 3.36254]
d(mFintw(-1)/MQYT(-1))	-0.0020	d(mFintw(-1)/MQYT(-1))	-0.0157	d(mFintw(-1)/mFouttw(-1))	0.0000
	[ -1.43774]		[ -8.82256]		[ -3.58480]
C	112.2261	C	520.3051	C	0.2281
誤差修正項	d(mfcfcyc120192adjLYt)	誤差修正項	d(mfcfcyc120192adjLYt)	誤差修正項	d(mfcfcyc2472adjpcfc2ct)
CointEq1	0.0000	CointEq1	0.0000	CointEq1	-0.0140
	[ -10.3407]		[ -14.0057]		[ -13.9769]
d(mfcfcyc120192adjLYt(-3))	3.8733	d(mfcfcyc120192adjLYt(-3))	3.8758	d(mfcfcyc2472adjpcfc2CT(-1))	1.7385
	[ 1518.16]		[ 2206.98]		[ 90.8987]
d(mfcfcyc120192adjLYt(-4))	-2.8837	d(mfcfcyc120192adjLYt(-4))	-2.8862	d(mfcfcyc2472adjpcfc2CT(-2))	-0.7668
	[ -1135.88]		[ -1650.89]		[ -36.1248]
d(mfcfcyc3096adjPEMT(-3))	-0.0011	d(mfcfcyc3096adjPEMT(-3))	-0.0005	d(mfcfcyc48102adjYRT(-1))	0.0018
	[ -2.99701]		[ -1.59291]		[ 18.3808]
d(mfcfcyc3096adjPEMT(-4))	0.0016	d(mfcfcyc3096adjPEMT(-4))	0.0009	d(mfcfcyc48102adjYRT(-2))	-0.0018
	[ 3.95173]		[ 2.30902]		[ -18.2010]
d(log(mBTAt(-4)/mKt(-4)),2)	0.0006	d(log(mLt(-4)/mKt(-4)),2)	0.0008	d(log(mBTAt(-1)/mKt(-1)),2)	-0.0001
	[ 0.92497]		[ 1.24380]		[ -1.12156]
d(log(mM1t(-3)/mPwplt(-3)),2)	0.0006	d(log(mM1t(-4)/mPwplt(-4)),2)	-0.0010	d(log(mBTAt(-2)/mKt(-2)),2)	0.0001
	[ 1.21919]		[ -2.04226]		[ 1.24643]
d(log(mEt(-4)/mPwplt(-4)),2)	0.0012	d(log(mLt(-3)/mDt(-3)),2)	-0.0012	d(log(mM1t(-1)/mPwplt(-1)),2)	-0.0003
	[ 1.18051]		[ -1.26313]		[ -6.78588]
d(log(mRGLSGapt(-4)),2)	-0.0001	d(log(MPHT(-4)))	0.0046	d(log(mM1t(-2)/mPwplt(-2)),2)	-0.0001
	[ -1.25175]		[ 2.32295]		[ -3.91313]
C	0.0834	d(log(mEt(-3)/mPwplt(-3)),2)	0.0015	d(log(MPHT(-1)))	-0.0003
	[ 4.03881]		[ 1.32400]		[ -2.41828]
d(log(MM3T/mPwplt))	0.0044	d(log(mEt(-4)/mPwplt(-4)),2)	0.0012	d(log(MPHT(-2)))	-0.0002
