

一般社団法人 大阪銀行協会

# 大銀協フォーラム 研究助成論文集

第20号

平成28年2月

平成26年度研究助成

## 優秀賞

「銀行の投資信託販売と投資家の行動バイアス」

甲南大学経営学部

大塚晴之

甲南大学大学院社会科学研究所

上地明德

## 特別賞

「金融政策における為替レートへの波及効果の比較検証」

中京大学経済学部

(神戸大学大学院経済学研究科研究員)

英 邦広

## 特別賞

「マイナス金利に関する経済分析」

近畿大学経済学部

星河武志

## 特別賞

「我が国企業の負債構成とその決定要因

- 金融危機に着目した定量分析 -」

近畿大学経営学部

中岡孝剛

## 奨励賞

「国際金融ネットワークを通じた対外与信の増幅

効果の検証」

山口大学経済学部

山本周吾

一般社団法人 大阪銀行協会 調査部

# マイナス金利に関する経済分析

近畿大学 経済学部  
星河武志

## 目次

マイナス金利に関する経済分析.....	1
第1節 はじめに.....	1
第2節 なぜマイナス金利が発生するのか？.....	2
2.1 マイナス金利の発生要因.....	2
2.2 円転コスト.....	3
第3節 経済モデルにおけるマイナス金利.....	6
3.1 ゲゼル貨幣.....	6
3.2 金利のシャドー・レート.....	7
第4節 キャピタル・ゲインによるマイナス金利の債券への需要.....	9
第5節 マイナス金利の問題点.....	11
第6節 まとめ.....	12
参考文献.....	12

## 第1節 はじめに<sup>1</sup>

本稿では、マイナス金利はどのようなときに発生するのか、また、どのような影響を与えるのかを考察する。金利にはゼロの下限が存在すると考えられるが、最近ではマイナス金利の話題を目にすることが増えている。2014年6月、欧州中央銀行(ECB)は政策金利および貸出金利の引き下げに伴って、預金ファシリティー金利を-0.10%まで引き下げた<sup>2</sup>。それ以前においてもデンマークおよびスウェーデンの中央銀行であるリクス・バンクがマイナス金利を実施している(西本・川野, 2013)。我が国の国債の流通市場においてもマイナス金利が発生し、さらに入札においてもマイナス金利が発生している。財務省によると、平成26年10月23日の国庫短期証券(第489回)の入札結果、平均落札利回りが-0.0037%となり、初めてマイナスとなった<sup>3</sup>。国庫短期証券は割引債であるが、額面100円に対し、平均価格は100円00銭1厘0毛であった。そのため、償還までにより高い価格で売却しなければ損失となる。その際に、より高い価格での日本銀行による短期国債の買い入れを見越した動きがあったともいえる。日銀の買い入れ価格の上限が存在しないことを反映している可能性がある<sup>4</sup>。本稿では、このように近年注目されているマイナス金利について考察する。

従来の経済学ではマイナス金利について研究したものは少ない。なぜマイナス金利を分析した研究が少ないのであろうか。これまでの経済学でマイナス金利がほとんど取り上げられなかった理由は、マネーが存在することによる。1%の正の金利の場合を考えると、100円を貸すと101円となって返済される。一方、マイナス金利が発生し、例えば-1%の金利であった場合、100円を貸すと99円の金額しか戻って来ず損失が発生する。そのため、マイナス金利で貸すよりもリターンがゼロのマネーで100円を保有したほうがよい。通常、通常の経済学では金利の下限はゼロとなる。このようにマネーの存在が金利の非負制約をもたらすため、マイナス金利はこれまで研究があまり行われてこなかった。以下、本稿ではどのような場合にマイナス金利が発生するのか、またどのような先行研究が存在するのか、どのような影響が起こると考えられるのかを検証する。

本稿の構成は下記の通りである。第2節ではマイナス金利の発生要因を紹介する。第3節では経済モデルにおけるマイナス金利の取り扱いについて紹介する。第4節では債券価格からマイナス金利との関係を分析する。第5節ではマイナス金利の問題点を考察し、第

---

<sup>1</sup> 本稿を作成するに当たり、平成26年度大銀協フォーラム研究助成を受けた。また、本稿を作成する前段階で安孫子勇一氏、左三川郁子氏、松岡秀明氏から有益なコメントをいただいた。ただし、本稿の誤りの責任はすべて筆者にある。

<sup>2</sup> ECBによる金融政策とマイナス金利については小川(2014)および川野(2014)を参照。

<sup>3</sup> 財務省ウェブサイト「国庫短期証券(第490回)の入札結果」より。

[http://www.mof.go.jp/jgbs/auction/calendar/tbill/tbill\\_nyusatsu/resul20141023.htm](http://www.mof.go.jp/jgbs/auction/calendar/tbill/tbill_nyusatsu/resul20141023.htm)

<sup>4</sup> Bloombergによる記事「短国3カ月物入札、初のマイナス金利―日銀オペでの売却需要も」も参照されたい。<http://www.bloomberg.co.jp/news/123-NDVN406S972X01.html>

5節はまとめである。

## 第2節 なぜマイナス金利が発生するのか？

### 2.1 マイナス金利の発生要因

マイナス金利の場合、債券投資家は債券の保有によって損失が発生するはずである。なぜマイナスの利回りの債券が取引されるのだろうか？2015年1月24日号のThe Economist誌はマイナスの利回りの債券が保有される理由として以下の6つの理由を挙げている。その6つの理由とは、①安全に資産を保有するための手数料としてのマイナス金利、②将来に渡る長期的な低リターンの見通し、③デフレーションの見通し、④為替相場の変動、⑤規制への対応、⑥中央銀行の金融政策への予想である。以下ではこの6つ理由を紹介する。

#### ① 安全に保有するための手数料としてのマイナス金利

資産を現金で安全に保有することにも多くのコストがかかる。投資機関の場合、セキュリティのコストを考えると多額の現金を保有することは現実的に難しく、そのため安全に資産を保有するためのコストとしてマイナスのリターンを受け入れるというものである。ギリシャ危機の際に信用不安が存在し安全な資産が少なく、 $-0.16\%$ のドイツの2年債を保有した例がある。

#### ② 将来に渡る長期的な低リターンの見通し

魅力的な金融商品がなく、将来に渡って長期的な低リターンの見通しである場合、マイナスのリターンであっても最良の選択肢として選ばれる場合がある。つまり、他の金融商品のリターンがマイナスのリターンの債券以上の収益を上げないと考えている場合に発生する。他の資産に投資するとより大きな損失が発生する場合、小さい損失のマイナス金利の債券を保有するということである。

#### ③ デフレーションの見通し

デフレーションの見通しがある場合、名目リターンがマイナスであっても実質リターンはプラスとなる場合が存在する。ユーロ圏や日本にはデフレーションの見通しがあり、そのような見通しはマイナス金利が発生する一因であると考えられる。

#### ④ 為替相場の変動

外国の投資家にとってはマイナス金利であっても為替変動のリターンがそのマイナスを埋め合わせる場合にはマイナスのリターンの債券を保有する動機となる。

## ⑤ 規制への対応

銀行にとっては規制や流動性の確保のために、マイナス金利の国債であっても保有する必要がある。

## ⑥ 中央銀行の金融政策への予想

将来、中央銀行が量的緩和政策を実施する場合、債券価格はさらに上昇し、金利はさらに低下することが予想される。仮にマイナス金利であってもさらなる金利の低下を投資家が予想するのではないかという案である。

The Economist 誌はマイナス金利が発生する理由を上記のようにまとめている。補足するならば、「①安全に保有するための手数料」については日本の銀行預金が参考となる。低金利の日本において、一般の家計にとっては手数料を考慮すると銀行預金はマイナスのリターンとなっているが、安全に資産を保有するために銀行に預金を行っている。

国債を保有する動機のひとつとして金融機関の担保需要が存在する。金融機関がレポ取引などにおいて資金調達を行う場合に国債が必要となる。マイナス金利であっても国債が必要となる場合が存在するということである。これは「⑤規制への対応について」に関連する項目であろう。日本の場合、「⑥中央銀行の金融政策への予想」については日銀トレードと呼ばれる取引が挙げられる。日本銀行が量的緩和を実施し、投資家は中央銀行がより高い価格で債券を購入することを見越して、たとえマイナス金利の国債であっても日本銀行にさらに高い価格で売ることによってキャピタル・ゲインを得ることを目的とした取引である。この点については第4節で後述する。「④為替相場の変動」に関しては、日本のマイナス金利について円転コストのマイナス化が知られている。

## 2.2 円転コスト

西岡・馬場 (2004)、日本銀行金融市場局 (2005)、平田 et al. (2014)および奥田 (2005)では海外要因による日本のマイナス金利の発生を指摘している。

外国銀行（外銀）が円資金を調達する場合、二通りの方法がある。まず、第一は円資金市場で直接調達する場合である。図1のように円金利を  $i$  とし、外銀が1円を1期間借りる場合を考えよう。第  $t$  期に直接1円を円資金市場で調達する場合、第  $t + 1$  期に  $(1 + i) \times 1$  円を返済する必要がある。この場合、円市場の調達コストは  $(1 + i) \times 1$  である。

図1 円市場で直接調達

$t$ 期： 金利  $i$  で1円を借りる



$t + 1$ 期：  $(1 + i) \times 1$ 円を返す

図2 ドル資金を調達し、円に転換

$t$ 期：

- (1) 金利  $i^*$  で  $1/S$  ドルを借りる
- (2) 1円に転換 (円転)
- (3) 1ドル =  $F$  円で為替予約



$t + 1$ 期：

- (4) 1円を  $1/F$  ドルに換える
- (5)  $(1 + i^*) \times (1/S)$  ドルを返す
- (6) ドル資金を1円で運用するコストは  
 $(1 + i^*) \times (F/S)$  円 → 円転コスト

第二の方法は、外銀がドルで資金を調達し、その資金を為替スワップ市場で円に転換 (円転) し円資金を手に入れる方法である。この場合、返済はこの円資金をその後ドルに戻し

返済することになる。このように円転した場合の調達コストはどのようになるのであろうか。以下では、為替相場のスポット・レートを  $S$ 、フォワード・レートを  $F$ 、ドル金利を  $i^*$  とし、図2を用いて説明する。まず、第  $t$  期に外銀は金利  $i^*$  で  $1/S$  ドルを借り入れる (図2(1))。そのドル資金を円に転換し、1円を手に入れる (図2(2))。通常、為替変動のリスクを取り除くのが一般的であるため、第  $t$  期に1ドル= $F$ 円でフォワード取引を行っておく。第  $t$  期に  $1/S$  ドルを借り入れた外銀は第  $t+1$  期に  $(1+i^*) \times (1/S)$  ドルを返済する必要がある。そこで、保有していた1円を  $1/F$  ドルに換え、その返済に充てる。このような円転した場合の調達コストは  $(1+i^*) \times (F/S)$  となる。ドル資金を円に転換するため、円転コストと呼ばれる。カバー付金利平価を思い浮かべると理解しやすい。

第一の方法、第二の方法のどちらであっても1円を調達可能である。どちらの調達方法も完全に代替的で裁定取引が十分に働く場合、円市場の調達コストと円転コストはどちらも等しくなる。つまり、

$$1+i = (1+i^*) \frac{F}{S} \quad (1)$$

である。左辺が円市場の調達コストであり、右辺が円転コストである。右辺の円転コストは  $F/S$  が小さくなるにつれて小さくなることが分かる。この(1)式の右辺はグロス・ベースの円転コストであり、ネット・ベースでの円転コストは両辺から1を差し引いた引いた次の(2)式の右辺で表されることもある。

$$i = (1+i^*) \frac{F}{S} - 1 \quad (2)$$

また、(1)式は次のように変形できる。

$$1+i = (1+i^*) \left(1 + \frac{F-S}{S}\right)$$

両辺の対数を取ると、

$$i = i^* + \frac{F-S}{S} \quad (3)$$

と近似的に表せる。つまり、右辺が円転コストを表す。ここで簡単化のために、ドル金利  $i^*$  およびスポット・レート  $S$ 、フォワード・レート  $F$  が外生的であり、これらの外生変数によって円金利  $i$  が内生的に決定される状況を考えよう。また、ドル金利  $i^*$  が十分に小さく、(3)式の右辺の直先スプレッド  $(F-S)$  がマイナスであったとしよう。その場合、右辺がマイナスになる。簡単な例を挙げると、ドル金利  $i^*$  が2%、スポット・レート  $S$  が1ドル=100円、フォワード・レート  $F$  が1ドル=95円であったとし、右辺第二項  $(F-$

$S) / S$  が  $-0.05$  つまり  $-5\%$  とする。よって、右辺の円転コストは  $-3\%$  となる。右辺が外生的である場合、左辺の国内円金利は  $-3\%$  となる。このことは外銀が調達コスト（円転コスト）  $-3\%$  で円を手に入れられる場合、国内円金利がマイナスとなる可能性が示唆されている。つまり、外銀にとって円金利がマイナス金利であっても、例えば円金利が一時的に  $-1\%$  であったとしても、円転することによって  $-3\%$  で資金を調達すれば利ざやが稼げる構図となる。西岡・馬場 (2004) および平田 et al. (2014) は、この円転コストがマイナスとなっているときに外銀がより深いマイナス金利で資金を調達し、例えマイナス金利であっても日本に投資していることを指摘している。ただし、外銀がマイナス金利で資金を調達したとしても、日銀当座預金に預け入れれば正の金利が得られるはずである。なぜ日銀の当座預金に預け入れないのであろうか？その理由として、西岡・馬場 (2004) および平田 et al. (2014) は外銀が日銀および邦銀に対してクレジット・ラインを設定している等の制約からマイナス金利でコール市場に放出していることを挙げている。円転コストがマイナスの状況では外銀の日銀当座預金残高が急速に増加していることから、外国投資家の動向は非常に重要である。このように、外国の投資家にとってはマイナス金利であっても為替変動のリターンがそのマイナスを埋め合わせる場合にはマイナスのリターンの債券を保有する動機となる。

実際には、円金利  $i$ 、ドル金利  $i^*$  およびスポット・レート  $S$ 、フォワード・レート  $F$  はそれぞれ内生変数であることに留意が必要である。また、ここではリスク・プレミアムは考慮していない<sup>5</sup>。

### 第3節 経済モデルにおけるマイナス金利

本節では、これまでの先行研究ではマイナス金利をどのように経済モデルに組み込んできたのかを紹介する。

#### 3.1 ゲゼル貨幣

金利の非負制約はリターンがゼロの資産である貨幣が存在するため、ほとんど考えてこられなかった。Mankiw (2009) は貨幣が存在する場合、課税等によってその貨幣が時間を通じて減少するようにし、貨幣を保有するリターンがマイナスとなればマイナス金利の債券保有のリターンの方が大きければマイナス金利が発生することを指摘している。このような考えは古くからあり、シルビオ・ゲゼル(Silvio Gesell) は貨幣に対する課税により、マイナス金利を導入することによる総需要刺激政策を提唱している。そのため、マネーの保有に課税するという税をゲゼル税(Gesell tax) という。貨幣の保有に  $5\%$  程度の税を課し、貨幣を保有し続けると価値が目減りするような制度を考えている。

---

<sup>5</sup> リスク・プレミアムを含めた説明は西岡・馬場 (2004) を参考にされたい。

そこで貨幣に焦点を当てゲゼル(1920)の考案した減価する貨幣を紹介する。貨幣には、交換手段としての役割の他にも価値尺度としての役割、価値の貯蔵手段の役割がある。ゲゼルは交換手段としてのマネーの流通量は不況期に減少し、不況期に貯蔵手段として貨幣が退蔵されることを指摘している。好況期には取引が盛んであり、貨幣の流通も盛んである。一方、不況期には貯蔵手段として貨幣が流通市場から消えてしまう。そのため、貨幣供給量の減少とともにさらにデフレ圧力がかかりさらに不況となる。貨幣は表面的には交換のための貨幣と貯蔵のための貨幣に区別が存在しない。そこでゲゼル(1920)は貨幣が退蔵してしまわないように次のような貨幣を提案した。その貨幣は定期的に切手を購入し貼り付けることで有効になる。切手を購入し、その切手を貨幣に貼り付けると指定された期限までその貨幣が有効となる。つまり、貨幣を維持するために定期的に切手代というコストがかかるのである。このコストは年に数%程度のコストである。商品等の財は時間とともに腐敗したり、劣化したりすることで価値が落ちていく。貨幣保有にコストがかからない場合、貨幣は腐ることもなく、価値がそのまま維持される。このような性質によって不況期には貨幣が使用されることなく流通市場から出てしまい、交換手段としての貨幣は減少する。もしも貨幣の保有にコストが掛かる場合、貨幣の退蔵を防止することができる。貨幣保有を維持するためにコストが掛かり、貨幣が他の商品と同じように劣化していく場合、貨幣を早く使用するインセンティブが働き、貨幣は退蔵されにくくなる。そのような場合、たとえ金利が下がってマイナスとなっても貨幣が供給されることをゲゼルは指摘している。このような時間とともに減価していく貨幣はゲゼル貨幣と呼ばれる。

