ゆうちょ資産研究

—研究助成論文集—

第26巻　令和元年12月

〔研究論文〕

〔参　考〕

一般財団法人　ゆうちょ財団

「研究助成論文集」発刊にあたって

当財団は、郵便局等を通じて行われる個人の貯蓄活動や郵便局等のお客様に対するサービスの向上及び利用増進に関する調査研究、研究助成等の事業を行うことにより、国民の皆様の福祉の増進に寄与することを目的として活動しております。こうした事業の一環として、毎年、郵便貯金をはじめとする個人貯蓄並びに資産の運用及びその市場に関する調査・研究に対して助成することにより、金融市場の健全な発展・向上を目的とする研究助成事業を行っており、その成果を論文集として取り纏め刊行しております。

毎年 4 月に募集を開始しておりますが、HP での公開のほか全国の大学に案内を送付するなど、幅広い研究者に応募して頂くよう心がけております。本書は、平成 30 年春に公募し、審査委員会での協議の結果採用された 5 件の調査・研究に対して助成を行い、1 年間の研究期間を経て纏められた論文を掲載しております。

なお、本書は発行元のゆうちょ資産研究センターの前身である（財）郵貯資金研究協会の『郵貯資金研究』より引き継いでいるもので、第 16 巻（平成 20 年 1 月）以降その名称を『ゆうちょ資産研究』と変更し、今回は第 26 巻にあたります。

研究者のみならず広く一般の方々にもご活用されることを祈念するとともに、引き続き弊財団の研究助成事業につきまして、皆様方のご支援ご協力をお願い申し上げる次第です。

令和元年 12 月

一般財団法人　ゆうちょ財団
理事長　朝日　讓治

Financial Accelerator と金融政策

東京大学大学院　経済学研究科　専任講師　平野 智裕

Financial Accelerator と金融政策*

平野智裕[†]　福田勝文[‡]

2019 年 8 月 1 日

概要

本稿は，名目の貸借契約を仮定し，その下で予期しない生産性ショックが生じた際，Financial Accelerator(FA)` 効果が生じるか否かを，金融市場の一般均衡分析を用いて分析した．その結果，以下の結論が得られた．金融市場の一般均衡分析の観点からすると，FA 効果が生じるか否かは本質的に中央銀行の金融政策スタンスに依存していることが明らかになった．予期しない悪い生産性ショックが生じた際，中央銀行が貨幣需要の減少に応じて貨幣供給量の増加率を減らす同調的金融政策を採るが故に，credit が生産性の高い企業家から低い企業家へと流れる．その結果，資源配分の悪化を通じて集計的 TFP が低下し， FA 効果が生じる．反対に同調的金融政策を採らなければ FA 効果は生じない．このことは，予期しない生産性ショックに対しては，インフレを抑えようとする中央銀行の行動はかえって FA 効果を助長し，景気の振幅を大きくすることを意味する．さらに本稿の分析から，予期しない生産性ショックに対しては，実質の貸借契約よりも，名目の貸借契約の方が FA 効果を抑え，景気の振幅を小さく働きがあることも明らかになった．

1 はじめに

金融市場に情報の非対称性が存在しているときには，何らかのショックが生じると，純資産の変化を通じてショックが増幅され，景気の変動が大きくなることが知られている．この増幅効果は Financial Accelerator 効果と呼ばれ（以下、FA 効果と呼ぶ），景気変動を説明する上で，近年注目されている．代表的研究として，Bernanke and Gertler [1989，以下 BG]，Kiyotaki and Moore [1997，以下 KM] がある。[1] FA 効果が生じるメカニズムは次のようになっている．例えば，予期しない悪い生産性ショックが生じ，一時的に投資のリター

* 本稿の作成に当たって，ゆうちょ財団から研究助成金の多大なサポートを得た．

† 東京大学大学院経済学研究科，キヤノングローバル戦略研究所，tomohih@gmail.com

‡ 富山大学研究推進機構，極東地域研究センター，2katsufumi.fukuda@gmail.com

[1] 他にも Carlstrom and Fuerst[1997]，Kiyotaki[1998]，Aghion et al.[1999]，Kocherlakota[2000]，Cordoba and Ripoll.[2004 a] を参照．

ンが減少するとしよう．すると，このショックによって，借手の所得が減少し，それに伴って純資産も減少する．純資産が減少すると，貸出市場で借手のデフォルト・リスクが上昇し，借入制約が厳しくなる．その結果，借入の減少，投資の減少を通じてショックが増幅される．

このFA効果が生じる際に重要なポイントとなっているのは，ショックによって借手の所得が減少しても，借入の支払い負担は変化しないという点である．このことは，貸借契約に関して，実質契約が暗黙に仮定されていることを意味する．この仮定があるために，予期しない悪い生産性ショックは借手の純資産の減少につながり，FA効果が生じるのである．しかしながら，貸借契約が実質であるという仮定は，もっともらしい仮定であろうか．Iacoviello [2006] が指摘しているように，低インフレ率のほとんど全ての国において，貸借契約は名目契約となっている．したがって，ショックが何らかのメカニズムを通じて支払い負担にも影響を与えると考えるのが自然ではないだろうか．

本稿の目的は，名目の貸借契約を仮定し，その下で予期しない生産性ショックが生じた際に，FA効果が生まれるか否かを検討することである．そのために，貨幣を含む動学的一般均衡理論を用いて分析をする[2]．本稿では，ショックによって借手の所得が減少する際には，同時に借入の支払い負担も減少する．その結果，FA効果は生じないことが示される．このことは，貸出市場を考えた場合，借手の所得の減少によって借入需要曲線は一旦左へシフトするが，支払い負担が低下することによって右へシフトバックすることを意味する．BG，KMモデルでは，このシフトバック効果は生じない．

このような違いが生じる理由は金融市場にある．つまり，金融市場を考えたとき，BG，KMモデルは貸出市場のみを分析対象とした金融市場の部分均衡分析となっている．それに対して本稿は，貸出市場と貨幣市場を同時に分析対象とした一般均衡分析となっている．金融市場の一般均衡分析で考えると，予期しない悪い生産性ショックは貸出市場にまず影響を与える．次に，貸出市場の変化は労働市場を通じて貨幣市場にも影響を及ぼし，貨幣需要の減少をもたらす．このとき中央銀行が貨幣供給量の増加率を一定に保っていると，貸借契約が名目契約の下では，貨幣市場を通じて実質金利が低下し，借入の支払い負担が低下する効果が生まれる．すると，この支払い負担の低下が再び貸出市場へフィードバックして影響を及ぼし，シフトバック効果を生む．その結果，均衡ではFA効果は生じない．

さらに金融市場の一般均衡分析からすると，最終的にこのシフトバック効果が生まれるか否かは，中央銀行の金融政策スタンスに依存している．つまり，貨幣市場で貨幣需要が減少した際に，中央銀行が貨幣供給量の増加率を一定に保っているからこそ，支払い負担が低下してシフトバック効果が生ま

[2]貨幣を含む一般均衡分析として Bernanke et al. [1999]，Carlstrom and Fuerst[2001] がある．これらの研究は，金融政策ショックが生じたときに，FA効果の大きさ，消費，投資，生産の impulse response がどのようになるのかを分析している．それに対して本稿は，生産性ショックが生じた際に，そもそもFA効果が生まれるか否かを分析している．

れる．ところが，中央銀行が，貨幣需要の減少に応じて貨幣供給量を減らすという政策（後に定義するが，本稿では，同調的金融政策と呼ぶ）を採ると，支払い負担が低下するという効果は生まれず，シフトバック効果も生じない．すると，次のメカニズムが働く．貸出市場で借入制約が厳しくなり，資源が生産性の高い企業家から低い企業家へと流れる．その結果，資源配分の悪化を通じて集計的 TFP が低下し，総生産量は大きく減少してしまう．つまり，FA 効果が生じる．

本稿の構成は次のようになる．第 2 節では，モデルの構造を説明する．その上で，労働，資本の配分，集計的 TFP，総生産量と借入制約がどのような関係にあるのかを明らかにする．第 3 節では，まず，既存研究との対比を考えて，予期しない生産性ショックが生じた際に，FA 効果が生じるか否かを明らかにする．その際，中央銀行の金融政策スタンスが極めて重要な役割を果たすことを明らかにする．次に，貨幣需要ショックのケースを分析する．最後に，インフレ・ターゲティング政策と FA 効果の関係，および名目，実質どちらの貸借契約が景気の安定化を図る上で有効となるのかを議論する．第 4 節は，結論である．

2　モデル

それではモデルの構造を説明しよう．この経済には無限期間生きる企業家と労働者の 2 種類の経済主体が存在している．企業家は労働と資本を生産要素として生産活動を行う．労働者は生産活動を行わないが，毎期 1 単位の労働力を保有し，それを非弾力的に労働市場に供給し賃金を得る．

はじめに，企業家の行動について説明しよう．企業家には生産性の高い企業家と低い企業家が存在している．企業家の効用関数は次のようになる．

$$E_0\left(\sum_{t=0}^{\infty}\beta^{\tau}\log c_t\right), \tag{1}$$

c_t は t 期の消費，$\beta(0<\beta<1)$ は割引率，E_0 は 0 期における予想を表わす．企業家の生産関数を次のようにする．

$$y_{t+1}=\alpha^i\left(\frac{l_t}{\sigma}\right)^{\sigma}\left(\frac{z_t}{1-\sigma}\right)^{1-\sigma}\qquad i=H,L\qquad 0<\sigma<1, \tag{2}$$

l_t, z_t はそれぞれ t 期における労働投入量，資本投入量である．α^H, α^L はそれぞれ生産性の高い企業家，低い企業家の生産性を表わす．$\alpha^H>\alpha^L$ と仮定する．企業家が t 期に労働と資本を使って生産活動を行うと，$t+1$ 期に y_{t+1} を得る．

それぞれの企業家の生産性はマルコフ過程に従うとする．つまり，今期生産性が高くても，確率 $1-p$ で来期生産性が低くなる．また同様に，今期生

産性が低くても，確率 $X(1-p)$ で来期生産性が高くなるとする．$0<p<1$, $0<X(1-p)<1$ を仮定する．このマルコフ過程のもとでは，時間を通じて，生産性の高い企業家の人口の大きさは X，低い企業家の大きさは 1 となる．また，$p>X(1-p)$ を仮定する．つまり，今期と来期の生産性には正の相関があるとする．

次に企業家の予算制約式を書くと次のようになる．

$$c_t + w_t l_t + z_t = y_t - r_{t-1} b_{t-1} + b_t, \tag{3}$$

w_t, b_t, r_{t-1} はそれぞれ t 期の実質賃金，借入，t 期に支払う借入の実質金利である．企業家は，生産活動から得たリターンと今期の新たな借入で，今期の消費，労働者への賃金支払い，資本購入，前期の借入の返済をファイナンスする．本稿の分析では，$w_t l_t + z_t$ を投資，$e_t \equiv y_t - r_{t-1} b_{t-1}$ を純資産と定義する．また，企業家は消費，借入，借入の返済，賃金支払い，資本購入を信用取引で行うと仮定する．

次に借入制約について説明しよう．この経済には，貸借に際して，貸手は借手に返済を強制させることはできないというエンフォースメントの問題があると仮定する．つまり，貸手は，企業家が生産活動を行って得るリターンのうち θ 割り合いしか確実に取ることはできない．θ は $0 \leq \theta \leq 1$ の値をとる．このとき，Hart and Moore (1994) が示したように，貸借契約がクレディブルであるためには，貸借契約は次の条件を満たしていなければならない．

$$r_t b_t \leq \theta y_{t+1} \quad , \quad r_t \equiv \frac{P_t}{P_{t+1}^e} i_t, \tag{4}$$

i_t は t 期の粗名目金利，P_t，P_{t+1}^e はそれぞれ t 期の物価水準，$t+1$ 期の予想物価水準を表わす．θy_{t+1} は貸手が確実に回収することが可能な部分を表わしている．したがって，この部分を担保と考えことができる．すると，(4) 式は，借手は担保の割引現在価値以下でしか借りることができないという条件になっている．例えば，法制度が発達し所有権が確立されている経済や，金融技術が発達している経済では θ の値はより高くなると考えられる．なぜなら，これらが発達している経済では，借手が債務不履行を起こした際，企業資産をより確実に押さえることが可能となるからである．あるいは，倒産した際にも，企業資産の流動化がスムーズに進み，その結果，貸手に返済されるリターンは増加すると考えられるからである．本稿では，θ の値が大きく（小さく）なると，借入制約の程度が緩和される（厳しくなる）と呼ぶことにする．また，全ての経済主体は t 期の時点で，t 期から $t+1$ 期にかけての企業家の生産性に関して完全な情報をもっていると仮定する．そのため，予期しない生産性ショックが生じる場合を除いて，$t+1$ 期に得られる投資収益に関する不確実性はなく，また (4) 式を満たしている限り，借入の返済に関する不確実性もない．それぞれの企業家は制約 (2), (3), (4) 式の下で効用 (1) 式

が最大になるように，現在から将来にわたっての消費量，労働投入量，資本投入量，生産量，借入 $\{c_t, l_t, z_t, y_t, b_t\}_{t=0}^{\infty}$ を決める．

次に労働者の行動について説明しよう．労働者は生産活動を行わず，したがって，担保となる資産を保有していないが，毎期 1 単位の労働力が与えられ，それを労働市場に提供し賃金を得る．本稿では，労働の配分に注目しているため，労働者はこの 1 単位の労働力を非弾力的に労働市場に供給すると仮定する．また，労働者全体の人口の大きさを 1 とする．労働者の効用関数を次のようにする．

$$E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta'^{\tau}\left[a\log c_{1,t}+(1-a)\log c_t\right]\right]. \tag{5}$$

Lucas and Stocky (1983，1987) に従い，労働者は消費の一部を現金で取り引きしなければならないと仮定する．$c_{1,t+\tau}$，$c_{t+\tau}$ はそれぞれ現金財（cash goods）と信用財（credit goods）の消費である．a，$(1-a)$ はそれぞれ現金財，信用財から得られる効用に対するウェイトである．β' は労働者の割引率である．$\beta' < \beta$ を仮定する．つまり，労働者は企業家よりも impatient であると仮定する．

労働者の予算制約式，借入制約式，現金制約式は次のようになる．

$$\frac{m_t}{P_t}+c_{1,t}+c_t=w_t-r_{t-1}b_{t-1}+b_t+\frac{m_{t-1}}{P_t}, \tag{6}$$

$$r_t b_t \leq 0, \tag{7}$$

$$m_{t-1} \geq P_t c_{1,t}, \tag{8}$$

m_{t-1} は $t-1$ 期の名目貨幣需要量である．(8) 式は t 期に現金財を購入するためには，事前の $t-1$ 期に貨幣を準備しなければならないことを意味する（cash in advance 制約）．労働者は働いて得た賃金と新たな借入と前期から持ち越した貨幣で，今期の現金財，信用財の消費，実質貨幣需要，前期の借入の返済をファイナンスする．労働者は，制約 (6), (7), (8) のもとで，効用 (5) が最大になるように，現在から将来にわたっての現金財，信用財の消費，実質貨幣需要量，借入 $\{c_{1,t}, c_t, m_t/P_t, b_t\}_{t=0}^{\infty}$ を決める．定常均衡の近傍では，借入制約式 (7), 現金制約式 (8) は伴にバインドするため，最大化問題から $c_{1,t}=m_{t-1}/P_t$, $c_t=\lambda w_t$，$m_t/P_t=(1-\lambda)w_t$ を得る．ただし，$\lambda \equiv 1-a/1-(1-\beta')a$ である．つまり，労働者は，前期から持ち越した貨幣で今期の現金財を購入し，労働所得である賃金のうち λ 割り合いを信用財の消費に向け，$1-\lambda$ 割り合いを実質貨幣需要へ向ける．λ は a, β' の減少関数であるため，a, β' の値が上がると労働者の実質貨幣需要は増加する[3]．

[3]本稿では分析の簡単化のために，企業家は信用財だけ消費し，現金財は消費しないと仮定し

2.1 エンフォースメントの問題がないケース

それではまず，エンフォースメントの問題がなく，借入制約の問題もない場合を考えてみよう ($\theta = 1$)．借入制約の問題がないとき，生産性の高い企業家は，投資 1 単位当たりのリターン α^H/w_t^σ （以後，投資のリターンと呼ぶ）が，そのコストである予想実質金利 r_t を上回っている限り借入を増やそうとする．したがって，均衡では予想実質金利は生産性の高い企業家の投資のリターンと等しくなる．つまり，

$$r_t = \frac{\alpha^H}{w_t^\sigma}. \tag{9}$$

他方，生産性の低い企業家にとっては，このとき投資を行うよりも貸出を行った方が収益が高いため，彼らは投資活動をしない．効用関数が log であるため，それぞれの企業家は純資産の $1-\beta$ 割り合いを消費し，β 割り合いを貯蓄する．経済全体の貯蓄はすべて生産性の高い企業家の投資に流れるため，総生産量 Y は次のようになる．

$$Y_{t+1} = \frac{\alpha^H}{w_t^\sigma}\beta Y_t. \tag{10}$$

労働市場の均衡式は

$$\frac{\sigma\beta Y_t}{w_t} = 1, \tag{11}$$

左辺は労働需要，右辺は労働供給を表わしている．

集計的 TFP は次のようになる．

$$A_t \equiv \frac{Y_{t+1}}{(\dfrac{L_t}{\sigma})^\sigma(\dfrac{Z_t}{1-\sigma})^{1-\sigma}} = \alpha^H, \tag{12}$$

大文字の L, Z はそれぞれ経済全体の労働投入量，資本投入量を表わしている．(9), (10), (11), (12) 式から定常均衡を求めると，$Y^* = \alpha^{H\frac{1}{\sigma}}\sigma^{-1}\beta^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}$，$A^* = \alpha^H$，$w^* = (\alpha^H\beta)^{\frac{1}{\sigma}}$，$r^* = \beta^{-1}$ を得る．エンフォースメントの問題がない場合をファースト・ベストと呼ぶことにすると，ファースト・ベストでは，総生産量，集計的 TFP，実質賃金，予想実質金利は企業家の純資産には依存しない．

ている．企業家も現金財を消費すると考えても，本稿で得られる結論は変わらない．その場合は，企業家は純資産の β 割合を貯蓄し，$1-\beta$ 割合のうち $\beta a/\{1-a(1-\beta)\}$ 割合を貨幣需要に向け，$(1-a)/\{1-a(1-\beta)\}$ 割合を信用財の消費に向ける．したがって，この場合も，経済全体の貨幣需要量が総生産量のある一定割合（定数）となることに変わりはない．

2.2 エンフォースメントの問題があるケース

それでは次にエンフォースメントの問題がある場合を考えてみよう $(0 \leq \theta < 1)$．まず，借入制約の程度が厳しい $\theta < \theta_1$ の場合を分析する．このとき，定常均衡の近傍において，予想実質金利は生産性の低い企業家の投資のリターンと等しくなる．このことは命題 1 で示される．したがって，生産性の低い企業家にとっては，投資と貸出は無差別となる．効用関数が log であるため，生産性の低い企業家は純資産の $1-\beta$ 割り合いを消費し，β 割り合いを貯蓄し，それを貸し出すか，あるいは自らの投資に使う．

他方，生産性の高い企業家にとっては，投資のリターンは予想実質金利を上回るため，限度いっぱいまで借入をし，投資を拡大しようとする．つまり，借入制約はバインドする．このとき，生産性の高い企業家の投資は次のようになる．

$$\frac{z^H}{1-\sigma} = \frac{\beta(y_t - r_{t-1}b_{t-1})}{1 - \dfrac{\theta\alpha^H}{r_t}\dfrac{1}{w_t^\sigma}}, \tag{13}$$

分母の $\theta\alpha^H/r_t w_t^\sigma$ は投資 1 単位当たりの担保の割引現在価値である．したがって，分母は 1 単位投資を実行する際に必要な頭金を表わしている．分子は貯蓄である．効用関数が log であるため，生産性の高い企業家も純資産の $1-\beta$ 割り合いを消費し，β 割り合いを貯蓄する．つまり，(13) 式は，生産性の高い企業家は頭金を貯蓄でファイナンスすることを意味している．(13) 式から分かるように，エンフォースメントの問題がある場合は，生産性の高い企業家の投資は純資産と借入制約の程度に依存する点である．純資産が増加したり，借入制約の程度が緩和されると，投資は増える．

消費，借入，投資は純資産に関してすべて線形関数であるため，企業家のタイプに応じて全て足し合わせると，総生産量，生産性の高い企業家全体の純資産 E^H の動学方程式は次のように表わせる．

$$Y_{t+1} = Y_{t+1}^H + Y_{t+1}^L = \left\{1 + \left(\frac{\alpha^H - \alpha^L}{\alpha^L - \theta\alpha^H}\right) S_t\right\} r_t \beta Y_t \quad , \quad S_t \equiv E_t^H / Y_t \tag{14}$$

$$E_{t+1}^H = p(Y_{t+1}^H - r_t B_t) + X(1-p)(Y_{t+1}^L + r_t B_t) \tag{15}$$

(14) 式から，総生産量は生産性の高い企業家と低い企業家全体の投資のリターンの合計である．(15) 式から生産性の高い企業家全体の純資産は 2 つの部分からなることが分かる．第 1 項目は，前期に続き今期も生産性が高くなる企業家の純資産の合計であり，第 2 項目は，前期生産性が低かった企業家のうち，今期は生産性が高くなる企業家の純資産の合計である．B_t は t 期における生産性の高い企業家全体の借入である．重要な点は，経済全体の生産量は，生産性の高い企業家の純資産のシェア $E_t^H/Y_t = S_t$ の増加関数となっ

ている点である．これは，純資産のシェアが高いと彼らの借入制約が緩和され，信用市場を通じて，より多くの貯蓄が彼らの投資に流れるからである．

労働市場の均衡式を書くと次のようになる．

$$L_t^H(w_t) + L_t^L(w_t) = 1, \tag{16}$$

$$L_t^H(w_t) = \frac{\sigma}{w_t}\frac{\beta E_t^H}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{r_t}\dfrac{1}{w_t^\sigma}},\ L_t^L(w_t) = \frac{\sigma}{w_t}\left(\beta Y_t - \frac{\beta E_t^H}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{r_t}\dfrac{1}{w_t^\sigma}}\right),$$

L_t^H, L_t^L は t 期における生産性の高い企業家，低い企業家のそれぞれの労働需要を表わす．

集計的 TFP は，労働市場の均衡式を使うと次のようになる．

$$A_t = \frac{Y_{t+1}}{(\dfrac{L_t}{\sigma})^\sigma(\dfrac{Z_t}{1-\sigma})^{1-\sigma}} = \left\{1+\left(\frac{\alpha^H-\alpha^L}{\alpha^L-\theta\alpha^H}\right)S_t\right\}\alpha^L. \tag{17}$$

(17) 式から集計的 TFP も生産性の高い企業家の純資産のシェア S_t の増加関数であることが分かる．これは，生産性の高い企業家の純資産のシェアが大きいと，彼らの借入制約が緩和されることを通じて，より多くの労働，資本が生産性の高い企業家へ配分されるからである．つまり，資源配分の効率化を通じて，集計的 TFP は上昇する．(16), (17) 式を使って，(14) 式を書き換えると，次を得る．

$$Y_{t+1} = A_t\sigma^{-1}(\beta Y_t)^{1-\sigma}, \tag{18}$$

βY_t は貯蓄を表わしている．(18) 式から，総生産量は集計的 TFP の増加関数になっていることが分かる．つまり，集計的 TFP のアップ・ダウンによってマクロ経済全体の生産量は影響を受ける．この点は，Kydland and Prescott (1982) を代表とする標準的な RBC モデルと同じである．しかしながら，本稿のモデルでは，RBC モデルとは異なり，集計的 TFP は生産性の高い企業家の純資産のシェアに依存している点である．しかも，後で示されるように，このシェアは借入制約の程度やショックの際の中央銀行の金融政策スタンスによって影響を受ける．

(14), (15) 式から生産性の高い企業家の純資産のシェアの動学方程式は次のように書ける．

$$S_{t+1} = \frac{p\left(\dfrac{\alpha^H(1-\theta)}{\alpha^L-\theta\alpha^H}\right)S_t + X(1-p)(1-S_t)}{1+(\dfrac{\alpha^H-\alpha^L}{\alpha^L-\theta\alpha^H})S_t} \equiv \Phi(S_t). \tag{19}$$

政府（統合政府）の予算制約式は次のようになる．

$$P_tG_t = M_t - M_{t-1}, \tag{20}$$

M_t, M_{t-1} はそれぞれ t 期，$t-1$ 期の貨幣供給量を表わし，G_t は t 期の政府支出を表わす．本稿では，政府支出は人々の効用には影響を与えないと仮定する．

中央銀行は，μ の率で貨幣供給量を増やす政策を採るとする．

$$M_t = (1+\mu)M_{t-1}. \tag{21}$$

本稿では，現金制約がバインドする均衡に限定して分析をする．すると，貨幣市場の均衡式は次のようになる．

$$M_t = P_t(1-\lambda)w_t, \tag{22}$$

左辺は t 期の名目貨幣供給量，右辺が名目貨幣需要量である．労働者は実質賃金の $(1-\lambda)$ 割り合いを貨幣需要に向けている．貨幣供給量の増加率が与えられたもとで，実質賃金が労働市場で決まると，(22) 式から物価水準が決定される．

財市場の均衡式は次のようになる．

$$C_t^H + C_t^L + C_t^{wk} + C_{1,t}^{wk} + Z_t + G_t = Y_t, \tag{23}$$

右辺は t 期の総生産量を表わし，左辺は t 期の生産性の高い企業家，低い企業家全体の消費 C_t^H，C_t^L, 労働者全体の信用財の消費 C_t^{wk}，現金財の消費 $C_{1,t}^{wk}$，生産性の高い企業家，低い企業家全体の資本への投資 Z_t，政府支出 G_t をそれぞれ表わしている．(16), (20), (22) 式より，政府の予算制約式を書き換えると，次を得る．

$$G_t = (\frac{\mu}{1+\mu})(1-\lambda)\sigma\beta Y_t. \tag{24}$$

(24) 式から貨幣供給量の増加率が上昇すると，政府の収入（seigniorage）が増えることが分かる．

貸出市場の均衡式を書くと次のようになる．

$$B_t^D + B_t^S = 0 \tag{25}$$

$$B_t^D = \frac{\theta\alpha^H}{r_t}\frac{1}{w_t^\sigma}\frac{\beta E_t^H}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{r_t}\dfrac{1}{w_t^\sigma}},\ B_t^S = \beta E_t^L$$

生産性の高い企業家の総借入需要，生産性の低い企業家の総貸出供給をそれぞれ表わしている．E_t^L は生産性の低い企業家全体の純資産の合計である．総

借入需要は，(4) 式から生産性の高い企業家の借入需要を集計することで得られる．この経済は閉鎖経済であるため，一国内の資金の需要と供給を足し合わせるとゼロになる．ここで競争均衡を次のように定義しよう．

競争均衡の定義: 初期値 Y_1, E_1^H, M_0，外生変数 $\theta, \alpha^H, \alpha^L, p, X, a$，政府，中央銀行の政策が与えられたもとで，競争均衡とは次の 4 つの条件を満たす価格，数量 $\left\{C_t^H, C_t^L, C_t^{wk}, C_{1,t}^{wk}, Z_t^H, Z_t^L, L_t^H, L_t^L, G_t, Y_t, A_t, S_t, w_t, r_t, P_t, P_{t+1}^e\right\}_1^\infty$ の流列を意味する．

1. 企業家と労働者は効用が最大になるように行動する．
2. 財市場，労働市場，貨幣市場，貸出市場はすべて均衡する．
3. 将来の価格，数量に関して完全予見が成り立つ．
4. すべての期で政府の予算制約は満たされる．

この経済には，企業家の生産性に関する固有のショックはあるものの，予期しない生産性ショックが生じる場合を除いてマクロ的な不確実性はなく，総生産量，生産性の高い企業家の純資産のシェア，集計的 TFP，実質賃金，予想実質金利が時間を通じて一定となる唯一の定常均衡が存在している．定常均衡値は次の 5 つの式から得ることができる．

$$
\begin{gathered}
Y^* = A_t \sigma^{-1} (\beta Y^*)^{1-\sigma},\ S^* = \Phi(S^*), \\
A^* = (1 + (\frac{\alpha^H - \alpha^L}{\alpha^L - \theta\alpha^H}) S^*)\alpha^L, \\
L_t^H(w^*) + L_t^L(w^*) = 1 \Leftrightarrow \sigma\beta Y^* = 1,\ r^* = \alpha^L / w^{*\sigma}. \qquad (26)
\end{gathered}
$$

これら 5 つの式から定常均衡値が決定される．重要な点は，定常均衡における総生産量，生産性の高い企業家の純資産のシェア，集計的 TFP，実質賃金，予想実質金利は借入制約の程度を表わすパラメーター θ に依存する点である．しかも，θ の値に応じて異なる性質をもった 3 つの Region が存在する（証明は付録参照）．

命題 1 *θ の値に応じて 3 つの Region が存在している．それぞれの Region における性質は次のようになる．*

Region1 $: \theta < \theta_1 = (1-p)/\left[\alpha^H/\alpha^L - p + X(1-p)\right]$ *(i)* 予想実質金利は生産性の低い企業家の投資のリターンと等しくなる．つまり，$r^* = \alpha^L/w^{*\sigma}$. *(ii)* 生産性の高い企業家の借入制約はバインドする．*(iii)* 資源配分は非効率であり，生産性の高い企業家だけでなく低い企業家も，労働と資本を使って生産活動を行う．*(iv)* 集計的 *TFP*，総生産量，実質賃金，予想実質金利はファースト・ベストの値より低くなる．

Region2 $: \theta_1 \le\ \theta < \theta_2 = 1/(1+X)$ *(i)* 予想実質金利は生産性の高い企業家と低い企業家の投資のリターンの間の値をとる．つま $\alpha^L/w^{*\sigma} \le r^* = \theta/\beta\left[1 - p(1-\theta) - X(1-p)\theta\right] < \alpha^H/w^{*\sigma}$. *(ii)* 生産性の高い企業家の借入制約はバインドする．*(iii)* 資源配分は非効率であるが，生産性の高い企業家の

みが労働と資本を使って生産活動を行う．この意味で生産活動は効率的である．(iv) 集計的 *TFP*，総生産量，実質賃金はファースト・ベストの値と等しくなる．ただし，予想実質金利はファースト・ベストの値より低くなる．

*Region*3 : $\theta_2 \leq \ \theta \leq 1$ (i) 予想実質金利は生産性の高い企業家の投資のリターンと等しくなる．つまり，$r^* = \alpha^H / w^{*\sigma}$.$(ii)$ 生産性の高い企業家の借入制約はもはやバインドしない．(iii) 資源配分は効率的である．(iv) 集計的 *TFP*，総生産量，実質賃金，予想実質金利はファースト・ベストの値と等しくなる．

また，それぞれの Region では次の関係が成り立つ（証明は付録参照）．

命題 2 *Region 1* では，Y^*, S^*, A^*, w^* は θ の増加関数となるが，r^* は減少関数となる．*Region 2* では，Y^*, A^*, w^* は θ に依存しないが，S^* は θ の減少関数，r^* は増加関数となる．*Region 3* では， Y^*, S^*, A^*, w^*, r^* は全て θ に依存しない．

命題 1，2 の直感的説明を書くと次のようになる．まず，借入制約の程度が厳しい Region 1 では，生産性の高い企業家だけでなく低い企業家も労働と資本を使って生産活動を行っている．このことは，貯蓄主体から生産性の高い投資主体へと貯蓄が貸出市場を通じて十分流れておらず，credit の配分が非効率になっている状況を意味する．資源配分は非効率であるため，当然集計的 TFP は低くなり，その結果，総生産量も低くなる．総生産量が低い状況では，労働市場において，労働に対する需要も少なく，実質賃金も低くなる．この Region 1 において，θ の値が少し上昇すると，借入制約の緩和を通じて，これまでよりもより多くの労働と資本が生産性の低い企業家から高い企業家へ配分されるようになり，資源配分が効率化する．その結果，集計的 TFP は上昇し，総生産量，実質賃金はともに上がる．

次に，借入制約の程度がある程度緩和された Region 2 では，生産性の高い企業家のみが労働と資本を使って生産活動を行っている．これは次の理由による．θ の値がある程度上がると資源配分が効率化され，それに伴って実質賃金が上昇する．実質賃金が上昇すると，投資のリターンは低下し，生産性の低い企業家にとっては，投資を行うよりも貸出を行った方が有利となる．つまり，彼らにとっては，もはや投資を行うインセンティブはなくなる．

他方，生産性の高い企業家にとっては，投資のリターンが予想実質金利を上回っているために，借入を増やして投資を拡大しようとする．したがって，借入制約はバインドする．均衡では，貸出市場を通じて，貯蓄はすべて生産性の高い企業家へ流れ，彼らだけが労働と資本を使って生産活動を行う．この意味で，生産活動は効率的となっている．したがって，集計的 TFP，総生産量，実質賃金は高くなる．しかし，資源配分は効率的ではない．なぜなら，投資のリターンと貸出のリターンが異なるために，借手である生産性の高い企業家と貸手である低い企業家の間で，所得分配の違いが生じているからで

ある．この Region 2 において，θ の値が少し上がり，借入制約が緩和されても，すでに生産活動は効率的となっているために，これ以上，集計的 TFP の上昇を通じて総生産量が増え，実質賃金が上がることはない．ただし，借入制約の緩和を通じて貸出市場で予想実質金利が上がるために，所得分配は改善され，資源配分は効率化する．

最後に，借入制約の程度が十分緩和された Region 3 では，生産性の高い企業家のみが生産活動を行い，また資源配分は効率的となっている．θ が十分上昇すると，それに伴って予想実質金利が上がり，均衡では生産性の高い企業家の投資のリターンと等しくなる．したがって，借入制約はもはやバインドしなくなる．さらに貸手と借手の間で所得分配の違いは生じていないため，資源配分は効率的となる．この Region 3 において，θ の値が少し上昇しても，すでに資源配分は効率的であるため，何も変わらない．

以上の命題 1，2 から次のことが言えるだろう．つまり，法制度・裁判制度の整備，所有権の確立，金融技術の発達といった資金の貸借に影響を与える社会的インフラの整備は，資源配分を決める上で極めて重要である．資金の貸借に影響を与える社会的インフラを総称して金融システムと呼ぶことにすると，金融システムが発達した経済では，借入制約の緩和を通じて，より多くの労働，資本が生産性の高い部門に配分され，その結果，集計的 TFP の上昇を通じて総生産量，実質賃金は高くなる．反対に，何らかの原因によって金融システムの機能が低下し，資産の流動化がスムーズに行われないことが生じると，担保価値の低下を通じて資源配分が非効率となり，集計的 TFP の低下を通じて，総生産量，実質賃金は伴に下がってしまう．本稿の分析では，このことは，θ の低下に対応していると言えるだろう[4]．

3　金融政策ルールと FA 効果の関係

3.1　予期しない生産性ショックのケース

それでは第 3 節では，名目の貸借契約を仮定し，その下で予期しない生産性ショックが生じたときに，FA 効果が生まれるのか否かを分析する．本稿では，BG，KM モデルとの対比を考えているため，このショックを取り上げる．分析を始める前にここで言葉を 2 つ定義しよう．

定義 1　Credit Composition Effect：本稿の分析ではショックの増幅メカニズムとして，どれだけの credit が調達でき，全体でどれだけの投資がファイナンスされるのかという total volume of credit ではなく，credit が生産性の異なる企業家間にどのように配分され，投資の構成がどのように決まるのかという composition of credit が重要な役割を果たす．そこで，何らかのショッ

[4]集計的 TFP の決定メカニズムを分析した研究に Aghion et al.[2005]，Jeong and Townsend[2004]，Lagos[2006] がある．また，本稿のように生産性格差を強調した研究に Aoki and Yoshikawa [2001] がある．

クによって労働と資本が生産性の異なる企業家間で再配分され，それぞれの企業家の労働，資本，投資シェアが変化する効果を，credit composition effect と呼ぶことにする．さらに，この credit composition effect を通じてショックが増幅され，経済全体の生産量が変化する効果を，FA 効果と呼ぶ．

定義２　同調的金融政策：実質金利を一定に保つために（予想実質金利と実際に支払う実質金利が等しくなるように），名目貨幣需要の増減に応じて，名目貨幣供給量の増加率を増減させる（させない）政策を同調的金融政策（非同調的金融政策）と呼ぶことにする．また，実質金利を一定に保つということは，予想物価水準と実際の物価水準が等しくなるように，名目貨幣供給量の増加率を調整する政策と同値である．

まず，経済が Region 1 に存在している場合を分析しよう．当初経済が定常均衡に存在しているとする．このとき $t = x$ 期に予期しない生産性ショックが一時的に生じるとしよう．ここでは，生産性の高い企業家と低い企業家の生産性がともに ϵ 変化するショックを考える．ϵ がプラスであれば悪いショック，マイナスであれば良いショックを表わす．このとき，$x+1$ 期の総生産量，x 期の生産性の高い企業家，低い企業家の労働，資本，投資シェア，および集計的 TFP をそれぞれ書くと次のようになる．

$$Y_{x+1} = A_x \sigma^{-\sigma} \left\{\beta(1-\epsilon)Y^*\right\}^{1-\sigma}, \tag{27}$$

$$L_x^H = \frac{Z_x^H}{(1-\sigma)\beta Y_x} = IV_x^H = \frac{S_x}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{\alpha^L}}, \tag{28}$$

$$L_x^L = \frac{Z_x^L}{(1-\sigma)\beta Y_x} = IV_x^L = 1-\frac{S_x}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{\alpha^L}}, \tag{29}$$

$$A_x = \left\{1+\left(\frac{\alpha^H-\alpha^L}{\alpha^L-\theta\alpha^H}\right)S_x\right\}\alpha^L, \tag{30}$$

IV_x^H, IV_x^L は生産性の高い企業家，低い企業家の投資シェアを表わしている．(27) 式における $\beta(1-\epsilon)Y^*$ は貯蓄を表わしている．x 期に悪い生産性ショックが生じると x 期の貯蓄が減少することを通じて，$x+1$ 期の総生産量は減少する．これは貯蓄が減ることによって，投資が減るという直接効果を表わしている．さらに，この直接効果に加えて，ショックが増幅されるか否かは，集計的 TFP が変化するか否かに依存し，さらに集計的 TFP は，生産性の高い企業家の純資産のシェアがショックによって変化するか否かに依存している．同様に，(28), (29) 式から生産性の高い企業家と低い企業家の労働，資本，投資シェアが変化するか否かも，生産性の高い企業家の純資産シェアの変化に依存している．

数式で書くと，FA 効果は次のようになる．

$$\text{FA 効果} \equiv \left(\frac{\alpha^H - \alpha^L}{\alpha^L - \theta\alpha^H}\right)\sigma^{-\sigma}\alpha^L(\beta Y^*)^{1-\sigma}\frac{\partial S_x}{\partial \epsilon}(\varepsilon = 0). \tag{31}$$

それでは予期しない生産性ショックによって S_{t+x} は変化するのだろうか．このことを調べるために，まず x 期の生産性の高い企業家全体の純資産を書くと次のようになる．

$$E_x^H = p\left\{(1-\epsilon)Y^{H*} - \frac{r_{x-1}}{r_{x-1}^*}r_{x-1}^*B_{x-1}^{H*}\right\} + X(1-p)\left\{(1-\epsilon)Y^{L*} + \frac{r_{x-1}}{r_{x-1}^*}r_{x-1}^*B_{x-1}^{H*}\right\}, \tag{32}$$

Y^{H*}, Y^{L*} はそれぞれ定常均衡における生産性の高い企業家，低い企業家の総生産量である．B_{x-1}^{H*} は $x-1$ 期（定常均衡）における生産性の高い企業家全体の借入である．r_{x-1}^* は $x-1$ 期における x 期の予想実質金利，r_{x-1} は x 期に実際に支払う実質金利である．予期しないショックが生じると予想実質金利と実際に支払う実質金利は異なりうる．実質金利の定義式と貨幣市場の均衡式を使って，r_{x-1}/r_{x-1}^* を書き換えると，次を得る．

$$\frac{r_{x-1}}{r_{x-1}^*} = \frac{P_x^e}{P_x} = \frac{1+\mu}{1+\mu_x}(1-\epsilon). \tag{33}$$

(33) 式から，$x-1$ 期の時点で予想した x 期の予想物価水準 P_x^e と x 期に実際に実現する物価水準 P_x の値が異なると，予想実質金利と実質金利は異なる．μ_x は $x-1$ 期から x 期にかけての貨幣供給量の増加率を表わしている．

3.1.1　非同調的金融政策と FA 効果の関係

それではここで，x 期に予期しない悪い生産性ショックが一時的に生じても，中央銀行は，貨幣供給量の増加率をこれまで通り一定に保つ非同調的金融政策を採るとしよう．すると (32) 式は，

$$\frac{r_{x-1}}{r_{x-1}^*} = (1-\epsilon) \tag{34}$$

となる．(34) 式を (32) 式へ代入して x 期の生産性の高い企業家の純資産のシェアを求めると，(19) 式と同じになる．つまり，悪い生産性ショックが生じても生産性の高い企業家の純資産のシェアは変わらない．純資産のシェアが変わらなければ，(28) 式から生産性の高い企業家の借入制約は厳しくならず，credit composition effect を通じてショックは増幅されない．

それではなぜ純資産のシェアは変化しないのであろうか．メカニズムは次のようになる．予期しない生産性ショックによって投資のリターンが減少すると，２つの効果が働く．まず１つの目の効果は，このショックによって生産性の高い企業家の所得 y_x が減少すると，他の要因が一定であれば，純資産のシェアが低下し，貸出市場で借入制約が厳しくなる．この結果，貸出市場

では，図１にように生産性の高い企業家の借入需要曲線（以後，借入需要曲線と呼ぶ）が左へシフトする．図１の横軸は，総貯蓄に対する貸出，借入のシェアを表わしている[5]．

ところが，ショックの影響はこれだけに止まらず，フィードバック効果も働く．つまり，２つ目の効果は，この投資のリターンの減少によって生産性の高い企業家の借入制約が厳しくなると，彼らの労働需要も減少する．また同時に，このショックによって経済全体の生産量も減少するため，総労働需要も減少する．その結果，労働市場を通じて実質賃金（＝労働所得）が減少し，この実質賃金の減少に伴って労働者の取引動機に基づく貨幣需要もまた減少する．図では，図２のように名目貨幣需要曲線が左へシフトする．