	[ 2.04375]		[ 1.26373]		[ -1.23639]
d(log(MSP500))	-0.0006	d(log(mRGLSGapt(-3)),2)	-0.0002	d(log(mEt(-1)/mPwplt(-1)),2)	-0.0002
	[ -1.70902]		[ -1.92933]		[ -2.14934]
log(mLt/mPwplt)	-0.0099	d(log(mRGLSGapt(-4)),2)	-0.0001	d(log(mEt(-2)/mPwplt(-2)),2)	-0.0001
	[ -5.48304]		[ -1.75755]		[ -1.68611]
MFDINTW/MQYT	0.0000	C	0.0182	d(log(mRGLSGapt(-1)),2)	0.0000
	[ 1.84138]		[ 0.96100]		[ 2.83013]
log(MPEMJ/mpcpj)	-0.0005	d(log(mPEMus(-1)))	-0.0006	d(log(mRLDGapt(-1)),2)	0.0002
	[ -2.05432]		[ -1.29831]		[ 3.65897]
log(mMtw/MQYT)	-0.0004	d(log(mLt(-1)/mBTAt(-1)))	-0.0040	d(log(mRLDGapt(-2)),2)	0.0001
	[ -1.68477]		[ -1.94584]		[ 2.47525]
mpcFCMN2T	0.0005	d(log(mBTAt/mPwplt))	0.0048	d(mFintw(-1)/mFouttw(-1),2)	0.0000
	[ 1.22274]		[ 2.44791]		[ -1.99451]
log(mRLDGapt(-1)/mpcpt(-1))	0.0012	log(mLt/mPwplt)	-0.0044	C	0.0042
	[ 1.67386]		[ -2.66737]		[ 7.36860]
d(log(mLt/mDt))	0.0016	log(mMtw/MQYT)	-0.0005	D(LOG(MLT(-1)/MBTAt(-1)))	0.000175561
	[ 1.63693]		[ -2.45148]		[ 1.53376]
R-squared	0.9999	R-squared	0.9999	R-squared	0.999991778
Adj. R-squared	0.9999	Adj. R-squared	0.9999	Adj. R-squared	0.999982589
Sum sq. resids	0.0000	Sum sq. resids	0.0000	Sum sq. resids	0.0000
S.E. equation	0.0001	S.E. equation	0.0001	S.E. equation	0.0000058
F-statistic	14527049487.5057	F-statistic	15995934223.536	F-statistic	108822.5515
Log likelihood	618.4983	Log likelihood	619.9540	Log likelihood	804.9288
Akaike AIC	-15.7945	Akaike AIC	-15.8618	Akaike AIC	-20.9844
Schwarz SC	-14.4767	Schwarz SC	-14.5753	Schwarz SC	-19.7607
Mean dependent	-15.7976	Mean dependent	-15.7976	Mean dependent	-0.0001
S.D. dependent	7.0626	S.D. dependent	7.0626	S.D. dependent	0.0014