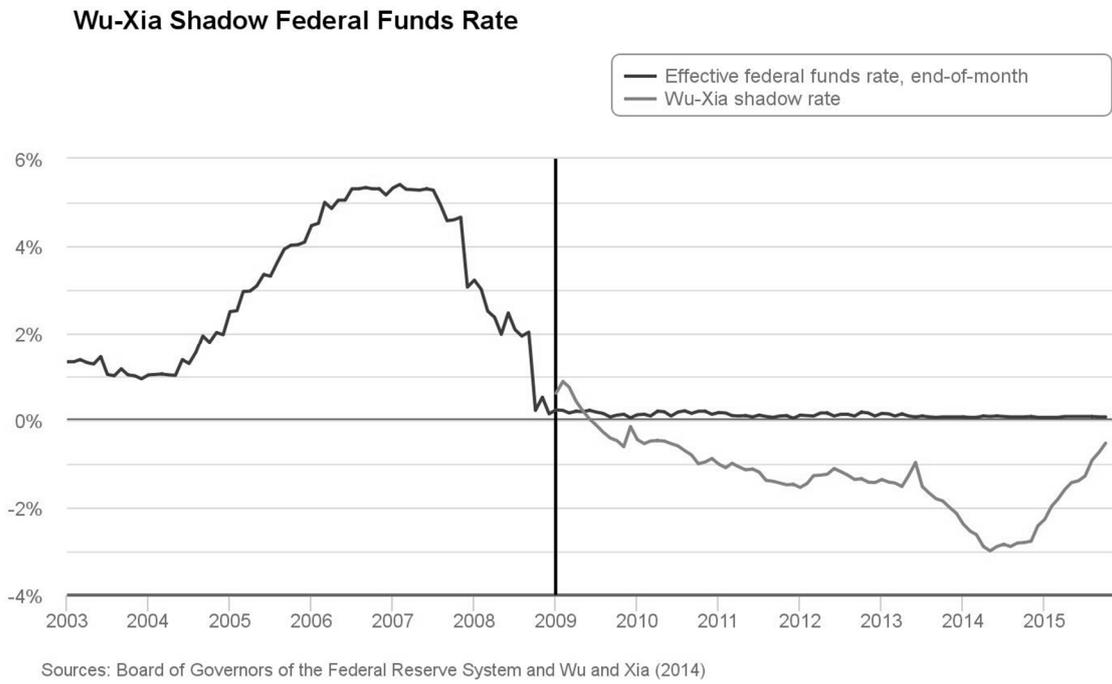
このような減価する貨幣が存在する場合、マイナス金利においても債券に需要が発生する。例えば貨幣が毎年5%減価するとする。その場合、債券の名目金利が-3%であったとしても貨幣で保有するよりも債券で保有する方が有利となる。

Kimball(2015)はクレジットカード・デビットカードなどの電子的な貨幣と紙幣を区別することで、減価する紙幣を提案している。現在、電子的な貨幣の1ドルと紙幣の1ドルは同じ1ドルであり、固定相場を採用しているようなものである。そこで、為替相場の変動のように電子的な貨幣と紙幣の交換レートを変動させることで紙幣の減価を引き起こすことでマイナス金利を発生させるというアイデアである。ただし、現実的には難しく、また一国内に複数通貨が存在する場合、安定的でないように思われる。

### 3.2 金利のシャドー・レート

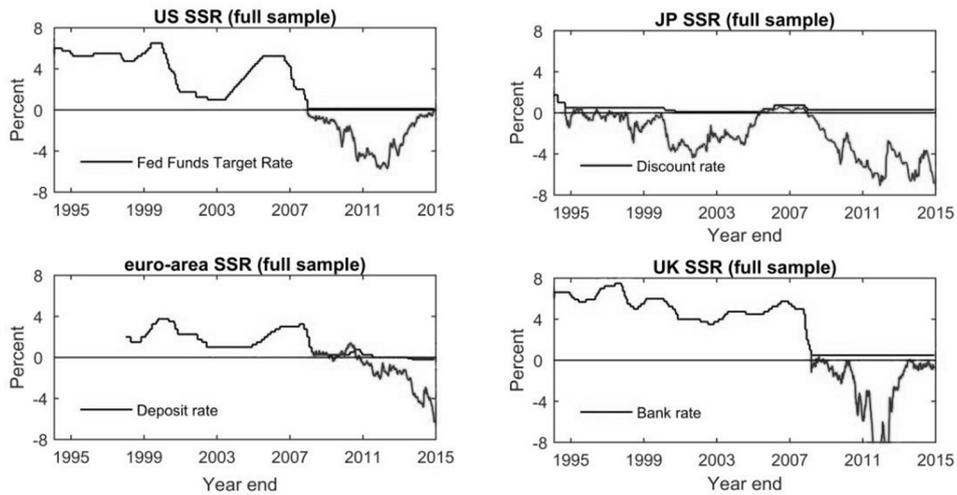
金利がゼロに張り付いた場合、データとして金利はずっとゼロのまま変動しない。そのため、データから得られる情報は乏しい。もしもゼロ金利制約がなかった場合にどのような金利になるのだろうか。金利のシャドー・レートに関する研究がいくつか存在する。Wu and Xia (2015)はアメリカの金利について Wu-Xia シャドー・フィデラル・ファンド・レート(Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate)を計算している。図3のように2009年以降にマイナスになっている。また、Krippner (2015)は各国の金利のシャドー・レートを計算

図3 Wu-Xia シャドー・フィデラル・ファンド・レート



出所) [https://www.frbatlanta.org/cqer/research/shadow\\_rate.aspx?panel=1](https://www.frbatlanta.org/cqer/research/shadow_rate.aspx?panel=1)

図4 各国のシャドー・ショート・レート (SSR)



出所) Krippner, L. (2015).

している。図4はKrippner (2015)によるシャドー・ショート・レート(Shadow Short Rates, SSRs)である。USはアメリカ、euro-areaはユーロ圏、JPは日本、UKはイギリスの政策金利とそのシャドー・レート(SSR)である。各国ともマイナス圏で推移していることが分かる。

#### 第4節 キャピタル・ゲインによるマイナス金利の債券への需要

本節では、貨幣保有のコストがゼロであるにもかかわらず、債券への需要が発生するケースを理論的に考察する。従来のマイナス金利の先行研究と異なり、貨幣保有のコストが掛からないという条件が本稿の特徴である。

投資家がマイナスの名目金利である債券を購入するときは貨幣よりも高い期待収益率が得られるときである。通常、金利は債券を保有することによるリターンの主要な部分である。債券への需要は貨幣を保有することよりも高い期待収益を得られるときに存在する。

本稿では以下の6つの仮定を置く。

仮定 A1：貨幣を保有することの名目リターンはゼロである。

仮定 A2：貨幣を保有することのコストはゼロとする。

仮定 A3：貨幣保有から得られる収益よりも債券保有から得られる収益が高い場合に債券需要が発生する。

仮定 A4：満期  $N$  の債券価格  $P_t > 0$  は下記のように決定する。

$$P_t = \frac{C}{(1+i)} + \frac{C}{(1+i)^2} + \frac{C}{(1+i)^3} + \dots + \frac{C}{(1+i)^N} + \frac{F}{(1+i)^N} \quad (4)$$

ここでの  $P_t$  は  $t$  期の利付債の価格、 $C$  はクーポンの支払い、 $F$  は額面価格、 $i$  は金利である。 $C$  がゼロである場合は割引債を表す。債券価格は将来のキャッシュフローの割引現在価値によって決定される。さらに、この債券の  $t+1$  期の割引現在価値で表した債券価格  $\tilde{P}_{t+1}$  を下記のように定義する。

$$P_t = \frac{C}{(1+i)} + \frac{1}{(1+i)} \tilde{P}_{t+1} \quad (5)$$

ここでは、

$$\tilde{P}_{t+1} \equiv \frac{C}{(1+i)} + \frac{C}{(1+i)^2} + \frac{C}{(1+i)^3} + \dots + \frac{C}{(1+i)^{N-1}} + \frac{F}{(1+i)^{N-1}} \quad (6)$$

である。この (5) 式は次のように書き換えることが出来る。

$$i = \frac{C + \tilde{P}_{t+1} - P_t}{P_t} \quad (7)$$

仮定 A5：債券保有の所有期間あたりの期待リターンを  $r$  とし、次のように表す。

$$r = \frac{C + E_t(P_{t+1}) - P_t}{P_t} \quad (8)$$

ここでの $E_t(P_{t+1})$ は債券価格の $t$ 期における条件付期待値である。つまり、保有期間における債券保有の期待リターンはインカム・ゲイン( $C/P_t$ )とキャピタル・ゲイン( $\{E_t(P_{t+1}) - P_t\}/P_t$ )からなっている。

仮定 A6 : 中央銀行は $t + 1$ 期に債券価格 $\bar{P}_{t+1}$ で購入するという金融政策を実施すると公表する。市場参加者はこの政策が実際に実施されると期待し、 $E_t(P_{t+1}) = \bar{P}_{t+1}$ と予想する。

すると、次のような命題が得られる。

命題 : 仮定 A1 ~ A6 を仮定し、かつ、利率が負である ( $i < 0$ ) と仮定する。また、十分に高い価格で中央銀行が債券を購入し、債券価格の期待上昇 $\bar{P}_{t+1} - P_t \gg 0$  が十分大きく、名目金利がマイナスであっても所有期間周りの期待収益率  $r$  は正である ( $r > 0$ ) 状況を仮定する。このとき、負の名目金利の債券に需要が存在する。

#### 証明

債券価格を $P_t$ とする。(4) 式のように、満期が  $N$  の債券価格は将来のキャッシュフローの現在価値で決定する。第  $t$  期において予想される  $t + 1$  期の債券価格 $P_{t+1}$ の期待値を $E_t(P_{t+1})$ とする。 $t + 1$ 期における中央銀行の買い取り価格が十分に大きく、 $E_t(P_{t+1}) - P_t \gg 0$ である場合、キャピタル・ゲインによってマイナス金利の債券であっても所有期間では正のリターンが挙げられ、貨幣保有から得られるリターンのゼロよりも大きい。このとき、もし負の名目金利の債券に需要が存在しない場合、仮定 A3 に矛盾する。

例を挙げるならば、マイナス金利の債券が存在し、満期まで保有した場合損失が発生する債券を考える。投資家は満期に 100 円が償還される割引債を 101 円で購入したとする。この債券を満期まで保有すると、1 円損失が発生する。しかし、満期まで保有せず、次の期に 102 円で売却できると利益が出ることとなる。この場合、このようなマイナス金利の債券を保有することは、貨幣を保有するよりも高い収益を上げる。本節では、マイナス金利が発生する中で債券への需要が発生するためには、中央銀行の金融政策が非常に重要な役割を果たしている。2014 年 9 月 9 日に日銀は国庫短期証券オペでマイナス金利での買い入れを開始している。かつては短期国債を買い入れるオペの入札下限金利が存在していたが、2012 年 7 月に撤廃しているため、マイナス金利の国債を日銀が購入可能となっている。

## 第5節 マイナス金利の問題点

2015年11月現在、欧州の中央銀行への預金金利はECBが-0.2%、デンマーク国立銀行が-0.75%、スイス国立銀行が-0.75%、スウェーデン国立銀行（リクス・バンク）が-1.1%である。このように中央銀行への預金金利はマイナスが広がっている。さらに、中央銀行への預金金利のマイナスだけでなく、スウェーデン国立銀行は2015年2月12日に政策金利である主要レポ金利を-0.1%へと変更し、政策金利もマイナス金利に突入している。ECBの金融緩和によってユーロ安が起これ、それによってスイス・スウェーデン等の周辺国では通貨高が発生し、その通貨高に対処するためにマイナス金利を導入している背景がある。

国債については流通市場のみならず、発行市場でもマイナス金利が発生している。2015年2月にフィンランドが、2015年3月にドイツが5年物国債を入札時からマイナス金利で発行している。2015年4月にはスイスでは世界で初めて長期金利の指標である10年物国債が入札時からマイナス金利で発行されている。また、デンマーク、ポルトガル、スペインでは住宅ローンの一部にマイナス金利が発生している（加藤, 2015）。

このようなマイナス金利の発生はどのような問題があるのだろうか。次のようなマイナス金利の問題点が考えられる。

**金融機関の収益悪化：**銀行は顧客にマイナス金利を転嫁するのは困難である。スイス中銀がマイナス金利を実施した後、クレディ・スイスは大手法人顧客から預金に対し手数料を徴収することでマイナス金利を転嫁しているが、転嫁しない金融機関も多いと考えられる。また、マイナス金利が発生すると債券保有から損失が発生するため、年金基金・保険会社等の収益が圧迫されビジネスモデルを考えなおす必要が出てくる。

**市場機能の低下：**金融仲介機能の低下や市場機能の低下といった問題が考えられる。

**貨幣への逃避：**マイナス金利を導入したスイスでは高額紙幣への需要が高まっているという事例が発生している。

**国債市場の問題：**日銀がマイナス金利で国債を買い続けると買い手が中央銀行のみとなってしまう可能性があり、流通している国債が枯渇する可能性がある。岩田(2015)によると、このままのペースで日銀が国債を買い続けると、限界はあと二年程度であるとのことである。

**非効率な投資：**収益の上がない非効率な投資を助長してしまう。

**効果の不透明さ：**マイナス金利政策がどのような効果を持つかは現時点では不明である。

**コンピューター・システムへの影響：**マイナス金利のコンピューター・システムへの影響は新たな Y2K 問題ではないかという指摘がある。つまり、金利は正であることを前提にプログラム等が書かれており、思わぬエラーが発生する可能性がある。

## 第6節 まとめ

本稿の意義・特徴として、これまであまり研究が行われていなかったマイナス金利に学問的に焦点を当て考察を行った。今後も先進各国においてゼロ金利に近い金融緩和が続けられる可能性がある。そのため、欧州各国や日本においてマイナス金利発生の可能性があり、マイナス金利についての分析は重要である。マイナス金利が可能になった場合、金融政策の自由度は大きくなる。マイナス金利に関する研究の蓄積は、金融政策運営および銀行経営の実務面においても重要であると考えられる。

## 参考文献

岩田一政. (2015) 「日銀の量的・質的金融緩和 継続可能はあと2年 マイナス金利採用を」日本経済新聞朝刊、2015年11月18日

小川英治. (2014) 「ECBのマイナス金利 貸し渋り解消 効果は疑問」日本経済新聞朝刊、2014年6月18日

奥田宏司. (2005). 「2003年の国際収支構造とコール市場におけるマイナス金利の発生」立命館国際研究, 18(2), 309-326.

加藤出. (2010). 「短期金融市場の現場で何が起きたか?」財務省財務総合政策研究所フィナンシャル・レビュー平成22年第1号(通巻第99号)

加藤出. (2015) 「マイナス金利 出現の意味(下)」日本経済新聞朝刊、2015年5月28日

川野祐司. (2014). 「2008年以降のECB(欧州中央銀行)の危機対策」. 国際貿易と投資, 26(2), 64-74.

シルビオ・ゲゼル. (1920) 『自然的経済秩序』(岩田憲明・廣田裕之訳、2014年、<http://userpage.fu-berlin.de/~roehrigw/Hirota/Natuerliche-Wirtschaftsordnung-Japanisch.pdf>)

平田智士、竹内 淳、田原 健吾. (2014) 「円転コスト」の低下が加速させるマイナス金利」

日本経済研究センター、経済百葉箱 第 75 号.

西岡慎一、馬場直彦. (2004). 「量的緩和政策下におけるマイナス金利取引: 円転コスト・マイナス化メカニズムに関する分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.04-J-10.

西本さおり、川野祐司. (2013) 「デンマークとスウェーデンにおけるマイナス政策金利」東洋大学経済学部ワーキングペーパー, No.8.

日本銀行金融市場局. (2005) 「短期金融市場におけるマイナス金利取引」

Buiter, W. H., & Panigirtzoglou, N. (2003). Overcoming the zero bound on nominal interest rates with negative interest on currency: gesell's solution\*. *The economic journal*, 113(490), 723-746.

Buiter, W. H. (2009). Negative nominal interest rates: Three ways to overcome the zero lower bound. *The North American Journal of Economics and Finance*, 20(3), 213-238.

Ilgmann, C., & Menner, M. (2011). Negative nominal interest rates: history and current proposals. *International Economics and Economic Policy*, 8(4), 383-405.

Kimball, M. S. (2015). Negative Interest Rate Policy as Conventional Monetary Policy. *National Institute Economic Review* No. 234.

Krippner, L. (2015). Comparison of international monetary policy measures. [http://www.rbnz.govt.nz/research\\_and\\_publications/research\\_programme/additional\\_research/comparison-of-international-monetary-policy-measures.html](http://www.rbnz.govt.nz/research_and_publications/research_programme/additional_research/comparison-of-international-monetary-policy-measures.html)

Mankiw, N. G. (2009). It may be time for the fed to go negative. *New York Times*, 18, 2009.

The Economist. (2015). Accentuate the negative: Why investors would opt to lose money. Jan 24th 2015.

Wu, J. C. and Xia, F. D. (2015). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. forthcoming in *Journal of Money, Credit, and Banking*.