このように貨幣需要が減少した際に，中央銀行が貨幣供給量の増加率を一定に保っていると貨幣市場を通じて物価が上昇する．貸借契約が名目契約の下では，この物価の上昇によって，借入の支払い負担が低下する．支払い負担の低下は借手の純資産を増やす効果をもち，このことが再び貸出市場にフィードバックして影響を与える．つまり，支払い負担の低下によって借入制約が緩和され，一旦左へシフトした借入需要曲線が右へシフトバックする（図１参照）．結局均衡では，生産性の高い企業家の純資産のシェアは低下せず，FA 効果は生じない[6]．

この点は，BG，KM モデルと大きく異なる点である．BG，KM モデルでは，支払い負担は低下せず，シフトバック効果も生じない．では，この違いはどこから来ているのだろうか．ポイントは金融市場にある．つまり，金融市場を考えた場合，BG，KM らの分析は，貸出市場のみを分析対象とした金融市場の部分均衡分析となっている．彼らのモデルは実物経済のみのモデルであり，金融市場には貸出市場しか存在しない．それに対して本稿のモデルは，貨幣を含むモデルであり，金融市場には貸出市場と貨幣市場が存在し，この２つの市場を同時に分析対象とした金融市場の一般均衡分析となっている．

金融市場の部分均衡分析で考えると，ショックが生じても貨幣市場を通じて支払い負担が低下するという効果は生まれない．そのため，借手の所得の減少は純資産のシェア減少につながり，その結果，FA 効果が生じる．ところが，金融市場の一般均衡分析で考えると，貸借契約が名目の下では，借手の所得が減少する際には，同時に貨幣市場を通じて実質金利が低下し，支払い負担が低下する効果が生まれる．その結果，シフトバック効果が働き，FA 効果は生じないのである[7]．

---

[5]ここでは，借入需要曲線のシフトのみを描いている．厳密には，貸出供給曲線も右へシフトする．横軸に投資シェアをとった場合には，図１のようになり，投資需要曲線のみがショックによってシフトする．例えば，悪いショックが生じると，投資需要曲線が左へシフトする．

[6]物価が上昇すると，貸出からの実質リターンが低下し，貸手が損をする効果もある．しかしながら本稿では，$P > X(1-p)$ という仮定から，支払い負担が低下することで借手が得をする効果の方が大きくなる．

[7]金融市場の一般均衡分析の先駆的研究に Tobin[1969] がある．また，金融市場の一般均衡分析を用いて貨幣供給量決定メカニズムを分析した研究に小宮 [1973]，堀内 [1980]，岩田 [1993]，山崎・竹田 [1997] がある．

3.1.2　同調的金融政策と FA 効果の関係

それではどのようなときに，金融市場の一般均衡分析でも FA 効果が生まれるのであろうか．メカニズムは次のようになる．貨幣市場において，貨幣需要が減少した際，それに応じて中央銀行が貨幣供給量の増加率を同時に下げる同調的金融政策を採ったとしよう（図 2 参照）．すると x 期の S_x は次のようになる．

$$S_x = \frac{p\left[\frac{\alpha^H(1-\theta)}{\alpha^L-\theta\alpha^H}\right]S_{x-1}+X(1-p)(1-S_{x-1})}{\left[1+(\frac{\alpha^H-\alpha^L}{\alpha^L-\theta\alpha^H})S_{x-1}\right](1-\epsilon)} + \frac{-\varepsilon\left\{p(\frac{\alpha^H}{\alpha^L-\theta\alpha^H})S_{x-1}+X(1-p)\left[1-\frac{\alpha^L}{\alpha^L-\theta\alpha^H}\right]S_{x-1}\right\}}{\left[1+(\frac{\alpha^H-\alpha^L}{\alpha^L-\theta\alpha^H})S_{x-1}\right](1-\epsilon)} \tag{35}$$

(34) 式から，ϵ の値が上がると S_x は低下する（$\frac{\partial S_x}{\partial \epsilon}(\varepsilon=0)<0$）．つまり，ショックが生じた際，物価の上昇を抑えようとし，中央銀行が同調的金融政策を採ると，支払い負担が低下するメカニズムが働かず，生産性の高い企業家の純資産のシェアは低下する．その結果，credit composition effect を通じて FA 効果が生じる．このことは，インフレ・ファイターとして行動していると言われる中央銀行の行動に重要な示唆を持つ．本稿の分析からすると，予期しない生産性ショックに対しては，中央銀行がインフレ対抗的に行動することが逆に FA 効果を助長してしまうのである．

また，この credit composition effect を通じて FA 効果が生じる点は既存研究と異なるだろう．例えば，BG モデルでは，どれだけの credit が調達でき，どれだけの投資が全体でファイナンスされるのかという total volume of credit の変化が FA 効果を生み出す．それに対して本稿では，composition of credit の変化が FA 効果を生む．この点は Matsuyama [2004] に近いと言えるだろう．Matsuyama は，全ての企業家が同じ投資を行う状況のもとで，景気の拡大に伴って純資産が増加すると，bad な投資がファイナンスされるようになり，投資の質の悪化を通じて景気が内生的に悪くなるメカニズムを明らかにしている．以上をまとめると次のようになる．

命題 3 金融市場の一般均衡分析の観点からすると，*Region 1* において予期しない生産性ショックが一時的に生じた際に，*credit composition effect* を通じて *FA* 効果が働くか否かは，本質的に中央銀行の金融政策スタンスに依存している．ショックが生じた際，中央銀行が同調的金融政策を採るが故に，*FA* 効果が生じる．他方，同調的金融政策を採らなければ，*FA* 効果は生じない。

同調的金融政策を採るときと採らないときの，総生産量の impulse response を書くと図3のようになる．同様に生産性の高い企業家，低い企業家の労働，資本，投資シェア (図では H，L のシェアと呼ぶ)，および集計的 TFP の impulse response を書くと図 4，5 のようになる．興味深いのは，同調的金融政策を採らないとき，シェアの反応は対称的となるが，同調的金融政策を採るとき，非対称となる点である．

さらに命題 3 は政策的な観点からすると，重要な含意を持つと言える．つまり，予期しない実物的ショックが生じても，中央銀行が貨幣供給量の増加率を一定に保つ政策を採ることで，景気の変動を抑えることが可能になる．この点は Friedman [1968]，Lucas [1972] の議論に近いと言えるだろう．Friedman，Lucas らは，経済の変動は予期しない金融政策ショックによって生じることを強調している．そのため，景気の変動を抑えるための政策として，中央銀行が貨幣供給量を一定の率で増加させる k% ルールを提唱している．本稿の論文でも，予期しない金融政策ショック（μ の変化）は credit の配分を変え，集計的 TFP に影響を与えることを通じて実物経済に影響を与える．したがって，この意味で，貨幣供給量の増加率を一定に保つ金融政策は重要となる．さらにそれだけでなく，予期しない実物ショックによって景気の大きな変動が生じないためにも重要となるのである．

3.1.3　同調的金融政策と集計的 TFP の関係

図 5 から分かるように，中央銀行が同調的金融政策を採るときには，集計的 TFP は総生産量と procyclical な動きとなる．反対に同調的金融政策を採らないときには，procyclical な動きとならない．これは credit composition effect が生まれず，資源配分が悪化しないからである．ただし，このときも，貯蓄の減少を通じて投資が減るという直接効果は働き，また貯蓄水準が定常均衡値に戻るまでに時間がかかるために，総生産量の低下は持続する．この点をまとめると次のようになる（証明は付録参照)[8]．

命題 4　予期しない生産性ショックが一時的に生じた際に，中央銀行が同調的金融政策を採ると，集計的 *TFP* は総生産量と *procyclical* な動きとなる．他方，同調的金融政策を採らないときは，*procyclical* な動きとはならない．

命題 3，4 は次の点に関して含意をもつかもしれない．近年，景気の変動を説明する上で集計的 TFP の役割が重要視されている．Kehoe and Prescott [2002]，および Hayashi and Prescott [2002] は，過去の大不況や日本をはじめ近年の幾つかの国で見られる不況の原因が集計的 TFP の低下にあることを強調している．しかしながら，これらの研究では，集計的 TFP の低下自体は与件となっている．つまり，TFP 低下のメカニズムは必ずしも明らかに

なっているわけではないと言えるだろう[8]．本稿の理論分析からすると，総生産量と集計的 TFP の procyclical な低下を同時に説明するためには，各企業の生産性低下だけでなく中央銀行の政策スタンスも重要であることを示唆している．以上が Region 1 における分析である．それでは Region 2，3 ではどのようになるであろうか.

命題 5 *Region 2，3* では，中央銀行の政策スタンスに関係なく一時的に予期しない生産性ショックが生じても，*credit composition effect* を通じた *FA* 効果は働かない.

直感的な説明を書くと次のようになる（証明は付録参照）．まず，Region 2 において，予期しない悪い生産性ショックが生じ，このとき仮に中央銀行が同調的金融政策を採るとしよう．すると，この政策対応によって生産性の高い企業家の純資産のシェアは低下する．またこのショックによって実質賃金も低下する．純資産のシェアの低下によって，一方で借入制約が厳しくなるのに対して，他方で実質賃金の低下によって，借入制約は緩和される.

貸出市場の均衡式（付録の (40) 式参照）から，均衡では，緩和効果が大きい場合は予想実質金利が上昇し，厳しくなる効果が大きい場合は，それが低下する．このように均衡では，予想実質金利が調整されることによって，貯蓄はすべてショック前と同様に生産性の高い企業家のみに配分される．したがって，集計的 TFP は低下せず，ショックは増幅されない．ただし，貯蓄が減って投資が減るという直接効果は働く.

次に Region 3 では次のようになる．借入制約がバインドしない Region 3 では，θ が十分大きいために，ショックによって多少生産性の高い企業家の純資産のシェアが下がったくらいでは，彼らが借入制約に陥ることはない．したがって，ショックが増幅されることもない．ただし，この Region 3 でも直接効果は働く[9].

3.2　貨幣需要ショックのケース

3.1 では，既存研究との対比を考えて，予期しない生産性ショックのケースを取り上げ分析した．3.2 では，貨幣需要ショックのケースを分析する．まず，

[8] Basu[1996] は集計的 TFP の procyclical な変動は，標準的な RBC が指摘しているような技術ショック自体よりは，むしろ，有効需要の増減によって影響を受ける資本と労働の稼働率の変動を反映していることを指摘している.

[9] ここでは既存研究との対比を考えて，予期しない生産性ショックの影響を分析しているが，予期している生産性ショックの場合は次のようになる．例えば，当初定常均衡に存在しており，両タイプの企業家の投資のリターンが来期のみ増えるという予想が生まれるとしよう．このとき，中央銀行が貨幣供給量の増加率を一定に保っていても，担保価値の上昇を通じて今期の借入制約が緩和され，生産性の高い企業家の投資シェアは増える．つまり，credit composition effect を通じて来期の総生産量は増える．この点からすると，命題 3 の結論は，予期しない生産性ショックの場合に当てはまると言えるだろう．つまり，予期しないショックが生じた際に，そのショックの影響が増幅効果を通じて大きくならないためには，非同調的金融政策を採ることが重要であることを示唆していると言えるだろう.

Region 1 における状況を分析しよう．ここでも名目の貸借契約を仮定しよう．当初経済が定常均衡に存在しており，x 期に貨幣需要ショックが一時的に生じるとしよう．ここでは，x 期に貨幣需要が ϵ' 変化する場合を考えよう．この ϵ' は a, β' の変化を反映している．このとき貨幣市場の均衡式は次のようになる．

$$M_t = P_t(1+\epsilon')(1-\lambda)w_t \tag{36}$$

(36) 式から ϵ' がプラスの値を取ると貨幣需要は増加し，マイナスの値を取ると減少する．ここではプラスの値を取るとしよう．また，このショックが生じたときに，中央銀行が貨幣供給量の増加率を一定に保つ非同調的金融政策を採るとしよう．すると，貨幣需要の増加によって，(36) 式から物価が低下する．このことは，貨幣市場において，名目貨幣需要曲線が右へシフトすることを意味する．物価が低下すると実質金利が上昇し，借入の支払い負担が増加する．その結果，x 期の生産性の高い企業家の純資産のシェアが低下し credit composition effect を通じて FA 効果が生じる[10]．

他方，中央銀行が同調的金融政策を採る場合は，貨幣需要の増加に応じて，貨幣供給量の増加率も増えるため，物価の低下は抑えられる．図 2 では，名目貨幣需要曲線が右へシフトすると同時に，名目貨幣供給量の増加率も同時に増え，名目貨幣供給曲線が右へシフトすることを意味する．その結果，実質金利は上昇せず FA 効果は生じない．

以上の点は，不況期における中央銀行の政策に含意を持つだろう．Friedman and Schwartz [1963] は，不況が大不況へとつながった 1930 年代のアメリカ大恐慌の原因が，貨幣供給量を減らした中央銀行の行動にあることを指摘した．Stiglitz [1993, chapter 10] はアメリカでは貨幣需要は利子率に対して比較的非感応的であることを説明した上で，景気後退期，特に大恐慌期には貨幣の流通速度が大きく低下し，人々の貨幣需要が大きく増加したことをデータで示している．また同時に，大恐慌期には深刻な物価の下落が生じたことを指摘している．このことは ϵ' の上昇によって貨幣需要が増加し，その結果，物価が低下することに対応していると言えるだろう．物価の下落は債務負担を増加させ，credit composition effect を通じた FA 効果によって不況の程度を深刻化させる．この点は，Fisher [1933]，Bernanke [1983] が重視しているデット・デフレーションのメカニズムである．本稿の分析からすると，貨幣需要増加を起点とするデット・デフレーションによる不況深刻化を抑えるためには，中央銀行が貨幣需要の増加に応じて貨幣供給量を増やす必要があると言える．

それでは次に，Region 2 ではどのようになるであろうか．この場合も，中央銀行が非同調的金融政策を採ると，物価が下落し生産性の高い企業家の純

[10] 物価が低下すると，当然貸出からの実質リターンが上昇し貸手にとっては得となる効果もある．しかしながら p>X(1-p) より，支払い負担が上がることによる借手の損失効果の方が大きくなる．

資産のシェアは低下する．すると，２つの効果が働く．一方の効果は，純資産の低下によって借入制約が厳しくなる効果である．他方の効果は，貸出市場で予想実質金利が低下し，借入制約が緩和される効果である（付録の A-3 式参照）．均衡では二つの効果は完全に相殺され，貯蓄はすべて生産性の高い企業家に流れ，生産活動は非効率にはならない．したがって，ショックが増幅されることもない．

最後に，借入制約がバインドしない Region 3 では，θ が十分大きいために，多少生産性の高い企業家のシェアが低下しても，資源配分が非効率となることはなく，ショックは増幅されない．以上の点をまとめると次のようになる．

命題 6 *Region 1* において貨幣需要ショックが生じた際，中央銀行が同調的金融政策を採るならば，*credit composition effect* を通じた *FA* 効果は生じない．他方，非同調的金融政策を採るならば *FA* 効果が生じる．*Region 2*，*3* では，中央銀行の政策スタンスに関係なく，*FA* 効果は生じない．

以上の命題 3，6 から分かることは次の点であろう．一方で予期しない生産性ショックという実物ショックの場合は，貨幣供給量の増加率を一定に保つ非同調的金融政策によって，他方で予期しない貨幣需要ショックの場合は，同調的金融政策によって景気の変動を抑えることが可能になるという点である．この点は，Poole [1970] の議論に近いと言えるかもしれない．Poole は IS-LM モデルを用いて，ショックの主因が実物ショック（IS ショック）の場合には，景気の振幅を抑える上で貨幣供給量を安定させる政策が望ましく，貨幣需要ショック（LM ショック）の場合は金利を安定化させる政策が望ましいと指摘した．それに対して本稿は，FA 効果の観点から，景気の変動を抑えるためには，どのような政策が望ましいのかを分析していると言えるだろう．ただし，Poole の議論は価格の硬直性が仮定されたモデルに基づいているが，本稿は価格が伸縮的なモデルに基づいている．

3.3　インフレ・ターゲティング政策と FA 効果の関係

3.1，3.2 では，同調的・非同調的金融政策の観点からショックのタイプに応じて，どのような金融政策スタンスが望ましいのかを分析した．そこで 3.3 では，このこととインフレ・ターゲティング政策がどのような関係にあるのかを考察してみよう．命題 3，6 は次のことと同値となる．

命題 7 *(i)Region1* でかつ貨幣需要が安定している経済では，貨幣供給量の増加率を一定に保つ政策が，*FA* 効果を抑え，経済の変動を抑える上で有効な政策となる．反対に，インフレ・ターゲティング政策は *FA* 効果を生み，かえって経済の変動を大きくする．

(ii) 他方，*Region1* でかつ貨幣需要が不安定な経済では，貨幣供給量の増加率を一定に保つ政策は，*FA* 効果を生み，かえって景気の不安定化をもたら

す．この場合には，インフレ・ターゲティング政策が景気の安定化を図る上で有効な政策となる．

FA 効果の観点からすると，インフレ・ターゲティング政策か，それとも貨幣供給量ターゲティング政策か，そのどちらが景気の振幅を抑える上で有効となるのかは，ショックのタイプに依存している．予期しない実物的な生産性ショック（=予期しないサプライショック）が頻繁に生じる経済では，貨幣供給量の増加率を一定に保つ政策が有効となる．3.1.1 で説明したように，これは貨幣供給量の増加率を一定に保っていれば，ショックが生じてもインフレ率が自動的に調整されて，FA 効果が生じないからである（図 2 参照）．ところが，インフレ・ターゲティング政策の下では，このサプライショックに対して，中央銀行はインフレ率を一定に保つために，同調的に貨幣供給量の増加率を変化させることになる．その結果，支払い負担が低下する効果が働かず，FA 効果が生じ，かえって景気の変動は大きくなってしまう[11]．

それに対して貨幣需要ショックが頻繁に生じ，貨幣の流通速度が不安定な経済では，FA 効果を抑えるためには，インフレ・ターゲティング政策が有効となる．インフレ率を一定に保つ政策の下では，例えば貨幣の流通速度が低下し貨幣需要が増加する際には，中央銀行はそれに応じて貨幣供給量の増加率を上げることになる．それによって，物価の下落を起点として生じる FA 効果を抑えることが可能になる．インフレ・ターゲティング政策を採用している国の多くが，貨幣の流通速度が不安定化していることを理由に，この政策を採用していることが指摘されているが (Bernanke al et.[2001] 参照)，本稿の分析は，FA 効果の観点から，この政策に対して 1 つの根拠を与えていると言えるだろう．

3.4　貸借契約のタイプと FA 効果の関係

さらに命題 3，6 は，FA 効果を抑え，景気の振幅を小さくする上で，名目，実質どちらの契約タイプが有効となるのかに関しても政策的な含意を持つ．

命題 8 中央銀行が非同調的金融政策をとっているとしよう．*Region 1* において，もし予期しないショックの主因が実物的な生産性ショックであるならば，名目契約の方が *FA* 効果を抑え，総生産量の変動を小さくする働きがある．他方，ショックの主因が貨幣需要ショックならば，実質契約の方が *FA* 効果を抑え，総生産量の変動を小さくする働きがある．

3.1.1 で分析したように，予期しない実物ショックの場合には，貸借契約が名目であるおかげで貨幣市場を通じて支払い負担が低下し，シフトバック効

[11] このことを AD，AS モデルのフレームワークで説明すると，サプライショックによって AS 曲線が例えば左へシフトした際，貨幣供給量を減らし AD 曲線も同様に左へシフトさせる政策を採ると，かえって総生産量の変動が大きくなることに対応している．

果が生まれる．つまり，名目の貸借契約は景気の変動を抑える自動安定化機能の役割を果たしているのである．それに対して契約が実質であると，当然支払い負担は低下しないため FA 効果が生まれてしまう．つまり，実質契約はショックを増幅し，かえって景気の変動を大きくしてしまうのである．

他方貨幣需要ショックの場合は，実物ショックのケースと反対となる．契約が名目であると予期しない物価の下落によって借手の支払い負担が上昇し，FA 効果が生まれる．それに対して契約が実質であると，物価の下落が生じても支払い負担は変化しないため FA 効果は生まれない．

以上から，Region 1 では，景気の安定化を図る上で名目，実質どちらの契約が有効となるのかは，ショックのタイプによって異なることが分かる．この点は，Iacoviello [2006] の研究に近いと言えるだろう．Iacoviello は，KM と Bernanke et al. [1999] モデルを応用し，需要ショックに対しては，名目の貸借契約はショックを増幅する効果をもつが，供給ショックに対しては，反対に景気の変動を抑える働きがあることをシュミレーションによって示している[12]．

ちなみに，Region 2，3 では，名目，実質どちらの貸借契約であっても FA 効果は生じない．したがって，景気の安定化を図る上で，契約のタイプは関係がなくなる．このことと命題 5 から，次のことが言えるだろう．経済が一旦 Region 2，3 に存在するようになると，たとえ予期しないショックが生じても，中央銀行の金融政策スタンス，貸借契約のタイプに関係なく，FA 効果は生じず，景気の振幅は小さくなる．この意味で，貸借契約に影響を与える社会的インフラを整備することは，単に資源配分を効率化し定常均衡における総生産量，労働所得を大きくするだけでなく，景気の安定化を図る上でも重要になると言えるだろう[13]．

4　結論

本稿は，名目の貸借契約を仮定し，その下で予期しない生産性ショックが生じた際に，本当に FA 効果が生まれるか否かを金融市場の一般均衡分析を用いて検討した．その結果，次が得られた．金融市場の部分均衡分析である BG，KM モデルで考えると，たしかにショックが生じると，借手の純資産の悪化を通じて借入需要曲線が左へシフトし，あたかも FA 効果が生まれるかのように見える．

しかし，金融市場の一般均衡分析で考えると，最終的に FA 効果が生じるか

[12]他にも FA 効果と貸借契約のタイプの関係を分析したものに Cordoba and Ripoll[2004b] がある．Cordoba and Ripoll らは KM モデルに貨幣を導入して，金融緩和ショックの影響を分析している．その結果，契約が名目であると，ショックによって FA 効果は大きく働くが，契約が実質であると，FA 効果が単に小さくなるだけでなく，かえって景気が悪化することを示している．

[13]Krishnamurthy[2003] は，KM モデルを応用し，保険を提供することで FA 効果を抑えることが可能となることを示している．

否かは，中央銀行の金融政策スタンスに依存している．予期しない悪いショックが生じた際に中央銀行が同調的金融政策を採るが故に，credit の配分悪化を通じて集計的 TFP が低下し，FA 効果が生じる．反対に同調的金融政策を採らなければ，シフトバック効果が生まれ，FA 効果は生じない．

また本稿の分析から，予期しない生産性ショックに対しては，実質の貸借契約よりも名目の貸借契約の方が，FA 効果を抑え景気の振幅を小さくする働きがあることが明らかになった．

付録

命題 1 の証明

$\theta < \theta_1$ のとき，生産性の低い企業家の投資が正の値となることを示す．定常均衡における生産性の低い企業家の投資は，次のように書ける．

$$\frac{Z^{L*}}{1-\sigma} = \beta Y^* - \frac{\beta E^{H*}}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{\alpha^L}} = \beta Y^*(1-\frac{S^*}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{\alpha^L}}) \tag{37}$$

ここから，定常均衡において，生産性の高い企業家の純資産のシェアが $S^* = (1-\theta\alpha^H/\alpha^L)$ の値を取るとき，生産性の低い企業家の投資はちょうどゼロとなる．この S^* を (19) 式に代入して θ を求めると θ_1 を得る．つまり，$\theta = \theta_1$ のとき生産性の低い企業家の投資はちょうどゼロとなる．さらに，(19) 式から，$\partial S^*/\partial\theta > 0$ を得る．したがって，$\theta < \theta_1$ のとき $S^* < (1-\theta\alpha^H/\alpha^L)$ となり，よって $Z^{L*}/1-\sigma>0$ となる．

次に Region 2 において，なぜ生産性の高い企業家の借入制約がバインドするのかを示す．Region 2 における市場均衡式を書くと次のようになる．

$$Y_{t+1} = \frac{\alpha^H}{w_t^\sigma}\frac{S_t}{1-\dfrac{\theta\alpha^H}{r_t w_t^\sigma}}\beta Y_t = \frac{\alpha}{w_t^\sigma}\beta Y_t \tag{38}$$

$$S_{t+1} = p(1-\theta) + X(1-p)\theta \tag{39}$$

$$S_t = 1-\frac{\theta\alpha^H}{r_t w_t^\sigma} \qquad \text{(貸出市場の均衡式)} \tag{40}$$

$$\sigma\beta Y_t = w_t \qquad \text{(労働市場の均衡式)} \tag{41}$$

(40) 式から $S^* = 1-\theta$ のとき，$r^* w^{*\sigma} = \alpha^H$ となり，定常均衡において生産性の高い企業家の投資のリターンと予想実質金利はちょうど等しくなる．(39) 式へ代入すると，このとき θ_2 を得る．

ここから $\theta < \theta_2$ のとき $S^* < 1-\theta$ となる．よって，貸出市場の均衡式から $r^* w^{*\sigma} < \alpha^H$ となる．つまり，生産性の高い企業家の投資のリターンは予想実質金利よりも高い．したがって，借入制約はバインドする．他方，$r^* w^{*\sigma} > \alpha^L$ となるため，生産性の低い企業家にとっては，投資のリターンよりも貸出のリターンの方が高くなる．

最後に Region 3 において生産性の高い企業家の借入制約がなぜバインドしないのかを示す．Region 3 における市場均衡式を書くと次のようになる．

$$Y_{t+1} = \frac{\alpha^H}{w_t^\sigma}\beta Y_t \tag{42}$$

$$S_{t+1} = pS_t + X(1-p)(1-S_t) \tag{43}$$

$$\sigma\beta Y_t = w_t \qquad \text{(労働市場の均衡式)} \tag{44}$$

$$r_t = \frac{\alpha^H}{w_t^\sigma} \tag{45}$$

まず，上で示したように，$\theta_2 = 1/(1+X)$ のとき $r^* w^{*\sigma} = \alpha^H$ となる．つまり，$\theta = \theta_2$ のとき，生産性の高い企業家の投資のリターンと予想実質金利がちょうど等しくなる．つまり，生産性の高い企業家にとっては投資と貸出は無差別となる．よって，借入制約はバインドしない．次に，$\theta > \theta_2$ のとき $S^* > 1-\theta$ となる．貸出市場の均衡を考えた場合，予想実質金利が生産性の高い企業家の投資のリターンよりも高くなると，両タイプの企業家が貸手になろうとするため，$r^* w^{*\sigma} > \alpha^H$ の領域では貸出市場は均衡しない．反対に $r^* w^{*\sigma} < \alpha^H$ の領域では，$S^* > 1-\theta\alpha^H/r^* w^{*\sigma}$ となり，総借入需要が総貸出供給を上回るため，貸出市場は均衡しない．つまり，$\theta > \theta_2$ において，貸出市場が均衡するのは，生産性の高い企業家の投資のリターンと予想実質金利が等しくなる $r^* w^{*\sigma} = \alpha^H$ の場合のみである．よって，生産性の高い企業家は，借入を増やして投資を拡大しようとするインセンティブはないため，借入制約はバインドしない．

命題 2 の証明

それぞれの Region における市場均衡式から定常均衡を求め，θ で微分することによって，得られる．

命題 4 の証明

(19) 式より，$\Phi'(S_t) > 0, \Phi'(S^*) < 1$ を得る．つまり，生産性の高い企業家の純資産のシェアは，定常均衡の近傍で安定的となる．したがって，(17) 式から集計的 TFP は，x 期に生産性ショックが生じ定常均衡から一旦乖離して低下しても，やがて定常均衡戻る．

次に (18) 式から，S_t が与えられたもとで，Y_{t+1} と Y_t の関係を書くと図 6 のようになる．x 期に生産性ショックが生じ，例えば S^* がへ S_x 低下すると，図 6 のように関数 f は一旦下方へシフトする．この図から明らかなようにこのショックよって一旦次の期の総生産量 Y_{x+1} は低下する．しかしながら，S_t が時間をかけて定常均衡値に戻るにしたがって，関数 f は上方へシフトバックし始め，それと伴に総生産量も増加し，最終的には定常均衡値へ戻る．以上から，ショックが生じると，一旦集計的 TFP，総生産量は伴に低下するが，徐々に上昇し始め時間をかけて定常均衡へ戻る．つまり，集計的 TFP と総生産量は procyclical な動きとなる．

命題 5 の証明

Region 2，3 では，(38) 式から (45) 式の均衡式から明らかなように，総生産量は生産性の高い企業家の純資産のシェア に依存しない．したがって，ショックによって S_x が変化しても総生産量は影響を受けない．

5 参照文献

1. 岩田規久男 [1993]『金融政策の経済学：「日銀理論の検証」』日本経済新聞社.

2. 小宮隆太郎 [1973]「昭和四十八年，九年のインフレーションの原因」『経済学論集』第四十二巻第一号, 四月.

3. 堀内昭義 [1980]『日本の金融政策ー金融メカニズムの実証分析』東洋経済新報社.

4. 山崎福寿・竹田陽介 [1997]「土地の担保価値と銀行の貸し出し行動」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ動学分析』東京大学出版会.

5. Aghion, P., A. Banerjee, and T. Piketty [1999],“Dualism and Macroeconomic Volatility,” *Quarterly Journal of Economics*, 1 Vol.14 No.4 , pp.1359-1397.

6. Aghion, P., G. Angeletos, A. Banerjee, and K. Manova [2005],“Votatility and Growth: Credit Constraints and Productivity-Enhancing Investment,” *NBER Working Paper* No. 11349.

7. Aoki, M. and H. Yoshikawa [2001], “A New Model of Economic Fluctuations and Growth,” *CIRJE-F-136*, University of Tokyo.

8. Basu, S. [1996],”Procyclical Productivity : Increasing Returns or Cyclical Utilization?,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111 No.3 pp.719-751.

9. Bernanke, B. [1983] ,“Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in Propagation of the Great Depression,” *American Economic Review*, Vol.73 No.3 pp.257-276.

10. Bernanke, B. and M. Gertler [1989],“Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations,” *American Economic Review*, Vol.79 No.1, pp.14–31.

11. Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist [1999],“Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, ” in Handbook of Macroeconomics, Volume 1C, ed. By J. Taylor and M. Woodford. Amsterdam: North-Holand.

12. Bernanke, B., T. Lauback, F. Mishkin, and A. Posen [1999], Inflation Targeting: Lessons from International Experience. Princeton University Press. Princeton, NJ.

13. Carlstrom, C. and T. Fuerst [1997],"Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis," *American Economic Review*, Vol.87 No.5, pp.893-910.

14. Carlstrom, C. and T. Fuerst [2001],"Monetary Shocks, Agency Costs, and Business Cycles," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.54, No.1, pp.1-27.

15. Cordoba, J. and M. Ripoll [2004a],"Credit Cycles Redux," *International Economic Review*, Vol. 45 No.4, pp.1011-1046.

16. Cordoba, J. and M. Ripoll [2004b],"Collateral Constraints in a Monetary Economy," *Journal of the European and Economic Association*, Vol. 2 No.6, pp.1172-1205.

17. Fisher, I. [1933],"The Debt Deflation Theory of Great Depressions," *Econometrica*, Vol.1 No.4, pp.337–357.

18. Friedman, M. [1968] ,"The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol.58 No.1 pp.1-17.

19. Friedman, M. and A. Schwartz [1963], A Monetary History of the United States, 1867-1960. Princeton, NJ: Princeton University Press.

20. Hayashi, F. and E. Prescott [2002],"The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, Vol.5 No.1, pp.206–235.

21. Hart, O. and J. Moore [1994],"A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109 No.4, pp.841–879.

22. Iacoviello, M. [2006]," House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, Vol.95 No.3, pp.739-764.

23. Jeong, H. and R. Townsend [2004],"Discovering the Sources TFP Growth: Occupational Choice and Financial Deepening," Mimeo, University of Chicago.

24. Kehoe, T., and E. Prescott [2002],"Great depressions of the 20th century," *Review of Economic Dynamics*, Vol.5 No.1, pp.1-18.

25. Kiyotaki, N. and J. Moore [1997],"Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol.105 No.2, pp.211–248.

26. Kiyotaki, N. [1998],"Credit and Business Cycles," *Japanese Economic Review*, Vol.49 No.1, pp.18–35.

27. Kocherlakota, N. [2000],"Creating Business Cycles through Credit Constraints," in Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review*, 24, No.3, Summer.

28. Krishnamurthy, A. [2003],"Collateral Constraints and the Amplification Mechanism," *Journal of Economic Theory*, Vol.111 No.2, PP.277-292.

29. Kydland, F. and E. Prescott [1982],"Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica*, Vol.50 No.6, pp.1345-1370.

30. Lagos, R. [2006],"A Model of TFP," *Review of Economic Studies*, Vol.73 No.4, pp.983-1007.

31. Lucas, R. [1972],"Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theroy*, Vol.4 No.2 pp.103-124.

32. Lucas, R. [1987],"Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy," *Econometrica*, Vol.55 No.3 pp.491-513.

33. Lucas, R. and N. Stocky [1983], "Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy Without Capital," *Journal of Monetary Economics*, Vol.12 No.1 pp.55-93.

34. Matsuyama, K. [2004],"The Good, the bad, and the Ugly: An Inquiry into the causes and the nature of credit cycles," Mimeo, Northwestern University.

35. Poole, W. [1970],"Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.84 No.2, pp.197-216.

36. Stiglitz, J. [1993], Principles of Macroeconomics, first edition New York:W.W. Norton.

37. Tobin, J. [1969],"A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.1 No.1 pp.15-2.

図１

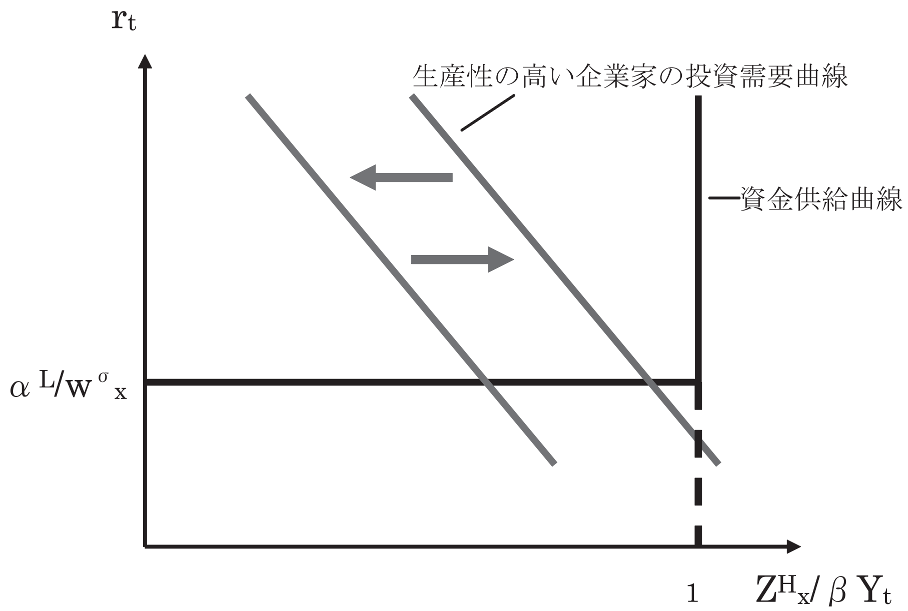


図２

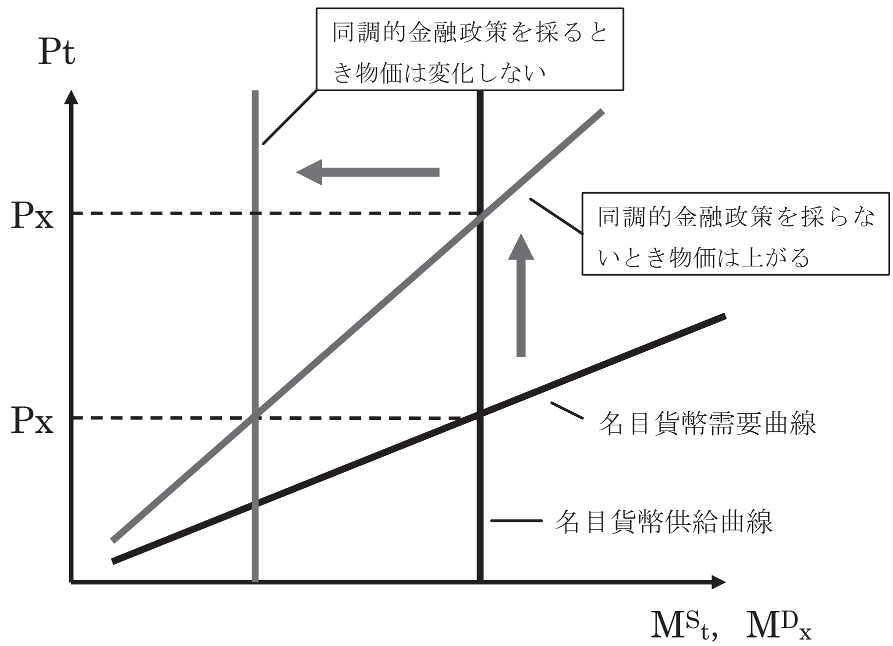

Pt
同調的金融政策を採るとき物価は変化しない
Px
同調的金融政策を採らないとき物価は上がる
Px
名目貨幣需要曲線
名目貨幣供給曲線
$M^S{}_t$，$M^D{}_x$

図 3

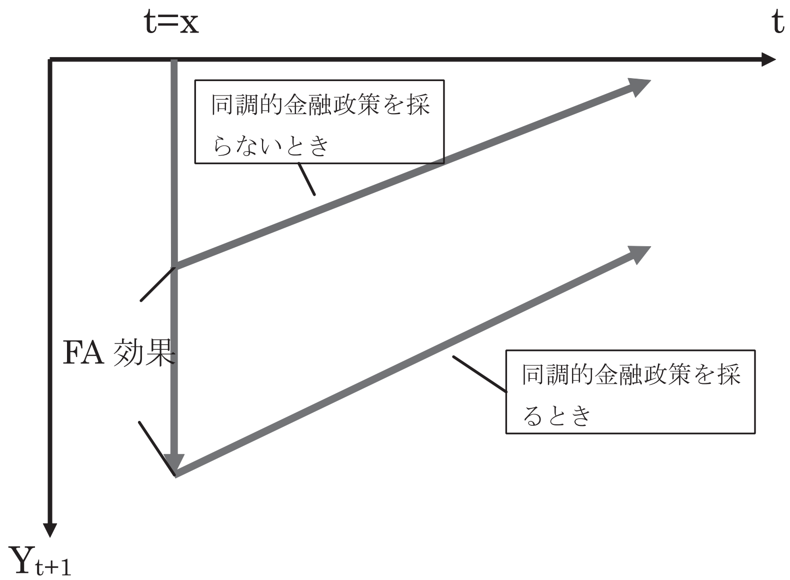


図 4

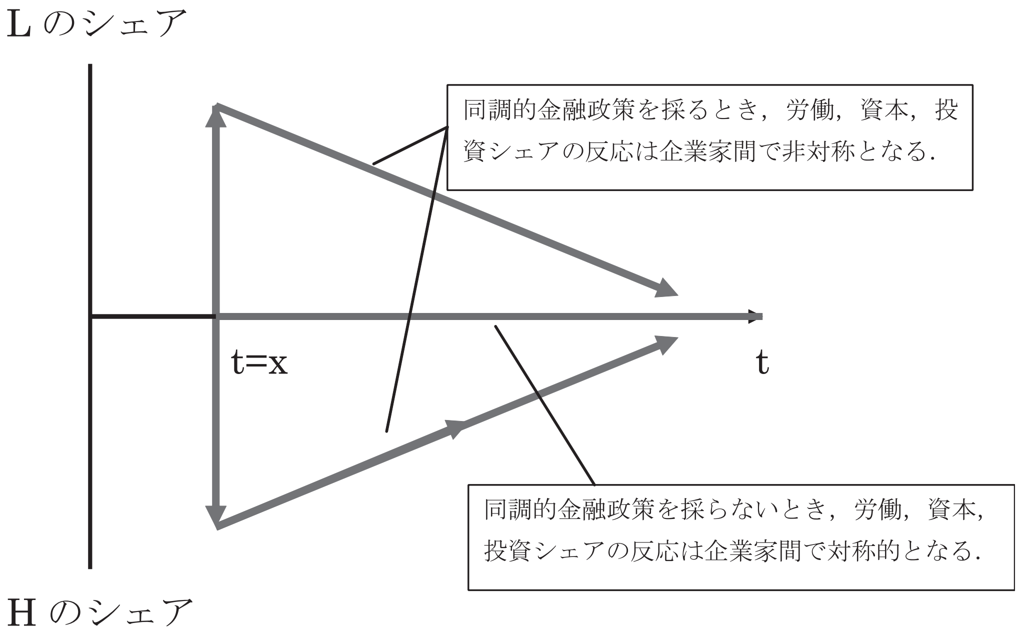

Lのシェア
同調的金融政策を採るとき，労働，資本，投資シェアの反応は企業家間で非対称となる.
t=x
t
同調的金融政策を採らないとき，労働，資本，投資シェアの反応は企業家間で対称的となる.
Hのシェア