n:73, [ ] 内 t値

大につながったということができる。一方で、金利政策及びマネタリーベースのコントロールを通じて実質 M1の伸びを調整することによって資産価格上昇と銀行信用拡大の連鎖を抑えることも可能であることを示唆する結果となっている。

なお金融のコンポジット指標を用いた共和分関係式には、GDP 循環成分を変数として導入した。その推計係数は、その値自体は小さいが、統計的に有意な正の影響を及ぼすことを示唆する結果と

なっている。以上の結果から、タイにおいては景気循環と金融循環との間に連動性があるといえよう。そして金融諸指標の相互間においても同様であり、銀行信用は国内では資産価格および銀行レバレッジとの連動性、そして対外的にはパーツの減価率、資本流入との連動性があることを示す結果になったといえる。したがってこれらの要因が同じ方向に連動していく傾向があると言えることはできるが、推計結果は同時に、金融政策の効果があることも示唆している。

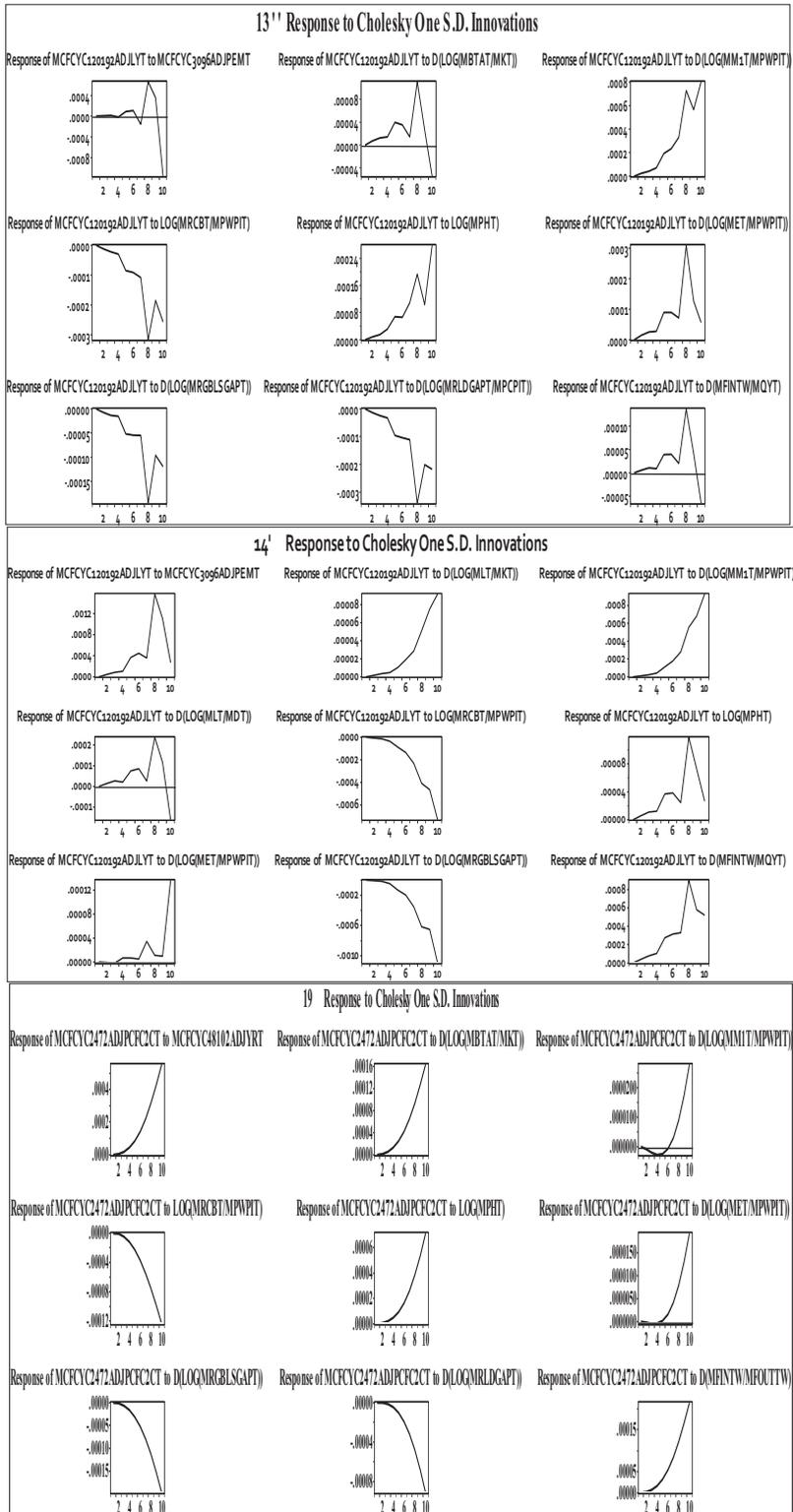
### ・インパルス・レスポンス

インパルス・レスポンスの概要は図13、図14に示した。インパルスレスポンスはVARモデルを構成する内生変数間の全ての組合せを対象に計測されるが、ここで図示したのは次の2パターンである。一つは個々の金融変数に生じたショックが伝わって生じた金融循環指標のレスポンスで、もう一つは金融循環指標に生じたショックが伝わり引起された景気循環指標のレスポンスである。各々の内生変数をすべての内生変数の関数として表した式において各変数の1標準偏差に相当するショックの影響がレスポンスであるが、ここでは特定の金融指標及び景気指標のレスポンスのみを図示した。ただし算出されるレスポンスは計算過程における式の順序によって異なる点について注意する必要がある。

