

ゆうちょ資産研究

—研究助成論文集—

第20巻

平成25年11月

〔研究論文〕

- ◇長期不況下における郵便貯金の
資金的役割 青 山 学 院 大 学 助 教 伊 藤 真 利 子 1
総合文化政策学部
- ◇リテール・バンキングの変容と金融
機関行動の研究 和 歌 山 大 学 講 師 築 田 優 37
経 済 学 部
- ◇世界金融危機下の日中米株式
市場の比較分析 福 岡 女 子 大 学 准 教 授 張 艶 75
国 際 文 理 学 部
- ◇金融商品取引法の証券市場への
影響 立 命 館 大 学 講 師 渡 辺 直 樹 107
経 営 学 部
- ◇家計調査資料を用いた日韓貯蓄
行動に関する比較分析 横 浜 市 立 大 学 教 授 鞠 重 鎬 123
国 際 総 合 科 学 部

〔参 考〕

- ◇平成24年度 研究助成募集のお知らせ 153
- ◇ゆうちょ財団の研究助成について 155

長期不況下における 郵便貯金の資金的役割

青山学院大学 総合文化政策学部 助教 伊藤真利子

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る——

伊藤 真利子（青山学院大学）

【要旨】

本稿の課題は、経済史的アプローチにより、1990年代、長期不況下における郵便貯金の動向とその運用のあり方を、郵政民営化に至る民間金融機関と郵便貯金との競合、あるいは証券市場の動向なども踏まえ、この時期の郵便貯金の持つ問題点と特質を明らかにすることである。

90年代の郵便貯金は、前半におけるバブル崩壊にともなう証券市場の惨落と長期不況、後半における戦後初めての本格的金融危機や銀行破綻、事実上の預金取り付けの発生という状況下、当初の相対的に有利な金利に加え、安全な金融資産を提供するという戦前からの歴史的役割が再認識されることにより肥大化した。しかし、90年代の郵便貯金の動向は、主に90年代初頭の巨額な定額貯金の「塊」によって規定されていた。証券市場の崩落時に流入した退避的資金が相対的に高利回りの定額貯金に滞留し続け、10年にわたり高水準を保つとともに、元加利子が積み増すことによって、残高ベースで00年3月末に約260兆円のピークに至ったのであった。定額貯金中心の郵便貯金に転機が生まれたのは、金利自由化と90年代の長期不況、そして低金利時代の到来であった。

高金利時に大量に預け入れられた定額貯金を中心とした郵便貯金の肥大化は、90年代半ば以降、金融の自由化により潜在的リスクを高め、事実超低金利下で財務を悪化させていた。しかし郵貯資金は、大蔵省資金運用部に全額預託を義務付けられていたから、このリスクをテークしたのは資金運用部であり、それらは最終的に国庫によってカバーされていた。金融自由化の進展は、このようなもともと政策金利によって作り出されてきたファイナンスのあり方の持続を困難にしていたが、まさにその90年代、巨額の定額貯金の存在が大きな負担として郵便貯金、財政投融资制度に圧しか

かっていたのである。行政改革の一環として、財投改革および郵貯資金の自主運用が政策課題に上ったのには、このような 90 年代の郵貯資金の特殊事情が存在していた。

財投改革は、郵便貯金側からすれば資金運用部への義務預託廃止にともない、運用上の財務リスクを郵便貯金自身が負うことを意味した。一方財政側（理財局）からみれば、郵貯資金の金利リスクを免れる利点があるものの、郵貯資金の運用動向を完全にコントロールできなくなるという点で、国債管理政策のチャネルを絞められることを意味するものであった。90 年代後半、景気対策のための国債発行額の激増と残高累積は、国債暴落と金利上昇のリスクに現実味を与えていた。長期不況からの回復過程で、金利上昇＝国債価格下落により国債に売り圧力が加われば、財政にとって大きなリスクとなる。つまり、景気回復と財政・金融の健全化がトレード・オフになる可能性があり、「池の中の巨鯨」となった郵便貯金は、金融と財政を結びつける要として、そのリスクを自ら負うことになったのである。

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る——

伊藤 真利子（青山学院大学）

1. はじめに

本稿が課題とするのは、経済史的アプローチにより、1990年代、バブル崩壊後における郵便貯金の動向とその運用のあり方を、郵政民営化に至る民間金融機関と郵便貯金との競合、あるいは証券市場の動向なども踏まえ、この時期の郵便貯金の持つ問題点と特質を多角的に明らかにすることにある。同時に、本稿では、郵便貯金資金（以下、「郵貯資金」）の運用面にも着目する。90年代における郵貯資金の肥大化は、資金運用面では財政投融资（以下、「財投」）を通じ、長期不況下の財政政策と深く絡み合い、この時期の財政政策を支えつつ、大きなリスクともなるものであった。資金吸収面および資金運用面におけるこの時期の郵貯資金の役割と性格が、結果として小泉郵政改革に繋がり、郵政民営化が構造改革の「一丁目一番地」となっていった。小泉改革開始の直前に郵便貯金および資金運用部にどのようなことが起きていたかについて歴史的に明らかにすることは、従来政策論争を中心とした小泉郵政改革の性格を考える上で重要な視点であるとともに、日本郵政株式会社の今後とその課題を考える上で、欠かせない歴史からの論点提出となろう。

以上に加え、この時期の郵貯資金を分析することには、金融政策上のインプリケーションが存在する。バブル崩壊以後、日本経済は長期の不況に陥り、世界経済から取り残された感がある。むろんこの長期不況の中でも、90年代初頭に大きな打撃を受けた証券市場、90年代後半に危機に陥った金融システムが次第に立ち直りをみせ、2000年代には持続的な景気拡大をみせ、世界経済に合流するかにみえた。だが、このような動きも、07年のリーマン・ブラザーズの破綻に端を発する世界的金融危機の中で、景気後退を余儀なくされている。日本経済が長期のデフレに陥り、低迷を余儀なくさ

れてきた理由については、すでに理論、政策、歴史の多くの研究が積み上げられており、本稿ではそれに直接立ち入ることはできない¹。しかし、12年12月に成立した安倍晋三内閣により、長期デフレを克服するための「次元の異なる」大胆な金融緩和政策が打ち出され、これと並行して景気浮揚のための公共支出を中心とした積極財政政策、さらには今後の日本経済の力強い発展を目指す成長戦略のいわゆる「3本の矢」が提唱されている。日本経済は、大きな転換点に立ち至ったと言えよう。

もとより、その政策につき何か全面的評価を下そうとするものではないが、本稿で明らかにするように、90年代における郵便貯金および旧大蔵省資金運用部資金の動向は、日本郵政の経営のあり方だけではなく、日本の財政、マクロ経済政策にとって、財政の金融化が進む中、長期不況後の景気回復過程における潜在リスクを占う格好のテストケースとなった。98年の「資金運用部ショック」である。この点を最後にみることにより、細やかであれ、歴史分析の側から現状理解に貢献することができれば望外の喜びと考えるものである。

2. バブル崩壊と不良債権問題

2-1 個人金融資産の推移

80年代後半のバブル経済の登場とともに、戦後長らく圧倒的な優位を誇っていた間接金融から直接金融への移行が進んだ。しかし、この間拡大の一途を辿ってきた証券市場は、90年代初めのバブル崩壊によって壊滅的打撃を被った。バブルの過程において、さまざまなかたちで証券関連業務への参入を進めていた民間金融機関も、その財務を大きく痛め、金融市場を含む証券金融全般の危機が進行することになった。90年代の

※ 本稿は、財団法人ゆうちょ財団より平成25年度の研究助成を受けて行われた研究成果の一部である。ここに記して御礼申し上げます。

1 これに関する歴史的視点からの研究として、内閣府経済社会総合研究所による「バブル／デフレ期の日本経済と経済政策研究」の成果として、分析評価編全7巻、歴史編全3巻に及ぶ『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策』（内閣府経済社会総合研究所企画・監修、慶応義塾大学出版会、2008～2012年）シリーズがあり、本稿もこれに依るところが大きい。

金融構造にどのような質的变化が起きていたのかについて、図表 1 により個人金融資産残高の推移をみてみよう。金融資産残高合計は、80 年度 368.3 兆円から 85 年度 630.1 兆円（対 80 年度約 1.7 倍）、90 年度 1,023.8 兆円（対 85 年度約 1.6 倍）、95 年度 1,265.0 兆円（対 90 年度約 1.3 倍）、00 年度に 1,415.9 兆円（対 95 年度約 1.1 倍）に膨らんだ。バブル崩壊後においても国民は金融資産を増やし続けていたことになる。この点をもう少し時間を区切って追ってみると、84 年から 89 年にかけて名目 GDP の伸び率が約 34%であったのに対し、金融資産残高は約 76%とほぼ倍のスピードで蓄積が進んでいる。90 年代に入っても資産残高の増加傾向は続いたものの、80 年代対前年比 10%前後と高い伸びだったものが、90 年代になると 4%程度と、伸び率が大幅に鈍化した。

これを金融資産の構成比でみると、表掲期間を通じ、現金・預金が約半数を占め、その残高は、80 年度 217.4 兆円から 85 年度 329.4 兆円（対 80 年度約 1.5 倍）、90 年度 481.8 兆円（対 85 年度約 1.5 倍）、95 年度 629.6 兆円（対 90 年度約 1.3 倍）、00 年度 751.4 兆円（対 95 年度 1.1 倍）に増加している。現金・預金を最大とする構成そのものに変化はみられなかったものの、構成比では、80 年度 59.0%であったものが、89 年度に 45.4%と大幅に低下し、90 年代に入ると約 50%で推移していた。80 年代に間接金融から直接金融への移行が進行したが、90 年代に入るとこの動きが止まり、いったん間接金融へのやり戻しがあったのち、直間比率が膠着状態となったのである。

その過程につき、いま少し詳細にみてみよう。定期性預金の構成比は、80 年代初めに金融資産残高の約半数を占めていたが、88 年度 36.6%に低下し、90 年代を通じて約 42%で推移した。現金・預金に伸び悩みがみられた 80 年代後半から 90 年代初頭にかけて、大きく増大したのが株式と株式以外の証券（国債・財投債、金融債、投資信託受益証券、信託受益権）からなる有価証券であった。有価証券の合計は、80 年度約 53 兆円（構成比 14.4%）から 84 年度約 102 兆円（同 18.2%）に倍増し、89 年度約 206 兆円（同 20.9%）に膨張した。特に株式市場では、85 年度から 89 年度にかけて上場会社数、上場株式数、時価総額、売買代金、株価、ファイナンス額などの主要指標が著増した²。個人資産残高に占める株式の保有額および割合についてみれば、89

2 東京証券取引所編『東京証券取引所 50 年史』（東京証券取引所、2002 年）、561 頁。なお、新規上場株式数は 80 年代前半のほぼ倍のペースで増加し、この中には NTT のような超大型企業も含まれていた。

図表 1 個人金融資産残高の推移

年度	合計		現金・預金		現金通貨性預金		定期性預金		出資金		保険・年金準備金	
					現金通貨性預金		定期性預金					
	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)
1980	368.3	(100.0)	217.4	(59.0)	36.4	(9.9)	180.9	(49.1)	25.0	(6.8)	49.9	(13.6)
1981	404.4	(100.0)	241.6	(59.7)	39.0	(9.6)	202.5	(50.1)	23.8	(5.9)	57.9	(14.3)
1982	449.4	(100.0)	262.8	(58.5)	41.9	(9.3)	220.7	(49.1)	24.8	(5.5)	66.9	(14.9)
1983	511.5	(100.0)	282.8	(55.3)	42.7	(8.4)	239.8	(46.9)	33.3	(6.5)	76.7	(15.0)
1984	559.5	(100.0)	305.4	(54.6)	46.1	(8.2)	258.9	(46.3)	34.2	(6.1)	88.2	(15.8)
1985	630.1	(100.0)	329.4	(52.3)	48.0	(7.6)	280.8	(44.6)	47.2	(7.5)	102.1	(16.2)
1986	727.6	(100.0)	354.5	(48.7)	54.7	(7.5)	298.9	(41.1)	67.6	(9.3)	120.8	(16.6)
1987	834.9	(100.0)	381.9	(45.7)	61.9	(7.4)	319.0	(38.2)	94.7	(11.3)	141.9	(17.0)
1988	930.3	(100.0)	410.0	(44.1)	68.3	(7.3)	340.5	(36.6)	112.0	(12.0)	166.4	(17.9)
1989	987.0	(100.0)	447.9	(45.4)	74.0	(7.5)	372.9	(37.8)	95.6	(9.7)	191.9	(19.4)
1990	1,023.8	(100.0)	481.8	(47.1)	72.9	(7.1)	407.8	(39.8)	76.1	(7.4)	211.6	(20.7)
1991	1,033.0	(100.0)	517.2	(50.1)	74.4	(7.2)	441.7	(42.8)	55.4	(5.4)	229.0	(22.2)
1992	1,083.7	(100.0)	540.5	(49.9)	76.1	(7.0)	463.7	(42.8)	47.3	(4.4)	251.4	(23.2)
1993	1,142.3	(100.0)	567.0	(49.6)	80.3	(7.0)	486.0	(42.5)	44.5	(3.9)	274.7	(24.0)
1994	1,186.3	(100.0)	600.7	(50.6)	86.9	(7.3)	512.9	(43.2)	52.2	(4.4)	294.7	(24.8)
1995	1,265.0	(100.0)	629.6	(49.8)	102.9	(8.1)	525.4	(41.5)	62.1	(4.9)	318.6	(25.2)
1996	1,284.1	(100.0)	658.4	(51.3)	114.6	(8.9)	541.8	(42.2)	47.7	(3.7)	335.7	(26.1)
1997	1,326.4	(100.0)	694.0	(52.3)	127.5	(9.6)	565.1	(42.6)	59.5	(4.5)	348.0	(26.2)
1998	1,339.3	(100.0)	723.8	(54.0)	137.5	(10.3)	584.3	(43.6)	34.3	(2.6)	358.9	(26.8)
1999	1,420.0	(100.0)	744.7	(52.4)	148.8	(10.5)	592.6	(41.7)	59.8	(4.2)	369.9	(26.0)
2000	1,415.9	(100.0)	751.4	(53.1)	161.3	(11.4)	586.3	(41.4)	56.9	(4.0)	377.6	(26.7)
2001	1,392.4	(100.0)	765.4	(55.0)	204.0	(14.7)	557.2	(40.0)	38.5	(2.8)	379.0	(27.2)
2002	1,362.1	(100.0)	775.5	(56.9)	222.7	(16.3)	547.9	(40.2)	26.7	(2.0)	377.0	(27.7)
2003	1,411.0	(100.0)	780.0	(55.3)	234.1	(16.6)	540.0	(38.3)	37.9	(2.7)	377.7	(26.8)
2004	1,422.2	(100.0)	776.3	(54.6)	246.1	(17.3)	524.2	(36.9)	39.0	(2.7)	382.6	(26.9)

年度	株式		株式以外の証券		国債・財融債		金融債		投資信託受益証券		信託受益権	
					国債・財融債		金融債		投資信託受益証券		信託受益権	
	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)	兆円	(%)
1980	24.2	(6.6)	28.8	(7.8)	4.7	(1.3)	1.8	(0.5)	4.5	(1.2)	16.9	(4.6)
1981	24.2	(6.0)	33.4	(8.3)	5.0	(1.2)	3.0	(0.7)	4.7	(1.2)	19.6	(4.8)
1982	28.1	(6.2)	42.2	(9.4)	7.1	(1.6)	4.4	(1.0)	6.4	(1.4)	22.9	(5.1)
1983	38.3	(7.5)	53.1	(10.4)	9.3	(1.8)	6.4	(1.3)	10.2	(2.0)	25.6	(5.0)
1984	42.6	(7.6)	59.5	(10.6)	9.8	(1.7)	8.2	(1.5)	12.1	(2.2)	27.7	(4.9)
1985	53.2	(8.4)	66.7	(10.6)	11.1	(1.8)	9.8	(1.6)	14.1	(2.2)	29.4	(4.7)
1986	72.1	(9.9)	76.1	(10.5)	9.4	(1.3)	10.5	(1.4)	22.8	(3.1)	30.9	(4.2)
1987	89.1	(10.7)	86.4	(10.3)	7.7	(0.9)	10.2	(1.2)	33.2	(4.0)	32.1	(3.8)
1988	104.6	(11.2)	92.5	(9.9)	5.2	(0.6)	9.6	(1.0)	38.3	(4.1)	35.8	(3.9)
1989	107.6	(10.9)	98.4	(10.0)	6.1	(0.6)	9.3	(0.9)	38.1	(3.9)	40.4	(4.1)
1990	96.1	(9.4)	107.7	(10.5)	7.6	(0.7)	13.8	(1.4)	34.4	(3.4)	46.6	(4.6)
1991	70.3	(6.8)	109.4	(10.6)	7.6	(0.7)	18.8	(1.8)	28.2	(2.7)	49.7	(4.8)
1992	71.6	(6.6)	115.7	(10.7)	6.9	(0.6)	22.3	(2.1)	27.3	(2.5)	54.5	(5.0)
1993	78.8	(6.9)	118.6	(10.4)	6.3	(0.6)	22.6	(2.0)	27.8	(2.4)	57.6	(5.0)
1994	66.3	(5.6)	114.7	(9.7)	7.3	(0.6)	22.7	(1.9)	22.1	(1.9)	58.4	(4.9)
1995	81.9	(6.5)	116.6	(9.2)	7.3	(0.6)	19.3	(1.5)	29.2	(2.3)	56.7	(4.5)
1996	70.0	(5.4)	111.0	(8.6)	7.8	(0.6)	17.6	(1.4)	28.2	(2.2)	53.5	(4.2)
1997	62.2	(4.7)	99.8	(7.5)	8.1	(0.6)	16.0	(1.2)	24.9	(1.9)	47.0	(3.5)
1998	67.3	(5.0)	92.5	(6.9)	7.3	(0.5)	15.2	(1.1)	26.3	(2.0)	40.1	(3.0)
1999	92.5	(6.5)	92.2	(6.5)	6.6	(0.5)	14.5	(1.0)	31.9	(2.2)	35.4	(2.5)
2000	73.2	(5.2)	90.6	(6.4)	10.1	(0.7)	13.9	(1.0)	33.9	(2.4)	29.0	(2.1)
2001	65.1	(4.7)	79.0	(5.7)	12.4	(0.9)	11.1	(0.8)	30.4	(2.2)	21.8	(1.6)
2002	51.6	(3.8)	68.5	(5.0)	12.7	(0.9)	7.3	(0.5)	28.4	(2.1)	16.9	(1.2)
2003	80.8	(5.7)	69.3	(4.9)	14.5	(1.0)	5.4	(0.4)	33.9	(2.4)	12.4	(0.9)
2004	83.9	(5.9)	77.3	(5.4)	21.4	(1.5)	4.6	(0.3)	38.0	(2.7)	10.2	(0.7)

(出所) 日本銀行調査局「資金循環勘定」(93SNA) より作成。

年度の約 107.6 兆円（構成比 10.9%）をピークに、90 年度約 96.1 兆円（9.4%）、91 年度約 70.3 兆円（同 6.8%）と、構成比を急落させている。

80 年代には、株式、投資信託受益証券を中心とする株式以外の証券、出資金、保険・年金準備金などのウェイトが上昇することによって、金融資産の多様化が進行している。これとともに、規制金利預金から自由金利預金への移行がみられるなど、個人貯蓄において収益性を重視する傾向が顕著であった³。これに対し、90 年代に入ると株価暴落による証券市場からの資金の逃避にともない、現金・預金比率が増加に転じ、90 年代後半には、96 年度 658.4 兆円（構成比 51.3%）、97 年度 694.0 兆円（同 52.3%）、98 年度 723.8 兆円（同 54.0%）、99 年度 744.7 兆円（同 52.4%）と、再び個人金融資産の約半数が現金・預金により保有されるようになった。とりわけ 98 年度以降、定期性預金の構成比が低下傾向にあるのに対し、現金通貨性預金の構成比が増加していることから、98 年の金融不安の高まりと金融危機の発生、99 年の日銀による「ゼロ金利政策」の採用が預貯金市場に大きな影響を及ぼしたことが伺える。

郵便貯金との関連では、バブル崩壊後、90 年代半ばまでは金融市場がまだ決定的な危機的状況に至っていなかったことが注目される。この段階では、危機は証券市場を中心とした資産市場にとどまっており、国民には金融市場全般を脅かし、実体経済にも甚大な影響を及ぼすシステミック・リスクが進行しているという実感はなかったと考えられる。金融自由化過程を通じ、直接金融への移行の巨大なうねりをみせた証券化の動きが、バブル崩壊と金融不安によって頓挫したとはいえ、それは単純な戦後に特有な間接金融優位の体制への回帰ではなかった。80 年代の証券市場の急拡大とその崩壊、90 年代における個人金融資産残高構成比の相対的安定化傾向は、金融自由化による証券化の動きがすでに不可逆な過程にありながら、バブル崩壊によってその流れが遮られ、不安定の中の安定に陥ったことを示している。90 年代前半、株式市場の崩壊過程にあつては、間接金融の担い手である銀行や郵便貯金が逃避資金の当面の受け皿となっていたこと、しかしその銀行自体、バブル期に不動産投資に深くコミットし、さらに金融の証券化が進行していたこと、資産市場が惨落したことによって、財務体

3 木村佳弘「現代日本における政府債務の受容構造——中央銀行の法的独立性と財政赤字の『相関』検証——」（井出英策編『危機と再建の比較財政史』ミネルヴァ書房、2013 年）、39 頁。

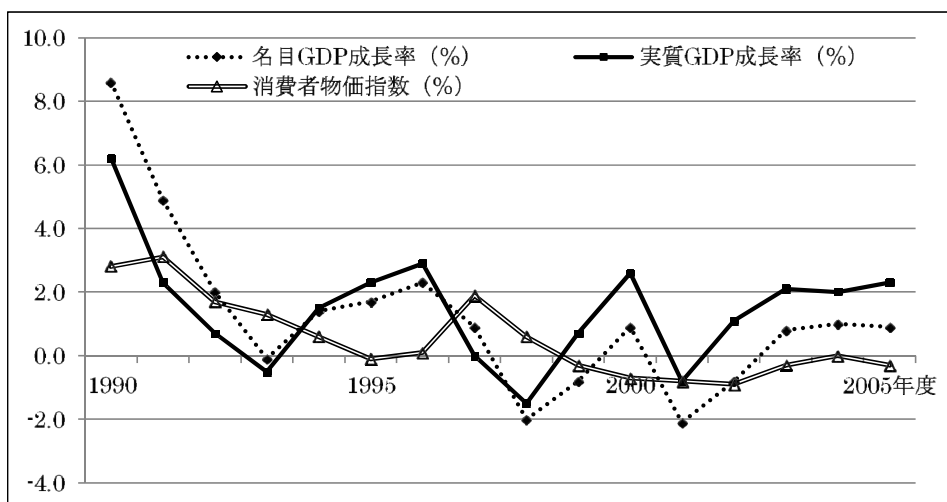
質を次第に悪化させた。さらに、危機が証券市場から金融市場へと転化し、90年代後半になると、預貯金市場の構成に金融危機の影響が及ぶようになった。

バブル崩壊後、90年代の証券および金融市場の複雑な動きは、当該期の郵便貯金の動向にも反映し、そのことがひいては00年代の郵便貯金の民営化の過程に影響を及ぼすことになった。この点につき、以下順次みていくこととしよう。

2-2 不良債権問題と金融危機の発生

90年代初頭のバブル崩壊に端を発し、日本経済は約20年という長期停滞の局面に足を踏み入れた。図表2より実質GDP成長率をみると、90年度の6.2%から91年度2.3%、92年度0.7%、93年-0.5%と大幅に鈍化したのち、公共事業中心の大型景気対策により、94年度1.5%、95年度2.3%と若干回復に向かった。これを株価でみれば、バブル経済によって、89年12月3万8,915円の高値をつけた日経平均株価は、90年に入る下落基調に転じ、弱々しい上昇局面を間にはさみながら、92年3月末には1万9,346円とピーク時から半減した。都市を中心に株価下落後もしばらく高騰を続けていた地価も、90年9月をピークに、91年度10.4%、92年度-1.8%、93年度-5.5%と大暴落した。資産価格の急落は、借入れ担保や資産動機として保有していた土地、株価など有価証券の大幅な減価によって企業財務の圧迫をもたらした。

図表2 GDPおよび消費者物価指数の推移



(出所) 内閣府「国民経済計算」(93SNA) および総務省統計局「消費者物価指数」(2010年基準)より作成。

貸出先企業における資産内容や業績の悪化は、金融機関の不良債権増大と貸出資産の劣化と同時に、不良融資の固定化というかたちで金融機関自身の経営悪化を引き起こした⁴。94年に入ると、予想を超える地価下落の重圧に耐えられず、経営危機に陥る金融機関が続出した⁵。バブル崩壊とともに表面化した不良債権問題は、金融機関保有債権の不良化（担保不動産ないし担保証券の価値下落）、企業の資金需要の低下による銀行収益圧迫と金融仲介機能の低下、手元流動性の逼迫、金融機関の経営危機・破綻といったプロセスを通じ、日本の金融システムを動揺させ、金融再編の引き金を引くこととなったのである。

90年代半ばの金融制度改革では、金融システム安定化のための制度整備に重点がおかれ、金融業界のコンセンサスを得ながら漸進的に進められてきた規制緩和を一気に実行する金融システム改革、いわゆる「日本型ビックバン」が推進された⁶。96年11月、久方ぶりに自民党単独政権として成立した第二次橋本内閣は、「行政改革」、「財政構造改革」、「経済構造改革」、「金融システム改革」、「社会保障構造改革」、「教育改革」の六大改革を掲げた。それは、少子高齢化の進行とその財政に与える影響という日本の長期課題までを視野にいたした意欲的かつ野心的な総合的政策であった。このうち「金融システム改革」では、日本の金融市場を「2001年にはニューヨーク、ロンドン並みの国際市場に」再生することを構想し、金融システムの全般的な改革の方針を提示した。「日本型ビックバン」構想は、金融分野全般にわたる保護行政や業態間規制の縮小・撤廃などの規制緩和推進を柱とした「Free（市場原理が働く自由な市場に）」、「Fair（透明性が高く信頼出来る市場に）」、「Global（国際的に調和した制度をもつ市場に）」な方向への金融市場の改革を、グローバルスタンダードへの適合というかたちで実現することが原則とされた⁷。この段階では、政策担当者の間でもバブル崩