図 5

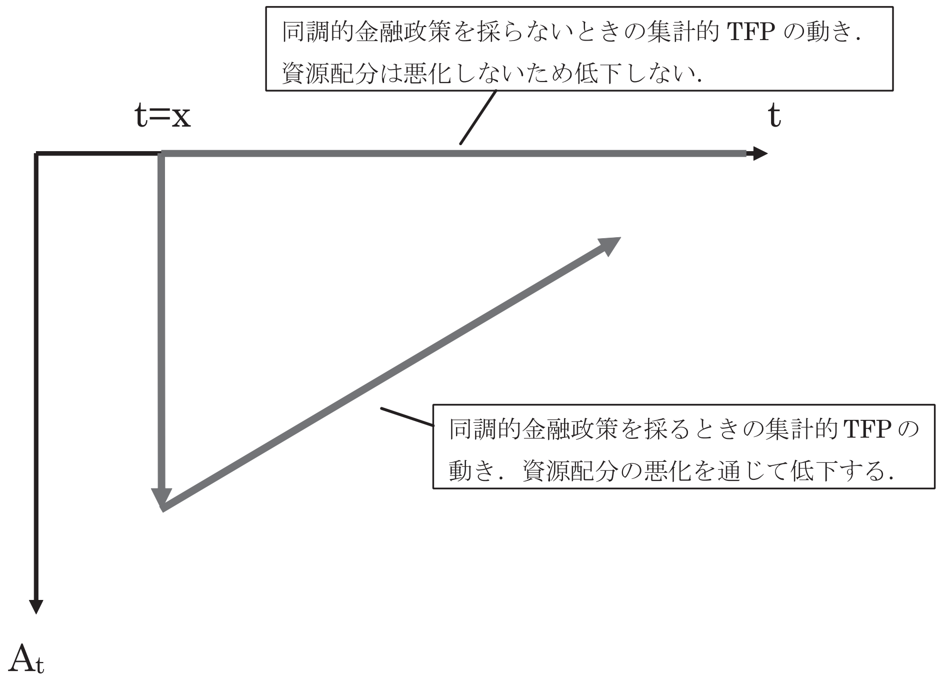
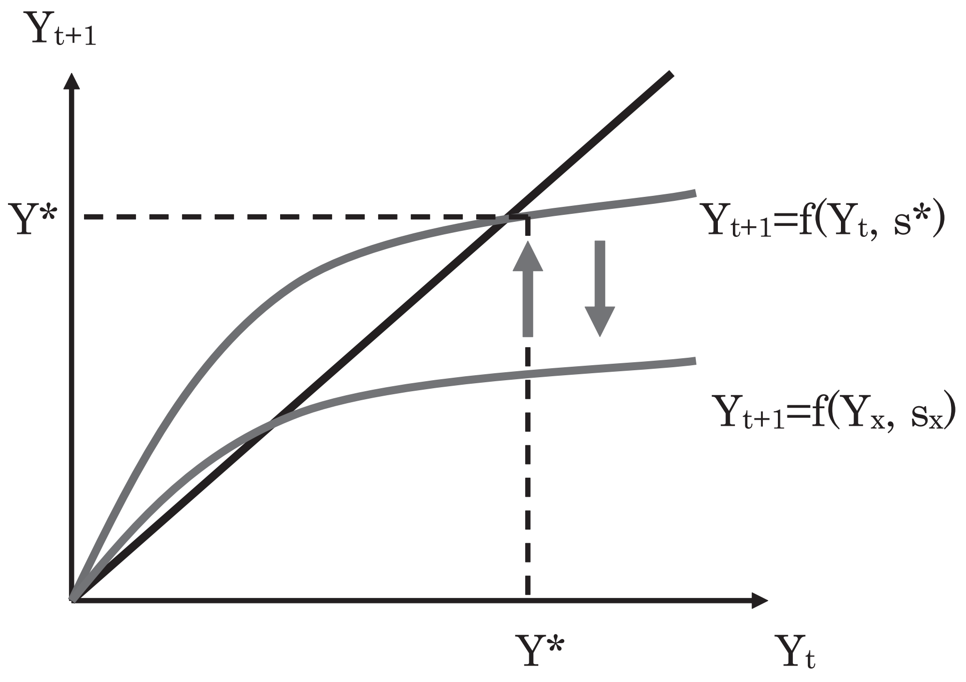

同調的金融政策を採らないときの集計的 TFP の動き.
資源配分は悪化しないため低下しない.
t=x
t
同調的金融政策を採るときの集計的 TFP の
動き．資源配分の悪化を通じて低下する.
A_t

図 6



同族企業が市場流動性に与える効果の検証

名古屋市立大学大学院　経済学研究科　准教授　坂和 秀晃

「同族企業が市場流動性に与える効果の検証」[1]

坂和　秀晃（名古屋市立大学・大学院経済学研究科・准教授）*

要旨

本研究では、同族企業が証券市場に与える効果について、実証的な検証を行っている。2007 年から 2012 年までの東証 1 部上場企業のデータを用いた検証を行った結果、以下の 3 点が明らかになった。第一に、同族企業の方が非同族企業に比して、市場流動性が低いことが明らかになった。これは、メインバンクの情報生産機能による非対称情報の緩和効果が、同族企業経営者のディスクロジャーを代替していると解釈可能である。第二に、外国人持株比率と市場流動性には有意な関係は発見できなかった。第三に、安定株主持株比率の高い企業の方が、市場流動性が高いことが明らかになった。

キーワード：同族企業・市場流動性・安定株主

+本研究は、平成 30 年度ゆうちょ財団研究助成を受けて、行っている。ゆうちょ財団の研究助成には、心より感謝申し上げる次第である。

*（連絡先）：Email: sakawa@econ.nagoya-cu.ac.jp

１．はじめに

上場企業の中において、同族企業の占める割合は高い。資本主義経済の中心であるとみなされる米国においても、S&P500 インデックスを構成する企業の内、三分の一以上の企業は、同族企業であることが知られている（Andersen and Reeb, 2003）。同様に、西ヨーロッパ諸国においても、過半数の企業組織は同族経営であることが知られている（Faccio and Lang, 2002）。加えて、アジア諸国の現状を鑑みると、インドや韓国では、同族経営者を中心とする企業集団に属する企業の数が非常に多くなっている（Classens et al., 2000）。我が国の上場企業においては、「トヨタ自動車」のような大企業も、同族企業に属している。2000 年代の東証 1 部上場企業においても、30％近くの企業において同族経営が行われていることが示されている（Sakawa and Watanabel, 2019a）。これらの先行研究は、「上場している同族企業」の証券市場に占めるプレゼンスが高いことを示唆している。一方で、先行研究の分析では、同族企業が証券市場に与える影響についての検証は数少ない。本研究では、日本の上場している同族企業が証券市場の市場流動性にどのような影響を与えるかについての実証研究を行う。

証券市場の市場流動性と企業の株主の関係については、数多くの先行研究が存在する。米国のような機関投資家によるモニタリング活動を前提とする市場規律の強い証券市場においては、機関投資家の存在による企業経営者へのディスクロージャーへの圧力が、証券市場の「非対称情報」を緩和して、市場流動性を高めるといった現象が知られている（Heflin and Shaw, 2000）。また、議決権をコントロールしている株主が存在し、多くの配当優先株が存在する企業においては、大株主によるディスクロージャーが弱まる結果として、市場の非対称情報の程度が大きくなり。市場流動性が高い傾向にあることが、カナダ企業の実証分析によって示されている(Attig et al., 2006)。このことは、同族企業のように、大株主が議決権コントロールする企業の方が、エントレンチメントの効果があることと整合的な説明になっている(Classen et al., 2002)。一方で、銀行中心型の規律付けメカニズムの強いわが国の証券市場では、メインバンクの貸出関係が、証券市場の「非対称情報」を緩和して、市場流動性を高めるために重要な役割を果たすことが明らか

になっている。このように、先行研究では、市場流動性と株主のモニタリング活動には、密接な関係が明らかになることが示されている。

多くの国の上場企業には、同族企業経営の企業が数多く存在するため、同族・非同族企業間の市場流動性の相違についての検証も重要になる。この点について、Ali et al.(2007)では、米国の同族企業に注目して、ディスクロージャーを行った経営者の同族企業ほど、取引量が増え、市場流動性が高まることを示している。同族企業経営者は、長期視点での経営を行っている可能性が高く、そのことがディスクロージャーを促進することがその要因と解釈可能である。一方で、我が国の同族企業と非同族企業の差異に注目した先行研究では、2007 年から 2009 年の世界金融危機の時期において、同族企業と証券市場の「非対称情報」の間に有意な関係を発見することはできなかった(Emihara et al., 2014)。しかしながら、先行研究では、世界金融危機という特殊な時期に着目していることから、その帰結がわが国の証券市場に一般化して適用できるかどうかは不明確である。特に、名証上場企業のみに注目した場合、リーマンショック時には、市場流動性の低下が大きいことを明らかにしている(坂和(2015a))。このような点を鑑みると、もう少し広いタイムスパンの実証研究を行うことによって、我が国の証券市場における「市場流動性」と同族企業・非同族企業の差異についての検証を行い、その関係性を明らかにすることの意義が大きいと考えられる。

本研究では、このような問題意識から、世界金融危機の期間を含む 2007 年から 2012 年の東証 1 部上場企業について、同族企業・非同族企業の差異が証券市場の市場流動性にどのような影響を与えるかについての検証を行う。本研究での実証研究の結果、以下の 3 点が明らかになった。第一に、同族企業の方が非同族企業よりも市場流動性が低くなることが明らかになった。この結論は、我が国においては、メインバンクによる情報生産機能が、同族企業経営者のディスクロージャーを代替していると解釈できる。第二に、外国人株主と市場流動性の関係については、有意な結果を得ることができなかった。第三に、安定株主については、市場流動性を高める効果があることが明らかになった。

本稿は、以下のように構成される。第 2 節でデータと記述統計量についての説明を行う。第 3 節では、実証仮説を導出する。推定方法と実証結果については、第 4 節でまとめる。最後に、第 5 節で結論付けを行う。

２．データと記述統計量

本節では、本稿で扱うデータについての説明を行う。本稿では、市場流動性を測定するために、東証 1 部上場企業の株価の日次データを用いている。株価の日次データについては、データソリューションズ社の NPM データベースを用いている。次に、同族企業ダミーの計測や株式所有構造、企業の財務関係のデータを得るために、Quick 社の Astra Manager から抽出したデータを使用している。本稿で扱うサンプルとしては、2007 年から 2012 年までの期間に上場している東証 1 部上場企業になる。

本稿では、同族企業経営が、市場流動性に与える効果を測定することを目的としているので、被説明変数としては、市場流動性の尺度を採用している。市場流動性を測定する指標として、Amihud’s Illiqudity の指標を用いる（Amihud, 2002）。Amihud（2002)は、流動性の指標として米国の株式市場の日時データを用いた検証を行っている。我が国の実証研究としては、太田・竹原・宇野（2011）・坂和・渡辺（2016）において、Amihud (2002)の指標を用いた実証分析の結果を紹介している[2]。それらの研究では、日時の収益の絶対値をとったものを売買代金で割ることで、一日あたりの *ILLIQ* を計測している。すなわち、Amihud の指標は、以下の（1）式のように求めることができる。

$$\text{(Daily)}\ \mathrm{ILLIQ}_{i,t} = \frac{|\,\text{Daily Return}_{i,t}\,|}{\text{売買代金}_{i,t}} \qquad (1)$$

Amihud（2002)の研究のように、一定期間の日時平均 *ILLIQ* を求める場合は、下記の(2)式のように期間内の平均を計算することになる。

[2] 坂和(2017)においても、マーケット・マイクロストラクチャーの実証分析の方法論についてのまとめが行われている。

$$\mathrm{ILLIQ}_{\ \mathrm{i}} = \frac{1}{日数}\sum_{t=1}^{\mathrm{Dit}} \frac{|\ \mathrm{Daily\ Return}_{\mathrm{i,t}}\ |}{売買代金_{\mathrm{i,t}}} \qquad (2)$$

上記の（1）・(2)式より、*ILLIQ*の定義を、下記の(3)式にまとめることができる。

$$\mathrm{ILLIQ}_{\ \mathrm{i}} = \frac{1}{日数}\sum_{t=1}^{\mathrm{Dit}} Daily\ ILLIQ_{i,t} \qquad (3)$$

上式のように計測される「*ILLIQ*」は、株価を変化と売買代金の関係を示した指標である。ILLIQの値が小さいほど、1単位金額による市場リターンの変動が小さいにことになるため、市場流動性が高いと判断できる。

次に、説明変数としては、同族企業ダミー変数を計測する必要がある。同族企業ダミー変数を計測するためには、先行研究の手法に従い、①同族経営者が2名以上、10大株主リストに含まれること、②同族経営者が役員に含まれることの2点を満たす企業を同族企業と定義して、同族企業ダミー変数を作成している（Yoshikawa and Rasheed, 2010; Sakawa and Watanabel, 2019a）。その他の株式所有構造の変数としては、外国人持株比率と持合株式比率を採用している。加えて、時価総額（Market Value）と株価のボラティリティの２変数をコントロール変数としている。これらの変数の定義は、Appendixで紹介している。上記変数の記述統計量については、表1でまとめられている。

表1. 記述統計とPearsonの相関係数

Panel A. 記述統計

	Number	Mean	S.D	Q1	Median	Q3
(1) ILLIQ	8955	46.635	690.670	0.332	1.514	5.949
(2) Family	8955	0.290	0.454	0.000	0.000	1.000
(3) Foreign	8955	13.526	12.063	3.980	10.200	19.930
(4) Cross	8955	8.553	8.655	0.960	6.470	13.120
(5) Market Value	8955	10.834	1.549	9.710	10.621	11.798
(6) Volatility	8955	2.509	0.834	1.904	2.397	2.989

Panel B. 相関係数

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
(1) ILLIQ										
(2) Family	0.080	*								
(3) Foreign	-0.034	*	-0.092	*						
(4) Cross	-0.055	*	-0.277	*	-0.144	*				
(5) Market Value	-0.076	*	-0.213	*	0.632	*	-0.031	*		
(6) Volatility	0.029	*	-0.007		0.010		-0.147	*	-0.212	*

* p<0.05

（注）:サンプル期間は 2007 年から 2012 年を用いた。被説明変数（ILLIQ）以外の変数は 1 期ラグをとった。

表 1 のパネル A では、ILLIQ 指標の平均値が 46.6 余りであり、過去の先行研究と整合的な値になっている（坂和・渡辺（2016））。次に、同族企業比率は 29%余りである。

外国人比率も、平均が 13.5%と金融自由化以降の増加を反映した数値になっている。一方で、持合株式比率は平均 8.5%余りと減少傾向にある。時価総額・ボラティリティについても、概ね先行研究と整合的な値を示している。パネル B では、変数間のピアソンの相関係数を示している。結果として、ILLIQ と同族企業ダミーは、有意に正の相関がある。このことは、同族企業の市場流動性が低くなることを示唆している。

表 2. 平均値の差の検定

	Family=0 Mean	Family=1 Mean	Difference		t-value
ILLIQ	11.389	133.019	-121.6	**	(-7.58)
Foreign	14.231	11.797	2.434	**	(8.70)
Cross	10.086	4.796	5.291	**	(27.31)
Market Value	11.044	10.318	0.726	**	(20.59)
Volatility	2.513	2.501	0.013		(0.64)
Number	6360	2595	8955		

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01

（注）:サンプル期間は 2007 年から 2012 年を用いた。被説明変数（ILLIQ）以外の変数は 1 期ラグをとった。括弧の値は T 値。

次に、表２では、同族企業と非同族企業の間に、有意な差があるかどうかを検証するために、平均値の差の検定を行い、その結果を報告している。表２の結果から、市場流動性の指標である Amihud の ILLIQ については、同族企業の方がその値が有意に大きくなることが明らかになった。これは、同族企業の方が、市場流動性が低くなることを示している。次に、株式所有構造の変数については、外国人投資家の持分については、同族企業の方が、その持ち分が有意に少ないことが示されている。これは、外国人投資家が、同族企業よりも非同族企業株式の取引を行っていることを示している。又、持合株式比率についても、同族企業は非同族企業の半分以下にとどまっており、その差は有意である。これは、同族企業の方が、系列のような企業間関係による相互持合いの影響が小さいことを示している。次に、企業の規模を表す時価総額（Market Value）については、同族企業の方が有意に小さいという結果を得ている。最後に、サンプル期間内の各銘柄の過去 3 年間の平均的な株価変動を示すボラティリティ（Volatility）については、同族企業と非同族企業の間に、有意な差を見出すことはできなかった。

3. 実証仮説

同族企業とその他の証券市場に与える影響の差については、様々な先行研究が存在する。同族企業の方が、負の収益報告の前の空売り（Short-Selling）が多いことを示している。（Andersen et al., 2012）この結果は、同族企業の方が、情報効率性が高まる可能性を示している。加えて、Ali et al.（2007）では、米国の同族企業に注目して、情報公開を高めた企業の銘柄ほど、取引量が増え、市場流動性が高まることを示している。加えて、同族企業の方が、経営者が長期視点である（Alessandri et al., 2018）ことが知られている。同族企業経営者の長期視点を加味すると、「情報の非対称性」を低めるような情報公開を積極的に行い、結果として、同族企業の方が市場流動性が高まる可能性がある。

一方で、日本市場の実証研究では、2007年から2009年の時期に注目して、市場の情報の非対称性を測定する指標については、同族企業とその他の企業の差について有意な結果は得られなかった（Ebihara et al., 2014）。同族企業という特性に留まらない日本の企業統治の特徴であるメインバンクの情報生産機能に注目した先行研究では、メインバンクの貸出関係がある企業では、情報の非対称性が低くなるという結論を得ている（Sakawa et al., 2014 ）加えて、メインバンク関係のある企業では、保守的な会計行動の役割をメインバンクのモニタリング機能が代替することが明らかにされている(Sakawa and Watanabel (2019b))。このことは、メインバンク関係による情報の非対称性の緩和の効果が、日本企業においては、強いことを示唆している。

米国の先行研究の帰結からは、同族企業については、証券市場の情報効率性が高まることと、「情報の非対称性」が緩和された場合に、市場流動性が高まることが想定される。しかしながら、日本市場の先行研究では、市場の情報の非対称性については有意な結果は得てられていない。むしろ、日本の市場流動性を巡る実証研究からは、メインバンクの役割の方が重要で、同族経営者による情報公開の効果を代替しているため、同族企業においては、市場流動性が高まらないことが想定される。すなわち、同族企業経営者の方が、同族関係からの資金調達のチャネルがあるために、メインバンクなどからの資金調達に依存する必要性が低く、情報公開のプレッシャーが弱くなることが想定される。この場合は、

同族企業の方が、非同族企業に比して、情報の非対称性が大きく、市場流動性が低くなることが想定される。したがって、以下の仮説１を立てて、検証を行う。

仮説１

同族企業の方が、非同族企業と比して、市場流動性は低くなる。

4. 推定方法と推定結果

4.1. 推定方法

本研究では、平均値の差の検定により明らかになった同族企業と非同族企業の市場流動性の差が、その他の変数の影響を考慮しても存在するかどうかを検証するための推定を行う。仮説１の検証を行うために、市場流動性（Liquidity）の変数を被説明変数として、同族企業ダミーを説明変数とし、その他の株式所有構造(Ownership Structure)、企業規模・ボラティリティ（Volatility）などをコントロール変数とする以下の（4）式の推定を行う。

$$Liquidity_{it} = \beta_0 + \beta_1 FamilyDummy_{it} + \sum \beta_j (Ownership_{it}) + \gamma_1 (MarketValue_{it}) + \gamma_2 (Volatility_{it}) + Industry_i + \mathrm{Year}_t + \varepsilon_{it} \qquad (4)$$

上(4)式では、証券市場の市場流動性（Market Liquidity）を被説明変数としているために、各銘柄の「時価総額」や「価格変動」による影響がでる可能性があり、これらの変数との内生関係を加味する必要があるため、それらの変数をコントロール変数として含めている。

被説明変数としては、Amihud の ILLIQ を使用している。説明変数としては、同族企業のダミー変数を用いてる。同族企業ダミーとしては、同族役員が２名以上 10 大株主に含

まれる企業を同族企業と定義する先行研究の方法に倣って、計算している（Yoshikawa and Rasheed, 2010）。株式所有構造の変数としては、日本の企業統治の特徴を示す変数として、「物言う株主」としての存在感を増しつつある外国人株主比率や安定株主である持合株主比率を採用している。又、市場流動性との内生関係をコントロール変数として、企業規模を示す「時価総額」と株価変動を表すボラティリティの変数を採用している。株価変動（Volatility）は、過去3年間の日次株価変動の標準偏差を使用している。この変数は、McInish and Wood (1992)と同様に、株価の乱高下をコントロールする変数として使用している。最後に、産業効果と年次効果をコントロールするために、産業ダミー（Industry）と年次ダミー（Year）を使用している。

4.2. 推定結果とその解釈

本節では、推定式（4）の結果について分析するとともに、その解釈を行う。表3では、市場流動性を被説明変数とする（4）式について、6つのモデルを用いて検証を行っている。同推定では、誤差項に関して、産業効果と年次効果の2方向をクラスタリングする2 Way Clusteringの方法を用いて推定している。同族企業ダミーについては、モデル（1）・（2）において有意に正の結果を得ている。これは、同族企業の方が、非同族企業と比して、Illiqの値が大きく市場流動性は低いということを示しており、仮説1と整合的な結果になっている。この結果は、日中データで測定する情報の非対称性の指標を用いたEbihara et al. (2014)の結果とは異なる。この相違は、Ebihara et al. (2014)は、2007年から2009年という世界金融危機の時期のみに注目していたため、同族企業かどうかよりも市場変動による効果が大きかったことに起因する可能性が考えられる。

表 3.　推定結果（1）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
				ILLIQ		
Family	89.10 *	89.52 *				
	(2.45)	(2.46)				
Foreign			1.288	1.234		
			(0.99)	(0.88)		
Cross					-3.255 **	-3.235 **
					(-3.10)	(-2.91)
Market	-31.63 *	-30.98 *	-43.16 *	-42.52 *	-37.31 **	-37.20 *
Value	(-2.57)	(-2.47)	(-2.18)	(-2.05)	(-2.58)	(-2.50)
Volatility		8.959		5.061		1.572
		(0.81)		(0.38)		(0.13)
Constant	341.8 **	314.0 **	497.9 **	480.1 *	467.5 **	462.5 **
	(3.11)	(2.60)	(2.60)	(2.19)	(3.02)	(2.66)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number	8955	8955	8955	8955	8955	8955
Adjusted R2	0.019	0.019	0.017	0.017	0.018	0.018
F value	3.18 **	3.14 **	3.22 **	3.19 **	3.24 **	3.16 **

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01

（注）:サンプル期間は 2007 年から 2012 年を用いた。被説明変数（ILLIQ）以外の変数は 1 期ラグをとった。括弧の値は T 値。推定 は、企業と年度の両方に関して誤差項がクラスタリングする Two-way クラスターを用いて推定を行った。

次に、株式所有構造の変数に関しては、モデル（3）・（4）において外国人持株比率は、有意な影響を与えていないことが示された 。一方で、モデル（5）・（6）の推定結

果から、安定株主である持合株式比率については、Illiq を引き下げ、市場流動性を引き上げる効果があることが明らかになった。この結果は、日中取引の「情報の非対称性指標」を計測した Sakawa et al.（2014）とは異なる結果になるが、Sakawa et al.（2014）が扱った期間が世界金融危機と共通の期間であったことが影響した可能性が考えられる。

表 4.　推定結果（2）

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	ILLIQ							
Family	82.790	*	83.940	*	78.700	*	79.060	*
	(2.44)		(2.52)		(2.32)		(2.37)	
Foreign	0.640		0.541		0.864		0.833	
	(0.59)		(0.45)		(0.71)		(0.64)	
Cross	-3.241	**	-3.151	**	-2.199	**	-2.158	**
	(-3.13)		(-2.95)		(-3.17)		(-3.05)	
Market Value	-31.940	*	-30.780	*	-37.360	*	-36.930	*
	(-2.22)		(-1.98)		(-2.14)		(-2.01)	
Volatility			6.955				3.343	
			(0.59)				(0.26)	
Constant	374.3	*	345.9	+	407.1	**	394.8	*
	(2.48)		(1.93)		(2.66)		(2.19)	
Industry	No		No		Yes		Yes	
Year	Yes		Yes		Yes		Yes	
Number	8955		8955		8955		8955	
Adjusted R2	0.011		0.011		0.020		0.020	
F value	4.89	**	4.69	**	3.08	**	3.04	**

+ p<0.10，＊ p<0.05，＊＊ p<0.01

（注）:サンプル期間は2007年から2012年を用いた。被説明変数（ILLIQ）以外の変数は1期ラグをとった。括弧の値は T 値。推定 は、企業と年度の両方に関して誤差項がクラスタリングするTwo-wayクラスターを用いて推定を行った。

表４では、表３において、1変数ずつの影響を見た同族企業ダミー、株式所有構造の2変数を同時に説明変数に入れた推定結果を報告している。表４の推定においても、表３の場合と同様に、誤差項に関して、産業効果と年次効果の2方向をクラスタリングする2 Way Clusteringの方法を用いて推定している。その結果として、4モデル全てにおいて同族企業ダミーは有意に正の結果を得ている。これは、仮説１と整合的な結果になっている。したがって、表３の結果のロバスト性を確認する推定結果であるといえる。外国人持株比率が有意でない点と、持合比率が負に有意な点についても表３の推定結果と同様の結果を得ている。

以上の結果より、本研究では以下の3点を明らかにすることができた。第一に、同族企業の方が非同族企業に比して、市場流動性が低くなる。この結果は、同族企業の方が企業規模が小さい点や、日本においては、メインバンクの情報生産機能の方が、同族企業の経営者の長期的視点からの情報公開よりも市場においては重視されているためといった解釈が可能になる。第二に、外国人株主と市場流動性の間では有意な関係を発見することはできなかった。この結果については、本研究で扱った2012年以降の期間に、外国人投資家が増加していることやそのアクティビストとしての活動もより積極的になっていることから、事後的な期間ではその関係性が異なる可能性がある。第三に、安定株主が多い企業の方が、市場流動性が高まることが明らかになった。この結果は、先行研究（Ebihara et al., 2014, Sakawa et al., 2014）とは異なるものの、先行研究で扱った期間が世界金融危機の期間と重複していたことが影響した可能性が考えられる。特に、2000年代以降の日本の銀行型企業統治の変遷は大きい（Hoshi and Kasyap, 2010）とされていることから、その影響を考慮したより詳細な検証を行うことが重要になると考えられる。この点については、本原稿では、十分な分析を行うことができていないため、今後の重要な研究課題となると考えられる。

5. 結論と今後の展望

本研究では、同族企業と市場流動性の関係についての検証を行うための実証研究を行った。本研究の実証研究の結果として、以下の 3 点が明らかになった。第一に、同族企業の方が市場流動性を低くするという仮説 1 が成立することが明らかになった。これは、日本企業においては、同族企業経営者による情報生産機能は、メインバンクに代替されており、同族企業経営者の情報公開の促進が市場流動性を高める効果はないという結果が明らかになった。第二に、外国人株主と市場流動性の関係については、有意な結果を得ることができなかった。外国人持株比率については、さらに高まりを見せている傾向があるので、今後の期間における変化の可能性がある。第三に、安定株主の持株比率については、市場流動性を高める効果があることが明らかになった。

本研究で得られた結論は、先行研究とは異なる結果になっている。これは、2000 年代以降の日本市場において、株式所有構造の変化を伴う様々な企業統治の変化を反映している可能性がある。又、世界金融危機などの大規模ショックの影響などによる可能性もある。企業の持続的な発展に向けて、機関投資家との対話を図る日本版スチュワードシップコードの制定など、企業統治を巡る変化が大きくなっている。これらの影響等を加味した検証を、今後行っていくことに更なる研究上の課題があると考えられる。今後の研究の進展に期待したい。

引用文献

太田亘・竹原均・宇野淳（2011）「株式市場の流動性と投資家行動―マーケット・マイクロストラクチャー理論と実証」、中央経済社

坂和秀晃（2015a）「名証上場企業への市場流動性への世界金融危機の影響」『国際地域経済研究』、第 16 巻、23－36 頁

坂和秀晃(2015b)「機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する実証分析」『ゆうちょ資産研究』第 22 巻 99－119 頁

坂和秀晃(2017)「日本の証券市場の変遷とマーケット・マイクロストラクチャー分析に関する展望」『オイコノミカ』第 54 巻 1 号 43－53 頁、2017 年

坂和秀晃・渡辺直樹（2016）「金融自由化で日本の証券市場はどう変わったか―市場流動性とマーケット・マイクロストラクチャー分析―」、ミネルヴァ書房

Ali, A., Chen, T.-Y., and Radhakrishnan, S., （2007）. Corporate disclosure by family firms. Journal of Accounting and Economics. Vol. 44, pp. 238-286.

Allesandria, T. M., Mammen, J., and Eddlestron, K, (2018). Managerial incentives, myopic loss aversion, and firm risk: A comparison of family and non-family firms, Journal of Business Research, Vol. 91, pp. 19-27.

Amihud, Y., (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. Journal of. Financial. Markets. Vol. 5, pp. 31-56.

Anderson, R.C., Mansi, S. A., and Reeb, D. M. (2003). Founding family ownership and the agency cost of debt, Journal of Financial Economics, Vol. 68 No. 2, pp. 263-285.

Andersen, R. C., Duru, A., and Reeb, D. M. (2012). Investment policy in family controlled firms, Journal of Banking and Finance, Vol. 36, pp. 1744-1758.

Attig, M., Fong, W-M., Gadhoum, Y., Lang, L. H. P., (2006). Effect of large shareholding on information asymmetry and stock liquidity, Journal of Banking and Finance, Vol. 30, pp. 2875-2892.

Classens, S., Djankov, S., and Lang, L. H. P. (2000). The separation of ownership and control in East Asian corporations, Journal of Financial Economics, Vol. 58 No. 1-2, pp. 81-112.

Claessens, S., Djankov, S., Fan, J., Lang, L., 2002. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholding. Journal of Finance Vol.57, pp. 2741-2771.

Ebihara, T., Takehara, H., and Yokota, E. (2014). Market liquidity, private information, and the cost of capital: Market microstructure studies on family firms in Japan, Japan and World Economy, Vol. 32, pp. 1-13.

Faccio, M. and Lang, L. H. P. (2002). The ultimate ownership of Western European corporations, Journal of Financial Economics, Vol. 65 No. 3, pp. 365-395.

Heflin, F., and Shaw, K. W. (2000). Blockholder ownership and market liquidity. Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.35, pp. 621-633.

Hoshi, T., and Kashyap, A. (2010). Will the U.S. bank recapitalization succeed? Eight lessons from Japan. Journal of Financial Economics, Vol. 97, pp. 398-417.

Sakawa, H., Ubukata, M., and Watanabel, N. (2014). Market liquidity and bank-dominated corporate governance: Evidence from Japan, International Review of Economics & Finance, Vol. 31, pp. 1-11.

Sakawa, H. and Watanabel, N. (2019a), Family control and ownership monitoring in stakeholder-oriented corporate governance, Management Decision, Vol. 57, No.7, pp.1712-1728.

Sakawa, H. and Watanabel, N. (2019b), Main Bank Relationship and Accounting Conservatism: Evidence from Japan, Asian Business & Management, forthcoming.

DOI: https://doi.org/10.1057/s41291-019-00071-5

Yoshikawa, T. and Rasheed, A. A. (2010), Family control and ownership monitoring in family controlled firms in Japan, Journal of Management Studies, Vol. 47 No. 2, pp. 274-295.

Appendix. 変数の定義

Variables	Definition
(1) ILLIQ	Amihud(2002)の定義に従って計算した市場流動性(ILLIQ)に１０の6乗をかけた。
(2) Family	同族企業のダミー変数。10大株主の中に、同族役員がいる場合は１、それ以外を０とするダミー変数として計算している。
(3) Foreign	外国人株式保有比率
(4) Cross	持合株式保有比率
(5) Market Value	時価総額を対数変換したもの。
(6) Volatility	３年間の株式トータルリターン標準偏差・(日次リターンベース)

クラウドファンディングの
成功要因に関する実証研究

神戸大学大学院　経営学研究科　教授　藤原 賢哉

クラウドファンディングの成功要因に関する実証研究*

神戸大学大学院経営学研究科
藤原　賢哉

要　旨

クラウドファンディングとは、インターネットを通じて不特定多数の資金供給者（crowd）から少額ずつ資金調達（funding）する仕組みであり、近年、わが国においても、金融商品取引法等の改正（2014 年）を契機として、クラウドファンディングの市場規模が増加しつつある。

クラウドファンディングに関しては、プロジェクトへの投資に対する純粋なリターンを期待して投資を行うというよりは、調達プロジェクトの社会的意義や借り手事業者のアイデアや熱意に「共感」して投資決定をする場合が少なくない。したがって、先行研究に関しても、借り手が実行するプロジェクトの成果や返済可能性に関する情報非対称性そのものよりは、クラウドファンディングの運営サイト上の情報や募集のデザイン設計（プロジェクトの意義に関する説明、調達者のプロフィール、投資家とのコミュニケーションの方法、募集期間や目標金額の設定等）、投資家間の関係性（群集心理、初期投資家と後期投資家の関係性）、資金調達（募集状況）の時間的経緯等に焦点を当てた研究が多い。

しかしながらわが国では、クラウドファンディングに関しては、制度的な研究が中心であり、実証研究については、データの入手制約から、研究の蓄積が進んでいないのが現状である。そこで、本研究では、わが国のクラウドファンディングに関する実際のデータ（個別の募集状況に関するデータ）をインターネットから日々収集するとともに、クラウドファンディングの成功要因（調達の成功要因）について実証的な分析を行った。

具体的には、購入型・寄付型の事例として Readyfor 社のサンプル、投資型（ファンド型）の事例としてセキュリテのサンプル、投資家型（貸付型）の事例として Crowd bank のサンプルを用い、１）資金調達の成功（失敗）の要因の分析、２）募集金額の時系列的な変化に関する分析、を行っている。

結果は、購入型・寄付型のReadyfor社の事例については、概ね、海外での先行研究と整合的な結果（目標金額や募集期間とは負の関係性）が得られた。一方、投資型（セキュリテ、Crowd bank）については、サンプル数の問題もあって解釈等が難しいが、購入型・寄付型とは違う性格（募集に対する返礼や利回り・満期の長さが影響）を持つと考えられる。

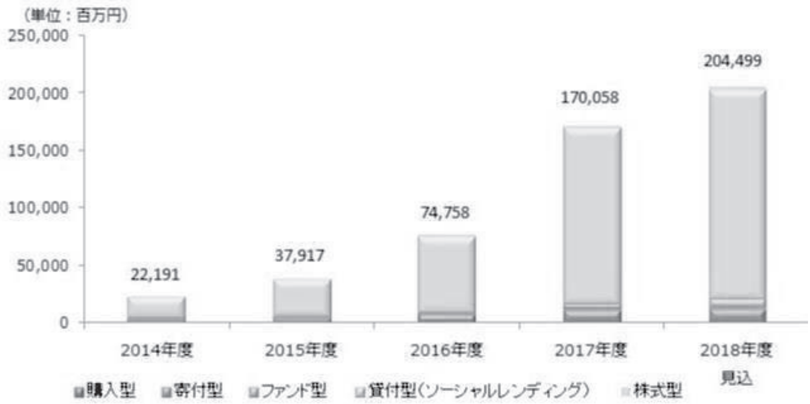
クラウドファンディングについては、伝統的な金融の仕組みとは異なり、ある個人が、対象となる借り手のプロジェクトの不確実性や情報の非対称性を評価して投資決定を行うのではなく、１）複数の投資家が調達の成功・失敗を決定する（特にall in nothing型の場合)、２）リスクやリターンがかならずしも金銭的なものに限定されない、３）社会貢献や地域再生等投資家の「共感」が投資決定に影響する、４）購入型・寄付型では、資金が戻ってこないというリスクよりも、購買商品に関するトラブルや詐欺・マネーロンダリング等のリスクが存在する、という点が特徴的であるように思われる。

今後は、今回得られた実証結果を考慮に入れつつも、実証研究のベースとなる理論モデルの構築や実証研究の精緻化を進める必要があろう。また、資金調達の成否のみならず、調達に成功したプロジェクトのその後の成果（資金調達者のさらなる事業拡大に貢献しているか、社会貢献等のプロジェクトの社会的評価、詐欺等の手段に使われていないかなど）についても一定の評価を行い、「共感」をベースとしたクラウドファンディングの仕組みが社会経済的な仕組みとして有効かについても検討を行う必要があると思われる。

I. はじめに

クラウドファンディングとは、インターネットを通じて不特定多数の資金供給者（crowd）から少額ずつ資金調達（funding）する仕組みであり、1990 年代に、アメリカにおいて、アーティストの活動資金を、インターネットを通じて募集あるいは寄付の形で集めたことがその始まりであると言われている。近年、わが国においても、金融商品取引法等の改正（2014 年）[1]を契機として、クラウドファンディングの市場規模が増加しつつある（図１）。

図１　わが国クラウドファンディングの市場規模



出所）矢野経済研究所（https://www.yano.co.jp/press/images/2036_0.jpg）

わが国で、クラウドファンディングが最初に注目を浴びたのは、東日本大震災の時であると言われている。当時は、公的なサポート（民間金融機関含む）が十分ではない状況において、被災した事業者（清酒醸造業、醤油醸造業等）が、クラウドファンディングのスキームを使って、数千万規模の資金調達に成功し、工場の再建や事業の継続を行った事例が報告されている。また、調達した資金が、金融検査マニュアル上の「資本性劣後ローン」として位置づけられたことから、金融機関からの新規融資を促進する効果があったとも指摘されている。

クラウドファンディング自体は、災害時だけではなく、試作品製作のための資金調達、

* 本稿の作成に際して、ゆうちょ財団（平成 30 年度）から資金面での助成を受けた。ここに感謝申し上げたい。

[1] 主に投資型クラウドファンディングに関する制度整備として金融商品取引法の改正が行われた。具体的には、金融商品取引業者（登録制）の参入条件の緩和（最低資本金基準引き下げ、非上場株式勧誘解禁、兼業規制緩和）、投資家保護のためのルール整備などである。

地域再生や社会貢献のための資金調達、アーティスト等への支援・寄附、グリーンエネルギー普及促進のための資金調達など、その目的は様々であり、通常は、１）購入型（資金提供者が製品等を受け取るもの）、２）寄付型（資金提供者に金銭・物品等の見返りがないもの）、３）投資型（資金提供者に金銭等の見返りがあるもの）、に分類されている。また、３）の投資型については、さらに、貸付型（ファンド型[2]）、株式型にさらに区分されている。

クラウドファンディングに関しては、従来の金融機関からの資金調達が困難な借り手・プロジェクト（少額、非事業性、社会貢献）に対して、小口の投資家がインターネットを通じて資金提供を行うという意味において、既存の金融機関を通じる仕組みとは、代替的というよりも補完的であると見方がある。実際、金融機関の中には、借り手企業の知名度向上やマーケティング支援を目的として、クラウドファンディングの利用を勧めるケースも少なくない。

また、クラウドファンディングの投資家は、金銭的な見返りよりも、事業自体に共感し、応援したいと感じているケースが多く、資金調達者の観点からすると、従来の金融機関から調達よりも調達コストが低い可能性がある。借り手事業者の中には、ファンドの運用状況の報告に加えて、定期的に交流会等を実施し、投資家とのコミュニケーションを図っているケースも少なくなく、投資家＝顧客ファン構築という側面も見受けられる。

クラウドファンディング事業者（プラットフォーム）に関しては、資金調達者と資金供給者をマッチングさせる役割を担っており、サイト上で、資金調達の意義や目的、借り手事業者のパーソナリティ等に関して、画像（映像）やテキストを使って説明を行い、投資家への勧誘を行っている。クラウドファンディングの分類（タイプ）にも依存するが、通常は、投資家からの応募金額が、事前に設定した目標金額に達した場合にのみ、実際に資金の移転が行われ（all or nothing タイプと呼ぶ）、プラットフォームは、手数料（調達額の２割程度）を獲得するケースが多い。

II.先行研究

クラウドファンディングに関しては、プロジェクトへの投資に対する純粋なリターンを期待して投資を行うというよりは、調達プロジェクトの社会的意義や借り手事業者のアイデアや熱意に「共感」して投資決定をする場合が少なくない。したがって、先行研究に関しても、借り手が実行するプロジェクトの成果や返済可能性に関する情報非対称性そのものよりは、クラウドファンディングの運営サイト上の情報や募集のデザイン設計（プロジ

---

[2] わが国では貸金業法との関係から、クラウドファンディング業者が、貸金業または金融取引業（第２種）の登録を行ったうえで、一般個人から匿名組合出資として資金を集め、資金調達者に対する貸し付けを行う形をとっている。

ェクトの意義に関する説明、調達者のプロフィール、投資家とのコミュニケーションの方法、募集期間や目標金額の設定等)、投資家間の関係性(群集心理、初期投資家と後期投資家の関係性)、資金調達(募集状況)の時間的経緯等に焦点を当てた研究が多い。

例えば、Agrawal, Ajay K. et al. (2013) では、クラウドファンディングにおける投資家と事業者との「距離」の問題に焦点を当てて議論している。彼らは、実際のプラットフォームのデータを使って、事業者と投資家の所在地がどれだけ離れているかについて分析している(「地理的分散」に関する研究)。彼らは、資金調達に成功した事例では、比較的事業者に「近い」人々(事業者の近くに住む家族や友人)が最初に投資をし、その動きを見た他の投資家(いわゆるフォロワー)が、募集の後半期において、投資を行う傾向があることを見出している。資金調達を成功させるためには、「近い」人々の投資行動と、運営サイトの巧拙(デザイン、説明、インターフェース)が重要であることを示唆している。

また、Mollick (2014) は、プロジェクトの募集上の特徴(調達目標金額、募集期間長さ、調達者のネットワーク(facebook の友達の数で指標化)、ビデオの利用)と調達の成功確率との関係について実証的に分析しており、目標金額と募集期間の長さは、成功確率に負の影響を及ぼすこと、また、調達者のネットワーク指数とビデオの利用については、成功確率に正の影響を及ぼす可能性があることを見出している。

さらに、Kunz et al. (2017) では、投資家からの投資に対する何らかの「報酬(rewards)」が投資の成功確率に影響を及ぼすかについて分析を行っている。クラウドファンディングにおける「報酬」には、単なるお礼のメール(手紙)や、支援者の明示化(映画のエンドロールでの掲載や命名権の付与)、イベントや開発ミーティングへの招待、完成品やノベルティグッズ、宿泊券、食事券等の提供など様々なものがあるが、彼らは、これらの「報酬」の数や制限等の有無が、成功確率に有意な影響を及ぼすことを発見している。

Crosetto and Regner (2018) では、資金調達のダイナミクス(時間的経緯)について分析しており、募集開始当初の調達状況、途中段階での投資家とのコミュニケーション程度(募集サイトにおける調達側の追加情報や募集状況についてのコメント、投資家側の応援コメント等)が、調達の成功結果にどのような影響を及ぼすかについて分析を行っている。