我が国企業の負債構成とその決定要因  
- 金融危機に着目した定量分析 -

近畿大学 経営学部  
中岡孝剛

## 目次

1. はじめに.....	1
2. 我が国企業の負債構成.....	2
2.1 データと負債構成の指標.....	2
2.2 負債構成の時系列推移とパターン.....	3
3. 負債構成の決定要因.....	5
3.1 負債構成の決定要因: 先行研究の整理.....	5
3.2 決定要因の回帰分析.....	8
3.3 タイムトレンド回帰モデル: 金融危機が及ぼす影響.....	10
4. まとめと課題.....	11
補論 分析サンプル企業数の推移と負債構成データの詳細.....	13
参考文献.....	15

## 1. はじめに

企業が資本構成 (Capital Structure) をどのように決定するのか、あるいは調整するのかといった問題は、長らくの間コーポレートファイナンス研究の主要なテーマの一つになっている (資本構成に関するサーベイ論文については [Graham and Leary\(2011\)](#)を参照)。我が国では、1990年代の規制緩和 (いわゆる日本版の金融ビッグバン) 以降、銀行借入から株式や社債などの他の資金調達手段への移行が顕著であった。このような経緯を背景に、我が国では資金調達手段の選択を分析した研究や資本構成の決定要因に関する研究が盛んに実施され、研究の蓄積が進んでいる<sup>1</sup>。

一方で、負債の中身、すなわち負債構成 (Debt Structure) について着目した研究は少ない。近年、米国の企業を対象とした研究として、[Rauh and Sufi\(2010\)](#)や [Colla et al.\(2013\)](#)らの研究が報告されているが、依然として研究の蓄積が不足しており、負債構成がどのような要因によって決定されるのかは十分に解明されていないのが現状である。加えて、筆者が知る限り、我が国企業を対象とした本格的な実証研究は存在していない<sup>2</sup>。前述のように、我が国では規制緩和によって資本市場が発達ならびに洗練され、株式での資金調達が比較的容易になった。しかし、依然として我が国企業の資金調達源は負債が中心であり、またその中身も多様化していると考えられ、負債構成がどのような要因によって決定されるのかは重要な実証的課題である。

また、これまでの資本構成の研究の多くは、負債か株式かといった資金調達における二者択一の問題を想定している。しかし、負債による資金調達には、キャッシュ・フローに対する支払い請求権や借り手の情報に対する感応度などの点で異質性 (Heterogeneity) が存在しており、負債をすべて同一で同質のものとして扱うべきではない。負債においても、資金調達者の属性や資本市場の状況に応じて中身が異なる可能性がある。

そこで本研究では、[Colla et al.\(2013\)](#)と同様に、S&P Capital IQ のデータベースを利用し、我が国上場企業の負債構成について定量的な解明を試みている。より具体的には、我が国上場企業における負債構成を概観した上で、負債構成の決定要因について定量分析を実施し、その解明を試みた。その結果、2005年度から2014年度までの期間において負債構成の集中度は低下しており、タームローン (短期と長期の銀行借入金) の減少と同時に他の負債 (融資枠契約やキャピタルリース) による調達が進んでいることが示された。また、負債構成のパターンをクラスター分析による抽出を試みた結果、5つのクラスターが抽出された。この結果は、7つのクラスターが存在するというを米国企業で発見した [Colla et al.\(2013\)](#)の結果と異なっており、我が国企業の負債調達は多様化が進んでいるが、

---

<sup>1</sup> 近年では、[岡本\(2013\)](#)や [式見\(2014\)](#)、そして [太宰\(2015\)](#)などが我が国企業を対象として資本構成の決定要因やその調整過程を分析している。

<sup>2</sup> [高見\(2013\)](#)は我が国上場企業 (822社) を対象として、有価証券報告書に記載されている各有利子負債項目の推移を調べている。その結果、リーマンショック以降、社債から長期借入金にシフトが生じていることを発見している。しかし、[高見\(2013\)](#)では負債構造の決定要因を検証していない。また、世界的に見ても、米国企業を対象にした [Rauh and Sufi\(2010\)](#)と [Colla et al.\(2013\)](#)らの研究のみである。

米国企業と比べるとそれほど高くないということを示唆している。

さらに、負債構成の決定要因についても検証を行っており、Colla et al.(2013)と整合的な結果が得られている一方で、被説明変数（負債構成の集中度）や負債構成に影響を与えるファクターの代理変数によって結果にばらつきが生じることが示された。先行研究においても、整合的な結果が得られていないため、負債構成の集中度を示す指標や代理変数の妥当性を吟味する必要性が示唆される。加えて、金融危機が負債構成に与える影響について着目した分析では、2008年秋に生じた金融危機後、コマーシャルペーパーやタームローン、優先債による資金調達が減少し、融資枠契約やキャピタルリースによる資金調達が増加したことが示された。また、負債構成の集中度は金融危機後、有意に低下していることが示されており、負債による資金調達の多様化が進展したことが明らかになった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では我が国企業の負債構成の現状を概観する。第3節では、負債構成の決定要因を回帰分析によって検証する。第4節では本稿のまとめと残された課題について説明する。

## 2. 我が国企業の負債構成

### 2.1 データと負債構成の指標

本稿で用いる負債構成のデータは、Colla et al.(2013)と同様に、S&P Capital IQ から取得している。S&P Capital IQ は、各企業の有価証券報告書の注記情報から、負債構成に関する情報を取得し、データ収録している。収録している負債の項目は、【1】コマーシャルペーパー、【2】当座貸越契約や貸出コミットメント契約などの融資枠契約（以下、融資枠契約）、【3】タームローン、【4】優先債、【5】劣後債、【6】キャピタルリース（あるいはファイナンスリース）、そして【7】その他負債の7項目である。分析の対象期間は、2005年度から2014年度までの期間において、東証に上場している企業とする。

これらの情報は有価証券報告書の注記から取得しているため、すべての企業について情報が取得可能であるとは限らない。そこで、S&P Capital IQ から取得したデータを精査した。その結果、負債構成の情報が取得可能な企業で、かつ基本的な財務情報が取得可能な企業を選定した結果、分析に利用可能なサンプル数は、企業-年度で20366サンプルとなった。さらに、負債がゼロのゼロレバレッジ企業を除いた18377サンプルが分析の対象となる。なお、有効なサンプル数の推移やより詳しい項目の説明については補論を参照されたい。

負債構成を特徴づける指標として、負債構成の集中度 (Degree of Debt Concentration) がある。本稿では負債構成の集中度に対する代理変数として、【1】資金調達を行っている負債項目数 (*DebtNO*)、【2】負債項目の金額に基づく、ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (*HHI*)、そして【3】負債項目の支配度 (*ExcI90*) を用いことにする。*HHI* と *ExcI90* は Colla et al.(2013)に従い、以下(1)式と(2)式で算出される。

$$HHI_{i,t} = \frac{SS_{i,t} - \frac{1}{7}}{1 - \frac{1}{7}} \quad (1)$$

$$Excl90_{i,t} \begin{cases} = 1 & \text{ある負債項目が 90\%以上のシェアを持つ} \\ = 0 & \text{その他} \end{cases} \quad (2)$$

ただし、 $SS$ は各負債項目が総負債に占める割合の自乗和である。また、 $Excl90$ は、特定の負債項目が支配的であるか否かを示すダミー変数である。

$DebtNO$ は最もシンプルな負債構成の集中度に対する代理変数であり、資金調達を行っている負債項目が多くなればなるほど、負債構成の集中度は低下するという考えに基づいている。これは暗黙的に等割合で各負債項目を用いた資金調達を行うことを仮定している。一方、 $HHI$ と $Excl90$ はこのような仮定を必要としていない。言い換えれば、各負債項目がどの程度のウェイトを持っているかを考慮した指標になっている。例えば、コマーシャルペーパーとタームローン、優先債、キャピタルリースの4つの負債項目で資金調達を行っているA社とB社があるとする。A社はそれぞれ25%ずつのシェアであり、B社はそれぞれ2.5%、90%、5%、そして2.5%のシェアである。これらの企業の負債構成の集中度は $DebtNO$ の場合には同じになるが、 $HHI$ と $Excl90$ の場合には同じにはならない。

## 2.2 負債構成の時系列推移とパターン

表1は2005年度から2014年度までの負債構成と前述の3つの負債構成の集中度指標を各年度で集計（平均値と中央値を算出）した時系列推移である。表1から明らかのように、負債構成の集中度は平均値で見ると近年低下傾向であり、多様な負債による資金調達が増加していることが伺える。しかし、中央値で見た場合には、顕著な変化は見られない。すなわち、一部の企業が多様な負債による資金調達を急速的に増加させたと考えられる。

個別の負債項目に着目した場合でも、中央値で見た場合には総じて大きな変化は生じていない。ただし、タームローンについては減少傾向が見られる。タームローンは短期と長期の銀行借入の合計であるから、この結果は当該分析期間で、銀行借入が持続的に減少したことを示している。

以下の図1は、Colla et al.(2013)に従って、企業が持つ負債構成のパターンをクラスター分析によって抽出した結果である<sup>3</sup>。図1を見ると、それぞれの調達手段に特化（Specialization）した企業群が存在していること示されている。しかし、Colla et al.(2013)による米国企業の結果と異なり、優先債 $SR$ や劣後債 $SU$ に特化したクラスター（すなわち、企業群）は抽出されなかった。また、クラスター5は最も多様化した負債構成を持っているが（我が国企業の負債構成が多様化したクラスターの $HHI = 0.49$ ）、米国企業に比べると、負債構成の多様化は進んでいないことがわかる（米国企業の負債構成が多様化し

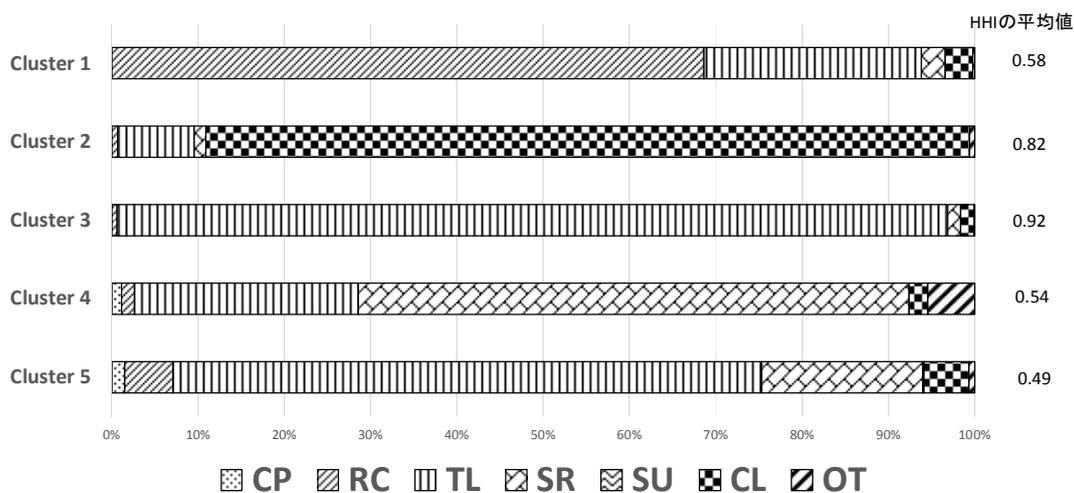
<sup>3</sup> クラスター分析には kmeans 法を採用し、また、距離尺度にはユークリッド距離を採用した。クラスター数の決定には、Calinski/Harabasz 指数を用いて判断を行った。

表 1 負債構成の時系列推移：2005年度から2014年度

	2005年度	2006年度	2007年度	2008年度	2009年度	2010年度	2011年度	2012年度	2013年度	2014年度	全期間
CP コマーシャルペーパー(%)	0.57 (0.00)	0.67 (0.00)	0.70 (0.00)	0.60 (0.00)	0.37 (0.00)	0.40 (0.00)	0.47 (0.00)	0.46 (0.00)	0.36 (0.00)	0.39 (0.00)	0.54 (0.00)
RC 融資枠契約(%)	2.85 (0.00)	4.12 (0.00)	5.49 (0.00)	6.51 (0.00)	5.22 (0.00)	5.10 (0.00)	5.16 (0.00)	5.78 (0.00)	5.79 (0.00)	5.83 (0.00)	4.98 (0.00)
TL タームローン(%)	79.83 (94.52)	80.93 (95.17)	80.45 (94.66)	77.10 (90.65)	75.93 (89.16)	75.52 (89.10)	74.88 (88.14)	74.11 (87.29)	74.09 (87.55)	73.87 (87.46)	75.87 (89.49)
SR 優先債(%)	14.27 (1.07)	13.18 (0.28)	12.43 (0.00)	10.05 (0.00)	9.36 (0.00)	9.30 (0.00)	8.85 (0.00)	8.59 (0.00)	8.49 (0.00)	8.33 (0.00)	11.13 (0.00)
SU 劣後債(%)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.06 (0.00)	0.02 (0.00)	0.05 (0.00)	0.06 (0.00)	0.03 (0.00)	0.01 (0.00)	0.02 (0.00)	0.02 (0.00)	0.03 (0.00)
CL キャピタルリース(%)	0.19 (0.00)	0.30 (0.00)	0.62 (0.00)	5.39 (0.00)	8.80 (0.17)	9.25 (0.65)	10.03 (0.99)	10.39 (1.22)	10.66 (1.48)	10.95 (1.42)	6.10 (0.00)
OT その他負債(%)	2.28 (0.00)	0.80 (0.00)	0.24 (0.00)	0.31 (0.00)	0.28 (0.00)	0.37 (0.00)	0.57 (0.00)	0.66 (0.00)	0.60 (0.00)	0.61 (0.00)	1.36 (0.00)
DebtNO 負債項目数	1.72 (2.00)	1.73 (2.00)	1.77 (2.00)	2.09 (2.00)	2.15 (2.00)	2.21 (2.00)	2.32 (2.00)	2.34 (2.00)	2.34 (2.00)	2.34 (2.00)	2.08 (2.00)
HHI 負債構成のHHI	0.80 (0.93)	0.80 (0.94)	0.79 (0.93)	0.78 (0.88)	0.77 (0.86)	0.76 (0.85)	0.76 (0.84)	0.75 (0.83)	0.75 (0.81)	0.75 (0.82)	0.77 (0.86)
Excl90 90%以上ダミー(1,0)	0.59 (1.00)	0.60 (1.00)	0.59 (1.00)	0.57 (1.00)	0.56 (1.00)	0.55 (1.00)	0.54 (1.00)	0.54 (1.00)	0.52 (1.00)	0.53 (1.00)	0.55 (1.00)

注：上段は各負債項目の総負債額に対する割合の年度内平均値を示しており，下段の括弧内は年度内中央値を示している。

図 1 負債構成パターン：クラスター分析の結果



注：CP はコマーシャルペーパー，RC は融資枠契約，TL はタームローン，SR は優先債，SU は劣後債，CL はキャピタルリース，そして OT はその他負債を示している。

たクラスターの  $HHI = 0.39$ ).

また、結果の掲載は割愛するが、金融危機前後でサンプルを分割したクラスター分析も実施した。しかし、金融危機前後で抽出されるクラスターに大きな変化は見られず、金融危機によって我が国企業の負債構成に本質的な変化が生じていないことがわかった。

次に、表 2 は本稿の分析結果と Colla et al.(2013)の分析結果を比較したものである。サンプル期間は Colla et al.(2013)の分析で 2002 年から 2009 年、本稿の分析で 2005 年度から 2014 年度と分析に用いるサンプル期間に違いがあるが、本稿と Colla et al.(2013)の結果を比較することで、我が国企業と米国企業の負債構成パターンを比較することが可能になる<sup>4</sup>。

前述のように、我が国企業で抽出されたクラスター数は 5 であり、これは米国企業のクラスター数よりも 2 つ少なく、米国企業では抽出された優先債  $SR$  と劣後債  $SU$  に特化したクラスターが抽出されていない。特に、劣後債  $SU$  については、表 1 の結果と合わせると、負債による資金調達において活用があまり進んでいないことが伺える。優先債  $SR$  については、我が国企業では米国企業に比べて、タームローン(短期と長期の銀行借入金)  $TL$  と同時に利用される傾向が強いことが示されている。この結果は銀行が優先債  $SR$  の発行において何らかの役割を担っている可能性を示唆している。また、融資枠契約  $RC$  においても同様の傾向が見られる。

表 2 負債構成パターンの日米比較 : Colla et al.(2013)の結果との比較

日本企業:2005-2014								米国企業:2002-2009							
Cluster	CP	RC	TL	SR	SU	CL	OT	Cluster	CP	RC	TL	SR	SU	CL	OT
1	0.02	68.60	25.19	2.72	0.00	3.22	0.25	1	0.00	84.00	6.00	5.00	2.00	3.00	1.00
2	0.00	0.71	8.91	1.29	0.00	88.47	0.62	2	0.00	3.00	3.00	4.00	1.00	88.00	1.00
3	0.09	0.53	96.23	1.48	0.01	1.60	0.07	3	0.00	8.00	82.00	4.00	3.00	2.00	1.00
4	1.19	1.44	25.95	63.79	0.02	2.19	5.42	4	0.00	6.00	8.00	5.00	79.00	2.00	1.00
5	1.56	5.57	68.18	18.67	0.09	5.25	0.67	5	1.00	3.00	2.00	91.00	1.00	2.00	1.00
								6	4.00	17.00	14.00	48.00	5.00	3.00	10.00
								7	1.00	22.00	21.00	38.00	10.00	5.00	3.00

注 1: CP はコマーシャルペーパー, RC は融資枠契約, TL はタームローン, SR は優先債, SU は劣後債, CL はキャピタルリース, そして OT はその他負債を示している。

注 2: 米国企業の結果は, Colla et al.(2013)の Table3 から筆者が編集, 作成した。

### 3. 負債構成の決定要因

#### 3.1 負債構成の決定要因 : 先行研究の整理

前述のように、負債構成の決定要因について検証した研究は少なく、筆者が知る限り、

<sup>4</sup> 本稿のサンプル期間を 2005 年度から 2009 年度に変更したクラスター分析についても実施したが、結果に大きな相違は生じなかった。

Rauh and Sufi(2010)と Colla et al.(2013)の研究が存在するのみである。本節ではまずこれらの研究を紹介し、現時点で負債構成の決定要因としてどのようなものが確認されているのかを整理する。

Rauh and Sufi(2010)は負債構成の決定要因について検証を試みた先駆的な研究である。Rauh and Sufi(2010)はランダムに抽出した米国の上場企業（非金融業の 305 社）を対象として負債構成の決定要因を検証しており、負債構成のデータは直接有価証券報告書の注記から手作業で取得している。検証の結果、信用度の低い企業（S&P の長期自国通貨発行体格付けが BBB より低い企業）は複数の負債項目によって資金調達を行っていることを発見している。さらに、Rauh and Sufi(2010)は信用度が低下した企業（格付けが BBB より低くなった企業、いわゆる Fallen angels）を分析対象にして、負債構成の変化を追跡調査している。その結果、これらの企業は信用度が低下後、担保ありの銀行借入や劣後転換社債による資金調達を行っていることを発見している。

次に、Colla et al.(2013)の研究は Rauh and Sufi(2010)の研究成果を受けて、負債構成の決定要因について大規模サンプルを用いて再検証している。Colla et al.(2013)は 2002 年から 2009 年までの米国上場企業を対象として、負債構成の決定要因を定量的に検証している。前述のように、負債構成のデータは S&P Capital IQ のデータベースから取得している。検証の結果、格付け情報を持たない企業はより集中的な負債構成を保有していること報告している。言い換えれば、格付け情報を持たない企業は資本市場へのアクセスが制限されており、その結果として負債構成の集中度を高めているといえる。この結果は Rauh and Sufi(2010)の結果と整合的ではない。

