

国内資金循環分析の展開に関する部門別金融構造の変動分析

劉 瑞 興

(受付 2016 年 5 月 12 日)

要 旨

本稿は金融連関ないしレオンティエフ逆行列分析の展開であり、主に2つの部分を分けている。1つは、1992年から2012年に至り、国内部門間の資金流動選好と部門別の資金循環の構造分析であり、もう1つは、VECMによるマクロ経済環境のなか、部門別の資金循環の構造変動に対する実証分析となる。それで、中国の国内資金循環上の特徴、構造変動および問題点を提起してそれなりの政策提言を行う。

キーワード 金融連関（レオンティエフ逆行列）分析、国内資金循環構造、誤差修正モデル

1. は じ め に

現在資金循環表は社会会計としての地位を確立し、OECDがFS（金融統計）として各国の統計を定期的に公表するまで至った。ところが、資金循環分析の始まりに関して、先駆的な業績として注目されるのが、米国のMorris Copelandである。1952年の主著『アメリカのマネーフローの研究』は、NBER（National Bureau of Economic Research）のマネーフロープロジェクトの成果であるが、統計を作成するうえでの技術的な議論が詳細に論述されている。

今まで資金循環表を用いて経済分析の手法が幾つとなく提案されたことは、むしろ当然である。この中に多く応用されているのが、投入産出分析の理論を参考し、Richard Stone（1966）が提出した各部門の資金フロー量とストック量を結び付けられる金融連関モデルである。これについて様々な研究成果が出される。主に当期の資金循環表において投入係数を求め、それを基にして全経済部門間の資金流れと各部門の資金需要に対する存在感（影響力・感応度）の大きさなどの実証分析を中心としていた（辻村和佑，2002；溝下雅子，2002；井原，2004；など）。ただし、「将来予測的な分析のためには、投入産出分析における技術の安定性に対応する、資金調達または資金運用ポートフォリオの安定性という仮定をおかなければならない。」とMason（1976）が主張した。

つまり、資金循環表に対する分析の方法と枠組みを拡張する必要がある。この中に

Bosworth and Duesenberry (1973) や Saito (1977) は資産選択理論に消費の定量分析で定評のある線形支出体系を導入している。制度部門ごとに行動方程式を記述するタイプのモデルも提案されており、Hendershott (1971)、張 (1996) および西山 (1997) がこの系譜に属する。

しかしながら、理論の発展と統計の整備の車の両輪として発展を望んでいるが、資金循環分析においては統計の整備が先行して分析手法が遅れていることも事実である。特に中国の資金循環表に関する研究成果が僅かであり、資金循環表の部門分類や金融商品分類も単純である（現在 5 部門*29 金融商品）。分析手法も静態的な実証分析までにとどまった（貝多広と駱鋒，2006；蔣萍と賈帥帥，2012；張南，2014；李宝俞と李原，2014）。そして、定量分析などで利用された時系列データの定常性を検定せずに資金循環モデルを作成したことについて課題も残されている。すなわち非定常状態に従う被説明変数と説明変数の間では見せかけの回帰が生じやすいという警告は Granger and Newbold (1974) による論文で示した。これは時系列データを用いる実証分析にとっては深刻な問題を取り上げた。

まず、中国の資金循環統計の現状について再説明しておく。中国では1998年から資金循環統計のデータを公表し、(1992-2012) 21年間の資金循環表が参考できる。しかし、今までの資金循環表はストック表ではなくフロー表であり、その中にマイナス数値がある。即ち、資金運用によるマイナス値は正味資産の減少と等しい。一方資金調達によるマイナス値は正味資産の増加とみられる。ここで、中国の資金循環表の中にすべてのマイナス値が同部門の運用か調達へ移動されて、正の値へ変換できる¹⁾。

そして、時系列のデータからポートフォリオは安定的であることが経験的に示されているものの、その理論的な根拠はまだ確定としたものではない。これに対して、すでに決定されたポートフォリオの安定性という仮定に依存せずに、金融連関表のレオンティエフ逆行列を応用できるという利点がある。したがって、将来を予測するというよりは、生じてしまった事態の影響を評価するのが確実である。つまり、ある金融商品が債務不履行となる事態が起きたときに、負の連鎖が各制度部門にどのように波及するのかというモデルも取り上げた。例えば、20世紀90年代の日本の不良債権問題、米国で2006年以降に顕在化したサブプライローン問題、張南 (2014) は中国の各金融商品に関する負の連鎖係数の推測を行った。

したがって、以上の残されている課題をわかったうえで、次節は、金融連関分析ないしレオンティエフ逆行列に対する理論推計の手法を述べる。つぎには、1992-2012年間の部門別の金融資産負債差額、資金調達・運用係数、資産・負債影響力係数、資産負債感応度係数に

1) ここで、まずは負から正の変換により、当期の部門間の資金流れの数量と方向に影響を与えない。そして、そのまま負の値を使うとこの後で作成される資金投入係数に負の値が存在する可能性も高く、負の値をもつ部門の行列関係（資金需給関係）と資金循環表全体の行列関係は不一致になる。

よって中国の資金循環構造の変動分析を行い、中国の資金循環上の問題点をも提起する。それで、レオンティエフ逆行列から生じた国内部門別の資産・負債影響力係数と感応度係数をつかって、マクロ経済発展の環境との長期的な影響関係についての実証分析を行う。最後に本稿のまとめと政策提言となる。

2. 金融連関分析に関する理論推計

中国の資金循環勘定は中国人民銀行調査統計局によって作成・公表されており、金融取引によって生じた制度部門ごとの資産・負債の増減額を記録する金融取引表のみがある。本章では1992年から2012年までの金融取引表から、金融連関表を作成している。資金循環勘定から金融連関表に変換する際には、まず金融取引表の資産側と負債側を別個に抜き出し、資産表（ E 表）、負債表（ R 表）という二つの表を作成する。 E 表と R 表の構成は図2-1となる。

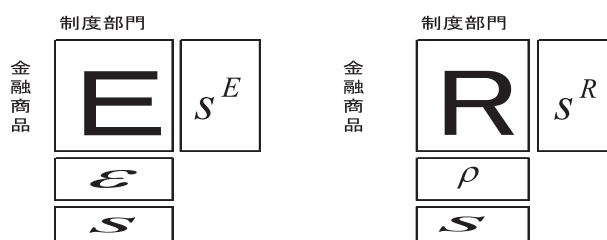


図2-1 E 表と R 表

E 表の構成要素のうち、 E は各制度部門の資産運用ポートフォリオを表す行列、 ε は制度部門ごとの負債超過を表すベクトル、 s^E は金融商品ごとの資産合計を表すベクトルである。また、 S は各主体の資産合計と負債合計のうち大きい方の値からなるベクトルである。つぎに R 表構成のうち、 R は各制度部門の資金調達ポートフォリオを表す行列、 ρ は制度部門ごとの金融資産超過を表すベクトル、 s^R は金融商品ごとの負債合計を表すベクトルである。

資産調達ポートフォリオ仮定に基づいて作成される金融連関表を Y 、資産運用ポートフォリオ仮定に基づいて作成される金融連関表を Y^* とする。資産調達ポートフォリオ仮定に従って Y 表を作成するために、行列 R を投入産出表の U 表（商品×産業表）に、行列 E の転置を投入産出表の V 表（産業×商品表）に相当するものとみなして代入する。

$$U \equiv R \text{ \& } V \equiv E' \quad (1)$$

資産運用ポートフォリオ仮定に従った Y^* の場合、行列 E を U^* に、行列 R 転置を V^* 表に代入する。

$$U^* \equiv E \ \& \ V^* \equiv R' \quad (2)$$

U 表と U^* 表の各要素をそれぞれの制度部門の金融資産または負債の合計 S で除した値を投入係数行列 B または B^* とする。

$$b_{ij} = \frac{u_{ij}}{s_j} \ \& \ b_{ij}^* = \frac{u_{ij}^*}{s_j} \quad (3)$$

同様に V 表と V^* 表にそれぞれ対応する投入係数行列 D と D^* はつぎのように定義される。

$$d_{ij} = \frac{v_{ij}}{s_j^E} \ \& \ d_{ij}^* = \frac{v_{ij}^*}{s_j^R} \quad (4)$$

ここで i, j が制度部門と金融商品と表わしており, s_j^E は金融商品 j についての金融資産の合計, s_j^R は金融商品 j についての負債合計である。 d_{ij} は金融商品 j の金融資産の合計に占める制度部門 i の割合を, d_{ij}^* は金融商品 j の負債合計に占める制度部門 i の割合を示している。 Y と Y^* に対応する投入係数行列 C と C^* は, 投入産出分析の産業技術仮定に相当する。制度部門ポートフォリオ仮定を適応することで推計される。

$$C = D \otimes B \ \& \ C^* = D^* \otimes B^* \quad (5)$$

これらの C または C^* 行列から, 取引金額行列 Y と Y^* の各要素が次のようにして作成される。

$$y_{ij} = c_{ij}s_j \ \& \ y_{ij}^* = c_{ij}^*s_j \quad (6)$$

ここで y_{ij} は i 制度部門から j 制度部門への供給される資金量を, y_{ij}^* は i 制度部門から j 制度部門へ調達される資金量を示している。これらの表の構成は図2-2に示すとおりである。

Y 表と Y^* 表それぞれのバランス式は以下のように表わされる。

$$C \otimes s + \varepsilon_j = s \ \& \ C^* \otimes s + \rho_j = s \quad (7)$$

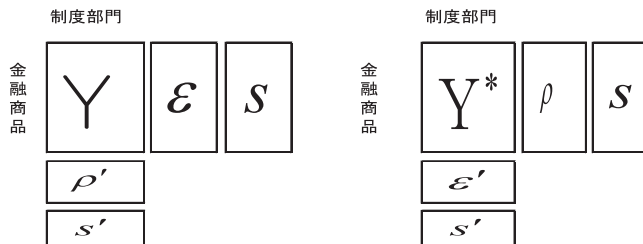


図2-2 Y と Y^* 表

ここで ε_j ベクトルは、各部門の負債超過額となり、 ρ_j ベクトルは、各部門の資産超過額となっている。各式をベクトル S について解くと、以下ようになる。

$$s' = (I - C)^{-1} \otimes \varepsilon_j \ \& \ s' = (I - C^*)^{-1} \otimes \rho_j \quad (8)$$