金融指標のインパルスレスポンスから概観すると、図示された金融循環指標の変動パターンは、上述の共和分関係式の推計係数符号にほぼ沿う形になっているといえる。上段、中段は銀行貸出のGDP比、下段は主成分コンポジット金融指標のC-Fフィルタによる循環成分（各々、10から16年、2から6年の範囲でハイパス、ロウパスを設定）のレスポンスを表す。インパルス発生源は上段（左上から右下方向に、株価、銀行レバレッジ、実質M1増加率、実質政策金利、住宅価格、実質為替減価率、国債長短金利差、実質貸出預金金利差、資本流入のGDP比）、中段（左上から右下方向に、株価、銀行レバレッジ、実質M1増加率、貸出預金比率、実質政策金利、住宅価格、実質為替減価率、国債長短金利差、資本流入のGDP比）、下段（左上から右下方向に、実質GDP、銀行レバレッジ、実質M1増加率、実質国債利回、住宅価格、実質為替減価率、国債長短金利差、貸出預金金利差、資本流入・流出比）である。銀行信用の対GDP比の循環成分の場合、住宅価格、実質M1伸び率、パーツの実質減価進行、外国資金流入の対GDP比上昇、そして銀行によるレバレッジの拡大といったショックに対し、ほぼ持続的に拡大していくレスポンスを示す一方、タイ国銀実質政策金利の上昇、タイ国債長期・短期金利差拡大、銀行の貸出・預金金利差拡大に対し、銀行貸出・GDP比率は下がり続けるレスポンスを示した。

次にGDPの実質成長循環指標とCFフィルターで抽出した実質GDP循環成分指標のインパルス・レスポンスを概観する。上記の金融指標の場合と同じく、共和分関係式の推計係数と見比べて大きく矛盾するケースはないと言えるであろう。ショックの発生源となる金融指標を個別に見ていくと、実質銀行信用の伸びと実質M1の拡大、そしてパーツの実質減価率に生じたショックに対する実質GDP成長循環および実質GDP循環成分のレスポンスは、正の影響が持続することを示唆していると考えられる。逆に、タイ国銀の実質政策金利に生じたショックに対する景気循環指標のレスポンスは一貫して負の方向に向う形になっている。また銀行総資産の対自己資本比率で示す銀行のレバレッジの場合、共和分関係式においては景気循環指標との間に正の関連性があることを示す結果となったが、インパルス・レスポンスは、短期間で正の方向から反転し、その傾向が持続するパターンを示している（図14中段左端の1行目第2列）。

図13 金融循環指標のインパルスレスポンス





#### 4 むすびにかえて

小論では途上国における景気循環と金融の関連性について月次時系列データを用いた分析を試みた。分析対象国のタイでは1990年代以降に金融の規制緩和が進展する中、アジア通貨危機、リーマンショックと金融的混乱に直面し、実体経済もその影響にさらされた。規制緩和によって金融市場の国際インテグレーションが進み、外国からのショックが伝わってくる場合も含め、金融の変化の波が実体経済とどのような関連性を持つか、データ分析を行うことを小論の目的とした。金融循環と景気循環の関連性については不明確な部分が多い。とくにグローバル金融危機以降、下降局面が長引きがちな金融循環の影響が実体経済に及び、景気回復を遅らせたり、あるいは景気悪化の度合いを強めるのではないかという意味でのプロシクリカリティが関心を集めた。開発途上国においては一般に間接金融の重要性が高い。金融ブームで資産価格が上昇し自己資本価値が高まったときに、銀行がレバレッジ比を元に戻そうとするなら債務と信用は拡大する。借り手も担保付借入れをする場合、担保価値が上れば借入れを増やしやすくなる。こうして銀行信用が過剰になっていくにつれブームがバストで終結するリスクが高まる。対照的に金融危機の影響で逆の状態になったとすれば信用収縮が長引くこともありうる。

タイ経済は2008年グローバル金融危機の影響を比較的短期間で乗り越えた。しかし、2011年末には大規模洪水被害によって実体経済は大きく悪化し、その後も2013年から14年半ばにかけては、国内政治混乱の影響もあってか、再び景気悪化に陥った。その後も経済の成長は3パーセント程度にとどまっている。2000年代後半期においては約5パーセントの成長率が維持されていたことと比べると、今回の景気回復は遅れ気味ということが出来る。またインフレターゲット政策を採用しているタイは2015年にインフレ目標の対象をコアインフレ率から食品、原油を含む総合物価指数に変更した。原油価格が下がる状況の下、金融政策がさらに安定志向になれば景気への懸念も高まる。そして2017年5月IMFは、タイにはインフレ率の低下が経済の低成長の原因になるという悪循環のリスクがあることを指摘した<sup>24)</sup>。