4 伊藤正直「1990年代日本の金融システム危機」（露見誠良編『アジアの金融危機とシステム改革』法政大学出版会、2000年）、70頁。

5 94年に東京協和信用組合と安全信用組合が破綻したのち、95年7月にコスモ信用組合、8月に木津信用組合と兵庫銀行が相次いで経営破綻した（財務省財務総合政策研究所財政史室編『平成財政史 平成元～12年度 第2巻予算』大蔵財務協会、2013年、463頁）。

6 西村吉正『金融システム改革 50年の軌跡』（金融財政事情研究会、2011年）、10頁。

7 金融システムの3つの原則について、より具体的には、市場原理が働く自由な市場のために、①銀行・証券・保険分野への参入促進する、②長短分離などにもとづく商品規制を撤廃し、証券・銀行の取扱業務を拡大する、③各種手数料を自由化する、④為銀主義の撤廃、⑤1,200兆円の個人貯蓄の効率的運用のため、資産運用業務規制の見直しとディスクロージャーの充実・徹底する、ことが唱えられた（中村宗悦・永江雅和・鈴木久美「金

壊による金融機関のバランスシートの毀損が、システミック・リスクに発展するという危機意識は強くなったものと思われる⁸。翌 97 年 6 月、一連の金融・証券制度改革を 01 年までに完了するというタイムスケジュールに沿って銀行の不良債権問題进行处理の方針が打ち出され、98 年には改革の枠組みを実施する体制に入るかに思われた。

しかしまさにその時、戦後初の本格的金融危機が発生することになった。これにより「日本型ビックバン」は金融危機対策に変更を余儀なくされる。97 年 11 月、三洋証券の事実上の破綻から始まった金融不安により、北海道拓殖銀行、山一証券が経営破綻に追い込まれ、国際金融市場ではジャパン・プレミアムが発生した。折から、海外ではドルペッグ制を採用していたため、アメリカの「強いドル政策」に引きずられ、アジア通貨は実体以上に過大に評価されるようになっていた。これに注目したヘッジファンドの空売り攻勢によって、97 年 7 月タイが変動相場制へ移行し、これを発火点として、アジア通貨危機が発生していた⁹。通貨危機は、10 月に香港、11 月に韓国を巻き込み、さらにその影響はアジア諸国のみならずロシア、欧米や日本に波及して世界同時株安を引き起こすこととなり、世界経済危機の様相を呈した。内外の危機に晒された日本の金融システムを安定化するため、98 年 2 月「改正預金保険法」と「金融安定化緊急措置法（金融安定化二法）」が制定され、政治主導による不良債権問題処理が本格化した¹⁰。同法により、総額 30 兆円の公的資金の投入が可能となったことから、金融危機管理審査委員会は、大手銀行など 21 行に対して総額 1 兆 8,156 億円の公的資金を注入した。さらに 98 年 4 月には、金融危機とともに進行していた実体経済の

融とデフレーション（1997～2001 年を中心に）」（内閣府経済社会総合研究所監修・小峰隆夫編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策（歴史編）2 日本経済の記録——金融危機、デフレと回復過程（1997 年～2006 年）——』慶應義塾大学出版会、2011 年、36 頁）。

8 白川方明「『ゼロ金利制約』論再考」（内閣府経済社会総合研究所監修・吉川洋編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 2 デフレ経済と金融政策』慶應義塾大学出版会、2009 年）、101 頁。

9 中村宗悦・永江雅和・鈴木久美「金融とデフレーション」、47 頁。

10 「改正預金保険法」は、破綻処理を円滑かつ迅速に行うための枠組みを定めたもので、1,000 万円までに限定された預金保険金支払い（いわゆるペイオフ）を避けるため、特例として 5 年間は全額の預金を保護する措置が講じられた。この段階では、合理化を中心とした経営健全化計画の遂行を条件とした公的資金の受け入れにより、大手銀行は自己資本比率を維持していたため、早期健全化措置の対象外とされていた（小峰隆夫・岡田恵子「バブル崩壊と不良債権対策（1990～96 年を中心に）」（内閣府経済社会総合研究所監修・小峰隆夫編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策（歴史編）1 日本経済の記録——第 2 次石油危機への対応からバブル崩壊まで（1970 年代～1996 年）——』慶應義塾大学出版会、2011 年、489 頁）。

悪化（デフレ・スパイラル）に対応するため、当時としては過去最大規模となる総事業費 16 兆円超の「総合経済対策」を発表、経済構造改革、金融問題とともに、大規模な需要喚起策が打ち出された。

以上のような対応策が講じられたにもかかわらず、金融不安定性は改善されず、98 年 6 月以降、危機再発の兆候がみられるようになっていった。7 月、参議院選挙で自民党が大敗を喫したことから、橋本首相はその責任を取って内閣を総辞職し、これを受け、小渕恵三を首班に、小渕内閣が成立した。「金融国会」と呼ばれた第 143 回国会では、金融安定化策をめぐって与野党間の論争が対立した。与党が野党案を「丸飲み」するかたちで受け入れ、事態の打開を図った結果、98 年 10 月「金融再生法」、「早期健全化関連法」が相次いで成立・施行された。両法案により、金融機関の破綻処理の枠組みを強化すると同時に、健全金融機関、特に大手銀行に資本注入することで破綻を未然に防ぎ、金融システムを守るという政府の姿勢が明確に示された¹¹。しかし、法案成立の過程にあっても金融危機の深刻化の懸念は払拭されず、日経平均株価はバブル崩壊後最安値を更新、金融機関の株価が軒並み急落した。98 年 10 月日本長期信用銀行、12 月には日本債券信用銀行が破綻し、日本興業銀行を除き、戦後長期金融を担ってきた債券発行銀行が業態ぐるみ事実上消失するという異常事態となった。戦後の長期金融を担う大型金融機関の経営破綻によって、カウンターパーティ・リスクは極限まで高まり、戦後大蔵省によって進められてきた「護送船団方式」による保護行政は、その限界を露呈することになった¹²。

金融再生への法的体制を整備することを目的に 98 年 12 月に発足した金融再生委員会では、同年 7 月に公表された全国銀行の不良債権残額（破綻金融機関の不良債権額を除く、分類債権のⅡ～Ⅳ分類）が 64.3 兆円に及んでいたことを受け、翌 99 年 3 月、大手金融機関 15 行に総額 5 兆 8,593 億円の公的資金注入を行うことを決定した¹³。地銀など 17 行に対しては、預金保険機構が普通株に転換できる優先株を買い取るという措置を講じ、総額 8 兆 6,053 億円の公的資金注入を行った。政府の株価維持策（いわ

11 宇沢弘文・武田晴人編『日本の政策金融Ⅱ』（東京大学出版会、2009 年）、491 頁。これは、自己資本比率が一定の基準を下回る金融機関に対し、監督当局が経営改善を指導するというものであり、政府保証にもとづき日銀、民間金融機関が預金保険機構に対して融資がなされた。

12 西村吉正『金融システム改革 50 年の軌跡』、458－459 頁。

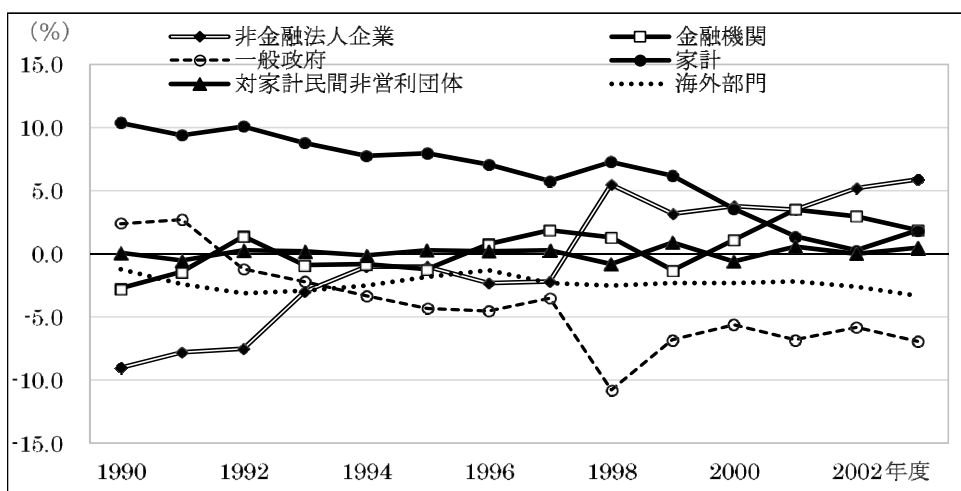
13 大手銀行のうち、旧東京三菱銀行は資本注入を拒否した。

ゆる「PKO」）や銀行保護、日銀の超低金利政策に支えられ、民間金融機関は不良債権処理に取り組んだが、処理の進捗度を上回る持続的な資産価格の下落が新たな不良債権を増加したことに加え、金融検査の厳格化により従来健全とみられていた債権についても、不良債権残高に組み入れられるものが続出したからである。98年度には名目GDP成長率が対前年度 - 2.0%成長と戦後最悪の状態となり、アジア金融危機による円高、卸売物価・消費者物価の下落、後述する「資金運用部ショック」による長期金利の一時的急騰などによって、企業収益が圧迫された。戦後日本経済において初めて、本格的デフレ懸念が生まれることになったのである。

実体経済の悪化は、90年代前半に進んだ円高に加え、バブル崩壊により企業および家計のバランスシートが棄損していたことによる。企業はバブル期に抱え込んだ過剰設備、過剰債務、過剰雇用を清算する目的で、人件費や金利などの固定費の削減を進め、このことが消費および投資需要を冷え込ませることになった。90年代終わり、金融危機を機に、投資の抑制と負債の圧縮に加え、雇用調整が企業で進められ、企業の資金余剰が発生した。このことが先にみた預貯金市場における現預金の増加として現れたのである。一方、金融危機の進行によって銀行サイドでは貸し渋りが起きていたため、銀行預貸率は趨勢的に低下し、安全資産への運用、自己資本充実の必要から、余資は国債保有に向けられ、リーマンショック後の現在に続く趨勢となった。

このことを図表3より、資金過不足（対GDP比）の推移でみてみよう。戦後一貫して資金不足部門であった非金融法人企業は、98年度から資金余剰部門に転じ、その後

図表3 資金過不足（対GDP比）の推移



（出所）日本銀行調査局「資金循環勘定」（93SNA）より作成。

もその余剰を増やし続けている。これに対し、家計は表掲期間を通じ、資金余剰部門であったが、90年代には余剰を徐々に減らし続けている。これと対応するかたちで、92年度以降、政府は資金不足部門となり、98年度に大きな資金の取り手となったのち、やや立ち戻りをみせるものの、最大の資金不足部門となっている。不況の深化とともに、民間貯蓄がもっぱら政府を通じ、景気対策に充当されていた姿がみて取れる。

この間金融機関の健全化については、民間金融機関の系列化や外資、証券、生保との業務提携などが図られたものの、泥沼化する事態を覆す抜本的な解決策とはならなかった¹⁴。危機を打開する鍵である不良債権問題解決の大きな山場は、01年に成立した小泉純一郎内閣の竹中平蔵金融担当大臣により、02年10月に策定された「金融再生プログラム」の導入であった¹⁵。「金融再生プログラム」は、日本の金融システムと金融行政に対する信頼を回復し、世界から評価される金融市場を目指して、主要行の不良債権比率を05年3月期までに4%台へ半減させることを目標とするものであった。このプログラムでは、不良債権の抜本的な処理の一環として、①資産査定の厳格化、②自己資本の充実、③ガバナンスの強化を中心とした金融行政の強化が打ち出された。特に、資産査定の厳格化については、02年3月期に実施した特別検査を翌03年3月期に再実施し、その際、金融庁検査と主要行の自己査定の格差を集計ベースで公表することで格差是正を求めた¹⁶。「金融再生プログラム」による資産査定の厳格化が大手銀行の不良債権処理の加速を促す一方、金融システムの再編、さらには産業再編を促進する役割を果たし、03年の公的資金注入によるりそな銀行の事実上の国有化により、カウンターパーティ・リスクが決定的に低まった。このことから、さしも泥沼化の様相を呈していた日本の銀行危機もようやく終わりを告げ、株価も持ち直すことになった。

14 中野瑞彦「不良債権処理と金融システムの将来像」（一之瀬篤編『現代金融・経済危機の解明』ミネルヴァ書房、2005年）、140頁。

15 大村敬一・水上慎士『金融再生危機の本質』（日本経済新聞社、2007年）、212頁。

16 このような再評価の実施に際し、竹中金融担当大臣は「デフレ不況の主な原因は、銀行が抱える不良債権」であるとし、資金不足状態にある銀行を躊躇せずに一時国有（国営）化する姿勢をにじませた。この一方で、自行のみで市場の不安に対応しきれないと忖度して国有化されるような事態を回避するため、大手都市銀行でも組織変遷や外部資金調達による資本増強が推進された（池尾和人『開発主義の暴走と保身』NTT出版、2006年、180頁）。

図表４の通り、05年３月末の不良債権比率は全国銀行ベースで4.0%、メインターゲットとされていた主要行ベースで2.9%と目標を達成し、ほぼこの時期には正常化するに至ったのである¹⁷。

図表４ 不良債権残高の推移

年度	1999/3	2000/3	2001/3	2002/3	2003/3	2004/3	2005/3	2006/3
全国銀行(123行)								
総与信(兆円)	551.4	536.1	537.1	512.1	474.6	455.5	446.1	457.5
金融再生法開示債権(兆円)	33.9	31.8	33.6	43.2	35.3	26.6	17.9	13.4
破産更生等債権(兆円)	10.3	7.8	7.7	7.4	5.7	4.4	3.2	2.4
危険債権(兆円)	17.4	16.2	15	19.3	13	11.2	8.8	6.3
要管理債権(兆円)	6.2	7.8	10.9	16.5	16.6	11.1	5.9	4.7
不良債権比率(%)	6.2%	5.9%	6.3%	8.4%	7.4%	5.8%	4.0%	2.9%
要管理債権/不良債権(%)	18.3%	24.4%	32.5%	38.2%	46.9%	41.6%	32.7%	35.1%
不良債権処分損(兆円)	13.6	6.9	6.1	9.7	6.7	5.4	2.8	0.4
実質業務純益(兆円)	5.8	5	5.2	6	6	5.9	5.9	5.8
都銀・旧長信銀・信託(11行)								
総与信(兆円)	358	350.3	350.6	327	287.4	269.4	259.3	266.3
金融再生法開示債権(兆円)	21.9	20.4	20	28.4	20.7	13.8	7.6	4.7
破産更生等債権(兆円)	5.4	4.1	3.7	3.5	2.2	1.5	1.1	0.5
危険債権(兆円)	12.3	10.8	9.2	13	6.8	5.3	3.7	1.9
要管理債権(兆円)	4.3	5.4	7.1	11.9	11.7	7	2.8	2.3
不良債権比率(%)	6.1%	5.8%	5.7%	8.7%	7.2%	5.1%	2.9%	1.8%
要管理債権/不良債権(%)	19.4%	26.7%	35.7%	41.8%	56.6%	50.6%	36.4%	48.5%
不良債権処分損(兆円)	10.4	5.4	4.3	7.7	5.1	3.5	2	0.3
実質業務純益(兆円)	3.9	3.2	3.5	4.2	4.1	4	3.9	3.9

(注１) () 内は 2007 年 9 月期時点の対象金融機関数である。

(注２) 全国銀行の計数は都銀・旧長信銀・信託および地域銀行を集計したものである。

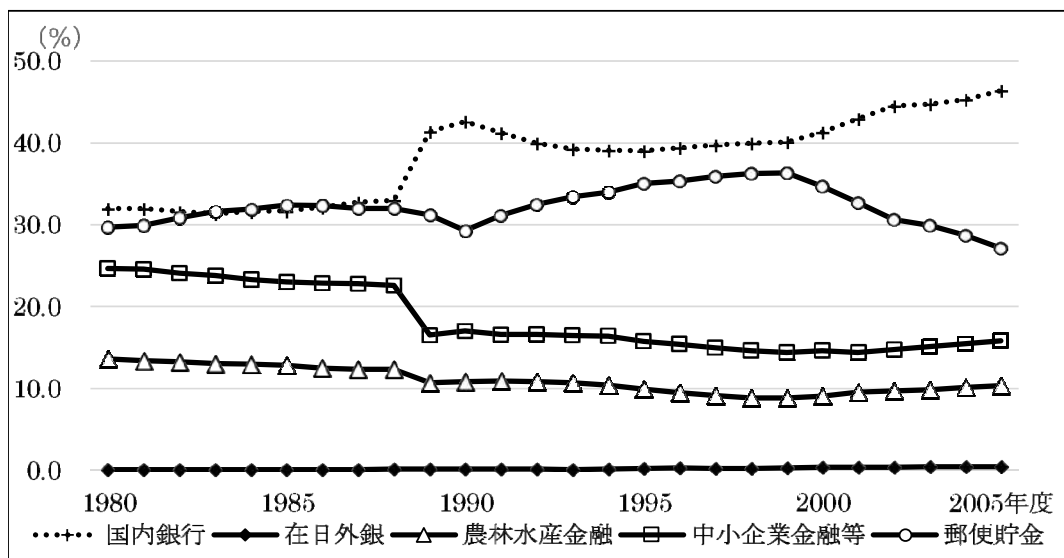
(注３) 旧長信銀の計数は、1999 年 3 月期及び 1999 年 9 月期は日本長期信用銀行

(現・新生銀行) および日本債券信用銀行(現・あおぞら銀行)を除き、2000 年 3 月期は日本債券信用銀行を除く。2002 年 3 月期までは日本興業銀行を含み、2004 年 9 月期以降は 2004 年 4 月に普通銀行へ転換した新生銀行を含む。

(出所) 金融庁「不良債権の状況について」より作成。

17 浅井良夫・井出英策「デフレ下の長期景気回復」(内閣府経済社会総合研究所監修・小峰隆夫編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策(歴史編) 2 日本経済の記録——金融危機、デフレと回復過程(1997 年～2006 年)——』慶應義塾大学出版会、2011 年)、188 頁。なお、ペイオフは、02 年 4 月 1 日から一部解禁され、2005 年 4 月から全面解禁となった。

図表5 家計における金融機関別預金残高シェアの推移



(注) 預貯金残高は流動性預金・定期性預金・外貨預金の合計である。

(出所) 日本銀行調査局「資金循環勘定」(93SNA)より作成。

90年代末の金融機関の大型破綻、金融危機を経て、これまで「護送船団方式」の下で倒産などあり得ないとされてきた都市銀行などの大手銀行でも危機感が高まり、生き残りのために合併・統合やリストラが必要であると認識されるようになった¹⁸。その一連の流れを略述すれば、99年8月、第一勧業銀行、富士銀行、日本興業銀行の3行の全面的な統合による新しい総合金融グループ結成合意が突然発表され、金融界に大きな衝撃を与えた¹⁹。同年10月には住友、さくら銀行が、翌00年3月には三和、東海、あさひ銀行が相次いで経営統合を発表し、メガバンク化が一気に進行した。さらに、05年10月には三菱東京とUFJのメガバンク同士の合併が実現したことより、90年当初13行あった都市銀行は、3大金融グループに再編されることになった²⁰。

日本の銀行制度が根幹から揺さぶられたこの時期、郵便貯金の動向はどのようなものであったろうか。図表5より、この間の家計における金融機関別預金残高シェアの推移をみると、90年度から99年度にかけ、国内銀行が42.6%から40.1%と低下する一方、郵便貯金が29.3%から36.4%へと預金残高のシェアを高めている。90年代を

18 中村宗悦・永江雅和・鈴木久美「金融とデフレーション」、40頁。

19 三井住友銀行総務部行史編纂室『三井住友銀行十年史』（三井住友銀行、2013年）、194頁。

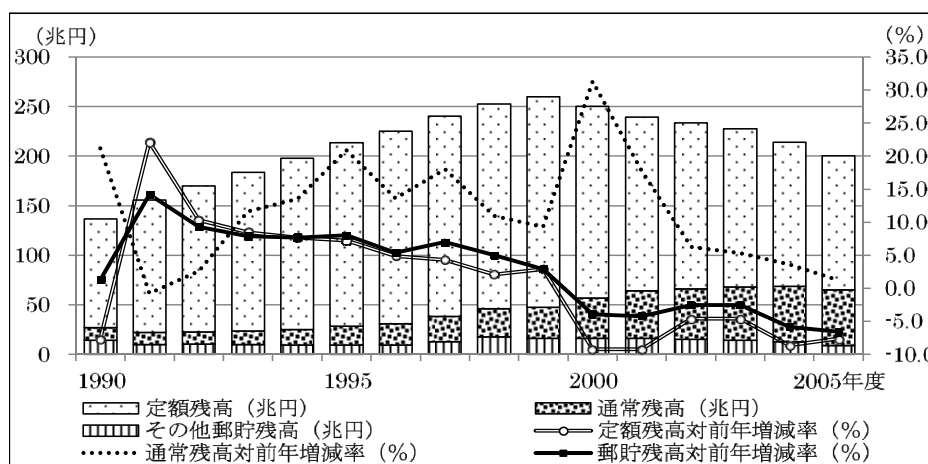
20 この過程では、「金融再生法」にもとづき国有化された長期信用銀行は新生銀行として、日本債券信用銀行はあおぞら銀行として再生された。

通じ、郵便貯金は破竹の勢いで、預貯金市場でのシェアを拡大していたかに見える。バブル崩壊後の不良債権処理にともなう金融危機の発生が、民間銀行のカンターパーティ・リスクを飛躍的に高めていたのに対し、利便性や収益性に加え、郵便貯金の安全性に対する信頼（コンフィデンス）を高めることになったであろうことは間違いない。しかし、詳細に 90 年代の郵便貯金の増加要因をみると、必ずしも「郵便貯金の一人勝ち」という印象は当たらないことが明らかになる。この増加の背景には、90 年初頭の郵便貯金、とりわけ定額貯金の巨額の満期資金の流出と再流入という事態があった。90 年代の郵便貯金の推移と実態は、このこと抜きには明らかにならない。さらに 90 年代初期に流入したこの巨額の定額貯金の存在が、バブル崩壊が金融危機に波及した 90 年代末、日本経済のデフレ化、日銀の超金融緩和政策、政府の大型景気対策とも相まって、郵貯資金したがって資金運用部資金の運用面に固有の問題を生み出すことになった。そこで、節を改め、さらにこの点についてみていくこととしよう。

3. 郵便貯金の大量満期集中と国債問題

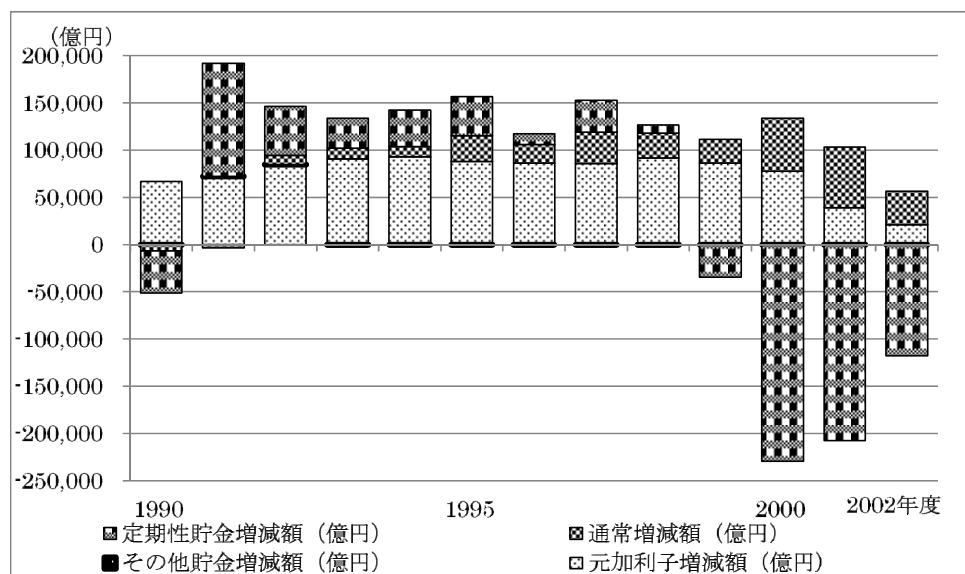
3-1 定額貯金の大量満期集中

図表 6 郵便貯金残高の推移



（出所）郵政省『郵政統計年報 為替貯金編』各年度、および日本郵政公社『郵政行政統計データ 為替貯金編』各年度より作成。

図表 7 郵便貯金現金増減額の推移



(出所) 財務省『財政金融統計月報』国庫収支特集号、各月版より作成。

郵便貯金の残高は、図表 6 にみられる通り、90 年に 100 兆円、95 年に 200 兆円を突破し、99 年度末には約 260 兆円のピークに達した。以降、残高は減少に転じたが、対前年増減率でみると、すでに 91 年度から伸び率は減少傾向で推移していたことが明らかになる。金融自由化によって、郵便貯金は、通常、通常貯蓄、定額、定期、積立、住宅積立、教育積立、財形定額などの貯金商品を有していたが、その太宗を占めていたのは一貫して定額貯金であった。定額貯金残高は、郵貯残高同様、99 年度に 212.4 兆円のピークを迎え、00 年度から減少した。定額貯金の伸び率をみれば、91 年度 22.1% から 98 年度 2.1% と、90 年代を通じて大幅に低下し、00 年度以降マイナスに転じた。

定額貯金は預入半年以降解約自由かつ最長 10 年間の預入が可能であり、預入時点の金利が半年複利で、満期にわたって固定金利が続き、段階的金利制にもとづき適用金利が預入期間に応じて上昇する貯蓄商品である。高度成長期を通じた所得上昇、低金利政策と規制金利体系下で優遇されていた政策金利、経済成長に合わせたインフラ整備の一環として郵便局の大拡張が政策的になされたことによる店舗政策上の優位などが組み合わさり、定額貯金という特異な商品を中心とした「郵貯増強メカニズム」が構築された²¹。これにより、特に金利の低下局面、預貯金金利の改定に時間差が生じ

21 この点に関する詳細な分析については、伊藤真利子「高度成長期の郵便貯金——『郵便貯金増強メカニズム』をめぐって——」（『郵政資料館 研究紀要』郵政資料館、創刊号、