このほかにも、Rauh and Sufi(2010)は期待倒産コストが高い企業、ならびに情報の非対称性が深刻な企業ほど負債構成の集中度が高いことを発見している。前者については、期待倒産コストが高い企業は、清算時における債権者間の再交渉コストを削減するために特定の負債項目に特化するという理論的な背景がある。一方、後者については、企業と債権者間で生じる情報の非対称性の影響を緩和するために、特定の負債項目に特化するという理論的な背景がある。

要約すると、Rauh and Sufi(2010)と Colla et al.(2013)の研究で指摘されている負債構成に影響を及ぼすファクターは、【1】期待倒産コスト、【2】情報生産のコスト、そして【3】資本市場へのアクセス容易度の 3 つである。本研究もこれら 3 つのファクターが負債構成の決定要因にどのような影響を与えているのかを回帰分析によって検証を行う。それぞれのファクターに対する代理変数を以下のように定める。括弧内は予想される負債の集中度との関係を示している。

#### 【1】期待倒産コスト

- ・有形固定資産比率：*TANGIBLE*（-）
- ・キャッシュ・フローのボラティリティ：*CFVOL*（+）

・アルトマンの Z スコア : *ZSCORE* (−)

**[2]** 情報生産のコスト : 情報の非対称性の深刻度

・R&D 総資産比率 : *R & D* (+)

・時価簿価比率 : *MB* (+)

**[3]** 資本市場へのアクセス容易度

・外国格付け会社の格付け (長期自国通貨建て発行体) 有無ダミー : *RATING* (−)

・配当の有無ダミー : *DIV* (−)

これらの代理変数は Colla et al.(2013)に従っている。キャッシュ・フローのボラティリティについては、キャッシュ・フロー総資産比率を業種内 (東証業種分類) の過去 3 年間の標準偏差で算出している。また、外国格付け会社 (S&P, Moody's, そして Fitch) の情報については、Bloomberg から取得している。ただし、これらの格付け情報は直近のものであり、過去時点の情報ではないことに注意が必要である<sup>5</sup>。

表 3 記述統計表 : 企業・年度の有効サンプル

		負債構成						
		サンプル数	平均値	標準偏差	25%分位点	50%分位点	75%分位点	利用割合(%)
CP	コマーシャルペーパー(%)	18377	0.50	3.49	0.00	0.00	0.00	5.04
RC	融資枠契約(%)	18377	5.20	16.55	0.00	0.00	0.00	16.58
TL	タームローン(%)	18377	76.71	29.79	64.12	90.14	100.00	94.75
SR	優先債(%)	18377	10.29	19.57	0.00	0.00	12.67	44.20
SU	劣後債(%)	18377	0.03	0.75	0.00	0.00	0.00	0.24
CL	キャピタルリース(%)	18377	6.61	19.52	0.00	0.00	2.67	45.39
OT	その他負債(%)	18377	0.66	6.40	0.00	0.00	0.00	3.47
DebtNO	負債項目数	18377	2.10	0.93	1.00	2.00	3.00	n.a.
HHI	負債構成のHHI	18377	0.77	0.24	0.55	0.86	1.00	n.a.
Exc190	90%以上ダミー(1,0)	18377	0.56	0.50	0.00	1.00	1.00	n.a.

		財務変数					
		サンプル数	平均値	標準偏差	25%分位点	50%分位点	75%分位点
SIZE	総資産額(百万円)	18377	339818	1523231	21426	53193	156547
LEVERAGE	負債比率(%)	18377	52.18	18.93	38.01	52.45	66.61
CASH	現金保有総資産比率(%)	18377	13.76	9.94	6.59	11.37	18.27
PROFIT	営業利益総資産比率(%)	18377	4.75	5.20	2.17	4.23	7.24
TANGIBLE	固定資産比率(%)	18368	30.78	18.01	17.98	28.83	41.04
CFVOL	CFのボラティリティ(%)	18375	7.29	3.76	5.10	6.13	8.26
ZSCORE	アルトマンのZスコア	18318	2.68	1.53	1.71	2.39	3.26
MB	時価簿価比率	18377	1.30	1.96	0.00	0.46	1.81
R&D	R&D総資産比率(%)	18377	1.09	0.53	0.83	0.97	1.18
RATING	外国格付けの有無ダミー(1,0)	18377	0.03	0.18	0.00	0.00	0.00
DIV	配当の有無ダミー(1,0)	18377	0.89	0.31	1.00	1.00	1.00

注 : *CFVOL*, *DIV*, そして *RATING* 以外の企業財務変数については、異常値処置として上下 1%をウィソライズしている。

<sup>5</sup> S&P Capital IQ のデータベースからも、Bloomberg と同様に直近の S&P による格付け情報しか取得できない(ただし、契約内容によっては取得可能)。Bloomberg のデータベースからは、各社の過去時点の格付け情報についても確認することが可能であるが、データ化をすべて手作業で実施する必要があるため、本稿では分析を断念した。この点については今後の課題としたい。また、日本の格付け会社 (R&I と JCR) の格付け情報を用いた分析も実施したが、同様の結果が得られている。

### 3.2 決定要因の回帰分析

決定要因の回帰式は以下(3)式の通りである。

$$\text{負債構成の集中度}_{i,t} = f(\text{期待倒産コスト}_{i,t}, \text{情報生産コスト}_{i,t}, \text{資本市場へのアクセス容易度}_{i,t}, X_{i,t}, \varepsilon_{i,t}) \quad (3)$$

ここで、被説明変数の負債構成の集中度は、資金調達を行っている負債項目数 (*DebtNO*)、負債項目の金額に基づく、ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (*HHI*)、そして負債項目の支配度 (*ExcI90*) の3つである。また、*X* はコントロール変数であり、企業規模を示す総資産額の自然対数値 ( $\ln(\text{SIZE})$ )、負債比率 (*LEVERAGE*)、現金総資産比率 (*CASH*)、そして営業利益総資産比率 (*PROFIT*) を用いる。表3は回帰分析に用いる負債構成変数と企業財務変数の記述統計である。分析に用いるサンプル企業数は企業-年度で18377サンプルである。

負債構成変数の *DebtNO* と *HHI* は、それぞれ1から7と0から1に切断された被説明変数であるため、これらを被説明変数とした推定においてはトービット回帰を採用する。また、*ExcI90* は1か0の離散の被説明変数であるため、この回帰ではロジット回帰を採用する。さらに、年度と産業の固定効果を考慮するため、年度ダミーと産業ダミーを回帰モデルに追加して推定を行う。

表4は(3)式の推定結果である。Model 1とModel 2は *DebtNO* を被説明変数とした回帰分析の結果であり、Model 3とModel 4は *HHI*、そしてModel 5とModel 6は *ExcI90* を被説明変数とした回帰分析の結果である。また、Model 1とModel 3、そしてModel 5はコントロール変数のみの推定結果を示している。いずれのモデルにおいても、企業規模を示す  $\ln(\text{Size})$  は負債構成の集中度とは正の関係（正の係数）があり、企業規模が大きくなるほど、負債構成の集中度は高くなるという意味している。この結果は Colla et al.(2013)の米国企業での結果と整合的ではない。

さらに、現金保有比率 (*CASH*) が高くなるほど、負債構成の集中度が高くなるという結果が得られている。この結果の解釈として、Kahle and Stulz(2013)が金融危機時において発見しているような現金保有と負債の資金調達の代替性が挙げられる。しかし、この解釈が妥当か否かについてはより詳細な検証が必要である。

次に、負債構成に影響を及ぼす3つのファクターについて見ていきたい。期待倒産コストの代理変数である *TANGIBLE* については、Model によって得られる係数の符号が逆転しており、一貫した関係が見られていない。また、*CFVOL* についても Model 4で統計的に有意な（ただし、10%有意）係数が得られているが、この結果は、Colla et al.(2013)の結果と整合的ではない。

*ZSCORE* については、この変数を含む全てのモデルで統計的に有意な係数が得られている。Model 2とModel 4では負債構成の集中度と負の関係が示されており、予想と整合的である。しかし、Model 6においては、負債構成の集中度と正の関係が示されている。したがって、*ZSCORE* については、被説明変数によって結果が異なり、一貫した関係が

見られない。

情報生産コストについては、*R & D*はいずれの Model においても統計的に有意な結果は示されなかった。一方、*MB*はいずれの Model でも統計的に有意であり、Model 2と Model 4では予想と整合的な結果が得られている。しかし、*ZSCORE*と同様に、Model 6では予想と反する結果になっている。

最後に、資本市場へのアクセス容易度については、*RATING*と*DIV*ともにすべての Model で統計的に有意な結果が得られるが、負債構成の集中度との関係は一貫していない。Model 2と Model 4では予想と整合的でない結果が得られているが、Model 6については、予想と整合的な結果が得られている。

表 4 推定結果：負債構成の決定要因

	Model1 Tobit DebtNO	Model2 Tobit DebtNO	Model3 Tobit HHI	Model4 Tobit HHI	Model5 Logit Exc190	Model6 Logit Exc190
ln(SIZE)	-0.0530 *** (0.0034)	-0.0459 *** (0.0039)	0.2474 *** (0.0127)	0.2076 *** (0.0145)	-0.3609 *** (0.0233)	-0.3355 *** (0.0289)
LEVERAGE	-0.0029 *** (0.0003)	-0.0021 *** (0.0004)	0.0175 *** (0.0011)	0.0164 *** (0.0014)	-0.0119 *** (0.0019)	-0.0089 *** (0.0026)
CASH	0.0004 (0.0006)	-0.0012 ** (0.0006)	0.0035 * (0.0020)	0.0055 ** (0.0021)	-0.0054 (0.0035)	-0.0105 *** (0.0040)
PROFIT	0.0014 (0.0009)	-0.0001 (0.0010)	-0.0138 *** (0.0032)	0.0033 (0.0035)	0.0080 (0.0055)	0.0007 (0.0066)
TANGIBLE		-0.0013 *** (0.0004)		0.0064 *** (0.0013)		-0.0087 *** (0.0025)
CFVOL		0.0021 (0.0019)		-0.0117 * (0.0068)		0.0166 (0.0137)
ZSCORE		0.0284 *** (0.0055)		-0.1260 *** (0.0192)		0.1698 *** (0.0366)
R&D		-0.0045 (0.0037)		0.0079 (0.0128)		-0.0234 (0.0249)
MB		-0.0261 ** (0.0104)		0.0740 ** (0.0371)		-0.1897 *** (0.0641)
RATING		-0.0946 *** (0.0256)		0.4224 *** (0.1216)		-0.9808 *** (0.2905)
DIV		-0.0691 *** (0.0131)		0.1961 *** (0.0497)		-0.5050 *** (0.1007)
Constant	1.8776 *** (0.0737)	1.8204 *** (0.0896)	-3.0739 *** (0.3008)	-2.7093 *** (0.3638)	6.9394 *** (0.7043)	6.7666 *** (0.7671)
Fixed Effects						
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	18377	18309	18377	18309	18377	18309
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1836	0.2042	0.1152	0.1245	0.0834	0.0948

注 1：\*，\*\*，\*\*\*はそれぞれ統計的に 10%，5%，そして 1%有意であることを示している。また、括弧内は企業クラスター頑健標準誤差を示している。

注 2：変数の説明については、表 3 を参照されたい。

表 4 の結果を要約すると、米国企業を対象とした Colla et al.(2013)の研究と整合的な結

果が得られるケースがあるものの、負債構成の集中度を示す被説明変数や負債構成に影響を与えるファクターの代理変数によって結果にばらつきが生じているということである。特に、負債構成の集中度は用いた指標が適切であるか否かを十分に吟味する必要がある。

### 3.3 タイムトレンド回帰モデル：金融危機が及ぼす影響

2008年9月に生じたリーマンショック時には社債・CP市場が麻痺し、外部資金調達が困難になった<sup>6</sup>。したがって、リーマンショックの発生が企業の負債構成に影響を及ぼす可能性がある。本稿では、以下のシンプルな回帰式によって金融危機後の各負債項目と負債構成の集中度の変化を確認する。

$$DS_{i,t} = \alpha + \beta_1 I_{2009-2011} \times Year + \beta_2 I_{2012-2014} \times Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

ここで、 $DS$ は負債構成変数であり、各負債項目の総負債比率( $CP$ ,  $RC$ ,  $TL$ ,  $SR$ ,  $SU$ ,  $CL$ , そして $OT$ )と負債構成の集中度を示す $DebtNO$ ,  $HHI$ , そして $Excl90$ の3つが被説明変数となる。また、 $I_{2009-2011}$ と $I_{2012-2014}$ はそれぞれ2009年度から2011年度までのサンプル期間(リーマンショック後3年間)と2012年度から2014年度のサンプル期間(リーマンショック後4年目以降)である場合に1を取る年度ダミー変数であり、 $Year$ はタイムトレンド項である。やや恣意的であるが、これらの年度ダミー変数とタイムトレンド項の交差項によって、構造的な変化が生じているか否かについても検証を行う。

各負債項目の総負債比率についてはトービット回帰モデルを採用し、負債構成の集中度については、(3)式の推定と同様に、 $DebtNO$ と $HHI$ はトービット回帰、 $Excl90$ はロジット回帰を採用する。

表5は(4)式の推定結果を示している。 $DebtNO$ ,  $HHI$ , そして $Excl90$ の結果から明らかのように、金融危機後、負債構成の集中度が低下し、負債による資金調達の多様化が進んだことが伺える。この傾向は、金融危機直後の3年とそれ以降では大きな違いはなく、持続的に多様化が進んだと考えられる(ただし、これらの係数の差の $\chi^2$ 検定はいずれも統計的に有意)。

また、各負債項目については、金融危機後、コマーシャルペーパー( $CP$ )やタームローン( $TL$ )、優先債( $SR$ )による資金調達が減少していることが示されている。特に、タームローン( $TL$ )の減少度合いが大きいことがわかる。一方で、融資枠契約( $RC$ )やキャピタルリース( $CL$ )での資金調達が増加している。また、劣後債( $SU$ )での資金調達についてもやや増加傾向にある点も興味深い。

これらの結果を要約すると、金融危機後は、タームローン( $TL$ )による資金調達を抑

<sup>6</sup> 2011年3月に発生した東日本大震災についても、資本市場を一時的に麻痺させた。特に社債市場では、サプライチェーンの寸断や福島第一原発事故の発生、またそれに伴う電力不足懸念より、信用不安が拡大した。したがって、東日本大震災の発生についても負債構成に影響を及ぼす可能性があるが、本稿では金融危機に焦点を絞り、分析は実施していない。

制しつつも、融資枠契約（RC）やキャピタルリース（CL）、そして、劣後債（SU）での資金調達での資金調達を積極的に行った結果、負債構成の集中度が低下したと言える。

表 5 推定結果：金融危機の影響

	Constant	2009-2011	2012-2014	$\chi^2$	N	Pseudo R <sup>2</sup>
	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	$(\beta_1 - \beta_2)$		
CP	-30.394 *** (12.545)	-0.0015 *** (0.0004)	-0.0020 *** (0.0005)	0.00047	18377	0.041
RC	-84.182 *** (28.201)	0.0031 *** (0.0006)	0.0046 *** (0.0009)	-0.00147 **	18377	0.010
TL	117.935 *** (8.353)	-0.0050 *** (0.0004)	-0.0064 *** (0.0005)	0.00141 ***	18377	0.006
SR	-57.021 *** (13.982)	-0.0035 *** (0.0003)	-0.0046 *** (0.0004)	0.00109 ***	18377	0.011
SU	-208.042 *** (1.913)	0.0060 *** (0.0007)	0.0017 ** (0.0007)	0.00431 ***	18377	0.127
CL	-44.290 *** (6.172)	0.0175 *** (0.0007)	0.0199 *** (0.0008)	-0.00246 ***	18377	0.044
OT	-88.846 *** (18.049)	-0.0025 * (0.0014)	0.0032 ** (0.0015)	-0.00571 ***	18377	0.014
DebtNO	1.4377042 *** (0.249)	0.00020 *** (0.00001)	0.00025 *** (0.00001)	-0.00006 ***	18377	0.037
HHI	0.926471 *** (0.033)	-0.000014 *** (0.000002)	-0.000020 *** (0.000003)	0.00001 ***	18377	-1.461
Excl90	1.7670579 *** (0.534)	-0.000088 *** (0.00002)	-0.00012 *** (0.00002)	0.00003 *	18377	0.023

注 1：\*，\*\*，\*\*\*はそれぞれ統計的に 10%，5%，そして 1%有意であることを示している。また、括弧内は企業クラスター頑健標準誤差を示している。

注 2：推定には産業ダミーを含めて、産業ごとの固定効果を考慮している。また、変数の説明については、表 3 を参照されたい。

#### 4. まとめと課題

本稿は、我が国企業を対象として負債構成の時系列推移の確認とそのパターンの抽出を行った。その結果、我が国企業の負債構成は銀行借入を減少させると同時にそのほかの負債による資金調達によって多様化が進んでいることが明らかになった。また、負債構成のパターンについては、特定の負債項目に特化した企業の存在が明らかになった。しかし、負債構成の多様化は米国企業に比べて進展しておらず、我が国独自の資金調達慣行が影響している可能性が示唆されている。

これらの分析に加えて、本稿では負債構成の決定要因について回帰分析による解明を試みた。その結果、米国企業を対象とした Colla et al.(2013)と整合的な結果が得られている一方で、被説明変数（負債構成の集中度）や負債構成に影響を与えるファクターの代理変数によって結果にばらつきが生じることが示された。そもそも、先行研究である Rauh and

Sufi(2010)と Colla et al.(2013)においても、総合的な結果が得られていないため、負債構成の集中度を示す指標や代理変数の妥当性を吟味する必要性が示唆される<sup>7</sup>。加えて、金融危機が負債構成に与える影響について着目した分析では、我が国企業が金融危機後にコーポレート紙やタームローン、そして優先債による資金調達を抑制したことが示された。一方で、融資枠契約やキャピタルリース、そして劣後債による資金調達が積極的に行っていることが示された。結果として、負債構成の集中度は金融危機後、有意に低下していることが示されており、負債による資金調達の多様化が進展したことが明らかになった。