クラウドファンディングに関しては、欧米で先行したこともあるが、わが国に関しては、制度的な研究が中心であり、実証研究については、データの入手制約から、研究の蓄積が進んでいないのが実情である[3]。そこで、本稿では、わが国のクラウドファンディングに関する実際のデータ(個別の募集状況に関するデータ)をインターネットを介して収集

---

[3] わが国のクラウドファンディングに関する研究は、制度面に関するものが多く、導入の意義や課題について論じたものが多い(松尾(2014))。実証研究については、内田・林(2017)が唯一の研究事例であると思われる。

するとともに、クラウドファンディングの成功要因（調達の成功要因）について実証的な分析を行うことにする。

III.実証分析

Ⅲ－１　分析対象の運営事業者の概要と取得データ

本稿では、クラウドファンディングの運営事業者として、Readyfor、セキュリテ、Crowd Bank の３社を対象とし、実際の募集案件に関するデータを基に、クラウドファンディングの資金調達の成功要因について実証的な分析を行う。上記の３社の扱うファンドの特徴と各社の募集画面は下記のとおりである（表１、図１）。

表１　対象３社（Readyfor、セキュリテ、Crowd Bank）の取り扱いファンド特徴

	Readyfor	セキュリテ	Crowd Bank
投資・非投資類型	非投資型 （購入型・寄付型）	投資型 （ファンド型）	投資型 （貸付型）
特徴・投資対象	社会貢献、起業、地域再生、芸術その他	音楽、地域支援、食品・酒造、飲食	再生エネルギー 不動産ファンド等
リターン	金銭報酬なし 礼状・物品その他	分配金配当 投資時特典あり	元利返済
リスク	商品未完成・届かない、詐欺、マネロン	元本割れ、非流動性	デフォルト、非流動性
成立要件	All or nothing 中心	All or nothing 募集停止あり	all in 型
規制法律	特定商取引法 寄付型はなし	金融商品取引法	貸金業法 金融商品取引法

図１　各運営事業者の募集画面

（Readyfor　https://readyfor.jp/s3/readyfor-img/project_photos/25153/medium/c77ca740466ef2c8351fd645262e214a7ec44681.jpg?1559913731）

（セキュリテ　https://www.securite.jp/data/fund/5259/top.jpg）

（Crowd bank https://crowdbank.jp/img/fund/main/A00002398.jpg?ts=1562831350）

Redayfor 社については、購買型・寄付型のクラウドファンディングであり、取り扱いの件数は、わが国ではトップクラスである。ファンドのテーマも、社会貢献、地域応援、災害支援、貧困対策、ベンチャー資金、大学支援、アート・芸術支援、子育て支援、等様々である。また、成立要件については、all or nothing 型がほとんどである。「報酬」については、礼状（メールや手紙）のケースが多く、経済的価値を持つものはあまり多くないように思われる。また、調達者本人の画像が掲載されており、商品トラブルや詐欺等を一定程度抑制している可能性がある。

次に、セキュリテについては、投資型（ファンド型）のクラウドファンディングの運営サイトであり、もともとは音楽事業を対象としていたものが、地域産品（酒造、食品）、観光、飲食、国際支援、再生エネルギー等、テーマが拡大している。購買型に比べて、募集期間は長めであり、成立要件は、基本的には、all or nothing 型であるが、一部は、all in 型（目標金額以下でも融資実行）も存在するようである。募集成立後についても、事後報告（経過報告、交流会様子）がウェブサイトに掲載されることも多い。報酬については、投資金額の配当とは別に、投資者に、経済的価値を持つ商品券（宿泊券、食事券、施設利用券）が渡されるケースが多い。

最後に、Crowd bank については、投資型（貸付型）の運営事業者であり、対象は、再生エネルギーや不動産ファンド等が中心である。サイトの画面を見ればわかるように、商品名、運用期間、想定利回り、担保の有無等の記載がある程度であり、上記 2 社とはちがって、「金融商品の販売サイト」というイメージに近い。

本稿では、各事業者（3 社）の募集ファンドごとに、募集プロジェクト名（タイトル）、カテゴリー（社会貢献、起業、地域支援等）、購入型・寄付型、成立条件、募集期間、目標金額、最低投資単位、達成額、報酬内容[4]（セキュリテ特典相当金額、Crowd bank は、想定利回り、満期、担保・保証有無のデータ）、募集案内テキスト文書、新着情報、応援コメント等を、インターネットから日次ベースで取得を行った。但し、データ取得の対象期間は、2019 年 1 月 1 日～2019 年 3 月 31 日までの 3 か月（一部は 4 月初旬まで）であり、サンプル対象となったプロジェクトは、この期間に、募集を開始し、終了した案件に限定している。表 2 は、取得したデータの項目とその記述統計をまとめたものである。

まず、Redayfor のケースについては、期間中の募集ファンドの数は 108 であり（購入型がほとんど）、そのうち、募集が成功（目標金額に達成）したものは、約半分（52%）程度である。募集目標金額は、5 万円から 2000 万円までの広範囲であるが、数十万円～200 万円程度の案件が多い。セキュリテについては、一般的に募集期間が長いものが多い。募集が成功したものは約 7 割程度であり、募集に対する報酬（お礼）は、平均で 2390 円であった。最後に、Crowd bank については、収集したサンプル数は 46 ファンドであり、す

[4] 購入型・寄付型である Readyfor の「報酬」は、ほぼ礼状等であったので今回は、特別に情報として収集を行わなかった。

べてについて募集が成立している（うち２ファンドのみが目標金額に達成していないが all in 型なので案件成立)。募集金額 200 万円、想定利回り 6%（年)、満期９ヶ月（表の数字単位は月単位）程度が多く、Readyfor やセキュリテとは違い、募集開始後数日で目標金額に到達するものが多い。

表２　サンプルデータの記述統計

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	VARIABLES	N	mean	sd	min	max
Readyfor						
	募集成功	108	0.519	0.502	0	1
	購入型ダミー	108	0.963	0.19	0	1
	募集金額	108	1.21E+06	2.18E+06	50,000	2.00E+07
	調達金額	108	803,637	2.90E+06	0	2.98E+07
	最低投資額	108	4,250	5,685	500	54,800
	募集期間	108	49.55	19.8	14	90
Securite						
	募集成功	21	0.714	0.463	0	1
	募集金額	21	1.03E+07	7.38E+06	2.00E+06	3.00E+07
	調達金額	21	6.92E+06	5.95E+06	210,000	2.00E+07
	最低投資額	21	27,014	14,292	10,500	52,500
	被災地ダミー	21	0.286	0.463	0	1
	お礼金額	21	2,390	1,725	0	6,000
	募集期間	21	295.2	94.57	75	375
Crowdbank						
	募集成功	46	0.957	0.206	0	1
	募集金額	46	19100000	893174	17000000	20000000
	調達金額	46	18730000	1843000	11830000	20000000
	最低投資額	46	10000	0	10000	10000
	利回り	46	0.0663	0.00275	0.062	0.069
	満期	46	9.565	3.998	4	21
	担保ダミー	46	1	0	1	1
	保証ダミー	46	0.891	0.315	0	1

Ⅲ－２　資金調達の成功要因の分析

以下では、資金調達の成功と失敗を被説明変数として、ロジット回帰分析を行った。説明変数については、海外の先行研究を参考にしつつ、目標金額、最低投資金額、募集期間、各種ダミー変数（購入型ダミー、被災地テーマダミー）、利回り・満期（Crowd bankのみ）等を用いた。結果は、表３の通りである。

まず、Readyforのケースについては、目標金額（および目標金額の自乗）、最低投資金額、募集金額、購入型ダミー、については、いずれも負の係数が得られている（このうち、統計的に有意なものは、最低投資金額と募集期間）。目標金額や募集期間が成功確率に負の影響を及ぼすという結果は、購買型に関する海外の先行研究の多くと同じ結果である。また、購入型ダミーが負であるということは、寄付型の成功確率が高いということを意味している。

次に、セキュリテのケースについては、サンプル数の影響か、有意な変数は得られなかった。但し、報酬（お礼）については、プラスの符号が得られており、投資決定に一定の程度影響している可能性がある。

Crowdbankについては、目標金額に到達しなかった２例を「失敗」とし、それ以外を「成功」として分析を行っている。利回りについては正の符号、満期については負の符号が得られており、表面上は、通常の金融商品のリスクとリターンの関係と同じとなっている（なお担保・保証についてはほぼすべてのファンドが担保・保証ありなので今回の分析からは変数として排除している）。

表３　ロジット回帰分析

Readyfor		
	(1)	(2)
VARIABLES	success	success
目標金額	-1.17e-08	-2.01e-07
	(-0.0910)	(-0.702)
目標金額^2		0
		(0.701)
最低投資額	-0.000211**	-0.000196**
	(-2.364)	(-2.197)
募集期間	-0.0318***	-0.0314***
	(-2.685)	(-2.646)
購入型ダミー	-2.668	-2.137
	(-1.471)	(-1.188)
定数項	5.035**	4.585**
	(2.379)	(2.248)
観察数	108	108
z-statistics in parentheses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Securite		
	(1)	(2)
VARIABLES	success	success
目標金額	1.03e-08	-7.76e-09
	(0.0778)	(-0.0410)
最低投資金額	0.000156	0.000176
	(1.070)	(1.077)
被災地ダミー	-2.052	-3.038
	(-1.014)	(-1.144)
お礼金額	0.00444	0.00551
	(1.535)	(1.457)
募集期間		0.0145
		(0.918)
定数項	-8.446	-14.31
	(-1.332)	(-1.325)
観察数	21	21
z-statistics in parentheses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Crowdbank		
	(1)	(2)
VARIABLES	success	success
募集金額	8.59e-07	
	(0.897)	
利回り	496.6	513.6
	(1.163)	(1.154)
満期	-0.262*	-0.240*
	(-1.705)	(-1.736)
定数項	-42.31	-27.50
	(-1.312)	(-0.962)
観察数	46	46
z-statistics in parentheses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Ⅲ－３　資金調達の推移に関する分析

図２は、事業者ごとに、募集案件の資金調達状況（調達金額/目標金額）の時間的推移をグラフ化したものである。

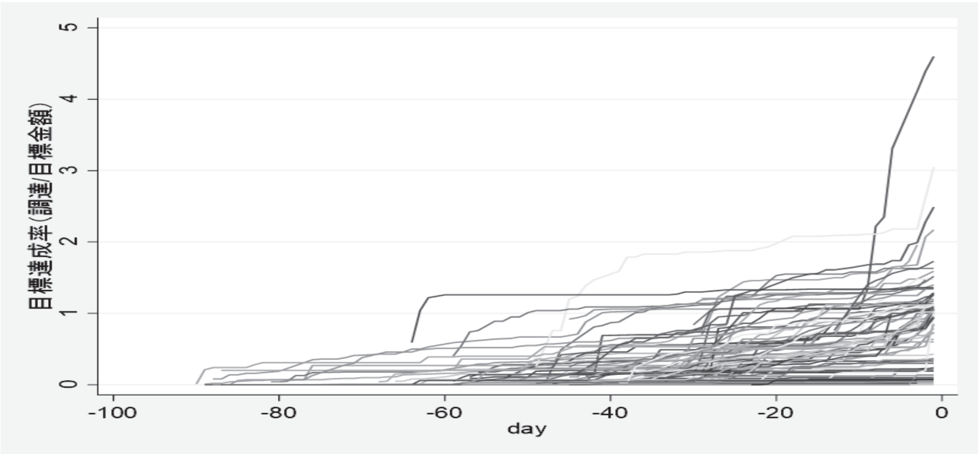
Readyfor については、募集の開始から終了期間までを横軸にとっており（横軸のマイナスは募集終了までの残り日数を意味している）、縦軸は、（調達金額/目標金額）の比率である。下記の図からはやや見にくいかもしれないが、調達に成功しているケースは、募集開始直後から少なくない投資家から資金を集めているものが多く、失敗しているケースは、最初から資金が集まっていないものが多い。この傾向は、海外での先行研究の結果とも整合的であり、最初のスタートで成功したものが目標金額に到達しやすい傾向があると思われる。また、成功しているファンドでは、募集の締め切り間際（一週間程度）で、調達額が急増するものも少なくない。これは、All or nothing 型の調達では、最初のスタートでつまずくと、投資家サイドから見れば、仮に自分が投資してもプロジェクトの調達が失敗に終わる可能性が高くなるので、余計に投資しなくなり、また、締め切り間際で目標額にあともう少しという状況にあれば、他の投資家の成立条件に及ぼす影響が小さくなり、投資家自身の投資決定が促されるという傾向を示しているかもしれない。

セキュリテについては、募集の状況が時系列的に入手できたサンプル数が少ないので一般的な傾向をつかむのが難しいが、募集に成功しているケースでは、想定していた募集期間が終了する前に目標金額に達成し、募集終了を前倒しにするものが多いと思われる。成功事例については、スタート直後から、少なくない投資家らか募集を集めているという点はReadyfor の事例と同じである。

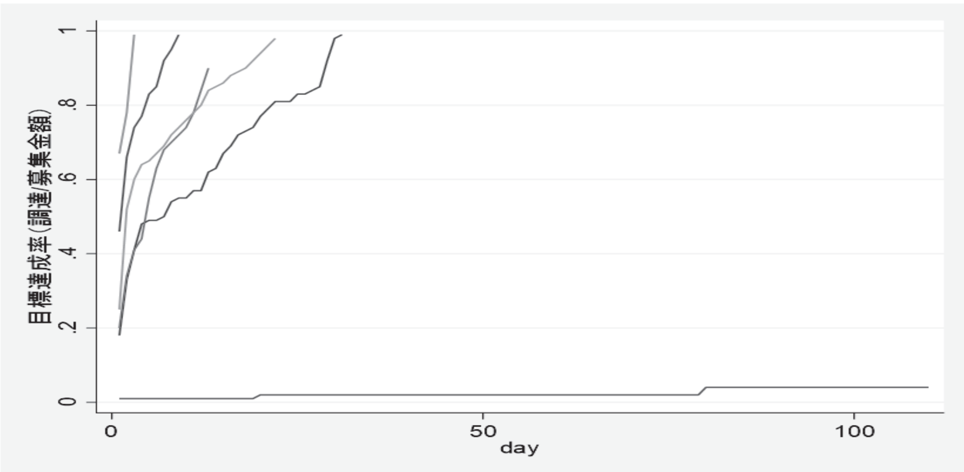
Crowd　bank については、すべてが募集成立しているので、横軸には、募集開始からの日数を示しており、募集開始後から何日で目標金額に達成したか（募集終了）をグラフ化している（目標金額に到達しなかった２例は除外)。早いもので２日、遅いものでも１週間程度で目標金額に達成しており、今回取り扱った３事業者の中では、かなり、「異質」な印象を受ける。ロジット分析のところでも見たように、投資家はほぼ通常の金融商品と同様に（利回りや満期などの要因を基に）投資するかどうかの決定を行っているのではないだろうか。

図２　各ファンドの調達状況（調達金額/目標金額）の推移

Redyfor



セキュリテ



Crowd bank

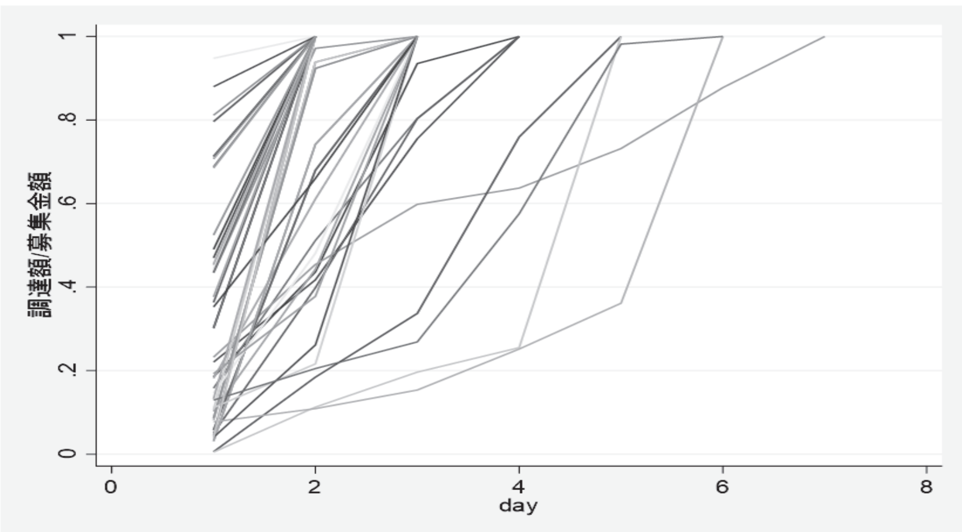


表４は、Readyfor の事例について、パネルデータ分析を行った結果である[5]。被説明変数は、募集調達額/目標金額であり、説明変数は、目標金額、募集期間内の投資家人数、新着情報（調達者側の追加情報等（プロジェクトの追加情報、投資家に対するお礼や募集状況についてのコメント等）である。説明変数については、目標金額をコントロール変数としつつ、多くの投資家が参加し、また、募集期間中の投資家と調達者のコミュニケーションの度合いが活発な募集ファンドほど、調達がスムース（高位水準で経過）しているのではないかと想定に基づくものである。結果は、いずれの説明変数も正で統計的に有意となっている。

表４　パネルデータ分析

	(1)
VARIABLES	調達額/目標金額
目標金額	9.65e-08***
	(8.98e-09)
投資家人数	0.00448***
	(0.000125)
新規情報	0.0208***
	(0.000892)
定数項	0.100***
	(0.0315)
Observations	3,980
Standard errors in parentheses	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

[5] 固定効果と変量効果を比較し、固定効果モデルを採用している。

Ⅳ.結語

本論文では、わが国のクラウドファンディングの実際のデータを用いて、調達の成功（失敗）要因について実証分析を行った。具体的には、購入型・寄付型の事例としてReadyfor社のサンプル、投資型（ファンド型）の事例としてセキュリテのサンプル、投資家型（貸付型）の事例としてCrowd bankのサンプルを用いた。

結果については、購入型・寄付型のReadyfor社の事例については、概ね、海外での先行研究と整合的な結果が得られた。一方、投資型（セキュリテ、Crowd bank）については、先行研究があまりなく、また、サンプル数の問題もあって、明確な結論を言うのは難しいが、購入型・寄付型とは違う性格（通常の金融商品での購入判断に近い）を持つと想像される。

クラウドファンディングについては、伝統的な金融の仕組みとは異なり、ある個人が、対象となる借り手のプロジェクトの不確実性や情報の非対称性を評価して投資決定を行うのではなく、１）複数の投資家が調達の成功・失敗を決定する（特にall in nothing型の場合)、２）リスクやリターンがかならずしも金銭的なものに限定されない、３）社会貢献や地域再生等投資家の「共感」が投資決定に影響する、４）購入型・寄付型では、資金が戻ってこないというリスクよりも、購買商品に関するトラブルや詐欺・マネーロンダリング等のリスクが存在する、という点が特徴的であるように思われる。

これらの特徴については、海外の先行研究でも、分析の視点（理論的フレームワーク）が明示的に提示されているとは言い難く、現状では、事実の確認（ファクトファインディング）にとどまっているように思われる。

今後は、今回得られた実証結果を考慮に入れつつ、実証研究のベースとなる理論モデルの構築や実証研究の精緻化を進める必要があるであろう。また、資金調達の成否のみならず、調達に成功したプロジェクトのその後の成果（資金調達者のさらなる事業拡大に貢献しているか、社会貢献等のプロジェクトの社会的評価、詐欺等の手段に使われていないかなど）についても、一定の評価を行い、「共感」をベースとしたクラウドファンディングの仕組みが社会経済的な仕組みとして有効かについても検討を行う必要があるであろう。

【参考文献】

[1]Agrawal, Ajay K. et.al., (2013) "Some Simple Economics of Crowd Funding", *National Bureau of Economic Research*.

[2]Kaur, Harmeet, and Jaya Gera.(2017) "Effect of Social Media Connectivity on Success of Crowdfunding Campaigns." *Procedia Computer Science* 122(0): 767–74.

[3]Mamonov, Stanislav, and Ross Malaga.,(2018) "Success Factors in Title III Equity Crowdfunding in the United States." *Electronic Commerce Research and Applications* 27: 65–73.

[4]Mollick, Ethan, (2014) "The Dynamics of Crowdfunding: An Exploratory Study." *Journal of Business Venturing* 29(1): 1–16.

[5]Cordova, Alessandro, Johanna Dolci, and Gianfranco Gianfrate.(2015) "The Determinants of Crowdfunding Success: Evidence from Technology Projects." *Procedia - Social and Behavioral Sciences* 181: 115–24.

[6]Crosetto, P., & Regner, T. (2018). It's never too late: Funding dynamics and self pledges in reward-based crowdfunding. *Research Policy*, *47*(8), 1463–1477.

[7]Davis, Blakley C, Keith M Hmieleski, Justin W Webb, and Joseph E Coombs, (2017) "Funders' Positive Affective Reactions to Entrepreneurs' Crowdfunding Pitches: The influence of Perceived Product Creativity and Entrepreneurial Passion." *Journal of Business Venturing* 32(1): 90–106.

[8] Kunz, M. M., Bretschneider, U., Erler, M., & Leimeister, J. M. (2017). *An empirical investigation of signaling in reward-based crowdfunding. Electronic Commerce Research* (Vol. 17).

[9]Kuppuswamy, Venkat, and Barry L Bayus,(2017) "Does My Contribution to Your Crowdfunding Project Matter?" *Journal of Business Venturing* 32(1): 72–89.

[10] Mollick, E. (2014). The dynamics of crowdfunding: An exploratory study. *Journal of Business Venturing*, *29*(1), 1–16.

[11]Parhankangas, Annaleena, and Maija Renko, (2017) "Linguistic Style and Crowdfunding Success among Social and Commercial Entrepreneurs." *Journal of Business Venturing* 32(2): 215–36.

[12]Petitjean, Mikael,(2017) "What Explains the Success of Reward-Based Crowdfunding Campaigns as They Unfold? Evidence from the French Crowdfunding Platform KissKissBankBank." *Finance Research Letters* (November): 0–1.

[13]Wang, Nianxin et al.,(2018) "Understanding the Importance of Interaction between Creators and Backers in Crowdfunding Success." *Electronic Commerce Research and Applications* 27: 106–17.

[14]内田 彬浩、林 高樹「クラウドファンディングによる資金調達の成功要因」経営情報学会全国研究発表大会要旨集, 2017 年。

[15]松尾 順介「クラウドファンディングと地域再生」『証券経済研究』日本証券経済研究所、vol. 88, 17-39、2014 年。

[16]藤原 七重「金融サービスにおけるイノベーションと地域統合: EU におけるクラウドファンディングの発展」『国府台経済研究』、千葉商科大学、vol.26, 81-105、2016 年。

長生きリスクに対するリスク・マネジメント

—介護予防に向けた政策提言—

早稲田大学　商学部　准教授　尾﨑 祐介
明治大学　商学部　准教授　藤井 陽一朗

長生きリスクに対するリスク・マネジメント：介護予防に向けた政策提言 [1]

尾﨑祐介（早稲田大学商学部）

藤井陽一朗（明治大学商学部）

概要

近年、日本をはじめとする多くの国で平均寿命が伸びている。平均寿命の伸長により、若年期からの金融面での準備と健康面での予防を同時に進めることが重要になっている。本レポートでは、異時点間の金融面ならびに健康面でのリスク・マネジメントの効果を検証する。具体的には、金融面の準備として確定拠出年金への投資、健康面では健康寿命を延ばすための二次予防を考える。分析の結果として、効用関数の交差微分の符号により投資と二次予防が代替的になることを明らかにする。また、高次の微分の符号が意思決定に与える影響についても考察する。

キーワード：確定拠出年金、確定給付年金、二次予防、相関愛好性、慎重さ

JEL classification numbers: D81, G11, I12, J32

[1] 本論文を執筆するにあたり、一般財団法人ゆうちょ財団ならびに科研費からの支援を受けた。記して、感謝の念を表したい。

１．はじめに

日本をはじめとする多くの国々で寿命が延びている。国際連合はOECDに加盟する国で、この半世紀で１３年平均寿命が延びたと報告している。[2]しかし、世界銀行が公表しているように、平均寿命の伸長はOECDだけでなく、多くの発展途上国においても観察されるようになっている。[3]この事実は、人類がはじめて経験するものであり、新たに多くの問題を提起することとなっている。すなわち、平均寿命が伸長している国々では、老後に備えた年金・貯蓄などによる金融面での準備と、高い健康状態を維持するという健康面での予防行動を若年期から積極的におこなうことの重要性がより一層大きくなっている。実際に、長寿化が進んでいる国々においては医療費に代表される社会保障費が急激に伸びており、財政面での持続可能な社会を考えるにあたって大きな問題となっている。わが国では「人生１００年時代」、「健康寿命」、「長生きリスク」、「金融老年学」といった言葉が広く浸透するようになっており、若年期からの 金融・健康両面における自助努力が重要となっている。

金融面に目を向けると、金融経済学（financial economics）や保険経済学（insurance economics）といった分野において、リスク・マネジメントとして長く研究がなされて

[2] 出典：UN data: A world of information (http://data.un.org/Default.aspx)
[3] 出典：World Bank Open Data (https://data.worldbank.org/)

きた。退職後の年金受取として、わが国では確定給付型年金（defined benefit（DB））が広く用いられてきた。確定給付型年金では、年金の原資をあずかる政府や企業が年金給付までの原資の運用を担当する。加入者が一定の年齢になると、政府や企業があらかじめ定めた金額を年金として加入者に支払う仕組みである。これは、原資をあずかる政府や企業が運用のリスクを負うことに他ならない。一方で、近年では確定拠出年金（defined contribution（DC））が広く用いられるようになっている。確定拠出年金では、投資運用のリスクを加入者自身に負わせている。iDeCo（イデコ）のように、政府が提供する確定給付年金に加える形で、現在では積極的な販売がおこなわれている。

健康面では、健康経済学（health economics）分野により予防行動と健康状態の維持・改善が研究されてきた。Culyer (2014) は予防行動を３つに分類している。まず「一次予防」として、生活習慣の改善や予防接種のような疾病罹患確率を下げる行動を挙げている。「二次予防」では、健康診断による早期発見と早期治療のように、疾病に罹患した際の健康状態への影響を小さくする予防行動である。さらに、「三次予防」では、リハビリテーションのような疾病罹患後の早期の社会復帰をうながす行動を指している。

金融・健康面で人々は自身の効用を最大とするように行動すると考えている。人々の意思決定を分析するにあたっては、意思決定モデルを構築して分析することが広く用いられている。また、リスクと不確実性下の意思決定分析においては、個人の選好表現として期待効用理論 (expected utility theory) が広く用いられている。Hofmann and Peter (2015) は異時点間のリスク・マネジメントと貯蓄行動についてモデルを構築している。Hofmann and Peter はリスク・マネジメントと貯蓄が補完的になる条件を導出している。 Fujii *et al.* (2018) は一次予防と貯蓄が補完的になるための条件を導出している。 Eeckhoudt *et al*. (2007) は個人の効用が富の水準のみならず健康状態から構成されるとき、交差微分の符号とリスクの構造の関係を明らかにしている。Crainich *et al.* (2017) は Eeckhoudt *et al*. (2007) の選好関係をポートフォリオ選択と１次予防の努力水準の決定問題に拡張している。Liu and Menegatti (2018, 2019) は富の水準と健康状態からなる２属性効用関数を用いて、３次予防の分析をおこなっている。

本論文は富の水準と健康状態からなる２属性効用関数を用いて、異時点間の金融面での確定拠出年金によるリスク・マネジメントと、介護にかかる２次予防の関係について考察する。さらに、各パラメータが変化したときの金融・健康両面への影響を比較静学分析から考察する。

本論文の構成は次の通りである。第２章では、資産水準と健康状態から構成される二属性効用関数を用いた意思決定モデルを構築する。第３章では、各パラメータが変化したときの比較静学分析をおこなう。最後に第４章では結論と今後の課題について述べる。

2. 金融面でのリスク・マネジメントと健康面の２次予防

本節では、モデルの設定について述べる。以下では、２期間生きる代表的個人を仮定する。第１期は若年期、第２期は老年期として解釈する。この個人は若年期には確定した労働所得と高い健康水準を維持しているが、老年期には金融面でのリスクと介護が必要になるかもしれないという健康面でのリスクを同時に抱えている。

まず金融面では、若年期において個人は確実な労働所得 w_1を得ている。しかし、老年期になると個人の収入は無リスク資産とリスク資産から構成されることとなる。無リスク資産として、個人は確定給付年金(DB) w_2を受け取ることができる。さらに、リスク資産として若年期から運用した確定拠出年金(DC) $\tilde{r}$を受け取ることができる。健康面においては、個人は若年期には高い健康状態を維持しているが、確率p で老年期に高い健康状態を維持できるが、確率$(1-p)$で介護が必要な健康状態になるものとする。以下では、老年期の健康状態として介護が不要（必要）な水準を生活の質 (QOL) を用いて、 h_g (h_b) であらわすものとする。

老年期の消費水準を維持するために、個人は若年期に確定拠出年金に拠出をすることができる。もし個人が s を確定拠出年金に支出したとすると、老年期には$(1+\tilde{r})s$を受け取ることができる。一方で、健康状態を維持するために、２次予防をおこなう

ことができるものとする。すなわち、個人は予防にかかる努力水準としてe を支出することで、介護が必要となる健康状態 h_bを改善することができる。この健康状態は予防努力eに依存して決まる関数となっているので、$h_b(e)$ と書いて介護の程度を軽減することができる。この関数については、$h'_b(e) > 0,\ h''_b(e) < 0$を仮定する。これは予防努力を増やすことで健康状態は改善するが、その改善幅は徐々に小さくなっていくことをあらわしている。

個人の生涯効用をEU であらわし、富の水準と健康状態の２変数に依存して決まるものとする。このEU は時間加法的であるとし、若年期の効用と老年期の効用の和であらわされるものとする。分析の簡単化をはかるために、時間割引は考えないものとする。若年期の効用は効用関数 u で、老年期の効用は効用関数 v により評価されるものとする。各期の効用関数 u と v は、どちらも増加関数かつ凹関数であるとする。これらの条件は個人の各期の選好がリスク回避的であることを表現している。先に述べたように、若年期の健康状態は所与となっているので、若年期の効用関数uから健康状態を除いて記述する。このとき、個人の意思決定問題は以下の通りである。

$$\max_{s,e} EU = u(w_1 - s - e) + pE\left[v\left(w_2 + (1+\tilde{r})s, h_g\right)\right] + (1-p)E\left[v\left(w_2 + (1+\tilde{r})s, h_b(e)\right)\right]$$

上式は確定拠出sと２次予防努力eを操作変数として、時間加法的な生涯効用関数EUを最大にする問題である。この問題の解は一階条件によりもとめることができる。すなわち、

$$EU_s = -u' + pE\left[(1+\tilde{r})v_1^g\right] + (1-p)E[(1+\tilde{r})v_1^b] = 0,$$

$$EU_e = -u' + (1-p)h_b' E[v_2^b] = 0$$

を得る。ここで、$E[\cdot]$ は$\tilde{r}$についての期待値をあらわすオペレータ、u' は限界効用、$v_1^g = \partial v\left(w_2 + (1+\tilde{r})s, h_g\right)/\partial s$、$v_1^b = \partial v(w_2 + (1+\tilde{r})s, h_b(e))/\partial s$、$v_2^b = \partial v(w_2 + (1+\tilde{r})s, h_b(e))/\partial e$をそれぞれあらわしている。さらに、二階条件についても、$h_b(e)$が凹関数であるので$EU_{ss}(= u'' + pE[\left(1+\tilde{r}\right)^2 v_{11}^g] + (1-p)E\left[\left(1+\tilde{r}\right)^2 v_{11}^b\right] \leq 0\big)$ と$EU_{ee}(= u'' + (1-p)\left\{h_b'' E\left[v_2^b\right] + h_b' E\left[v_{22}^b\right]\right\}) \leq 0)$ となり、満たしていることが分かる。

一階条件をみてみると、第１式は金融面での最適化行動を記述している。つまり、第１項は若年期の限界費用、第２項と第３項は老年期の限界便益をそれぞれあらわしている。一階条件はこれらが相殺されてゼロとなることを示している。第２式は金融面で支出した予防努力が、老年期の健康面に与える効果をあらわしている。すなわち、

第１項は若年期の限界費用を示しており、第２項は若年期の予防努力による限界便益を示している。一階条件は、両者が打ち消しあってその合計がゼロとなることをあらわしている。この２つの式により、既存の富の水準からのみ効用を測定した場合に比べて、消費の平準化だけでなく老年期の健康状態を高めるための若年期の予防努力によるトレードオフをあらわしている。最後に、ここから得られた解が最適であることを保証するために、ヘシアン$H = EU_{ee}EU_{ss} - (EU_{se})^2$が正となるものとする。

確定拠出と予防努力の相互作用を考える。一階条件EU_eをsで微分してゼロとおくことで以下の式を得る。

$$\frac{de}{ds} = -\frac{EU_{es}}{EU_{ee}}.$$

$EU_{ee} < 0$であるので、$\frac{de}{ds}$ の符号は$EU_{es}\left(= u'' + (1-p)h_b'E\left[(1+\tilde{r})v_{12}^b\right]\right)$の符号と一致することになる。$EU_{es}$ の第１項は貯蓄が増えたときの予防努力の限界費用であるので、$\frac{\partial MC_e}{\partial s}$と書くこととする。また、$EU_{es}$ の第２項は貯蓄が増えたときの予防努力の限界便益をあらわすので、 $\frac{\partial MB_e}{\partial s}$と記述することにする。

EU_{es} の符号は老年期の効用関数vの交差微分の符号 v_{12} 、$\frac{\partial MC_e}{\partial s}$ と $\frac{\partial MB_e}{\partial s}$の大きさに依存して決まることになる。ここでは、$v_{12} > 0$を仮定する。Eeckhoudt *et al.* (2007) は v_{12} の符号が正である状況を「相関愛好的（correlation loving）」とよんでいる。相関愛好性は富の水準が上がるときには高い健康状態の下の方が低い健康状態よりも望ましいと考えている選好関係をあらわしている。さらに、$\frac{\partial MC_e}{\partial s} \geq \frac{\partial MB_e}{\partial s}$を仮定すると、貯蓄を上昇させたときの予防努力の限界費用が、貯蓄を上昇させたときの予防の限界便益よりも大きくなることを示している。これは、確定拠出への支出と予防努力が代替的であることの必要十分条件になっている。すなわち、確定拠出を高めることで、老年期の効用を高めることができるので、個人は予防努力を減少させて若年期の効用を挙げようとする。

ここまでの議論をまとめると、以下の結果を得る。

結果１ 老年期の効用関数 v が相関愛好的で$\frac{\partial MC_e}{\partial s} \geq \frac{\partial MB_e}{\partial s}$とする。このとき、確定拠出と予防努力は代替的となる。

3. 比較静学分析

本章では各パラメータが変動する状況を考えて、比較静学分析をおこなう。これは、社会情勢の変化とそれにともなう行動の変化をモデルに反映することとなる。

3.1 確定給付（DB）の変化

はじめに、確定給付（DB）w_2が増加する状況を考える。確定給付の変化による最適な確定拠出と予防努力の変化を考えるために、 一階条件を変化する確定給付w_2で微分すると、

$$EU_{se}de + EU_{ss}ds + EU_{sw_2}dw_2 = 0,$$

$$EU_{ee}de + EU_{es}ds + EU_{ew_2}dw_2 = 0.$$

を得る。これらを変形することで以下の２式を得る。

$$\frac{ds}{dw_2} = -\frac{1}{H}\left(EU_{ee}EU_{sw_2} - EU_{es}EU_{ew_2}\right),$$
$$\frac{de}{dw_2} = -\frac{1}{H}\left(EU_{ss}EU_{ew_2} - EU_{es}EU_{sw_2}\right).$$

ここで、H はEU のヘシアンをあらわし、最大化条件を満たすものとして正であるとする。結果として、$\frac{ds}{dw_2}$ と $\frac{de}{dw_2}$ の符号はそれぞれ$-\left(EU_{ee}EU_{sw_2}-EU_{es}EU_{ew_2}\right)$ と $-\left(EU_{ss}EU_{ew_2}-EU_{es}EU_{sw_2}\right)$ の符号と一致することが分かる。この符号が正（負）ならば、確定給付が増えることにより操作変数を増加（減少）させることを意味している。

実際に符号を考えてみると、リスク回避と相関愛好性から$EU_{sw_2}=pE\left[\left(1+\tilde{r}\right)^2v_{11}^g\right]+(1-p)E\left[\left(1+\tilde{r}\right)^2v_{11}^b\right]\right)\leq 0$ と $EU_{ew_2}=(1-p)h_b'E\left[v_{12}^b\right]\geq 0$ となることが分かる。 つまり、$\frac{ds}{dw_2}$ と $\frac{de}{dw_2}$ の符号はそれぞれ負と正になる。以上の結果をまとめると次の通りである。

結果２. 個人の選好がリスク回避的かつ相関愛好的であるとする。もし、$\frac{\partial \mathrm{MC_e}}{\partial \mathrm{s}}\geq\frac{\partial \mathrm{MB_e}}{\partial \mathrm{s}}$ であるならば、確定給付額が増えたときには個人は確定拠出を減少させ、予防努力を増加させる。

結果２は、次のように解釈できる。まず相関愛好的であることから、個人は追加的な所得の増加は健康状態が高いときの方がのぞましいと考えている。確定給付額が増えるということは、老年期の所得が増加することを意味している。個人は老年期の所得が高くなるので、健康状態を高められるように積極的に予防努力を推進することと

なる。これに対して、確定給付が増えるということは無リスク資産の配当が増加することを意味しているので、リスク資産への投資を減少させることとなる。結果 1 から、確定給付額の増加により、予防努力を支出するようになるので、介護費用の減少につながることが分かる。これは社会全体でみると、社会保障費の減少に貢献するものであることが分かる。

3.2 確定拠出（DC）の配当変化

次に確定拠出（DC）の配当が変化する状況を考える。これは事前の確率分布の予測が変化することを意味している。この変動を検証するために確定拠出の配当 $\tilde{r}$ を以下のように分解して考える。

$$\tilde{r} = r + k\tilde{\delta}.$$

ここで、 $k > 0$ かつ $\mathrm{E}[\tilde{\delta}] = 0$とする。$r$ は確定拠出の配当の期待値、$k\tilde{\delta}$ $(E[\tilde{\delta}] = 0)$ は確定拠出の配当の分散をあらわすものと解釈ができる。つまり、平均rで分散が$k\tilde{\delta}$の確率分布で、配当の散らばりの大きさを表現する。

最初に確定拠出の期待値が変化する場合を考える。前章と同様に一階条件をパラメータrで微分して次式を得る。

$$\frac{ds}{dr} = -\frac{1}{H}(EU_{ee}EU_{sr} - EU_{es}EU_{er}),$$
$$\frac{de}{dr} = -\frac{1}{H}(EU_{ss}EU_{er} - EU_{es}EU_{sr}).$$

ここで、$EU_{er} = (1-p)h_b' E[v_{12}^b]$ は相関愛好性から正となる。一方で、

$$EU_{sr} = pE\left[v_1^g\right] + (1-p)E\left[v_1^b\right] + pE\left[\left(1+r+k\tilde{\delta}\right)E[v_{11}^g]\right] + (1-p)E\left[\left(1+r+\tilde{\delta}\right)E[v_{11}^b]\right]$$

の 符 号 は 確 定 し な い 。 も し 、 $EU_{srr} = 2\left(pE\left[sv_{11}^g\right] + (1-p)E\left[sv_{11}^b\right]\right) + pE\left[\left(1+r+\tilde{\delta}\right)s^2E[v_{111}^g]\right] + (1-p)E[\left(1+r+\tilde{\delta}\right)s^2E[v_{111}^b]]$ の符号が負ならば、$EU_{s\bar{r}} = 0$を満たす閾値 $\bar{r}$ が存在する。期待値 r が$\bar{r}$よりも大きければEU_{sr}の符号は負となる。これをまとめると、

$$\begin{aligned}
&EU_{srr} \leq 0 \\
&\Leftrightarrow 2\{pE[sv_{11}^g] + (1-p)E[sv_{11}^b]\} + pE\left[\left(1+r+k\tilde{\delta}\right)s^2v_{111}^g\right] \\
&\quad +(1-p)E\left[\left(1+r+k\tilde{\delta}\right)s^2v_{111}^b\right] \leq 0
\end{aligned}$$

となる。単純化のために、

$$\begin{aligned}
&E_p[v_{11}] = pE[v_{11}^g] + (1-p)E[v_{11}^b], \\
&E_p[v_{111}] = pE\left[\left(1+r+k\tilde{\delta}\right)v_{111}^g\right] + (1-p)E[\left(1+r+k\tilde{\delta}\right)v_{111}^b].
\end{aligned}$$

と書くことにすると、上述の条件は、

$$2 \geq -\frac{sE_p[v_{111}]}{E_p[v_{11}]}$$

と書きなおされる。

$v_{111} \geq 0$ の性質は「慎重さ（prudent）」として広く知られている。上記の条件は、相対的リスク回避度の値が 2 以下であることを示している。これまでの議論をまとめると、以下の結果を得る。

結果３． リスク回避的な個人の選好が相関愛好的かつ相対的リスク回避度の値が 2 以下であるとする。もし、$\frac{\partial MC_e}{\partial s} \geq \frac{\partial MB_e}{\partial s}$ ならば、ある閾値 $\bar{r}$が存在し、確定拠出の配当がこれよりも大きいときには確定拠出の支出を減らし、予防努力を増加させる。

　結果３では、これまでの相関愛好性だけでなく相対的リスク回避度についても条件が課されている。加えて確定拠出の期待値が十分に大きいことが必要となっている。確定拠出の配当に期待値が大きいということは、将来の予測を反映している。もし現在の配当よりも将来の配当が高くなることが予測されるのならば、個人は予防努力を増加させるので、社会保障費の減少に貢献するものと考えられる。

最後に、確定拠出の配当の分散が変化する場合を考える。これまでと同様に、一階条件を分散の大きさkで微分して次式を得る。

$$\frac{ds}{dk} = -\frac{1}{H}(EU_{ee}EU_{sk} - EU_{es}EU_{ek}),$$
$$\frac{de}{dk} = -\frac{1}{H}(EU_{ss}EU_{ek} - EU_{es}EU_{sk}).$$

ここで、相関愛好的であることから、$EU_{ek} = (1-p)h_b' E\left[\tilde{\delta} v_{12}^b\right] > 0$ となる。一方で、$EU_{sk} = pE\left[s\tilde{\delta} v_1^g\right] + (1-p)E\left[s\tilde{\delta} v_1^b\right] + pE\left[\left(1+r+k\tilde{\delta}\right)\tilde{\delta} E[v_{11}^g]\right] + (1-p)E\left[\left(1+r+\tilde{\delta}\right)\tilde{\delta} E[v_{11}^b]\right]$の符号は未定である。同様の手法から$EU_{sk}$は単調減少関数となる。以上をまとめると、以下の結果を得る。

結果４.　リスク回避的な個人の選好が相関愛好的かつ相対的リスク回避度が２以下であるとする。もし、$\frac{\partial MC_e}{\partial s} \geq \frac{\partial MB_e}{\partial s}$ であるならば、閾値$\bar{k}$が存在する。 この閾値よりも確定拠出の分散が大きいときには貯蓄を減少させて、予防努力を増加させる。

結果４は直観とは乖離があることが分かる。すなわち、リスク回避的な個人は平均が同じであっても分散が大きいものを好むということになる。従来のポートフォリオ理論では、結果を資産水準で測定してくるものが標準的であった。このときには、平

均が同じであれば分散の小さいものを選好するという結果を得ていた。しかし、健康状態を結果に組み込んで、２属性の効用関数とすることにより、分散が十分に小さいときには直観と反する結果を得ることとなった。

4. 結果と今後の課題

本論文では金融と健康の両面を考慮したリスク・マネジメントを定式化した。すなわち、若年期と老年期の２期間を生きる個人において、若年期の確定拠出と予防努力が老年期の金融・健康に影響を与えるモデルを構築した。分析にあたって、Eeckhoudt *et al.* (2007) の相関愛好的な個人を仮定した。これは追加的な金銭面での収入が増える状況では、健康状態が高いときの方が健康状態が低いときよりも望ましいという選好を反映している。健康状態の低下を介護として解釈することで長生きリスクをモデルに反映することができた。さらに、パラメータの変化から確定拠出と予防努力の影響を考察した。はじめに、確定給付が増加する状況を考えた。このとき、個人は確定給付と予防努力を同時に減少させることを明らかにした（結果 1）。この結果は、社会保障費の増加に直結していることが分かる。

一方で、確定拠出の比較静学分析の結果は直観と反するものであった。本論文では、確定拠出の出資額と予防努力の変動を確定させるためには閾値となるパラメータよりも期待値や分散の大きさが上回っておく必要があった。加えて慎重さのように効用関数の高次導関数の符号が意思決定に影響を与えていることを明らかにした。

本論文の結果は今後実験等の手法を用いて実証的に検証されていくことが期待される。実証的な手法を含めて今後の研究の深化が期待されるものである。

参考文献

- Crainich, D., Eeckhoudt, L., and Le Courtois, O. (2017) "Health and Portfolio Choices: A Diffidence Approach." *European Journal of Operational Research*, 259, pp. 273-279.
- Culyer, A. J. (2014) The Dictionary of Health Economics, Third Edition. Edward Elgar.
- Eeckhoudt, L., Rey, B. and Schlesinger, H. (2007) "A Good Sign for Multivariate Risk Taking." *Management Science*, 53, pp. 117-124.
- Fujii, Y., Okura, M., and Osaki, Y. (2019) "How do we manage longevity risk? Promotion of self-reliance." appeared in Asia-Pacific Risk and Insurance Association 2018 22nd Annual Conference in Singapore.
- Hofmann, A. and Peter, R. (2015) "Risk Management and Saving: Income Effects and Background Risk." *Unpublished Paper*.
  download by https://business.uc.edu/content/dam/business/centers/insurance-center/Documents/HoffmanPeter_RMSavBR_Jan2015.pdf
- Liu, D. and Menegatti, M. (2018) "Tertiary Health Prevention and Saving." *Unpublished Paper*.
- Liu, D. and Menegatti, M. (2019) " Precautionary Investment in Wealth and Health." *Journal of Risk and Insurance*, 86, pp. 237-255.
- UN data: A world of information (data is available at http://data.un.org/Default.aspx).