ると定額貯金の預入が激増し、郵便貯金の飛躍的拡大が生みだされた。このメカニズムは、本来はインフレが進行する中、預金金利が人為的に低利に規制されていたことによる預金者の不利に配慮しつつ、政策的に成長資金やインフラ整備に向けることを意図したものであったから、高度成長が終わり、金利自由化が進む流れの中で、早晚その見直しは不可避であったと考えられる。しかし、日本における金融自由化は、各金融業態間の利害が絡み、金利自由化を段階的、漸進的なものとした。このため 70 年代末から 80 年代初頭という金利自由化の過渡期、郵便貯金とりわけ定額貯金金利に対する政策的優遇の撤廃が立ち遅れていた 80 年に、この「郵貯増強メカニズム」が作動し、郵便貯金の大膨張を生み出すことになった。

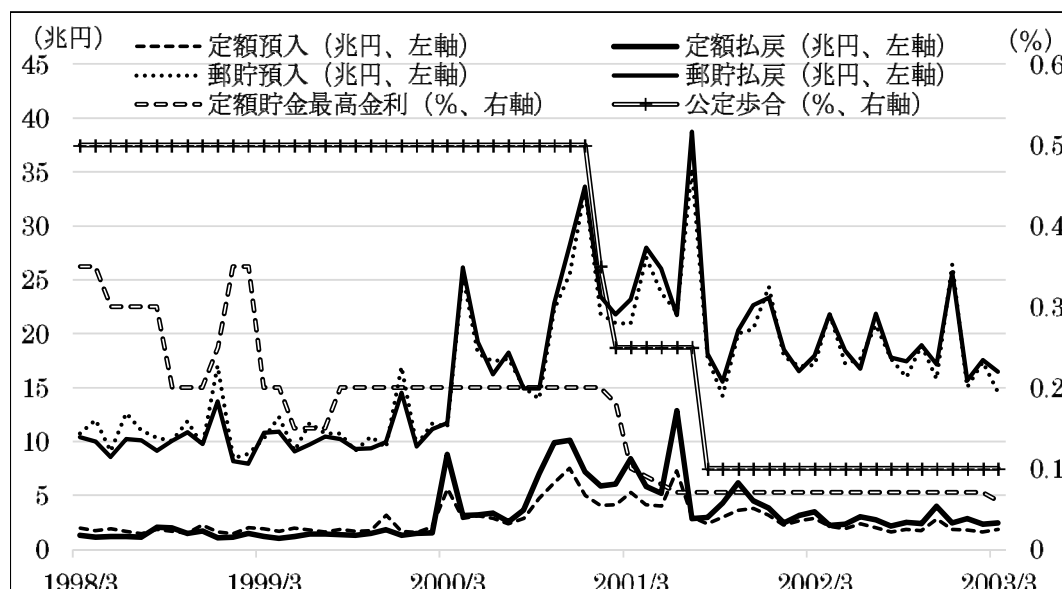
年利 8.0%という最高金利を記録した 80 年 4 月から同年 11 月にかけて、定額貯金には約 32 兆円（うち新規預入額約 30 兆円）が預け入れられ、このうち約 14 兆円（約 3,000 万件）が最長預入期間である 10 年の満期まで滞留し続けることになった。その利回りは 11.9%に達し、元加利子合計額約 34 兆円に及ぶ満期償還金の「塊」を形成した。この満期資金は、90 年の満期時、証券市場のバブル化を背景として、一時郵便貯金から大量流出し、90 年 4 月から 11 月にかけて、定額貯金の払戻額は 59.0 兆円、流出額は 42.6 兆円に及んだ。しかし 91 年になると、バブル崩壊によって証券市場から預貯金市場への資金が逆流したことを背景に、90 年 12 月以降いわゆる「郵貯シフト」と呼ばれる現象が起きた²²。

2010 年 3 月、48-65 頁）および伊藤真利子「安定成長期の郵便貯金——定額貯金への資金シフトをめぐる——」（『郵政資料館 研究紀要』郵政資料館、第 2 号、2011 年 3 月、75-90 頁）を参照されたい。

22 この点については、伊藤真利子「バブル経済下の郵便貯金——『90 年ショック』をめぐる——」（『郵政資料館 研究紀要』郵政資料館、第 3 号、2012 年 3 月、48-71 頁）に詳しい。

91 年ピーク時の定額貯金金利（3 年以上）は 6.33%、10 年満期時の最終利回りは 8.648%（課税前）と、80 年の最高金利時（約定 8%、最終利回り 11.9%）には及ばなかったものの、80 年度の GDP デフレータは 6.3%と、90 年度 2.3%、91 年度 2.5%という同数値を考慮すれば、実質金利では 91 年度のほうが高利であった²³。また、郵便貯金には預金者 1 人あたりの預入限度額が定められていたが、88 年 4 月に 300 万円から 500 万円、90 年 1 月に 700 万円、91 年 11 月に 1,000 万円にまで引き上げられたことも影響し、90 年 12 月から 92 年 3 月における定額貯金の流入額は 29.3 兆円、預入額は 73.5 兆円に達した。そして、このような巨大な満期償還金の「塊」は、デフレの長期化、金利水準の大幅な低下局面で郵便貯金に滞留し、00 年度から 01 年度にかけて、集中的に満期を予定されていた。

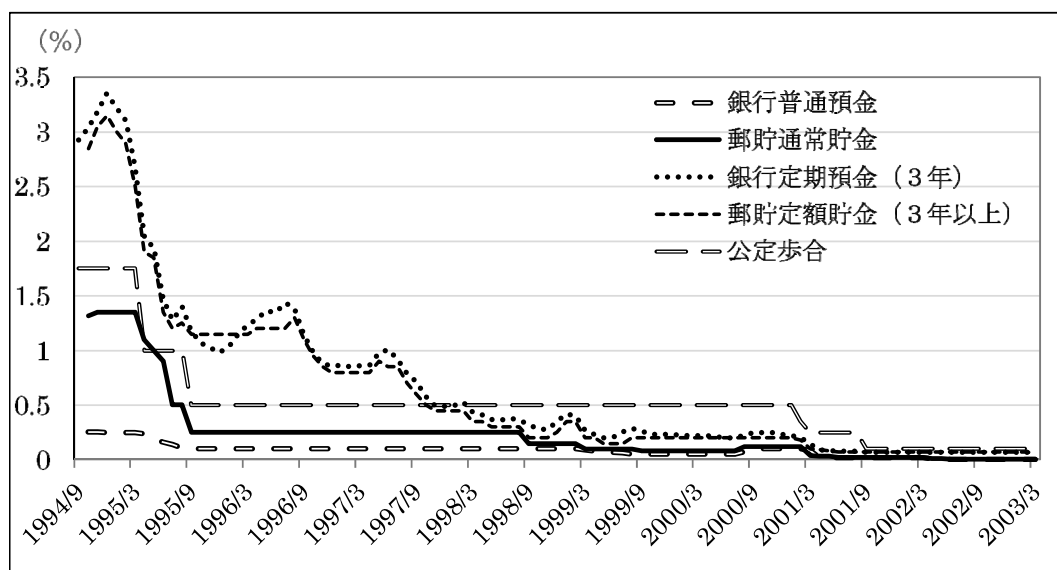
図表 8 郵便貯金の預入・払戻の推移



（出所）郵政省『郵政統計年報 為替貯金編』各年度、および日本郵政公社『郵政行政統計データ 為替貯金編』各年度より作成。

23 なお、当時の預入限度額の 700 万円を満期日まで預けた場合、元利合計額は 1,200 万円以上となり、全額が満期まで据え置かれた場合の償還額は元金の約 1.9 倍、約 123 兆円と試算された（『日経金融新聞』、2000 年 3 月 27 日付朝刊）。

図表 9 民間銀行と郵便貯金の金利の推移



(出所) 日本銀行『金融経済統計』時系列データおよび日本郵政公社『郵政行政統計データ
為替貯金編』各年版より作成。

図表 7 より、この間の郵便貯金の増減額の推移をみると、現金増加額合計は、90 年度 1 兆 5,495 億円の減少から一転、91 年度には 18 兆 8,638 億円の跳ね上がり、92～98 年度は毎年度約 12～15 兆円、99 年度は 7 兆 7,443 億円増加したのち、00 年度 9 兆 6,011 億円、01 年度 10 兆 4,539 億円の減少に転じた。90 年代を通じた現金増加額の太宗を占めるのは、91 年の高金利時に激増した定額貯金とその元加利子であった。定期性貯金増加額は、91 年度 18 兆 8,638 億円であり、その大部分を占めている定額貯金の金利は、「預入 3 年目から約定金利の最高で 10 年間半年複利」で「利盛り」されることから、元加利子は 91 年度 7 兆 2,058 億円から 94 年度 9 兆 3,128 億円に膨らみ、その後も郵便貯金増加の主要な部分であり続けた。90 年代の郵便貯金残高の増加は、通常貯金の増加を別にすれば、定額貯金の元加利子による名目的なものだったのである。90 年代に郵便貯金だけが「一人勝ち」していたかにみえたのは、実は 90 年代初頭の定額貯金の高利回りを反映したに過ぎなかった。このことは、この時期の郵便貯金の経営に大きな影響を与えることになるが、この点については後述する。

さしあたり、ここでは 90 年代を通して郵便貯金の動向を規定した定額貯金の満期時の推移を追っておこう。図表 8 でみると、00 年初頭の集中満期における郵便貯金の払戻額は、00 年度 70.5 兆円（うち定額貯金 26.8 兆円）、01 年 59.9 兆円（同 25.0 兆円）、

流出額はそれぞれ 19.6 兆円（同 10.0 兆円）、14.7 兆円（同 9.7 兆円）と両年度で 19.8 兆円（同 34.2 兆円）に及んでいる。定期性貯金の残高は、大量満期時の 00 年度 22 兆 9,167 億円、01 年度 20 兆 7,361 億円、02 年度 11 兆 7,248 億円と大減少となった。これに対し、すでに 90 年代後半から増加傾向にあった通常貯金は 00 年度 5 兆 5,827 億円、01 年度 6 兆 4,247 億円、03 年度 3 兆 5,494 億円と著増しており、郵便貯金の短期化が進んでいる。

図表 9 は、郵便貯金と民間銀行の金利の推移を示したものである。定期性預金金利については、93 年 6 月に完全自由化され、市場金利との連動性を強めるようになっていた²⁴。95 年 9 月に公定歩合が 3 度目となる 0.75% 幅で 0.50% に引き下げられたことにともない、定額貯金の 3 年以上約定金利は 1.15% となったが、約定金利が 1.00% の場合、10 年固定の半年複利でも最終利回りは 1.05% 程度となり、長期固定・半年複利という定額貯金の金利面における有利性は大幅に低下する²⁵。これに加え、超低金利下で金利が引き下げられていく過程では、定額貯金金利（3 年以上）と国内銀行預金金利（3 年以上、300 万円以上 1 千万円未満）が逼迫し、95 年 10 月から 93 年 2 月にかけて、銀行預金金利のほうが約 1.0% 高くなる逆転現象がみられたのである²⁶。

一方、流動性預金金利については、郵貯通常貯金と銀行普通預金との金利に、金利自由化以前同様、1.1% の金利差が存在していた²⁷。低金利下で金融商品間に金利差をつけることが困難となる中、金利よりも利便性が重視される流動性貯金に残された 1.0% という金利差は、95 年度下期以降、預貯金金利全般がフラット化していく過程

24 92 年 12 月に大蔵・郵政省間において、「郵便貯金は民間預金金利に連動することを原則とする」との合意が成立し、金利自由化後の定額貯金金利は、順イールド時には「3 年定期預金金利×0.95% 程度」、逆イールド時には「長期国債クーポン－0.5% 程度」とされた（郵政省貯金局監修『為替貯金事業史——昭和 50 年から平成 7 年まで——』（郵便貯金振興会、1997 年、14 頁）。

25 戸原つね子『公的金融の改革』（農林統計協会、2001 年）、75 頁。

26 貯蓄広報中央委員会が 94 年 6 月に実施した世論調査によると、金利で取引金融機関を変えるつもりはないとの回答が全体の 6 割弱を占め、金利によって変更を考えると回答した人の中でも、「金利差が 1.0% 以上なら考える」とする人が半分以上にのぼった（『日経金融新聞』、1994 年 12 月 27 日付朝刊）。

27 これは 94 年 4 月、大蔵・郵政省間において、通常貯金と銀行普通預金との金利差「1.0% 程度」を残したまま、表面的にそれらの水準を合わせることで合意によるものである。合意の過程では、民間普通預金と郵貯通常預金の金利差について、大蔵省が 0.9%、郵政省が規制金利時代と同じ 1.1% を主張して対立し、結局資金運用部資金原資に特段の利害が生じていた大蔵省側の妥協により郵政省の主張を認めることとなった（『日経金融新聞』、1994 年 4 月 10 日付朝刊）。

で微差となっていた。通常貯金にいささかなりとも有利な金利差が残されたことは、リスク回避のために流動性と安全性が選好される中で郵便貯金の有利性を依然維持させるものであった。この政策は巨額の満期集中に備え、貯金の比重を漸進的に定額貯金から通常貯金に移し、ソフトランディングすることを目指したものであったと考えられるから、大局としてみるならば、90年代の郵便貯金の構成変化は同時期の民間銀行の預金構成の変化とさして異なるものではなく、郵便貯金の一般金融機関との同質化が進みつつあったと評価できよう。

以上みてきたように、戦後の郵便貯金にとって、2000年はターニング・ポイントとなることが予想された。同年の集中満期目前、99年8月時点では、00年3月末約260兆円の郵貯残高のうち、00年度から01年度にかけて定額貯金の満期償還金は106兆円（うち00年度58兆円、同01年度48兆円）に達する見込みであり、このうち郵便貯金の流出予想額は両年度合計約49兆円（うち00年度27兆円、同01年度22兆円）、郵貯残高は00年度16兆円、01年度15兆円減少すると試算されていた²⁸。予想される巨額の満期資金が、どこに向かうかは、マクロ経済的にみて無視しえないものであったと言えよう。郵便貯金の満期資金をめぐっては、流出の時期や規模、影響などに関する憶測が飛び交っていた。不況による個人消費の低迷と景気浮揚が最大争点とされた森喜朗内閣では、この満期資金の払い出しが家計に回り、消費を押し上げることで景気に好影響を与えることが期待されていたものの、その効果は必ずしもみられなかった²⁹。00年以降、郵便貯金は趨勢的な減少過程に移行し、その中でも次第に通常貯金の比率が高まっていたのである。

この80年、90～91年の2度の波を経て肥大化した郵便貯金から、かつてない巨額資金が流出すると予想された00年の事態を、それでは市場と政府はどのように受け止めようとしていたのであろうか。次に国債問題との関連で運用面からこのことをみてみよう。

28 『日本経済新聞』、1999年8月26日付朝刊。

29 小和口亮『郵政夏の陣 上巻』（リューブン、2005年）、125頁。なおこの時の政策判断は、もっぱら流出資金による消費拡大という景気刺激策であったが、小泉政権の下、00年代に金融危機が終息し、景気が緩やかに上昇するとともに、構造改革路線の一環として郵政民営化と規制緩和を並行させることによって、郵貯資金を新成長分野に向けるという竹中路線が浮上してくるようになった。

3－2 国債問題と郵便貯金事業

90年代の財政状況は、日本経済の長期低迷の中で悪化の一途を辿り、国債に大きく依存するようになっていった。図表10の通り、90年度に26.0兆円（うち新規財源債7.3兆円）であった国債発行額は、95年度46.6兆円（同21.2兆円）、00年度86.3兆円（同33.0兆円）、05年度165.0兆円（同30.3兆円）と増加した。バブルによる税収増加などの影響により、91年度から93年度にかけて特例国債ゼロを実現したが、92年から00年にかけて合計10回、約130兆円の国債を動員した大規模な景気対策を行ったことから、国債依存度は92年度以降再度高まった。国債残高は、90年度166.3兆円（対GDP比37.0%）、95年度225.2兆円（同45.4%）、00年度367.6兆円（同72.9%）、05年度526.9兆円（同104.7%）と名目GDPを上回る規模に累積し、数値でみる限り、財政破綻と呼ぶべき様相を呈したのであった。

ここで注目すべきは、新規財源債が97年度18.5兆円から98年度34.0兆円、99年度37.5兆円と激増し、国債依存度についても98年度と99年度に40%台に達したことである。消費税率引き上げなどの効果によって97年度こそ税収は増加したが、98年度になると日本経済は金融機関経営への信頼の低下、雇用不安などが重なって、消費者心理や企業心理が一気に冷え込み、実質国内総生産の成長率は97年10～12月期にマイナスに転じ、5四半期連続でマイナス成長を記録した³⁰。現在の時点でみれば、この頃をもって日本経済は本格的なデフレ経済に移行したと考えられる。このような事態に対し、政府は大規模な財政出動を決定、98年4月に総額16.7兆円の「総合経済対策」を実施し、同年11月にも総額24.3兆円の「緊急経済対策」を策定した。

30 財務省財務総合政策研究所財政史室編『平成財政史 平成元～12年度 第2巻予算』、657頁。

図表 10 国債発行および残高の推移

年度	国債発行額						国債 依存度	国債費 (当初)	国債費／ 一般会計	残高／ GDP
	合計	新規財源債			借換債	財投債				
		4条債	特例債							
	兆円	兆円	兆円	兆円	兆円	兆円	%	兆円	%	%
1990	26.0	7.3	6.3	1.0	18.7	-	10.6	14.3	21.6	37.0
1991	25.6	6.7	6.7	-	18.9	-	9.5	16.0	22.8	36.3
1992	31.0	9.5	9.5	-	21.5	-	13.5	16.4	22.8	36.9
1993	38.0	16.2	16.2	-	21.8	-	21.5	15.4	21.3	40.1
1994	39.4	16.5	12.3	4.1	22.9	-	22.4	14.4	19.6	42.4
1995	46.6	21.2	16.4	4.8	25.4	-	28.0	13.2	18.6	45.4
1996	48.3	21.7	10.7	11.0	26.6	-	27.6	16.4	21.8	48.1
1997	49.9	18.5	9.9	8.5	31.4	-	23.5	16.8	21.7	50.3
1998	76.4	34.0	17.1	17.0	42.4	-	40.3	17.3	22.2	58.7
1999	77.6	37.5	13.2	24.3	40.1	-	42.1	19.8	24.2	66.4
2000	86.3	33.0	11.1	21.9	53.3	-	36.9	22.0	25.8	72.9
2001	133.2	30.0	9.1	20.9	59.3	43.9	35.4	17.2	20.8	79.5
2002	136.4	35.0	9.1	25.8	69.6	31.8	41.8	16.7	20.5	86.0
2003	138.8	35.3	6.7	28.7	74.9	28.5	42.9	16.8	20.5	92.6
2004	160.1	35.5	8.7	26.8	84.5	40.1	41.8	17.6	21.4	100.1
2005	165.0	31.3	7.8	23.5	105.5	28.2	36.6	18.4	22.4	104.7

(注 1) 新規債は、4 条債（建設国債）と特例債（赤字国債）の合計である。

(注 2) () は、普通国債残高総額に占める割合を示している。

(注 3) 各単位未満の計数については、四捨五入のため、合計額において合致しない場合がある。

(出所) 財務省理財局『国債統計年報』各年版、および同「戦後の国債管理政策の推移」、同「カレンダーベース市中発行額の年限別推移」、より作成。

のちに「世界一の借金王」を自認した小渕恵三内閣が 98 年 7 月に発足すると、切れ間なく景気対策を実行するため、98 年度第 3 次補正予算と翌 99 年度予算を一体的に編成することとし、同計画は 98 年 12 月 20 日に閣議決定された³¹。99 年度国債発行計画では、デフレの進行と金融不安定性の高まり、そして世界的な信用不安を背景として、「財政構造改革の基本的な考え方は維持しつつも、当面の景気回復に全力を尽くす」との予算方針から、前年度当初発行予定額より 15 兆 4,930 億円増額し、31 兆 500 億円の国債発行が組み込まれることとなった³²。長期金利が最低水準まで低下する中、

31 小渕首相は、98 年 8 月の所信表明演説において、自らの政権を「経済再生内閣」と位置付け、不良債権の抜本的処理、10 兆円を超える第二次補正予算の策定等、66 兆円を上回る恒久的減税（所得税と住民税合計の最高税率 50%、法人税実効税率 40%）の実施、大規模な財政出動を表明した。また、橋本内閣による「財政構造改革法」の当面の凍結に言及するなど、財政構造改革路線からの脱却と積極財政路線への方針転換を明確にした（中村宗悦・永江雅和・鈴木久美「金融とデフレーション」、68 頁）。

32 財務省財務総合政策研究所財政史室編『平成財政史 平成元～12 年度 第 2 巻予算』、675 頁。これは、国債管理政策において、2008 年に償還予定の国債が前後の年に比べ、10 兆円以上も突出する「2008 年問題」の懸念材料となった（『日経金融新聞』、2006 年 1

10年国債および短期国債の年間発行額は、前年度の約1.5倍に増額されることが決定されたのである。

このような国債大量発行の動きの中、翌21日突然、定額貯金の大量満期と貸し渋り対策のための政府系金融機関の融資拡大にともない、資金運用部の国債引受余力が減少するとの予想により、99年1月から資金運用部による長期国債の買入れを停止し、日銀による国債買い切りも減額するとの方針を宮澤喜一蔵相が公表した³³。資金運用部資金の国債引受けは年間2.4兆円規模であり、大きな影響はないであろうとの判断であったとされる。しかし市場では、もともと00年度に大量満期を控えた郵便貯金は資金運用部に対して十分な預託＝国債引受けができないであろうとの予想が生じており、国債の需給の動きを神経質に睨んでいた最中の突然の表明であった。市場は国債買い入れ停止に過敏に反応し、98年9月に0.64%であった長期金利は一時2.070%まで急騰（国債価格は急落）した。いわゆる「資金運用部ショック」である。政府は財政健全化を放棄し、財政膨張と国債累積の途を歩んでいるという市場に存在していた不安が宮澤発言で一気に表面化し、国債需給への懸念が国債発行に対する市場評価として市場金利に反映されたのであった³⁴。

「ショック」を引きずるかたちで、99年年明けの債券市場は、長期金利の上昇圧力（国債価格の下方圧力）が強い展開となった。民間金融機関では99年3月決算に向けて不良債権処理が迫られ、追加的な損失を避けようと国債保有に一時慎重となっていたことなどを背景に、2月上旬は数日間で1.7%台から2.44%まで長期金利が急上昇した。こうして予想外に大幅な金利上昇が景気に与える影響への懸念から、2月12日、日銀は類例をみない新たな金融政策である「ゼロ金利政策」導入に追い込まれた³⁵。同政策の決定に際しては、長期金利の大幅上昇とその結果としての円高の進行および株式市場の低調が財政金融政策の効果を相殺する可能性について対処が必要であるとの認識が共有された³⁶。一方、大蔵省は、2月16日、1月に停止した資金運用部による10年国債の買い入れを2月と3月に各2,000億円行うとの発表を行った。さらに、

月6日付朝刊）。

33 真壁昭夫・玉木伸介・平山賢一『国債と金利をめぐる300年史』（東洋経済新報社、2005年）、208頁。

34 真壁昭夫・玉木伸介・平山賢一『国債と金利をめぐる300年史』、222頁。

35 浅井良夫・井出英策「デフレ下の長期景気回復」、219頁。

36 中村宗悦・永江雅和・鈴木久美「金融とデフレーション」、85頁。

長期金利の上昇を抑制するため、10年国債の発行額を減額し、その減額分見合いを2年債3,000億円、6年債1,000億円に振り向けると発表した。これにより、債券市場は落ち着きを取り戻し、長期金利は低下し、円が急落、株価は続伸することとなった。

大蔵省は3月に99年度予算が成立したことを受け、2月に再開した運用部の国債買い入れを4月以降も毎月2,000億円の規模で継続し、99年度4月から6月の10年国債発行予定額を毎月1.4兆円に据え置くと発表した³⁷。長期金利は、4月に1.4%台と急低下したのち、国債残高累積に対する懸念を背景としてやや水準を上げながらも、99年度中は1.7~1.8%を中心に安定的に推移した。アメリカ経済の好調に牽引されるかたちで、実体経済は99年度末から緩やかに回復をはじめ、00年8月に「ゼロ金利政策」はいったん解除された。しかし、そのアメリカにおいてITバブルが崩壊したため、世界的に景気が後退し、日本経済のデフレ傾向が強まるとともに、日経平均株価が低迷するようになった。このため日銀の「ゼロ金利政策」の解除が早すぎたのではないかとの批判の声が強まり、「ゼロ金利政策」の復活、量的緩和政策の採用、さらには日銀による国債引受けなどの大胆な施策を要求する声が強まった。

日銀は01年2月に公定歩合を2度にわたって0.50%から0.25%に引き下げ、事実上「ゼロ金利政策」を復活させ、さらに3月に入ると「量的緩和政策」を導入し、日銀当座預金残高の目標値設定と引き上げ、国債買い入れ増加などの思い切った金融緩和政策を展開した³⁸。「非伝統的金融政策」時代の始まりである。長期金利は、02年9月に1.0%を下回るようになり、03年6月には史上最低0.43%を記録した。このような超低金利が継続したことによって、国債発行が激増し、その残高が累積しても、利払い費はほぼ一定に保たれ、財政の債務維持負担を非常に軽いもので済ますことを可能にしたのである。これらの日銀の「非伝統的金融政策」は、金融危機への対応としては一定の意義を持ったと考えられるが、すでに述べたように、企業の設備投資意欲が盛り上がり、金融機関の貸し出し姿勢も消極的である環境の下では、所期の目的であるデフレ対策という意味では、その効果は限定的なものとならざるを得なかった。この時の「ゼロ金利政策」、「量的緩和政策」の採用と解除のタイミングについては、政府と97年日銀法改正後の日銀の政策スタンスとの間に、大きな隔たりがみられ、その後の日本のマクロ経済政策の方針決定に影を落としたことは周知のことである。