前述のように、定量分析における課題が残るものの、申請者が知る限り、我が国企業を対象とした負債構成の決定要因に関する本格的な定量分析は存在しておらず、その意味で、学術界ならびに実務界に対して一定の貢献があると思われる。

しかし、本稿の分析には興味深い課題が残されている。たとえば、我が国では 1993 年の「金融システム改革法」によって、子会社による銀行の証券業への参入が解禁された。その結果として、銀行の債券引受幹事としての役割が学術的にも注目されるようになった<sup>8</sup>。銀行との密な取引関係によって、企業が資金調達に関する専門的なアドバイスを享受し、証券子会社を通じて様々な債券をスムーズに発行できているならば、当該企業の負債構成は多様化することになる。本稿では、優先債を発行している企業が同時にタームローン（銀行借入）も利用していることを発見しているが、この結果を説明する要因をさらに検証する必要がある。

加えて、本稿ではゼロレバレッジの企業を分析の対象外とした。しかし、このような企業が負債で資金調達を行うとき、どのような理由で負債での資金調達を行い、また負債項目で資金調達を行うかという点はとても興味深い課題である。

---

<sup>7</sup> Rauh and Sufi(2010)は資本市場へのアクセス容易度は負債の集中度と負の関係があることを発見し、一方、Colla et al.(2013)は正の関係があることを発見している。

<sup>8</sup> Yasuda(2007)は我が国の債券市場を対象に分析しており、銀行とのリレーションシップが強いほど、引受幹事にその銀行（証券子会社）が選択されやすいことを発見している。このような派生的な役割は、有力証券子会社を持つ大手都市銀行に限定されるのではなく、地方の中堅企業を顧客に持つ地方銀行にも適用されるものであり、新たなビジネスモデルとして期待できると考えられる。

## 補論 分析サンプル企業数の推移と負債構成データの詳細

補論では、本稿の分析に用いる S&P Capital IQ の負債構成データについてより詳細な説明を行う。S&P Capital IQ では、負債構成に関する情報を有価証券報告書の注記から取得し、データ収録している。そのため、注記に負債構成に関する情報を記載していない企業についてはデータを収録していない。また、部分的に負債構成の情報を記載している企業も存在し、定量分析に利用可能なサンプル、すなわち負債構成に関する情報が完全に取得可能な有効サンプルはさらに限定される。

表 A1 は有効サンプル数を 2003 年度から 2014 年度の期間において集計したものを示している。これを見ると、2005 年度よりも前の期間においては、有効なサンプルが極端に少なく、サンプルセレクションの問題が生じている可能性がある。したがって、本稿では 2005 年度よりも前の期間を定量分析に利用することは不適切であると考え、分析の対象外とした。また、2010 年度以降についても有効なサンプル数の減少が生じている。この減少傾向の原因については明らかではないが、有効なサンプル数が十分に確保できているため、大きな問題は生じないと判断し、分析の対象期間とした。

表 A2 は一例として、ソフトバンク社の S&P Capital IQ から取得できる負債構成データを表示している。各項目の詳細については、注 2 を参照して頂きたい。

表 A1. 有効サンプル数の推移

年度	対象企業数	有効サンプル数	有効サンプル率
2003	1900	977	51.4%
2004	1970	1102	55.9%
2005	2042	1962	96.1%
2006	2102	2090	99.4%
2007	2145	2141	99.8%
2008	2165	2162	99.9%
2009	2166	2160	99.7%
2010	2167	2061	95.1%
2011	2170	2008	92.5%
2012	2170	1948	89.8%
2013	2170	1972	90.9%
2014	2179	1862	85.5%
合計	21476	20366	94.8%

注 1：東証上場企業をサンプルの対象としている。

注 2：有効サンプル数とは、負債構成に関する情報が取得可能であり、かつ負債構成の各項目合計と負債合計が一致する企業のことを意味している。また、負債がゼロのサンプルについても集計の対象としているため、本文の分析とはサンプル数が異なることに注意が必要である。

表 A2. ソフトバンク社の負債構成データ

<b>Debt Summary Data</b>				
<b>For the Fiscal Period Ending</b>				
<b>Units</b>	<b>12 months Mar-31-2014</b>		<b>12 months Mar-31-2015</b>	
	<b>Millions</b>	<b>% of Total</b>	<b>Millions</b>	<b>% of Total</b>
Total Commercial Paper	32,000.0	0.3%	32,000.0	0.3%
Total Revolving Credit	2,453,368.0	26.8%	0	0.0%
Total Term Loans	51,460.0	0.6%	2,454,964.0	21.2%
Total Senior Bonds and Notes	4,831,213.0	52.7%	6,079,487.0	52.4%
Total Subordinated Bonds and Notes	-	-	834,274.0	7.2%
Total Capital Leases	995,210.0	10.9%	1,156,364.0	10.0%
General/Other Borrowings	806,802.0	8.8%	1,051,663.0	9.1%
<b>Total Principal Due</b>	<b>9,170,053.0</b>	<b>100.0%</b>	<b>11,608,752.0</b>	<b>100.0%</b>
Total Adjustments	-	-	(1,441.0)	(0.0%)
<b>Total Debt Outstanding</b>	<b>9,170,053.0</b>	<b>100.0%</b>	<b>11,607,311.0</b>	<b>100.0%</b>

注 1 : S&P Capital IQ から取得している。

注 2 : Total Commercial Paper は商業ペーパーの合計額, Total Revolving Credit は当座貸越契約や貸出コミットメント契約などの融資枠の合計額, Total Term loans は短期借入金と 1 年以内満期の長期借入金, そして長期借入金の合計額, Total Senior Bonds and Notes は優先債の合計額, Total Subordinated Bonds and Notes は劣後債の合計額, Total Capital Leases はキャピタルリース (あるいはファイナンスリース) の合計額, そして General/Other Borrowings はその他負債の合計額を示しており, 上記の項目以外の負債合計額である。また, Total Adjustments は S&P Capital IQ がデータ収集を行う際に生じた誤差を示している。より具体的には, S&P Capital IQ はこれらの負債項目情報を有価証券報告書の注記から取得しているが, これら負債構成の各項目の合計とバランスシート上の負債合計が一致しないことがある。これによって生じた差を Total Adjustments として表示している。

## 参考文献

- ・ 岡本弦一郎(2013)「資本構成の調整手段について：日本の上場企業データによる実証分析」『経済経営研究』 Vol.34,pp.1-48.
- ・ 高見茂雄(2013)「日本の上場製造業の有利子負債科目残高推移」『立正経営論集』 Vol.45, pp.25-50.
- ・ 太宰北斗(2015)「ファミリー企業と資本構成」『現代ファイナンス』 No.36, pp.65-89.
- ・ 式見雅代(2014)「企業の財務意思決定と最適資本構成」『金融経済研究』第 36 号, pp.67-90.
- ・ Colla,P., Ippolito,F., and Kai,L.,(2013) “Debt Specialization,” *The Journal of Finance*, Vol.68, pp.2117-2141.
- ・ Graham,J.R., and Leary,M.T.,(2011) “A review of empirical capital structure research and directions for the future,” *Annual Review of Financial Economics*, Vol.3, pp.1-37.
- ・ Kahle,K., and Stulz,R.,(2013) “Access to Capital, Investment, and the Financial Crisis,” *Journal of Financial Economics*, Vol.110, pp.280-299.
- ・ Rauh,J.D., and Sufi,A.,(2010) “Capital Structure and Debt Structure,” *Review of Financial Studies*, Vol.23, pp.4242-4280.
- ・ Yasuda,A.,(2007) “Bank relationships and underwriter competition: Evidence from Japan,” *Journal of Financial Economics*, Vol.86, pp.369-404.

国際金融ネットワークを通じた対外与信の増幅効果の検証

山口大学 経済学部  
山本周吾

## Abstract

本稿では、国際金融ネットワークを経由した増幅効果を考慮して銀行の対外与信のメカニズムについて分析したものであり、以下の3点を明らかにした。(1) VIX などの国際変数だけではなく、M2/GDP 等の国内変数も対外与信に大きな影響を及ぼしている、(2) ネットワークを通じた増幅効果に国際金融センターの中心である米国が大きな役割を果たした、(3) ネットワークのハブ国が多い OECD 諸国では VIX 等の国際変数ではなくて、ネットワークを通じた対外与信間同士の空間的な自己相関が対外与信の増加を説明していることも明らかにした。

## 目次

1. イントロダクション .....	1
2. 国際金融ネットワークの概要 .....	2
3. 推計方法とデータ .....	5
3. 1. 空間計量モデル .....	5
3. 2. データ .....	7
4. 実証結果 .....	8
4. 1. OECD 加盟国と新興国 .....	8
4. 2. シミュレーション分析：増幅効果における米国の役割 .....	12
4. 3. OECD 加盟国 .....	14
5. 結論 .....	19
参照 .....	20
参考文献 .....	21

## 1. イントロダクション

1990年代以降、金融市場のグローバル化の進展によってグロスで見た資本移動は急速に拡大して、グローバルでみた資金調達が非常に容易になった。これが米国の対外借入を招いてグローバルインバランス問題や、08-09年の世界金融危機を誘発したことが指摘されるなど、資本移動を通じたグローバルな流動性の拡大は世界経済に大きな影響を及ぼしている<sup>1</sup>。このために、資本移動のメカニズムを解明することは国際金融システムの安定化のために非常に重要である。特に、グロスの資本移動は強く正の相関にあり、ある国の資本移動が増加すると他国のも連動して増加することが Rey (2013) や Broner et al. (2013) によって指摘されているが、この背後にはどのようなメカニズムが働いているのだろうか。

Calvo et al. (1996) は資本移動を決定づける要因として“Push”という国際要因、“Pull”という国内要因を区別した。もし、国際要因が重要であれば、国際金融センターの中心地である米国の金融環境や金融政策が資本移動の安定化のために重要となる。一方で、国内要因の方が重要であれば、各国の資本規制や個別の金融政策などローカルな政策が重要となる。このために、近年では以下のような先行研究がなされている。

Forbes and Warnock (2012) は急激な資本移動を“Surges (急激な流入)” “Stops (流入の急停止)” “Flight (急激な流出)”などに分類し、グローバルなリスク指標を表す VIX (Volatility Index) などの国際要因が主要な要因であり、負債比率や資本規制などの国内要因の重要性は低いことを明らかにした。Fratzscher (2012) はファクター分析を用いて共通要因という国際要因が主要な役割を果たしていたことを明らかにした。Bruno and Shin (2015a,b) もパネル分析と VAR 分析を用いて、米国の金融緩和による米国以外の国々の実質為替レートの増価や、グローバルリスクの鎮静化という国際要因が主要な役割を果たすことを明らかにした。Shirota (2015) と Sarno et al. (2015) はダイナミック・ファクター分析を用いてそれぞれグローバルな共通要因が主要な役割を果たすことを明らかにした。特に、Sarno et al. (2015) は国際要因である共通要因がポートフォリオ投資の変動の 80% 近くを説明していることを明らかにした。このように主要な先行研究をみると国内要因よりも国際要因の方が資本移動の変動を説明している。これは資本移動を制御するためには VIX 等の国際要因を操作することが重要であることを示している。

しかし、現在の国際金融市場は国際銀行間の緻密なネットワークが形成されているため、ローカルで発生した局所的なショックがネットワークを通じて増幅しながらグローバルなショックに成長する可能性が考えられる。特に、Acemoglu et al. (2012) は理論モデルとシミュレーション分析を用いて、ネットワークの構造によっては局所的なミクロのショックは *intersectoral input-output linkage* を通じて増幅してマクロ経済全体に大きな影響を及ぼすことを明らかにした。このためにネットワークを通じた増幅効果を考慮して実証分析を進めることが重要である。そこで、本稿ではある国の被説明変数が自国の説明変数だけでなく、ネットワークを通じて他国の被説明変数や説明変数の影響を受けることをモデル化し

---

<sup>1</sup> 国際銀行貸出とグローバル流動性の関係は Bruno and Shin (2015a) や Cerutti et al. (2014) で詳しい。

た空間計量モデル<sup>2</sup>を用いて、国内要因と国際要因がグローバルな銀行与信に及ぼすメカニズムについて明らかにする。近年はネットワーク関連の実証研究が盛んであり、金融の分野への応用が非常に盛んである。現状では Minoiu and Reyes (2013) 等に代表されるように位相数学などを応用した記述統計関連の分析が多い。また、国際金融ネットワークを用いて資本移動を実証分析した先行研究として、Gravity Approach<sup>3</sup>に適用した Hale et al. (2011) と銀行の対外与信と借入をパネル分析した Hale (2012) がある<sup>4</sup>。しかし、Gravity Approach や通常の分析方法だとネットワークを通じた増幅効果を捉えることができない。増幅効果を捉えるためには空間計量モデルを用いる必要があるが、これを国際金融に適用した先行研究としては、株価の国際連関を実証分析した Dell' Erba et al. (2013) 及び Asgharian et al. (2013)、システミック・リスクの波及効果を分析した Tonzer (2015) がある。しかし、現在のところ国際資本移動に適用した先行研究は筆者の知る限り存在しない。

本稿の構成は以下の通りである。2 節で現代の国際金融ネットワークの特徴について明らかにして、本稿の分析の意義やねらいについてより詳細に述べる。3 節では空間計量モデルとデータについて説明する。4 節では実証結果とシミュレーション分析について述べる。そして、最後の 5 節で結論を述べる。

## 2. 国際金融ネットワークの概要

1990 年代後半以降、金融技術の高度化や金融のグローバル化と自由化を背景に国際金融市場が高度に発達した。ネットワークが存在するとローカルな局所的なショックの波及について 2 つの可能性が考えられる。1 つは局所的なショックが発生すると増幅しながらシステム全体に大きな影響を及ぼす可能性、2 つは逆に局所的なショックがネットワークを通じて広範囲に分散されて消滅するという可能性である。そこで、Allen and Gale (2000) はシンプルな 4 カ国のモデルを用いて、ショックの波及はネットワークの形状に依存しており、ネットワークの形成が不完全であれば局所的なショックは増幅効果を伴ってシステム全体に大きな影響を及ぼすことを明らかにした。同様に、Eisenberg and Noe (2001)、Nier et al. (2007)、Haldane and May (2011)、Gai et al. (2011) 等も金融市場においても局所的なショックの増幅効果はネットワーク構造に依存することを明らかにした。

---

<sup>2</sup> 金融の分野では空間計量モデルの分析は少ないが、経済地理学の分野では多い。詳細は Anselin (2010) を参照。

<sup>3</sup> 国際資本移動に適用した代表的な先行研究として Portes and Rey (2005) がある。

<sup>4</sup> 資本移動以外を分析した先行研究では、国際ビジネスサイクルの連関を分析した Kalemli-Ozcan et al. (2013)、金融危機時における資産価格の contagion を分析した Ahrend and Goujard (2014) 等がある。

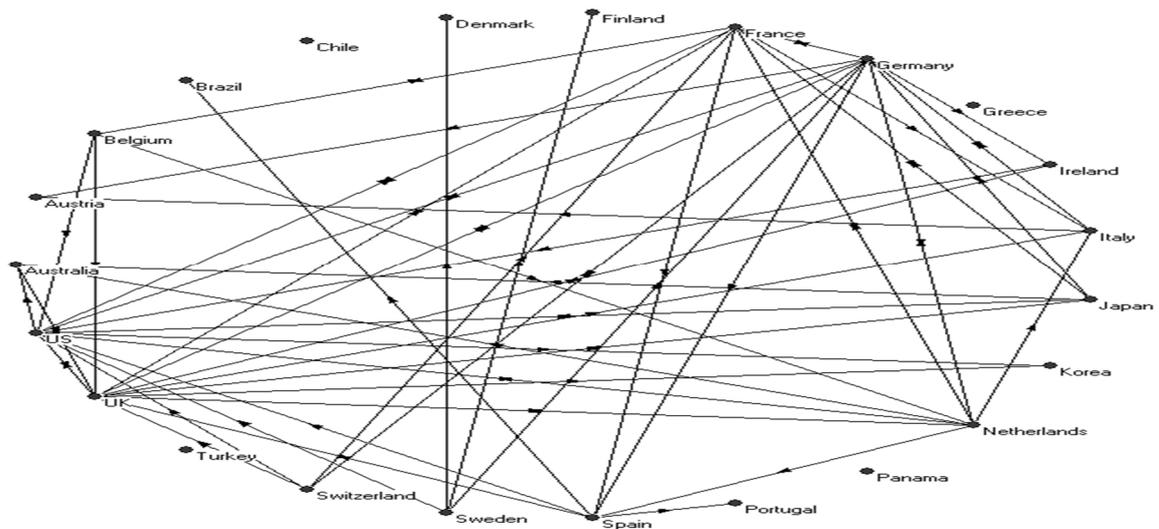


図 1 : 国際金融ネットワーク

出所 : BIS の International Banking Statistics (Consolidated banking statistics)

それでは実際のデータを用いて国際金融ネットワークを図 1 より見ていこう<sup>5</sup>。図が示すように国際金融ネットワークは各国間で均等に張り巡らされているのではなく、米国と英国の 2 大ハブ国が中心となり、その次にスイス、ドイツ、フランスなどの準ハブ国が続き、周辺に新興国が位置するハブ&スポークス・システムのような構造をしている。特に、Von Peter (2007)、IMF (2009)、Kubelec and Sa (2012)、Minoiu and Reyes (2013) 等は位相数学などを応用して国際金融ネットワークの詳細は記述統計を明らかにした。以上のような均一ではなく重層的で不完全な構造を持った国際金融ネットワークでは、局所的ショックが発生すると増幅効果を持ちながらシステム全体に波及することが考えられる。実際に、Hoggarth et al. (2010) は図 1 で使用した統計を用いて Input-Output 分析によって国際金融ネットワークの増幅効果を明らかにしている<sup>6</sup>。しかし、Input-Output 分析ではネットワークを通じた自国の被説明変数が他国の被説明変数に及ぼす影響や、自国の説明変数が他国の被説明変数に影響を及ぼすような、より複雑なメカニズムを分析することができない。そこで本稿の目的は第 1 に空間計量モデルを用いて国際金融ネットワークが増幅効果を持つかどうかを検証する。