日本銀行による ETF 買入政策と
日経平均銘柄への影響

中央大学　商学部　教授　原田 喜美枝

オーストラリア国立大学　クロフォード公共政策大学院　准教授 沖本 竜義

日本銀行による ETF 買入政策と日経平均銘柄への影響*

原田　喜美枝[†]

沖本　竜義[‡]

2019 年 7 月 31 日

* 本論文の作成に当たっては、オーストラリア国立大学、大和証券、日本政策投資銀行、日本銀行、日本経済学会で開催されたセミナー参加者の方々から有益なコメントをいただいたことに感謝する。東京証券取引所からデータを提供いただいたこと、一般財団法人ゆうちょ財団の研究助成を受けたことに感謝する。本研究は、独立行政法人経済産業研究所のディスカッション・ペーパー「The BOJ's ET Purchases and Its Effects on Nikkei 225 stocks」をベースに日本語にしたものである。

† kimieh@tamacc.chuo-u.ac.jp, 中央大学商学部　東京都八王子市東中野 742-1
‡ tatsuyoshi.okimoto@anu.edu.au, Crawford School o
f Public Policy, ANU College of Asia and the Pacific, Lennox Crossing, Canberra ACT 2601, Australia

日本銀行によるETF買入政策と

日経平均銘柄への影響

要旨

本稿では、日本銀行が2010年12月から実施しているETF買入政策について、日経平均株価指数に連動するETF買入が、日経平均株価指数を構成する225銘柄に与えた影響について考察している。ETF 買入政策により、TOPIX（東証株価指数）よりも日経平均株価を構成する 225 銘柄がより買われてきた経緯があり、日経平均株価指数を構成する225銘柄への影響について、日本銀行が午後に買入を実施していると思われることから、前場リターンと後場リターンに分けて DID（Difference-in-Difference）の手法を用いて分析する。分析の結果、日経平均株価構成銘柄の後場リターンは、買入介入があった日に有意に高くなることが観察されたが、その効果は減少傾向にあることが明らかになった。2017 年 10 月時点で、株価を買い支えた累積の政策効果は20%程度であることが示唆された。

キーワード；ETF，非伝統的金融政策，株式市場への介入，DID分析

JEL classification：E52，E58，G10

1. はじめに

日本銀行は2010年10月の包括的金融緩和の開始とともに、資産買入プログラムを導入し、その一環として、2010年12月より、上場投資信託（ETF、Exchange Traded Funds）を買い入れる政策を実施している。2013 年４月の量的・質的金融緩和政策（QQE、The Quantitative and Qualitative Easing）以降、買入規模、買い入れた資産の総額はともに拡大してきており、2019年３月現在、日本銀行が保有する国債やETFなどの資産総額は556.78兆円となり、国内総生産（GDP）を上回る規模に膨らんでいる。資産総額のうち、469.4 兆円は国債で保有されており、ETFは24.6兆円となっている。[1]

国債に比べるとETFの保有額は相対的に少ないが、国債のように満期がなく、価格変動リスクや信用リスクが大きい ETF を保有し続けることの問題は懸念される。欧州中央銀行（ECB）も量的金融緩和政策を導入し、資産担保証券など国債以外の金融資産を購入しているが、ETF を保有して間接的に個別の上場企業の株式を保有しているわけではない。金融政策として個別株を大量に購入し保有している中央銀行は日本銀行のみである。[2] [3] 本稿では、日本銀行による ETF 買入政策が日経平均株価指数を構成する銘柄に与えた影響について考察する。

株式指数に連動するETFは現物拠出型と呼ばれるタイプのETFであり、現物の株式が必要になることから、証券会社は現物の株式を買い入れる。日経平均株価に連動するETFの場合、225銘柄の株式を集めて現物株式バスケットを用意し、運用会社に渡すことになる。運動会社はそれをもとにETFを発行し、証券会社に渡す。証券会社はETFを受け渡し、信託銀行が保管すること

---

[1] 日本銀行営業毎旬報告（平成31年3月20日現在）
https://www.boj.or.jp/en/statistics/boj/other/acmai/release/2019/ac190320.htm/
日本銀行の資産総額や買入の状況については、10営業日毎にホームページで公開されている。

[2] 個別企業の株式を保有している中央銀行は複数あるが、日本銀行は、金融政策の一環として国内の株式市場に上場している個別株を買い入れた最初の中央銀行である。スイス国立銀行は外貨準備に占める外国株式の比率が上昇しており、ＥＣＢや南アフリカ準備銀行なども株式を購入している。過去には、1998年のアジア通貨危機の際に、香港特別行政区政府が投機筋に対抗するため、大量の株式を買い入れたことがあった。この株式をもとにトラッカーファンドという名称のETFが組成され、市場に戻されている。

[3] 民間銀行の持ち合い株式を解消するため、銀行の不良債権問題が深刻化して金融システムが機能不全になるのを防ぐため、日本銀行は民間銀行が保有する個別株を買い入れたことがある。2002年10月に「株式買入等基本要領」が制定され、同年11月から2004年9月まで買入がおこなわれた。2009年2月から2010年4月までも、グローバル金融危機の影響が金融システムに影響することを危惧し、個別株の買い入れがおこなわれたが、金融政策としておこなわれたものではなかった。

になる。日本銀行が買い入れている ETF はすべて現物拠出型の ETF であるため、日本銀行は ETF を買っているが、市場では現物の株式が買われ、ETF として保管されている。

投資信託協会の発表によると、2018 年 3 月末現在の ETF のファンド数は 178 本、純資産総額は約 32.5 兆円、日本銀行が保有する ETF は同年同月末時点、時価で約 24 兆円となっており、日本銀行が保有する ETF は純資産総額の約 6 割となっている。また、日本銀行は日経平均株価を構成する銘柄企業、55 社以上で筆頭株主となっている。2.1 節で説明されるように、旧ルールのもとで日経平均株価に連動する ETF が多く購入され、日経平均株価を構成する 225 銘柄における日本銀行のプレゼンスが問題視されるようになった。日本銀行から公式な見解は公表されていないが、新旧ルール入れ替えの背景には、日経平均株価の算出方法に関連する問題や日経平均株価を構成する銘柄に関する問題等が関連していると考えられている。

2016 年 7 月以降、買い入れ額は年間 6 兆円で推移しており、2.7 兆円が TOPIX (Tokyo Stock Price Index)に連動する ETF へ割り振られ、残る 3 兆円は時価総額に比例する形で、TOPIX、日経平均株価、JPX 日経インデックス 400（以下、JPX 日経 400）が購入される。2016 年 9 月までは旧ルールに基づき買入がおこなわれており、投資枠の全体が時価総額に概ね比例する形となっていた。時価総額比例とは、それぞれの指数に連動する ETF の時価総額に基づいて、それに比例する形で日本銀行が購入するというものであり、日経平均株価に連動する ETF に過半が振り分けられていた。TOPIX に連動する ETF をより多く購入することが政策として決定されるまでに、日経平均株価に連動する ETF の日本銀行による影響力は大きくなっていたと考えられる。日経平均株価は東京証券取引所第一部上場銘柄から選定された 225 銘柄に基づいて算出されているが、TOPIX は東京証券取引所第一部上場全銘柄を対象として算出されているためである。

日本銀行は、前日か当日の午前中に株価が低下している場面で、その日の午後に ETF を購入している可能性があるとされる（Fueda-Samikawa and Takano (2017), Ohta (2016) and Shirota (2017)）。株価が下落している局面では数日にわたり ETF を買い続ける一方、株価が上昇すると購入を見合わせる傾向にある（Fueda-Samikawa and Takano (2017)）。本稿では、株価を午前のリターン、午後のリターン、両者を合わせた日中リターンに分け、差分の差分法（DID、Difference-in-difference ）の手法を用いて分析することで、日経平均株価を構成する個別株への影響を考察する。[4] 買入政策が株価に与えた影響を定量化するためには日本銀行が ETF を購入した日の株価と、その日に日本銀行が購入しなかったとした場合の株価を比較する必要が

---

[4] DID の手法は、欧州中央銀行の国債買入政策を分析している Boermans and Keshkov (2018)、日本銀行の ETF 買入政策の企業業績への影響を分析している Gunji et al. (2018)等においても利用されている。

あるが、後者は観察が不可能であり、DID の手法を用いる。日本銀行が ETF を購入した日のリターンは低い傾向にあるが、これは日本銀行が ETF を購入すると株価が下がるということではなく、株価下落局面で購入していることが示唆されるのであり、株価に与えた影響を詳細に検討する必要がある。本稿では、日経平均株価に連動する ETF に焦点を当て、この ETF は日経平均株価を構成する銘柄のみに影響を与えると仮定して、東証一部上場銘柄を、日経平均銘柄と非日経平均銘柄に分けて検証している。

主な結論は次の通りである。日本銀行が ETF を購入した日に、非日経平均銘柄と比較して、日経平均構成銘柄の後場リターンは有意に正の値となった。日本銀行の買入政策は大きく変遷してきたことから、政策により効果が異なる可能性があり、サンプル期間を４つに分割した標本分析もおこなった。その結果、どの標本期間でも後場リターンは有意であったが、ETF 買入政策の効果は、政策の拡大にもかかわらず低下していた可能性が示唆された。さらに、日本銀行による日経平均株価に連動する ETF の買入政策がなかったと仮定した場合のシミュレーションをおこなった結果、日経平均株価は現状よりも 20%程度低かったという可能性も示唆された。総じて、様々な分析結果に大きな違いはなく、QQE が実施された初期の頃の影響のほうが大きかったことが明らかになった。

本稿の構成は以下の通りである。ETF 買入政策については次節で説明し、3 節では関連研究をまとめる。続く 4 節ではデータ、分析手法と分析結果を説明する。5 節で本稿をまとめる。

2.　ETF 買入政策について

日本銀行が ETF を購入する狙いは、投資家のリスク・プレミアムを縮小させて、企業の投資活動を活性化させることとして、2010 年 12 月に買入が開始された。当初は、日経平均株価と TOPIX に連動する ETF に限定して、年間 0.45 兆円を限度に買い入れる時限的な政策であったが、その後、制度は大幅に変更・拡充された。2011 年 3 月には期限が 2012 年 6 月末へ、上限が 0.9 兆円に引き上げられ、その後も上限金額の引き上げと買入期限の延長が継続された。2014 年 10 月には年間の買入金額が３兆円に増額され、同年 11 月には JPX 日経 400 に連動する ETF も追加

された。2016年7月以降は年間の買い入れ金額が6兆円となったが、同年9月には買入の配分が見直された。[5]

2016年9月からは、TOPIXに連動するETFに2.7兆円、残る3兆円は3指数（TOPIX、日経平均株価、JPX 日経 400）が購入に連動する ETF へ時価総額比例配分となった。時価総額比例とは、それぞれの指数に連動するETFの時価総額に基づいて、時価総額に比例する形で日本銀行が購入するというものであり、時価総額が大きい指数のETFがより多く買い入れられることを意味する。新しいルールのもとでは、約7割がTOPIXに連動するETFの購入に振り分けられている。旧ルールでは、買入対象である3指数に連動するETFのそれぞれの時価総額に比例する形で買入がおこなわれていたことから、日経平均株価に連動するETFに過半が振り分けられたため、同指数に連動するETFの保有が問題視された（Harada (2017a), Harada (2017c), Ide and Takehara (2017) and Barbon and Gianinazzi(2018)）。

日本銀行は 2016 年 9 月に導入した「長短金利操作付き量的・質的金融緩和」政策の下で、金融市場の調節方針を長期国債の買入れ額から金利に変更し、国債の年間増加額 80 兆円の買入額は「めど」となり、年間の買入ペースは鈍化しているが、同様のことがETF買入政策でも取り入れられ、2018 年 7 月、日本銀行は、市場の状況に応じて買入額は上下に変動しうることが決定された。[6] [7]

表1は日本銀行の ETF 買入政策の変遷をまとめたもの、図1は保有金額の時価総額である。2013年4月5日にQQEが導入されると、年間の買入額は1兆円になり、2014年10月には3兆円へと増額された。この後、買入対象の拡大が図られ、同年 11 月には JPX 日経インデックス 400に連動するETFが追加され、2016年3月には3000億円の投資枠が増額され、設備・人材投資に積極的な企業に投資する ETF の購入へ向けられる（年間の買入残高は 3 兆 3000 億円へと増額）こととなった。2016 年 7 月には大きな変化があり、年間の買入残高は 6 兆円へと増額され、同年9月には年間買入枠6兆円の配分が見直され、新ルールのもとで運用されることとなった。新ルールの下では、TOPIXに連動するETFに2.7兆円、残る3兆円は3指数に連動するETFへ時価総額比例配分された。2016 年 9 月は、買入対象である日経平均株価、TOPIX、JPX 日経インデックス400のそれぞれの時価総額に概ね比例する形で買入がおこなわれた。時価総額比例とは、そ

[5] 日本銀行「資産買入等基金運営基本要領」（2010年10月）、「指数連動型上場投資信託受益権等買入等基本要領」（2013年4月）参照。
[6] 日本銀行　金融政策決定会合議事要旨
https://www.boj.or.jp/mopo/mpmsche_minu/minu_2018/index.htm/　参照。
[7] しかし、日本銀行によるETF年間買入額は6兆円を上回り、2018年は過去最高の6兆5052億円に達した。

れぞれの指数に連動するETFの時価総額に基づいて、時価総額に比例する形で購入するものであり、時価総額が大きい指数のETFをより多く買入するというものである。この時価総額に基づいた比例配分では、日経平均株価に連動するETFに過半が振り分けられた。2016年10月以降は、約7割がTOPIXに連動するETFの購入に振り分けられることになった（表２）。

表１

表２

図１

日本銀行の買入額は日次ベースで買入のあった日に公表されるが、日次買入額以外の情報は公開されておらず、どのETFをどのくらい購入しているか、購入した時間や銘柄等に関する取引情報は不明である。太田（2016）は、日経平均に連動するETF4銘柄、TOPIXに連動するETF4銘柄が買入対象になっていると推測する。概ね時価総額に比例した買入であったことを考慮し、日本銀行が購入した日経平均株価に連動するETFの金額を図２に示した。2014年11月18日までは公表額の55%、2014年11月19日以降は53%、2016年9月21日以降は新ルールのもとでの運用となったことから28%が日経平均株価に連動するETFの購入に充てられたと推測し計測した。[8]　簡易推計ではあるが、2016年7月から9月にかけての新ルール導入までの時期に多く買入られていること、それ以外の時期は2014年10月以降安定した金額で買入がおこなわれていることが示されている。

図２

本稿では、QQE政策の実施後の期間に注目して実証分析をおこなう。買入政策により政策効果が異なる可能性があることから、全サンプル期間2013年4月5日から2017年10月31日を４分割して標本分析をおこなう。標本期間は以下の通りである。QQE1；2013年4月5日から2014年10月30日、 QQE2；2014年10月31日から2016年8月3日、QQE3；2016年8月4日から同年9

[8] 厳密には、日経平均に連動するETFの各銘柄とTOPIXに連動するETFの各銘柄の日々の時価総額を考慮する必要があるが、どのETFを購入しているかが明らかにされていないこと、日々変わる時価総額に基づいた買入がおこなわれているかも明らかにされていないことから、簡易な計算をおこなっている。

月 20 日、QQE4；2016 年 9 月 21 日から 2017 年 10 月 31 日である。[9] 全期間、各標本期間における日本銀行の ETF 買入政策の特徴をまとめたのが**表 3** である。平均購入額、日経平均 ETF の購入にあてられた平均買入額、営業日数、買入日数をまとめている。平均日次買入額は、QQE1 の 155.9 億円から QQE3 の 722.6 億円へと増加し、QQE4 では 722.1 億円へと微減している。この購入額のうち、日経平均株価に連動する ETF に割り振られた推定金額は、QQE1 では 85.7 億円から、QQE3 には 383 億円となり、QQE4 では 202.2 億円へと大幅に減っている。QQE3 において年間買入額が 6 兆円に拡大された当時は旧ルール（表 2 参照）に基づき買入が実施されていたが、32 営業日後の QQE4 以降は新ルールに基づき買入が実施されている。2016 年 9 月からは、TOPIX に連動する ETF に 2.7 兆円、残る 3 兆円は 3 指数（TOPIX、日経平均株価、JPX 日経 400）が購入に連動する ETF へ時価総額比例配分となった。時価総額比例とは、それぞれの指数に連動する ETF の時価総額に基づいて、時価総額に比例する形で日本銀行が購入するというものであり、時価総額が大きい指数の ETF がより多く買い入れられることを意味する。新しいルールのもとでは、約 7 割が TOPIX に連動する ETF の購入に振り分けられている。旧ルールでは、買入対象である 3 指数に連動する ETF のそれぞれの時価総額に比例する形で買入がおこなわれていたことから、日経平均株価に連動する ETF に過半が振り分けられたため、同指数に連動する ETF の保有が問題視された（Harada (2017a), Harada (2017c), Ide and Takehara (2017) and Barbon and Gianinazzi(2018)）。

表 3

3. 関連研究

図 2 で示されているように、2010 年に開始された ETF 買入政策の影響もあり、日本の ETF 市場は拡大が続いている。巨額の資金が投入され、多くの問題点が指摘されるようになっているにも関わらず、政策の評価に関する先行研究は十分にはおこなわれておらず、ETF 買入政策が株式市場に与えた影響を分析する先行研究は必ずしも多くはない。Ueda (2013)は ETF 買入政策を含む QQE 政策全体が市場に与える影響を分析しており、非伝統的金融政策は株式市場と為替市場に

[9] 本稿の標本分析期間の QQE2 と QQE3 は 8 月 3 日で区切っている。ETF 買入額の変更が発表されたのが 2016 年 8 月 4 日であり、日本銀行の政策が発表された 2016 年 7 月 29 日とは異なる日を採用している。

プラスの効果をもたらしているとしているが、ETF 買入政策の効果について言及されているわけではない。

日本の ETF 市場の成長と日本銀行の ETF 買入政策は密接に関係している。図 2 にあるように、日本銀行の ETF 保有額が増加の一途をたどっていることも問題であるが、個別銘柄や株価指数そのものへの影響の大きさも問題となっている。日本銀行が株価指数に連動する ETF を保有することは、間接的に個別銘柄を保有することであり、企業のガバナンスに与える影響、コーポレート・ガバナンスの弱体化という問題、株価や株式指数そのものに与える影響などが考えられる。

日経平均株価指数について、指数の銘柄入れ替えを分析しているものとして、Okada et al. (2006)、Harada (2017)がある。Okada et al. (2006)は、1991 年から 2002 年までの期間におこなわれた銘柄入れ替えのイベント・スタディをおこない、指数への採用・除外発表日だけでなく、発表後にも有意な超過収益率が観察されること、銘柄入れ替え後には負の超過収益率が観察されることを明らかにしている。日本銀行の ETF 買入政策開始後の期間において、銘柄入れ替えのイベント・スタディをおこなっている Harada (2017)でも類似の結果が得られているが、指数から除外される銘柄への負の影響が近年大きくなっていることが示され、金融政策の副作用として、個別銘柄への影響が懸念されている。

ETF は株式と同様に市場で取引される上場投資信託であるが、株式と異なり、買い注文が増えると残高が増える仕組みになっている。大口の買い注文が入ると、買い注文を受けた信託銀行は金額分の ETF を用意する必要があり、指定参加者と呼ばれる証券会社に買い発注をいれる。指定参加者とは、主として証券会社の自己部門であり、ETF を直接設定・解約できる。大口の発注を受けた証券会社は市場で ETF を買うのではなく、新規に ETF を組成する。株式指数に連動する ETF は現物拠出型と呼ばれるタイプの ETF であり、現物の株式が必要になることから、証券会社は現物の株式を買い入れる。日経平均株価に連動する ETF の場合、225 銘柄の株式を集めて現物株式バスケットを用意し、運用会社に渡すことになる。運動会社はそれをもとに ETF を発行し、証券会社に渡す。証券会社は ETF を受け渡し、信託銀行が保管することになる。日本銀行が買い入れている ETF はすべて現物拠出型の ETF であるため、日本銀行は ETF を買っているが、市場では現物の株式が買われ、ETF として保管されているため、金融政策が個別銘柄に影響を及ぼす懸念がある。

2016 年 10 月以降、TOPIX に連動する ETF をより多く購入することが政策として決定されるまでに、日経平均株価に連動する ETF の日本銀行による影響力は大きくなっていたと考えられる。

日経平均株価は東京証券取引所第一部上場銘柄から選定された225銘柄に基づいて算出されているが、TOPIXは東京証券取引所第一部上場全銘柄を対象として算出されているためである。

日本銀行が買い入れてきたETFは日経平均株価指数に連動するETFが多かったことから、時価総額に比べて日経平均株価の指数構成比の高い品薄な株式が大量に買い付けられることとなった。[10] その結果、需給ギャップにより株価の価格形成がゆがめられた可能性があり、Ide and Takehara (2017)、Barbon and Gianinazzi (2018)では価格形成への影響が分析されている。Ide and Takehara (2017)では、ティックデータを用いて、買入実施日とそれ以外の日に分けた指標を作成し、ETF 買入政策が市場に流動性を供給し、情報の非対称性が縮小したことを明らかにしている。ETF 買入政策が個別銘柄のリターンに与える影響を日次データで分析している Barbon and Gianinazzi (2018)では、買入政策によりプラスの継続した効果が価格形成に生じているとしている。ティックデータを用いたIde and Takehara (2017)では価格形成への歪みについて明確な結果は得られていないが、dynamic asset pricing model with the portfolio rebalancing channel（あとでい日本語に） を用いたBarbon and Gianinazzi (2018) では、日経平均株価指数を構成する個別銘柄の価格に問題が生じていること、日本銀行のバランスシートにリスクが移転していることを指摘している。

ティックデータを用いて、日本銀行がETFを買入れた日と買入れなかった日に分け、大口投資家の行動が市場の流動性と価格形成に与えた影響を分析しているOhta (2016)では、取引終了前の構成銘柄の流動性低下が観察されている。日本銀行がETFを買入れた日の価格形成と流動性に大きな変化は観察されないが、指数と価格が取引終了直前に非効率となり、この原因として流動性の低下が関係していることが示唆される。流動性に与える影響については Shirota (2017) においても分析されており、日本銀行のETF買入政策は継続した流動性効果がもたらされたという結果が得られている。

日本銀行による ETF 買入政策により ETF の取引が増大していることをうけて、Hanaeda and Serita (2017) では、ETFの価格形成と構成銘柄のボラティリティへの影響が分析されている。

---

[10] ファーストリテイリング（9983）の株価が日経平均株価に占めるウェイトは2017年8月時点で6.03%、2018年4月時点で7.53%であるが、時価総額が小さいことからTOPIXに占める割合は常に0.5%以下である。これは、日経平均株価の算出方法が株価平均型であり、TOPIXが時価総額加重型をとっていることから生じる違いといえる。ファーストリテイリング（9983）の時価総額は、2017年8月時点で浮動株を除くと8350億円、浮動株を含めると3兆3380億円である。同時点で日本銀行はファーストリテイリング（9983）の浮動株の63.2%を保有していると推計される（ニッセイ基礎研究所調べ）。

日経平均株価に連動するETFのプレゼンスが急激に増加し、ETFの市場価格と基準価額のかい離が一時的に大きくなること、数日間かい離が継続することが明らかにされている。また、買入政策は個別銘柄のボラティリティを低下させているという結果も得られている。日経平均株価を構成する225銘柄について、企業業績への影響を分析しているのがGunji et al. (2018)である。DID分析の手法を用いて政策の影響を検討し、225社のROAやROEといった財務指標が低くなる傾向が示されている。Gunji et al. (2018)では、中央銀行が金融政策の一環としてETFを購入する場合、企業の監視は十分におこなわれず、パッシブ運用の投資家が企業行動に影響をおよぼすことと類似の問題が生じることが示唆されている。

浮動株比率を考慮に入れて、日次の株価リターンを用いて、日本銀行のETF買入政策を分析しているのはCharoenwong et al. (2019) である。[11] Charoenwong et al. (2019) では、日本銀行がETFを買入れると株式リターンへの影響が観察されるが、この影響は持続せず、長期の影響はないという結果が得られている。日本銀行のETF買入政策の政策評価をおこなう先行研究は近年増えてきたが、統一的な結果が得られているとはいえない。

４．データと分析手法

4.1 データ

本節ではデータ、分析手法、基本統計量等を説明する。ETF の大口の買い注文が入ると、流通市場では需要が供給を上回ることから、個別銘柄が買い集められて新規にETFが組成される。日本銀行はETFを購入するだけで売却しておらず、残高が増えており、流通市場に与える影響は無視できない。本稿では、日本取引所グループ東京証券取引所から入手した 2013 年 4 月から 2017 年 10 月までの東京証券取引所第一部上場銘柄の日次の個別銘柄データを利用している。[12]

[11] 企業の創業家が保有している株式や、親会社が保有している株式、または持ち合い株などは市場に出回る可能性が低く、固定株と呼ばれる。上場株式から固定株を除いたものが浮動株と呼ばれ、市場で売買される株式となる。上場株式の浮動株比率（Free Flow Weight,　FFW）は日本取引所グループから公表されていたが、現在は公表されているものはない。

[12] 日本取引所グループから提供をうけたデータは、2010 年 1 月以降の日次の年次データであり、年によりサンプル数が異なる。2010 年の 1698 銘から 2017 年の 2272 銘柄まで幅があり、現物市場統合に伴う大阪証券取引所から東京証券取引所への移管銘柄も含まれる。

ETF 買入政策は 2010 年 12 月から実施されているが、QQE の時期に入り買入規模が拡大されてきたことと、2013 年 7 月 16 日に大阪証券取引所の現物株式市場が東京証券取引所に移管され銘柄増があったことから、本稿では 2013 年 4 月以降の時期に焦点を当てて分析をおこなう。[13]

日本銀行は、前日か当日の午前中に株価が低下している場面で、その日の午後に ETF を購入している可能性があると指摘されていることを踏まえて、3 つのリターンを考慮している。日中リターンは 1 営業日のリターンで、前場始値から終値の変化率である。前場リターンは、前場始値から前場終値の変化率、後場リターンは前場終値から終値の変化率として求めている。前場リターンと後場リターンを足し合わせると日中リターンとなる。前場終値が存在しない（前場中に約定がない）場合は前場特別気配値で置き換えて計算している。[14] 東京証券取引所の前場の取引時間は午前 9 時から午前 11 時半まで、後場の取引時間は午後 12 時半から 15 時までとなっている。[15]

表 4 では、日本銀行が ETF を買入れた日と買入れなかった日に分けて、個別銘柄のリターンの基本統計量を求めている。日本銀行が買入れた日の前場リターンと日中リターンはすべてマイナスの値となっているが、買入れなかった日の前場リターン、日中リターンはすべてプラスの値となっている。買入れた日のリターンは、前場、後場、日中すべてのリターンにおいて買入れた日のリターンよりも低い傾向がある。これは、日本銀行が株価の下落局面で買入政策を実施していたことを示しており、ETF 買入政策を実施したから株価が下落しているわけではない。株価に与えた影響を定量化するためには、日本銀行が ETF を買入れた日の株価と、その日に日本銀行が買入なかったとした場合の株価を比較する必要があり、本稿では DID の手法を用いて政策効果を吟味する。

表 4

[13] 大阪証券取引所から東京証券取引所へ移管された銘柄は千銘柄以上であるが、東京証券取引所第一部へ移ったのは 37 銘柄であるが、市場統合の影響を除外する点からも、QQE の時期を対象とした。
[14] 気配値で置き換えても、リターンを求める際に株価が足りない銘柄、150 銘柄は本稿のサンプルから除外している。また、株価が 10 円を下回った 14 銘柄、東日本大震災の影響が大きい電力銘柄 13 社もサンプルから除外している。
[15] 2011 年 3 月 6 日までの期間、前場は 9 時から 11 時までの 2 時間であった。

4.2 DID 分析

日本銀行が ETF を買入れた日の株式リターンと、その日に日本銀行が買入なかったとした場合の株式リターンを比較することは、後者が観察できないため、何らかの工夫が必要となる。TOPIX に連動する ETF は全銘柄に均一な効果があることを想定し、日経平均株価に連動する ETF は日経平均株価指数を構成する銘柄のみに影響を与えると仮定して、日経平均株価に連動する ETF に焦点をあて、DID 分析をおこなう。つまり、日経平均株価を構成する 225 銘柄をトリートメントグループとし、東京証券取引所第一部上場のその他の銘柄をコントロールグループとする。政策評価のために DID 分析をおこなう際には、コントロールグループとトリートメントグループの構築が重要となる（Imbens and Wooldridge (2009)）。トリートメントグループの平均値からコントロールグループの平均値を引くことで、買入日と非買入日のバイアスを除外することができる。

DID 効果の推定は以下の式に基づく。

$$r_{i\,t} = \alpha + \beta DI_t + \gamma DN_{i\,t} + \delta TE_{i\,t} + \varepsilon_{i\,t} \tag{1}$$

ここで、i は企業 i を表し、DI_t は t が買入日であれば 1、買入日でなければ 0 をとるダミー変数であり、$DN_{i\,t}$は i が日経平均銘柄であれば 1、非日経平均銘柄であれば 0 をとるダミー変数である。また、$TE_{i\,t} = DI_t \times DN_{i\,t}$が DID 項であり、日経平均銘柄と非日経平均銘柄の差が買入日と非買入日で同一という仮定の下で、その係数δが政策効果 (TE)を表す。また、誤差項は同時点では相関しているが、異時点では無相関であると仮定する。

表 5 の第 2 列と 3 列は、DID モデル(1)の推計結果に基づいて、TE とその t 値ならびに自由度修正済み決定係数を、日中・前場・後場リターンの各リターンに関してまとめたものである。表からわかるように、日中リターンに関しては、TE は有意ではなく、前場リターンに関しては、TE は負で有意となっている。前場リターンが低かったときに、日本銀行は後場に ETF を買い入れると言われており、それが正しいとすると、これらの結果は、DI_tと誤差項の間の負の相関による同時バイアスによるものである可能性が高い。Shirota (2017)でも議論されているように、日本銀行による ETF の買入が前場までの情報だけに基づいて決定されているとすると、後場リターンを用いることにより、同時バイアスの問題を回避することができる。実際、後場リターンに関しては、TE の推定値は 0.0616 で有意に正となっている。この結果は、日本銀行が日経 ETF を買入れたとすると、その日の日経平均銘柄の後場リターンは、平均的に 0.0616%上昇すること

を示唆している。この1回自体の効果は比較的小さなものであるが、日本銀行は我々の分析期間において364回の買入を行っており、下で確認するように、累積の政策効果は比較的大きなものとなることが考えられる。

表5

次に、日本銀行の ETF 買入プログラムの買入額の違いを考慮に入れるために、DID モデル(1)を拡張することを考える。日本銀行の日経 ETF 買入額は、日本銀行の政策変更を反映して、変動しているので、この拡張は理にかなったものである。具体的には、政策効果が日本銀行による日経 ETF の推定買入額に応じて変化するように、DID モデルを次のように拡張する

$$r_{i\,t} = \alpha + \beta PA_t + \gamma DN_{i\,t} + \delta TE_{i\,t} + \varepsilon_{i\,t} \tag{2}$$

ここで、PA_t は日本銀行による日経 ETF の買入額を 10 億円単位で表したものである。また、$TE_{i\,t}(= PA_t \times DN_{i\,t})$は拡張 DID 項であり、$\delta$は日本銀行による日経 ETF の買入 10 億円あたりの政策効果を表す。

拡張 DID (EDID)モデル(2)の推定結果は、表 5 の最後の 2 列にまとめられている。後場リターンに対する政策効果の推定値δは、0.0302 で有意に正であり、これは日本銀行が日経 ETF を 10 億円購入すると、日経平均銘柄の後場リターンが平均的に 0.0302%上昇することを示唆している。表3からわかるように、日本銀行の日経平均ETFの1回あたりの平均買入額は163.7億円であり、この結果は、日本銀行が日経平均 ETF を 1 回買入れると、日経平均銘柄の後場リターンは、平均して$0.0302\% \times 16.37 = 0.049\%$ 上昇すること示している。

以上の結果を基に、日本銀行による日経 225ETF の買入がなかったとしたら、日経平均がどの様になっていたかを調べるために、反実仮想シミュレーションを行った。具体的には、日本銀行が ETF 買入を行った日に政策効果がなかったとして、反実仮想の日経平均を計算した。**図 3** の CF1 は表 5 の第 2 列と第 3 列にまとめられた DID 分析の後場リターンに対する結果に基づいたものであり、CF2 は表 5 の最後の 2 列にまとめられた EDID 分析の後場リターンに対する結果に基づいたものである。図 3 からわかるように、2014 年の半ばまでは、CF1 と CF2 は実際の日経平均と大きな乖離はなかったが、ETF 買入プログラムの拡張に応じて、乖離が大きくなっており、2017 年 10 月の時点で、累積の政策効果は 20%程度となることが示唆された。

図 3

4. 3 部分標本分析

2013 年の QQE 開始当時は、日本銀行による ETF の年間最大買入額は 1 兆円であったが、2014 年 10 月には年間最大買入額は 3 兆円に拡大され、2016 年 7 月には年間 6 兆円へとさらに倍増された。これらの政策変更が、日本銀行による日経平均 ETF 買入の日経平均銘柄に対する政策効果を変化させている可能性が考えられる。本小節では、その可能性を調べるために、標本期間を 4 つの部分標本に分割し、4 つの部分標本における政策効果を比較する。政策変更に応じた 4 つの部分標本は、 QQE1 (2013 年 4 月 5 日から 2014 年 10 月 30 日)、QQE2 (2014 年 10 月 31 日から 2016 年 8 月 3 日)、QQE3 (2016 年 8 月 4 日から 2016 年 9 月 20 日)、 QQE4 (2016 年 9 月 21 日から 2017 年 10 月 31 日)である。

表 6 は、各部分標本における DID 分析の後場リターンに対する政策効果(TE)とその t 値ならびに自由度修正済み決定係数をまとめたものである。表の第 2 列からわかるように、DID 分析の後場リターンに対する TE はすべての部分標本で大いに有意であるが、その大きさは部分標本によって異なる。具体的には、TE は QQE3 まで上昇しているが、QQE4 では、日経 225ETF への割当買入額の減少を反映して、大幅に低下している。

表 6

日本銀行による ETF 買入額の変化を考慮に入れるために、各部分標本について EDID モデル(2)を推定した結果をまとめたものが表 6 の最後の 2 列である。表から、TE は QQE1 において最大となっており、買入プログラムの拡大にもかかわらず、TE は低下し続けていることが確認できる。具体的には、日本銀行が日経 ETF を 10 億円買入れると、QQE1 においては日経平均銘柄の後場リターンは平均的に 0.0554%上昇したが、QQE4 においては、その効果は 0.0195%まで低下していることが示唆された。

以上の結果を利用して、4.2 節で行ったのと同様の反実仮想シミュレーションを行った結果が、図 3 の CF3 と CF4 であり、それぞれ表 6 の DID と EDID 分析の結果に基づいたものである。分析手法による違いはあまり大きいものではなく、モデルや標本分割に関わらず、2017 年 10 月時点での累積の政策効果は 20%程度となることが、図から確認できる。

4.4 日経平均株価指数の高ウェイト銘柄ならびに日本銀行の高株式保有比率銘柄に対する追加的な政策効果の検証

日経平均株価指数におけるウェイトが高い銘柄、ならびに株式発行額対して日本銀行の株式保有比率が高い銘柄に対して、日本銀行による日経 ETF の買入が、追加的な政策効果をもつかどうかを、EDID 分析を用いて検証する[16]。

日経平均は日本の株式市場の代表的な指数であり、最もよく用いられている指数である。日経平均は、東証一部上場 225 社から構成される株価平均型株価指数であり、米国のダウ平均株価指数に相当するものである。また、日経平均は 1950 年 9 月から計算されており、アジアで最も歴史のある株価指数である。日経平均は株価平均型株価指数であるので、除数の調整を無視すると、日経平均の値は日経平均銘柄の株価を加えて銘柄数 225 で割ることにより求められる。したがって、定義により、株価が高い銘柄は、日経平均に対して大きな影響を持つことになる。その結果、下で見るように、日経平均銘柄の中には、高いウェイトを持つ銘柄いくつか存在している[17]。 これらの高ウェイト銘柄は日経平均に大きな影響を持つだけなく、日本銀行による日経 ETF の買入により、より大きな影響を受けている可能性が考えられるので、本小節では、その可能性の検証を試みる。

それに加えて、本小節では、株式発行額に対する日本銀行の株式保有比率の影響も、検証する。上述したように、日本銀行は 55 銘柄以上の日経平均銘柄の筆頭株主となっている。このような日本銀行の株式保有比率が高まっている銘柄に対して、日本銀行による日経 ETF の買入の効果が、より大きくなっている可能性が考えられるからである。

表 7 の左側には、日経平均のウェイトに関して、上位 10 銘柄とそのウェイトがまとめられている。表からわかるように、ファーストリテイリング (証券コード: 9983)、ソフトバンクグループ (9984)、ファナック (6954)が上位 3 銘柄で、2017年8月の時点で、それぞれのウェイトは6.03%, 5.13%, 4.09%となっている。同様に、表 7 の右側には、日本銀行の株式保有比率に関して、上位 10 銘柄とその保有比率がまとめられている[18]。日本銀行の株式保有比率については、アドバンテスト (6857)、ファーストリテイリング、太陽誘電 (6976)が上位 3 銘柄となっており、日本銀行の株式保有比率は、それぞれ 17.57%, 15.80%, 14.95%となっている。表 7 の株式保有比率は、株式

[16] DID 分析を用いて同様の検証を行ったが、結果はほとんど変わらなかった。
[17] 日本経済新聞社は定期的に、日経平均銘柄のウェイトを公表しており、以下の URL から確認することができる: https://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/file/nikkei_stock_average_weight_jp.pdf
[18] これらの企業は、すべて日経平均に組み込まれている企業であることに注意されたい。