ここで I は $m \times m$ の単位行列であり、 m が制度部門である。 $m \times m$ のレオンティエフ逆行列 $(I - C)^{-1}$ を用いることにより、 ε_j に外生的に数値が与えられたときに、各経済主体に究極的にどれだけ資金需要が発生するのかを計算することができる。また、 $m \times m$ のレオンティエフ逆行列 $(I - C^*)^{-1}$ からは、 ρ_j が外生的に与えられたときの究極的な資金供給の波及効果を分析することができる。

したがって、レオンティエフ逆行列の列和の値が大きいほど第 i 制度部門の影響力は大きいということになり、以下のように個々の列和を全制度の列和の平均値で相対化した指標が 1 より大きければ当該部門の影響力は平均より大きく、1 より小さければ平均より小さいことがわかる。ここでレオンティエフ逆行列 $\Gamma = (I - c_{ij})^{-1}$ の i 行 j 列目の要素を γ_{ij} とすれば、負債側からみる影響力と感応度係数の定義は以下ようになる。

$$LII_l = \frac{\sum_{i=1}^n \gamma_{ji}}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \gamma_{ji}} \quad (l=1, \dots, n) \quad (9)$$

この指標は産業連関表の影響力指数に対応しているので、負債影響力係数 LII (Liabilities influence index) と呼ぶこととする。LII 係数は当該制度部門が他部門に与える影響の大きさであるのに対して、逆に他部門から受ける影響の大きさをはかる指標として負債感応度係数 LSI (Liabilities sensitivity index) が考えられる。これは以下のように個々の行和を全制度部門の行和の平均値で相対化した指標で、すべての制度部門で資金需要が 1 単位増加したとき第 i 部門に対して波及する資金需要量の相対的な大きさを示している。

$$LSI_l = \frac{\sum_{j=1}^n \gamma_{ji}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ji}} \quad (l=1, \dots, n) \quad (10)$$

ここでは、レオンティエフ逆行列 $\Gamma^* = (I - c_{ij}^*)^{-1}$ の i 行 j 列目の要素を γ_{ij}^* とすれば、当該部門の資産影響力係数 AII (Assets influence index) と資産感応度係数 ASI (Asset sensitivity index) は次のように定義される。

$$AII_l = \frac{\sum_{j=1}^n \gamma_{ji}^*}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \gamma_{ji}^*} \quad (l=1, \dots, n) \quad (12)$$

$$ASI_l = \frac{\sum_{j=1}^n \gamma_{ji}^*}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ji}^*} \quad (l=1, \dots, n) \quad (13)$$

資産影響力係数は、当該部門の資金供給が1単位増加したときの、全部門に対する波及効果の大きさを、他部門との相対的な比較で示す指標である。したがって資産影響力係数が大きいということは、当該部門の資金供給が全経済主体に大きく波及する性質をもつことを意味している。これに対して資産感応度係数は、すべての部門の資金供給が1単位増加したときの当該部門に対する究極的な資金供給増加量の極限值を、相対的な大きさとして示す指標である。つまり資産感応度係数が大きいということは、国内市場で全般的に資金供給が増加したときに、当該部門への波及がとくに大きいということを意味することになる。

3. 1992—2012年中国部門別の資金循環構造の変動分析

本節では Stone の構想をもとに、第二節で紹介された金融連関表、レオンティエフ逆行列係数の求め方をもちいて1992—2012年の各係数の行列を毎年作成し、資金循環構造の全体像を把握する試みをおこなう。

3.1 各係数行列の再検討

本節では同時期に家計、企業、金融機関部門、政府部門の各制度部門の役割や位置付け稼働のように変容したのかを、金融資産負債差額、資金調達係数、資金運用係数、影響力係数、感応度係数などの指標をもちいて展望する。金融資産差額は資金循環分析としては標準的な指標であり、金融資産超過は当該部門が貯蓄超過であり、他部門へネットで資金を供給していることを示している。これに対して負債超過の部門は実物面からみれば投資超過主体であり、他部門から資金を調達して実物投資をおこなっていることを意味する。

つぎに投入係数行列 C および C^* を求めるときに、部門別の資金調達係数の行列と資金運用係数の行列が運算された。資金調達係数については当該部門が他部門から資金調達割合の組合であり、資金運用係数については当該部門が他部門への資金運用割合の組合であるという意味をする。現在では、中国が経済の高度成長期あるいは経済構造の変革期に、部門間の

資金流動性及び偏好が部門別の両係数の時系列によってうまく反映され则认为られる。

最後にレオンティエフ逆行列から導出される指標であるが、金融連関表の場合これには、資金調達係数、資金運用係数、負債影響力係数、負債感応度係数、資産影響力係数、資産感応度係数の4種が含まれる。負債影響力係数はある制度部門で1単位の資金需要が発生した場合に、これが自部門を含む全部門にどれだけの資金需要の波及を及ぼすかの指標である。この資金波及を逆に資金供給側を始点としてみたのが資産感応度係数であり、すべての部門が1単位資金供給を増加させたときに、当該部門にどれだけの資金波及が発生するかをみる指標である。また資産影響力係数はある部門が1単位資金供給を増加させたときに、当該部門を含むすべての部門にどれだけの資金波及が及ぶかの指標である。これが資金需要側を始点としてみたのが負債感応度係数であり、すべての部門が資金需要を1単位増加させたときに、当該部門にどれほどの資金需要が及ぶかを示す指標である。

3.2 中国の資金循環構造分析

以上の各係数をつかって国内資金循環の構造に関する特徴などを解明しようとする。そのなかに、金融資産負債差額が資産・負債に関する感応度係数と影響力係数と同図形に示されたが、すべての部門として右側が金融資産負債差額対GDP比を示す軸となっている。

3.2.1 家計部門

まず家計部門の金融資産負債差額は図3-1に示すように、観測期間内で一貫してプラスであり、家計の本源的資金供給主体としての位置付けにはいささかの変化もみられない。1992年（16%）から2000年（8%）にかけての9年間に少々縮小が観察されているが、2000年以降その変動様子が相当に著しい。2005年以来、家計部門が不動産市場への膨大な資金運用

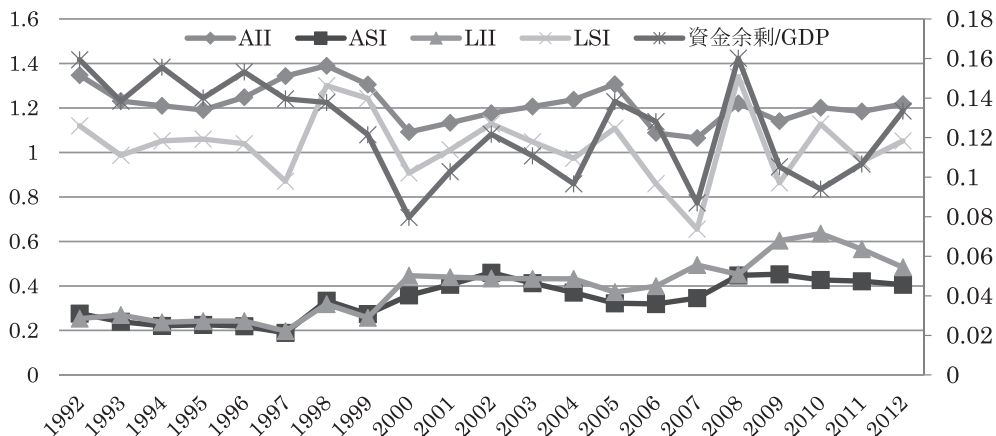


図3-1 家計部門の資金循環構造

することと、リーマンショックの影響で投機性投資の拡大により、金融資産超過率が変動させていくなかに2012年の13%に至ったが、その金融資産超過に関しての実態額が顕著に増加させた。辻村雅子（2004）が本源的な資金供給主体である家計に注目し、その資金波及に与えた影響と、資金循環構造の変化が資金波及に与えた影響にとらえており、結論からみると、家計部門の資金運用による他部門の資金循環構造への影響力が大きいことがわかった。つまり、図3-1に示しているように、家計部門の資金余剰が2007年の2.3万億元から2012年の7万億元へ増加し、経済改革の進展と伴い、家計部門の金融資産超過が経済発展の大きなエネルギーとなると同時に、社会経済を発展させる重要な要因の一つがみられる。

つぎには、家計部門に関する資金調達及び資金運用の状況を見る（図3-2、3-3）。家計部門が主に金融機関から資金調達しており、調達金額も増加する傾向がみられる。特に前世紀末に中国経済の高度成長期、金融体系の完備性及び金融緩和政策にわたり、2000年に最大の調達量となった。さらに過熱な不動産市場で融資活動によってその調達割合がスムーズになっているが、調達金額が徐々増加させており、2001年の0.5万億元から2009年の2.6万億元へ増