<sup>5</sup> データの出所は BIS の International Banking Statistics にある Consolidated banking statistics である。

<sup>6</sup> Alariste and Fagiolo (2014) も Input-Output 分析を用いて経済ショックの波及効果について分析した。

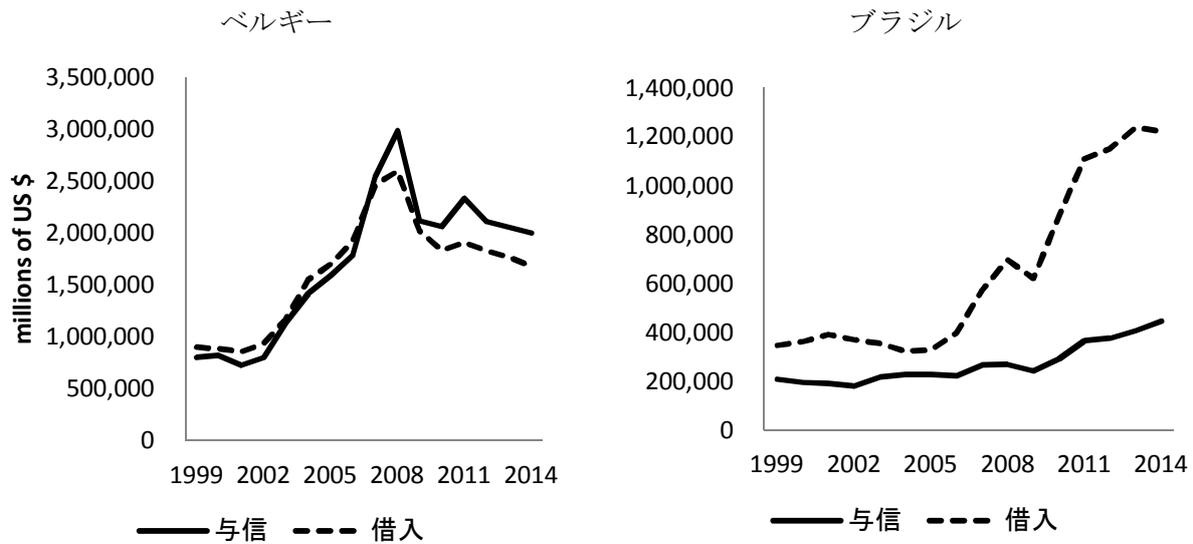


図 2 : ベルギーとブラジルの対外与信と借入

出所 : BIS の International Banking Statistics の Locational banking statistics

しかし、先述したように国際金融ネットワークはハブ&スポークス・システムの非対称的は構造をしているために、ハブ国と周辺国ではネットワークの構造が異なっている。実際に図 2 が示すように、ハブ国のひとつであるベルギーでは対外与信と対外借入の推移は非常に類似しているが、周辺国であるブラジルの対外与信と対外借入には大きなギャップがあり、対外借入が相対的に大きくなっている。同様の傾向はそれぞれの国々における対外与信と対外借入の関係を散布図で示した図 3 で示されている。すなわち、ハブ国と準ハブ国が含まれている OECD 加盟の 22 カ国では、対外与信と対外借入の相関係数は 1.1 であり、決定係数が 0.9 と非常に高いことが示されている。一方で、周辺国が含まれている新興国の対外与信と対外借入の相関係数は 0.74、決定係数も 0.62 と低くバラツキが大きいことが示されている。このように、先進国で対外与信と対外借入の相関が高く、新興国で低いことは Broner et al. (2013) でも指摘されており、先進国では A 国から B 国へ貸出すると、B 国から C 国への貸出を誘発して、これが C 国から D 国へのさらなる貸出を誘発するというように、増幅効果は先進国の方が強いことが考えられる。このために、本稿の第 2 の目的は、サンプルを OECD 加盟国と新興国を含めた 64 カ国の全サンプルと、OECD 加盟国に限定した 22 カ国のサンプルの 2 つに分割して、2 つのサンプル間で国際金融ネットワークの増幅効果に違いがあるかどうかを検証する。

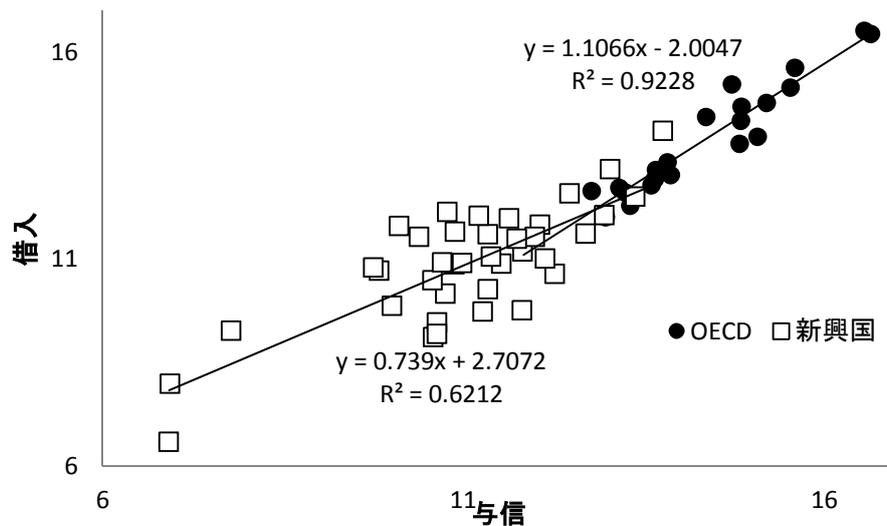


図 3 : OECD 諸国と新興国のそれぞれの与信-借入の関係 (対数値)

注 : OECD 諸国と新興国の内訳は Appendix A を参照

出所 : BIS の International Banking Statistics の Locational banking statistics

### 3. 推計方法とデータ

#### 3.1. 空間計量モデル

空間計量経済学とは、ある国の被説明変数が自国の説明変数だけでなく、ネットワークを通じて他国の被説明変数や説明変数の影響を受けることをモデル化したものである。本稿では被説明変数はある国の銀行の全世界向けの対外与信である。そして、以上の相互依存関係をモデル化した推計式として Spatial Durbin Model (SDM) がある。このモデルのエッセンスを Elhorst (2014) を基にシンプルなクロスセクション・モデルを用いて説明する<sup>7</sup>。

$$Y = \delta WY + \alpha i_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (1)$$

$Y$  は  $N \times 1$  の被説明変数、 $X$  は  $N \times K$  の説明変数、 $i_N$  は定数項  $\alpha$  にかかるの  $N \times 1$  のベクトル、 $\varepsilon$  は  $N \times 1$  の誤差項である。 $\varepsilon_i$  は平均が 0 で分散が  $\sigma^2$  の  $i$  に関して独立に同一の確率分布を仮定している。 $W$  は国際金融ネットワークを表す非負の  $N \times N$  のウェイトであり、自国から自国への直接の影響はないと仮定しているのでの対角成分は 0 である。推計するのは  $K \times 1$  のパラメータの  $\beta$  と  $\theta$ 、及び空間自己回帰係数であるスカラーの  $\delta$  である。 $\beta$  は国際金融ネットワークを経由しない説明変数の影響を示し、 $W$  の対角行列は 0 なので、 $\theta$  は国際金融ネットワークを経由した自国の説明変数が他国の被説明変数に及ぼす影響を示している。 $WY$  は被説明変数と  $W$  の内生的な交差項を表し、 $WX$  は説明

<sup>7</sup> Lesage and Pace (2009) は time dependence motivation、omitted variables motivation、spatial heterogeneity motivation、model uncertainty motivation、externalities based motivation のために SDM モデルを使用することを推奨している。

変数との外生的な交差項を表している。(1) 式の右辺の被説明変数を左辺に移動させて整理すると以下の推計可能な (2) 式になる。

$$Y = (I - \delta W)^{-1}(X\beta + WX\theta) + R \quad (2)$$

$R$  は定数項や誤差項を含んだ残りの項である。 $(I - \delta W)^{-1} = I + \delta W + \delta^2 W^2 + \dots$  が示すように  $\delta \neq 0$  の時に国際金融ネットワーク  $W$  を通じて国内外の説明変数が被説明変数に累積的な影響を及ぼす。具体的には、単位行列  $I$  は自国が自国に及ぼす影響を表し、 $W$  は対角成分が 0 なので自国が他国に及ぼす影響を表している。さらに、 $W^2$  のように高次の項では対角成分が 0 以外になるので自国が自国及び他国に及ぼす影響を表している。

Lesage and Pace (2009) によると空間計量経済モデルにおいては空間ラグ ( $WY$ ) の導入により、 $\beta$  と  $\theta$  の推定値の解釈の方法に大きな特徴がある。 $k$  番目の説明変数  $X$ 、すなわち  $x_{1k}, \dots, x_{Nk}$  が 1 単位限界的に変化すると被説明変数  $Y$  の期待値の変化は以下のよう  
に表すことができる。

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(Y_N)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \delta W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (3)$$

$w_{ij}$  は  $W$  の  $(i, j)$  番目の要素を表す。ある国の  $k$  番目の説明変数が 1 単位限界的に変化した場合の自国の被説明変数への影響は上式の対角成分  $(I - \delta W)^{-1}\beta_k$  で表すことができる。空間計量モデル以外の通常の推計モデルであれば自国の説明変数から自国の被説明変数の影響は  $\beta_k$  となる。しかし、ここでは国際金融ネットワーク  $W$  を通じて自国の説明変数が他国に影響を及ぼし、それが  $(I - \delta W)^{-1}$  の増幅効果を伴いながら再び自国へとフィードバックされている効果も含んでいる点に注意を要する。次に、上式の非対角成分は自国の説明変数から他国の被説明変数への影響を表しており、これも  $W$  を通じた増幅効果を伴っている。Lesage and Pace (2009) は前者の自国の説明変数がネットワークを経由して自国の被説明変数にフィードバックする効果を **direct effect**、後者の自国の説明変数がネットワークを経由して他国に及ぼす効果を **indirect effect** と定義している。しかし、 $N$  個の国と  $K$  個の説明変数があれば、**direct effect** と **indirect effect** は  $K$  個の異なる  $N \times N$  のを含んだ行列によって表すことができ、それぞれ国ごとに異なっているために統一的な解釈が困難である。そこで、Lesage and Pace (2009) は (3) 式の対角成分の平均値 **direct effect** の要約統計量と定義し、対角成分を除く行和の  $N$  個の国ごとの平均値を **indirect effect** の要約統計量として定義しており、本稿もこれに倣っている。

以上の空間計量モデルの特徴を踏まえて本稿のパネル・モデルに拡張した推計モデルについて見ていく。(4) 式の基本的な構造は (1) 式と同じである。ただし、本稿では説明変数

を国内変数と国際変数に分けており、国内変数は各国で発生したショックが国際金融ネットワーク  $W$  を通じて国外に波及し、国際変数は世界共通のショックのために  $W$  を経由せずに全世界に均等に影響を及ぼすことを仮定している。さらに、自国の国内変数は  $W$  を経由せずに自国の被説明変数に影響を及ぼすことも仮定している。よって、 $Z$  には  $W$  を経由しない国内と国際変数を加えた全ての説明変数が含まれており、 $X$  には  $W$  を経由する国内変数のみが含まれる。

$$Y = \delta(I \otimes W)Y + D\alpha + Z\beta + (I \otimes W)X\theta + \varepsilon \quad (4)$$

$W$  は  $N \times N$ 、 $I$  は  $T \times T$ 、 $Y$  は  $NT \times 1$  の被説明変数で  $T$  は時間の長さを表す。同様に、 $Z$  は  $NT \times K1$ 、 $X$  は  $NT \times K2$ 、推計するのは  $K1 \times 1$  のパラメータの  $\beta$  と、 $K2 \times 1$  のパラメータ  $\theta$ 、及び空間自己回帰係数であるスカラーの  $\sigma$  である。最後に空間計量モデルの推計方法であるが、 $\delta \neq 0$  の場合に空間的自己相関のため OLS 推定量は一致性がなくバイアスを持つ可能性があるので、本稿では Yu and Lee (2012) 等を基に最尤法を基に推計した。

### 3.2. データ

本稿で使用するデータは 2001 年から 13 年までの年次データで、64 カ国からなるパネル・データである。なお、使用する国はデータの入手可能性に基づいて選択している。被説明変数はある国の銀行の全世界向けのグロスの与信 (External positions of reporting banks) であり、出所は国際決済銀行 (BIS) の International Banking Statistics にある Locational banking statistics のである<sup>8</sup>。なお、データは全世界から個別の国向けの与信の形式なので負債の方を使用しており、ノンバンクと銀行を含めた全部門となっている (Liabilities to all sectors)。

説明変数のうち国内変数は対外純資産の GDP 比 (NFA/GDP)、対ドルの実質為替レート (REX)、M2 の GDP 比 (M2/GDP) であり、出所はいずれも世界銀行である。国内変数の選択は概ね Bruno and Shin (2015a) と整合的である<sup>9</sup>。対外与信を増やすには手元に資金が必要のため NFA/GDP は正の影響を与えることが予想される。Bruno and Shin (2015a,b) は資産が自国通貨建てで負債がドル建てのミスマッチがある場合に自国通貨がドルに対して増価するとバランスシートが改善して対外与信が増えることを示した。よって、実質為替レートの増価は数値の減少なので負の符号が予想される。M2/GDP は国内の金融環境や金融政策の影響を捉えており、正の符号が予想される。

国際変数は投資家の不確実性やリスク選好を示す VIX (Volatility Index) 指数、先進国の実質 GDP 成長率 (AD\_RGDP) である。VIX は S&P500 を対象とするオプション取引のボ

<sup>8</sup> Locational banking statistics の Table 6A を参照。Debt securities、Loans and deposits、Other instruments を含めた All instruments を使用した。

<sup>9</sup> Bruno and Shin (2015a) は対外与信ではなく対外借入を推計したので本稿の使用する説明変数とは若干異なっている。

ラティリティを元に算出されており、指数の上昇はリスクの高まりを示しているため負の符号が予想される。特に、VIX は先述した Rey (2013)、Forbes and Warnock (2012)、Bruno and Shin (2015b) 等の主要な先行研究が注目している変数である。また、先進国の実質 GDP 成長率が上昇すると自国からの対外与信の増加が考えられるため正の符号が予想される。VIX の出所は BIS の Global liquidity indicators であり、それ以外は IMF の IFS である。

国際金融ネットワークを表す行列  $W$  の  $w_{ij}$  は  $(i, j)$  番目の要素を表し、 $i$  国と  $j$  国の国際金融ネットワークの強さを表しており、以下の式が示すように  $i$  国から  $j$  国向けと  $j$  国から  $i$  国向けの与信額及び投資額を合計して計算した。

$$w_{ij} = \left| \frac{\text{outward}_{ij} + \text{outward}_{ji}}{\sum_{k=1}^{k=N} \text{outward}_{ik} + \sum_{k=1}^{k=N} \text{outward}_{ki}} \right| \quad (5)$$

$\text{outward}_{ij}$  とは  $i$  国から  $j$  国への与信額及び投資額を表しており、行和を 1 とする基準化をおこなっている。そして、本稿では実証結果の頑健性を検証するために本稿では 3 つのデータから 2001 年から 13 年までの平均値を使用してウェイトを算出している。そのうちの 2 つは IMF の Coordinated Portfolio Investment (CPIS) にある Equity and Investment Fund shares と Total Debt Securities を使用した<sup>10</sup>。3 つ目は BIS の International Banking Statistics にある Consolidated banking statistics を使用した。これらの統計にはある国がどの国にどれだけの与信・投資したかが記載されており、Dell’Erba et al. (2013)、Ahrend and Goujard (2014)、Tonzer (2015) もこれらの統計を使用して国際金融ネットワークのウェイトを算出している。なお、CPIS の 2 つのウェイトはサンプル数が 64 カ国あるが、BIS のウェイトは OECD 加盟国を中心とした 22 カ国である。このために CPIS は OECD 加盟国と新興国を含めた世界レベルのデータ、BIS は OECD 加盟国が中心のデータとなっている。

## 4. 実証結果

### 4.1. OECD 加盟国と新興国

ここでは OECD 加盟国と新興国を含めた全 64 カ国の推計結果を表 1 から 2 を基に見ていく。実証分析で用いたモデルは 3.1 節の (4) 式であり、 $\beta$  は国際金融ネットワークを経由しない自国の説明変数が自国の被説明変数に及ぼす影響を示し、 $W$  の対角行列は 0 なので  $\theta$  は国際金融ネットワークを経由した自国の説明変数が他国の被説明変数に及ぼす影響を示している。 $\sigma$  は空間自己相関で被説明変数間の関係を示し、Dir 及び In-D は 3.1 節の (3) 式で示される direct effect と indirect effect である。表には以上の 5 つの推計値がそれぞれ順に示されており、固定効果モデルとランダム効果モデルの両方を使用している。

<sup>10</sup> Table 11 の Geographic Breakdown of Total Portfolio Investment Assets を参照。なお、CPIS データには空欄や非公表データのために欠損値があり、本稿の Appendix で詳細な処理の方法について述べている。

国内変数  $X_t$  は対外純資産の GDP 比 (NFA/GDP)、対ドルの実質為替レート (REX)、M2 の GDP 比 (M2/GDP) で固定しているが<sup>11</sup>、国際変数  $Z_t$  は VIX (Volatility Index) 指数のみの場合、VIX に先進国の実質 GDP 成長率 (AD\_RGDP) を加えた場合の 2 パターンで推計している。国際金融ネットワークを表すウェイトは頑健性の確認のために CPIS の Total Debt Securities (DEBT) を表 1 で使用し、Equity and Investment Fund shares (EQUITY) を表 2 で使用している。最後に、被説明変数以外は全て 1 期のラグをとっており、NFA/GDP と AD\_RGDP 以外は対数化している。