発行額を基に計算しており、浮動株は考慮に入れていない[19]。もし、浮動株だけを考慮に入れたとすると、上位 3 銘柄に対する日本銀行の株式保有比率は、それぞれ 31.95%, 63.20%, 23.00%となる。また、表 7 からわかるように、日経平均ウェイトと日本銀行の株式保有比率の上位 10 銘柄に含まれている企業は、ファーストリテイリングを除いて、異なった企業となっている。

表 7

日経平均高ウェイト銘柄や日本銀行の高株式保有比率銘柄に対して、日本銀行による日経 ETF の買入が追加的な効果を持つかどうかを検証するために、以下の式を用いて、追加の政策効果(TE2)の推定を行った。

$$r_{i\,t} = \alpha + \beta PA_t + \gamma DN_{i\,t} + \delta TE_{i\,t} + \eta TE2_{i\,t} + \varepsilon_{i\,t}.$$

ここで、$TE2_{i\,t}(= PA_t \times AD_{i\,t})$が追加の政策効果を表す。また、$AD_{i\,t}$は日経平均ウェイト(日本銀行の株式保有比率)が上位 3 銘柄もしくは 7 銘柄(10 銘柄)の企業に関しては 1 を取り、それ以外の企業に関しては 0 をとるダミー変数である[20]。

日経平均ウェイトの上位 3 銘柄もしくは 7 銘柄に関して、TE と TE2 の推定結果をまとめたものが**表 8** である。この結果は、EDID 分析に基づいたものであるので、表 8 の TE の推定値は表 6 の EDID の結果とほぼ同様の値となっている。また、TE の推定値は QQE1 において最大となっており、その後、時間が進むに連れて減少している。高ウェイト銘柄に対する追加的な政策効果 TE2 は、有意水準 5%で有意に 0 と異なっておらず、追加的な政策効果はなかったことが示唆されている。

表８

同様に、日本銀行による株式保有比率の上位 3 銘柄もしくは 10 銘柄に関して、TE と TE2 の推定結果をまとめたものが表 9 である。表からわかるように、TE の推定結果は表 6 や表 8 の TE の

[19]本小節の分析に関して、浮動株に対する日本銀行の保有比率を用いて、同様の分析も行ったが、ほぼ同様の結果が得られた。
[20] 日経平均のウェイトに関しては、2%を閾値として上位 7 銘柄を抽出し、日本銀行の株式保有比率に関しては、12%を閾値として上位 10 銘柄を抽出した。しかしながら、異なる閾値を使用したとしても、結果に大きな違いは見られなかった。

推定値とほぼ同様の値となっている。また、日本銀行の高保有比率銘柄に対する追加的な政策効果 TE2 は、有意水準 5%で有意ではなく、やはり追加的な政策効果は確認できなかった。

表 9

本節では日経平均におけるウェイトが高い銘柄、並びに株式発行額対して日本銀行の株式保有比率が高い銘柄に対して、日本銀行による日経 ETF の買入が追加的な政策効果をもつかどうかを検証したが、いずれの場合も、追加的な政策効果は確認できなかった。

4. 5 頑健性の検証

これまでの結果の頑健性をさらに調べるために、DID モデル(1)や EDID モデル(2)に企業固有の固定効果や市場ファクターを含めたモデルを推定する。これまでの分析では、企業固有の特性の影響は考えてこなかったが、まず、企業固有の固定効果によりその影響を考える。また、東証 1 部市場全体のパフォーマンスを、市場ファクターによってコントロールすることも試みる。具体的には、企業の固有特性を捉えるために、まず、DID モデル(1)と EDID モデル(2)の定数項αをα_i に置き換えたモデルを推定する。それに加えて、2 つ目の分析として、例えば、EDID モデル(2)に市場ファクターを含めた次のようなモデルを推定する。

$$r_{i\,t} = \alpha + \beta PA_t + \gamma DN_{i\,t} + \eta_i r_{Mt} + \delta TE_{i\,t} + \varepsilon_{i\,t}.$$

ここで、r_{Mt} は 4.3 節で計算した反実仮想的な日経平均(CF4)に基づいた市場ファクターである[21]。これは、政策効果を正確に推定するためには、政策に影響を受けていない市場ファクターを利用する必要があるからである。

4 つの部分標本について、これらのモデルを推定した結果をまとめたものが表 10 である。表からわかるように、固定効果を考慮しても、結果は 4.3 節のものとほとんど変わらなかった。また、市場ファクターをコントロールすると、政策効果の推定値は若干変化するが、すべての部分標本において有意に正の政策効果があること、ならびに政策効果が減少傾向にあるという本稿の

[21] DID モデル(1)を拡張したモデルについては CF3 を利用した。

主な結果には変わりがない。したがって、本稿の主な結果の頑健性が確認されたと言って良いだろう。

表 10

5. 結論

日本銀行が 2010 年 12 月から実施している ETF 買入政策について、政策が拡張された 2013 年 4 月以降の時期に焦点をあて、日経平均株価指数に連動する ETF の買入が、日経平均株価指数を構成する 225 銘柄に与えた影響について考察している。日本銀行は、金融政策の一環として国内の株式市場に上場している個別株を間接的に買い入れる政策を実施している唯一の中央銀行であり、その政策をめぐっては企業ガバナンスに与える影響や株価の価格形成に与える影響など、いくつかの弊害が懸念されている。

TOPIX（東証株価指数）よりも日経平均株価を構成する 225 銘柄がより買われてきた経緯があり、本稿では、日経平均株価指数を構成する 225 銘柄への影響について、日本銀行が午後に買入を実施していると思われることから、前場リターンと後場リターンに分けて DID（Difference-in-Difference）の手法を用いて分析をおこなった。分析の結果、日経平均株価構成銘柄の後場リターンは、買入介入があった日に有意に高くなることが観察されたが、その効果は買入政策が拡張されるごとに減少傾向にあることが明らかになった。日本銀行が日経平均株価に連動する ETF を購入すると、構成銘柄の後場リターンが 0.062%上昇するという結果だけをみれば、一日あたりの影響は小さいが、2017 年 10 月時点で、株価を買い支えた累積の政策効果は 20%程度であることが示唆された。日経平均株価に連動する ETF の購入額は変動してきたことから、購入額を考慮に入れた EDID 分析もおこなった。平均買入額 163.7 億円の効果は 0.049%であった。

本稿では、日経平均株価の構成銘柄に含まれる値がさ株に与えた追加的な効果や、日本銀行による間接保有割合の高い銘柄への追加的な効果を検証したが、有意な結果は得られなかった。実証分析の結果は頑健であるが、残された課題としては、追加的な効果が生じていないかデータの延長、もしくは別の分析手法を用いて更なる分析をおこなうことが考えられる。また、日本銀行が ETF を購入する目的は、投資家のリスク・プレミアムを縮小させて、企業の投資活動を活性化させることにあるのだが、本稿では日経平均株価を構成する個別銘柄への影響に主眼を置いている。政策目的が達成されているかの検証についても、今後の課題としたい。

参考文献

Bank of Japan (2010), Principal Terms and Conditions for Purchases of ETFs and J-REITs Conducted through the Asset Purchase Program,

https://www.boj.or.jp/en/mopo/measures/term_cond/yoryo59.htm/

(Last accessed December 27, 2018).

Bank of Japan (2017), Principal Terms and Conditions for Purchases of ETFs and J-REITs, https://www.boj.or.jp/en/mopo/measures/term_cond/yoryo85.htm/

(Last accessed December 27, 2018).

Boermans, Martijn and Viacheslav Keshkov (2018), The impact of the ECB asset purchases on the European bond market structure: Granular evidence on ownership concentration, DNB Working Paper No. 590

Charoenwong, Ben, Randall Morck, and Yupana Wiwattanakantang (2019), Asset Prices and Corporate Responses to Bank of Japan ETF Purchases, NBER Working Paper 25525.

Fueda-Samikawa, Ikuko and Tetshushi Takano (2017), BOJ's ETF purchases expanding steadily --How long will the BOJ hold risky assets with no maturity?, Japan Center for Economic Research July 6 2017.

Gunji, Hiroshi, Kazuki Miura, and Yuan Yuan (2018), The impact of the BOJ's ETF purchases on the Nikkei 225 companies' performance (in Japanese), mimeograph.

Hanaeda, Hideki and Toshio Serita (2017), Effects of Nikkei 225 ETFs on stock markets: impacts of purchases by the Bank of Japan, mimeograph.

Harada, Kimie (2017), Event study analysis of additions and subtractions from the Nikkei 225 under the ETF purchasing policy [Nihon ginko no ETF kaiire seisaku to Nikkei heikin kabuka meigara irekae no event study] (in Japanese), Shoken Keizai Kenkyu 100, 75-90.

Ide, Shingo and Hitoshi Takehara (2017), The BOJ's ETF purchasing and its effects on price [Nihon ginko niyoru ETF kaiire ga kabuka hakken ni ataeta eikyo: kobetsu meigara tick data wo mochiita bunseki] (in Japanese), mimeograph.

Imbens, Guido and Jeffrey Wooldridge (2009), Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation, Journal of Economic Literature 47(1), 5-86.

Jaussaud, Jacques, Sophie Nivoix and Serge Rey (2015), The Great East Japan Earthquake and Stock Prices, Economics Bulletin 35(2), 1237-1261.

Okada, Katsuhiko, Nobuyuki Isagawa and Kenya Fujiwara (2006), Addition to the Nikkei 225 index and Japanese market response: temporary demand effect of index arbitrageurs, Pacific-Basin Finance Journal 14, 395-409.

Ohta, Wataru (2016), Large investors and liquidity in the stock markets [Shoken shijyo ni okeru oguchi toushika to ryudousei] (in Japanese), mimeograph.

Shirota, Toyoichiro (2017), Evaluating the "Unconventional" monetary policy in stock markets: The propensity score approach, mimeograph.

Ueda, Kazuo (2013), Response of Asset Prices to Monetary Policy under Abenomics, Asian Economic Policy Review, 8(2).

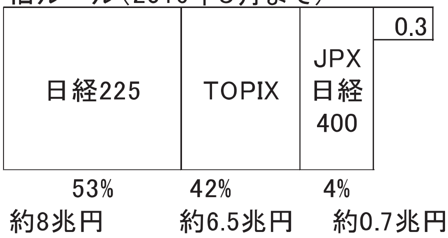
表1　日本銀行ETF買入制度の変遷

2010/10/28	「資産買入等基金運営基本要領」制定 （資産買入等の基金の運営を定めているもの） 残高上限は4500億円（買入期限は2011年12月まで）
2011/3/14	残高上限が9000億円に引き上げられ、買い入れ期限は2012年6月末へ延長
2011/8/4	残高上限が1兆4000億円に引き上げられ、買い入れ期限は2012年12月末へ延長
2012/4/27	残高上限が1兆6000億円に引き上げられ、買い入れ期限は2012年12月末
2013/1/22	残高上限が2兆1000億円に引き上げられ、買い入れ期限は2013年12月末へ延長
2013/4/4	「資産買入等基金運営基本要領」を廃止し、新たにETF買入のための基本要領制定 「指数連動型上場投資信託受益権等買入等基本要領」
2014/10/31	年間の買入残高は年3兆円へと増額
2014/11/19	買入対象にJPX日経インデックス400に連動するETFが追加
2016/3/15	年間の買入残高は3兆3000億円へと増額 3000億円の投資枠は、設備・人材投資に積極的な企業に投資するETFの購入へ
2016/7/29	年間の買入残高は6兆円へと増額
2016/9/21	年間買入枠6兆円の配分見直しへ TOPIXに連動するETFに2.7兆円、3兆円は3指数に連動するETFへ時価総額比例配分

出所：日本銀行資料に基づき、筆者作成。

表2　日本銀行のETF買入ルール

旧ルール（2016年９月まで）



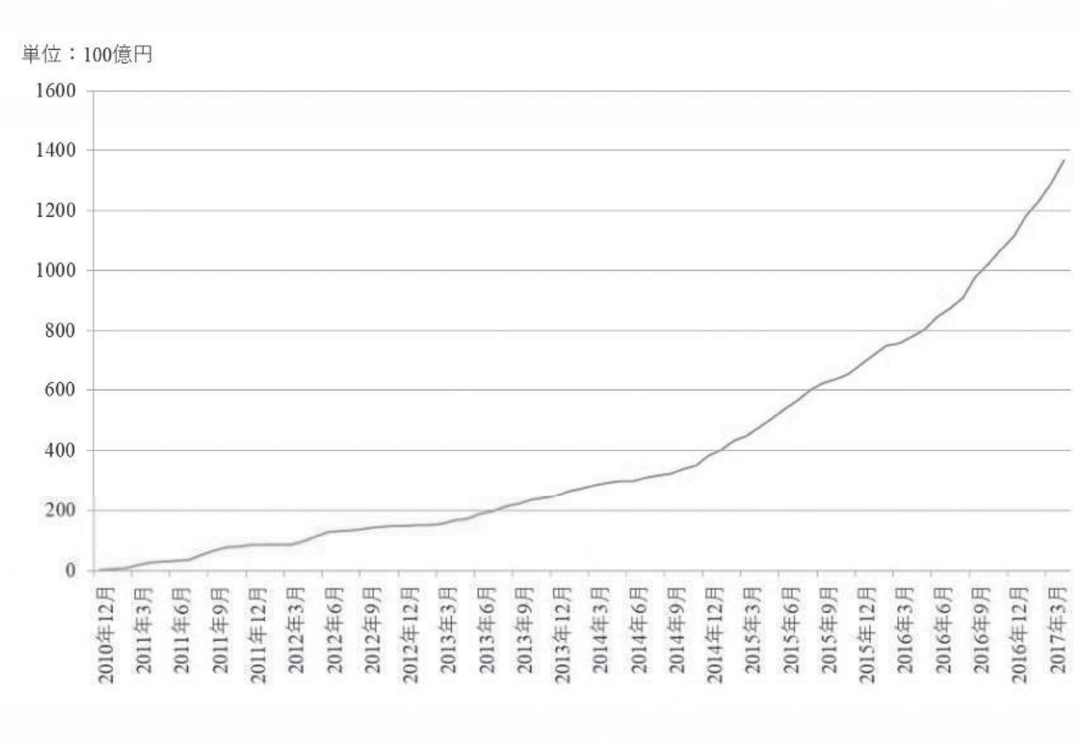
旧ルールは時価総額に比例する買入
日経JPX400は14年11月から購入開始
0.3兆円（3000億円）は設備投資・人材ETFの購入枠

新ルール（2016年10月以降）

新ルールは2段階設計
時価総額に比例する買入
0.3兆円（3000億円）は設備投資・人材ETFの購入枠
出所：日本銀行資料に基づき、筆者作成。

\

図１　日本銀行の ETF 保有額推移



\

図２　日本銀行による日経平均 ETF 買入推定額

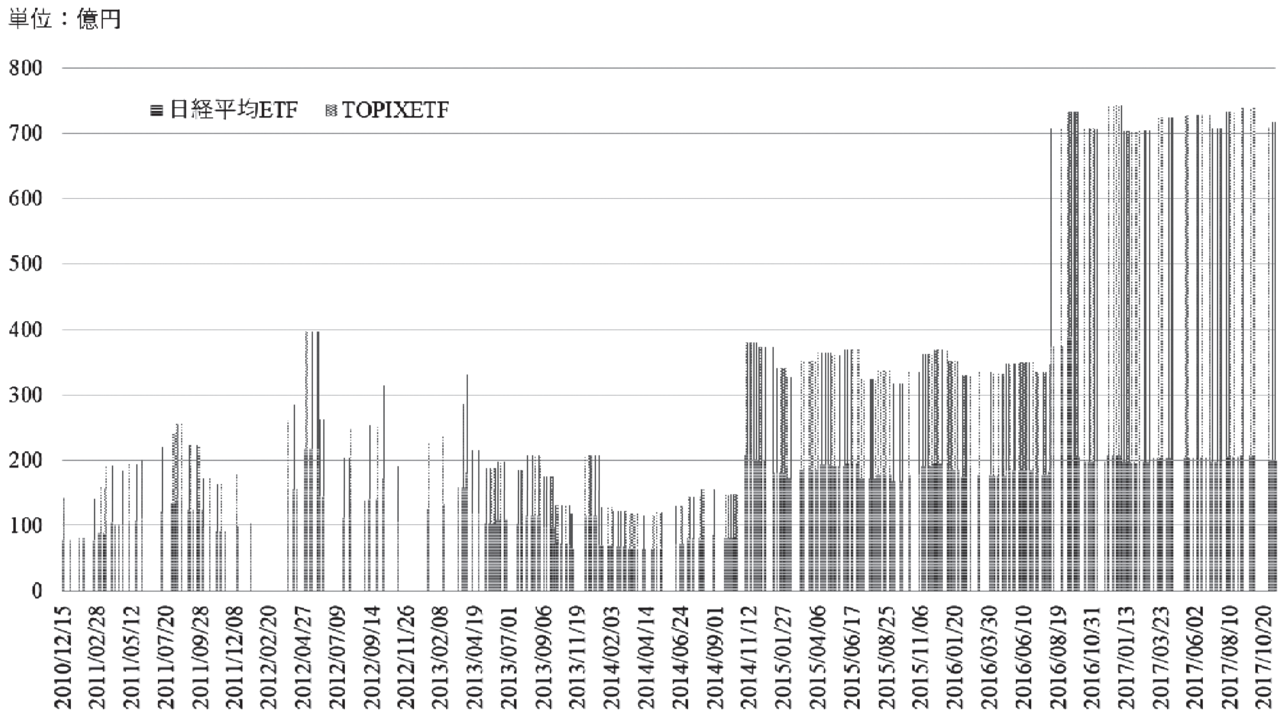


表3　日本銀行によるETF買入政策の基本統計量

		買入額(100億円単位)	日経平均ETF推定買入額(100億円単位)	営業日	買入日数
全体	平均	3.873	1.637	1122	364
	標準偏差	2.180	0.626		
QQE1	平均	1.559	0.857	387	113
	標準偏差	0.342	0.188		
QQE2	平均	3.486	1.849	429	155
	標準偏差	0.173	0.096		
QQE3	平均	7.226	3.830	32	10
	標準偏差	0.134	0.071		
QQE4	平均	7.221	2.022	274	86
	標準偏差	0.141	0.039		

表4 株価収益率の基本統計量

		非介入日			介入日			標本数	企業数
		日中	午前	午後	日中	午前	午後		
全体	平均	0.162	0.138	0.027	-0.342	-0.311	-0.030	1746954	1557
	t値	1.668	1.390	1.237	1.840	1.431	1.258		
QQE1	平均	0.169	0.105	0.067	-0.491	-0.340	-0.150	631197	1631
	t値	1.794	1.451	1.320	1.978	1.542	1.409		
QQE2	平均	0.195	0.205	-0.005	-0.431	-0.368	-0.062	762762	1778
	t値	1.748	1.494	1.375	1.903	1.501	1.298		
QQE3	平均	0.087	0.072	0.019	-0.016	-0.135	0.119	62560	1955
	t値	1.693	1.415	1.240	1.572	1.270	0.963		
QQE4	平均	0.098	0.076	0.025	-0.026	-0.184	0.159	528546	1929
	t値	1.433	1.247	1.083	1.594	1.249	1.091		

表5 日経平均株価銘柄への影響（DIDおよびEDID）

	DID		EDID	
	TE	Adj R^2	TE	Adj R^2
日中	0.0047	0.0184	-0.0001	0.0110
	0.9859		-0.0400	
午前	-0.0562	0.0220	-0.0299	0.0166
	-11.7959		-11.3267	
午後	0.0616	0.0005	0.0302	0.0001
	12.9157		11.4523	

表6 日経平均株価構成銘柄の午後収益率の標本分析

	DID		EDID	
	TE	Adj R^2	TE	Adj R^2
QQE1	0.0575	0.0054	0.0554	0.0044
	6.8944		5.8777	
QQE2	0.0795	0.0005	0.0431	0.0004
	10.6919		10.7365	
QQE3	0.1232	0.0019	0.0316	0.0019
	4.4197		4.3425	
QQE4	0.0388	0.0034	0.0195	0.0035
	4.0858		4.1431	

表7 高ウェイト銘柄および日本銀行の高株式保有比率銘柄の上位10社 (2017年8月時点)

	高ウェイト銘柄上位10社			日本銀行の高株式保有比率銘柄		
	証券コード	企業名	ウェイト	証券コード	企業名	比率
Top1	9983	ファーストリテイリング	6.03%	6857	アドバンテスト	17.57%
Top2	9984	ソフトバンクグループ	5.13%	9983	ファーストリテイリング	15.80%
Top3	6954	ファナック	4.09%	6976	太陽誘電	14.95%
Top4	9433	KDDI	3.41%	6762	TDK Corp	14.29%
Top5	8035	東京エレクトロン	2.96%	8028	ユニー・ファミリーマートホール	14.16%
Top6	6971	京セラ	2.53%	5707	東邦亜鉛	13.70%
Top7	6367	ダイキン工業	2.11%	4704	トレンドマイクロ	12.94%
Top8	4063	信越化学工業	1.86%	1721	コムシスホールディングス	12.75%
Top9	6988	日東電工	1.86%	9766	コナミホールディングス	12.54%
Top10	4543	テルモ	1.63%	4021	日産化学	12.28%

表8 日経平均ウェイトの上位3銘柄もしくは7銘柄

	Top 3		Top 7	
	TE	TE2	TE	TE2
QQE1	0.0554	-0.0021	0.0559	-0.0183
	5.8694	-0.0345	5.8880	-0.4471
QQE2	0.0428	0.0243	0.0423	0.0279
	10.6648	0.9653	10.4675	1.6798
QQE3	0.0323	-0.0599	0.0327	-0.0341
	4.4291	-1.2491	4.4480	-1.0750
QQE4	0.0194	0.0017	0.0203	-0.0259
	4.1198	0.0547	4.2812	-1.2619

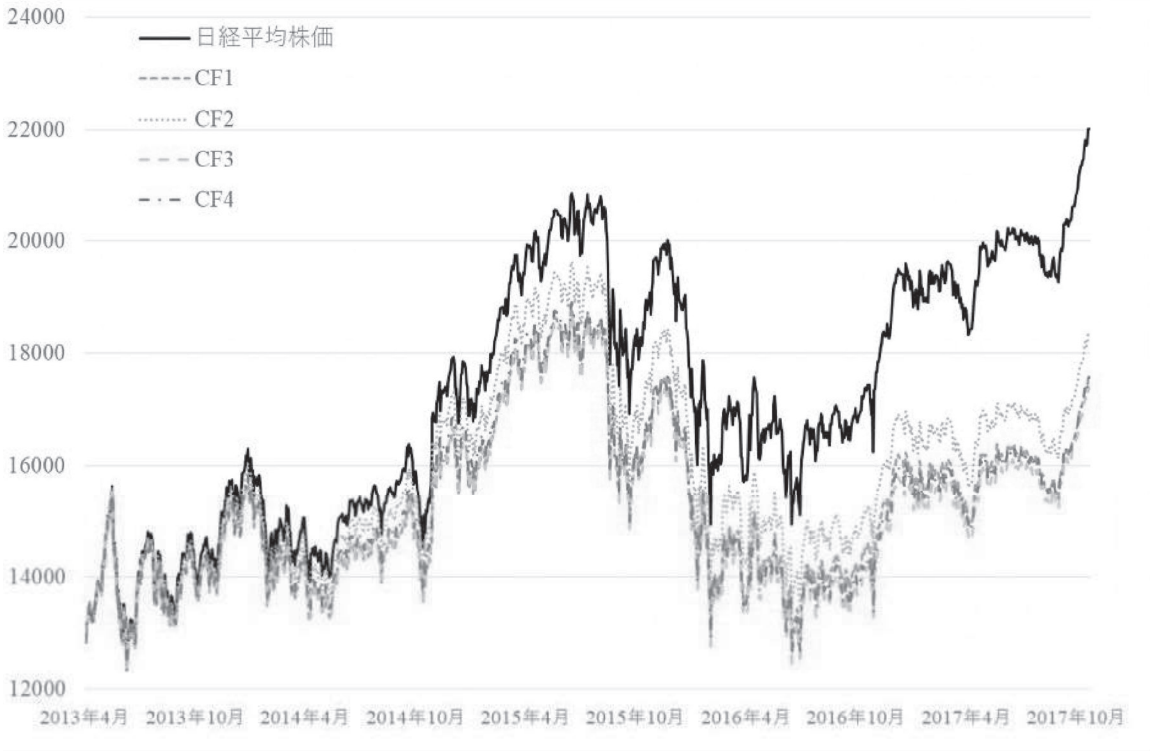
表9　日本銀行による株式保有比率の上位3銘柄もしくは10銘柄

	Top 3		Top 10	
	TE	TE2	TE	TE2
QQE1	0.0553	0.0024	0.0559	-0.0123
	5.8467	0.0388	5.8610	-0.3554
QQE2	0.0437	-0.0425	0.0428	0.0067
	10.8451	-1.6855	10.5474	0.4808
QQE3	0.0316	0.0002	0.0327	-0.0241
	4.3229	0.0046	4.4321	-0.9036
QQE4	0.0201	-0.0435	0.0210	-0.0319
	4.2562	-1.4039	4.3987	-1.8459

表10　頑健性の検定

	固定効果		市場ファクター	
	DID	EDID	DID	EDID
QQE1	0.0574	0.0554	0.1174	0.1169
	6.8817	5.8770	13.9354	12.3092
QQE2	0.0795	0.0431	0.0900	0.0482
	10.6935	10.7384	12.1070	12.0206
QQE3	0.1234	0.0317	0.1007	0.0258
	4.4259	4.3490	3.6056	3.5405
QQE4	0.0388	0.0195	0.0213	0.0107
	4.0844	4.1415	2.2351	2.2728

図３　日経平均株価と反実的シミュレーション



日本における消費者の
キャッシュレス化に関する実証研究

城西大学　経済学部　教授　竹村 敏彦

「日本における消費者のキャッシュレス化に関する実証研究」

城西大学経済学部・教授

竹村敏彦

要　旨

１．研究趣旨

2017 年 6 月に閣議決定された「未来投資戦略 2017」（内閣官房）において、（海外諸国と比較して）日本はキャッシュレス化が十分に進展していないことが課題として挙げられ、キャッシュレス決済の安全性・利便性の向上、事務手続きの効率化、ビッグデータ活用による販売機会の拡大等の必要性が指摘されている。その後、2018 年 4 月には「キャッシュレス・ビジョン」（経済産業省）が公表され、その中で消費者、事業者、政府の視点からキャッシュレス化について更なる検討・研究が求められている。

キャッシュレス決済の手段としては、プリペイド方式、リアルタイム方式、ポストペイ方式があり、本調査研究では、リアルタイムペイ方式とポストペイ方式を中心に、キャッシュレス決済の利用意図に関する実証分析を行い、キャッシュレス決済を促進するためのインサイトベースの提案を試みる。

２．研究内容

本調査研究では、まず、文献調査ならびに日本のキャッシュレス化に関する政策動向などについて整理を行っている。2018 年度ならびに 2019 年度に入って、2020 年の東京オリンピック・パラリンピック、さらには 2025 年の大阪万博を視野に入れて、キャッシュレス社会の実現に向けた様々な活動や環境整備がより一層進められている。また、キャッシュレス化の利用者の視点に立った研究（とりわけ、電子決済やモバイル決済サービスに関する利用意図に関するもの）の蓄積が国内外ともに行われていることも確認されている。本調査研究でも取り上げる QR コード決済サービスに関する実証分析は国内ではまだ始まったばかりであるが、海外では 2015 年ごろから積極的に行われていることを確認している。

これらの政策動向ならびに文献調査を踏まえて、竹村敏彦がこれまで収集・蓄積してきたアンケート調査ならびに、2019 年 3 月に実施したアンケート調査によって得られた個票データを用いて、データ分析に基づくキャッシュレス化に関する実証分析を試みている。

2019 年 3 月にインターネットアンケート調査形式で実施した調査（「キャッシュレス決済をはじめとする金融行動意識調査」（以下、「本調査」と称する））を実施した。本調査の質問項目として、行動経済学・行動ファイナンスで用いられる指標（例えば、時間割引率

やリスク回避度など）に関する質問、金融知識、キャッシュレス決済に対する意識や行動等に関するものがある。ここでほんの一部の集計結果を紹介すると、日常の決済で利用する手段として「現金」を選んでいるのが圧倒的に多く、続いて「クレジットカード」「商業系カード型電子マネー」「交通系カード型電子マネー」「スマートフォンを利用した決済サービス」の順で利用されていることが確認されている。また、いくつかの FinTech サービスの認知度もまだそれほど高くないことなども明らかになっている。

「本調査」の結果（個票データ）を用いて、クレジットカード決済サービスならびに QR コード決済サービスの利用意図に影響を与える構造モデル（技術受容モデル：TAM）の構築を行い、そのモデルの妥当性の検証を行っている（図 1)。このモデルの検証を行うためには構造方程式モデリング（SEM）と呼ばれる統計手法を用いている。SEM の分析結果が表 1 である。

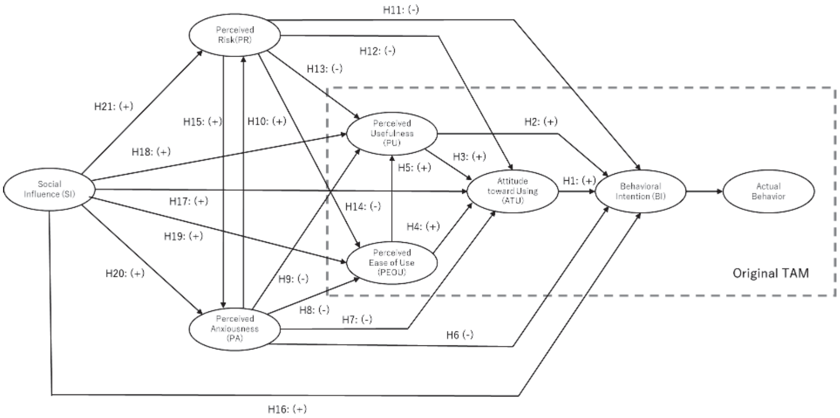


図 1: 分析モデル

表 1: 仮説モデルの検定結果

	クレジットカード				QRコード			
	標準化係数	標準誤差	z値	p値	標準化係数	標準誤差	z値	p値
H1 利用への態度⇒利用への行動意図	0.362	0.055	6.600	0.000	0.327	0.069	4.780	0.000
H2 知覚された有用性⇒利用への行動意図	0.484	0.040	12.080	0.000	0.388	0.036	10.830	0.000
H3 知覚された有用性⇒利用への態度	0.452	0.042	10.740	0.000	0.271	0.033	8.130	0.000
H4 知覚された使いやすさ⇒利用への態度	0.045	0.043	1.050	0.294	0.000	0.029	-0.010	0.992
H5 知覚された使いやすさ⇒知覚された有用性	0.619	0.027	22.650	0.000	0.499	0.029	17.110	0.000
H6 知覚された不安⇒利用への行動意図	-0.057	0.028	-2.010	0.044	-0.096	0.024	-4.020	0.000
H7 知覚された不安⇒利用への態度	-0.092	0.027	-3.340	0.001	-0.002	0.020	-0.090	0.927
H8 知覚された不安⇒知覚された有用性	0.041	0.031	1.320	0.186	0.150	0.026	5.720	0.000
H9 知覚された不安⇒知覚された使いやすさ	-0.172	0.037	-4.590	0.000	0.058	0.032	1.790	0.073
H10 知覚された不安⇒知覚されたリスク	-0.003	32.109	0.000	1.000	0.137	95.773	0.000	0.999
H11 知覚されたリスク⇒利用への行動意図	0.071	0.030	2.360	0.018	-0.027	0.036	-0.770	0.440
H12 知覚されたリスク⇒利用への態度	-0.046	0.030	-1.540	0.124	-0.061	0.030	-2.050	0.041
H13 知覚されたリスク⇒知覚された有用性	-0.048	0.034	-1.430	0.152	-0.041	0.041	-1.010	0.314
H14 知覚されたリスク⇒知覚された使いやすさ	-0.006	0.042	-0.150	0.881	-0.192	0.050	-3.860	0.000
H15 知覚されたリスク⇒知覚された不安	0.051	39.798	0.000	0.999	-0.186	196.802	0.000	0.999
H16 社会的影響⇒利用への行動意図	0.051	0.047	1.070	0.284	0.201	0.067	3.020	0.002
H17 社会的影響⇒利用への態度	0.462	0.034	13.450	0.000	0.672	0.032	20.760	0.000
H18 社会的影響⇒知覚された有用性	0.224	0.038	5.820	0.000	0.315	0.043	7.370	0.000
H19 社会的影響⇒知覚された使いやすさ	0.394	0.042	9.300	0.000	0.404	0.049	8.190	0.000
H20 社会的影響⇒知覚された不安	0.186	18.503	0.010	0.992	0.032	141.490	0.000	1.000
H21 社会的影響⇒知覚されたリスク	-0.464	5.223	-0.090	0.929	-0.742	15.939	-0.050	0.963

分析の結果、オリジナルの TAM に「知覚された不安」「知覚されたリスク」「社会的影響」を組み込んだモデルの妥当性は十分なものといえる結果は得られなかった。しかしながら、クレジットカード決済サービスと QR コード決済サービスでは利用につながる心理的構造が異なること、またそれは世代によっても異なること（20〜30 代と 40 歳以上に年齢を分けた場合、前者は知覚された有用性よりも態度が、後者は態度よりも知覚された有用性が利用意図に対して大きな影響を与えていること）などについて明らかにすることができた。

また、本調査に先駆けて、過去に竹村敏彦が実施したアンケート調査結果を用いて、プライバシー情報の価値の測定も本調査研究において行った。この測定にはコンジョイント分析と呼ばれる統計手法を採用している。この分析の結果、限界支払意思額を計算したところ、精神的被害を貨幣価値で測ると約 15486 円、実被害については約 37407 円になった。また、企業の対応について見てみると、500 円の金券を送るよりも、詫び状を送ったりする方が個人にとって高い評価をしていることなどを明らかにしている。さらに、年齢層別といった個人属性ごとにコンジョイント分析を行った結果、精神的被害と実被害に関しては年齢層が上がるにつれて限界支払意思額が低下していくことなどを明らかにしている。この分析は、単に個人がプライバシー情報をどう評価しているということだけではなく、もし企業が情報漏えいを起こしてしまったときに、その企業の顧客が要求しうる一人当たりの損害賠償額と捉えなおすと、経営者は情報漏えいに対するリスクが大きいものであることを認識する一材料ともなりうる。

これらの研究は、経済学の考え方に、社会心理学や経営学、行動科学などを組み込んだ実証分析であり、今後さらなる進展が期待できるものであると思われる。本調査研究において収集・蓄積した調査データをさらに深く分析することで、より多くの研究成果を生み出すことが可能であると考える。

３．学会報告等

・竹村敏彦・片山佳則・鳥居悟・古川和快「プライバシー情報の価値の測定」2019 年暗号とセキュリティシンポジウム（SCIS2019）（びわこ大津プリンスホテル）、2019 年 1 月

４．今後の展望

本調査研究で収集・蓄積したアンケート調査データにはまだ様々な質問項目が含まれる。これらを用いて、日本のキャッシュレス化に関する更なる研究を進めていきたいと思っている。また、これら論文を国内外の査読誌への投稿も計画している。

１．研究趣旨

2017 年 6 月に閣議決定された「未来投資戦略 2017」（内閣官房）において、（海外諸国と比較して）日本はキャッシュレス化が十分に進展していないことが課題として挙げられ、キャッシュレス決済の安全性・利便性の向上、事務手続きの効率化、ビッグデータ活用による販売機会の拡大等の必要性が指摘されている。その後、2018 年 4 月には「キャッシュレス・ビジョン」（経済産業省）が公表され、その中で消費者、事業者、政府の視点からキャッシュレス化について更なる検討・研究が求められている。

キャッシュレス決済の手段としては、プリペイド方式、リアルタイム方式、ポストペイ方式があり、本調査研究では、リアルタイムペイ方式とポストペイ方式を中心に、キャッシュレス決済の利用意図に関する実証分析を行い、キャッシュレス決済を促進するためのインサイトベースの提案を試みる。

２．研究内容

2.1 キャッシュレス化に関する近年の動向

近年、日本においてキャッシュレス社会の実現に向けた活動や環境整備が急速に進められている。その発端は、2014 年に閣議決定された「『日本再興戦略』改訂 2014」にキャッシュレス決済の普及による決済の利便性・効率性の向上が明記されたことにある。同年 12 月に「キャッシュレス化に向けた方策」を関係省庁（内閣官房、金融庁、消費者庁、経済産業省、国土交通省、観光庁など）によって、2020 年東京オリンピック・パラリンピックの開催、日本におけるインバウンド需要拡大を見据えて策定された。その後も 2015 年と 2016 年にリリースされた「日本再興戦略」にもキャッシュレス化に関する方策が示され、政府としてキャッシュレス化の推進を図った。また、2017 年 5 月に経済産業省が公表した「FinTech ビジョン」ではキャッシュレス社会の実現が FinTech を日本で普及させるカギの一つになることを指摘し、課題や方策について整理を行い、これらを継続的に分析・検討していく必要性が改めて示された。そして、同年 6 月に「未来投資戦略 2017」が閣議決定され、そこ

で KPI（Key Performance Indicator）として「今後 10 年後（2027 年）までに、キャッシュレス決済比率を倍増し、4 割程度とすることを目指す」ことが設定され、そのために講ずるべき具体的施策などが示された。さらに、2018 年 4 月には経済産業省が「キャッシュレス・ビジョン」を公表し、同年 6 月に「未来投資戦略 2018」が閣議決定され、同年 7 月には一般社団法人キャッシュレス推進協議会が設立されるなど、政府主導でのキャッシュレス化の波が日本に到来し、キャッシュレス社会の実現に向けた様々な活動や環境整備がより一層進められるようになっている。

2.2 文献調査

海外において、キャッシュレス化の利用者の視点に立った研究（とりわけ、電子決済やモバイル決済サービスに関する利用意図に関するもの）の蓄積が進んでいる。例えば、電子決済サービスに関しては Oney, et al. (2017)などがあり、またモバイル決済サービスに関しては Liebana-Cabanillas, et al. (2017)などがある。これらの研究のモデルとしてはサービスの利用意図・普及に影響を与える要因を探索する際によく用いられる技術受容モデル（TAM; Technology Acceptance Model）や TAM を拡張した技術の受容および利用に関する統一理論（UTAUT; Unified Theory of Acceptance and Use of Technology）などが採用され、各国で実施した調査結果を用いて、それらのモデルの妥当性などの検証が行われている。また、それぞれのサービスならびに各国の文化や制度、プライバシーやセキュリティ要因などを加味したモデルを行っており、興味深い結果が得られている。とりわけ、プライバシーやセキュリティはサービス普及のネックとなる要因であり、これらについて様々な対策の必要性について言及されている。

日本においても様々なタイプのキャッシュレス化に関する研究蓄積が行われている。須齋他（2011)では、「単身世帯消費者動向調査」の個票データを用いて、クレジットカードの利用促進に関する研究を行っている。分析の結果、直近の収入の増加（の予想）は必ずしもクレジットカードの利用を促進させる効果を持つとは言えないものの、雇用環境の安定が

クレジットカードの利用の促進につながることを明らかにしている。そして、そこから雇用環境の安定をもたらす政策が重要であることを指摘している。秋本他（2007)は「なぜ消費者は電子マネーを利用するのか」ということを説明するために、TAM によって消費者の電子マネー利用メカニズムをモデル化し、そのモデルの検証を行っている。分析の結果、電子マネーを利用できる場所の増加によって、電子マネーへの態度を高め、周囲の人が電子マネーを利用するようになることを明らかにしている。また、電子マネー利用に際して知覚されるリスクが高くなると電子マネーへの態度および利用意図を低くなるという結果も示されている。電子マネーに対して「リスク」や「不安」という要因が態度や利用意図を低下させて、電子マネーの普及を妨げていることは他の多くの研究においても指摘されている。北村(2010)は、電子マネーと現金決済の選択に関する研究を行っており、少額（1000 円以下）であれば現金で払うことに煩雑さを感じていないものの、それが 1 円や 5 円単位となれば小銭での支払いが煩雑となり、電子マネー決済をしやすくなるといったことを指摘している。また、電子マネーは高齢化が進んでいる日本で小銭の扱いに苦労する高齢者にとって有効な支払い手段になりうること、単に電子マネーは支払い時間の節約だけではなく、長期的にみれば硬貨に使用される貴重な金属資源の節約にもなることもあわせて指摘している。本研究のベースとなる竹村他（2018)は QR 決済サービスに関する利用意図に関する研究を行っており、地域別・年齢層別にみると、利用意図に影響を与える要因の影響度合いが異なることなどを明らかにしている。

2.3 アンケート調査

2019 年 3 月にインターネットアンケート調査形式で実施した調査（「キャッシュレス決済をはじめとする金融行動意識調査」（以下、「本調査」と称する））を実施した。「本調査」は、日本人の資産運用や投資に対する意識、金融知識などを把握するとともに、キャッシュレス決済に対する意識や行動、これらと行動経済学的指標との関係を明らかにすることを目的として実施されたものである。

「本調査」の手順としては、調査会社に登録している会員の中から 2 万人を対象に予備（スクリーニング）調査を実施し、その中から年齢層別（20 代、30 代、40 代、50 歳以上）に等サンプルで割付を行い、最終的に 824 人の回答を得ている。調査内容は、性別、年齢、居住地域、年収などの基本属性に加えて、行動経済学・行動ファイナンスで用いられる指標（例えば、時間割引率やリスク回避度など）に関する質問、金融知識、キャッシュレス決済に対する意識や行動等に関する質問など多岐にわたっている。表 1 は回答者のデモグラフィック属性をまとめたものである。

以下、「本調査」およびその前に実施したスクリーニング調査の結果の一部を紹介する。

○ 決済手段

「本調査」の実施に先駆けたスクリーニング調査の質問項目として、「あなたが普段、決済で利用する手段（いくつでも）、最も利用する手段（1 つだけ）についてお選びください。」というリード文を提示し、それに続いて、「現金」「クレジットカード」「商業系カード型電子マネー」「交通系カード型電子マネー」「スマートフォンを利用した決済サービス」「ポス