37 富田俊基『日本国債の研究』（東洋経済新報社、2006年）、132頁。

38 浅井良夫・井出英策「デフレ下の長期景気回復」、219頁。

だがここで郵便貯金との関係で注目しておきたいのは、第一にこのような 90 年代末から 00 年代初頭の財政金融政策の混迷のきっかけとして、資金運用部資金の太宗をなす郵便貯金における 10 年周期の定額貯金の満期集中という大型の波が存在し、財政の金融化が進んでいた当時において、その動向は看過しえないものとなっていたことである。そして第二に IT バブルの崩壊という外生ショックでかき消されてしまったものの、国債を大量に抱えた経済において、デフレからの脱却過程で金利が上昇に転じると、国債価格の暴落＝長期金利の急騰によって、景気の回復を腰折れさせ、税収の減少と国債利払い費の増加による財政収支の悪化、さらには金融機関の財務の悪化を生み出すリスクが大きいことを示していたことである。「資金運用部ショック」は、景気上昇→長期利子率上昇→国債価格の下落ではなく、国債価格下落→長期利子率上昇→景気低落という逆の経路において、すでにそのリスクの所在とメカニズムについて示唆を与えていたのである。これは、現代における「出口」問題の序曲であったとも言えよう。

以上みてきたように、「資金運用部ショック」を経て、国債管理政策では漫然たる国債市場の拡大は許されないとの認識を強め、財政当局は国債の安定消化を最重要課題の一つとするようになった。「資金運用部ショック」によって、史上最高にまで高騰したのちに暴落した国債によるキャピタル・ロス³⁹は、資金運用部にも重くのしかかり、さらには郵便貯金との関係を見直す契機ともなった。そこで視点をマクロからミクロに移し、もう一度郵便貯金経営の面からこの点についてみてみよう。

3－3 預託制度廃止と自主運用開始

郵便貯金によって集められた資金は、「資金運用部資金法」にもとづき、00 年度まで簡保資金、公的年金などとともに大蔵省の資金運用部への全額義務預託が課されていた。資金運用部資金の預託金利は、87 年 4 月の制度改正以降、市場金利を原則として政令で決定することとなり、約定期間別に 7 段階の利率が設定され、預託期間は最高 7 年であった³⁹。93 年 6 月、小口預金金利の自由化にあわせ、預託金利は 10 年国

39 郵政省貯金局監修『為替貯金事業史』、292 頁。なお、87 年の制度改正以前において、預託金利は一般金利水準の推移等から弾力的に調整できるよう資金運用審議会に諮問し、法定利率に特別利子を上乘せして決定されており、預託期間 7 年以上の預託利率に対して

債の表面利率に **0.2%** 上乗せした金利水準となった⁴⁰。これは資金運用部に預託して国債運用をした場合、預託金に対する金利上乗せ分、資金運用部の収支に逆ザヤが生じることを意味する。これを郵便貯金の側からみると、直接国債に運用した場合を仮定すれば **0.2%** の「利益補填」がなされたのと同じであり、**90** 年代後半の低金利下にあつては、このプレミアムは大きなものと言えた⁴¹。また、もし郵貯資金を全額自主運用することとなれば、郵便貯金は金利リスクを直接テークすることを意味した。これに対し、郵貯資金が資金運用部に預託され、財投機関に貸し出しされた場合は、貸付期間にかかわらず一律の貸付金利で貸し出されていたから、事情はもっと複雑になる。

図表 1 1 より資金運用部（**01** 年度より財政融資部に改組）の収支をみてみよう。これによると、資金運用部の当年度利益は、**97** 年度 **5,540** 億円、**98** 年度 **1 兆 6,430** 億円、**99** 年度 **2 兆 2,780** 億円と著増している。**96** 年度までゼロであった利ザヤも、**97** 年度から生じるようになった。これは、預託金の中で太宗を占めていた **90**～**91** 年度の郵便貯金の預託が満期を迎え、**97** 年度以降新金利に切り替わり、預託金利が大幅に低下したことによるものである⁴²。資金運用部の預託金利と大部分の財投機関への貸出金利は、**7** 年ものの財投金利で調達および運用されているため、両者の金額と期間が一致している限り、収支はバランスし、利ザヤは発生しないはずである。ところが長期的な金利低下局面では **7** 年ものの預託金利が先に低下し、資金運用部の長期固定的な貸出金利との間に資金運用部側からすると利ザヤが生じる。このため、**90**～**91** 年度の預託金に新金利が適用されていくことによって、資金運用部側で利ザヤが発生した。金利変動のリスクに加え、期間リスクも存在していたのである。

この間、郵便貯金では、**90**～**91** 年度に設定された高利率の **10** 年物定額貯金の満期がまだ来ていなかったことから、預託金の新金利改定によって逆ザヤが生じた。このため郵便貯金特別会計は**88** 年度から **97** 年度までの黒字から一転、**98** 年度には約 **6,300** 億円、**99** 年度には **1 兆** 円を上回る赤字を計上することになり、**98** 年度から **00** 年度ま

法定 **6.0%** とされていた。このような預託金利の法定性は、国債市場の発展と金利自由化の進展を背景として、制度改正により廃止された。

40 市場金利への上乗せ分は、公的年金の運用利回りの向上を求める厚生大臣が、郵便貯金と公的年金とでは資金性格が異なるという理由から、預託金利の引き上げを求めたことにより、預託者への配慮規定がしかれることとった（富田俊基『日本国債の研究』、東洋経済新報社、**2001** 年、**235** 頁）。

41 高橋洋一『財投改革の経済学』（東洋経済新報社、**2007** 年）、**84** 頁。

42 戸原つね子『公的金融の改革』、**75** 頁。

図表 1 1 財政投融资部（旧資金運用部）収支の推移

年度	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
資金の運用・調達における平均残高(兆円) (A)											
資金調達	336	358	382	404	426	436	433	420	409	379	354
うち預託金	337	360	383	405	428	441	433	399	350	296	251
資金運用	337	360	383	405	428	441	433	431	422	397	375
うち貸付	269	269	285	303	318	335	345	336	327	313	293
うち有価証券	90	90	98	102	111	104	92	88	90	81	79
損益(10億円) (B)											
支払利子(預託金)	18,672	18,672	18,442	17,720	15,850	13,857	12,327	10,903	9,015	7,172	5,800
受取利子	18,672	18,672	18,716	18,812	18,228	16,782	15,698	13,978	12,648	10,925	9,553
有証売却償還損益	-279	-279	-259	-541	-738	-644	154	-98	-518	-447	-401
当年度利益	24	24	131	554	1,643	2,278	3,527	5,402	3,096	3,277	3,347
資金の運用・調達に関する利回り・コスト(%) (A/B)											
調達コスト	5.23	5.23	4.98	4.53	3.90	3.33	2.97	2.79	2.35	2.03	1.78
運用利回り	5.23	5.23	4.98	4.67	4.28	3.82	3.73	3.98	3.00	2.77	2.57
うち貸付金	5.35	5.35	5.10	4.82	4.37	3.87	3.60	3.30	3.08	2.85	2.71
うち有価証券	4.73	4.73	4.27	4.12	3.94	3.66	3.57	3.29	2.87	2.51	2.05
利鞘	0	0	0	0.14	0.38	0.52	0.76	1.19	0.66	0.74	0.79

(注1) 当年度利益は、経費等、その他勘定を含む収支である。

(注2) 調達コスト(%) = 年間支出 / 調達総資産平残、運用利回り(%) = 年間収入 / 運用総資金平残 × 100 である。

(出所) 財務省『財政投融资レポート』各年度版より作成。

での3年間の累積額は3兆4,000億円にのぼった⁴³。この赤字部分については、当然ながら国庫負担となった。この点からも、もし郵貯資金が全額自主運用となった場合のリスクが潜んでいたことになる。

このようにみれば、金融危機後の超低金利ないし「ゼロ金利政策」下では、高金利期に流入した定額貯金の支払利子こそが郵便貯金の財務を圧迫する主因であったと言えよう。したがって、00年の大量満期に際し、90～91年度に預け入れられた定額貯金が集中的に満期を迎え、流出することそれ自体は、郵便貯金にとって財務上の圧迫を軽減することを意味した。おそらく郵便貯金経営だけを考えるならば、大量の集中満期はむしろ歓迎されるべき事態であったはずである。しかしそうなれば、「資金運用部ショック」にみられたように、大蔵省理財局の一元的運用の下においては、資金運用部の国債消化可能資金が急減し、国債価格の暴落＝長期金利急騰という事態を引

43 日本郵政公社広報部門広報部『稿本 日本郵政公社史』（日本郵政公社広報部門広報部、2007年）、63頁。

き起こし、金融経済、実体経済ともに大打撃を被る可能性を秘めていた⁴⁴。すなわち、この時期には国債の大量発行下と定額貯金の満期集中の大型の波が重なることによって、郵便貯金の財務の健全性と国債価格維持がトレード・オフとなる可能性があった。それは郵政省貯金局と大蔵省理財局の利害が分かれる分岐点であったはずである⁴⁵。

以上のような金利面、運用面での問題とともに、90年代前半の財投依存による景気対策が中長期的に実を結ばず、資金運用部余資の枯渇による「資金運用部ショック」を契機に「ゼロ金利政策」の採用に至ったことから、90年代後半になると、特殊法人批判とともに、財投制度それ自体が問題視されるようになった⁴⁶。「第二の予算」といわれた財投の役割は、財政支出の増加を極力抑制しつつ、規制金利の下、財政資金とも金融市場とも隔離するかたちで戦後経済復興、重化学工業化の推進を目的とした政策金融による重点的資金配分、さらに高度成長期には成長格差に対応したさまざまな社会的資金再分配を進めることにあった。財投の規模は、初めて財投計画が作成された53年度の当初計画額は3,228億円（対GNP比4.3%）であったが、96年度には40兆5,337億円（対GDP比8.0%）のピークに達した。定額貯金中心の「郵貯増強メカニズム」を作り上げていた郵便貯金を原資とすることにより、資金が「入口」に流入してくるため、資金量が自動的に巨大になる一方、「出口」の財投機関で本来必要とされる資金量との間に資金需給のミスマッチ、不均衡を生じさせており、超低金利の下で公的金融の金利面での相対的有利性が消える中、融資先をみいだしにくくなっ

44 99年11月、日銀は、郵便貯金の集中満期によって資金運用部の資金繰りの逼迫が予想懸念されたる00～01年度の2年間に限定し、国債の売り現先で入札未達などが生じた場合、あるいは運用部の要調達額が入札額を上回る場合については、日銀が期間三か月以内の売り現先の相手方になることで国債消化を円滑に行う旨を発表し、郵便貯金集中満期にともなう長期金利上昇回避のための先手が打たれた（富田俊基『日本国債の研究』、143－144頁）。

45 この点については、理財局の財投改革の当事者からの証言がなされている（高橋洋一『財投改革の経済学』および高橋洋一『さらば財務省 官僚すべてを敵にした男の告白』、講談社、2008年）。これに対し、旧大蔵省内部でも主計局がどのようなスタンスをとっていたか、あるいは何よりも郵政省側、とりわけ貯金局がこの事態をどう捉えていたかについての証言は少なく、このため政策史的分析は進んでいない。このため本稿では、政策決定の前提であった、郵便貯金の実態そのものに焦点を当て、そこにいかなる問題点があり、どのような可能性が存在していたかを明らかにすることとした。もとより経済政策史的分析の目標は、ある歴史的時点において関係諸力の合成の中で、いかにして一つの政策が実現したか、またそれがいかなる効果に帰結したかを明らかにする点にあり、これらについての政策立案過程分析は今後の課題となろう。

46 鹿野嘉昭『日本の金融制度 第2版』（東洋経済新報社、2006年）、466頁。

ていた⁴⁷。そこに政治的利害の入り込む可能性、資金の非効率性に対する社会からの批判が生まれる余地も生じていた。また、90年代以降財政収支の悪化が顕著となり、財投制度維持のための財政負担の見通しも立たなくなっていた⁴⁸。こうした状況に対処するため、第二次橋本内閣の「行政改革」の中に財投改革が盛り込まれ、制度・運営全般にわたる抜本的な改革が実施されることとなった。こうして98年6月に成立した「中央省庁等改革基本法」を受け、00年5月「財政投融资改革法」が成立したのである。

財投改革にともない、「資金運用部資金法」にもとづく郵便貯金、年金積立金預託制度は、00年度末をもって廃止されることになった。これにより、郵便貯金と財投の直接的つながりは制度的に分離され、戦前の大蔵省預金部に起源をもつ戦後財投制度と郵便貯金との関係は大きな転換局面を迎えることになった⁴⁹。財政融資資金の調達は、特殊法人などの財投機関自ら財政融資資金特別会計国債（いわゆる「財投機関債」）を発行し、貸付期間に応じ、市場で自主調達されるようになった。財投金利は、貸付期間に応じ、国債の市場金利を基準として設定されることとなり、元金一括、元利均等などの返済条件や据え置き期間の有無などの償還形態も反映した多様な金利設定が行われることとなった⁵⁰。資金運用部に預託されていた郵貯資金については、それまで預託満期後も運用部へロールオーバーされていたが、原則7年の預託期間満了時に元本とともに償還されることとなった⁵¹。

47 中田真佐男「日本の財政投融资——バブルの発生・崩壊から現在までの動向と今後の課題——」（内閣府経済社会総合研究所監修・井堀利宏編『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 5 財政政策と社会保障』慶應義塾大学出版会、2010年）、508頁。

48 西村吉正『金融システム改革 50年の軌跡』、547頁。

49 元大蔵省理財局資金企画室長として財投改革のシミュレーションを行った高橋洋一によれば、「預託で結ばれていた郵便貯金と大蔵省資金運用部では、それぞれの破綻は相手の破綻に直結する。こうして大蔵省が決断したのが財投改革だった。そうすると、郵便貯金はどんな運命をたどるか。リスクは財投改革前よりはるかに高くなる。大蔵省に利益を保証してもらい、国債しか扱ってこなかった運用能力のない郵便貯金が市場に放り出される。しかも、官営のままで、国債以外の有利な金融商品に手を出せない。これは真っ裸で手足を毘で縛られて荒波に投げ出されたに等しかった」とされる（高橋洋一『さらば財務省 官僚すべてを敵にした男の告白』、66頁）。

50 大下英治『財務省秘録』（徳間書店、2012年）、257頁。この結果、資金運用部の貸付金にかかわる貸付金利と財政融資資金の9年超え10年以内満期一括償還の貸付金にかかわる貸付金利について、10年利付国債と市場金利との乖離幅を比較すると、財投改革後大幅に縮小し、財政融資部の収益は改善されていった。

51 なお、預託金が満期を迎えるまでの7年間については経過措置が設けられ、郵便貯金、簡易保険、公的年金の財投債引受けにより、市中発行予定額が抑制された（富田俊基『日

この一方、01年4月より、郵政省の「100年の悲願」であったところの郵貯資金の全額自主運用が開始された。義務預託の廃止にともない、郵貯資金の預託による0.2%の金利上乘せや国庫による郵便貯金特別会計への赤字補填がなくなる一方、自主運用は「郵便貯金法」に規定された「郵便貯金資金運用計画」に則って安全・確実・有利・公共の利益を重視し、基本的に国債などの安全資産で堅実運用されることが課されていた⁵²。これは、政府債務の差し替えとも言えるべき事態であった。既述の通り、定額貯金は金利低下期には10年の満期まで滞留し続ける一方、金利上昇期には直ちに預け替えることが可能である。郵便貯金が超金利低下期に発行された国債を大量に長期保有するということは、逆ザヤの金利リスクを郵便貯金自身が抱え込み、「公共の利益」に縛られることでリスクをテークする手段を封じられたままダイレクトに市場の価格リスクとも立ち向かうことを意味していた。したがって、「安全な資産運用」とは、郵便貯金の経営の安定性を意味するものではなく、その実郵便貯金の「ジリ貧」を意味するものだったとされる⁵³。

01年の預託制度廃止が近くなると、郵便貯金当局はコスト高の定期性預金獲得より、流動性・決済性資金の取り扱いの確保、伸長に重点を移すことになる。金利自由化過程で比較的高利回りを求めて動いていた資金とは異なり、90年代後半、都市銀行や長期信用銀行の破綻という証券危機から金融危機への転化局面にあって、郵便貯金は定額貯金による高利回り商品としての商品特性によってではなく、国家によって保証された安全性という預貯金市場における本来の役割を、事実上戦後初めて発揮することになった。このトレンドの延長上、00年代初頭には、高利回りの定額貯金から、低利回りではあるが安全資産であり、ユニバーサル・サービスを保証するものでもある通常貯金へ比重を移しつつ、資金の満期の波をなだらかにし、適正規模に緩やかに縮小していくという、戦後郵便貯金再編の方向性が、実態において生まれていた。注意しなければならないのは、郵便貯金を民営化する、しないにかかわらず、財投改革と自主運用の実現によって、このような郵便貯金の方向性は不可逆の過程に入ったということである。したがって、郵政民営化ないし郵便貯金の民営化それ自体は、これとは

本国債の研究』、234頁）。

52 『通信協会雑誌』、2002年10月号、5-6頁。

53 この点について、高橋洋一は、「公社化した郵便貯金は従来の財投システムからの『ミルク補給』を受けられなくなったので、運用対象を国債とする以上、いずれ経営破綻するはずだ」と指摘している（高橋洋一『財投改革の経済学』、235頁）。

また別の論理によって要請されたと考える必要があろう⁵⁴。

4. おわりに

90年代の郵便貯金は、前半におけるバブル崩壊とともなう証券市場の惨落と長期不況、後半における戦後初めての本格的金融危機や銀行破綻、事実上の預金取り付けの発生という状況下、当初の相対的に有利な金利に加え、安全な金融資産を提供するという戦前からの歴史的役割が再認識されることにより肥大化した。しかし、これを立ち入ってみれば、政策的に優遇され、政府によって保証された郵便貯金が単調な拡大傾向にあったということではないことが判明する。

90年代の郵便貯金の動向は、主に90年代初頭の巨額な定額貯金の「塊」によって規定されていた。バブル崩壊後の預貯金金利は低位で、民間金融機関の定期預金との差は認められなくなっていった。金融不安への高まりから預貯金者が安全志向を強めていく中、証券市場の崩落時に流入した退避的資金が相対的に高利回りの定額貯金に滞留し続け、10年にわたり高水準を保つとともに、元加利子が積み増すことによって、残高ベースで00年3月末に約260兆円のピークに至った。90年代の郵便貯金を構成比で見れば、この間に通常貯金の構成比が着実に上がってきており、定額貯金に依存した戦後郵便貯金の特異な性格が底流において次第に変化しつつあったことは見逃せない特徴である。だが、絶対額でみる限り、郵便貯金の太宗は依然として、高度成長期以降の国民所得の上昇を基盤とし、10年周期の巨大な波を描く、「過去の遺産」としての定額貯金であった。

金利面の有利性を商品特徴とする定額貯金は、本来資金不足経済であった戦時経済から戦後復興期、高度成長期における政府の重点的な資金配分という政策的要請、人為的に預金金利が低く規制されている条件の下、物価が継続的に上昇している状態において、預金者にとってインフレ・ヘッジ的な意義を有していた。このことから、高度成長期に飛躍的に拡大し、郵便貯金増加の原動力となった。この定額貯金の増加は、

54 この点については、伊藤真利子「郵便貯金の民営化と金融市場——金融変革期における郵便貯金——」（青山学院大学『青山社会科学紀要』第36巻第2号、2008年）においてすでに指摘している。あわせてご参照いただきたい。

80年にそのピークを迎え、80年代から90年代初頭のバブル期にあって複雑な動きを含みつつ、大きな「塊」を形作っていた。この定額貯金中心の郵便貯金に転機が生まれたのは、金利自由化と90年代の長期不況、そして低金利時代の到来であった。

高金利時に大量に預け入れられた定額貯金を中心とした郵便貯金の肥大化は、90年代半ば以降、金融の自由化により潜在的リスクを高め、事実超低金利下で財務を悪化させていた。しかし郵貯資金は、大蔵省資金運用部に全額預託を義務付けられていたから、このリスクをテークしたのは資金運用部であり、それらは最終的に国庫によってカバーされていた。金融自由化の進展は、このようなもともと政策金利によって作り出されてきたファイナンスのあり方の持続を困難にしていっていったが、まさにその90年代、巨額の定額貯金の存在が大きな負担として郵便貯金、財投制度に圧しかかっていたのである。

行政改革の一環として、財投改革および郵貯資金の自主運用が政策課題に上ったのには、このような90年代の郵貯資金の特殊事情が存在していた。財投改革は、郵便貯金側からすれば資金運用部への義務預託廃止にともない、運用上の財務リスクを郵便貯金自身が負うことを意味した⁵⁵。一方財政側（理財局）からみれば、郵貯資金の金利リスクを免れる利点があるものの、郵貯資金の運用動向を完全にコントロールできなくなるという点で、国債管理政策のチャンネルを絞められることを意味するものであった。90年代後半、景気対策のための国債発行額の激増と残高累積は、国債暴落と金利上昇のリスクに現実味を与えていた。長期不況からの回復過程で、金利上昇＝国債価格下落により国債に売り圧力が加われば、財政にとって大きなリスクとなる。つまり、景気回復と財政・金融の健全化がトレード・オフになる可能性があり、「池の中の巨鯨」となった郵便貯金は、金融と財政を結びつける要として、そのリスクを自ら負

55 この点について、日本郵政社長に就任した西川善文は、「自主運用が増えるのは民営化したメリットだが、一方で利回りが高かった資金運用部預託が減れば、当面経営が苦しくなるというのが、痛し痒しだった。自力での運用能力の向上が不可欠なのに、『郵貯は政府保証付き』というしがらみがある。資金の多くを国債や地方債の購入に充てるしかなかった」とし、「国債偏重の運用には、利回りが低くなるだけでなく、金利上昇という別のリスクも潜んでいる。長いデフレ経済が何らかの理由で転換して金利が上昇局面に入れば、短期の調達金利と、運用している長期の国債金利との金利差は縮小する。つまり利ざや収入が大きく減少し、収益力を低める危険性」があり、「金利の上昇は国債価格の下落であるから、巨額の含み損を抱え込むことになる」と回顧している（西川善文『ザ・ラストバンカー 西川善文回顧録』講談社、2011年、227頁）。

うことになったのである。ここに郵便一般とは異なる郵便貯金を民営化していくことの難しさがあったと言えよう。

周知のごとく、郵政民営化の一環として郵便貯金の民営化が決定したのは、00年代に入り、小泉内閣によってであった。同内閣においては、金融不安定性の払拭が目指され、金融市場が安定を実現すると同時に、折からのアメリカ経済の立ち直りや新興市場の勃興にも助けられ、景気が上昇に転じ、国債発行を抑制することが可能になっていた。国債問題として考えれば、日本経済の小康状態の時期に当たっている。しかし、03年に公社化された日本郵政公社の設立時、郵便貯金の資金量240兆円は、3大金融グループ（三菱東京、三井住友、みずほ）の合計預金残高約250兆円に匹敵し、簡易保険は生保大手5社の合計を凌駕する115兆円の資金量を誇っていた。公社後の資金量は355兆円にのぼり、個人金融資産残高の約4分の1に相当した。国内民間銀行全体の約半分に当たる資金のうち、200兆円近くは国債で運用されているため、郵便貯金の保有する国債の1.0%分を株式や米国債に移動されるだけでも、金利・株式・為替市場は大きな影響を受けかねない⁵⁶。このため、不況期に「肥大」した郵便貯金が「激ヤセ」することなく、自然に漸減させていくことを基本として、貸借対照表上の資産額の適正なダウンサイジングと損益計算上の利益率の改善を両立させることが急務とされた。

日本郵政公社では、十分なコントロールの下、貯金を適正規模に縮小させ、完全民営化に向けてソフトランディングさせるという、郵便貯金創設以来類例のない縮小方針が示され、中でも定額貯金による資金調達と国債、財投債への資金運用という体制を早期に脱皮し、新たな収益基盤を確保することが経営上の課題となった⁵⁷。しかし、このことが定額貯金離れ、国債運用離れを図る郵政公社の経営スタンスと、巨額の国債を抱え込んだ民間金融機関、国債暴落を忌避する財政金融当局との間に大きな溝を生じさせることにもなっていた⁵⁸。この問題は、基本的に民営化後（＝日本郵政株式会社）も解決をみるに至らず、とりわけリーマンショック後は、むしろ問題を深刻化させているとすら言える。政権交代により完全民営化の方向がなかなかみえない中、次第に郵便貯金規模が縮小する一方、民間金融機関の国債保有が巨額に達したため、

56 『朝日新聞』、2007年10月1日付朝刊。

57 日本郵政公社広報部門広報部『稿本 日本郵政公社史』、61頁。

58 日本郵政公社広報部門広報部『稿本 日本郵政公社史』、64頁。

郵便貯金が国債流通市場の「巨鯨」から市場アクターのワン・オブ・ゼムに変じてしまったというのが、あえて言うならば、「歴史」によってなされた「皮肉な解答」なのかもしれない。そしてまたこのことは、マクロ経済的な課題としてだけでなく、日本国債を大量に保有する民営化された日本郵政株式会社の今後の経営にとって、極めて重大な論点となっていくものと考えられる。

リテール・バンキングの変容と 金融機関行動の研究

和歌山大学 経済学部 講師 築田 優

リテール・バンキングの変容と金融機関行動の研究

一日英米の住宅金融を中心に―

和歌山大学 築田優

要旨

近年、金融機関にとってリテール・バンキングの重要性は極めて高いものとなっている。なかでも、リテール層向けとしては貸付額が大きい住宅金融（住宅ローン）にはとくに高い関心が集まっている。ところが、リテール・バンキングを取り巻く環境には近年変化が生じている。大きくは2点あり、ひとつは借手側の变化で、リテール層における不安定性が拡大していることである。すなわち、とくに個人における格差の拡大や雇用形態の不安定化（非正規労働者の増加や賃金抑制）などにより、リテール層のうちで金融機関の貸出対象として適切な信用力をもった層であるとは言えない層が増加している点である。もうひとつは、貸手側である金融機関行動の変化である。

そこで本研究では、細分化すれば数多くの形態があるリテール・バンキングのうち、貸付額が個人を対象としたものとしては極めて大きく、また金融機関のリテール層向け与信競争の中心的な位置付けとなっており、その一方で大きな変化とともに今次金融危機の震源ともなった住宅金融に絞り、金融機関行動の変化と併せて歴史的な視点から検討をくわえた。そして検討対象は、それぞれ独特な特徴を有する日本、イギリス、アメリカとした。なお、その前準備として、リテール・バンキング（とくに住宅金融）の成立条件と、住宅金融の困難性およびその低減機構についても本稿の視点を整理した。