---

<sup>11</sup> 実質為替レート (REX) の数値の上昇はその国の通貨価値の減少を表す。VIX の数値の上昇はリスクの高まりを表す。

表 1 : 全 64 か国の主要実証結果① (使用ウエイト : DEBT)

	(1): 固定モデル		(2): 固定モデル		(3): ランダムモデル		(4): ランダムモデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$\beta$								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.17 ***	(.051)	0.175 ***	(.051)	0.166 ***	(.05)	0.171 ***	(.05)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.357 ***	(.089)	-0.355 ***	(.089)	-0.318 ***	(.062)	-0.318 ***	(.062)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.485 ***	(.076)	0.489 ***	(.076)	0.544 ***	(.078)	0.546 ***	(.078)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.292 ***	(.044)	-0.257 ***	(.05)	-0.29 ***	(.044)	-0.257 ***	(.051)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.013	(.009)			0.011	(.009)
$\theta$								
$W * NFA/GDP_{t-1}$	0.231 **	(.092)	0.286 ***	(.099)	0.175 *	(.092)	0.216 **	(.097)
$W * \ln(REX)_{t-1}$	0.038	(.224)	0.086	(.227)	0.1	(.2)	0.123	(.201)
$W * \ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.891 ***	(.25)	1.033 ***	(.269)	0.888 ***	(.245)	0.987 ***	(.259)
$\sigma$	0.395 ***	(.083)	0.369 ***	(.086)	0.421 ***	(.083)	0.401 ***	(.085)
Dir								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.174 ***	(.044)	0.18 ***	(.043)	0.17 ***	(.043)	0.174 ***	(.043)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.351 ***	(.098)	-0.348 ***	(.098)	-0.314 ***	(.069)	-0.314 ***	(.069)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.508 ***	(.083)	0.511 ***	(.082)	0.568 ***	(.085)	0.571 ***	(.084)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.294 ***	(.042)	-0.257 ***	(.048)	-0.292 ***	(.042)	-0.258 ***	(.049)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.015 *	(.009)			0.013	(.009)
In-D								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.53 ***	(.161)	0.587 ***	(.162)	0.449 ***	(.17)	0.478 ***	(.175)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.079	(.36)	-0.023	(.345)	-0.09	(.322)	-0.049	(.319)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	1.813 ***	(.306)	1.92 ***	(.333)	1.843 ***	(.281)	1.967 ***	(.285)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.198 ***	(.059)	-0.145 ***	(.047)	-0.205 ***	(.05)	-0.165 ***	(.052)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.009	(.005)			0.008	(.006)
$R^2$	0.613		0.618		0.613		0.617	

表 2 : 全 64 か国の主要実証結果② (使用ウエイト : EQUITY)

	(5) : 固定モデル		(6) : 固定モデル		(7) : ランダムモデル		(8) : ランダムモデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$\beta$								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.173 ***	(.051)	0.179 ***	(.051)	0.168 ***	(.05)	0.172 ***	(.05)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.332 ***	(.09)	-0.324 ***	(.09)	-0.282 ***	(.061)	-0.279 ***	(.061)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.472 ***	(.077)	0.479 ***	(.077)	0.519 ***	(.078)	0.523 ***	(.078)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.327 ***	(.037)	-0.277 ***	(.047)	-0.311 ***	(.038)	-0.268 ***	(.049)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.015 *	(.009)			0.012	(.009)
$\theta$								
$W * NFA/GDP_{t-1}$	0.052	(.05)	0.077	(.052)	0.029	(.049)	0.046	(.051)
$W * \ln(REX)_{t-1}$	-0.094	(.224)	-0.051	(.225)	-0.255	(.175)	-0.242	(.175)
$W * \ln(M2/GDP)_{t-1}$	1.467 ***	(.201)	1.565 ***	(.208)	1.315 ***	(.2)	1.382 ***	(.206)
$\sigma$	0.269 ***	(.064)	0.265 ***	(.064)	0.29 ***	(.064)	0.286 ***	(.064)
Dir								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.174 ***	(.043)	0.18 ***	(.043)	0.168 ***	(.042)	0.173 ***	(.042)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.327 ***	(.1)	-0.318 ***	(.1)	-0.283 ***	(.067)	-0.28 ***	(.067)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.5 ***	(.083)	0.508 ***	(.081)	0.546 ***	(.084)	0.551 ***	(.083)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.328 ***	(.036)	-0.278 ***	(.046)	-0.312 ***	(.036)	-0.269 ***	(.047)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.016 **	(.008)			0.014	(.008)
In-D								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.15 **	(.072)	0.185 **	(.076)	0.122	(.074)	0.136 *	(.078)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.181	(.29)	-0.153	(.284)	-0.496 **	(.223)	-0.479 **	(.229)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	2.195 ***	(.243)	2.29 ***	(.279)	1.991 ***	(.204)	2.097 ***	(.221)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.124 ***	(.036)	-0.098 ***	(.03)	-0.124 ***	(.03)	-0.103 ***	(.029)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.006 *	(.003)			0.005	(.004)
$R^2$	0.620		0.623		0.620		0.623	

DEBT のウェイトを使用した表 1 を見ていこう。表の (1) から (4) の全てのモデルにおいて NFA/GDP、REX、M2/GDP、VIX の  $\beta$  は有意水準 1% で有意であり、REX と VIX の符号はマイナスになっている。すなわち、NFA/GDP と M2/GDP が高まればその国の対外与信は増加し、REX と VIX の数値が上昇すると対外与信が減少する。次に、 $\theta$  を見ると NFA/GDP と M2/GDP がプラスで有意であり、金融政策を表す M2/GDP が増加すると国際金融ネットワークを通じて他国の対外与信に影響を及ぼすことを示している。そして、 $\sigma$  は 0.3 から 0.4 と有意水準 1% で有意であり、ある国の対外与信が増加すると他国の対外与信を誘発することを示している。国際金融ネットワークを通じた増幅効果を表す direct effect と indirect effect を見てみよう。Direct effect を見ると NFA/GDP、REX、M2/GDP、VIX は有意水準 1% で有意であり、REX と VIX の符号がマイナスである。Indirect effect を見ると NFA/GDP、M2/GDP、VIX は概ね有意水準 1% で有意であり、自国の説明変数は他国の被説明変数に影響を及ぼしていることを示している。特に、M2/GDP は金融変数を表す変数でもあるので自国の金融政策は他国に影響を及ぼすことを示している。

EQUITY のウェイトを使用した表 2 を見ていこう。表の (5) から (8) の全てのモデルにおいて NFA/GDP、REX、M2/GDP、VIX の  $\beta$  は有意水準 1% で有意であり、REX と VIX の符号はマイナスになっている。次に、 $\theta$  は M2/GDP の符号がプラスで有意水準 1% で有意であり、金融政策を表す M2/GDP が増加すると国際金融ネットワークを通じて他国の対外与信に影響を及ぼすことを意味している。そして、 $\sigma$  は 0.2 と有意水準 1% で有意である。Direct effect を見ると NFA/GDP、REX、M2/GDP、VIX は有意水準 1% で有意であり、REX と VIX の符号がマイナスである。Indirect effect は推計モデルによって有意性が多少変化するが、M2/GDP と VIX は概ね有意水準 1% で有意である。

以上より、各国の対外与信はそれぞれ空間的に自己相関しており、対外与信が対外与信を誘発するだけでなく、自国の説明変数が他国の被説明変数に影響を及ぼすことによって複雑な増幅効果を形成していることが示された。また、増幅効果では先行研究が注目していた VIX 等の国際変数だけでなく、M2/GDP 等の国内変数も大きく寄与していることが示された。なお、先進国の実質 GDP 成長率を表す AD\_RGDP は、表 1 と 2 の全 12 個の推計モデルにおいて有意なのは 1 つしかなく、それも有意水準 10% で有意であった。すなわち、対外与信には実体経済が影響しておらず、金融面のみの経済現象であることを示している。

#### 4.2. シミュレーション分析：増幅効果における米国の役割

3.1 節で前述したように国際金融ネットワークを経由した増幅効果を表す direct effect と indirect effect は、それぞれ 3.1 節の (3) 式の対角成分の平均値と、対角成分を除く行和の国ごとの平均値として表される。しかし、図 1 が示すように国際金融ネットワークの重みは各国で一様ではないので、各国別に見ると direct effect と indirect effect はそれぞれの異なっていることが考えられる。そこで、表 1 の (1) と表 2 の (5) の推計値を使用して説明変数が M2/GDP の場合の各国別の direct effect と indirect effect を図 4 と 5 でそれぞれ見ていこう。なお、M2/GDP を選択したのは、金融政策の影響が分析できるので政策的なインプリケーションが得られ、また、表 1 と 2 より特に  $\theta$  の推計値においてこの変数が有意水準 1% で強く有意であったためである。

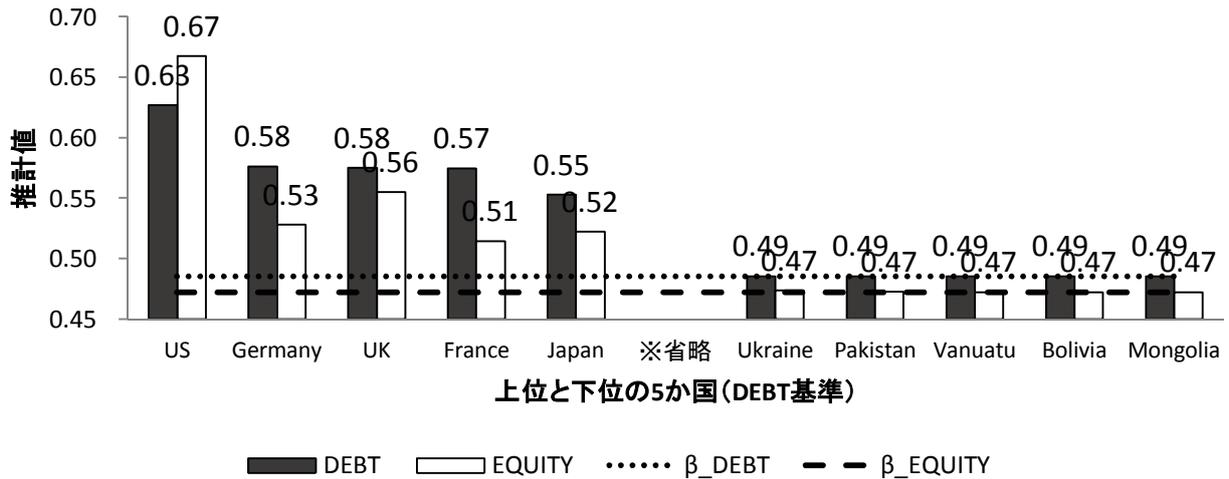


図 4 : M2/GDP の上位と下位 5 か国の国別 Direct Effect (DEBT 基準)

まず、図 4 より各国別の direct effect を見ていこう。この図は DEBT と EQUITY の 2 つのウェイトを使用した場合が示されているが、DEBT の推計値を基準にして全 64 カ国中の上位と下位の 5 か国を記している。さらに、国際金融ネットワークを経由しなかった場合と比較するために、それぞれのウェイトにおける  $\beta$  の推計値である  $\beta\_DEBT$  (0.485) と  $\beta\_EQUITY$  (0.472) の直線も記載した。図より、上位 5 か国には順に米国、ドイツ、英国、フランス、日本が含まれて、下位 5 か国にはウクライナ、パキスタン、バヌアツ、ボリビア、モンゴルが含まれている。上位の米国を見ると direct effect の推計値は DEBT (EQUITY) のウェイトで見ると 0.63 (0.67) であり、 $\beta\_DEBT$  ( $\beta\_EQUITY$ ) と比較して推計値が約 0.15 (0.2) 上昇しており、これが国際金融ネットワークを経由した増幅効果となっている。一方で、下位 5 か国を見ると direct effect と  $\beta$  の値がほぼ一致しており、増幅効果がなかったことを示している。以上より、国際金融ネットワークの中心国では増幅効果が特に大きいことが明らかになった。

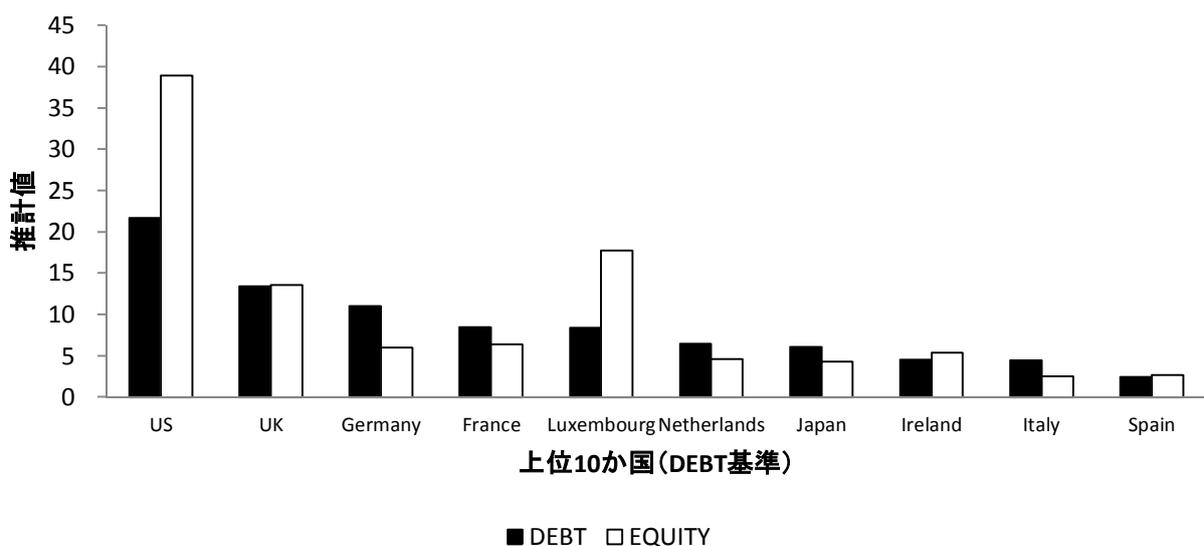


図 5 : M2/GDP の上位 10 か国の国別 Indirect Effect (DEBT 基準)

次に indirect effect について図 5 を基に見ていくが、ここでは図 4 とは異なって上位 10 か国について見ていく。ここでも DEBT のウェイトの推計値を基準にして上位 10 か国は選出した。順に米国、英国、ドイツ、フランス、ルクセンブルグ、オランダ、日本、アイルランド、イタリア、スペインとなっている。一番の注目すべき点は、DEBT と EQUITY のいずれのウェイトにおいても米国の M2/GDP が増大すると他国の対外与信に最も大きな影響を及ぼすという点である。次に、DEBT ではなくて EQUITY 基準ではルクセンブルグが英国を抜いて 2 位に位置し、ルクセンブルグは GDP で見ると規模は小さいが自国の金融政策によって他国の対外与信に与える影響は非常に大きいことを示している。同様に、オランダ、アイルランドも GDP の規模は小さいが自国の金融政策によって他国の国際資本移動に大きな影響を及ぼすことが示されている。

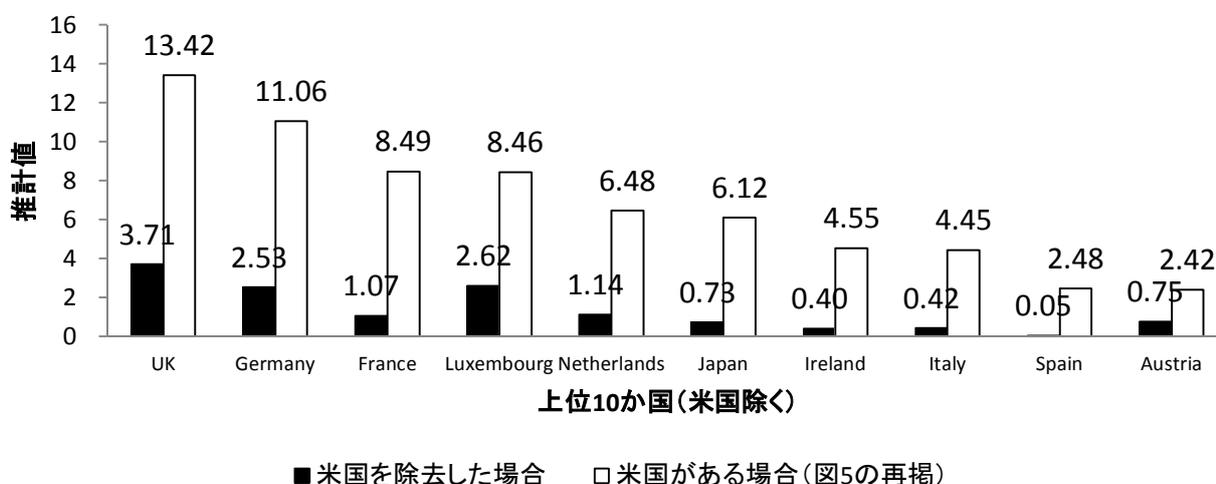


図 6 : 米国が存在する場合としない場合の indirect effect の上位 10 か国

それでは、国際金融の中心である米国は各国の indirect effect にどれくらいの影響を及ぼしているのかについて見ていく。このために、ここでは図 6 において米国が存在する場合としない場合の indirect effect を比較する。米国が存在する場合はウェイトが DEBT の場合の図 5 の indirect effect の推計値を再掲する。そして、ウェイト・マトリクスである  $W$  の米国に該当する行と列をそれぞれ 0 と置いた場合を米国が存在しない場合とした。図を見てもわかるように英国の場合、米国が存在する場合の推計値は 13.42 であるが、米国が存在しない場合は 3.71 と約 1/4 も小さくなる。同様に、ドイツも米国が存在する場合は 11.06 であるが、存在しない場合は 2.53 と小さくなる。よって、国際金融センターの中心地である米国は各国の indirect effect に対して増幅効果をもたらしていると言える。