表 1: 回答者のデモグラフィック属性

		#	(%)			#	(%)
性別	男性	382	46.36%	婚姻の有無	未婚	314	38.11%
	女性	442	53.64%		既婚	510	61.89%
年齢	20代	206	25.00%	所得	100万円未満	271	32.89%
	30代	206	25.00%		100～300万円未満	210	25.49%
	40代	206	25.00%		300～500万円未満	174	21.12%
	50歳以上	206	25.00%		500～1000万円未満	140	16.99%
預金額	0円	100	12.14%		1000万円以上	29	3.52%
	1円～100万円未満	264	32.04%	負債	なし	716	86.89%
	100～300万円未満	200	24.27%		1円～300万円未満	55	6.67%
	300～500万円未満	82	9.95%		300～500万円未満	5	0.61%
	500～1000万円	91	11.04%		500～1000万円未満	12	1.46%
	1000万円以上	87	10.56%		1000万円以上	36	4.37%
職業	経営者・役員・自営業	58	7.04%	居住地域	北海道・東北	102	12.38%
	公務員・会社員	381	46.24%		東京都	111	13.47%
	パート・アルバイト	105	12.74%		関東（東京都除く）	175	21.24%
	学生・主婦・主夫	173	21.00%		中部	145	17.60%
	その他	107	12.99%		近畿	151	18.33%
					中国・四国	69	8.37%
					九州・沖縄	71	8.62%

トペイ型電子マネー」「デビッドカード」「仮想通貨」の選択肢を提示し、回答を求めた。

図 3 を見てわかるように、98.2%の個人が日常の決済で利用する手段として「現金」を選んでいる。これに続いて「クレジットカード」「商業系カード型電子マネー」「交通系カード型電子マネー」も比較的高い割合で決済に利用されていることがわかる。「スマートフォン

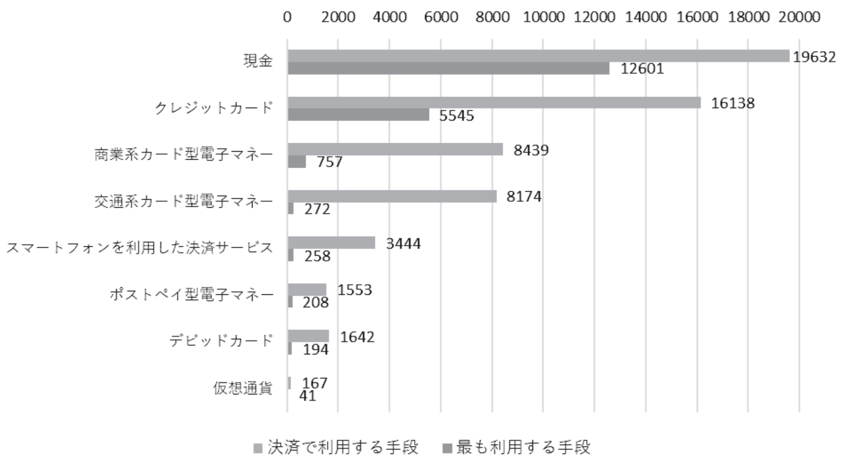


図 3: 決済で利用する手段

を利用した決済サービス」を決済で利用している割合は 17%とかなり上述した決済手段と比べて低いことがわかる。また、最も利用している手段としては、「現金」がダントツであり、キャッシュレス手段の一つであるクレジットカードは 27.7%であるが、電子マネーやスマートフォンを利用したものは 2〜3%程度とかなり低い。この結果は、経済産業省が公表した「キャッシュレス研究会の方向性」で示されている結果とも類似している点が多いといえる。

○「現金」を最も利用する手段として考える理由

「本調査」では、決済で最も利用する手段として「現金」を選択した回答者に対して、その理由（複数選択可）を選んでもらった。その結果が図 4 である（「本調査」の回答者のうち対象者は 477 人である）。図 4 を見てわかるように、「現金以外の決算手段だとお金を使いすぎてしまうから」という理由を上げる回答者が最も多い（70.2%）。次に、「現金以外の決済手段はセキュリティに不安があるから」（28.5%）という理由が選ばれている。

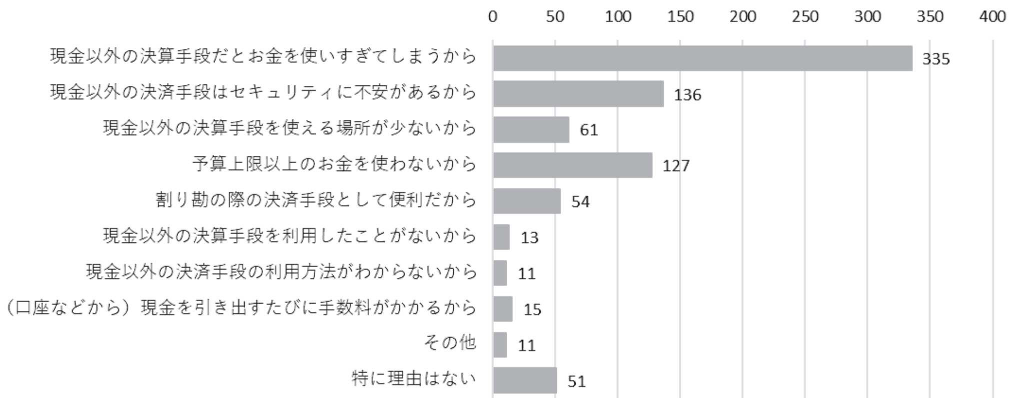


図 4: 主として現金を決済手段として利用している理由

○ 「現金」以外を最も利用する手段として考える理由

「本調査」では、決済で最も利用する手段として「現金」以外を選択した回答者に対して、

その理由（複数選択可）を選んでもらった。その結果が図 5 である（「本調査」の回答者のうち対象者は 347 人である）。これらは回答者が感じているキャッシュレスのメリットであるといえる。キャッシュレスの手段を使う理由で回答が多かったものは「ポイントがたまるから」(84.7%)、「スムーズに支払いができるから」(81.0%）である。また、「財布がかさばらないから」「現金以外の決済手段を使える場所が増えたから」という理由も 33〜36%と比較的多くの回答者が選択している。これらのことは、利用者がキャッシュレスの持つ利便性をちゃんと感じられていることを意味しているのかもしれない。

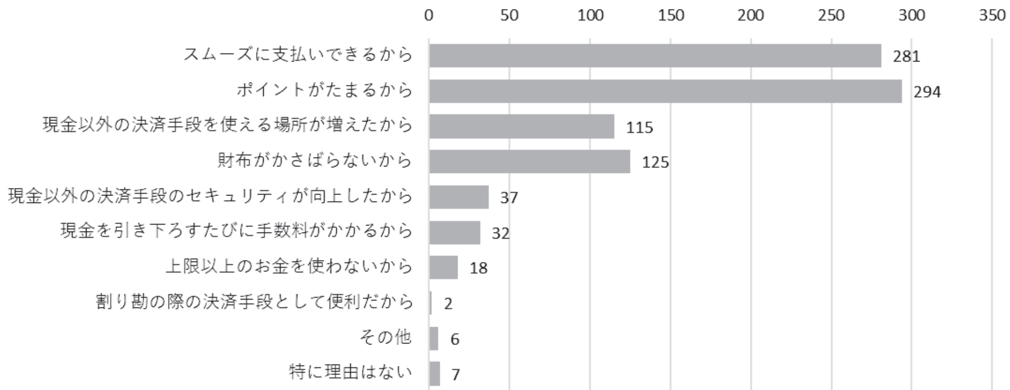


図 5: 主としてキャッシュレスによる決済手段として利用している理由

○ FinTech サービスの認知

「本調査」では、いくつかの FinTech サービス（PFM、個人間送金、クラウドファンディング、仮想通貨、ネット決済、モバイル決済、QR コード決済）に対する認知などを質問している。ここでは、その集計結果を紹介する。具体的には、それぞれのサービスについて簡単な説明を行うとともに、実際にあるサービス名などを提示して、「このサービスをユーザとして利用したことがある」「このサービスは知っているが、利用したことはない」「このサービスを聞いたことはあるが、よく知らない」「このサービスを知らない」のいずれか 1 つを選んでもらった。図 6 を見てわかるように、実際にサービスを利用している回答者の

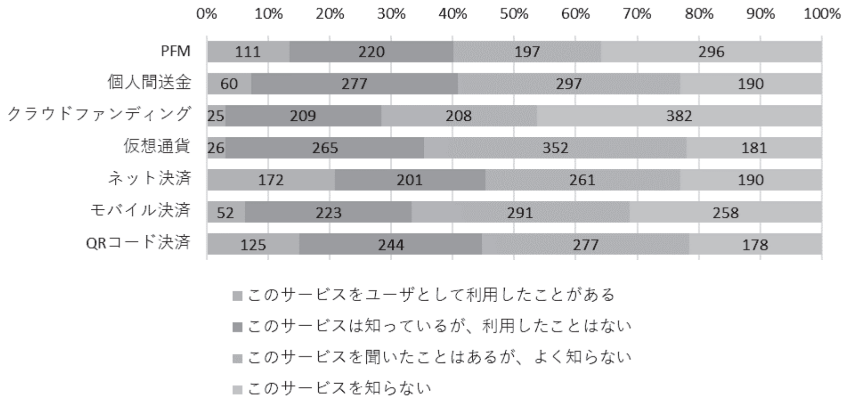


図 6: FinTech サービス認知

割合が最も高いものはネット決済サービス(20.9%)、続いて QR コード決済(15.2%)、PFM（13.5%）であった。しかしながら、その他のサービス等を実際に利用している割合は 3〜7%と高くはないことがわかる。このことから、FinTech に関連するサービスなどを知ってはいるが、まだ利用するに至っていない個人が一定割合以上いることが確認できる。一方で、これらのサービスをそもそも知らないと回答した割合は 30〜50%と高いものになっている。これらの結果は、竹村他（2018)と似た傾向になっている。

表 2 には年齢層別の FinTech サービスの認知度を示している。竹村他（2018)では、年齢が上がるにつれて、認知度が低下する傾向にあることを指摘していたが、「本調査」の結果ではその傾向は必ずしもないことがわかる。例えば、クラウドファンディングなどは年齢が上がるにつれて認知が上昇していることがうかがえる。QR コード決済の認知度は竹村他(2018)と比べると 10 ポイント以上上昇していることがわかる。これは、この 1 年においてQR コード決済サービスの認知が高まったことを示唆しているといえる。また、ユーザとして利用したことがあるかどうかについて見てみると、PFM（QR コード決済）の利用は 20 代が 20.4%（18.9%）であるのに対して、50 歳以上は 9.7%（13.1%）にとどまっている。一方で、ネット決済は 20 代が 19.4%であるのに対して、50 歳以上は 24.3%となっている。サービスの内容によって認知度が年齢層で異なることを読み取ることができる。

表 2: 年齢層別の FinTech サービスの認知度

	20代	30代	40代	50歳以上
PFM	48.54%	40.78%	34.95%	36.41%
個人間送金	46.12%	41.75%	42.23%	33.50%
クラウドファンディング	24.27%	29.13%	30.10%	30.10%
仮想通貨	34.95%	36.89%	35.44%	33.98%
ネット決済	44.66%	42.72%	46.12%	47.57%
モバイル決済	33.50%	31.55%	33.98%	34.47%
QRコード決済	48.06%	45.15%	44.17%	41.75%

また、表 3 には地域別の FinTech サービスの認知度を示している[1]。表 3 を見る限り、地域によってサービスの認知度などについてはそれほど大きな差はないことがわかる。なお、ユーザとして利用したことがあるかどうかについて見てみると、九州・沖縄は他の地域に比べて利用度は（相対的に）低い水準に留まっている。

表 3: 地域別の FinTech サービスの認知度

	北海道・東北	東京都	関東（東京都除く）	中部	近畿	中国・四国	九州・沖縄
PFM	38.24%	43.24%	37.71%	42.07%	39.74%	46.38%	35.21%
個人間送金	37.25%	39.64%	40.00%	46.90%	41.72%	40.58%	36.62%
クラウドファンディング	27.45%	31.53%	23.43%	32.41%	28.48%	27.54%	29.58%
仮想通貨	33.33%	34.23%	33.71%	40.69%	36.42%	30.43%	35.21%
ネット決済	39.22%	47.75%	45.71%	47.59%	45.03%	42.03%	47.89%
モバイル決済	29.41%	36.04%	37.14%	31.72%	33.77%	31.88%	29.58%
QRコード決済	43.14%	45.95%	49.71%	42.07%	45.03%	44.93%	38.03%

（参考文献）

Liebana-Cabanillas, F., Luna, I.R., Montoro-Riosa, F. (2017) Intention to Use New Mobile Payment Systems: A Comparative Analysis of SMS and NFC Payments, Economic Research-Ekonomska Istrazivanja, Vol.30, No.1, 892-910

Oney, E., Guven, G.O., Rizvi, W.H. (2017) The Determinants of Electronic Payment Systems

[1] ここでは、上述した選択肢の中で「このサービスをユーザとして利用したことがある」「このサービスは知っているが、利用したことはない」を選んだ回答者を認知しているとし、それ以外の「このサービスを聞いたことはあるが、よく知らない」「このサービスを知らない」を選んだ回答者は認知していないとしている。

Usage from Consumers' Perspective, Economic Research–Ekonomska Istrazivanja, Vol.30, No.1, 394-415

秋本祐子・今井俊彦・鈴木重考・谷澤渓介・浜岡洋太・古橋尚也（2007）「消費者の電子マネー利用メカニズムの実証研究」『関東 10 ゼミ討論会 2008 年度 SPSS 研究奨励賞提出論文』1-21

北村行伸（2010）「電子マネーと現金決済の選択」『金融』, 2010 年 5 月号, 8-17

須齋正幸・山下耕治・春日教測（2011）「クレジットカードの普及が社会に与える影響に関する考察」『郵便貯金の資金運用に関する研究：調査研究等報告書』69-107

竹村敏彦・神津多可思・武田浩一・末廣徹（2018）「地域別・年齢層別にみた FinTech サービス普及に関する分析：QR コード決済サービスを一例として」CRES Working Paper Series, No.FY2018-01

2.4 実証分析

2.4.1　プライバシー情報の価値の測定

本節は、竹村他（2019)に基づくものである。詳しくは竹村他（2019)を参照されたい。

2.4.1.1 はじめに

個人情報やプライバシー情報が様々なビジネスに利用する機会が増えることに伴い、情報漏えい事故なども増加の一途をたどっている。またそれと呼応する形で個人情報漏えいに対する損害賠償請求訴訟も増加し、経済に与える影響も大きくなってきている。日本ネットワークセキュリティ協会・長崎県立大学による「2017 年情報セキュリティインシデントに関する調査報告書【速報版】」[2]によれば、個人情報が漏えいした人数は約 520 万人、インシデント件数 386 件となり、また最も大規模なインシデント（不正アクセスによるもの）で

---

[2] https://www.jnsa.org/result/incident/data/2017incident_survey_sokuhou_ver1.1.pdf

は 1 件で 118 万 8355 人分の個人情報が漏えいしたことが報告されている。また、2017 年度も情報漏洩による被害が多発し、外部からの攻撃、内部者の不正、不適切な運用などの要因による漏洩被害の状況について情報処理推進機構 (2018)はまとめている。

例えば、日本において個人情報漏えいの視点から個人情報の価値の測定を試みているものとして、日本ネットワークセキュリティ協会（JNSA）が考えた JO モデル（JNSA Damage Operation Model for Individual Information Leak）がある。JNSA は 1 年間に報道された個人情報漏えいインシデント（事件・事故）を調査・分析し、想定損害賠償額などを推定している。2017 年では想定損害賠償総額が 1914 億 2742 万円（一人あたり平均想定損害賠償額は 2 万 3601 円、一件当たりの平均漏洩人数は 1 万 4894 人、一件あたりの平均損害賠償額は 5 億 4850 万円）と推定している。JNSA が過去に行った同様の調査と比較すると、一人当たりの想定損害賠償額は低下しているものの、情報漏洩した人数などを鑑みると、情報漏洩した際、企業に与えるダメージはかなり大きいものになると言える。これらの分析は、もし企業が情報漏えいを起こしてしまったときに、その企業が支払うことになるかもしれない損害賠償額が大きいものであると（情報漏洩に対するリスクを）認識することで、適切な情報セキュリティに対する投資するとともに、本研究の結果を投資判断にも役立ててもらいたいといった考えに立って行われている。

本研究でも、同じ立場でもってプライバシー情報の価値について考える。その際、近年ポピュラーな分析手法となっているコンジョイント分析を用いる。コンジョイント分析は仮想的な状況の下で個人に選択を行ってもらい、そこから選好を明らかにするという手法である。本研究で想定する仮想的な状況とは、何らかの理由で自らのプライバシー情報（氏名・住所・性別・生年月日）が漏えいしたときに、金銭的な実被害額を全額保証した上で、支払われる慰謝料をいくらくらい要求するかというものである。この試みは、既に櫻井 (2011)において行われている。本研究は、櫻井 (2011)を参考にして、近年におけるプライバシー情報の価値の測定を行う。

2.4.1.2 コンジョイント分析

コンジョイント分析は、1960 年代に計量心理学の分野で誕生し、その後はマーケティングリサーチや経済学の分野で発展してきた SP（Stated Preferences）データを用いて評価する表明選好法の代表的な手法の一つである（SP データとは、仮想的な状況下での選好意識等に関するものである）。日本では、1990 年代に入り環境評価の分野においてこの分析手法が積極的に利用されるようになり、また 2000 年以降、情報通信に関する価値評価の分野にも多用されるようになっている。以下、簡単にコンジョイント分析について説明を行う。なお、コンジョイント分析の詳細については Louviere, et al.(2000)や Hensher, et al. (2005)などを参照されたい。

本研究では、櫻井（2011)に従ってプロファイルの属性および水準を表 4 のように設定した。櫻井（2011)によれば、属性として「精神的被害」を加えたのは、謝料は本人の精神的苦痛に応じて金額が算定されるものであるからとしている。また、企業の対応は事例として散見された企業の対応を選択したとされている。慰謝料の金額としては、下限を 2 万円、上限を 10 万円とした。日本ネットワークセキュリティ協会（JNSA）[3]によれば、2005 年から 2011 年にかけての一人当たりの平均想定損害賠償額は 3 万円後半から 5 万円の範囲である（試算方法や想定している状況が異なることに注意されたい）。

表 4：プロファイルの属性および水準

属性	水準	内容			
精神的被害	重大な心労	病院に行くほど眠れない日が何日も続き、日常生活に支障をきたした			
	不安感が続く	日常生活に問題はないが、二次被害の心配と不安感が長く続いた			
	心配のみ	漏えいがわかった当初は心配したが、すぐになくなった			
	なし	知らなかったなど被害はないに等しい			
実被害	重大な被害	架空請求、掲示板への誹謗中傷、いたずら電話、迷惑メールなどがあった			
	被害あり	二次利用された事実はないが、漏えいしていることを他人に知られた			
	被害なし	すぐに回収されたため、被害はないか、ないに等しい			
企業の対応	金券	企業から500円の金券が届いた			
	詫び状	企業からお詫び状またはお詫びメールが届いた			
	HP	企業のホームページ上に謝罪文が掲載された			
	対応無し	企業から誠意ある対応はなかった			
慰謝料		20000円	40000円	80000円	100000円

[3] 日本ネットワークセキュリティ協会「2011 年情報セキュリティインシデントに関する調査報告書〜個人情報漏えい編〜Ver.1.4」（https://www.jnsa.org/result/incident/data/2011incident_survey_ver14.pdf）

2.4.1.3 分析データ

本研究では、2018 年 3 月にインターネットアンケート調査形式で実施した調査（「金融行動調査 2018（個人の資産運用の意識等に関する調査)」）の結果（個票データ）を用いて分析を行う[4]。金融行動調査 2018 は、日本人の資産運用や投資に対する意識、金融知識などを把握し、個人が資産運用する際に課題となりうる行動・意思決定バイアスが存在するか否かを検証すること、また個人の資産運用モデルの構築ならびに有効となる個人の意思決定の特性を考慮した金融政策などを提示するための情報提供することを目的として実施されたものである。

金融行動調査 2018 は、調査会社に登録している会員の中から 2 万人を対象に予備（スクリーニング）調査を実施し、その中から年齢層別（20 代、30 代、40 代、50 代、60 代、70 歳以上）に等サンプルで割付を行い、最終的に 1236 人の回答を得ている。

2.4.1.4 分析結果

表 5 には、コンジョイント分析を行った結果を示している。なお、慰謝料、精神的被害、実被害に関しては水準に順序性があると判断した。しかしながら、企業の対応は必ずしも順序性が保証されていないために、ダミー変数として分析に用いた。そのために、企業対応は水準ごと（「対応なし」を基準としている）の推定された係数値が示されている。また、ASC

表 5：分析結果 I

		coef	exp(coef)	se(coef)	z	p
ASC		-0.283	0.754	0.038	-7.42	1.20E-13
慰謝料		0.012	1.013	0.000	43.49	<2.00E-16
精神的被害		-0.193	0.824	0.008	-24.73	<2.00E-16
実被害		-0.466	0.627	0.010	-45.61	<2.00E-16
企業の対応	金券	0.290	1.337	0.026	11.38	<2.00E-16
	詫び状	0.408	1.503	0.025	16.20	<2.00E-16
	HP	0.276	1.318	0.025	10.94	<2.00E-16
	対応無し	0.000				

Likelihood ratio test=8016 on 7 df, p=< 2e-16,
n=111240, number of events=37080

[4] この調査は、本研究における調査以前に行った調査であり、本研究はパイロットモデルとして、プライバシー情報の価値の測定を行ったものである。

は選択肢固有定数を表している。

表 5 にある Log Likelihood test（尤度比検定）とは推定されたすべての係数値がゼロであるという帰無仮説を統計的検定するためのものである。この検定の p 値を見てわかるように、この帰無仮説は棄却されることになる。

表 5 の係数の p 値を見てわかるように、いずれの係数も統計的に 1%水準で有意となっている。つまり、本研究で用いた属性（変数）のいずれもそれぞれの選択肢の効用に影響を与えることがわかる。また、「精神的被害」「実被害」の係数はいずれも負の値をとっている。このことから、例えば精神的被害の程度が大きくなるほど、精神的被害が設定されている選択肢の効用が小さくなることを意味する。逆に、係数の値が正の値をとっている「慰謝料」および企業の対応（「金券」「詫び状」「HP」）については、それぞれの変数の値が大きくなるほど、その変数が設定されている選択肢の効用が大きくなる。とりわけ、企業の対応については、「対応無し」と比べて何らかの対応をすることで個人の効用を高めることになることを意味している。

続いて、表 5 の分析結果を用いて限界支払意思額（属性の価格評価）を行う。精神的被害などのような非金銭的属性（変数）の限界支払意思額は、上述したように、非金銭的属性が 1 単位変化したときの評価額となる。つまり、非金銭的属性が回答者から見てどの程度の経済価値を持つのかを貨幣単位で表すことができる。本研究のように、線形モデルを想定している場合、非金銭的属性の推定された係数値を金銭的属性（慰謝料の金額）の推定された係数値で除したものの絶対値をとることで計算できる。そこで、非金銭的属性である精神的被害、実被害、企業の対応に関する限界支払意思額をそれぞれ計算した結果が表 6 である。

表 6：限界支払意思額 I

要因		WTP
精神的被害		15486.13 円
実被害		37406.66 円
企業の対応	金券	-23288.69 円
	詫び状	-32689.01 円
	HP	-22136.89 円

表 6 を見てわかるように、精神的被害を貨幣価値で測ると約 15486 円、実被害については約 37407 円になる。精神的被害よりも実被害に対して金銭的にも大きな評価をしていることがうかがえる。また、企業の対応について見てみると、500 円の金券を送るよりも、詫び状を送ったりする方が個人にとって高い評価をしていることがうかがえる。違う見方をすると、企業のホームページ上に謝罪文を掲載することと 500 円の金券を送ることにそれほど大きな評価の違いがないことがわかる。

また、表 7 には年齢層別（20～30 代、40～50 代、60 歳以上）グループに分けたコンジョイント分析の結果をまとめている。表 7 における Likelihood ratio test の結果はいずれも帰無仮説を棄却するものとなっている。

推定された係数の p 値はいずれも 1%水準で有意であり、表 5 と同様に、「精神的被害」

表 7：分析結果 II（年齢層別）

20～30代		coef	exp(coef)	se(coef)	z	p
ASC		0.007	1.007	0.066	0.110	0.912
慰謝料		0.009	1.009	0.000	17.407	<2.00E-16
精神的被害		-0.215	0.807	0.014	-15.606	<2.00E-16
実被害		-0.492	0.612	0.018	-27.423	<2.00E-16
企業の対応	金券	0.221	1.247	0.044	4.992	<5.98E-07
	詫び状	0.341	1.407	0.044	7.777	<7.41E-15
	HP	0.192	1.211	0.044	4.362	<1.29E-05
	対応無し	0.000				
	Likelihood ratio test=2872 on 7 df, p=< 2.20e-16 n=37080, number of events=12360					
40～50代		coef	exp(coef)	se(coef)	z	p
ASC		-0.304	0.738	0.068	-4.483	<7.35E-06
慰謝料		0.012	1.012	0.001	24.275	<2.00E-16
精神的被害		-0.217	0.805	0.014	-15.581	<2.00E-16
実被害		-0.495	0.610	0.018	-27.056	<2.00E-16
企業の対応	金券	0.270	1.311	0.045	5.978	<2.26E-09
	詫び状	0.336	1.399	0.045	7.492	<6.81E-14
	HP	0.238	1.268	0.045	5.322	<1.03E-07
	対応無し	0.000				
	Likelihood ratio test=3363 on 7 df, p=< 2.20e-16 n=37080, number of events=12360					
60歳以上		coef	exp(coef)	se(coef)	z	p
ASC		-0.487	0.615	0.065	-7.489	<6.94E-14
慰謝料		0.016	1.016	0.000	33.011	<2.00E-16
精神的被害		-0.157	0.855	0.013	-11.991	<2.00E-16
実被害		-0.425	0.654	0.017	-24.715	<2.00E-16
企業の対応	金券	0.372	1.451	0.044	8.541	<2.00E-16
	詫び状	0.531	1.701	0.043	12.437	<2.00E-16
	HP	0.388	1.474	0.043	9.006	<2.00E-16
	対応無し	0.000				
	Likelihood ratio test=2323 on 7 df, p=< 2.20e-16 n=37080, number of events=12360					

「実被害」の係数はいずれも負の値、また「慰謝料」および企業の対応（「金券」「詫び状」「HP」）の係数はいずれも正の値をとっている。年齢層別に見ても、男女別に見ても係数の値は異なるものの、符号は一致しており、年齢や性別のような個人属性によって異なることはなかった。

続いて、表 7 を用いて限界支払意思額を計算したものが表 9 である。

表 9：限界支払意思額 II（年齢層別）

要因		WTP 20〜30代	40〜50代	60歳以上
精神的被害		24853.28 円	17531.72 円	9683.99 円
実被害		56857.02 円	39888.52 円	26315.03 円
企業の対応	金券	25511.16 円	21806.05 円	23037.20 円
	詫び状	39481.25 円	27047.19 円	32855.74 円
	HP	1121.82 円	19169.03 円	23985.94 円

年齢層別に見ると、精神的被害と実被害に関しては年齢層が上がるにつれて限界支払意思額が低下していくことがわかる（表 8)。例えば、精神的被害においては 20〜30 代の WTP は 60 歳以上の WTP と比べると約 2.5 倍となっている。また、企業の対応のうち、企業のホームページ上に謝罪文を掲載することは 20 代の WTP は約 1121 円である一方で、60 歳以上の WTP は 23985 円とかなりの金額の違いがあることがわかる。

2.4.1.5 おわりに

本研究では、仮想的な状況（何らかの理由で自らのプライバシー情報が漏えいしたときに、金銭的な実被害額を全額保証した上で、支払われる慰謝料をいくらくらい要求するかという状況）を想定し、コンジョイント分析を行うことにより、個人のプライバシー情報（氏名・住所・性別・生年月日）の価値の測定を試みた。その結果、属性として用いた「慰謝料」「精神的被害」「実被害」および企業の対応（「金券」「詫び状」「HP」）の係数はいずれも統計的に有意となり、それぞれのコンジョイントカードで設定されている選択肢の効用に影響を与えていることがわかった。具体的には、係数が負の値をとっている「精神的被害」「実被

害」については、それぞれの変数の値が大きくなるほど、その変数が設定されている選択肢の効用が小さくなり、係数の値が正の値をとっている「慰謝料」および企業の対応（「金券」「詫び状」「HP」）については、それぞれの変数の値が大きくなるほど、その変数が設定されている選択肢の効用が大きくなることがわかった。さらにこの結果を用いて限界支払意思額を計算したところ、精神的被害を貨幣価値で測ると約 15486 円、実被害については約 37407 円になった。また、企業の対応について見てみると、500 円の金券を送るよりも、詫び状を送ったりする方が個人にとって高い評価をしていることなども明らかになった。

さらに年齢層別といった個人属性ごとにコンジョイント分析を行った結果、いずれの変数の係数も統計的に有意となり、個人属性別に限界支払意思額を計算したところ、例えば、精神的被害と実被害に関しては年齢層が上がるにつれて限界支払意思額が低下していくことなどを明らかにした。この分析は、単に個人がプライバシー情報をどう評価しているということだけではなく、もし企業が情報漏えいを起こしてしまったときに、その企業の顧客が要求しうる一人当たりの損害賠償額と捉えなおすと、経営者は情報漏えいに対するリスクが大きいものであることを認識する一材料ともなりうる。それゆえに、情報漏えいなどが起こらないように、適切な情報セキュリティに対する投資するとともに、本研究の結果を投資判断にも役立ててもらいたい。

（参考文献）

竹村敏彦・片山佳則・鳥居悟・古川和快　(2019)「プライバシー情報の価値の測定」『2019 年暗号とセキュリティシンポジウム（SCIS2019）予稿集』、3C2-3

情報処理推進機構（2018）『情報セキュリティ白書 2018～深刻化する事業への影響：つながる社会で立ち向かえ』情報処理推進機構

櫻井直子（2011）『情報セキュリティの価値と評価～消費者が考える個人情報の値段』文眞堂

Louviere, J.J., Hensher, D.A., Swait, J.D.（2000）Stated Choice Methods: Analysis and

Application. Cambridge University Press

Hensher, D.A., Rose, J.M., Greene, W.H.（2005）Applied Choice Analysis. Cambridge University Press

2.4.2　TAM に基づくキャッシュレス利用意図に関する分析

本節は、完成論文『日本における消費者のキャッシュレス化に関する実証研究』に基づくものである。また、研究背景や関連研究については、すでに紹介したため、ここでは省略している。詳しくは完成論文を参照されたい。

2.4.2.1 技術受容モデル

本研究では、クレジットカード決済サービスならびに QR コード決済サービスに焦点を当てた分析モデルの構築を行う。このような新しいサービスの普及を検証するポピュラーなモデルとして、技術受容モデル（TAM; Technology Acceptance Model）がある。TAM とは Davis, et al. (1989)により提唱された（ある特定の）システムを利用する人間の行動をモデル化したものであり、人々がシステムや新たなサービスの利用を促すためにどのような要因を刺激すればよいかを議論するために広く用いられるものである。TAM では、人々がサービスの利用に至る要因として「知覚された使いやすさ（Perceived Ease of Use）」「知覚された有用性（Perceived Usefulness）」「利用への態度（Attitude toward Using）」「利用への行動意図（Behavioral Intention to Use）」が挙げられている。

「知覚された使いやすさ」とは、特定のサービスについて利用努力がいらないとユーザが期待する程度のことであり、「知覚された有用性」とは、そのサービスが作業効率・パフォーマンスを向上させると期待するユーザの主観的な見込みのことである。これらは、ユーザの主観的な信念であると考えられている（Davis, et al., 1989)。「利用への態度」とは、そのサービスを利用することの望ましさを評価したもので、個人の肯定的または否定的な感情を表すものである。

オリジナルのTAMに基づき、知覚された有用性は、知覚された使いやすさによって影響を受け、知覚された有用性と使いやすさによって利用への態度は規定されると仮定する。また、利用への態度と、知覚された有用性は、個人のシステム利用への行動意図に影響を与える。ここで、知覚された有用性から行動意図への直接的なパスが仮定されている理由は、特定のサービスの利用が作業効率やパフォーマンスを向上させると信じるならば、それに対する態度を超えて利用意図に影響を与えていると考えられているからである。つまり、例えサービス利用に否定的な感情を持っていたとしても、そのサービスの利用が作業効率やパフォーマンスを高めると思っていたならば、人はそのサービスを利用するだろうという考え方によるものである。そして、実際の行動（利用）は、行動意図によって一意的に決定される。言い換えると、あるサービスの利用に際して、身体的・精神的な努力を必ずしも要しなくても（簡単に）利用方法を習得できると考えたならば、それはユーザに対して肯定的な感情を生じさせると同時に、サービスの利用が自らの生活などの利便性を感じることにつながる。また、サービスを利用することから感じる利便性などのメリットもサービスを利用しようとする肯定的な感情を生じさせることになる。そして、この肯定的・否定的な感情はそのサービスを利用してみようという行動意図につながり、行動意図を持つことで個人がそのサービスを利用するという実際の行動を起こすと考えるのが TAM の基本的な理念である。また、違う視点から見れば、サービス提供者は、個人に肯定的な感情を抱かせることは必ずしも容易ではないものの、ユーザが有用性や使いやすさをより感じられるように、サービスの機能・インターフェースなどをはじめとする技術的な改善を図ることは可能である。そうすることで、提供するサービスが普及することにつながっていくことが期待される。

本研究では、TAM の基本的な要因間の関係に加えて、「知覚された不安（Perceived Anxiousness)」「知覚されたリスク（Perceived Risk)」「社会的影響（Social Influence)」の要因を組み込んだモデル（図7）を想定する。

「知覚された不安」とは、サービスを利用することで感じる様々な不安（プライバシーの侵害や漏洩に関するもの、サービス提供者に対するもの、周りから取り残されることなど）

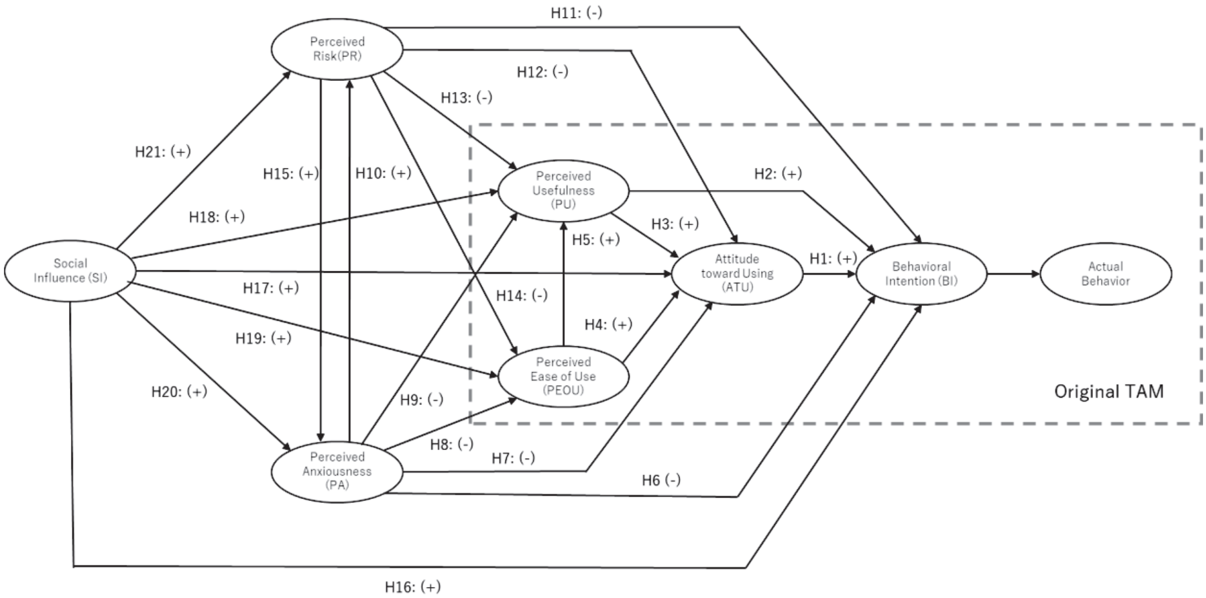


図 7：分析モデル

を表すもの、また「知覚されたリスク」はサービスを利用する際に考慮すべきセキュリティやプライバシーに関するリスクの認識を表すもの、「社会的影響」とは、生活習慣、集団における行動、価値観や信条などの制度・規範を表すものである。

「知覚された不安」「知覚されたリスク」はサービスに対する否定的な要因であり、サービスを利用してみようという行動意図に負の影響を与える（利用しようとする行動意図を抑止することにつながる）と一般的に考えられる（Davis, et al. (1989)Venkatesh and Davis, 2000 など）。これらの要因は、先行研究を参考にして、直接的に利用への行動意図に影響を与えるだけでなく、利用への態度や知覚された有用性、知覚された使いやすさにも影響を与えると想定する。

「社会的影響」は主観的規範（Subjective Norm）として TRA でも用いられる要因に近い概念である。Venkatesh and Davis (2000)が提案した TAM を拡張した TAM2 や、Venkatesh, et al. (2003)による技術の受容および利用に関する統一理論（UTAUT; Unified Theory of Acceptance and Use of Technology）において社会的影響が有用性や使いやすさ、さらに行動意図に影響を与えると仮定している。これは、有用性や使いやすさといった要因はそのサ

ービスで用いられている技術自体やユーザのスキルに依存する面もあるが、ユーザのこれらの感じ方は他者（周囲）の意見によっても変わる、つまり、ユーザは直面している環境から得る情報に影響されることも多いことを反映したものである。

富士通総研が実施した調査[5]によると、勤労世代は銀行サービスを利用する時間の確保が難しいため、インターネットバンキングなどを利用していると考えられているが、若者世代は利用が少なく、最も利用が少ない世代となっていることが明らかにされている。また、金融ニーズが高まることによって、スマートフォンで金融サービスを利用するニーズが高まる可能性があることを指摘している。このように、年齢層の違いにおいて、決済という金融サービスに対する利用意図や感が方などに違いがあることが予想される。

これまでの仮説はいずれも、クレジットカード決済サービスと QR コード決済サービスの利用において、検証される。しかしながら、両者の図 7 の構造が異なるか否かは興味深いことである。いずれもキャッシュレス決済サービスであるが、QR コード決済サービスは近年日本で普及し出したものである。上述したように、クレジットカード決済サービスと同様に、今後利用が促進されることが期待される。そこで、最後にクレジットカード決済サービスと QR コード決済サービスの図 7 の構造が異なるか否かの検証を行う。

2.4.2.2 構造方程式モデリング

図 7 に示した構造を持つモデルを検証する方法として構造方程式モデリング（SEM; Structural Equation Modeling）が一般的に用いられる。SEM とは、簡単に言うと、観測データの背後にある様々な要因の関係を分析する統計手法である。なお、本研究では、モデルの適合度を測る指標は一般的に用いられる RMSEA、CFI、TLI を用いる。SEM については豊田（2000)などが詳しいのでそちらを参照されたい。

---

[5] http://www.fujitsu.com/jp/group/fri/column/ideatank/2015/2015-04-3.html

2.4.2.3 分析結果

図 7 に示されたそれぞれの要因は、一般的には単項目ではなく、それらを適切に測定すると考えられる複数の質問項目によって構成されている。「本調査」は、これまで実施してきた個人投資家を対象としたアンケート調査などをもとに質問項目を作成している。

まず、それぞれの要因がどの程度適切に測定できたか（それぞれの要因の信頼性）を確認する。具体的には、先行研究などで示された要因を構成する質問項目について内的整合性（測定の一貫性）についてチェックを行う。これには最も広く使用されているクロンバックの α 信頼係数を用いて評価を行った。その結果は表 10 に示す通りである。なお、表中の#は質問項目の数を表している。統一された信頼性の判定基準というものは必ずしも存在していないものの、通常クロンバックの α 信頼係数の値が 0.6 以上であることを求められることが多い。本研究もこの基準に従って、表 4 に示した結果を評価すると、いずれの要因の α 信頼性係数の値は 0.6 を上回っており、測定の精度としての信頼性に大きな問題はないと判断できる。

表 10：信頼性の検証

要因	#	α	
		クレジットカード	QRコード
利用への行動意図	4	0.872	0.898
知覚された使いやすさ	6	0.912	0.929
知覚された有用性	5	0.888	0.920
利用への態度	5	0.911	0.956
社会的影響	4	0.787	0.873
知覚された不安	5	0.776	0.800
知覚されたリスク	3	0.822	0.889

本研究における仮説の検証は SEM によって行った。まず、モデルの適合度を測る指標としては、RMSEA、CFI、TLI を用いており、その結果は表 11 の通りである。一般的にこれらの結果を総合的に評価することになるが、表 11 を見てわかるように、いずれの適合度指標で評価したとしても、本研究の分析モデルは非常に良好とまでは言えないものの、概ね良好であると判断を下すことができる（表 11 には、参考として適合度指標の評価基準、AIC

表 11: モデルの適合度

	クレジットカード	QRコード	クレジットカード		QRコード		非常に良好な範囲	悪い範囲
			20～30代	40歳以上	20～30代	40歳以上		
RMSEA	0.083	0.083	0.085	0.093	0.083	0.096	0.05未満	0.10以上
CFI	0.963	0.900	0.951	0.944	0.944	0.979	0.95以上	0.90未満
TLI	0.946	0.888	0.933	0.926	0.942	0.965	0.95以上	0.90未満
AIC	58861.323	55956.981	31188.209	27430.624	29982.590	25604.489		
BIC	59412.881	56508.539	31658.669	27901.084	30453.050	26074.948		

と BIC を併記している)。

表 12 には、本研究における仮説モデルの検定結果を示している。まず、クレジットカード決済サービスについては、1%水準で統計的に有意となったパスは 7 つの仮説（H1～H3、H5、H7、H9、H17～H19)、5%水準で統計的に有意となったパス係数は 2 つの仮説（H6、H11）である。また、有意となったパス係数の中で 1 つの仮説（H11）を除いて仮説通りの符号をとっている。オリジナルの TAM の構造（H1～H5）に関しては H4 のパス係数が統計的に有意となっていない。つまり、クレジットカード決済サービスに関して TAM による因

表 12: 仮説モデルの検定結果 (1)