以上をふまえ、景気循環と金融循環の関連性を探るために時系列データの分析を行った。ただし実体経済の景気循環と金融循環は、それぞれの周波数、拡大及び縮小局面の期間数、振幅の大きさが不明であるから、各々の指標から循環成分を抽出するための方法としてバンドパスフィルターを使う場合は、何通りかの数値の組み合わせを設定した。すなわち、周波数のハイパスを設定して一つの循環の最小期間を決め、ローパスの数値により期間の上限を設定した。また、フィルターは使わず、実質成長率を用いたモデルも推計した。モデルは実体経済と金融指標を内生変数とみなしうるVARを用いた。また、各変数の定常性検定の結果を踏まえ、共和分関係の検定をしたうえで誤差修正項を組み込んだVARを用いた。モデルに導入した景気循環指標は実質GDPの成長率、あるいはCFフィルターを通して抽出した循環成分である。さらに後者については想定する1周期の長さの上限と下限を何通りか選んだ。もう一方の金融循環指標についてであるが、景気循環との関連性が強いと考えられているのは銀行信用指標と資産価格指標である。そして資産の中でも株価と住宅価格とは景気の動向、銀行信用との関係が強いと考えられる。そこでこれら3つの金融指標は各々を単独で用いた。ただしタイの場合、これらのデータが入手可能な期間は異なる。さらに、それら以外の金融指標も加えて加重平均したコンポジット形式の金融循環指標を作成した。そのウエ

イトとして、各指標の安定性の度合いと主成分分析に基づく構成比を用いた。以下、推計したモデルの共和分関係式の部分について整理しておく。

まず、推計式に含まれる共和分関係式の誤差項に相当する項の推計係数は統計的に有意で $-1$ より大な負値であった。したがって景気循環指標と金融循環指標との間に長期均衡関係が認められることは示唆されたと解釈できる。景気循環を実質 GDP 成長率で表した推計式には、実質成長率で示した金融循環とコンジット型で示した金融循環を入れ替えて導入したが、それらはともに景気循環指標と有意な正の関係があることを示す結果となった。そして景気循環指標を CF フィルターで抽出した実質 GDP の循環成分に置き換えた場合も、同様の結果となった。したがって、金融循環と景気循環とはプロシクリカルあるいは同調する傾向にあると解釈することができよう。これらの共和分関係式には金融循環指標に加えて、金融政策変数を導入した。一つはタイ国銀の政策金利(実質)、もう一方は実質 M1 ストック変化率である。推計の結果は、政策金利の引き下げ、そして M1 ストックを拡大させることで景気循環を勢いづけることを示唆している。

以上と同じく、共和分関係式の誤差修正項を組み込んだ VAR モデルで、金融諸指標間の関係についても推計した。銀行信用残高の対 GDP 比率と他の金融指標との関連性を調べると、株価指数の循環成分、住宅価格、タイへの外国資本流入が、銀行信用の対 GDP 比率に対して有意な正の影響を及ぼすことが示された。またタイ国銀政策金利の引上げ、銀行の貸出預金金利差の拡大、国債の長期短期金利差の拡大は銀行信用・GDP 比率の上昇を抑える結果となった。資産価格上昇は銀行の自己資本価値を高めレバレッジを下げる。一方、借り手の担保価値を上げる要因となりうるから、銀行がレバレッジを元の水準に戻そうとし、借り手は担保の増価を根拠に追加借り入れするなら、銀行信用・GDP 比は上昇しうる。貸出金利、長期国債金利の上昇は銀行信用・GDP 比に負の影響を及ぼす結果となったが、銀行には外国資金を借入れて信用供給を増やす方法もあり、金利上昇による資本流入が貸出を促す可能性もある。なお、タイ国銀の政策金利引き上げと実質 M1 の引き締めは銀行の貸出し・GDP 比を低下させる効果を持つことが示唆されているから、カウンター・シクリカルな政策を実施して金融循環を抑制できる可能性はあると言える。これらの金融引き締めは景気循環に対してもカウンター効果を持つことが示唆されているから、適切な金融政策をとれば金融、実体経済両面の不安定化を改善できる可能性があるといえよう。ただし、上記の分析では金融循環の決定要因が明確に示されたとは言えない。拙稿(倉持(2018)<sup>25)</sup>では景気循環の2国間連動性の決定要因を探ったが、小論では金融循環の国際連動性やその要因に関する検証はできていない。この点以外にも今後の課題は残されているが、何点かあげておく。まず、金融循環は必ずしも明確に定義されているとは言えないが、金融循環の主な要素の一つと考えられているリスク・テイキングの度合いを測る指標を比較検証することが必要であろう。金融諸指標間の連動性に加えて代表的な金融循環指標の変動の決定因についても検証し、銀行のレバレッジ、金利のターム・スプレッド、他国との連動性といった要素との関係も総合的に検討するべきであると考えられる。ただし金融循環の代表的指標は特定されていない。金融循環の拡大期と下降期を分けた上で景気循環との関係を分析する等、より適切な指標を探る必要性も高いと考えられる。