3か国の特徴を比較すると、まず市場への公的介入の度合いに大きな違いがあった。日本の住宅金融市場では、貸手市場においては公的機関から民間金融機関に主導権が移譲され、一方で金融機関の資金調達面では一定条件を満たす債権

を公的機関に買い取ってもらうなど公的機関が一定の支援をしている。

一方でイギリスでは、歴史的に住宅金融に直接介入する公的機関は存在したことがなく、税制優遇や返済保険の強制加入など他国でも一般的な間接介入はあるものの、日本の住宅金融支援機構やアメリカのG S Eおよびエージェンシーのような公的な直接介入は行われず完全に民間主導となっている。それゆえ、住宅ローン商品もアメリカや（最近は変動型も増えているが）日本で大部分を占めている長期固定金利型ではなく変動金利型（または短期固定後に変動型に移行するタイプ）が主流となり、金利リスクは顧客が負う形となっている。

そしてアメリカでは、イギリスと正反対に公的介入が非常に強く行われていた。G S Eやエージェンシーの機能がアメリカ住宅金融市場を支え、結果として民間金融機関やスリフト等を支える形式となっていた。ただ、今次金融危機下でG S Eが実質的に破綻した例をみると、公的介入の存在が与信審査を甘くさせていたことなどもあり、モラルハザードを生み危機を深刻化させた面もあった。それゆえ公的介入の強度が強ければ良いというわけではなく、日本のように民間金融機関に主導権を持たせつつ公的介入で下支えをするか、極端ではあるもののイギリスのように民間金融機関主導にし、どうしても必要な部分のみ公的介入する住宅金融システムが有効になる可能性もあるのではないか。

また、住宅金融のリスクを高める状況が、近年になり日本、アメリカ、イギリスでも共通して生じている。労働者の賃金低下、失業率の上昇、格差の拡大、景気変動幅の拡大、住宅価格の下落などはとくに問題視されている。この点は、住宅金融市場に限らずリテール・バンキングの安定的展開の下地が揺らいでいることも意味するのではないか。

さらに、さまざまな困難性のあるリテール・バンキング（住宅金融）が、証券化技術の発達とともにホールセール市場との結びつきが強まっている。証券化は、本来的にはリスク分散やリファイナンスの手段として用いられていたものの、とくに2000年代に入り金融機関の収益獲得手段となった。そして、そこで利用されたのがリテール・バンキングから生じた住宅ローン債権であった。さらには、住宅ローン債権を組成することを目的とし、リスクや貸出原則を逸脱した金融機

関の行動もみられるようになり、結局それは金融危機として金融機関に還流することとなった。今次金融危機以降は、住宅ローン債権の証券化についてはハイリスクな形では行われなくなりつつある。ただし、証券化とは別の形でこれに近いことが行われる可能性も拡大しつつある。

リテール・バンキングの変容と金融機関行動の変化が、今次金融危機の後にどのように変わるかについては未知数ではあるが、個人の生活基盤として重要な住宅金融においては、一部の金融機関に限ったことではあってもサウンド・バンキングを意識した行動をとることが強く求められる。

リテール・バンキングの変容と金融機関行動の研究

一日英米の住宅金融を中心に―

和歌山大学 築田優

はじめに：分析の視角

近年、金融機関にとってリテール・バンキング¹⁾の重要性は極めて高いものとなっている。優良なリテール層を新規開拓しつつ貸付額を拡大させていくことは、経営基盤安定化のための重要なテーマとなっている。同時に、リテール・バンキングから得られる収益は、企業の銀行離れが進み貸出先の減少に苦しんでいる金融機関にとって重要性を高め続けている。なかでも、リテール層向けとしては貸付額が大きい住宅金融（住宅ローン）にはとくに高い関心が集まっており、各金融機関は凌ぎを削って住宅ローンの新規貸出先開拓と与信拡大を推し進めている。

ところで、リテール・バンキングは、現在とは形態は違うものの前近代的社会から類似のものが少なからず行われていた。例えば日本では、歴史的に土倉や酒屋、そして無尽といった形態がそれに近いことを行っていた。ただし、それらはあくまで個人的なものであり、それが近代的信用制度のもとで行われていたものでもなければ、経済情勢に影響を与える規模でもなかった。また、後に制度化された商業銀行は、歴史的には企業向け融資を中心に銀行業を営んだ。したがってリテール・バンキングは、「19世紀から20世紀の前半にかけての金融は企業と銀行の時代であったのに対し、20世紀の後半から21世紀は企業や金融機関に加えて個人が重要な主役に躍り出た時代」²⁾とも表されるような、いわゆる現代資本主義において新たに登場した信用形態、または特殊な金融取引といえる。

リテール・バンキングは、1920年代にアメリカにおける販売金融会社になじまりをみる。販売金融会社の耐久消費財の割賦販売が成功していたことを

1) 「リテール・バンキング」という用語は、一般的には「個人または中小企業とのあいだの小口信用取引」を表す用語であるが、本稿では焦点を明確にするため「個人とのあいだの信用取引（対個人信用）」に限定して使用するものとする。

2) 川波・前田編[2011]3頁。

みた商業銀行は、世界恐慌を経て産業資金需要が減退したこともあり 1930 年代に直接的に参入した。その後、第二次世界大戦を経て 1950 年代以降には、ヨーロッパや日本を中心とする先進資本主義諸国においても商業銀行がこれに参入し、市場が拡大した。その背景には、例えばロストウのいう高度大衆消費社会の成立や産業構造の変化などによる個人の耐久消費財需要の高まり、そしてとくに管理通貨制移行後に本格的な増加を示すようになった「過剰資金」の発生³⁾もあるかもしれない。しかしより重要なのは、高度大衆消費社会の成立期、経済成長にともない企業が増加し、また規模が拡大し安定的な成長を続けたことにより、社会人口構成においてホワイトカラーが“マス”となり、そのような層の所得や雇用が安定したことで、金融機関がホワイトカラー層（＝リテール層）を貸出の対象とみなすようになったことである⁴⁾。なぜなら、金融機関が貸出先獲得に困難となり、一方で資金過剰が生じていたとしても、金融機関は返済能力の乏しい相手に貸出を行うことはないからである。とりわけ銀行は、(教科書的には)「最終的な貸手」と「最終的な借手」の間に立って資金融通の仲立ちをする機構であり、預金を受け入れている以上は最終的な貸手にたいし健全経営の責任があるため、返済可能性(信用力)の低い者には原則的に信用創造を行わないからである。それゆえ、個人の信用力の高まりは、リテール・バンキングの成立により重要な要素である⁵⁾。また、金融機関がリテール・バンキングを積極的に推進するには現時点および将来の顧客数が一定規模いなければならず、それゆえ信用力の高い個人が社会人口構成上のマスである必要もある。これは国を問わず同様であるが、ただし現代の先進資本主義諸国では、この条件はほぼ達成されていたとみて良い。

ところが、リテール・バンキングを取り巻く環境には近年変化が生じている。大きくは 2 点あり、ひとつは借手側の変化で、リテール層における不安定性が拡大していることである。すなわち、とくに個人における格差の拡大や雇用形態の不安定化（非正規労働者の増加や賃金抑制）などにより、リテール層のうちで金融機関の貸出対象として適切な信用力をもった層であるとは言えない層が増加し

3) 例えば深町[1976]

4) 詳しくは築田[2011]の第 1 章第 4 節を参照。

5) 詳しくは築田[2011]、斉藤[1993]を参照されたい。

ている点である。もうひとつは、貸手側である金融機関行動の変化である。これについては2点あるが、まずは1980年代以降、サブプライムローンをはじめとして、本来的には貸出対象に含めることのできない層向けの商品を開発し、これらの貸出を積極的に行う銀行等が出てきたことである。もうひとつは、これも1980年代以降を中心に債権の証券化技術が進歩したことにより、前述のようにリスクが高いと認識していても貸出を行い、そして貸出債権を証券化したり、または貸出債権を（証券化を行うことを目的としている）投資銀行に売却したりする行動が拡大したことである。見方を変えれば、証券化を前提にしたハイリスクな貸出行動が積極的に行われるようになったということである。この形態は

“Originate to Distribute Model”（O T Dモデル）と呼ばれ、金融危機以前は肯定的に捉えられていた面もあった。しかし周知のように、この失敗に端を発する金融危機の発生後には、リスクを増幅させた手法として否定的な評価が下されている。そしてこれが顕著だった分野のひとつがリテール・バンキングの主要領域である住宅金融であり、具体的にはアメリカやイギリスで発行が拡大し、クロスボーダーで取引されていたサブプライムローンを証券化した住宅ローン担保証券（Residential Mortgage Backed Securities：R M B S）の発行であった。

また、R M B Sをはじめとする証券化商品の信頼性が今次金融危機により失墜して以降、これに代わるかのようにカバード・ボンドの発行額が拡大した。カバード・ボンドは、ドイツを中心として主にヨーロッパで広範に発行されている担保付債券で、破産法等に優越する特別法のもと、住宅ローン債権や公的部門向け貸出債権を金融機関のバランスシートに残したまま投資商品たる特殊債権（カバード・ボンド）に形態変更したものである。そのため、金融機関はカバード・ボンドを組成するための主な担保資産である住宅ローン債権に関して、リスク管理を徹底する必要がある。今後も証券化商品市場の停滞が続くことが予想されるなか、カバード・ボンドは大きな注目を集めており、近年は発行額が増加し、特別法を整備する国も増加している。この流れは続くものと思われる。

そこで本稿では、細分化すれば数多くの形態があるリテール・バンキングのうち、貸付額が個人を対象としたものとしては極めて大きく、また金融機関のリテ

ール層向け与信競争の中心的な位置付けとなっており、その一方で大きな変化とともに今次金融危機の震源ともなった住宅金融に絞り、金融機関行動の変化と併せて歴史的な視点から検討をくわえる。そして検討対象は、それぞれ独特な特徴を有する日本、イギリス、アメリカとする。なお、その前準備として、リテール・バンキング（とくに住宅金融）の成立条件と、住宅金融の困難性およびその低減機構についても本稿の視点を整理したい。

1. リテール・バンキング(住宅金融)の変容

1-1. リテール・バンキング(住宅金融)の成立条件

リテール・バンキング（とくに住宅金融）の成立条件としては以下の5点が重要である。①与信側が与信可能とみなせる信用力の高い中間所得層が増加すること、②持続的なインフレーション（名目所得の上昇）への期待、③持続的な住宅価格の上昇、④雇用および収入の継続的な安定、⑤景気循環幅の安定、である。

まず①について述べると、ここにおける中間所得層とは、ホワイトカラー労働者を指す。ホワイトカラー労働者は、景気の影響を受けつつも雇用元から継続的にサラリーを受け取る。そのようなホワイトカラー労働者が人口構成において“マス”となり、彼らが金融機関にとって信用力の高い与信可能な層であると認識されれば、リスクが分散され低利融資が可能となる。言い換えれば、相対的に高コストな住宅ローン融資を低利で行うためには、リスク分散の観点からも顧客数を拡大させなければならない。そのため、与信可能な層としてのホワイトカラー労働者が大規模に存在することは、住宅金融の成立にとって重要であると考える。

続いて②であるが、これは受信側において重要な点である。住宅金融は長期にわたる大規模資金の借入れである。そのため、(高すぎない)インフレ傾向が継続し、それにともない個人の名目所得も将来にわたって上昇を続ける期待が持てるということは、住宅購入の動機（受信意欲）を高める点で重要である。また、一定の貯蓄を有している者にとっては、インフレ下ではその実質価値が下落するため、資産の防衛策として住宅購入を行うことが有益となる場合もある。このように、持続的なインフレーションへの期待は住宅金融の成立条件として重要である。

つぎに③であるが、これは与信側において重要な点である。先に述べたように、与信側にとって住宅ローンの貸付は個人への長期資金の貸付である。そして貸付額も大きいため、与信側たる金融機関にとって信用リスクの管理は重要である。しかし住宅価格の上昇は担保価値の上昇と同義で、与信側におけるリスクの低下も意味する。そのため、持続的な住宅価格の上昇は与信意欲を高める要因となる。同時に、住宅価格の継続的な上昇は個人の住宅保有意欲を高める要因ともなる。このような点で、住宅価格の上昇は重要度が高いと考えられる。

また④であるが、社会的な雇用情勢および所得水準の長期的な安定(上昇)は、与信側と受信側の双方にとって重要である。失業率が上昇していたり、平均所得が減少したりしている状況下では、住宅ローン返済の延滞・差押え率の上昇が起こり得る。すると与信側にはリスクが高まり、同時に個人の住宅購入意欲も低下する。もちろん、将来の雇用や給与を予測することは不可能だが、その時点の雇用や所得水準は、受与信の可否を判断する際の重要な指標となる。さらにリテール・バンキングの場合、借入金返済の源泉は給与収入であることがほとんどで、事業収益を源泉とするホールセール・バンキングとはことなる。このような点から、雇用情勢および所得水準の安定は、住宅金融の成立には重要であると考ええる。

最後に⑤であるが、個人が住宅購入を決断し、住宅ローンの借入れを行うには、将来見通しの楽観性がともなうことが必要となる。なぜなら、将来に不安を抱えている状況では住宅購入を決断することは難しいからである。ただし住宅金融は長期にわたる大規模資金の受与信であるため、借入期間中に景気循環が繰り返して生じることは想定される。その場合においても、景気循環幅が継続的に小幅化することは、個人の将来見通しを悪化させることはない。さらに、与信側においても景気循環の小幅化は信用リスクの回避という点で重要である。このように、景気変動幅の安定は、住宅金融の成立に重要な点であると考ええる。

1－2．住宅金融の困難性とその低減機構

住宅金融の困難性としてとくに重要なのは次の3点である。すなわち①顧客の信用力を正確に判定することが不可能であること、②金融機関において金利リスクがあること、③担保価格が変動すること、である。

まず①であるが、顧客の長期的な信用力（返済能力）を判定することが難しいことは、とくに大きな困難性である。たとえば日本やアメリカにおいて一般的な住宅ローンは長期貸付であり、顧客は資金の借入以降、就業期の大部分を住宅ローンの返済とともに生活することとなる。しかし、与信側たる金融機関が与信の可否を判断する時点では、顧客の将来について正確に予測することは不可能である。もちろん、現代においてはクレジット・ビューロー（個人信用情報機関）において傾向的な予測は可能である。しかし貸出審査時点で信用力に問題がない顧客であっても、病気や事故、そして失業などで偶発的な返済困難が生じる可能性もある。もちろん、個人にとって住宅を維持することは重要で、返済意欲は他のローンより強く⁶⁾、そのため経済的困難が生じた場合でも住宅ローン返済を最優先させる傾向はある。しかし、返済意欲が強いことと返済能力が高いこととは別々の問題として考えざるを得ない。このように、顧客の長期にわたる信用力を判定することが不可能な点は、住宅金融の困難性として最も重要な点である。

つぎに②であるが、一般的に住宅ローンを貸し出す場合、例えば商業銀行は、短・中期のリテール預金を長期の住宅ローンとして貸し出す。預金金利の多くは変動金利で、住宅ローンの多くは長期固定金利なのが一一般的である。このとき、住宅ローンの返済期間中に預金金利が変わらなければ問題は生じない。しかし返済期間中に市場金利が一定以上の幅で上昇し、それにより預金金利も上げざるを得ない状況が生じると、「預貸利鞘の逆転現象」に陥る可能性も出てくる。それは、アメリカでS & L危機の際のように、貸手側の経営にネガティブな影響を強く与える。このように、金利リスクは住宅金融の困難性として非常に重要である⁷⁾。

そして③について述べると、住宅金融では担保となるのは住宅そのものである。しかし住宅価格は、景気循環の過程で上昇することもあれば下落することもある。好況下で住宅価格が上昇している局面では、担保価値が上昇するため問題とはならない。しかし不況下で住宅価格が下落する局面では、担保価値が大きく下落し、

6) イングランド銀行の調査による。詳細は築田[2011]23頁を参照されたい。

7) 井村[2002]4頁では、金融機関は「相対的に短期の貯蓄性預金を長期の住宅資金に転換するという負債と資産との間の期間ミスマッチを抱えており、金利変動に対して脆弱な体質を持っている」と分析されている。井村は、これが住宅金融市場に公的部門が介入する根拠としている。

担保機能を十分に果たせなくなる可能性がある。そして担保価値が問題とされるのは住宅ローンの返済が滞った際であり、それは不況下である場合が多い。このように住宅価格の下落リスクがあるという点も、困難性のひとつに考えられる。

なお住宅が担保という観点では、担保資産の接收(抵当権の実行)と、その後に接收した住宅を適切な価格で売却ができるかも問題となる。すなわち、金融機関は貸付金の回収ができなくなった場合、担保資産を売却して資金を回収する。しかし、見込んでいた価格よりも低い価格でしか売却できなければ、差額は金融機関の損失となる。この点も、担保資産が変動するという困難性に含められる。

これらの困難性を低減する手段として重要な点に、つぎの3点が挙げられる。それは、①顧客基盤の拡大、②困難性低減システムの整備、③公的介入、である。

まず①であるが、住宅金融は歴史的にみれば比較的新しい信用形態であるため、これが一般化するまでは貸出の可否を判断するための情報が不十分であった。それは貸手のリスクとなる。しかし、顧客基盤が拡大するのにもとない傾向的情報が蓄積されると、クレジット・ビューローの正確性が高まる。これにより貸手は、顧客にたいする貸出の可否をより正確に判断できるようになる。また顧客基盤の拡大は、貸付金のデフォルトが生じた場合にも、貸手の受ける悪影響を減じる(分散する)ことができる。また、スケールメリットから金利も低く抑えられる。金利を低く抑えることができれば、デフォルト率の低下も期待できる。さらに顧客情報が蓄積されれば、住宅ローン商品も顧客の属性に合わせて多様化できる。そうなれば、貸手は返済可能性が最も高い商品を提案することができる。それは、信用リスクを減じることにもつながる。このように、顧客基盤の拡大は、住宅金融の困難性を低減する機能を強化する点で重要である。

つぎに②であるが、これのひとつには住宅ローン債権の証券化も挙げられる。顧客基盤が拡大して貸付残高が増加すると、貸手におけるリスクは分散される面もあるが、逆にALMリスクは蓄積される面もある。しかし債権を証券化することで、貸手が負っている信用リスクや金利リスクを投資家に移転することができる。また、モーゲージ保険や信用保証会社も、住宅金融の困難性を低減する機構であると言え、それらが強固に整備されることは住宅金融の困難性を低減する意

味で重要である。さらに先述のようなクレジット・ビューローの充実も、困難性低減機構の整備に含めて考えることが出来るかもしれない。

最後に③について述べると、個人は本来自立した経済主体であるのにもかかわらず、「長期で巨額の借入に耐えうる信用力を必ずしも備えておらず」⁸⁾、また金融機関も期間のミスマッチを抱えており、金利の変動には脆弱である。しかし「こうした経済主体に対する公的保険・保証、リファイナンスなどの金融的支援が市場を支え、結果として社会的、経済的厚生を高めうる」⁹⁾公的介入は、(近年削減傾向だが)本来重要性が高いのである。

なお、公的介入には2つ方法がある。ひとつは、住宅ローンを直接融資する公的金融機関を用いる方法、もうひとつは、民間金融機関の貸出債権に公的保証を付けたり、借手に補助金を支給したり、税制面で優遇したり、金融機関から住宅ローン債権を購入する(債権流動化をサポートする)などの間接的な介入方法である。住宅金融の困難性は民間金融機関の工夫により低減され得るが、しかし完全に削減されることはない。そのため、民間で低減できない困難性は、(近年削減傾向だが)公的介入による低減も必要ではないかと考えられる。

2. 日本の住宅金融

2-1. 日本の住宅金融市場と金融機関

リテール・バンキングの重要性は日本の金融機関においても高まっており、住宅ローン貸出は最も強く推進されている分野のひとつである。大きく数字で確認するならば、国内銀行による住宅ローン貸出額は、全ての貸出額全体の30%弱にまで高まっており、この割合は年々増加傾向にある。ただし日本の銀行が住宅ローンの取扱いに積極的となったのは金融自由化が進んで以降のことで、とくに1994年の住宅ローン金利の自由化以降である¹⁰⁾。

それ以前の歴史を振り返ると¹¹⁾、日本では第二次世界大戦後の住宅不足のなか

8) 井村[2002] 4頁。

9) 井村[2002] 4頁。

10) 住宅金融支援機構調査部[2013] 38頁。

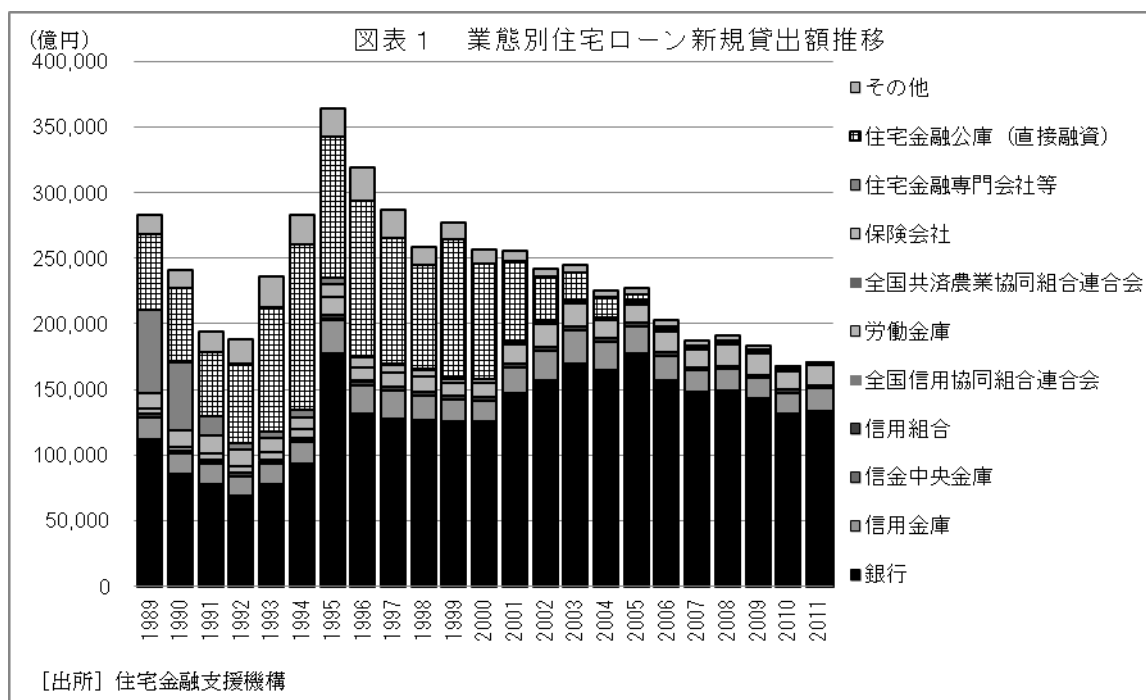
11) 以後、歴史的展開に関する内容は住宅金融支援機構調査部[2013] 38-76頁を参考にする。

1950年に住宅金融公庫が設立され、まず公的金融機関による住宅ローン貸出が開始された。民間銀行の住宅ローン貸出は1955年に東京労働金庫により開始され、1960年に都市銀行が、1961年に長期信用銀行と信託銀行が貸出を開始した。ただし、この時期の銀行預金は傾斜配分方式により産業資金に優先的に回されていたため、住宅ローンの貸出実績はほとんどなかった。

その後、高度経済成長が進む過程（とくに1960年代中頃から1970年代初頭）で、社会人口構成上の“マス”となったホワイトカラー層の所得上昇や（旧来的な日本特有の終身雇用なども含め）雇用の安定化で、リテール部門は貸付可能な層に成長した。また同時期は継続的なインフレ傾向もあり住宅取得意欲が上昇し、さらに産業資金需要の停滞や団体信用生命保険付き住宅ローン、および個人信用情報センターの設置と情報の蓄積も背景に、銀行の住宅ローン貸出は増加した。1973年に第一次オイルショックが発生するまで残高の増加は続き、1973年は一時的に住宅ローン貸出額の拡大は停滞したものの、その後は1979年に第二次オイルショックが発生するまで再び高い割合で増加を続けた。

なお、この時期までの住宅ローンは長期プライムレートに連動した固定金利型がほとんどであったが、1983年からは長期プライムレートに連動した変動金利型も登場した。ただ、この時期の住宅ローンは金利水準や商品性について原則的に銀行が自由に決めることができたとはいえ、現実的には商品性も金利水準も各銀行でほとんど同一であった。しかし、1980年代以降の金融自由化の過程で金利の自由化が進展すると、バブルの発生と崩壊を挟み、1994年には住宅ローン金利が完全に自由化された。これにより銀行の新商品開発が活発化し、そのなかで固定期間選択金利型住宅ローンや短期プライムレートに連動する変動金利型住宅ローンが登場した。とくに後者は、住宅金融公庫の基準金利を下回る水準に設定することが可能であったため人気を博した。そして1995年には、住宅金融公庫からの借入者は、借入金を期限前償還して民間から借換えるケースが増加した。その結果、1995年は前年比75%増を記録し、歴史的にみて最も新規貸出額が多い年となった。

その後は、人口減少やバブル崩壊後の不況などの影響もあり住宅ローンの新規



貸出額は減少を続けた。ピーク時の1995年における住宅ローン新規貸出額は36.4兆円であったが、2011年には19.8兆円にまで減少している（図表1）。ただし1998年に早期是正措置が導入されると、銀行は自己資本比率を確保するため、リスクウェイトが中小企業を除く事業法人向け貸出の半分の50%に設定されていた住宅ローン貸出を拡大させた。とくに2000年から2005年までの期間は一貫して増加を続けており、アメリカのサブプライムローン問題に端を発する金融危機およびリーマンショックが实体经济にマイナスの影響を与えた時期行も、さほど減少していない。

また、話が前後するが、2001年にはこの時期の住宅ローン貸出額の50%近くを占めていた住宅金融公庫が「民業圧迫」と批判され、その後に証券化業務を中心事業とすることが決まると、民間銀行の住宅ローン貸出額は拡大した。なお、後に住宅金融公庫は廃止され、2007年には住宅金融支援機構が設立されて証券化を専門に行うこととなった。リーマンショック等の金融危機もあり新規貸出額が全体的に減少しているなかでも、銀行からの新規貸出額が比較的維持され全体に占める割合が高まっているのには、このような背景も要因に挙げられる。