#### 4.3. OECD 加盟国

国際金融ネットワークはハブ&スポークス・システムの非対称的な構造をしているために、ハブ国と周辺国ではネットワークの構造が異なっている。このために、ハブに位置している OECD 諸国とスポークスに位置している新興国では波及メカニズムや増幅効果が異なっていることが考えられるので、ここではサンプルを 22 か国の OECD 諸国に限定して 4.1 節と同様に 3.1 節の (4) 式を推計する。

表 3 OECD 限定 22 か国の実証結果① (使用ウエイト: DEBT)

	(9): 固定モデル		(10): 固定モデル		(11): ランダムモデル		(12): ランダムモデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$\beta$								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.264 **	(.123)	0.269 **	(.123)	0.229 *	(.127)	0.235 *	(.128)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.607 ***	(.12)	-0.603 ***	(.12)	-0.436 ***	(.083)	-0.432 ***	(.083)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.136	(.104)	0.134	(.104)	0.184 *	(.109)	0.182 *	(.109)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.094 *	(.05)	-0.076	(.058)	-0.11 **	(.053)	-0.086	(.061)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.005	(.009)			0.007	(.009)
$\theta$								
$W * NFA/GDP_{t-1}$	-0.654	(.597)	-0.64	(.597)	-0.516	(.623)	-0.501	(.623)
$W * \ln(REX)_{t-1}$	0.311	(.235)	0.307	(.235)	0.284	(.211)	0.281	(.211)
$W * \ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.582 **	(.294)	0.614 **	(.299)	0.651 **	(.308)	0.691 **	(.313)
$\sigma$	0.636 ***	(.073)	0.63 ***	(.074)	0.625 ***	(.076)	0.617 ***	(.077)
Dir								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.217	(.139)	0.226 *	(.129)	0.204	(.128)	0.203	(.129)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.599 ***	(.132)	-0.597 ***	(.132)	-0.426 ***	(.094)	-0.426 ***	(.095)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.205 *	(.122)	0.204 *	(.113)	0.254 **	(.124)	0.257 **	(.122)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.101 *	(.052)	-0.081	(.059)	-0.116 **	(.053)	-0.091	(.062)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.007	(.009)			0.009	(.009)
In-D								
$NFA/GDP_{t-1}$	-1.2	(1.924)	-1.142	(1.686)	-0.636	(1.587)	-0.86	(1.763)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.053	(.582)	-0.124	(.547)	0.074	(.507)	-0.003	(.534)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	1.795 **	(.82)	1.827 **	(.789)	1.845 **	(.736)	1.996 ***	(.757)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.169	(.114)	-0.123	(.103)	-0.173 **	(.085)	-0.132	(.095)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.011	(.014)			0.013	(.013)
$R^2$		0.744		0.747		0.739		0.743

表 4 OECD 限定 22 か国の実証結果② (使用ウエイト: EQUITY)

	(13):固定モデル		(14):固定モデル		(15):ランダムモデル		(16):ランダムモデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$\beta$								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.3 **	(.129)	0.312 **	(.129)	0.259 *	(.134)	0.273 **	(.134)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.635 ***	(.123)	-0.627 ***	(.123)	-0.425 ***	(.084)	-0.418 ***	(.083)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.146	(.105)	0.144	(.104)	0.209 *	(.109)	0.206 *	(.109)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.072	(.057)	-0.048	(.062)	-0.104 *	(.06)	-0.074	(.065)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.01	(.009)			0.012	(.01)
$\theta$								
$W * NFA/GDP_{t-1}$	0.386	(.543)	0.288	(.551)	0.314	(.568)	0.194	(.576)
$W * \ln(REX)_{t-1}$	0.316	(.312)	0.324	(.312)	0.279	(.281)	0.29	(.281)
$W * \ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.275	(.329)	0.397	(.351)	0.453	(.343)	0.6	(.365)
$\sigma$	0.548 ***	(.085)	0.533 ***	(.087)	0.538 ***	(.087)	0.521 ***	(.09)
Dir								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.343 ***	(.124)	0.342 ***	(.12)	0.297 **	(.123)	0.294 **	(.124)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.622 ***	(.134)	-0.615 ***	(.134)	-0.415 ***	(.095)	-0.408 ***	(.097)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.173	(.111)	0.178 *	(.108)	0.247 **	(.117)	0.253 **	(.115)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.075	(.057)	-0.049	(.061)	-0.108 *	(.059)	-0.077	(.063)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.012	(.009)			0.014	(.01)
In-D								
$NFA/GDP_{t-1}$	1.446	(1.249)	1.068	(1.285)	1.278	(1.263)	0.728	(1.342)
$\ln(REX)_{t-1}$	0.095	(.661)	0.052	(.624)	0.121	(.568)	0.104	(.579)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.71	(.606)	0.976	(.639)	1.065 *	(.565)	1.406 **	(.605)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.084	(.073)	-0.046	(.064)	-0.111 *	(.058)	-0.071	(.062)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.013	(.011)			0.014	(.01)
$R^2$		0.746		0.748		0.739		0.742

表 5 OECD 限定 22 か国の実証結果③ (使用ウエイト BIS)

	(17):固定モデル		(18):固定モデル		(19):ランダムモデル		(20):ランダムモデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$\beta$								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.227 *	(.12)	0.233 *	(.121)	0.186	(.125)	0.194	(.125)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.525 ***	(.123)	-0.52 ***	(.124)	-0.343 ***	(.077)	-0.341 ***	(.077)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.077	(.101)	0.079	(.101)	0.137	(.104)	0.138	(.104)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.017	(.042)	0.003	(.051)	-0.026	(.044)	-0.002	(.054)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.006	(.008)			0.007	(.009)
$\theta$								
$W * NFA/GDP_{t-1}$	0.964 ***	(.348)	0.981 ***	(.349)	0.975 ***	(.362)	0.995 ***	(.363)
$W * \ln(REX)_{t-1}$	0.011	(.237)	0.004	(.237)	-0.227	(.197)	-0.231	(.197)
$W * \ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.04	(.178)	0.066	(.183)	0.066	(.182)	0.097	(.187)
$\sigma$	0.564 ***	(.077)	0.558 ***	(.078)	0.54 ***	(.079)	0.533 ***	(.08)
Dir								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.322 ***	(.113)	0.325 ***	(.109)	0.272 **	(.112)	0.275 **	(.114)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.536 ***	(.134)	-0.531 ***	(.135)	-0.369 ***	(.085)	-0.367 ***	(.085)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.09	(.111)	0.094	(.111)	0.152	(.116)	0.156	(.115)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.018	(.043)	0.003	(.052)	-0.028	(.044)	-0.002	(.053)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.008	(.008)			0.009	(.009)
In-D								
$NFA/GDP_{t-1}$	2.56 ***	(.768)	2.515 ***	(.752)	2.401 ***	(.742)	2.293 ***	(.85)
$\ln(REX)_{t-1}$	-0.541	(.455)	-0.578	(.417)	-0.865 **	(.342)	-0.89 **	(.371)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.17	(.377)	0.236	(.374)	0.233	(.365)	0.328	(.37)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.02	(.059)	0.008	(.063)	-0.025	(.048)	0.002	(.058)
$AD\_RGDP_{t-1}$			0.009	(.01)			0.009	(.009)
$R^2$		0.773		0.775		0.772		0.773

表 6 空間計量モデルを使用しない OECD 限定 22 か国の実証結果

	(21):固定モデル		(22):固定モデル		(23):ランダムモデル		(24):ランダムモデル	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
$\beta$								
$NFA/GDP_{t-1}$	0.406 **	(.165)	0.396 **	(.166)	0.321 *	(.179)	0.304 *	(.18)
$\ln(REX)_{t-1}$	-1.379 ***	(.117)	-1.372 ***	(.118)	-0.688 ***	(.079)	-0.683 ***	(.079)
$\ln(M2/GDP)_{t-1}$	0.705 ***	(.118)	0.692 ***	(.119)	1.11 ***	(.114)	1.086 ***	(.116)
$\ln(VIX)_{t-1}$	-0.122 **	(.047)	-0.155 **	(.065)	-0.19 ***	(.051)	-0.243 ***	(.07)
$AD\_RGDP_{t-1}$			-0.008	(.011)			-0.014	(.012)
$R^2$		0.661		0.661		0.615		0.617

推計結果は表 3 から 5 に記載されている。表 3 はウェイトを DEBT とした場合、表 4 はウェイトを EQUITY とした場合、表 5 はウェイトを BIS とした場合である。 $\sigma$  の推計値は表 3 では 0.6、表 4 と 5 では 0.5 と有意水準 1% で有意となっている。さらに、新興国と OECD 諸国を加えた全 64 カ国の場合の  $\sigma$  の推計値は 0.2 から 0.4 であったので、よりハブ国に近い OECD 諸国では  $\sigma$  の値が高くなっている。一方で、表より OECD 諸国では国際変数の影響がほとんど見られないことが示されている。例えば、VIX に注目すると、表 3 から表 5 まで計 12 個の推計モデルがあるが、そのうち有意水準 5% で有意であったのは 1 個（表 3 の (11)）のみであった。そして、AD\_RGDP は全ての場合において有意ではなかった。また、国際変数だけではなく M2/GDP などの国内変数も全 64 カ国の場合と比較して有意の場合が少なくなっており、この傾向は特に indirect effect の推計結果において特に顕著である。

以上より、ハブ国に近い OECD 諸国では国内変数の国際金融ネットワークを経由した波及効果が小さくなっており、これは OECD 諸国では大国モデルが当てはまることを示唆している。さらに、OECD 諸国では VIX をはじめとした国際変数の影響は非常に小さいが、被説明変数である対外与信の間の空間自己相関である  $\sigma$  が高いことが示された。しかし、前掲の図 2 と 3 が示すように OECD 諸国の対外与信と対外借入の相関が高くなっているが、この背後にはどのようなメカニズムがあるのだろうか。本稿の実証結果をベースに考察すると、VIX のような国際変数ではなくて、空間自己相関である  $\sigma$  が重要な役割を果たしていることが考えられる。ただし、新興国では VIX の影響は強く、 $\sigma$  の値は小さいのでハブ国と周辺国では国際資本移動のメカニズムや構造が大きく異なっていることが言える。

なお、参考のため空間計量モデルではなくて通常のパネル分析を用いて同じ 22 カ国の OECD 諸国のデータを表 6 で推計した。空間計量モデルの推計結果とは異なり、VIX の国際変数は有意であることが示されている。これは通常のパネル分析では空間的な相互関係を捉えることができないので、それが VIX などの国際変数によって捉えられたと考えられる。

## 5. 結論

本稿では、国際金融ネットワークを経由した増幅効果を考慮して銀行の対外与信のメカニズムについて分析したものであり、以下の 3 点を明らかにした。(1) VIX などの国際変数だけではなく、M2/GDP 等の国内変数も対外与信に大きな影響を及ぼしている、(2) ネットワークを通じた増幅効果に国際金融センターの中心である米国が大きな役割を果たした、(3) ネットワークのハブ国が多い OECD 諸国では VIX 等の国際変数ではなくて、ネットワークを通じた対外与信間同士の空間的な自己相関が対外与信の増加を説明していることも明らかにした。

参照

A: 分析で使用する国々は以下の 64 カ国である。下線を引いたのは 22 か国の OECD 諸国を示している。

Argentina, Australia, Austria, Bahamas, Bahrain, Belgium, Bolivia, Brazil, Bulgaria, Chile, Hong Kong, Macao, Colombia, Costa Rica, Cyprus, Czech Republic, Denmark, Egypt, Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Iceland, India, Indonesia, Ireland, Italy, Japan, Kazakhstan, Korea, Kuwait, Latvia, Lebanon, Lithuania, Luxembourg, Malaysia, Malta, Mauritius, Mexico, Mongolia, Netherlands, Pakistan, Panama, Philippines, Poland, Portugal, Romania, Russian, Singapore, Slovenia, South Africa, Spain, Sweden, Switzerland, Thailand, Turkey, Ukraine, United Kingdom, United States, Uruguay, Vanuatu, Venezuela

B: CPIS のデータを用いたウェイトを作成について

データには空欄や Confidential を示す “C” があるために以下の処理をおこなった。

1. 空欄は取引がなかったものと仮定して 0 と置いた
2. “C” を省略して 2001 年から 13 年までの全サンプル期間の平均値のウェイトを作成した。ただし、期間別ウェイトを作成した時に 01-05 年と 09-13 年のいずれの期間においても “C” しか存在しないウェイトがあった。その場合は 0 と置いた。

## 参考文献

- Acemoglu, D. & Vasco M. Carvalho & Asuman Ozdaglar & Alireza Tahbaz - Salehi, 2012. "The Network Origins of Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 80(5), pages 1977-2016, 09.
- Ahrend, Rudiger & Goujard, Antoine, 2014. "Are all forms of financial integration equally risky? Asset price contagion during the global financial crisis," *Journal of Financial Stability*, Elsevier, vol. 14(C), pages 35-53.
- Alatraste, M. G., & Giorgio Fagiolo, 2014. "Propagation of Economic Shocks in Input-Output Networks: A Cross-Country Analysis," Papers 1401.4704, arXiv.org, revised Apr 2014.
- Allen, F. & Douglas Gale, 2000. "Financial Contagion," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 108(1), pages 1-33, February.
- Anselin, L., 2010. "Thirty years of spatial econometrics," *Papers in Regional Science*, Wiley Blackwell, vol. 89(1), pages 3-25, 03.
- Asgharian, Hossein & Hess, Wolfgang & Liu, Lu, 2013. "A spatial analysis of international stock market linkages," *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, vol. 37(12), pages 4738-4754.
- Broner, Fernando & Didier, Tatiana & Erce, Aitor & Schmukler, Sergio L., 2013. "Gross capital flows: Dynamics and crises," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 60(1), pages 113-133.
- Bruno, V. & Hyun Song Shin, 2015a. "Cross-Border Banking and Global Liquidity," *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 82(2), pages 535-564.
- , 2015b. "Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 71(C), pages 119-132.
- Calvo, G. A. & Leonardo Leiderman & Carmen M. Reinhart, 1996. "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s," *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 10(2), pages 123-139, Spring.
- Cerutti, E. & Stijn Claessens & Lev Ratnovski, 2014. "Global Liquidity and Drivers of Cross-Border Bank Flows," IMF Working Papers 14/69, International Monetary Fund.
- Dell'Erba, S. & Emanuele Baldacci & Tigran Poghosyan, 2013. "Spatial spillovers in emerging market spreads," *Empirical Economics*, Springer, vol. 45(2), pages 735-756, October.
- Eisenberg, L & Thomas H. Noe, 2001. "Systemic Risk in Financial Systems," *Management Science*, INFORMS, vol. 47(2), pages 236-249, February.
- Elhorst, J. P. (2014) "Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial

Panels”

- Forbes, Kristin J. & Warnock, Francis E., 2012. "Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 88(2), pages 235-251.
- Fratzscher, Marcel, 2012. "Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 88(2), pages 341-356.
- Gai, P., Haldane, A., & Kapadia, S. (2011). Complexity, concentration and contagion. *Journal of Monetary Economics*, 58 (5), 453-470.
- Goetz von Peter, 2007. "International banking centres: a network perspective," *BIS Quarterly Review*, Bank for International Settlements, December.
- Haldane, A. G. and Robert M. May, 2011. "Systemic risk in banking ecosystems," *Nature* 469, 351–355.
- Hale, G., Christopher Candelaria, Julian Caballero, Sergey Borisov, 2011. "Global banking network and cross-border capital flows," Technical report, Mimeo. Federal Reserve Bank of San Francisco, and University of California, Santa Cruz.
- Hoggarth, G., L Mahadeva and J Martin, 2010, "Understanding international bank capital flows during the recent financial crisis," *Bank of England Financial Stability Paper No 8*.
- International Monetary Fund, 2009, "Assessing the systemic implications of financial linkages," *Global Financial Stability Report*, April 2009, Chapter 2.
- Kalemli-Ozcan, Sebnem & Papaioannou, Elias & Perri, Fabrizio, 2013. "Global banks and crisis transmission," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 89(2), pages 495-510.
- Kubeleca, C. and Filipa Sá, 2012, "The Geographical Composition of National External Balance Sheets: 1980-2005," *International Journal of Central Banking*, pages 143-189.
- LeSage, J. P. and R. K. Pace, 2009, "Introduction to Spatial Econometrics," *Chapman & Hall/CRC*.
- Minoiu, Camelia & Reyes, Javier A., 2013. "A network analysis of global banking: 1978–2010," *Journal of Financial Stability*, Elsevier, vol. 9(2), pages 168-184.
- Nier, Erlend & Yang, Jing & Yorulmazer, Tanju & Alentorn, Amadeo, 2007. "Network models and financial stability," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 31(6), pages 2033-2060, June.
- Portes, Richard & Rey, Helene, 2005. "The determinants of cross-border equity flows,"

- Journal of International Economics, Elsevier, vol. 65(2), pages 269-296, March.
- Rey, Helene, 2013. "Dilemma not trilemma: the global cycle and monetary policy independence," Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Sarno, L., & Ilias Tsiakas & Barbara Ulloa, 2015. "What Drives International Portfolio Flows?," Journal of International Money and Finance, Elsevier, forthcoming.
- Shirota, Toyochiro, 2015. "What is the major determinant of cross-border banking flows?," Journal of International Money and Finance, Elsevier, vol. 53(C), pages 137-147.
- Tonzer, Lena, 2015. "Cross-border interbank networks, banking risk and contagion," Journal of Financial Stability, Elsevier, vol. 18(C), pages 19-32.
- Von Peter, G. 2007. "International banking centres: a network perspective," BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements, December.
- Yu, Jihai & de Jong, Robert & Lee, Lung-fei, 2012. "Estimation for spatial dynamic panel data with fixed effects: The case of spatial cointegration," Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 167(1), pages 16-37.