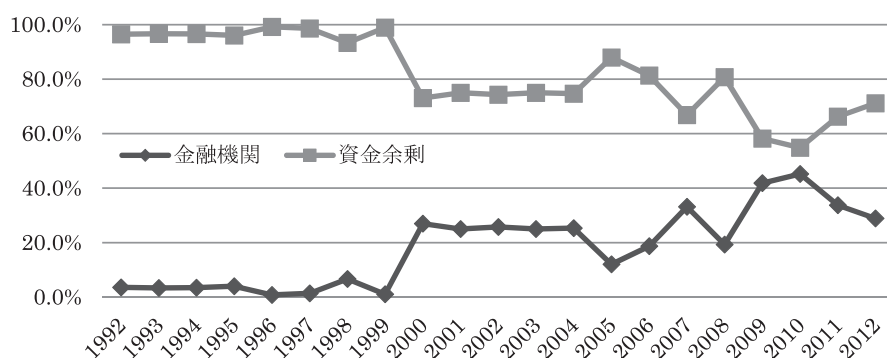


図3-2 家計部門の資金運用構図

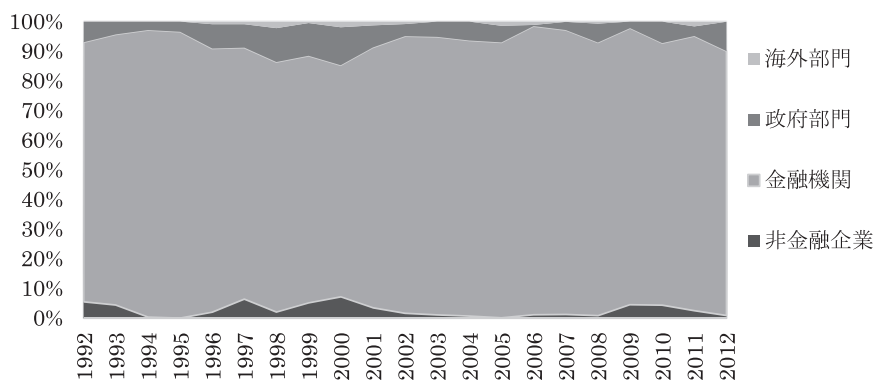


図3-3 家計部門の資金調達構図

加し、2010年の45%（3.2万億元）が最大となった。その後家計部門の資金調達割合と金額が何れも低下させることから、不動産市場への政府のマクロ政策の強化、銀行の不良貸出の拡大などの要因が考えられる。そして家計部門の資金運用に関しては、主に貯蓄の形式で金融機関へ流れており、不動産投資か投機性投資、企業部門への資金運用（2000年7.2%が最大である）などにも資金を流れていくが、その割合が小さくて、（80%－95%）という家計部門の高貯蓄率が反映される。

上述のように家計部門は金融資産超過であり、その負債影響力係数はかならずしも高くない（図3-1）。1992年から2012年までの21年間、おしなべて0.2から0.6の間を推移している。これとは対照的に家計部門の負債感応度係数は極めて大きく変動様子をとり、その変動範囲も0.7から1.4まで広範囲にわたっている。とくに1999、2008年前後にはいくつかの屈曲点が目につく。これらの年はいずれも外部からのショックをうけて景気下降への転向点にあたっており、資産超過部門の家計への依存度が景気拡大期には低下し、景気下降期には上昇することに対応している（辻村和佑，2004）。図3-1に2008年の家計部門の負債感応度係数が急に上昇しており、この傾向を反映している。つぎに資産影響力係数であるが、こちらは全観測期間を通じて1.0から1.4の前後を推移している（図3-1）。資産影響力係数の変動が間接的に家計部門の資金使用率に対応しており、期間ごとにも目立った変化はみられないが、その低下する傾向がもつ。これが金融市場での融資バブル（単位資金の利益率）と関連されることが考えられる。資産感応度係数は0.2から0.42へ達しており、ますます増加する傾向がみられる。これは高度経済成長期において、家計の不動産投資が資金の最終的な使途として存在感を増した結果と考えられる。ただし、経済全体のなかに家計部門の資産感応度係数が他部門間と比べものにならない。

3.2.2 企業部門

まず企業部門の金融資産負債差額と家計部門がミラー関係になっている。即ち家計部門の消費投資の増加が企業部門の資金需要の増加と対照しており、家計部門の消費投資低下によって、企業部門の資金不足が緩和される。1990年代以来、中国经济成長に企業主導型マネーフローが現れてきた。企業部門の固定資産投資に基づく大幅な資金不足を、銀行の金融仲介により、家計部門の資金余剰が埋める形をとり、投資拡張をテコに高度経済成長が実現した。そして企業部門資金不足率の変動をみると、経済循環の動きが読み取れる。1992年から1996年までに12.4%から16.8%までに上昇した。1997年アジア通貨危機以来、その資金不足幅が減少し、2007年の4.3%に達した。さらに2008年のリーマンショック以来、2012年の最大の資金不足額が4.4万億元あるが、その割合値が再び縮小された。これは、企業部門の資金不足を緩和される一方で、企業部門の資金需要の縮小を意味している。

つぎには、企業部門の資金調達状況を見る（図3-5）。企業部門は主に金融機関に通じて資

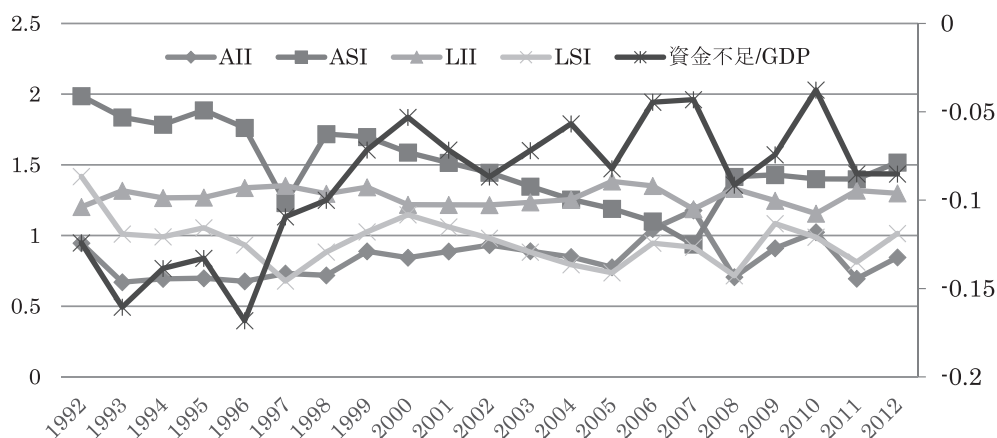


図3-4 非金融企業部門の資金循環構造

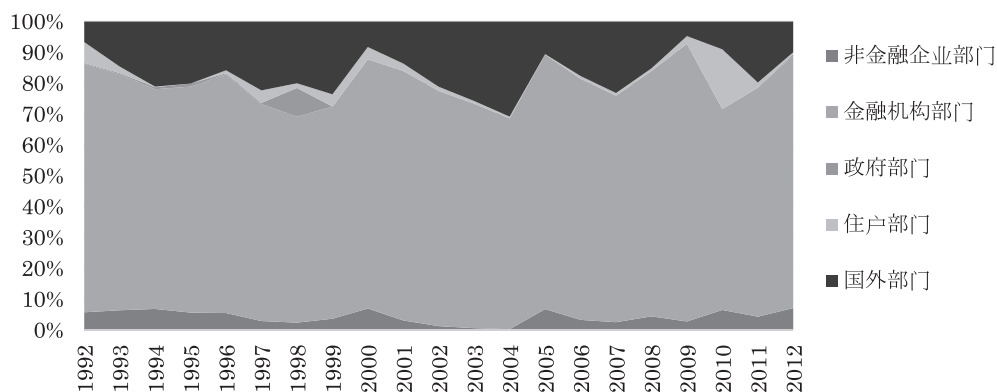


図3-5 非金融企業部門の資金調達構造

金調達をおこなっており、その割合が70%から90%に変動している。その資金調達手段について貸出金（60%）が最大であり、次は証券及び直接投資の僅かである。そして海外からの資金調達係数をみると、2007年以前には、増加する傾向がみられて、海外に中国の企業部門への景気度が高めにみられてその調達額が2007年の1.1万億元になった。逆に言えば、企業部門の国際融資の依存度が高くなっている傾向がある。もう一つ注目されたいのが企業間の信用状況であり、1992年から2012年までの21年間には企業間の資金貸出の割合が3%から7%までの僅かであるが、金額の伸びが顕著にみられ、1992年の50.7億元から2000年の0.14万億元へ、さらに2010年の1.7万億元へ増加された。2012年に1.04万億元へ減少したが、企業部門の資金調達総額を占める割合が最大となった。一つは中国の内需不足により、企業部門の過剰な生産力を引き起こして資金の使用率が低くなっている；もう一つは企業間の貸出の拡大により、その債務リスクも増加していくことが考えられる。

ここで企業部門の負債影響力係数をみると（図3-4）。おおむね1.2から1.4前後を上下しており、上述のように企業部門が常に資金不足部門であり、そもそも高くなっている。これも企業部門は資金調達部門の存在を証明される。この負債影響力係数と対をなすのが資産感応度係数である。前者が資金波及を借り手の立場からみるのに対して、後者では貸し手の立場からこれを見ることになる。資産感応度係数でみると（図3-4）、ほぼ高くなっているが、2007年以前に全体的な下降する傾向がみられ、1997年に一つの屈曲点が現れている。これが企業部門の2つの現状を表現している：一つは企業部門の資金調達の困難性を提示する。一つは企業部門の資金需要上の下落を提示する。つまり、中国の1990年代以来の経済改革の進展による経済発展を実現したが、現在にも経済景気の下降、国内需要の減少などの問題点も現れて、政策当局が経済構造の変革をもっと強化すべきである。そして金融市場からの企業部門の資金調達に関してはその困難性がまだ存在されており、例えば、民間貸出機関の不良債権及び資金不足性の共存問題、金融市場の運営に対する政府の過度な介入など、ここで金融市場の安全性、自由化などを実現するための政策運営が大切であり、さらに企業部門の安全な融資活動を保障する。

つぎに負債感応度であるが（図3-4）、0.6から1.4の広い範囲で変動している。1992年、2000年及び2009年に高係数が出て、これらの数年が経済・金融面で外部衝撃をうけ、積極的なマクロ政策による経済状況を回復していた段階である。このとき企業部門も経済全体の資金需要の敏感度が高まる。最後に資産影響力係数であるが（図3-4）、企業部門が資金不足部門として、資金供給の条件を満たせないため、資産影響力係数があまり高くないと考えられるが、実際に2007年、2008年を除き、おおむね0.6から1.0の範囲で動いており、1に近づいてもこれを超えることはないが、低い係数とも言えない。これは企業間の資金貸出を通じた資金運用が多くなったことが示している。