#### 注

1) Borio (2012) p.8

2) 浅子、飯塚、宮川(2011)、岩田(2013)他を参照。

- 3) Adrian et al. (2010), Borio (2014), Claessens et al (2010), Christiano et al (2010), Egert and Sutherland (2012)
- 4) Aikman et al (2015), Reinhart and Rogoff (2009), Claessens, Kose and Terrones (2011)
- 5) Borio (2012) p 2
- 6) Claessens et al (2011), El Baz (2018) を参照。
- 7) Drehmann and Juselius (2013) を参照。
- 8) マネタリー・コンディション・インデックス, およびフィナンシャル・コンディション・インデックス作成を目的とした研究も金融と経済の関連性の分析を基礎としている。
- 9)  $E(U_t) = 0$ ,  $E(U_t, U_t) = \Sigma (= \sigma^2)$ , ( $\Sigma$  = 分散共分散行列),  $E(U_t, U_s) = 0$  ただし  $t \neq s$
- 10) Guglielmo et al (2009), Uuskula (2005), Berglof (2002)
- 11) 銀行の負債を D とおいてバランスシートを  $A = E + D$  と表すと, 仮に A が100から101に, E が10から11に上がればレバレッジは下がる。レバレッジ  $A/E$  は資産売却による配当や借入資金による自社株買いの結果高まるからレバレッジの水準を元に戻そうとすると新規の貸出しは抑えられる。
- 12) 景気循環の周期は1.5年 (18か月) から 8年 (96か月) まで (Burns and Mitchell, *Measuring Business Cycles*, 1946 NBER) と定義するのであれば, バンドは下限18, 上限96と指定し, バンドに収まらないものは除外する。
- 13) Hardin and Pagan (2016) ch. 3, 3-3
- 14) リードとラグを 2 にするのは四半期データを用いる場合である -BBQ。BB (1971) は月次データを用い, リード, ラグを 5 に設定した。Harding and Pagan (2016) を参照。
- 15) Claessens et al. (2011) を参照。
- 16) Claessens et al. (2009) によると工業国の金融循環は, 下降局面が 5 ~ 8 四半期, 拡大局面が 22 四半期である。
- 17) Borio (2014) を参照。
- 18) Claessens, et al. (2011, IMF) を参照。ピークから底までの amplitude と, その移行期間 duration との積と下降局面の景気の山の部分の面積の差をリセッションの総コスト (下降局面各期の損失累計) 推計額とみなされる。
- 19) 長田・平塚 (1993) を参照。なお, マネタリー・コンディション・インデックスおよびフィナンシャル・コンディション・インデックス (FCI) は, 多くの種類が作成され金融, 経済状況把握のために用いられている。
- 20) 長田・平塚 (1993), NESDB (1998), Edwards (2003), Sussangkarn C and Jitsuchon Somchai (2009), Bhanupong Nidhiprabha, 等を参照。
- 21) 中段の棒グラフは景気, 金融とも拡張したことを示し, 両方下降した場合は下段, 中断とも空白になる。Concordance インデックスと相関係数との関連を確認するために GDP 景気指標と金融循環指数をそれぞれ  $S_x, S_y$  とする。各々の値は t 期の値が t-1 期より高いとき 1, 他は 0 とする。期間の長さを T 期とすると, concordance インデックス I は次式。

$$I = (1/T) (\sum_{t=1}^T S_{x_t} S_{y_t} + \sum_{t=1}^{T-1} (1 - S_{x_t}) (1 - S_{y_{t+1}}))$$