	クレジットカード				QRコード			
	標準化係数	標準誤差	z値	p値	標準化係数	標準誤差	z値	p値
H1　利用への態度⇒利用への行動意図	0.362	0.055	6.600	0.000	0.327	0.069	4.780	0.000
H2　知覚された有用性⇒利用への行動意図	0.484	0.040	12.080	0.000	0.388	0.036	10.830	0.000
H3　知覚された有用性⇒利用への態度	0.452	0.042	10.740	0.000	0.271	0.033	8.130	0.000
H4　知覚された使いやすさ⇒利用への態度	0.045	0.043	1.050	0.294	0.000	0.029	-0.010	0.992
H5　知覚された使いやすさ⇒知覚された有用性	0.619	0.027	22.650	0.000	0.499	0.029	17.110	0.000
H6　知覚された不安⇒利用への行動意図	-0.057	0.028	-2.010	0.044	-0.096	0.024	-4.020	0.000
H7　知覚された不安⇒利用への態度	-0.092	0.027	-3.340	0.001	-0.002	0.020	-0.090	0.927
H8　知覚された不安⇒知覚された有用性	0.041	0.031	1.320	0.186	0.150	0.026	5.720	0.000
H9　知覚された不安⇒知覚された使いやすさ	-0.172	0.037	-4.590	0.000	0.058	0.032	1.790	0.073
H10　知覚された不安⇒知覚されたリスク	-0.003	32.109	0.000	1.000	0.137	95.773	0.000	0.999
H11　知覚されたリスク⇒利用への行動意図	0.071	0.030	2.360	0.018	-0.027	0.036	-0.770	0.440
H12　知覚されたリスク⇒利用への態度	-0.046	0.030	-1.540	0.124	-0.061	0.030	-2.050	0.041
H13　知覚されたリスク⇒知覚された有用性	-0.048	0.034	-1.430	0.152	-0.041	0.041	-1.010	0.314
H14　知覚されたリスク⇒知覚された使いやすさ	-0.006	0.042	-0.150	0.881	-0.192	0.050	-3.860	0.000
H15　知覚されたリスク⇒知覚された不安	0.051	39.798	0.000	0.999	-0.186	196.802	0.000	0.999
H16　社会的影響⇒利用への行動意図	0.051	0.047	1.070	0.284	0.201	0.067	3.020	0.002
H17　社会的影響⇒利用への態度	0.462	0.034	13.450	0.000	0.672	0.032	20.760	0.000
H18　社会的影響⇒知覚された有用性	0.224	0.038	5.820	0.000	0.315	0.043	7.370	0.000
H19　社会的影響⇒知覚された使いやすさ	0.394	0.042	9.300	0.000	0.404	0.049	8.190	0.000
H20　社会的影響⇒知覚された不安	0.186	18.503	0.010	0.992	0.032	141.490	0.000	1.000
H21　社会的影響⇒知覚されたリスク	-0.464	5.223	-0.090	0.929	-0.742	15.939	-0.050	0.963

果関係が必ずしも当てはまらないことになる。また、知覚された不安、知覚されたリスク、社会的影響に関する仮説のうち 6 つのみが支持されている。表 12 にあるパス係数は標準化されているため、有意となったパス係数の比較を行うことができる。ここで、クレジットカード決済サービスの利用意図に直接的なパスを持つ「知覚された有用性」は、同様に直接的なパスを持つ「利用への態度」や「知覚された不安」「知覚されたリスク」「社会的影響」よりも、クレジットカード決済サービスの利用意図に影響を与えていることがわかる。クレジットカード決済サービスの利用が日ごろの支払いなどを向上させると信じるならば、それに対する態度を超えて利用意図に影響を与えているといえる。また、「知覚された不安」は「知覚された有用性」には影響を与えないが、それ以外のオリジナルの TAM の要因に負の影響を与えていること、一方で、「知覚されたリスク」はオリジナルの TAM のいずれの先行要因に影響を与えていないことがわかる。「社会的影響」については、直接的にクレジットカード決済サービスの利用意図に影響を与えていないが、間接的にはオリジナルの TAM の先行要因（「利用への態度」「知覚された有用性」「知覚された使いやすさ」）に影響を与えていることがわかる。

続いて、QR コード決済サービスについては、1%水準で統計的に有意となったパスは 10 の仮説（H1〜H3、H5、H8、H14、H16〜H19）、5%水準で統計的に有意となったパス係数は 1 つの仮説（H12）、10%水準で統計的に有意となったパス係数は 1 つの仮説（H9）である。また、有意となったパス係数の中で 2 つの仮説（H8、H9）を除いて仮説通りの符号をとっている。オリジナルの TAM の構造（H1〜H5）に関しては H4 のパス係数が統計的に有意とならず、QR コード決済サービスに関しても TAM による因果関係が必ずしも当てはまらないことがわかる。また、知覚された不安、知覚されたリスク、社会的影響に関する仮説のうち 7 つが支持されている。クレジットカード決済サービスと同様に、QR コード決済サービスの利用意図に直接的なパスを持つ「知覚された有用性」は、同様に直接的なパスを持つ「利用への態度」や「知覚された不安」「知覚されたリスク」「社会的影響」よりも、QR コード決済サービスの利用意図に影響を与えていることがわかる。また、「知覚された不安」は「利

用への行動意図」には影響を与えたものの、オリジナルの TAM の要因に対して図 7 で立てた仮説とは異なる影響を与えていることがわかる。これは QR コード決済サービスが新しいサービスであるため、周りから取り残されたくないといった感情などが逆に利用への行動意図につながることを意味しているかもしれない。一方で、「知覚されたリスク」は「利用への態度」「知覚された使いやすさ」に対して負の影響を与えることが確認されている。「社会的影響」については、オリジナルの TAM の全ての要因に影響を与えていることが確認できる。

クレジットカード決済サービスと QR コード決済サービスを比較してわかるように、オリジナルの TAM の構造については両者同じであるが、仮説モデル全体で見ると、両者の構造が異なることを確認できる。これは、既にクレジットカード決済サービスが QR コード決済サービスよりも普及しているから不安やリスクが利用者の意識などに対して与える影響が異なることが示唆される。

さらに、年齢層別（20〜30 代、40 歳以上）に見て、図 7 の構造が同じになるかどうかの検証を行う。表 13 にクレジットカード決済サービス、表 14 に QR コード決済サービスの年齢層別の仮説モデルの検証結果をそれぞれ示している。

ここでは、仮説（H22: 図 7 の構造が世代によって異なる）ことを検証するため、一つ一つの仮説をチェックするのはなく、それぞれの年齢層で構造が異なるか否かについて見ていく。

表 13 を見てわかるように、20〜30 代と 40 歳以上それぞれの世代で大きく異なる点は 20〜30 代のグループでは「知覚されたリスク」が近くされた有用性や利用への態度、利用への行動意図に影響を与えているが、40 歳以上のグループではそれらの影響は確認されないことである。また、クレジットカード決済サービスの利用意図に直接的なパスを持つ要因の中で、20~30 歳のグループでは「知覚された有用性」が最も影響を与える要因となっているが、40 歳以上のグループでは「利用への態度」が最も影響を与える要因となり、異なるものとなっている。

表 13: 仮説モデルの検定結果 (2)

	20～30代				40歳以上			
	標準化係数	標準誤差	z値	p値	標準化係数	標準誤差	z値	p値
H1 利用への態度⇒利用への行動意図	0.319	0.078	4.060	0.000	0.475	0.077	6.200	0.000
H2 知覚された有用性⇒利用への行動意図	0.531	0.054	9.860	0.000	0.392	0.060	6.580	0.000
H3 知覚された有用性⇒利用への態度	0.420	0.065	6.420	0.000	0.449	0.054	8.280	0.000
H4 知覚された使いやすさ⇒利用への態度	0.072	0.067	1.080	0.281	0.055	0.053	1.040	0.300
H5 知覚された使いやすさ⇒知覚された有用性	0.687	0.037	18.630	0.000	0.539	0.040	13.490	0.000
H6 知覚された不安⇒利用への行動意図	-0.062	0.039	-1.570	0.116	-0.048	0.040	-1.200	0.232
H7 知覚された不安⇒利用への態度	-0.105	0.040	-2.600	0.009	-0.066	0.038	-1.750	0.080
H8 知覚された不安⇒知覚された有用性	0.087	0.044	1.970	0.049	-0.004	0.044	-0.100	0.922
H9 知覚された不安⇒知覚された使いやすさ	-0.179	0.054	-3.320	0.001	-0.154	0.053	-2.910	0.004
H10 知覚された不安⇒知覚されたリスク	0.226	1171.053	0.000	1.000	0.014	147.853	0.000	1.000
H11 知覚されたリスク⇒利用への行動意図	0.061	0.044	1.400	0.162	0.104	0.043	2.450	0.014
H12 知覚されたリスク⇒利用への態度	-0.008	0.046	-0.170	0.867	-0.087	0.040	-2.170	0.030
H13 知覚されたリスク⇒知覚された有用性	0.006	0.050	0.130	0.897	-0.104	0.046	-2.270	0.023
H14 知覚されたリスク⇒知覚された使いやすさ	0.001	0.064	0.020	0.987	0.000	0.058	0.000	0.997
H15 知覚されたリスク⇒知覚された不安	-0.304	1527.611	0.000	1.000	0.106	174.879	0.000	1.000
H16 社会的影響⇒利用への行動意図	0.093	0.072	1.300	0.195	-0.006	0.064	-0.090	0.929
H17 社会的影響⇒利用への態度	0.512	0.052	9.840	0.000	0.419	0.046	9.150	0.000
H18 社会的影響⇒知覚された有用性	0.182	0.058	3.150	0.002	0.271	0.051	5.330	0.000
H19 社会的影響⇒知覚された使いやすさ	0.405	0.064	6.280	0.000	0.391	0.056	6.940	0.000
H20 社会的影響⇒知覚された不安	0.048	792.054	0.000	1.000	0.146	72.305	0.000	0.998
H21 社会的影響⇒知覚されたリスク	-0.565	240.682	0.000	0.998	-0.415	15.063	-0.030	0.978

表 14: 仮説モデルの検定結果 (3)

	20～30代				40歳以上			
	標準化係数	標準誤差	z値	p値	標準化係数	標準誤差	z値	p値
H1 利用への態度⇒利用への行動意図	0.271	0.097	2.790	0.005	0.412	0.101	4.080	0.000
H2 知覚された有用性⇒利用への行動意図	0.438	0.051	8.660	0.000	0.345	0.052	6.670	0.000
H3 知覚された有用性⇒利用への態度	0.292	0.051	5.770	0.000	0.232	0.044	5.240	0.000
H4 知覚された使いやすさ⇒利用への態度	0.030	0.048	0.620	0.534	-0.040	0.036	-1.110	0.267
H5 知覚された使いやすさ⇒知覚された有用性	0.560	0.041	13.720	0.000	0.431	0.041	10.470	0.000
H6 知覚された不安⇒利用への行動意図	-0.103	0.034	-3.050	0.002	-0.091	0.034	-2.670	0.008
H7 知覚された不安⇒利用への態度	0.006	0.031	0.210	0.833	-0.013	0.026	-0.490	0.622
H8 知覚された不安⇒知覚された有用性	0.199	0.038	5.280	0.000	0.102	0.037	2.770	0.006
H9 知覚された不安⇒知覚された使いやすさ	0.026	0.047	0.550	0.585	0.086	0.045	1.890	0.058
H10 知覚された不安⇒知覚されたリスク	0.025	583.294	0.000	1.000	-0.006	711.577	0.000	1.000
H11 知覚されたリスク⇒利用への行動意図	-0.048	0.049	-0.990	0.324	-0.001	0.052	-0.030	0.977
H12 知覚されたリスク⇒利用への態度	-0.050	0.043	-1.140	0.253	-0.069	0.040	-1.730	0.084
H13 知覚されたリスク⇒知覚された有用性	-0.055	0.058	-0.950	0.342	-0.012	0.057	-0.210	0.833
H14 知覚されたリスク⇒知覚された使いやすさ	-0.178	0.071	-2.520	0.012	-0.206	0.070	-2.930	0.003
H15 知覚されたリスク⇒知覚された不安	-0.047	1125.719	0.000	1.000	0.207	1456.771	0.000	1.000
H16 社会的影響⇒利用への行動意図	0.243	0.092	2.650	0.008	0.126	0.103	1.220	0.222
H17 社会的影響⇒利用への態度	0.645	0.046	13.890	0.000	0.720	0.045	16.040	0.000
H18 社会的影響⇒知覚された有用性	0.213	0.062	3.460	0.001	0.434	0.058	7.480	0.000
H19 社会的影響⇒知覚された使いやすさ	0.429	0.070	6.120	0.000	0.379	0.069	5.470	0.000
H20 社会的影響⇒知覚された不安	0.170	798.572	0.000	1.000	0.270	1058.903	0.000	1.000
H21 社会的影響⇒知覚されたリスク	-0.715	118.671	-0.010	0.995	-0.726	85.150	-0.010	0.993

表 14 を見てわかるように、20〜30 代と 40 歳以上それぞれの世代で大きく異なる点は見受けられない。また、QR コード決済サービスの利用意図に直接的なパスを持つ要因の中で、20~30 歳のグループでは「知覚された有用性」が最も影響を与える要因となっているが、40 歳以上のグループでは「利用への態度」が最も影響を与える要因となり、異なるものとなっている。

クレジットカード決済サービスと QR コード決済サービスとでは、年代によって利用意図に大きな影響を与える要因は異なり、20〜30 代のグループでは「知覚された有用性」、40 歳以上のグループでは「利用への態度」となっており、利用促進を行う場合、利用者にアプローチを行う際、若干異なることを意味する。また、竹村他 (2018)のモデルに新たに組み込んだ「知覚されたリスク」はクレジットカード決済サービスでは 40 歳以上のグループが利用意図に直接的に影響を与え、また「知覚された不安」は世代を問わず QR コード決済サービスの利用意図に直接的な影響を与えていることがわかる。さらに、いずれのサービスならびに世代を問わず、「社会的影響」が利用意図に先行する要因（「利用への態度」「知覚された有用性」「知覚された使いやすさ」）を刺激していることが確認できた。しかしながら、「社会的影響」は QR コード決済サービスにおける 20〜30 代においてのみ有意な直接的なパスが存在することが確認された。これはこれらの世代は周りに利用者が増えることで、利用したいと思う個人が増えることにつながることを意味する。利用促進という点においてはよいことではあるが、これは利用者もしくは潜在的な利用者がメリットやデメリットをよく吟味することなく利用してしまうことを暗に意味していると捉えることもできる。この点については（必ずしも合理的な意思決定につながっていない可能性があるため）注意が必要であるように思える。

2.4.2.4 おわりに

本研究では、キャッシュレス決済サービス（ポストペイならびにリアルタイムペイ）に注目し、これらのサービスに関する TAM によるモデリングおよびそのモデルの検証を試みた。

その結果、オリジナルの TAM に「知覚された不安」「知覚されたリスク」「社会的影響」を組み込んだモデルの妥当性は十分なものといえる結果は得られなかった。しかしながら、クレジットカード決済サービスと QR コード決済サービスでは利用につながる心理的構造が異なること、またそれは世代によっても異なること（20～30 代と 40 歳以上に年齢を分けた場合、前者は知覚された有用性よりも態度が、後者は態度よりも知覚された有用性が利用意図に対して大きな影響を与えていること）などについて明らかにすることができた。もちろん、この理由についてもさらに探求を進めていくことでより興味深いことを発見できると思われる。

（参考文献）

Davis, F.D., Bagozzi, R.P., Warshaw, P.R. (1989) User Acceptance of Computer Technology: A Comparison of Two Theoretical Models, Management Science, Vol.35, No.8, 982-1003

Venkatesh, V., Davis, F.D. (2000) A Theoretical Extension of the Technology Acceptance Model: Four Longitudinal Field Studies, Management Science, Vol.45, No.2, 186-204

Venkatesh, V., Morris, M.G., Davis, G.B., Davis, D.F. (2003) User Acceptance of Information Technology: Toward a Unified View, MIS Quarterly, Vol.27, No.3, 425-478

豊田秀樹 (2000)『共分散構造分析応用編－構造方程式モデリング』朝倉書店

３．学会報告等

・竹村敏彦・片山佳則・鳥居悟・古川和快「プライバシー情報の価値の測定」2019 年暗号とセキュリティシンポジウム（SCIS2019）（びわこ大津プリンスホテル）、2019 年 1 月

４．今後の展望

本調査研究で収集・蓄積したアンケート調査データにはまだ様々な質問項目が含まれる。これらを用いて、日本のキャッシュレス化に関する更なる研究を進めていきたいと思っている。また、これら論文を国内外の査読誌への投稿も計画している。　　　　　　以上

参　　考

平成30年度　研究助成募集要項

一般財団法人　ゆうちょ財団

1. 研究対象分野

① 助成対象分野は、「金融市場若しくは金融システムに関する調査研究又は郵便局が提供する貯金をはじめとする個人金融に関する調査研究」とします。助成の趣旨としては、経済の安定的な発展に資するために、金融仲介機能や各主体のファイナンスの在り方等に言及することを期待しています。

② 助成対象者は、上記の研究分野に関して研究を行う研究者または研究グループとしますが、特に、新進の研究者の応募を期待しています。ただし、研究内容が他の機関から助成を受けているもの、過去3年間に助成の対象になった研究者・研究グループからの応募は、原則として不可とします。

2. 助成金額

総額300万円以内、5件程度

3. 研究対象期間

平成30年8月～平成31年7月の1年間とします。

4. 申請受付

①受付期間　　平成30年4月1日～5月31日（必着）

②送付先　　〒101－0061
東京都千代田区神田三崎町3－7－4　ゆうビル2階
一般財団法人　ゆうちょ財団　ゆうちょ資産研究センター
研究助成担当宛
TEL　03-5275-1814
FAX　03-6831-8970
E-Mail　hir-muro@yu-cho-f.jp

5. 選考及び決定通知

① 下記審査委員会による審査を行い、その結果を基に、研究助成対象を決定し、通知いたします。

審査委員長　井堀　利宏(政策研究大学院大学　教授)
審査　委員　高橋　豊治（中央大学　商学部　教授）
審査　委員　茶野　努（武蔵大学　経済学部　教授）
審査　委員　鯉渕　賢（中央大学　商学部　教授）
審査　委員　朝日　讓治（明海大学　経済学部　教授／ゆうちょ財団　理事長）

② 選考方法は以下のとおりとします。

ア. 研究助成申請者は　研究テーマ毎に、研究計画書(趣旨、視点、構成)を提出します。研究計画書は原則3ページとします。

イ. 上記アについて、各審査委員が、

- 研究テーマが、助成対象分野を踏まえた内容となっているか
- 研究テーマが、独創性、斬新性を含んだ内容となっているか
- 研究手法が、研究テーマにふさわしいものとなっているか
- 研究内容が、研究期間一年のうちに一定の成果が出せるものとなっているか

等の観点から、審査の上、総合的に評価します。

ウ. 事務局において、上記イを整理し、評価の高いものから順位付けして委員会における合同審査に付します。

③ 上記ウの審査結果を尊重して、財団において、最終決定します。

④ 平成30年度研究助成授与式は、平成29年度研究助成論文報告会（平成30年9月ごろ実施予定）の会場で実施します。

6. 研究助成論文の提出等

① 決定通知から9ヵ月を経過した時点で、ある程度まとまった研究成果を電子メール添付により提出していただきます。その研究成果を審査委員が評価、審査委員から具体的な指摘等があれば、研究者にフィードバックします。

② 研究助成論文は、平成31年7月末までに提出していただきます。

③ 研究助成論文を提出する際、調査研究費の使途明細を提出していただきます。

④ 期日までに研究助成論文の提出がない等、助成対象者が遵守すべき義務の履行を怠ったとゆうちょ財団が認めた場合には、助成金を返還していただきます。

⑤ 平成29年度研究助成論文報告会は、平成31年9月ごろに実施する予定です。

⑥ 提出された研究助成論文は、1ヶ月以内に当財団のホームページに掲載し、また、3ヶ月以内に研究助成論文集として発行する予定です。

⑦ 研究助成論文は、できる限り、学会誌、学術誌等で発表してください。研究助成論文を発表するときは、「ゆうちょ財団　平成30年度の助成による。」旨を明記してください。なお、発表された場合、発表論文名、書籍（掲載誌）の写しを、また、学会等での発表は、会場、日時、発表資料の概要をゆうちょ財団に送付してください。

ゆうちょ財団の研究助成について

平成3年度から金融論、財政論等郵便貯金の運用と直接的または間接的に関係のある分野の研究に対し助成を始め、平成19年度からは金融市場に関する幅広い分野の研究に対して研究助成を行っております。

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	研究者
3	7	個人研究 1 共同研究 1	(1) 銀行信用重視のマクロ経済モデル (2) 金融恐慌と預金保険 **(共同研究)**	神戸大学 助教授 瀧川好夫 東京都立大学 助教授 金谷貞男 横浜市立大学 助教授 酒井良清
4	6	個人研究 4	(1) アルゼンチンとブラジルにおける郵便貯金の比較研究 (2) 内外価格差のマクロ的分析 (3) 日英郵貯マーケティングの比較研究 (4) 地方拠点都市整備における財政投融資の役割に関する研究	東北学院大学 教授 上田良光 京都学園大学 助教授 坂本信雄 福岡大学 教授 山中豊国 金沢大学 教授 佐々木雅幸
5	13	個人研究 4 共同研究 1	(1) 貯蓄と課税に関する理論的実証的研究 (2) 定額郵便貯金のオプション性評価(一般家計と機関投資家との比較) (3) 公的金融機関行動と地域金融サービス需給に関する研究 (4) 流動性制約に関する実証分析 (5) 短期金利の変動に関する理論的実証的研究 **(共同研究)**	東京大学 助教授 井堀利宏 岡山大学 助教授 谷川寧彦 長崎大学 教授 内田滋 慶応義塾大学 教授 牧厚志 横浜国立大学 助教授 森田洋 〃 教授 笹井均
6	15	個人研究 6	(1) 家計の貯蓄性向の決定要因 (2) 安全第一基準に基づくポートフォリオ選択問題の理論的・実証的研究 (3) 地域金融の地域経済成長への影響についての実証分析 (4) 大都市圏における郵便貯金と銀行預金の競合・補完関係 (5) 郵便貯金事業創業・進展の役割と明治期金融財政に関する財政学的研究(明治財政と郵政事業活動展開の一つの理論的・実証的研究:序説) (6) 地方単独事業の拡大と地方債・地方交付税措置の財政効果(財政力指数の高い自治体と低い自治体の比較分析)	長崎大学 教授 松浦克巳 広島大学 助手 土肥正 名古屋市立大学 教授 根津永二 名古屋市立大学 助教授 福重元嗣 神戸学院大学 教授 高島博 鹿児島経済大学 助教授 梅原英治
7	12	個人研究 3 共同研究 3	(1) 明治期経済発展における郵便貯金・政策金融の役割 (2) 日本の財政投融資の経営的課題 (3) 今後の地方財政の役割と地方債資金を通じた財投資金の運用方法 **(共同研究)** (4) 「市場の失敗」と公的金融サービス ー各国比較に基づく実証研究ー **(共同研究)** (5) 生活基盤社会資本整備における郵貯の役割 (6) 進展する情報化・国際化の下での社会構造の流動化と貯蓄行動の変化 ー消費行動との関連分析、日・米比較分析を含めてー **(共同研究)**	小樽商科大学 教授 川浦昭彦 千葉商科大学 教授 齊藤壽彦 明海大学 教授 兼村高文 明星大学 助教授 星野泉 広島大学 教授 小村衆統 〃 教授 北岡孝義 〃 専任講師 ジョセ・ミゲル・ドュアルト・ライト・ドス・サントス 熊本学園大学 教授 高瀬泰之 シンガポール国立大学大学院 学生 NG MIEN WOON Old Dominion University U.S.A 教授 C. P. RAD

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	研究者		
8	15	個人研究 1 共同研究 5	(1) 社債市場における資金の運用と管理に関する先端的な方法の研究	大阪大学	教授	仁科一彦
			(2) 公共投資の地域間配分と地域間格差 **(共同研究)**	三重大学	教授	焼田党
				四日市地域経済研究所	研究員	朝日幸代
			(3) 地域経済における郵貯資金の活用のあり方－高齢化先進地域への資金活用と地場産業の育成という視点から－ **(共同研究)**	愛媛大学	教授	小淵港
				〃	助教授	松本朗
				〃	講師	丹下晴貴
			(4) 公的金融と準公共財供給の現状と課題・展望 **(共同研究)**	富山大学	教授	古田俊吉
				〃	助教授	中村和之
			(5) 電子マネーの決済システム、金融機関・郵貯、利用者に与える影響の研究 **(共同研究)**	名古屋大学	教授	千田純一
				〃	助手	西垣鳴人
			(6) マルチメディアのユニバーサル・サービスと郵貯資金 **(共同研究)**	大阪大学大学院	教授	辻正次
				名城大学	教授	手嶋正章
				帝塚山大学	教授	森徹
9	8	個人研究 4 共同研究 2	(1) アメリカにおける住宅関連公的金融の保証、リファイナンス、民営化のコストに関する実証的研究 －日米の比較の視点から－	中央大学	教授	井村進哉
			(2) 日本の経済協力の現状と効率性	福岡大学	講師	高瀬浩一
			(3) 沖縄県経済における郵貯資金の役割に関する研究 －地域振興の観点から－ **(共同研究)**	沖縄国際大学	教授	富川盛武
				〃	助教授	広瀬牧人
				〃	助教授	前村昌健
				〃	講師	安里肇
				〃	講師	鵜池幸雄
				〃	講師	大井肇
			(4) 最適な公的金融システムの設計についての一試論 **(共同研究)**	滋賀大学	助手	丸茂俊彦
				神戸大学	教授	滝川好夫
			(5) 地域金融機関の効率性の計測 －確率的フロンティア生産関数－	新潟大学	教授	宮越龍義
			(6) 社会資本整備の地域社会への経済的効果－生活関連、通信分野の社会資本整備の地域貢献	神奈川大学	講師	宮原勝一
10	13	個人研究 7 共同研究 2	(1) 金融不安時における郵便貯金に対する女性の意識と実態	京都学園大学	専任講師	井手幸恵
			(2) 広域型トータルヘルスケア・システムへの郵貯資金活用の可能性に関する研究 **(共同研究)**	埼玉大学	教授	小笠原浩一
				〃	助教授	後藤和子
				埼玉県地方自治センター	主任	平野方紹
				埼玉県立衛生短期大学	助手	林裕栄
				新潟大学大学院		野澤由美
			(3) ベンチャー支援と郵貯資金の活用について	石巻専修大学	教授	木伏良明
			(4) 郵貯資金の有価証券市場における関りと役割	大阪府立大学	助教授	黒木祥弘
			(5) 金融規制改革と地域における中小企業金融の変化	青森公立大学	教授	今喜典
			(6) 公的資金の市場運用と株主行動主義	神戸大学	教授	榊原茂樹
			(7) 日本の国債管理政策 －近年における「満期構成の短期化」がマクロ経済に及ぼす影響について	上智大学	助教授	竹田陽介
			(8) 債券ポートフォリオの理論的実証的研究 **(共同研究)**	一橋大学	教授	三浦良造
				〃	専任講師	大上新吾
			(9) イールドカーブの形状に関するリスク分析	横浜国立大学	助教授	森田洋

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	研究者
11	**14**	個人研究 5 共同研究 3	(1) 公的金融機関の貸出行動と企業の設備投資に与える効果の実証研究	横浜国立大学 助教授 井上徹
			(2) ATM相互接続におけるネットワーク外部性の分析	関西大学 専任講師 岡村秀夫
			(3) 混合寡占的金融市場における公的金融の役割	新潟大学 助教授 芹澤伸子
			(4) 情報・通信基盤等の社会資本整備が経済成長に与える影響に関する実証的研究	上智大学 専任講師 中里透
			(5) 非対称情報下での社債発行の理論 **(共同研究)**	神戸大学 助教授 原千秋 一橋大学 助教授 大橋和彦
			(6) 郵貯資金運用手段の多様化と財政規律に関する研究 ー資産担保証券を中心にー	長崎大学 教授 深浦厚之
			(7) 地方自治体の公共サービス供給と郵便貯金の役割 **(共同研究)**	名古屋市立大学 教授 森徹 四日市大学 教授 稲垣秀夫
			(8) 1970年以降の日本における金融仲介 **(共同研究)**	高千穂バンキング研究会 代表:高千穂商科大学 教授 宮坂恒治 高千穂商科大学 教授 原司郎 ほか5名
12	**9**	個人研究 4 共同研究 3	(1) 国民の貯蓄行動・金融資産選択に対する郵便貯金事業のITの意義 **(共同研究)**	岐阜大学 助教授 大藪千穂 〃 教授 杉原利治
			(2) 郵政事業におけるマーケティング戦略 ーポスタル・マーケティング戦略の展望ー	日本福祉大学 助教授 小木紀親
			(3) 地域金融におけるメインバンク機能	摂南大学 助教授 加納正二
			(4) 財投改革後の公的金融の課題ーアカウンタビリティを中心としてー **(共同研究)**	千葉商科大学 教授 齊藤壽彦 〃 講師 山根寛隆
			(5) 金融システムの安定化策と公的資金の役割 ー「予算制約のソフト化」をいかに防ぐかー **(共同研究)**	名古屋市立大学 助教授 櫻川昌哉 〃 助教授 細野薫
			(6)「証券トラブル」についての実態調査	神戸大学大学院 教授 滝川好夫
			(7) エクイティファイナンスと郵貯資金の活用	北海道大学 教授 濱田康行
13	**13**	個人研究 4 共同研究 2	(1) 支出税としての401(K)年金プランと生涯税負担の水平的公平性	名城大学 助教授 鎌田繁則
			(2) 証券市場における銀行の役割に関する実証研究	一橋大学大学院 助教授 小西大
			(3) 経済発展における公的金融の役割と家計行動 ー東南アジア諸国と日本の比較考察ー **(共同研究)**	名古屋文理大学 助教授 関川靖 中京学院大学 助教授 山中高光
			(4) スワップマーケット情報を用いた債券流通市場分析	高千穂大学 教授 高橋豊治
			(5) 日本における郵貯制度と消費者保護システム ーイギリス金融サービス機構(FSA)との比較を中心にー	関西学院大学 教授 春井久志
			(6) 諸外国における公的金融サービスの再評価について **(共同研究)**	名古屋大学大学院 助教授 家森信善 〃 助教授 西垣鳴人
14	**2**	個人研究 1 共同研究 1	(1) 遠隔医療、遠隔教育事業への郵貯資金活用の可能性と方法に関する研究	京都教育大学 教授 田岡文夫
			(2) 地域活性化政策に対する郵貯資金の活用に関する研究 **(共同研究)**	大阪大学大学院 教授 辻正次 〃 助教授 今川拓郎
15	**11**	個人研究 5 共同研究 1	(1) 金融機関の支援行動と公的資金注入の経済合理性	神戸大学大学院 助教授 砂川信幸
			(2) 公表情報、私的情報と金融危機	横浜私立大学 助教授 武田史子
			(3) ﾘｽｸ･ﾌﾟﾚﾐｱﾑとﾏｸﾛ経済活動	同志社大学 助教授 植田宏文
			(4) 金融業におけるﾕﾆﾊﾞｰｻﾙ･ｻｰﾋﾞｽと金融排除問題	関西学院大学 助教授 岡村秀夫
			(5) 公的企業のｶﾞﾊﾞﾅﾝｽ	新潟大学大学院 教授 芹澤伸子
			(6) 長期金融ｼｽﾃﾑ安定のための郵便貯金の役割 **(共同研究)**	九州産業大学 教授 益村眞知子 長崎県立大学 助教授 矢野生子

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	研究者		
16	15	個人研究 5 共同研究 1	(1) セクター・スプレッドを利用した債券理論時価の導出	東京国際大学	教授	渡辺信一
			(2) 財政運営の安定性と公的金融の役割についての実証的研究	上智大学	助教授	中里透
			(3) 日本の国債市場における郵便貯金資金	駒澤大学	教授	代田純
			(4) わが国長期国債先物市場のマイクロストラクチャ	一橋大学大学院	教授	釜江廣志
				〃	講師	山根寛隆
			(5) BIS規制の金融機関の行動への影響、金融機関の合併 **（共同研究）**	東北大学	助教授	渡部和孝
				公正取引委員会経済取引局		荒井弘毅
			(6) 家計の金融資産選択行動の長期的変化	中村学園大学	助教授	吉川卓也
17	11	個人研究 2 共同研究 3	(1) 日本郵政公社の企業価値推定に関する実証研究	佐賀大学	教授	大坪稔
			(2) コーポレート・ガバナンス改革の要因・効果と郵便貯金	北九州市立大学	助教授	内田交謹
			(3) クレジットカードの普及と決済口座利用動向に関する研究 **（共同研究）**	長崎大学	教授	須齋正幸
					助教授	山下耕治
					助教授	春日教測
			(4) 移行経済諸国における貯蓄銀行の比較研究 **（共同研究）**	一橋大学	専任講師	杉浦史和
					助教授	岩崎一郎
			(5) 郵便貯金資金及び財政投融資と奨学金制度・政策の関係についての研究 **（共同研究）**	早稲田大学大学院	大学院生	白川優治
					同上	小島佐恵子
18	7	個人研究 2 共同研究 2	(1) 地方における郵便局の配置と経済性 **（共同研究）**	鹿児島大学	助教授	永田邦和
				鹿児島大学	教授	石塚孔信
			(2) 郵便貯金の市場運用への移行プロセスが資金循環に与える金融連関分析とシミュレーション	慶應義塾大学 連携21COEプログラム研究員		玄ソク
			(3) 金融システム安定化とシステミックリスク波及の研究 **（共同研究）**	長崎大学	助教授	阿萬弘行
				秋田経済法科大学	講師	宮崎浩伸
			(4) 郵便貯金銀行の外資への売却によって生じうるマクロ経済構造の変化：ニュージーランドのケース	龍谷大学	助教授	鈴木智也
19	4	個人研究 3	(1) 資本主義の精神と証券市場の役割	埼玉大学	教授	相沢幸悦
			(2) 郵便貯金と地域金融市場	関東学院大学	准教授	黒川洋行
			(3) 郵便貯金銀行は地域金融機関を混乱させるのか	神戸大学大学院	教授	滝川好夫
20	8	個人研究 3	(1) 地域金融機関の貸出しにおける横並び行動	関西大学	准教授	中川竜一
			(2) 証券化市場の拡大とメインストリート金融	茨城大学	教授	内田聡
			(3) 金融コングロマリットのリスクと資本規制	武蔵大学	非常勤講師	茶野努
21	9	個人研究 3 共同研究 1	(1) 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響	関西大学	教授	高屋定美
			(2) 東京証券取引所の改革と証券市場の透明性 **（共同研究）**	名古屋市立大学	講師	坂和秀晃
				大阪大学	助教	生方雅人
			(3) 金融機関のリスク資本の評価・管理	神奈川大学	准教授	菅野正泰
			(4) アメリカのコミュニティ投資と個人金融	ソーシャル・ファイナンス	代表	唐木宏一
22	6	個人研究 3 共同研究 1	(1) 世界金融危機における資金調達の逼迫度に関する研究	新潟大学	教授	伊藤隆康
			(2) 戦前日本の地方預貯金市場の実証的研究 － 新潟県を事例に －	東京大学	博士課程	早川大介
			(3) 企業が証券会社及び銀行に求める保険的役割に関する実証研究	佐賀大学	准教授	三好祐輔
			(4) 現代女性のライフコースと金融行動 －生活経済リスクとしての非婚・晩婚・離婚に女性はどう対応するか－ **（共同研究）**	ニッセイ基礎研	主任研究員	栗林敦子
				ニッセイ基礎研	研究員	井上智紀

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	研究者		
23	9	個人研究 3 共同研究 1	(1) 地域金融機関に関する経済の外部性効果の計測 － 愛知県の工業メッシュデータを用いた例 － (2) イギリスにおける金融排除問題への取組みに関する考察 － クレジットユニオン業界を中心として － (3) 固定資産税を活用した地域再生ファンドの可能性 (4) 銀行業における財務業績の価値関連性の国際比較 （共同研究）	愛知大学 成城大学 東海大学 東京富士大学短期大学部 武蔵大学	教授 研究員 准教授 准教授 非常勤講師	打田 委千弘 峯岸 信哉 川崎 一泰 井手 健二 松澤 孝紀
24	9	個人研究 4 共同研究 1	(1) 長期不況下における郵便貯金の資金的役割 － 定額貯金満期資金をめぐって － (2) リテールバンキングの変容と金融機関行動の研究 － 日英米の住宅金融をめぐって － (3) 世界金融危機下の日中米株式市場の比較分析 （共同研究） (4) 金融商品取引法の証券市場への影響 (5) 家計調査資料を用いた日韓貯蓄行動に関する比較分析	青山学院大学 和歌山大学 福岡女子大学 厦門大学 立命館大学 横浜市立大学	助教 講師 准教授 副教授 講師 教授	伊藤 真利子 簗田 優 張 艶 劉 振涛 渡辺 直樹 鞠 重鎬
25	11	個人研究 4 共同研究 1	(1) 複雑な金融商品の評価に伴う外部専門家の利用に関する国際比較研究 (2) ニュージーランドの住宅取引及び住宅金融に関する調査分析ー我が国の住宅金融への示唆ー (3) 最適貯蓄計画の数値解析手法の開発と経済実験による検証 （共同研究） (4) 銀行救済における公的資金の最適配分問題とその経済効果 (5) ゆうちょ銀行 vs. 民間預金取扱金融機関の店舗展開の決定要因：全国市区町村データを用いた実証研究	流通経済大学 滋賀大学大学院 近畿大学 立命館大学 北海道大学大学院 神戸大学大学院	准教授 博士課程 准教授 教授 教授 教授	岡本 紀明 中尾 彰彦 マルデワ・グジェゴシュ 井澤 裕司 鈴木 輝好 滝川 好夫
26	13	個人研究 6	(1) 近年の流動性供給における金融商品価格に関する研究 (2) 中国の外貨準備資金によるアクティブ株式運用の実証研究 (3) 大規模金融機関縮小のインパクトー公社化以降の郵貯減少が都道府県別預金市場に与えた影響の分析－ (4) 銀行リテール事業における最適店舗チャネルの研究 (5) 機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する実証分析 (6) 金融機関における成年後見制度の必要性ー地域金融機関による見解と認識の分析を通してー	中京大学 長崎県立大学 中央大学 成蹊大学 名古屋市立大学 東京大学大学院	准教授 准教授 准教授 教授 准教授 博士課程	英 邦広 小原 篤次 鯉渕 賢 永野 護 坂和 秀晃 税所 真也
27	18	個人研究 5 共同研究 1	(1) 大学生の金融リテラシーと金融教育 (2) 新規公開により企業の知名度は向上するのか （共同研究） (3) 日本の銀行業の市場規律 (4) 高速取引の普及が個人投資家の投資環境にもたらす影響 (5) 個人少額貯蓄の地域経済に対する社会経済的な影響 (6) ESG（環境・社会・ガバナンス）の情報と評価基準	明治大学 名古屋大学大学院 関西学院大学 鹿児島大学 長崎大学 神戸大学大学院 愛知学泉大学	准教授 講師 教授 教授 教授 講師 講師	浅井 義裕 高橋 秀徳 岡田 克彦 永田 邦和 森保 洋 田中 光 浅野 礼美子

28	9	個人研究　5 共同研究　1	(1) 戦時期の郵便貯金 ー1930年代預貯金市場を中心として (2) どうすれば景気に左右されずに資産を運用できるのか (3) アベノミクスは成長期待を高めたのか ー株価予測の考察から (4) マレーシアにおけるイスラム金融と従来型金融の比較分析：金融政策の予想が市場に与える影響の検証 (5) マイナス金利政策の経験 ーユーロ圏と欧州小国の経験から学ぶ (6) 公共投資と証券市場との関係に関する実証研究：産業別データを用いた分析 **(共同研究)**	静岡英和学院大学　准教授　伊藤　真利子 北海学園大学　准教授　吉川　大介 東京理科大学　専任講師　土屋　陽一 明治大学　教授　伊藤　隆康 関西大学　教授　高屋　定美 神戸大学大学院　准教授　宮崎　智視 流通科学大学　准教授　小塚　匡文 東海大学　准教授　平賀　一希
29	21	個人研究　4 共同研究　1	(1) 郵便ネットワークの金融包摂効果に関する研究 ー戦後日本の所得格差に与えた影響 (2) 非伝統的金融政策が日本の金融市場や家計の貯蓄・消費行動に与えた影響に関する分析 (3) 大規模災害が金融市場にどのような効果を与えるか (4) 実験経済学による個人のポートフォリオ選択の決定要因分析ーあいまいさ選好、リスク選好、時間選好率および金融リテラシー **(共同研究)** (5) 資金余剰経済における銀行リスクの決定要因」 ーアベノミクス導入後における検証	神戸大学大学院　准教授　井上　武 名古屋大学大学院　教授　清水　克俊 名古屋大学大学院　教授　渡辺　直樹 敬愛大学　教授　和田　良子 慶應義塾大学　修士課程　大塚　崇夫 一橋大学大学院　教授　安田　行宏
30	15	個人研究　4 共同研究　2	(1) Financial Acceleratorと金融政策 (2) 同族企業が市場流動性に与える効果の検証 (3) クラウドファンディングの成功要因に関する実証研究 (4) 長生きリスクに対するリスク・マネジメント：介護予防に向けた政策提言**(共同研究)** (5) 日本銀行によるETF買入政策と日経平均銘柄への影響**(共同研究)** (6) 日本における消費者のキャッシュレス化に関する実証研究	東京大学大学院　専任講師　平野　智裕 名古屋市立大学大学院　准教授　坂和　秀晃 神戸大学大学院　教授　藤原　賢哉 早稲田大学　准教授　尾崎　祐介 明治大学　准教授　藤井　陽一朗 中央大学　教授　原田　喜美枝 オーストラリア国立大学　准教授　沖本　竜義 城西大学　教授　竹村　敏彦

令和元年12月発行
〒101-0061　東京都千代田区神田三崎町３丁目７番４号
ゆうビル　２階
一般財団法人　ゆうちょ財団　ゆうちょ資産研究センター
TEL　03-5275-1814　FAX　03-6831-8970
印刷　株式会社サンワ