3.2.3 政府部門

政府部門も常に資金不足となっているが、他部門と比べて低いため、政策調整の水準向上が問われている（図3-6）。1992年から2004年の13年間、政府部門の資金不足率は、少しずつ上がっている傾向がある。これが1997年のアジア金融・通貨危機以後、国内市場の需要不足で、政府の公共投資の拡大を通じて、経済高成長を維持していくという政策意図が考えられる。中国の市場経済への進展が進まれ、家計、企業部門と比べて政府部門の資金運営シェアが徐々に低下されており、中国の市場経済へ転換される特徴でもある。経済の改革以来、実物経済面の不足性による高投資、高インフレの状態からだんだん過剰な生産状態へ変わっている。2007年のリーマンショックを受けた中国経済が国内需要不足、経済景気降下などを直面しており、政府部門が4万億元の政策方案を実施して、経済景気が回復させる政策乗数効果を発揮した。ただし、経済景気の回復中及び経済改革の進展中に2009年以降に政府部門の

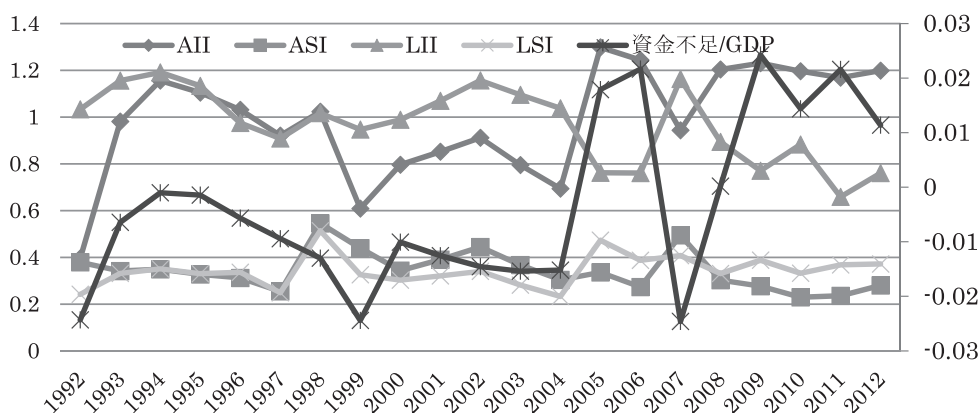


図3-6 政府部門の資金循環構造

資金余剰状態が形成しており、2009年の2.4%から2012年の1.1%へ推移していた。「政府部門の金融資産・負債の構造的な変化及び政府部門の資金不足率の変動は、経済高度成長における政府の経済景気に対する政策態度の変化を意味する」（張，2005）。この部分の経済政策面の考慮を提起する。

また、政府部門の資金調達面に政策的な変化がみえる。政府部門の資金調達手法は主に国債、保険準備金及び国内外貸金であり、その資金調達源は家計部門、金融部門となっており、観測期間内の推移様子も相反である。そして1997年（家計部門からの884億、金融機関からの759億元）と2008年前後（家計部門の0.4万億元、金融機関の0.16万億元）に、家計部門が金融機関を越えて最大の資金提供源となった。これが、何れの年が外部からの衝撃をうけていた年であり、一つは金融システムの脆弱性、金融制度完備の落下性などがみられる。もう一つは、政府部門が直接融資（主に国債）を通じて融資の規模が拡大されているなか、国債への資金運用が家計部門にとってその資金運用のシェアが大きくないが、家計部門が新たな投資主体となる傾向がみられる（図3-8）。つぎには政府部門の資金運用（図3-7）をみる。主に金融機関への資金運用が発生されており、投資金額の伸びが顕著にみられる。1992年の53億元から2012の2.4万億元へ増加した。そして投資手段も最初の貯蓄から証券、基金投資へ拡張されている。これが、政府部門において近年の資金余剰状態の形成要因を解釈する。そして政府部門が資金運用上の政策運営に対してもっと心筋に検討すべきである。即ち、経済構造の転換期とはいえ、政府部門が良好な債務状況を保障できたうえで、もっと人々に緊密な公共施設、社会保障への資金運用をメインにすべきである。

つぎに負債影響力係数の推移であるが（図3-6）、政府部門についてみると、観測期間内で係数が大きく波動性をもっており、1992-1996年、2000-2004年及び2007年に1を越えていた。これらの年が、経済全体のなかに政府部門が借り手として大きなプレゼンスを誇っていた

国内資金循環分析の展開に関する部門別金融構造の変動分析

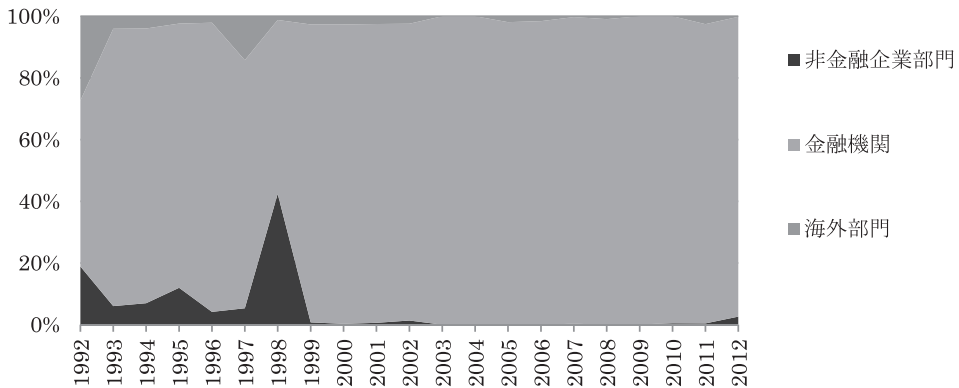


図3-7 政府部門の資金運用構図

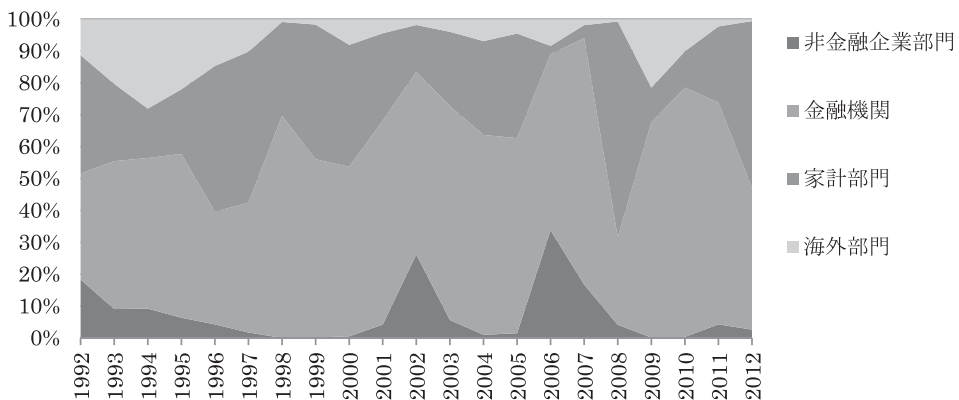


図3-8 政府部門の資金調達構図

ことが改めて確認される。ほかの年度に資金余剰状態と対応されて低係数となっている。この負債影響力と対をなす資産感応度係数をみると（図3-6）、21年間に0.2から0.5の間を推移している。この値が少なくとも企業部門よりかなり小さく、中国の資金循環のなかに政府部門への資金バイパスルートがもともと組み込まれていたわけではないことを示しているが、家計部門と同じく自らの資金運用の金額と方向が他部門からの影響されていないことが考えられる。

一方で資産影響力係数に目を転じれば（図3-6）、1999–2004年に1より小さい時期となり、これらの年があまり衝撃をうけず、高度成長期と呼ばれる時期である。近年には1ないしは1以上まで止まっており、政府部門の資金運用による他部門の将来行動への波及効果が大きな影響を与えることがみられて、経済の市場化に対応する政府の経済政策決定の意識更新と政策操作の水準向上が問われている。一方で0.2から0.5に低迷している政府部門の負債影響力係数（図3-6）は低い範囲で推移しており、家計、企業部門と違ってその資金再配分機能への期待がかならず小さくないことを裏付けている。

3.2.4 金融機関部門

金融部門はほぼ資金余剰部門（1995, 1999, 2005, 2010年を除く）であった（図3-9）。経済全体の仲介者としている金融部門は資金の調節におけるその役割を十分に果たしていないと考えられる。特に1998, 2008年に東アジア通貨危機とサブプライム危機の影響で、金融市場で大きな動きをもたらし、各部門の資金の流れに大きな変化をリードしている。そして資金調達総量の上昇様子も一目瞭然であり（図3-10）、特に20世紀以来、顕著に増加しているが、同様に世界市場からの衝撃を受け、各部門から資金調達額も大きく変動していた。

ここでは金融部門の資金調達係数の変動を重心としている。なぜなら、金融部門は最大の資金運用部門と資金調達部門である。または他の部門との直接的な金融を持つ部門であるからである。そして、90年代以来、東アジア金融危機や米国のリーマンショックなどが中国の金融市場に巨大な衝撃を送り、各経済主体の資金循環へ影響を与えてきたことも判明できた。

金融部門間の資金流れ（銀行間融資など）と家計部門からの資金調達は、（特に1997）高い割合で推移されている。この背後に中国の高貯蓄率、金融商品の多様化の不足性などがありこそ、金融部門における多くの資金余剰が形成された。ここで、市場金利の不安定性など