上式は  $S_{x_t}$  と  $S_{y_t}$  がともに 1 である場合と, 両方 0 (指標値が前期から低下) の場合, その期の I は 1,  $S_{x_t}$  と  $S_{y_t}$  の値が不一致なら 0 であることを示す。上式を書き換える。

$$\begin{aligned} I &= 1 + (2/T) \sum_{t=1}^T S_{x_t} S_{y_t} - \mu_{S_x} - \mu_{S_y} \\ &= 1 + 2\text{Cov}(S_{x_t}, S_{y_t}) + 2\mu_{S_x} \mu_{S_y} - \mu_{S_x} - \mu_{S_y} \\ &= 1 + 2\rho\sigma_x \sigma_y + 2\mu_{S_x} \mu_{S_y} - \mu_{S_x} - \mu_{S_y} \end{aligned}$$

ただし  $\mu_{S_x}, \mu_{S_y}$  は各々  $S_{x_t}, S_{y_t}$  の平均, 両者の共分散は  $\text{Cov}(S_{x_t}, S_{y_t}) = (1/T) \sum_{t=1}^T S_{x_t} S_{y_t} - \mu_{S_x} \mu_{S_y}$ ,  $\rho$  は  $S_{x_t}$  と  $S_{y_t}$  の相関係数,  $\sigma_x, \sigma_y$  は各々  $S_{x_t}, S_{y_t}$  の標準偏差を表す。 $S_{x_t}, S_{y_t}$  は二値変数であるから  $S_{x_t}^2 = S_{x_t}, S_{y_t}^2 = S_{y_t}$  である。したがって  $\sigma_x, \sigma_y$  を書き換えると,  $\sigma_x = ((1/T) \sum_{t=1}^T (S_{x_t} - \mu_{S_x})^2)^{1/2} = (\mu_{S_x} - \mu_{S_x}^2)^{1/2}$ , 同じく  $\sigma_y = (\mu_{S_y} - \mu_{S_y}^2)^{1/2}$  となる。したがって concordance インデックスは次式となる。

$$I = 1 + 2\rho(\mu_{S_x} - \mu_{S_x}^2)^{1/2} (\mu_{S_y} - \mu_{S_y}^2)^{1/2} + 2\mu_{S_x} \mu_{S_y} - \mu_{S_x} - \mu_{S_y}$$

上記 concordance インデックス I の値と相関係数値の対応関係をみると, 相関係数が最大 ( $\rho=1$ ) のとき  $S_{x_t}$  と  $S_{y_t}$  は一致し,  $I = 1$  となる。反対に相関係数が -1 で  $S_{x_t}$  と  $S_{y_t}$  が相反する場合 ( $S_{x_t} + S_{y_t} = 1$ ),  $I = 0$  となる。ただし相関係数が 0 となった場合, 上式は次式となる  $I = 1 + 2\mu_{S_x} \mu_{S_y} - \mu_{S_x} - \mu_{S_y}$ 。このとき  $\mu_{S_x} = \mu_{S_y} = 0.5$  であれば  $I = 0.5$  であり,  $\mu_{S_x} = \mu_{S_y} = 0.9$  まで上がったとすると I の値は 0.82 になる。したがって concordance インデックスの値が 0.5 を

上回り、上限1に近づいたとしても、必ずしも2つの指標の変化が同調しているとは言えない可能性がある。

- 22) 拙稿（倉持「発展途上国の金融発展に対する金融政策の影響—タイのケース1962-1985」, 三田商学研究, 1990）を参照,
- 23) McKinnon (1973) *Money and Capital in Economic Development*
- 24) IMF協定 4条協議レポート, IMF (2017)
- 25) 倉持「GDP短期循環の連動性に関する実証分析: タイと主要貿易相手国の二国間関係」, 専修大学経営学論集, 2018, 105