ただし、先にも述べたが、銀行を含め金融機関はたとえ産業資金需要が減退して金余りが生じ、金利が自由化され、また個人の住宅ローン需要が高まったとし

でも、それだけで住宅ローン融資を拡大させることにはならない。なぜなら、先に述べたとおり、とくに銀行は返済可能性の低い（信用力の低い）借入希望者には原則的に貸出を行わないからである。また、銀行自体も融資にあたっては信用リスクを負うわけであり、その点からも返済可能性の高い（信用力の高い）借入希望者にしか融資をしない。そのため、銀行を含め金融機関が1950年代以降に住宅ローン貸出額を増加させてきた背景には、この時期の経済成長による個人の信用力向上も重要な要因であろう。もちろん、信用補完システムとしての保険や信用調査機関などの充実もあろうが、それがあっても個人部門の信用力上昇、換言すれば、リテール層が金融機関にとって貸出可能な層とならない限り、そこに信用創造は行われないのである。

そう考えると、近年のように雇用不安（非正規労働者の増加）や格差拡大、若者の失業率上昇、そして克服されていないデフレによる資産価格（担保価値）の不安定化が生じている現在の日本では、住宅ローン貸出を拡大させる素地も揺らいでいる可能性もある。もちろん金利は史上最低の水準となっているが、だからと言って返済延滞率や差押え率も史上最低というわけではない。そう考えれば、金融機関は、個人の生活基盤として重要な住宅を取得可能せしめる住宅ローン貸出において、より慎重な貸出行動をとることが、金融機関と個人の双方の利益にかなう。ただし、日本では例えばアメリカなどで貸出額が増加していたサブプライムローンのような劣悪な商品はほとんどみられておらず、いわゆるOTDモデルの貸出は行われていないと考えて良く、その点は（結果論であるかもしれないが）日本の金融機関経営の健全性を表していると考えてよいのではないか。

2-2. 日本の住宅ローン債権証券化市場

日本における住宅ローン債権の証券化に関してみていくと、日本で今日的な証券化が本格的に推進されるようになったのは1990年代に入ってからである。その始まりは、1999年の三和銀行（当時）によるRMB S発行である¹²⁾。

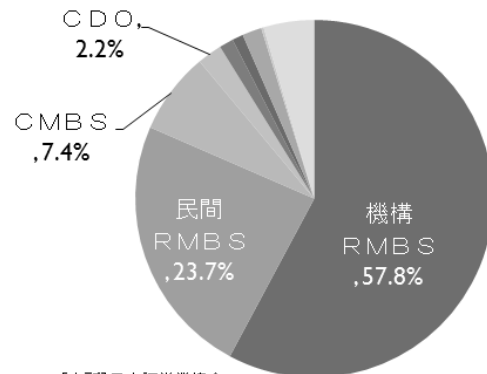
日本で証券化が本格的に行われるようになった要因は、アメリカにおけるよう

12) 以前から、抵当証券や住宅ローン債権信託、住宅抵当証券など証券化に近いものもあったが、証券化市場が制度的に確立されたのは1990年代である。また、三和銀行より早い1997年に北海道拓殖銀行がRMB Sを発行したが、同時期に同行が破綻し全額買戻されているため幻の発行となっている。

図表2 R M B S のオリジネーター別新規発行額推移

	残存件数(件)	残高(億円)	割合(%)
機構RMBS	146	103,743	57.8
民間RMBS	252	42,559	23.7
CMBS	77	13,274	7.4
CDO	34	4,017	2.2
リース	68	2,302	1.3
消費者ローン	11	1,802	1.0
ショッピング・クレジット	64	3,150	1.8
売掛金・商業手形	8	393	0.2
その他	21	8,204	4.6
合計		179,444	100

〔出所〕日本証券業協会



〔出所〕日本証券業協会

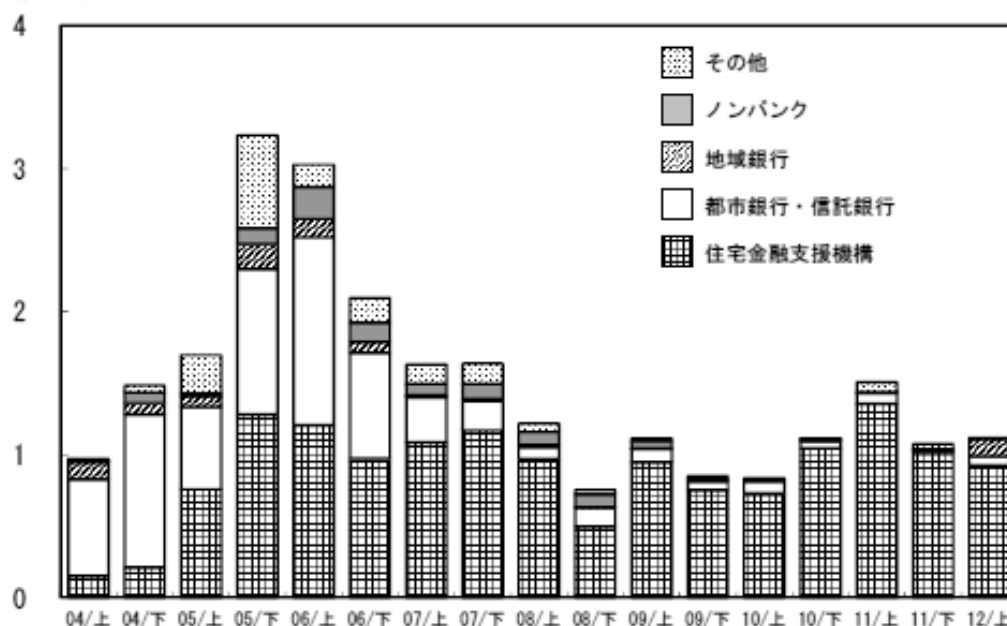
な金利リスク回避およびディスインターメディエーション対策とはことなり、資金調達や自己資本比率対策、また益出しや銀行不良債権問題への対応策であった¹³⁾。日本のR M B S 発行状況の特徴をみていくと(図表2)、まず残高の中心を担っているのが住宅金融支援機構の発行するR M B S (機構R M B S)であることが分かる。住宅金融支援機構は2001年に初めてR M B S を発行し、2012年9月末時点までに10兆円以上を発行している。この残高は、日本国内の民間銀行の発行するR M B S (以下、民間R M B S) 発行残高(約4兆2000億円超)の2倍以上であり、さらに証券化商品発行残高の57.8%を占めている。ただし、残存件数でみれば民間R M B Sの方がずっと多い。これは、機構R M B Sの方が一件当たりの満期が長く、また発行規模が大きいことを表している。いずれにしても、機構R M B Sと民間R M B Sは、日本の証券化商品市場で80%超と大きな存在感を示している。ただし、発行額の推移をみると、アメリカのサブプライムローン問題が認識され始めた2007年以前、つまり2006年まで、発行市場では都市銀行と信託銀行が中心であった(図表3)。新規発行の大きな割合がそれらの発行したものとなっている。なお、先にも述べたように日本の場合、サブプライムローンのようなリスクの高い住宅ローンは貸し出されておらず、これが民間R M B S となって発行され、投資家が保有するということはなかった。

2-3. 日本におけるカバード・ボンド法整備に関する議論

カバード・ボンドは、先に述べたように主にヨーロッパで広範に発行されてい

13) 住宅金融支援機構調査部〔2013〕77頁17-21行目。

図表3 日本国内の証券化商品発行残高とシェア（2012年9月末時点）
（兆円）



〔出所〕日本証券業協会・全国銀行協会〔2012〕2頁。

る債券で、破産法等に優越する特別法のもと、住宅ローン債権や公的部門向け貸出債権を金融機関のバランスシートに残したまま投資商品たる特殊債権に形態変更したものである。そのため、金融機関はカバード・ボンドを組成するための主な担保資産である住宅ローン債権に関しても、リスク管理を徹底する必要がある。

現時点（2013年7月末時点）で、日本においてカバード・ボンド法制は整備されていない。とは言え、日本においてもカバード・ボンド法制導入に関する議論は行われ、導入についての本格的検討が行われていた時期もあった。ただし、現在は2012年末の政権交代の影響もあり議論が進展していない状態にある。

日本における検討状況を時系列的に示すならば¹⁴⁾、2009年に経済産業省が「カバードボンド検討会」を組織し、同検討会が同年12月に『カバードボンドに関する欧米事例と我が国言置ける導入可能性の検討報告書』を発表した。また2011年に日本政策投資銀行を事務局として設置された「カバード・ボンド研究会」が、同年7月に『カバード・ボンド研究会とりまとめ』を発表した。そして、2012年7月に国家戦略会議室の成長ファイナンス推進会議がカバード・

14) 江川由紀雄〔2013〕60-61頁を参考にした。

ボンドの導入について金融庁および財務省で議論・検討し、日本政策投資銀行が報告書を取りまとめた。さらに2012年7月、日本再生戦略の『日本再生に向けた改革工程表』のなかで、2012年度に実施すべき事項のなかにカバード・ボンド導入を盛り込んだ。年が明けた2013年1月には、日本政策投資銀行が『カバードボンドの発行に向けた検討報告（カバード・ボンド研究会 とりまとめフォローアップ）』を発表し、2011年7月の報告書では多くは触れられていなかったコスト面での検討結果を新たに発表した。ただし、その後に民主党政権が自民政権にとって代わられて以降、これに関する議論に進展は見られていない。

3. イギリスの住宅金融

3-1. イギリスの住宅金融市場と金融機関

イギリスではビッグバン以降、投資銀行（マーチャントバンク）が外資に買収されるなどして「ウィンブルドン現象」と揶揄される状況となるなかで、残った商業銀行は国内向けのリテール・バンキングを中心に貸出を拡大しており、この潮流のなかで住宅ローン残高も急速に規模を拡大してきた¹⁵⁾。

イギリスの住宅金融市場にはさまざまな特徴がある。まず、住宅ローン残高の名目GDPに占める割合が高いことである。この割合は、日本が37.3%、アメリカが62.1%なのにたいし、イギリスは83.7%と飛びぬけて高い¹⁶⁾。また金利形態にも特徴があり、ほとんどが変動金利型である。近年では固定期間選択型も増加しているが、10年を超える固定期間が設定されることはまれである。その理由は、これも特徴の一つに数えられるが、イギリスには住宅金融を支援する公的な機関や制度がほとんど存在していないためである。イギリスでは日本の住宅金融公庫（現・住宅金融支援機構）、アメリカの連邦住宅庁や政府支援機関（ファニー・メイ、フレディ・マック、ジニー・メイ等）のような機関が歴史的に設立されたことはなく、完全に民間主導の住宅金融市場となっている。その歴史は住宅金融組合（Building Society）から始まるが、住宅金融組合が相互組

15) 詳しくは築田[2011]を参照されたい。

16) 各国中央銀行の統計データ、および金融財政事情研究会[2013]12頁より。

織であったこともあり貸手はリスクを負わないシステムが出来上がり、結果、現時点でも金利リスクは借手が負担する変動金利型が中心となっている。これらの特徴をより詳しく理解するには、イギリス住宅金融の歴史を紐解く必要がある。

イギリス住宅金融市場は、1970年代までは住宅金融組合がほぼ独占的なシェアを占めていた。住宅金融組合は18世紀までに地方都市を中心に数の増加と規模の拡大がみられ、19世紀に入る頃までには国内で存在感を高めた。そして1874年に住宅金融組合法が定められると、これにより住宅金融組合は公式に認知されることとなった。以後、ロンドンなど大都市部でも急速に発展し、1895年までに3,500を超す住宅金融組合が設立された。その後は、集中が進んで組合数は減少したが、ただし資産規模は拡大を続けた。

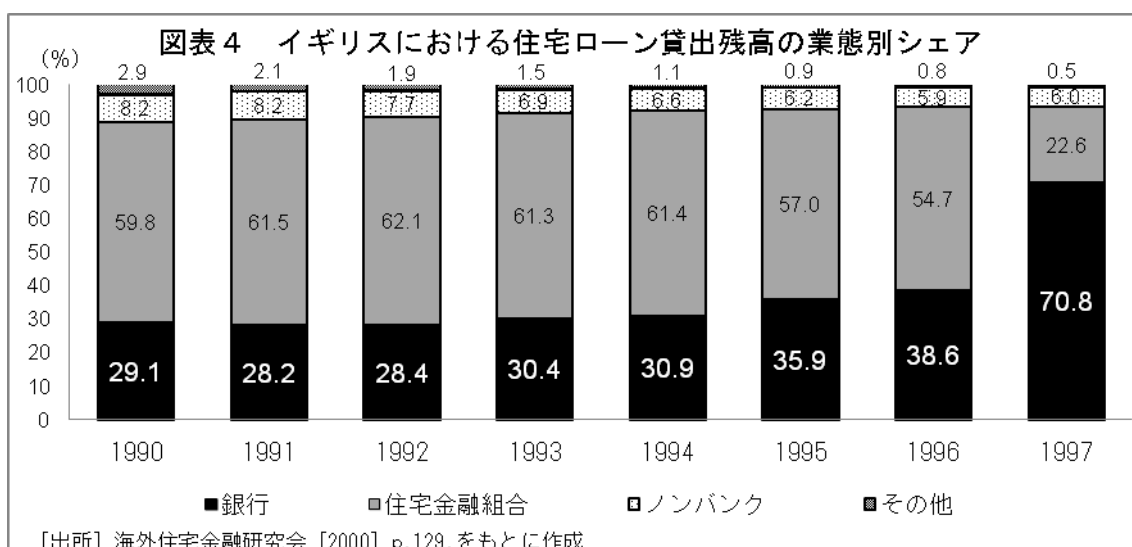
そして住宅金融組合は、19世紀を通じて住宅取得希望者以外からも出資金を受入れ、それにたいして利子を支払うなど、貯蓄機関的な性格も併せ持つようになり、また時限的な相互組織から永続的組合へと変化し貯蓄金融機関となった。

20世紀に入っても住宅金融組合は住宅ローン市場における存在感の高まりをみせ、第二次世界大戦後には住宅金融組合の組合員数は1600万人を超え、総資産額は155億ポンドとなり、商業銀行に匹敵する規模にまで拡大した¹⁷⁾。またこの時期までに商業銀行も住宅ローン貸出を始めてはいたが、貸出残高における住宅金融組合の存在感は圧倒的であり、市場シェアは82%を超えていた¹⁸⁾。ところで、イギリスでもこの時期までに企業の成長によりホワイトカラー層が“マス”として存在することとなり、また雇用や所得が安定しインフレ率も一定水準にあり、リテール層は銀行にとって貸出可能な層として存在していた。しかしなぜ銀行は住宅ローン貸出を拡大させなかったのか。その主な理由には、当時の銀行は真正手形主義的な経営方針を採っていたこと、優良企業に十分な資金需要が存在していたこと、通称“コルセット規制”¹⁹⁾により住宅金融組合が銀行よりリテール資金吸収において有利な条件が与えられていたこと等が挙げられる。言い

17) 住宅金融公庫 [1974] 4 頁。

18) 海外住宅金融研究会 [2000] 215 頁。

19) すべての銀行と割賦販売金融会社（500万ポンド以上）の債務増加率が基準増加率を上回った場合、その増加額にたいして一定比率をイングランド銀行に無利子で預けることを義務化する法律。



換えれば、この時期の銀行と住宅金融組合は、対個人信用において競合関係にあるというより相互補完関係にあったと考えられる²⁰⁾。1980年代に入るとこの状況に大きな変化がみられた。それは、サッチャー政権の規制緩和等もあり、銀行、ノンバンクおよび他業態の住宅ローン取扱い部門が住宅金融市場へ本格的に参入し、住宅金融組合の市場独占状態が崩れたのである。銀行の参入要因はさまざまであるが、大きなものとしては公営住宅の払下げがはじまったことにより住宅ローン需要が高まったこと、企業部門の資金借入需要が低下傾向となったこと、コルセット規制が解除されたこと等が挙げられる。

さらに住宅金融組合側にも変化があった。それは、1986年に改正された住宅金融組合法で住宅金融組合に住宅ローン以外の目的での融資が認められ、さらに住宅金融組合が株式会社化（銀行転換）することが認められたのである²¹⁾。実際に銀行転換が活発化したのは1997年であったが、1980年代後半にもいくつかの大手住宅金融組合が転換するなど、その胎動もみられた。いずれにしても1980年代のイギリス住宅金融市場では、銀行、ノンバンクおよび他業態の住宅ローン取扱い部門が市場に参入し、住宅金融組合の独占が崩れると同時に市場競争が激化することとなった。これ以後、1990年代から現在までの住宅金融市場は、住宅金融組合からの転換組も含め銀行中心の貸出市場となり（図表4）、

20) 詳しくは、築田 [2011] 61-62 頁を参照されたい。

21) この直後は銀行転換する住宅金融組合は多くはなかったが、1997年には住宅金融組合が続々と銀行転換したり銀行と合併したりするなどして、大手のほとんどの住宅金融組合が銀行となった。

競争が激化している。ただし、この時期に住宅金融市場では競争が激化してはいないものの、銀行はリテール預金の吸収に大きな問題を抱えてはいなかった。

このような歴史的展開でイギリス住宅金融市場が展開してきたことから、もとの独占主体であった住宅金融組合は当初は金利リスクを負担することができずに変動金利が主流となり、また政府は住宅金融組合を規制で守る形式を採っていたため公的機関を介したシステムは整備されず民間主導となり、一方で公営住宅の払下げもあって住宅ローン借入需要が増加したため、イギリス独自の住宅金融システムを保ったまま現在に至ったと考えられる。

ところで、1990年代の競争激化以降はさまざまな変化も起こっている。大きなものを挙げると、まずは住宅ローン商品の多様化である。住宅金融組合が市場を独占していた頃は、基本的に住宅金融組合同士の競争しか存在していなかった。そのため、ある程度の棲み分けがなされていた住宅金融組合同士では顧客獲得のために商品で競うインセンティブが乏しかった。しかし他業態の参入と競争激化以降は顧客獲得のため商品での差別化を重視し、新たな商品開発を推し進めた。また同時に、インターネット・バンキングによる貸出を行う金融機関も増加し、これには保険会社やスーパーマーケットチェーンなど他業態も参入した。

もうひとつ変化として大きいのは、アンバンドリング化の進展である。従来の住宅金融取引では、貸出から回収まで同一の機関がサービスを行って来た。しかし1980年代の規制緩和後は、貸出や回収などを他と分担して行う形式が増加した。貸出段階ではモーゲージ・ブローカーが顧客と金融機関を繋ぐようになり、またリスク負担も他と分担するようになった。具体的には住宅ローン債権の証券化である。証券化は、アメリカで開始された際には資金調達と金利リスクの回避が主な目的であった。イギリスでも証券化がこれらを目的に行われているうちは大きな問題ではなかったが、しかしつぎにみるように証券化を本来の目的とは違う意図で利用することが1990年代半ば以降に散見されるようになって以降、イギリス住宅金融市場は不安定性が増したように思われる。

なお住宅金融市場の変化と言え、後述するように、アメリカでは本来的に貸付不可能な層への住宅ローンであるサブプライムローンが開発され、これの貸出

残高が拡大すると同時にこれを証券化したサブプライムRMB Sなども発行されるようになった。イギリスにおいてもサブプライムローン・レンダーが現れ、サブプライム層への貸付けおよび債権の証券化は行われている。一時期はビッグ・フォーのひとつであるH S B Cがこれを拡大しつつあった。ただし、イギリスの同市場規模はアメリカほど広がっておらず、また今次金融危機後は縮小傾向にある。もし2007年以降にアメリカでサブプライムローン問題が顕在化しなかったら、イギリスでも将来的にこの市場が拡大していたかもしれないし、そうだった場合は大きな問題が発生していた可能性も否定できない。それについては今では推測でしか述べることはできないが、しかしイギリス金融機関もサブプライムローンのような「貸付不可能な層向け住宅ローン」を取扱い始めていたことは事実で、住宅金融が不安定化する可能性を拡大させていたことは否定できない。

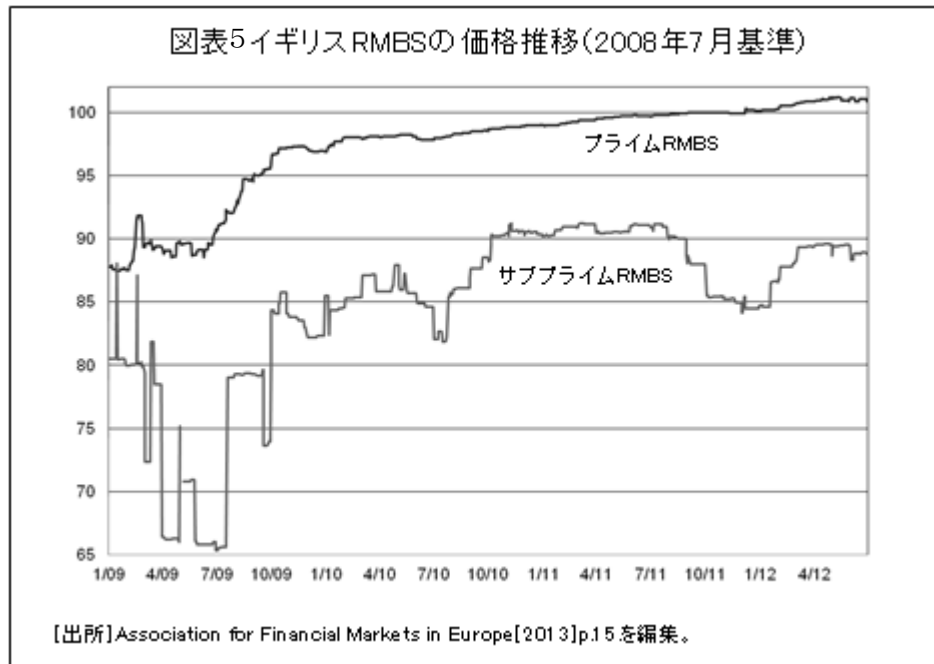
3-2. イギリスの住宅ローン担保証券（RMB S）市場

イギリスにおける住宅ローン債権の証券化市場、つまりRMB S市場についてみていく。発行額と残高について公式データが無いため具体的に確認することができないが、イギリスRMB S市場はアメリカよりはずっと規模が小さいもののヨーロッパ証券化商品市場では大きな市場である。サブプライムローン問題の顕在化以降は大きく停滞し、それにより金融機関の危機も引き起こしたが、現時点では金融危機前後と比較すれば回復傾向にあると思われる。根拠としては、例えば図表5はリーマンショック前の2008年7月を基準とした価格推移であるが、2009年は大きく落ち込んでいたものの、2011年後半からは危機前を上回る価格水準となっている。また発行時のスプレッドも縮小しており、最近では危機前の水準を回復している²²⁾。危機以前のような継続的な市場の拡大は見込めない可能性もあるが、それでも昨今の金融緩和政策の下、一定の回復が確認できる。

イギリスのRMB S²³⁾について具体的にみて行くなれば、日本やアメリカとは異なり全てが民間金融機関からの発行で、その84%が国内の銀行である。そして、これに投資しているのは投資ファンドと銀行で、これらが全体の約80%を

22) Association for Financial Markets in Europe [2012] p.13.