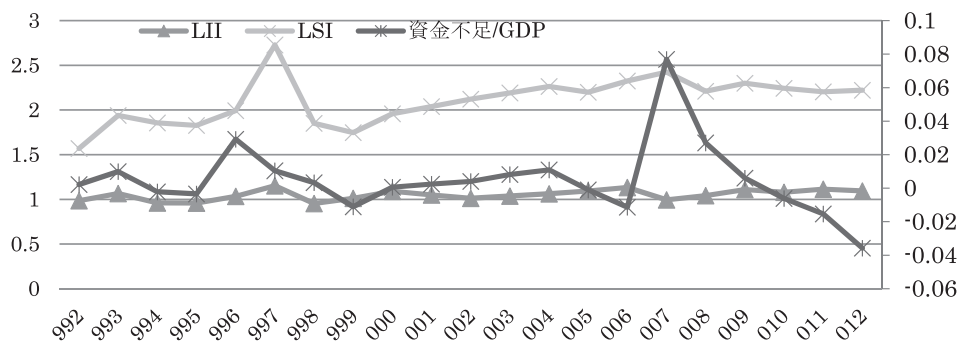


図3-9 金融機関の資金循環構造

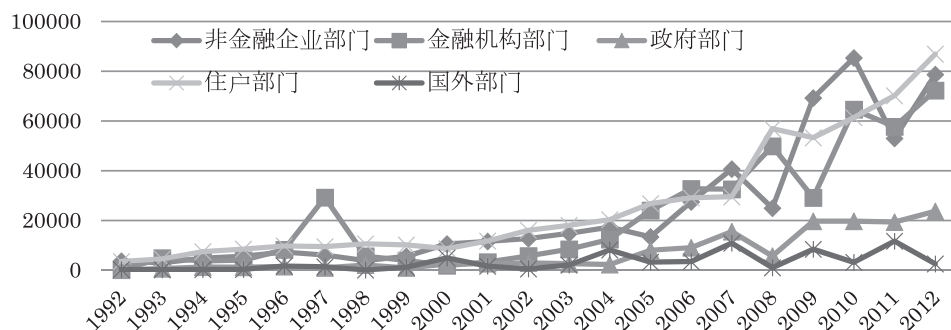


図3-10 金融機関の国内部門別からの資金調達（億元）

国内資金循環分析の展開に関する部門別金融構造の変動分析

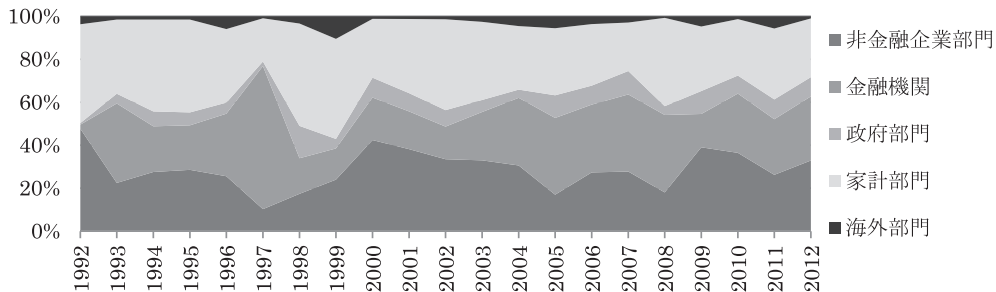


図3-11 金融機関の資金調達構図

で銀行間の金融取引が多く発生することによって資金調達や供給のバブルも拡大されている。企業部門の資金運用の方向は、経済成長の活力源であり、実体経済の発展を検討するための主な基準である。それは、多くの資金が企業から金融部門へ流れている場合、企業部門は悲観論と経済見通しに対する信頼の欠如を示している。図3-11によると、企業部門からの資金調達割合は1997年に最低になっている。1997年前後の東アジア通貨危機を利用し、前例のない中国経済の発展をもたらした。しかし、サブプライム危機以来、世界的な経済景気後退につながって、企業部門からの資金源の割合が大幅に“改善”されてきた。

1992年以来、海外部門と政府部門は、金融部門の資金源として常に小範囲で変動している。唯一に1998年の周りに東アジア通貨危機の影響により、“資産逃避”として両部門からの資金調達割合が増加していた。中国の金融規制、閉鎖的な国内市場による海外資金源を低い割合に導いた。また、政府部門の低シェアは良好な財務状態を示されており、その債務のレベルを制御することができる。そして、経済発展における新たなローカルの債務は、巨大な役割を果たした。さらに数々の優れた資産を形成し、良好な財務状態をもっと維持できると考えられる（中国金融安定報告、2012）。

中国は1992年－2012年の間に、投入係数行列 C に大きな変化がある。特に非金融企業部門と金融機構部門である。それは、中国が経済構造の移行期間（投資の拡張型から消費の拡張型へ）にあることを示している。つまり、金融規制システムの改善、金融市場改革の強化、金融商品の多様化及び金融部門における合理的な資源配分の最適化などの措置を実施し、経済発展をさせるための資金源と動力源を提供する。

図3-9からみると、中国の金融部門の負債感応度係数（ >1.5 ）が持続的にハイレベルにされている。特に1997年東アジア通貨危機と2007年のサブプライム危機のときにピーク（ >2.5 ）に達した。それは、金融部門は全経済主体の資金の仲介部門であり、他部門の資金不足か資金需要の増加により、金融部門へ高い影響力をもたらすことを示している。そして投資主体、金融商品の多様化不足性、市場金利の波動性などの要因で金融部門はつねに資金

余剰部門としている。資金の調節におけるその役割を十分に果たしていないと解釈したが、それも資金余剰につながる高資金提供の能力をもつと考えられる。金融部門の負債影響力係数の変動が比較的に滑らかである（約 1）。以外は1997年と2006年の周りに少々高トレンドが存在されている。金融部門は資金余剰部門としてその資金需要が負債の増加による波及効果は全経済主体の平均的なところである。これは裏を返せば景気が良いときはより収益率が高い株式などへ資金が流れるので銀行は資金を集めにくくなるが、不景気になると銀行預金の魅力であるということであろう。

3.3 国内部門別の資金循環構造の特徴

観測期間内で、中国の金融システムの脆弱性、金融制度完備の落下性などがみられる。外部の衝撃の下で各部門の資金循環構造が別々に大きく変動している。一つは各部門間の資金需給関係を反映する調達・運用係数の変動である。もう一つは資金需給の変動による各部門の資産・負債の波及効果の変化でもある。ただし中国の資金循環構造が大きく変動されたが、部門間の資金の需給関係及び依存関係はあまり変動されていない。それこそ、各部門間の資金循環上の生じてされている問題を見つける：家計部門は資金余剰部門として高貯蓄率をもっているが、近年でその直接投資率の割合が持続的に低下され、資金使用率が収益率も低下されている；非金融企業部門は資金調達難と資金需要不足の問題がある；政府部門は資金運用上での問題をもっており、高利益を追求して資金の余剰状態が現れる。言い換えれば、政府部門はマクロ経済政策の運営者及び調節者としてその機能を十分に尽くしていない；海外部門は中国の国内の資金余剰に対して資金不足部門であり、中国の経常収支、資本収支の両方黒字によって外貨準備の激増問題が生じられる。

金融機関の不良債権問題、家計部門の資金使用率の低下、政府部門の経済調整についての調整機能の不十分などの問題はあとを絶たない。このような実態に対して、個別に対処するのみでは限界があり、あらゆる問題が連鎖的に起きているという事実認識のもとに、中国の資金循環全体としての問題点、解決策を探らねばならない。辻村（2002）に「指摘されているように、個々の主体がミクロ的な視点で最適な行動をした結果、マクロの視点では重大な誤解をきたしている」という点がなかなか資産デフレの連関関係を捉える意味から、金融商品ごとを起点とした経済全体の資金の波及経路をみに見える形であきらかにすべきである。ただし、中国の金融商品分類は1992－2012年までに（18－29個）大幅に増加されたから、金融商品ごとに関する投入係数²⁾などの時系列を作成するのが困難であるという課題が残さ

2) 産業連関表における一つの係数である。即ち、生産物を 1 単位生産するのに必要な生産要素の投入量のこと、各産業が生産のために使用した原材料の投入割合のこと。資金循環表の場合では、制度部門は金融商品ごとにより、資金運用の割合を示したものという解釈もできる。

れている。

4. 中国部門別の資金循環構造に関する実証分析

前章では、90年代の東アジアの通貨危機や2007年末のアメリカからのリーマンショックを背景にして、1992–2012年の金融連関表による各制度部門別の各係数行列の時系列が作成されており、各部門間の資金調達の関係、中国の各部門間（家計、非金融企業、政府、金融機関）の資金循環構造の変動分析を定量的な構造の変化などをとらえられる。つまり、1992–2012年の中国の資金循環特徴、構造などを部門別で明らかにした。

4.1 部門別の代表係数とマクロ経済環境の代表説明変数

4.1.1 中国資金循環構造の特徴による部門別の代表係数

今、各部門の資金循環分析モデルを作成するために、中国資金循環の特徴を把握したうえで、以下のように各部門の資金循環モデルに最も適合している係数を選択する。

家計部門：家計部門の金融資産超過は実物面における貯蓄超過と表裏一体であり、家計の高貯蓄率が家計部門の大幅な貯蓄超過を招来し、中国経済発展の基礎となったことは疑いのない事実である。一方、近年で家計部門の直接投資率の割合が持続的に低下され、資金使用率か収益率も低下されていることも明らかにした。ここで、家計部門の資金循環特徴による資産影響力係数（HAI）と負債感応度係数（HLSI）を抽出し、家計部門に対する資金循環分析モデル（HouseHolds Flow of Funds Model: HFFM）を作成する。

非金融企業部門：つねに資金の不足部門であるが、近年には企業部門の資金不足の緩めとともに企業部門の資金需要の低下も示されている。そして企業間の貸出による債務危機あるいは資金バブルの拡大などの問題も直面的に考慮せざるを得ない。ここで、企業部門に対する資産感応度係数（CASI）と負債影響力係数（CLII）が選択され、企業部門の資金循環分析モデル（Corporation Flow of Funds Model: CFFM）を作成する。

政府部門：中国資金循環の全体構造の中に、政府部門に対する資金の運用方向及び数量が他の部門からの資金循環変動による衝撃の影響を受けておらず、政府部門の政策実行者としての役割を立たれていると判明された。そして政府部門は2009年からの資金余剰状態になり、その資金運用及び資金運用による経済全体への波及効果などに対する期待性をもっていると判断した。つまり政府部門の資産（GAII）・負債（GLII）の影響力係数を用いて政府部門の資金循環分析モデル（Government Flow of Funds Model: GFFM）を作成する。

金融部門：投資主体、金融商品の多様化不足性、市場金利の波動性などの要因で金融部門はつねに資金余剰部門としている。資金の調節におけるその役割を十分に果たしていないと