## 参考文献

- 浅子和美, 飯塚信夫, 宮川努編 (2011) 『世界同時不況と景気循環分析』東京大学出版会
- 岩田佳久 (2013) 『世界資本主義の景気循環 クレマン・ジュグラーの景気循環論とクズネッツ循環』日本経済評論社
- 長田博・平塚大祐編 (1992) 『アジアの成長循環』アジア経済研究所 研究双書 413
- Adrian et.al. (2010), “Monetary Cycles, Financial Cycles, and the Business Cycle.” Staff Report Federal Reserve Bank of New York421: 1-18.
- Aikman D, AG Haldane and BD Nelson (2015), ‘Curbing the Credit Cycle’, *The Economic Journal*, 125 (585),
- Akar (2016) Analyzing the Synchronization between the Financial and Business Cycles in Turkey
- Avouyi-Dovi et al (2006) Are business and credit cycles converging or diverging? A comparison of Poland, Hungary, the Czech Republic and the euro area. Banque de France. Working paper.
- Beglof, and Bolton, P. (2002). The great divide and beyond: financial architecture in transition.
- Borio (2014) “The financial cycles and macroeconomics: What have we learnt?” *Journal of Banking & Finance*. 45: 182-198.
- Cagliarini and Price (2017) Exploring the Link between the Macroeconomic and Financial Cycles, CONFERENCE VOLUME 2017
- Cappiello et al (2010) Do bank loans and credit standards have an effect on output? A panel approach for the euro area. ECB working paper series No. 1150.,
- Chalongphob Sussangkarn and Somchai (2009) “The Sub-Prime Crisis and Thailand’s Growth Rebalancing” *TDR Quarterly Review*, June vol. 24 no. 2.
- Christiano et al (2010) “Financial Factors in Economic Fluctuations.” European Central Bank Working paper Series 1192: 1-91.
- Claessens et al (2011), “How Do Business and Financial Cycles Interact?” *Journal of International Economics*. 87: 178-190.
- Claessens et al. (2009) “What happens during recessions, crunches, and busts?” *Economic Policy*, 2009, Oct.
- Claessens S, MA Kose and ME Terrones (2011), “Financial Cycles: What? How? When?”, IMF Working Paper No WP/11/76, Clarida, Richard, Giavazzi, Francesco (Eds.), NBER 2010 International Seminar on Macroeconomics. University of Chicago Press.
- Claessens, et al. (2011, IMF) “How do business and financial cycles interact?” IMF Working Paper WP/11/88
- Cochrane JH (2008) ‘Financial Markets and the Real Economy’, in R Mehra (ed), *Handbook of the Equity Risk Premium*, Handbooks in Finance, Elsevier, Amsterdam pp237-325.,
- Drehmann (2012) “Characterising the financial cycle: don’t lose sight of the medium term!”, Monetary and Economic Department, BIS Working Papers, 380
- Drehmann and Juselius (2013) “Evaluating early warning indicators of banking crises: Satisfying policy requirements”, BIS Working Papers, 421, Monetary and Economic Department BIS
- Egert and Sutherland (2012) “The Nature of Financial and Real Business Cycles: The Great Moderation and Banking Sector Pro-Cyclicality,” OECD Economics Department Working Papers 938: 1-40.
- Guglielmo, et al. (2009) Financial development and economic growth: evidence from ten new EU members.
- Harding and Pagan (2016) *The Econometric Analysis of Recurrent Events in Macroeconomics and Finance*

- IMF (2017) “Thailand 2017 Article IV Consultation, IMF Country Report17, 136
- Igan et al (2010), Three Cycles : Housing, Credit and Real Activity. IMF Working Paper.
- Karfakis (2013) “Credit and business cycles in Greece : Is there any relationship?” Economic Modelling 32
- King and Levine (1999) Financial indicators and Economic Growth in a cross-Section of countries. [interaktyvus]. Working paper. Washington : World bank.,
- Lakstutiene (2011) Economic Cycle and Credit Volume Interaction : Case of Lithuania Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics, 2011, 22(5), 468-476
- Pojatina (2008) Credit risk, credit and economic cycles in Croatian banking. IS Economic research 21(4),,
- Reinhart and Rogoff (2009), This Time is Different : Eight Centuries of Financial Folly, PrincetonUniversity Press, Princeton.
- Uuskula, etal. (2005). Critical Levels or debt? Bank of Estonia, Working paper.,