23) 詳しくは、築田[2011]第3章1節を参照されたい。



占めている。また投資家を国籍別にみれば、最も多いのはアメリカで、発行総額の40%を保有している。それにイギリスが同35%、ドイツが同8%、フランスが同6%と続く。したがってイギリスのRMBSは、国内銀行のリテール・バンキングから生じた住宅ローン債権を担保に発行され、多くの部分を国外投資家へホールセール市場を介して販売されている構図になっているのである。

イギリスでRMBSが初めて発行されたのは1987年で、それは同時期の規制緩和のなかで住宅金融市場に新規参入したアメリカ投資銀行系モーゲージカンパニー（住宅金融専門のノンバンク）による発行で、具体的にはナショナル・ホーム・ローンズ・コーポレーションによる発行であった。以後、1980年代末から1990年代初頭のリセッションまでの間に、アメリカ投資銀行系モーゲージカンパニー5社を中心に発行額が拡大し、第一次RMBSブームが生じた。

この時期にアメリカ投資銀行系モーゲージカンパニーがイギリスでRMBS発行を拡大させた背景について述べると、アメリカでは1970年代に公的RMBSが発行されるようになり、1980年代には公的RMBSと並行して民間RMBSも発行が拡大した。先に述べたようにアメリカで公的RMBSの発行が開始されたのはS&L危機の要因となった金利リスクの回避、また住宅ローン貸出資金の枯渇懸念への対応が主要な目的であったが、その後は投資銀行が中心となり

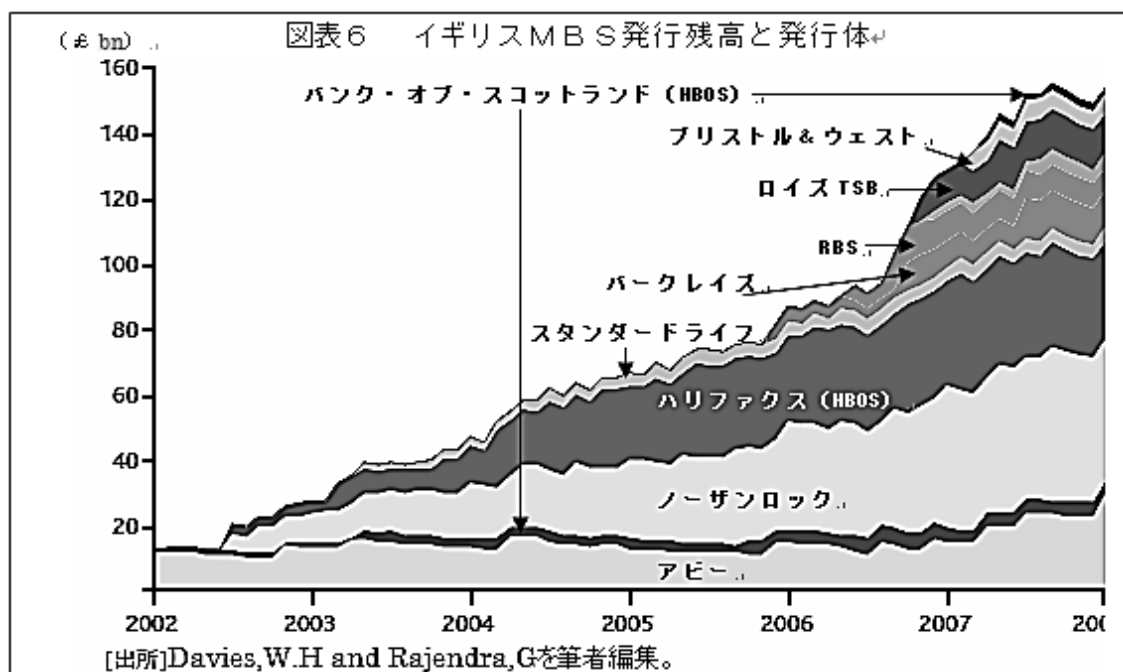
民間での証券化ビジネスが拡大し、その中心がRMB Sの組成と販売であった。

一方のイギリスでは、住宅ローンのほとんどが変動金利であるため金利リスクは金融機関ではなく、また金融機関はリテール預金の獲得に大きな問題は生じていなかった。そのため、イギリスにおけるRMB S発行は国内事情の面から必要なものではなく、したがってアメリカ投資銀行の収益基盤を海外に拡大するために行われるようになったと考えられる。なお、ドイツやフランスなど大陸ヨーロッパでは、この時期までに住宅ローン債権を担保にしたカバード・ボンドが一般化していたことや、法体系の違いなどからRMB S発行は拡大しなかった。

しかし1990年代中頃以降のイギリスRMB S市場は大きく縮小することとなった。それは、この時期に住宅市場や住宅金融市場を中心にバブル化していたイギリス経済を落ち着かせるためにイングランド銀行が行った金融引き締め政策が、バブルをオーバーキルすることとなってしまい、その反動で深刻なリセッションが生じたからである。このリセッションのなかでは住宅ローン延滞率が急上昇し、また住宅価格（＝担保価値）も下落し、さらにRMB S発行コストも上昇し、くわえてRMB S発行以外の資金調達手段が限られているモーゲージカンパニーのほとんどがこの時期に倒産するなどして姿を消した。このようにして主要発行体を失ったイギリスRMB S市場は、急速に縮小することとなったのである。

しかし、1990年半ば以降にイギリス経済が持ち直すと住宅金融市場も改善し、住宅価格の上昇、住宅ローン貸出残高の急速な増加、延滞率の低下が顕著にみられるようになった。それにともない、再びイギリスRMB S市場は拡大を始め、2000年代には第二次RMB Sブームと呼べる状況が生じた。

ところで、第二次RMB Sブームでは前回のブームとは異なり発行の主体はイギリス国内の銀行であった。図表6は第2次RMB Sブームにおける主要発行体の発行残高である。金融危機前の2008年時点で最も発行残高が多いのはノーザンロックで、ハリファクスがそれに続く。イギリス生命保険会社最大手のスランダードライフも一定の発行残高を示しているが割合的にはわずかであり、ここからも発行の主体が銀行であったことが分かる。なお、図表6に登場する銀行のうちアビー（2004年よりスペインのサンタンデル傘下）、ノーザンロック、



ハリファクス（2001年にHBOSと合併し、2009年よりロイズグループにおけるリテール・バンキング部門）は元住宅金融組合である。これらの銀行は、銀行転換後にはリテール預金吸収による資金調達その他、RMBS発行により資金調達し、住宅ローン貸出額を増加させていったと考えられ、もちろんそこには住宅金融の困難性を回避する意味合いも強いものではあっただろうが、一方でOTDモデルを通じてリテール・バンキングをホールセール・バンキングに繋いで収益拡大手段に用いていた面は否定できない。

その後、ノーザンロックは周知のとおりサブプライムローン問題の顕在化でRMBS市場が停滞すると、資金調達に難を来し流動性危機に陥り国有化され、解体された。このとき、ノーザンロックは資金調達の40%以上をRMBS発行により行っていたとされている²⁴⁾。またハリファクスの親会社であったHBOSも経営難から2009年にロイズグループ傘下となるなど、RMBSの主要発行体は次々に危機に陥った。ちなみにロイズグループもRBSも経営危機に陥り、今次金融危機下では公的資金の注入を受けることで経営難を凌いだ銀行である。

このように、イギリスRMBS市場は、当初は住宅金融の困難性を回避する手段としてではなくアメリカ投資銀行の収益基盤拡大のために形成され、そして2

24) 詳しくは、斉藤・築田[2008]を参照されたい。

000年代にはこれをイギリス国内銀行が中心に行うようになった。そして今次金融危機の過程で停滞し、それにともない銀行の経営危機も生じさせたのである。

3-3. イギリスのカバード・ボンド市場

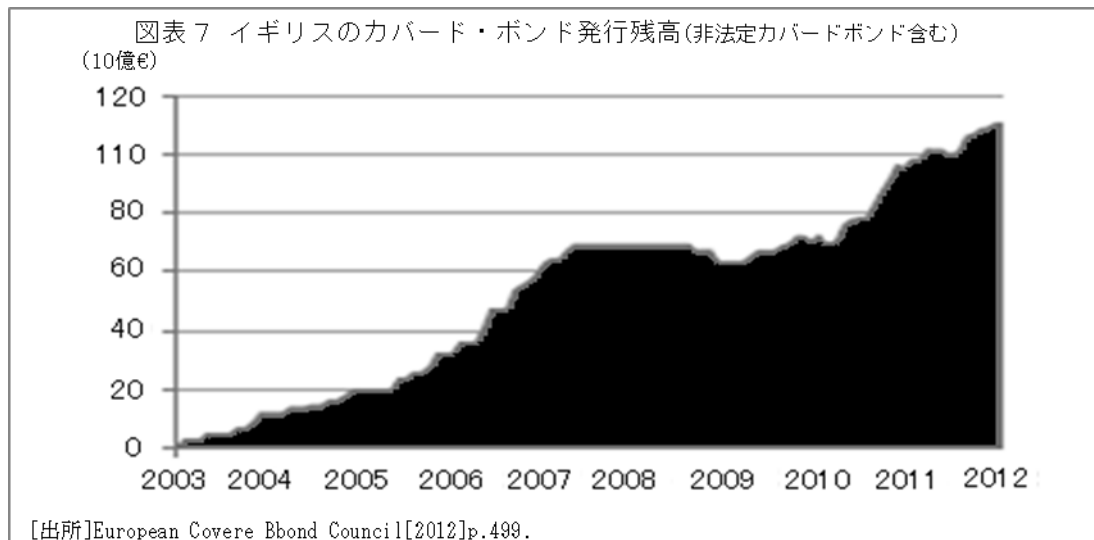
最後に、イギリスにおけるカバード・ボンド市場についてみていく。結論から述べれば、イギリスでは2008年にカバード・ボンド法制が整備され、現在まで住宅ローン資金調達手段として、カバード・ボンド市場は拡大を続けている。

イギリスにおける最初のカバード・ボンド発行は、2003年のHBO Sによるストラクチャード・カバード・ボンドの発行であった。以降ノーザンロックとブラッドフォード&ビングレーが共同でストラクチャード・カバード・ボンドを発行し、他の一部の金融機関もこれに追随するなど、イギリスでもカバード・ボンドへの関心は一定以上のものであった。ただし、イギリスではRMB Sが住宅ローン貸出原資の調達手段として多額に発行され、市場も順調に拡大していたこともあり、カバード・ボンド法整備が完了したのは2008年になってであった。

法整備完了までの経緯についてであるが、先に述べたようにイギリスではサブプライムローン問題の顕在化以降にRMB S市場が停滞した。これによりRMB S発行による資金調達は事実上不可能となって、ノーザンロックのように資金調達に難を来して流動性危機に陥る金融機関が現れた。そこで、証券化とは異なるものの現保有資産を担保に債券を発行して有利に資金調達ができる仕組みであるカバード・ボンド発行を制度的に整備しようという流れが本格化した。

イギリスにおけるカバード・ボンド法整備は、実は2004年から認識されていた。2004年に財務大臣のゴードン・ブラウン（当時）がロンドン大学のデイビッド・マイルズ教授にイギリス住宅ローン金利形態に関するレポート²⁵⁾を求め、これに対する報告書のなかでマイルズ教授は、イギリスの金融機関は長期資金の調達難により長期固定住宅ローンの貸出を拡大させることができなくなっていると指摘し、その対応策としてカバード・ボンド法整備の必要性について言及した。以後、イギリスでの法整備議論が始まり、2006年2月にイギリス金融サービス機構はカバード/ボンド法制の整備に着手することを発表し、金融危機が

25) “The UK Mortgage Market : Taking a Long Term Review : Final Report and Recommendations ”



顕在化する直前の2007年7月、イギリス財務省とイギリス金融サービス機構が共同で「イギリス公認カバード・ボンドの法的枠組みに関する提案」²⁶⁾を発表した。これをもとに2008年には2008年カバード・ボンド規制法（2008年法）が成立し、2008年3月6日に施行され現在に至っている。

2008年法の成立以降は、カバード・ボンド発行残高は（2009年を除き）増加した（図表7）。2008年法では、発行体は「免許を得た総合信用機関

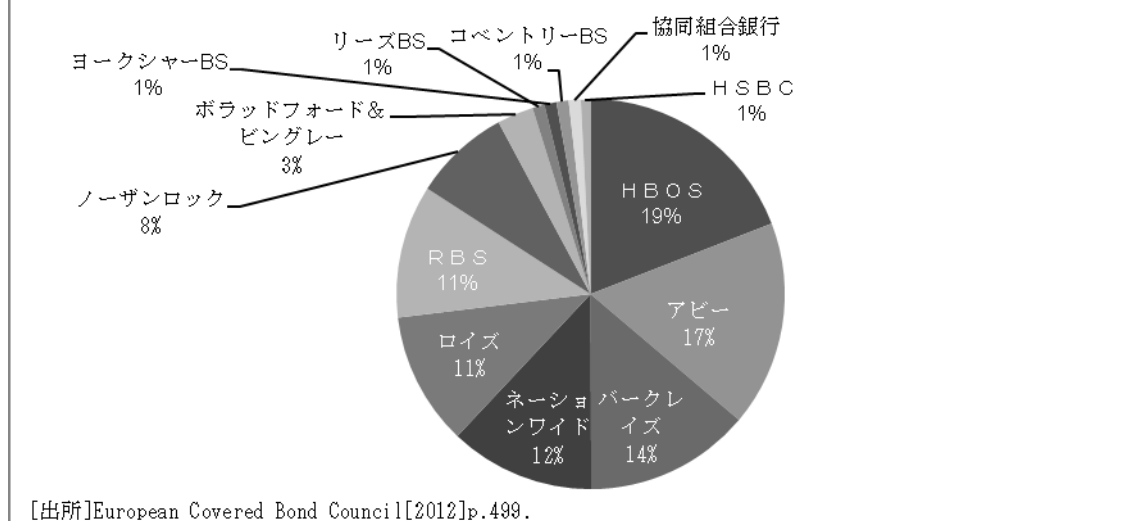
（Universal Credit Institutions with a Special License）」とされており、カバープールに組み入れ可能な資産は、住宅ローンと公的セクター向け貸出債権とされている。実際の発行済みカバード・ボンドをみると、ほとんどすべてが住宅ローンを担保としたものになっている。その理由については発行体をみると明らかであり、発行体の多くが住宅ローン貸出残高の大手で占められている（図表8）ことから、住宅ローン貸出原資の調達がやはり主目的であると考えられる。

ただし、イギリスのカバード・ボンドは約80%がユーロ建てで、ポンド建ては14%である²⁷⁾。もちろん、上で述べたようにイギリスにおけるカバード・ボンドは住宅ローンが担保資産のほぼすべてを占めていることから住宅ローン貸出資金の調達を目的としたものであることには疑いはない。しかしユーロ圏の投資家（資金）を広く呼び込むことを強く意識した面も確認されることから、OTDモデルとまで言えるかは解釈によるが、新たな投資商品の生産という意味合いも

26) “Proposal for a UK Recognized Covered Bond Legislative Framework”

27) [出所]European Covered Bond Council[2012]p.499.

図表8 カバードボンド発行体シェア（残高ベース、2012年5月時点）



含まれていることもわかる。したがって、イギリスでカバード・ボンドを発行する金融機関の行動により、国内リテール・バンキングが、新たな形でグローバル金融市場に一定以上の規模で組み込まれている面はあると言えよう。

4. アメリカの住宅金融

4-1. アメリカの住宅金融市場と金融機関

アメリカの住宅金融市場は、公的機関の介入が広範に行われている。歴史的にみると、アメリカの住宅金融および住宅政策は世界恐慌後の1930年代に確立されたニューディール・システムがその基礎となった。これは、貯蓄貸付組合（Savings and Loan Association：S & L）と貯蓄金融機関の貸し出した住宅ローンにたいする連邦住宅庁（Federal Housing Administration：F H A）と退役軍人庁（現・退役軍人省、Department of Veterans Affairs：V A）の公的保証、連邦住宅抵当公庫（Federal National Mortgage Association：Fannie Mae：フアンニー・メイ）による住宅ローン債権の購入と転売、連邦住宅貸付銀行（Federal Home Loan Banks：FHLB）によるスリフト（S & Lおよび貯蓄金融機関）への資金供給という、公的機関による間接的市場介入が基本であった。それが必要な変更を繰り返しつつも現在まで展開して来ており、このような住宅金融市場への公的介入の強さがアメリカの特徴のひとつである。

詳しくみていくと²⁸⁾、アメリカでは従来から住宅政策が国策において重要な位置付けにあり、個人持家促進政策はその中心でもあった。しかし1929年に始まる世界恐慌後、経済の混乱から失業率等が急上昇すると、住宅ローン返済の延滞率上昇や住宅価格の投げ売り等が生じて住宅価格が著しく下落した。当時の住宅ローンの多くは5年から10年満期で借換を行うバルーン償還が一般的であった。この場合、住宅価格が上昇している間は借換えにより残債の返済が可能であるが、この時期は住宅価格が下落し、銀行においては流動性不足が生じていたため、住宅ローンが借り換えられない者も増加した。そのため、1930年代に政府は住宅政策の転換を図り、1932年に復興金融公社を設立して銀行への資金供給を行い、またFHLBを設立して主にS&Lにたいする資金供給を行った。

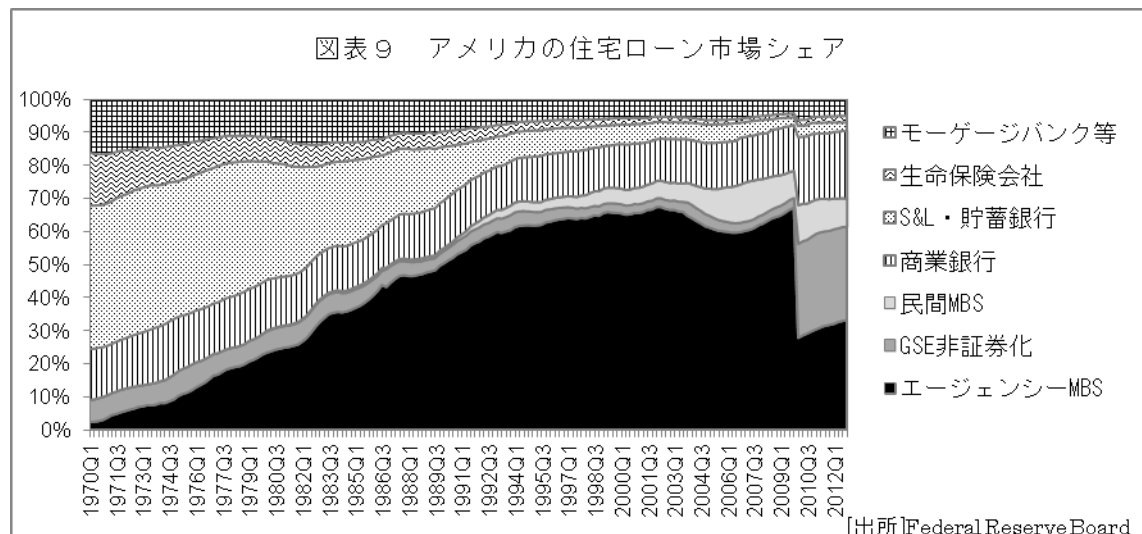
また1934年には国民住宅法(National Housing Act)のもとでFHAと連邦貯蓄貸付保険公社が設立され、双方協力のもとで住宅ローン貸出を行う金融機関にたいして融資保険を提供し、債権のデフォルト時の損失補填を行うこととなった。そして1938年にはFHAの保険付き住宅ローンを促進するため、住宅ローン債権を購入するワシントン抵当金庫が設立され、それは後にファニー・メイと名称が変更された。ファニー・メイは民間住宅ローンを買収することにより市場に資金を供給し、これにより国内の地域的資金偏在を原因のひとつとする住宅ローン需給のアンバランス、および住宅ローン貸出原資不足の調節が行われた。

そして1940年代、第二次世界大戦の終戦とともに約500万人の帰還兵による膨大な住宅建設と住宅ローン需要が発生した。これに対応するため、1944年に制定された軍人社会復帰法に基づきVAが設立され、退役軍人向け住宅ローン融資への保証が行われることとなった。そして1949年に制定された住宅法において住宅の供給が国家の優先課題との認識が示されると、1950年代を通じて住宅建設が活発化し、住宅ローン貸出額の拡大や持家比率が上昇した。

1960年代には、ベトナム戦争等を要因とするアメリカ財政の悪化からそれまでの住宅金融システムの維持が困難となり、ファニー・メイから住宅政策的な

28) 歴史的展開については海外住宅金融普及協会〔2000〕41-48頁、住宅金融支援機構調査部〔2013〕130-146頁を参考にした。

図表9 アメリカの住宅ローン市場シェア

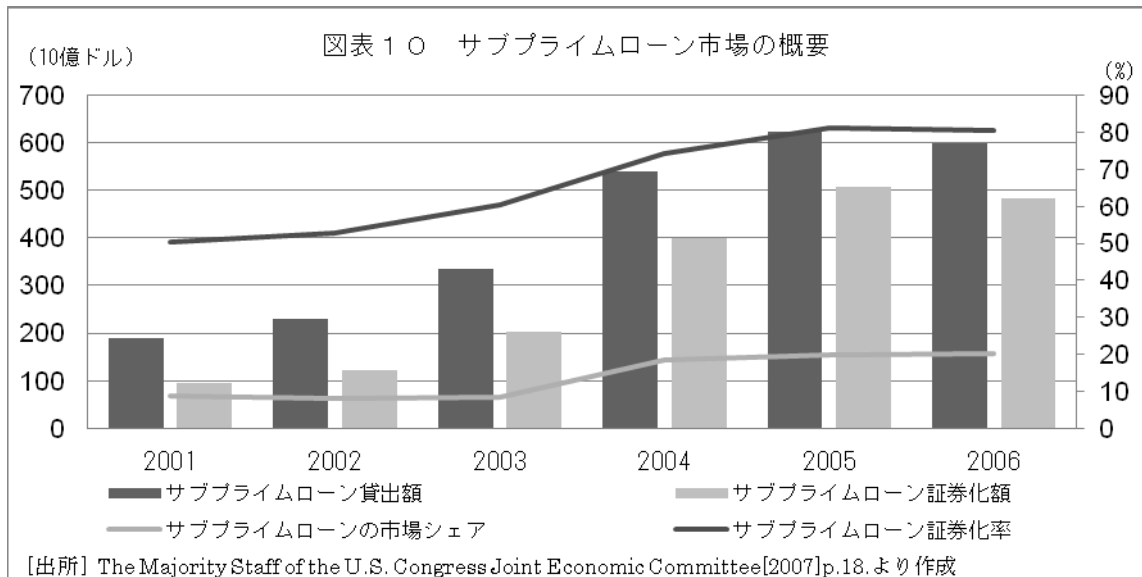


色彩の強い部分はジニー・メイとして分離された。ファニー・メイは1970年にニューヨーク証券取引所に株式が上場されたが、しかし国家の住宅政策との関連が弱められることはなく、民間企業ではあるものの政府支援会社（Government Sponsored Enterprises：GSE）としてその後も住宅政策と住宅金融に大きくかわりを持ち続けている。1970年にはファニー・メイと類似の性格を持つフレディ・マックがFHLBの出資で設立され、1988年に株式が上場された。

ただし、1970年代までのアメリカ住宅金融市場で中心的な貸出を行っていたのはS & Lであった（図表9）。S & Lはイギリスの住宅金融組合を由来とする相互組織にはじまり、現在までに大部分が株式会社となっている。もともとアメリカ住宅金融市場では多くのシェアを占めていたS & Lであったが、しかしこの時期には金融自由化の進展もあって金利の高いMMFなどに預金が流出するなどして金融仲介機能の喪失（Disintermediation）が生じ、S & Lでは市場におけるシェアが急速に低下していった。さらに1980年代の市場金利上昇、そしてハイリスク運用の失敗などから破綻が相次ぎ、S & L危機と呼ばれる金融危機を引き起こしながらその数と市場シェアを急速に低下させていった。

1990年代になると、モーゲージバンクが貸出額を増加させた²⁹⁾。ただしモ

29) 図表9ではモーゲージバンクの貸出比率は減少しているようにみえるが、統計の分類の関係で、モーゲージバンクの貸出債権が証券化された場合は民間MBSに分類されているようである。モーゲージバンクの主な資金調達手段は証券化または投資銀行への債権売却のため、民間MBSの多くはモーゲージバンクからの貸出債権が担保であると考えられる。



ーゲージバンクはあくまで銀行とはことなるノンバンクであるため、リテール預金の受入れによる資金調達が出来なかった。そのため、後述するように、住宅ローン債権の証券化や、証券化を行う投資銀行への債権売却により資金調達を行うこととなった。その後は、2000年代中頃までの住宅バブルのなかで、モーゲージバンクを含め民間金融機関が貸出額のシェアを伸ばしたが、そのようななかで登場したのが、周知のとおりサブプライムローンであった（図表10）。

サブプライムローンは信用力のないものを対象としたローンであり、本来的には金融機関にとって貸付不可能な層への貸付であった。ただし、この時期は住宅価格（担保価値）が急速な上昇を続けていたこともあり、仮に返済の延滞や貸倒れが生じたとしても、貸手は抵当権の執行により貸出額を十分に回収することが出来た。それもあって、サブプライムローン貸出額はとくに2004年以降に急増し、住宅ローン貸出残高の20%を超える水準となった。この背景には、当時の持家比率が70%を超えていたアメリカにおいて、金融機関が貸出を増加させて利潤を高めるには、残りの30%を対象とせざるを得なかったとの指摘もある。ただし、そのような30%は一般的には貸付不可能な層であったため、住宅価格の継続的上昇という条件が満たされなくなった2006年以降は、サブプライムローンの延滞率やデフォルト率が著しく上昇し、周知のとおりサブプライムローン問題として世界的な金融危機の発端となった。また、つぎに述べるように、金

融機関はサブプライムローンのリスクを抱えることなく債権を投資家に売却したり、または自ら証券化したりしていたことも危機を拡大させる要因となった。

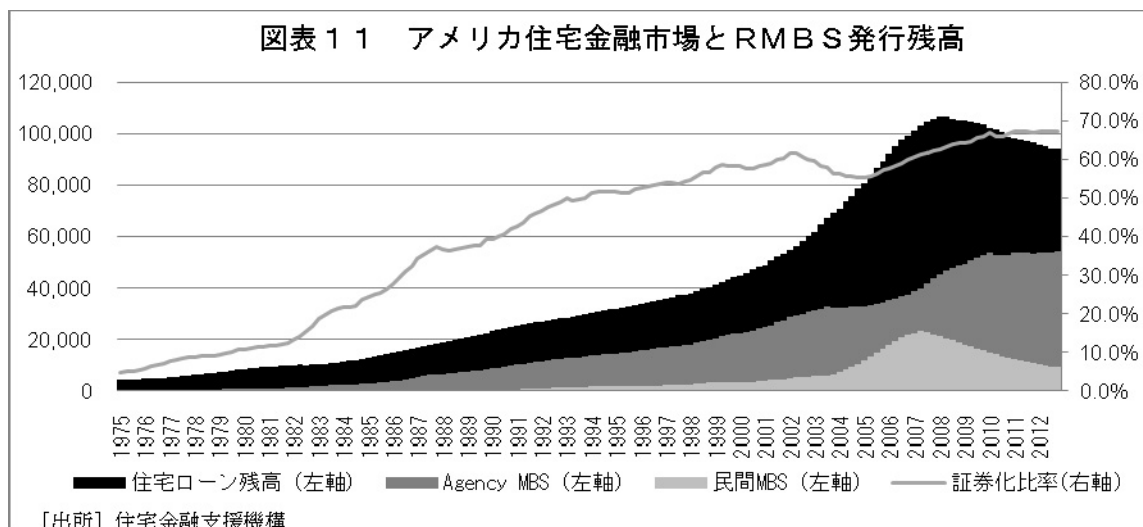
4-2. アメリカの住宅ローン債権証券化市場

先に述べた内容と少し重なる部分もあるが、アメリカにおける住宅ローン債権の証券化について歴史的に確認していくと、アメリカにおける住宅ローン債権の証券化は、1970年代にはじまった。大恐慌で住宅市場が大きく停滞したあとの1934年、ニューディール政策の一環として国民住宅法が成立し、この際に設立されたFHAによる民間住宅ローンにたいする付保がこのとき始まった。また1938年にはファニー・メイが設立され、住宅ローンのセカンダリー・マーケットが形成されていくこととなった。さらに1968年、ファニー・メイから分離独立する形でジニー・メイが設立され、ジニー・メイは1970年にファニー・メイが買取ったFHA保証付き民間住宅ローンを証券化して投資家に販売した。これがアメリカRMB S市場の始まりであるが、この時期には金融自由化の進展もあって“Disintermediation”が生じ、また当時の住宅金融市場において中心的立場にあったS & Lでは困難性が深刻化した。それもあり1970年にはS & L業界の強い要望からフレディ・マックが設立され、フレディ・マックも1971年にFHA等の公的保証が付与されていない住宅ローンを条件付で買い取りRMB Sを発行した³⁰⁾。ファニー・メイは1971年に、フレディ・マックは1988年に民営化されたが、しかし現在もGSEという立場でRMB S発行およびRMB Sの保証業務を行っている³¹⁾。またジニー・メイも、RMB S発行は行わなくなったものの、現在でも政府機関のままRMB Sの保証業務を続けている。