解釈したが、それも資金余剰につながる高資金提供の能力をもつと考えられる。そして金融部門は全経済主体の資金の仲介部門であり、他部門の資金不足か資金需要の増加により、金融部門へ高い影響力をもたらすことを示している。つまり、金融部門の負債感応度係数（FLSI）と負債影響力係数（FLII）が選択され、金融部門に対する資金循環分析モデル（Financial Flow of Funds Model: FFFM）を作成する。

4.1.2 資金循環分析モデルの説明変数

中国のマクロ経済環境の変化による中国部門別の資金循環への影響を反映するために、計量経済モデルを用いて実証分析用の計量モデルを構築する必要がある。それで、マクロ経済環境の変化と各部門の資金循環との長期的な動態関係を推測できる。データの適時性と統計的信頼性により、インフレ率（CPI）とドル対人民元の名目レート（REX）及び実質経済成長率（EG）はマクロ経済環境の変化を代表する説明変数として選択された。過去の経験によると、時系列データが利用される場合に、通常にその時系列の安定性の検定がおこなわれずに、モデル化されて変数間の因果関係や将来への予測を進んできた。ここで、非定常状態に従う被説明変数と説明変数の間では見せかけの回帰³⁾が生じやすいという警告は Granger and Newbold (1974) による論文で示した。

そして、1990年代以降に、中国の金融市場での開放化・自由化に進んでおり、つねに外部からの衝撃を受けている。そして、金融体制の健全性、金融規制の改善、積極的なマクロ経済政策などの措置が実施されている。現在に経済主体間の資金循環へ影響要素も複雑になってきた。つまり前項で選択された説明変数はそのような複雑な影響関係を代表できないと承知できるとはいえ、中国の統計整備の遅れで、多くの優れた統計データが編制されるについて21世紀は出発点である。例えば、不動産景気係数、企業景気係数、購買担当者景気係数⁴⁾などがある。そこは、長期共和分モデルにトレンド項をいれ、本稿で提示された説明変数以外の外界・内部市場で生じた総合的な長期の影響関係を代表する。

4.2 部門別の資金循環分析モデル

定量分析などで利用された時系列データの定常性を検定せずに資金循環モデルを作成したことについて課題も残されているとはいえ、本項ではまず、各変数の単位根検定を行い、その各変数に対する和分の次数を決定する。次に共和分検定を行い、変数間に誤差修正モデル

3) Granger and Newbold (1974) によると、 Y 、 X ともに $I(1)$ であり、 Y と X は独立であるとき、モデルを $Y = \alpha + \beta X + \mu$ と定式化した場合、本来は $\beta = 0$ が正しいにもかかわらず、①高い R^2 、②低い DW が得られ、③ $H_0: \beta = 0$ の通常の t 検定は H_0 を棄却することが多く、見せかけの回帰をもたらしやすい、という点である。

4) 製造業やサービス業の購買担当者を対象にアンケート調査や聞き取りなどを行い、新規受注・生産高・受注残・価格・雇用・購買数量などの係数に一定のウェイトを掛けて算出する係数のことをいう。

が存在する可能性を判断する。従来の経験や判断標準を参考して各部門の資金循環はマクロ経済環境との長期関係を含む誤差修正モデルの形式を特定する。

4.2.1 単位根検定

表4-1は各変数について単位根検定の結果を示している。ここでは ADF テストという検定方法を用い、変数の定常性を検定した。蓑谷（1999）によると、つねに3つの単位根検定モデル⁵⁾が使用されている。その上で、どれが使用されるかについての明確な選択基準が提供されていない。表によると、定数項を入れている検定モデルから CLII, FLSI, FLII, GAII, HAII, HLSI はいずれも5%の有意水準で統計的に有意であり、定常性を持つ時系列であると判断できた。あるいは LSI, LII 及び CPI は定常性をもつとみられる。しかし、CPI, ER,

表4-1 各変数の単位根検定の結果 (Eviews9. による作成)

	定数項, トレ ンド項なし		定数項あり, トレンド項		定数項, トレ ンド項あり	
変数	Prob.	Lag	Prob.	Lag	Prob.	Lag
CASI	0.3229	0	0.155	0	0.3725	0
CLII	0.6616	2	0.0083	4	0.0118	4
CPI	0.9987	0	0.0824	4	0.1723	3
EG	0.1595	0	0.3012	0	0.6303	0
REX	0.4891	1	0.0946	0	0.1129	0
FLII	0.6982	0	0.0228	0	0.0374	0
FLSI	0.8235	2	0.0123	0	0.0115	0
GAII	0.6867	0	0.0116	0	0.0378	0
GLII	0.171	4	0.1948	0	0.0519	0
HAII	0.492	0	0.0418	0	0.07	4
HLSI	0.6115	2	0.0001	0	0.0005	0
一階差分	Prob.	Lag	Prob.	Lag	Prob.	Lag
D (CASI)	0	0	0.0003	0	0.0089	1
D (CLII)	0.0004	4	0.009	4	0.0033	1
D (CPI)	0.0881	2	0.3024	2	0.0064	0
D (EG)	0.0011	0	0.014	0	0.0601	0
D (REX)	0.0007	0	0.0126	0	0.0064	0
D (FLII)	0	0	0.0002	0	0.0013	0
D (FLSI)	0	1	0.0004	1	0.0018	1
D (GAII)	0	1	0.0006	1	0.0038	1
D (GLII)	0	1	0.0082	3	0.0362	3
D (HAII)	0.0001	0	0.0063	4	0.0138	0
D (HLSI)	0	1	0.0001	1	0.0008	1

5) それぞれのモデルは以下のように定式化している。① $\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$, ② $\Delta X_t = c + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$,
③ $\Delta X_t = c + \alpha t + \delta X_{t-1} + \varepsilon_t$

EG, GLII, CASI は定数項、トレンド項を入れても、統計的な有意性ではなく、つねに定常性をもたないと考えられる。そこでそれぞれの変数はい一階差分を取ってから、すべて 5 % の有意水準で統計的信頼度をもつと判断できている。つまり、CPI, ER, EG, GLII, CASI の和分の次数は 1 であり、 $I(1)$ という非定常過程をもつ時系列である。

4.2.2 共和分関係検定

共和分モデルの成立に必要な条件において、①被説明変数の和分の次数は、説明変数の和分の最大の次数を超えることはできない。②被説明変数の和分の次数が説明変数の和分の最大の次数より低いとき、この最大の和分の次数と同じ次数をもつ説明変数は少なくとも二つではなければならない、というとき共和分関係が存在する可能性がある」と蓑谷（1999）は提示した。本稿では、マクロ経済環境と中国の部門別の資金循環との長期影響を分析するという目的であり、前項の単位根検定の結果により、本稿で利用された変数間には以上の二つの条件を満たされた。

また、共和分検定に関しては、今回の時系列が短くて (Obs: 21)、ここでは共和分検定のためのモデルに変数を増加させることを避ける方針に従い、以下の共和分検定モデルを作成した。つまり、共和分関係モデル (CE) に定数項とトレンド項を入れ、VEC モデルに定数項とトレンド項をもたず、その各部門別の共和分検定モデルは以下ようになる。

$$\Delta Y_t = A(B'X_{t-1} - Y_{t-1} - @Trend) + \Gamma_{1i}\Delta Y_{t-1} + \Gamma_{mi}\Delta X_{t-1} + e_t \quad (14)$$

表4-2は式(14)を用い、Johansen and Juselius によるトレーステストを行って、5 % 有意水準で判断した場合の結果である。共和分関係の検定結果は複雑である：家計部門に関する変数の組合せでは共和分関係が 1 本また 2 本あるという検定結果となって、企業、政府、金融部門の場合には共和分関係が 1 本、2 本または 3 本あるという検定結果となった。本研究ではこの結果を受けて、部門別の変数の組合せに関して誤差修正モデルを作成し長期的関係（部門別 FFM）について推計を行うことにする。

4.2.3 中国部門別の資金循環モデル (Flow of Funds Model: FFM) の定式化

本稿では中国の資金循環構造はマクロ経済環境の変化により、どのように反応されているかを中心としているが、その長期的な変動規律をとらえるためでもある。上記の結果によると、共和分関係の存在する可能性の個数が共和分関係を知らせるが、部門別のモデルに五つの変数を持ち、これらのモデルを長期均衡式として、この均衡への短期的な調整過程を定式化したモデルである誤差修正モデル (Error Correction Model: ECM) を推定する。具体的な VECM 定式化についてはまだ検討する必要がある。それこそが ECM に関する最も困難な課題である。

ここでは、家計部門を例にしての形式を決める。まず、共和分検定の結果によって 5 変数

表4-2 共和分検定の結果 (Eviews9. による作成)

トレース統計量検定				
家計部門：(HAI, HLSI, CPI, EG, ER)				
帰無仮説	固有値	検定統計量	臨界値	Prob.
ランク = 0	0.99975	247.7924	88.8038	0
ランク ≤ 1	0.944964	90.18588	63.8761	0.0001
ランク ≤ 2	0.583287	35.09037	42.91525	0.2414
ランク ≤ 3	0.426298	18.4586	25.87211	0.3139
ランク ≤ 4	0.340227	7.901325	12.51798	0.2598
企業部門：(CASI, CLII, CPI, EG, ER)				
帰無仮説	固有値	検定統計量	臨界値	Prob.
ランク = 0	0.998984	229.2616	88.8038	0
ランク ≤ 1	0.898504	98.32493	63.8761	0
ランク ≤ 2	0.764252	54.85795	42.91525	0.0022
ランク ≤ 3	0.630059	27.40309	25.87211	0.032
ランク ≤ 4	0.361003	8.509256	12.51798	0.2129
政府部門：(GSII, GLII, CPI, EG, ER)				
帰無仮説	固有値	検定統計量	臨界値	Prob.
ランク = 0	0.995546	214.8349	88.8038	0
ランク ≤ 1	0.944599	111.9677	63.8761	0
ランク ≤ 2	0.770493	56.99779	42.91525	0.0011
ランク ≤ 3	0.583808	29.03314	25.87211	0.0195
ランク ≤ 4	0.478711	12.37757	12.51798	0.0528
金融部門：(FLSI, FLII, CPI, EG, ER)				
帰無仮説	固有値	検定統計量	臨界値	Prob.
ランク = 0	0.998898	230.0449	88.8038	0
ランク ≤ 1	0.851654	100.6447	63.8761	0
ランク ≤ 2	0.777469	64.38871	42.91525	0.0001
ランク ≤ 3	0.744692	35.83763	25.87211	0.0021
ランク ≤ 4	0.406017	9.897184	12.51798	0.1319

で2個以上の共和分があるとわかっている。そして共和分検定モデル式(14)を用いて家計部門の資産影響力 HAI, 負債感応度係数 HLSI の関する長期的な場合のモデルが次のように特定される。

$$CE, h1_t = b_1 HAI_t + b_2 EG_t + b_3 ER_t + b_4 CPI_t + b_5 @Trend + C \quad (15)$$

$$CE, h2_t = b'_1 HLSI_t + b'_2 EG_t + b'_3 ER_t + b'_4 CPI_t + b'_5 @Trend + C \quad (16)$$

実証分析でこれまでよく用いられてきた部分調整モデルの構想から、この誤差修正モデル

を推定する。

$$Y_t - Y_{t-1} = \lambda(Y_t^* - Y_{t-1}) \quad (17)$$

長期的均衡：

$$Y_t^* = CE, h1 + CE, h2 = b_1 HAI_t + b_1' HLSI_t + a_2 EG_t + a_3 ER_t + a_4 CPI_t + a_5 @Trend + c$$

ここで、 $a = b + b'$ になる。

そして $CE, h1_t = \Delta CE, h1 + CE, h1_{t-1}$ 、 $CE, h2_t = \Delta CE, h2 + CE, h2_{t-1}$ であるから、

$$\begin{aligned} \Delta Y_{h,t} = & -\lambda CE, h1_{t-1} - \lambda' CE, h2_{t-1} + f_1 \Delta HAI_{t-1} + f_2 \Delta HLSI_{t-1} \\ & + f_3 \Delta EG_{t-1} + f_4 \Delta ER_{t-1} + f_5 \Delta CPI_{t-1} + e_{1t} \end{aligned} \quad (18)$$

ここで、 $f = \lambda \times b + \lambda' \times b'$ となる。

以上は、家計部門の資金循環分析モデル HFFM を定式化して、他の部門も同様な形式でモデル化をする。そして最終的な誤差修正モデルが決定される論理的、厳密的な判断標準が提示されてないが、福重元嗣（2002）は AIC、SC 統計量により、構造変化をもつ VECM を選択した。松浦克己と張艶（2007）はグレンジャー因果検定を基にして SC 基準統計量によってモデルを選択した。筆者（2014）は AIC 統計量により、ラグの長さ及びモデル形式を決めた。本稿では、主要変数 ΔY が五つであり、可能な誤差修正モデルも五つ存在する。Eviews7 により、部門別に関する五つのモデルを計算してみた。そして各調整係数の t 統計量、修正決定係数、AIC、SC 統計量の値によって、中国部門別の資金循環モデルを選出した。次節はそれぞれの資金循環モデルの推計結果を用いて、マクロ経済環境変動の中に中国資金循環の変動を国内部門別で検討する。

4.3 中国部門別の資金循環への影響分析

4.3.1 部門別 FFM の評価

本稿では、情報量基準を用いてモデル選択を行う。長期の関係において式(15)(16)の制約も検討の対象として情報基準量からみて最適なモデルを選択した。モデルの推計方法は非線形の制約を含んだ最小二乗法で、情報量基準としては AIC、SC を用いた。

それらの推計結果について求めると、以下のとおりになる。

- ・共和分検定の結果により、本来はいくつかの共和分関係をもつと判断した。本文の研究目的において、情報量基準を基にし、決定係数、AIC、SC 統計量を用いて、ラグ 1 をもつ最適なモデルを選択した。
- ・選択されたモデルの推計結果によると、決定係数が非常に高い（ほぼ90%以上）。診断的な統計量（ t 統計量、分散不均一性：LM-Hetero；誤差項の正規性：Jaqu-Bera）どれ

も有意である。

- ・ ECM モデルの結果をみて長期の関係を代表するパラメータがほぼ統計的な有意性をもつ。ところが、VEC モデルの短期の関係を示すラグ・パターンは、Hatanaka and Wallace (1980) 指摘もあるように、ラグの長さに依存し、多重共線性の影響を受けやすく、一般的に不安定であると判断した。
- ・ 今回のモデルの作成に関する変数の調整上の柔軟性を基準として、後術でも提起される対ドル名目レート REX が今回の FFM の被説明変数とされる。なぜなら、部門別の資金循環代表変数といい、実質経済成長率&インフレ率といい、相対的に結果的な指標という既存性をもつためである。

4.3.2 中国の経済発展の代表説明変数別の推計結果

表4-3をみると、マクロ経済発展の環境において、インフレ率（CPI）、経済成長率（EG）、為替レート（REX）及び総合的な要因による中国部門別の資金循環分析モデルの係数に変化

表4-3 中国部門別の資金循環分析モデル（FFM）の推計結果（Eviews9. による作成）

変数	HAI	<i>t</i> -統計量	HLSI	<i>t</i> -統計量	Adj. R ²	AIC	SC
CPI	0.03	0.98	-0.02	-1.73	0.89	1.62	2.02
REX	-1.28	-17.34	-0.26	-12.98			
EG	-0.22	-2.74	0.004	0.19			
トレンド項	0.48	23.82	0.11	19.72			
調整係数	1.28	4.71	-3.56	-2.99			
変数	CASI	<i>t</i> -統計量	CLII	<i>t</i> -統計量	Adj. R ²	AIC	SC
CPI	-0.05	-15.11	0.03	5.67	0.91	1.46	1.85
REX	0.02	3.00	-0.19	-19.35			
EG	0.14	16.53	-0.06	-5.71			
トレンド項	0.01	2.56	0.06	22.76			
調整係数	-0.05	-0.03	3.63	5.16			
変数	FLII	<i>t</i> -統計量	FLSI	<i>t</i> -統計量	Adj. R ²	AIC	SC
CPI	0.17	5.97	0.67	5.56	0.95	0.74	1.14
REX	-0.31	-4.76	-0.71	-2.57			
EG	-0.25	-3.61	-0.96	-3.28			
トレンド項	-0.04	-2.05	-0.33	-4.56			
調整係数	5.64	14.72	-1.35	-16.21			
変数	GAII	<i>t</i> -統計量	GLII	<i>t</i> -統計量	Adj. R ²	AIC	SC
CPI	0.03	7.37	0.05	3.12	0.94	1.08	1.48
REX	-0.21	-26.89	0.23	6.27			
EG	-0.09	-10.09	-0.05	-1.26			
トレンド項	0.02	7.90	-0.12	-10.24			
調整係数	2.72	6.05	-0.76	-4.15			

がみられる。そして部門内の両係数の係数が大きさや符号などの相違をもつが、四つの部門間も違っている。中国の資金循環が経済発展の状況や特徴に応じて長期的な依存関係をもっているという推計結果を得た。

まず、誤差修正項については、非金融企業の CASI に関する共和分関係を除き、 t 統計量による信頼度が高くて、あるいは REX に対する調整係数が有意性をもっているという結果が得た。ただし各調整係数の大きさが統一ではなくて、その中に、金融機関の FLII が一番大きくて (5.64)、REX の変動に対する最も敏感であり、長期の均衡状態へ至るまで 2 ヶ月前後が必要である。または、政府部門の GLII が一番小さくて (-0.76)、あるいは REX に対する政策運営上の効果が顕著ではなくて、その調整機関が 16 ヶ月前後である。

インフレ率 CPI による各長期的影響係数については、家計部門の HAI を除くすべての係数が 5 % の有意水準を通して信頼性をもっている。HLSI と CASI がプラスの符号であるが、他係数とマイナスの影響関係を与えている。そして CPI が 1 単位上昇した場合に FLSI (金融機関の負債感応度係数) の 0.67 単位が低下させる傾向が一番大きくて、HLSI、(家計部門の負債感応度係数) の 0.02 単位が増加させる反応が最も低いことがみられる。

為替レート REX による各共和分関係については、すべての係数が 1 % の有意水準を通して信頼性をもっている。長期的な視点でみると、家計部門、金融機関へのプラスの影響を与えているが、政府部門、企業部門とプラス、マイナスの両関係をもっているという結果を得た。そして ER が 1 単位上昇されたときに HAI (家計部門の資産影響力係数) の 1.28 単位が増加させる傾向が最も大きくて、CASI (企業部門の資産感応度係数) の 0.02 が降下させる傾向が最も低かったとみられる。

実質経済成長率 EG による共和分関係については、HAI と GAI 係数を除き、すべての推計された係数が 1 % の有意水準をもつという結果になっている。CASI (企業部門の資産感応度係数) が少し降下させる傾向をみられるが、以外には増加させる傾向をもっている。そして EG 成長率が 1 % 増加したときには、GLI (政府部門の負債影響力) の 0.06 % が増加させる傾向が最も小さくて、FLSI (金融部門の負債感応度) の 0.96 % が増加させる傾向が一番大きかったとみられる。

トレンド項の推計結果については、すべての係数が有意性をもっている。各係数の長期的変動をみると、金融機関と政府部門の GLI がプラスの結果となったが、他のすべてがマイナスの長期変動となった。そして家計部門の HAI の -0.48 の降下傾向が一番大きくて、政府部門の GAI の -0.02 の降下傾向が最も低かった。

4.3.3 中国の国内資金循環への長期的影響分析

部門別の資金循環モデル FOFM の推計結果によれば、以下の特徴をまとめられる：

長期的な視点からみれば、中国の（金融機関を除く）部門別の資金循環を反映する各係数

がほぼ少々低下させる傾向がみられる。詳しく言えば、資金余剰部門としての資産影響力か負債感応度といい、資金不足部門としての負債影響力か資産感応度といい、いずれも低下する傾向がみられる。家計部門が膨大な資金余剰をもつとはいえるが、資金不足部門の資金調達に段々難しくなっている一方、国内の金融調達の効率性を提起する。

中国では、急速な経済成長から円滑な発展に移行されており、2007までに社会全体の経済成長を刺激するために、主役として固定資産投資等が活躍された（松浦&張艶，2007）。こうした中国の経済成長の背後には前提条件として大規模な資金需要と資金運用であった。実質経済成長率による金融機関、政府部門、家計部門、非金融企業部門の負債影響力係数などが少々増加する傾向をもつと考えれば、経済景気循環の中に、中国の資金循環への長期的なプラスの影響関係を与えており、金融市場（貸出と証券など）での活発性をも及んできた。ただし、最大の資金余剰をもつ家計部門における負債感応度（顕著性が低い）、最大の資産不足である企業部門における資産感応度がマイナスの影響結果になっている。これは、中国の資金循環による資金調達・運用の効率性を再び提起したが、その資金運用に関するリスク性の回避をも提示されている。例えば、不良債権問題、金融バブルの拡大などについての金融制度の改革は遅れてきたことを示唆する。

インフレについては、政策の実行者としての政府部門の資産・負債影響力と資金循環構造の仲介とする金融機関の負債影響力・感応度係数にマイナスの影響をもたらしており、政府部門の経済・金融政策運営に対しての重大な圧力になっている。他の部門への正の影響関係を与えているというのは、インフレの拡大による各部門の資金循環の特徴がもっと反映されているが、それなりの資金運用・調達による金融バブルも膨らんでいる恐れがあると考えられる。

前世紀の90年代後半以来に、人民元高への圧力などの襲来の下で、人民元高は金融部門のFLSI、FLIIへの影響について、それぞれが増加させるが、現在の中国の経済状況や経済構造と結び付けてみると、その資金の需要と供給能力の拡大されることによって、金融部門における資金供給の拡大に対する投資バブルも拡大されてしまうと考えられる。または、資金不足である非金融企業の資金循環を反映する両係数の推計結果からみると、CLII（負債影響力係数）がプラスの結果と、CASI（資産感応度係数）がマイナスの結果となった。これは、今まで国内の金融運営の不効率性をもつままで、人民元高による外貨流入を喚起し、国内企業の資金不足を補足するパターンが形成した。資金余剰をもつ家計部門と近年の政府部門のGAIIにプラスの影響を与える。これは、人民元高は国際収支バランスに影響を与えるだけでなく、資金の流出と外貨準備の減価償却費にもつながっており、国内の資金不足性を引き起こす。特に家計部門を資金源として他経済主体の資金需要に対応する供給能力も強化させている。

5. まとめと政策提言

本稿では、先行の資金循環分析の理論枠組みを用い、されなる試みであった。まず主としての制度部門に焦点をあてて、1992–2012年のわが国の資金循環を概観してきた。そして部門間の金融連関表を通じて、レオンティエフ逆行列の各係数の時系列データを識別したうえで、定常性問題を避けるため、各部門の資金循環構造に対する誤差修正モデル（ECM）を洗練された。それで、マクロ経済環境が変化されていく中に、中国部門別の資金循環様子がどのように対応していくかについて実証分析を行った。

ここまで主としての制度部門に焦点をあてて、1992–2012年のわが国の資金循環を概観してきた。資金循環分析における代表的なマクロ指標としては、資金波及係数がまず整理しておく。資金波及係数は金融連関表のレオンティエフ逆行列係数の総和を部門数で割った値で、負債アプローチ（負債波及係数）と資産アプローチ（資産波及係数）の双方について求めることができる。波及係数が大きいほど、同じ1単位の資金需要（供給）の乗数効果が大きいことを示しており、これは資金量の多寡に関わらず、各主体のポートフォリオに依存した値となっている。したがって資金波及係数は本節の分析のように長期時系列資料をもちいて、一国の資金循環構造の変転の年を追って分析する際には最も有用な指標となる。

まず、残されている課題をいう。産業技術仮定の下で、金融連関表のレオンティエフ逆行列を用いるための仮説が、つまり投入係数が一定であることに關しては、貝多广、骆峰（2006）は産業革命か技術革命による大規模な経済体制がおこる場合にその仮説が失敗を引き起こすと論じてきた。金融連関表を編制したときに得られた投入係数は定常性時系列であり、それを基準として予測的に推計されてきた結果は信頼度をもつと考えられる。ただし、本章ではレオンティエフ逆行列と FFM によるわが国資金循環構造の分析を行ってきたが、分析モデル及び係数などがすべて制度部門と一連のみであり、実際には、資金の流れが金融商品ごととの直接結びついていることが十分に考えられる。この点に関しては今後の研究を続けねばならないだろう。

本稿の FFM に関する短期的な影響について分析されておらず、それは誤差修正モデル（VECM）における短期的な推計結果は不安定である。なぜなら、短期の不均衡を含む現実への接近は、観測データのこの一時的な構造を反映した短期の動学的調整モデルによって可能となるからである。したがって、VECM モデルを用いると、多重共線性が起きやすく、短期的な係数は不安定になるという課題も残されているが、養谷（2007）は多重共線性の原因が変数の不充足性が変数間の影響関係の不明性などを含まれており、同時方程式の構想を用いて VECM を立て直すことがその解決方法の一種となることを提示した。この部分も今後

の課題に入る。

本章で中国資金循環上の問題点を明らかにしたが、それなりの政策提言を言っておく：

政策当局にとっては、まず経済構造の改革に大きな努力をする必要がある。投資による経済の成長モデルは低質的な経済成長をもたらし、これに対して資金利用効率の低下などから読み取れる。そのため、国内の需要や人々の消費水準を高めることを基にし、産業構造の最適化、技術革新の強化及び「数量勝負」という経営戦略の弱めなどへ努力する。

金融市場での資金循環構造を調整する。中国では国内資金不足問題が本来に存在しないが、企業の資金不足と企業間の資金やり取りなどが多くおきている。そのため、穏やかな金融規制の下で、政府から直接に金融市場への介入を最小限に抑え、徐々に資源に対する政府の調節権利を弱めており、金融市場はもっと自由化、市場化に進められる。そして金融商品の多元化を促進する。低コスト、優れる社債などを開発することにより、家計部門、海外部門などの資金使用効率を高め、資金運用リスクも分散でき、さらに家計部門の市場参加の度合いも高められる。

政府部門の資金運用について、もって慎重に行う。マクロ経済の調節因子として、近年に資金運用上の問題が出ており、公共支出や社会福祉の支払いを犠牲にして高収益の債券投資を追求していた。そのため、経済構造の改革の時期こそ、政府部門の資金運用に対し、優れる債務状況を確保しながら、所得配分構造の改善と人々の収入の増加などに焦点を与えるという重要なポイントになる。

最後、中国の資金循環統計はこの数十年間に多大な努力を払い、93,2008SNA の概念マニュアルに基づいた中国の資金循環統計を一応作り上げたとはいえ、公表されている統計は1992-2012年だけであり、統計範囲もフロー編のみに止まっている。そして、金融部門の詳細化も進んでおらず（日本は24個のサブ金融機構をもつ）、統計改善・拡充の作業がかなり残されているであろう。

参 考 文 献

- [1] John C. Dawson, 「THE ASIAN CRISIS AND FLOW-OF-FUNDS ANALYSIS」, Review of Income and Wealth, Series 50, No 2, 2004.7
- [2] Kim, J.-R. (2003). The stock return-inflation puzzle and the asymmetric causality in stock returns, inflation and real activity. *Economics Letters* 80, 155-160.
- [3] Stone Richard (1966). The Social Accounts form a Consumer's Point of View. *Review of Income and Wealth* 12(1), pp. 1-33.
- [4] 張 南, 『国際資金循環分析の理論と展開』 ミネルヴァ書庫, 2005.
- [5] 張 南, 「国際資金循環の理論モデルと応用——中国の対外資金循環を中心とする計量分析の試み——」 『経済科学研究』第10巻第1号, 2006年, pp. 33-51.
- [6] 辻村和佑, 『資金循環分析——基礎技法と政策評価』 慶応義塾大学出版社, 2002.
- [7] 辻村和佑・辻村雅子, 『国際資金循環分析基礎技法と応用実例』 慶応義塾大学出版社, 2002, pp. 3-188.

- [8] 松浦克己・コリンマツケジー,『Eviews による計量経済分析』東洋経済, 2012年, pp. 319–348.
- [9] 蓑谷千麻彦,『計量経済学』多賀出版, 1999.7, pp. 156–202.
- [10] 蓑谷千麻彦・牧 厚志,『応用計量経済学ハンドブック』朝倉書店, 2010, pp. 601–630.
- [11] 貝 多広・骆 峰,「資金流量分析方法的发展和应用」『经济研究』, 2006, No 2, pp. 94–105.
- [12] 劉 瑞興,「国際資金循環と金融安全性に関する研究」『修大論叢』第36号, 2014, pp. 21–48.
- [13] 劉 瑞興,「部門間資金循環に関する各係数の編制と応用」『China Economic Statistics Quarterly』, 第5期, 2015.12, pp. 33–44.
- [14] 劉 瑞興,「金融压力对中国实体经济冲击性研究」『Journal of Quantitative & Technical Economics』, Vol. 32, No. 6. 2015.6, pp. 147–159.

Abstract

Sectoral Financial Structure Analysis on the Development of the Domestic Flow of Funds Analysis

Liu Ruixing

This paper is a development of the Financial Input-Output or Leontief Inverse matrix analysis, it is mainly divided into two parts. Firstly, it is the liquidity preference between the domestic sectors and a structural analysis of Sectoral flow of funds. Secondly, it is the empirical analysis of Sectoral flow of funds structural variation among the macro-economic environment by VECM. And then, the feature, variation and problems on the Domestic Flow of Funds of China. Lastly, also performs Policy Re commendations.

Keywords: Financial In-Output (Leontief Inverse matrix) analysis, Domestic Flow of Funds Structure, Error Correction Model