このようにアメリカRMB S市場は、住宅政策が国策として重要であったことや、住宅金融の困難性が深刻化したこともあり、民間主導というより政府により政策的に形成され、その後は民間でもRMB S発行が行われて現在の規模にまで拡大した(図表11)。そしてその過程でエージェンシーとしてのジニー・メイやGSEが設立され、形を変えつつも現在まで残っている。そのような背景もあり、

30) 1981年にはファニー・メイもRMB S発行を開始した。

31) ただし世界金融危機下で両社は危機に陥り、現在は両社とも政府管理下に置かれている。

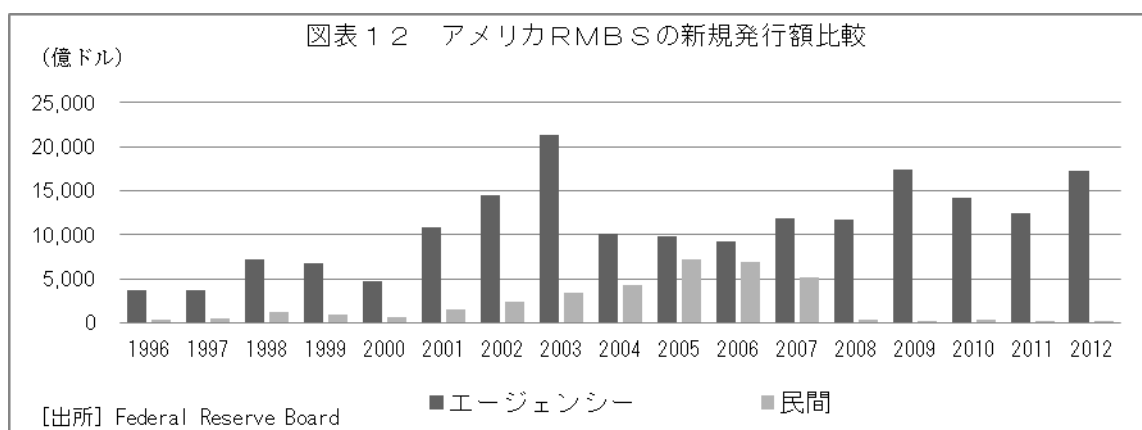


現在においてもアメリカRMBS市場への公的支援は強く行われているのである。

アメリカにおけるRMBS市場への公的支援の枠組みについて具体的に述べると、アメリカではRMBSの担保資産となる住宅ローンの貸出段階において、一定の基準をクリアしたものはFHAの提供する保険に加入でき、またVAによる保証も付与される。そしてこのような住宅ローンを担保資産に民間金融機関等がRMBSを発行した場合、RMBSにはジニー・メイにより元利払い保証が付与され、これにより流通段階で流動性が確保されている。さらにFHAやVAの保険や保証が付与されなかった住宅ローンでも、一定基準を満たすものはファニー・メイやフレディ・マックといったGSEにより買取られ、GSEによりRMBSとして証券化される。この場合もRMBSにはGSEにより信用補完がなされる。なお、ファニー・メイとフレディ・マックは設立時は政府機関であったこともあり、現在でも一般的にはエージェンシーとして認識されている。そのため、両社が発行したRMBSは「エージェンシーRMBS」と呼ばれている³²⁾。

つぎに民間金融機関により発行されているRMBSであるが、これは現時点ではアメリカにおいてはほとんど発行が行われていない(図表12)。アメリカの民間RMBSは、1971年にバンク・オブ・アメリカにより初めて発行されて以降発行額は徐々に増加し、とくに2000年代には著しく増加した。ただしエー

32) エージェンシーとは本来は政府外局を指し、住宅金融に関連するエージェンシーは厳密に言えば現在ジニー・メイのみである。しかし一般的にはGSEファニー・メイとフレディ・マックもエージェンシーであると認識されているため、本稿でもそのように表記する。



ジェンシーの発行するRMB S残高と比較するとずっと少なく、最も多く発行されていた2005年時点でもエージェンシーRMB Sの発行額には及ばない。

また、周知のとおり本来的には貸付不可能な層であるサブプライム層への貸出債権を証券化したサブプライムRMB Sも発行されるようになった。サブプライムRMB Sの発行額増加が顕著なのは2004年以降である。この時期までに、アメリカでは持家比率が70%近くにまで上昇し、プライム層への新規貸付が伸び悩んだ。その穴埋めとして増加させていったのが、本来的には貸付不可能な層たるサブプライム層へのローンの貸付であった。サブプライムローンおよびサブプライムRMB Sにはエージェンシーによる保証等がなされていないことから、証券化に当たっては優先劣後構造による内部信用補完というリスク管理がなされた。しかし住宅価格の下落や想定外のデフォルト率の上昇からこの市場が崩壊し、サブプライムRMB Sやこれを組み込んだ仕組債を保有していた投資家において多額の損失が生じ、その後の金融危機の発端となったことは言うまでもない。

4-3. アメリカのカバード・ボンド市場

最後にアメリカにおけるカバード・ボンドに関する展開についてみていくと、アメリカでは現在(2013年7月末)までにカバード・ボンド法制は整備されてはいない。サブプライムローン問題の顕在化以降、民間RMB S市場はもちろんのこと、公的RMB S市場においても一時的に停滞が生じた。そのため、金融機関の新たな資金調達手段としてカバード・ボンドはアメリカにおいても注目を集め、2008年7月に連邦預金保険公社(FDIC)が「カバード・ボンドに関する最終ポリシー・ステートメント」を、続いて同時期にアメリカ財務省が「カ

バード・ボンドに関するベスト・プラクティス」³³⁾を公表し、法的強制力はないもののアメリカでストラクチャード・カバード・ボンドを発行するためのガイドラインを打ち出した。そして2010年と2011年にはカバード・ボンド法案が議会に提出され、そのうち2011年の法案は下院を通過した。しかし、2010年と2011年の法案はともに議会審議中に廃案となり、現在まで新たな法案が議会提出されたという事実はみられていない。

ただし、アメリカではガイドライン公表以前の2006年に当時のワシントン・ミューチュアルが、2007年にバンク・オブ・アメリカが、ストラクチャード・カバード・ボンドを発行した。そのため、アメリカの金融機関においてカバード・ボンドへの関心が低いわけではなく、今後法案が再び議会に提出され正式に成立し、近い将来に法定カバード・ボンドの発行が開始される可能性はある。

ここまで検討してきたように、アメリカ住宅金融市場では2000年代を通じて金融機関によるリテール・バンキングの成立条件を外れた貸出行動や、証券化技術の本来的でない利用が行われ、市場の不安定化と危機の深刻化に拍車をかけた面があった。やはり金融機関は、たとえリスクの大部分を金融機関自身から切り離すことができたとしても、本来的に貸してはいけない相手には貸してはならないのである。今後のアメリカ住宅金融市場では、金融機関は過去の行動を見直し、また監督機関は安定的な市場運営を強く意識することが求められる。

おわりに：日本、イギリス、アメリカの特徴比較とリテール・バンキング

ここまで、リテールバンキング（主に住宅金融）の成立条件と困難性、およびその低減機構の整理に続き、日本、イギリス、アメリカの住宅金融市場についてみてきた。ここからは、3か国の住宅金融市場を比較しつつ本稿をまとめたい。

3か国の特徴を比較すると、市場への公的介入の度合いに大きな違いがある。日本においては、1950年の住宅金融公庫設立による公的機関からの直接融資にはじまり、その後の1960年代中頃以降に民間金融機関の住宅ローン貸出額が増加し、そして住宅金融公庫が住宅金融支援機構となって証券化のみを行うよ

33) “Best Practice for Residential Covered Bonds”

うになると民間金融機関が貸出市場の主要な貸手となった。言い換えれば、日本の住宅金融市場では、貸手市場においては公的機関から民間金融機関に主導権が移譲され、一方で金融機関の資金調達の間では一定条件を満たす債権（フラット 35 など）を公的機関に買い取ってもらうなど公的機関が一定の支援をしている。

一方でイギリスでは、歴史的に住宅金融に直接介入する公的機関は存在したことがない。また、税制優遇や返済保険の強制加入など他国でも一般的な間接介入はあるものの、日本の住宅金融支援機構やアメリカの G S E およびエージェンシーのような公的な直接介入は行われず完全に民間主導となっている。それゆえ、住宅ローン商品もアメリカや（最近は変動型も増えているが）日本で大部分を占めている長期固定金利型ではなく変動金利型（または短期固定後に変動型に移行するタイプ）が主流となり、金利リスクは顧客が負う形となっている。この良し悪しは判断が難しく、今次金融危機下でもアメリカほどの市場の混乱はなかったものの、市場金利の急上昇が生じた場合にはリスクが顕在化する可能性もある。

そしてアメリカでは、イギリスと正反対に公的介入が非常に強く行われている。G S E やエージェンシーの機能がアメリカ住宅金融市場を支え、結果として民間金融機関やスリフト等を支える形式となっている。ただし、今次金融危機下でファニー・メイやフレディ・マックが実質的に破綻した例をみると、公的介入の存在が与信審査を甘くさせていたことなどもあり、モラルハザードを生み危機を深刻化させた面は否定できない。それゆえ公的介入の強度が強ければ良いというわけではない。したがって、日本のように民間金融機関に主導権を持たせつつ公的介入で下支えをするか、極端ではあるもののイギリスのように民間金融機関主導にし、どうしても必要な部分のみ公的介入する住宅金融システムが有効になる可能性もあるのではないか。ただし、これは各国の実情との兼ね合いになるだろう。

また、先に述べたように住宅金融の成立条件に合わない状況が、近年になり日本、アメリカ、イギリスでも共通して生じている。たとえば、労働者の賃金低下、失業率の上昇、格差の拡大（中間所得層の減少）景気変動幅の拡大、住宅価格の下落などはとくに問題視されている。この点は、住宅金融市場に限らずリテール・バンキングの安定的展開の下地が揺らいでいることも意味するのではないか。も

もちろん、住宅金融は、現代資本主義において登場した特殊な金融形態であることもあり困難性を排除した機構は未だ構築されておらず、その低減機構も完全なものではない。それゆえ今後も政府や金融機関を中心に困難性の低減に向けた方策が経営努力と相まって執り行われることとなろうが、例えばサブプライムローンの開発と貸付、そしてそれを証券化するといった金融機関行動は、本来的な金融機関行動とは異なるものである部分も含まれている。また、近年では住宅金融に関連する公的介入の削減も進んでいる。公的介入の強度に関しては先に述べた通りではあるが、住宅金融市場を震源とした今次金融危機からの回復の過程では、新たな困難性低減機構の制度化も必要となる可能性もある。

さらに、先述のようなさまざまな困難性のあるリテール・バンキング（住宅金融）が、証券化技術の発達とともにホールセール市場との結びつきが強まっている。証券化は、本来的にはリスク分散やリファイナンスの手段として用いられていたものの、とくに2000年代に入り金融機関の収益獲得手段となった。そして、そこで利用されたのがリテール・バンキングから生じた住宅ローン債権であった。さらには、住宅ローン債権を組成することを目的とし、リスクや貸出原則を逸脱した金融機関の行動もみられるようになり、結局それは金融危機として金融機関に還流することとなった。今次金融危機以降は、住宅ローン債権の証券化についてはハイリスクな形では行われなくなりつつある。ただし、証券化とは別の形（カバード・ボンドの発行）でこれに近いことが行われる可能性も拡大しつつある。実際、伝統的なものとはことなるカバード・ボンドの発行も行われるなど、その始まりが認識できるような状況も生じている³⁴⁾。

リテール・バンキングの変容と金融機関行動の変化が、今次金融危機の後にどのように変わるかについては未知数ではある。もちろん、過去に生じた危機からの反省を十分に生かした国際的金融規制体制も整備されつつある。いずれにせよ、個人の生活基盤として重要な住宅金融においては、一部の金融機関に限ったことではあってもサウンド・バンキングを意識した行動をとることが強く求められる。

34) ドイツのコメルツ銀行による中小企業向け貸出債権を担保としたカバード・ボンド発行と、それに関する議論等。

参考文献

- 井村進哉 [2002],『現代アメリカの住宅金融システム』,2002年2月,東京大学出版。
- 江川由紀雄 [2013],「日本版カバードボンドの意義」,『金融財政事情』2013年1月7日号,きんざい。
- 海外住宅金融研究会 [2000],「新版 イギリスの住宅政策と住宅金融」,『欧米の住宅政策と住宅金融』,住宅金融普及協会。
- 川波洋一・前田真一郎編 [2011],『消費金融論研究』,2011年11月,消費金融論研究会。
- 斉藤美彦 [1994],『リーテイル・バンキングーイギリスの経験ー』,1994年2月,時潮社。
- 斉藤美彦・築田優 [2010],『イギリス住宅金融の新潮流』,2010年10月,時潮社。
- 斉藤美彦・築田優 [2008],「ノーザンロック危機と監督機関の対応」,『証券経済研究』第62号,2008年6月,日本証券経済研究所。
- 住宅金融公庫 [1974],『ビルディング・ソサエティー』,住宅金融公庫。
- 住宅金融支援機構調査部 [2013],『日米欧の住宅市場と住宅金融』,2013年4月,金融財政事情研究会。
- 杉浦宣彦・大槻奈那・伊藤亜紀・浅見淳 [2013],『リテール金融のイノベーション』,2013年4月,金融財政事情研究会。
- 日本証券業協会 [2012],「証券化市場の残高調査のとりまとめ~2012年9月末時点」,2012年11月,日本証券業協会。
- 日本証券業協会・全国銀行協会 [2012],「証券化市場の状況調査のとりまとめ~2012年上半期の発行動向~」,2012年11月,日本証券業協会・全国銀行協会。
- 深町郁彌 [1976],「補章1 消費者信用の展開」,森下二次也監修『商業の経済理論』,ミネルヴァ書房。

ベルトーラ, G・ディズニー, R・グラント, C [2008], 『消費者信用の経済学』(江夏健一、坂野友昭監訳), 2008年9月, 東洋経済。

野村総合研究所 [2011], 『新世代リテールバンキングー生活者視点で創る銀行の姿ー』, 2011年7月, 金融財政事情研究会。

ロストウ.W.W[1960], 『経済発展の諸段階-ひとつの非共産党宣言-』(木村・久保・村上訳)、ダイヤモンド社。

築田優 [2011], 『証券化と住宅金融ーイギリスの経験ー』, 2011年6月, 時潮社。

Association for Financial Markets in Europe [2012], “Securitisation Data Report Q4:2012”, March 2013.

Davies,W.H and Rajendra,G[2008], *”Re-visiting UK mortgage master trust structures”*, Global Securitisation and Structured Finance 2008 pp.161-116, Deutsche Bank.

European Covered Bond Council[2012], *European Covered Bond Fact Book 2012*, September 2012.

The Majority Staff of the U.S. Congress Joint Economic Committee[2007],” *The Subprime Lending Crisis*”, October 2007.

世界金融危機下の 日中米株式市場の比較分析

福岡女子大学 国際文理学部 准教授 張 艷

世界金融危機下の日中米株式市場の比較分析

張艶（福岡女子大学）

劉振濤（厦門大学）

本論文では、世界金融危機が日本・中国・アメリカの株式市場に与えた影響に注目しながら、日中米の株価ボラティリティと連動性について分析するとともに、各国のマクロ経済変数（実体経済変数と金融政策変数）と株価ボラティリティの関係について分析した。

EGARCH モデルの推定結果から、中国の株価変動は日本とアメリカに比べはるかに激しいが、2007 年の世界金融危機から受けた影響は、両国に比べ比較的小さかったことが分かった。また、中国の株価ボラティリティは世界金融危機の時期より、株式市場が成立した直後の 1990 年代前半のほうが激しかった。さらに、世界金融危機発生後、日本・中国・アメリカの株価連動性は高まったものといえる。

中国では、2000 年以降、特に 2001 年 12 月の WTO 加盟以降、一連の改革措置により株式市場のグローバル化が進められた結果、中国市場も以前に比べ、他国の資産価格変動の影響を受けやすくなってきた。ただし、中国の株式市場は日米と違い、まだ完全には国際化・自由化されておらず、世界金融危機から影響を受けたものの、その影響は比較的小さかった。現在、中国は世界第 2 の経済大国であるが、その株式市場はまだ発展途上であり、金融システムは脆弱である。

グレンジャー因果性テストの結果、アメリカと違い、日本と中国の金融政策が株価ボラティリティにあまり影響していないことが分かった。日本と中国では、直接金融より間接金融のほうがメインであり、金融市場の裁定・調整機能が十分とはいえないからである。企業の銀行融資への依存度がまだ高いことから、今後、日本と中国では株式市場の発展にさらに力を入れ、企業の資金調達と投資の選択肢の多様化を図り、リスク分析などでより広範に情報を交換する必要がある。また、中国では資本取引と金利の自由化を着実に慎重に進める必要があると思われる。

今後、世界金融危機が 2 度と起こらないよう、日本・中国・アメリカは経済のファンダメンタルズ（基礎的条件）の強化や構造改革などを進めるだけでなく、金融面におけるさらなる踏み込んだ協力が不可欠であり、協調して金融リスクに対応する必要がある。

世界金融危機下の日中米株式市場の比較分析*

張艶（福岡女子大学国際文理学部）

劉振濤（厦門大学財務管理会計研究院）

1. はじめに

現在、アメリカ・中国・日本は、GDP の規模で世界のトップスリーであり、世界経済に重要な役割を果たしている。また、2012 年末時点の世界の株式時価総額は約 4842 兆 4200 億円で¹、そのうち、アメリカは 1740 兆 7251 億円、中国は 321 兆 6717 億円、日本は 320 兆 3335 億円であり、それぞれ対世界比率は 35.9%、6.6%、6.6%、GDP に対する比率は 127.6%、44.9%、61.7%である²。さらに、近年のグローバリゼーションやリアルタイムでの情報の共有によって、世界経済の連動性は高まっている。2007 年アメリカ発の世界金融危機は、日本・中国・アメリカの経済に様々な影響を与えた。今後、日本・中国・アメリカの経済発展と経済交流が進むにつれ、株価の連動性は益々高まることが予想される。3 カ国の株価連関を考察することは、日本・中国・アメリカ経済の今後を見通すうえで不可欠の作業であり、世界経済のあり方を見極めるうえでも重要である。

日本とアメリカの株式市場は歴史が長く、成熟した先進的市場である。両市場は効率性と開放度がともに高く、国内外の投資家は自由に投資でき、企業の資金調達の間という経済的な機能を十分に果たしているといえる。これに対して、中国の株式市場は 1990 年から本格的にスタートし、中国経済の急成長とともに急速に伸びてきた³。現在、新興国の株式市場として大きく注目されており、その存在感はますます高まっている。2007 年 2 月には、上海株式市場の時価総額は東京の 1/4 程度に過ぎなかったが、上海株相場の急落を受けて、アメリカ、日本などの株価は大幅安となった⁴。これは初めての中国発の世界株安であった。

* 本研究はゆうちょ財団平成 24 年度の助成による。深く感謝したい。

¹ 2012 年末の為替レート（1 ドル＝87 円）で換算。

² 時価総額は「海外投資データバンク：www.world401.com/data_yougo/jikasougaku_world.html」と「World Federation of Exchanges：www.world-exchanges.org」を参照。GDP は IMF の World Economic Outlook Databases を参照。

³ ここでは、中国本土の証券市場を対象とする。

⁴ 2007 年 2 月 27 日に、上海証券取引所総合株価指数（上海総合指数）が前日比 268 ポイント安

また、中国株の上昇とともに、世界の株式市場で中国企業の存在感が急速に増している。中国株式市場は成長しつつある一方で、日本とアメリカに比べ、株価の変動が激しく、高騰と低迷を繰り返している。

本論文では、世界金融危機が日本・中国・アメリカの株式市場に与えた影響に注目しながら、日中米の株価ボラティリティと連動性について分析するとともに、各国のマクロ経済変数（実体経済変数と金融政策変数）と株価ボラティリティの関係について検討する。具体的には、EGARCH（Exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity）モデルを利用して、日本・中国・アメリカの株価ボラティリティを求め、株式市場間の共分散を推定する。また、世界金融危機の影響を見るため、株価連関を期間別に対照しながら分析する。さらに、3カ国の株価ボラティリティの変動に対する実体経済変数と金融政策変数の影響を考察する。

本論文の構成については、以下のとおりである。まず、株価の連動性に関する先行研究をサーベイする。次に、日本・中国・アメリカの株価ボラティリティと連動性を推定する。そのため、まず、分析に使用するEGARCHモデルについて説明した後、使用データである日次株価指数について説明し、時系列的な推移を見る。その後、EGARCHモデルを用いて株価のボラティリティを推定し、基本統計量を調べ、日本・中国・アメリカの株価連動性を検証する。さらに、各国の実体経済変数・金融経済変数と株価ボラティリティの関係について考察する。そのため、まず、使用データについて説明した後、単位根検定を行ってデータの定常性を検証する。その後、グレンジャー因果性テストを行う。論文の最後に、実証分析の結果に基づき、インプリケーションを導き出す。

2. 株価連動性に関する先行研究

株価の連動性に関する先行研究は数多く見られる⁵。たとえば、Chan, Gup and Pan（1997）は、1961年1月から1992年12月までの月次データを利用して、オーストラリア、アメリカ、日本、イギリス、パキスタンなど18カ国の株式市場の共分散関係を、ヨハンセンテストで検証した⁶。Ahlgren and Antell（2002）は、フィンランド、フランス、ドイツ、スウ

（8.8%安）となり、過去最大の下落を記録した。

⁵ 張（2008a）を参照。

⁶ Choudhry（1994）によると、株式市場が効率的であれば、その市場の株価は単位根をもち、かつ他の市場とは関連しない（共分散が存在しない）。Engle and Granger（1987）、Taylor and

ューデン、イギリス、アメリカの1980年1月から1997年2月のデータを利用して、ヨハンセンテストとLRテストにより、株価の共和分を検証した。検証の結果によると、月次データは共和分関係があるが、四半期データには共和分関係はない。Forbes and Rigobon(2002)は、東アジア、ラテンアメリカ、OECDなどの国を対象にして、相関係数を検証することにより、経済危機の伝染効果を検証した⁷。分析結果によると、1997年のアジア通貨危機、1994年のメキシコ通貨切り下げ、および1987年のアメリカ市場ショックの時には伝染効果は認められないが、平常時の相互依存関係がある。Fraser and Oyefeso(2005)は、アメリカ、イギリスおよび7つのヨーロッパ株式市場を対象にして、共和分分析を行った。Boschi(2005)は、ブラジル、メキシコ、ロシア、ウルグアイ、ベネズエラ、トルコを対象にしたVARモデルと相関関係の検証により、アルゼンチン危機の金融伝染効果について分析し、伝染効果はないと結論付けている。そのほか、Wang, Yang and Bessler(2003)はアフリカ諸国とアメリカについて、Eun and Shin(1989)はイギリス、カナダ、フランス、日本、アメリカなど9カ国について、Hamori and Imamura(2000)はG7について、Tsutsui and Hirayama(2004a)は日本、イギリス、アメリカについて、Tsutsui and Hirayama(2004b)(2005)は日本、イギリス、ドイツ、アメリカについて、それぞれ株価の連動性を検証した。

また、アジアの株式市場に焦点を当てた株価連動性に関する先行研究は、以下のとおりである。Yang, Kolar and Min(2003)は、1997-1998年のアジア金融危機に焦点を当て、アメリカ、日本、および10カ国のアジア新興株式市場を対象に分析を行った。分析結果によると、アジア金融危機の間に、これらの市場の長期共和分関係と短期的因果関係は強まり、金融危機後、これらの市場の共和分個数は金融危機前に比べいっそう増えた。そのほか、Chan, Gup and Pan(1992)は1983-87年におけるアジア6カ国について、Corhay, Rad and Urbain(1995)は1972-1992年における日本を含むアジア太平洋地域について、Hung and Cheung(1995)は1981-1991年における日米を含まないアジア株式市場について、Ghosh, Saidi and Johnson(1999)は1997年3月から同年12月における日米を含むアジア株式市場について、

Tonks(1989)も、投機的(speculative)市場では共和分の存在が市場の非効率性を意味すると示唆している。ただし、最近の研究では、株価の共和分関係の存在が必ずしも市場の非効率性を意味するとは限らない、と一般的に認めている。たとえば、もし各国の経済のファンダメンタルズ(基礎的条件)に共和分が存在すれば、株価も共和分関係があるだろうと指摘されている。Fraser and Oyefeso(2005)を参照。

⁷ ショックがいかに国際的に伝染されるのか(伝染効果)については、4つの異なる方法が利用されている。具体的には、市場間相関係数、ARCHモデルとGARCHモデル、共和分分析、特定の伝染メカニズムの直接的推計である。

Chen, Huang and Lin (2007) はアメリカと主要なアジア諸国について、今村・浅子(2001) はASEAN諸国、韓国、台湾、香港、アメリカ、日本について、それぞれ株式市場間における株価連動性の可能性を検証した。これらの分析結果は、アジア株式市場における連動性はないか、あるいはいくつかの市場間に一定の連動性がある、というものである。張(2010)、Zhang(2012)は、相関係数や VAR(Vector auto-regression)等の時系列モデルによる Granger の因果性、インパルス応答関数、予測誤差分散分解などを利用して、アジア株式市場を対象として株価連動性について分析を行った。分析の結果、アジアの株式市場に対する日本とシンガポール市場の影響は比較的大きく、中国はほかの市場からの影響が小さいということが分かった。また、2007年の世界金融危機後、アジア市場における連動性が高まった。

さらに、日本・中国・アメリカ3か国の株式市場に焦点を当てた株価連動性に関する先行研究は以下のとおりである。浅子・張・劉(2013)は、株価のバブルの発生、膨張、崩壊を許容する非線形タイプの共和分分析を新しく提唱し、実際に検証した。その結果、たとえば日米の株価は、通常の共和分分析からはかなり頑健に共和分関係が否定され、その意味では連動していないとの結論が得られたのに対し、非線形性を許容した場合には、長期的な連動性を否定できないことが検証された。西村・筒井・平山(2011)は、2008年7月15日から同年11月28日の高頻度データを使用し、中国(中国本土と香港)、日本、アメリカ株式市場の日中ボラティリティについて分析を行った。世界金融危機発生後、すべての市場において日中ボラティリティは急激に高まったものの、中国株式市場への影響は限定的で、市場リスクは、日本、アメリカ株式市場を下回っていた。また、リーマン破綻以降、日中ボラティリティの長期記憶性が強まっており、ボラティリティに与える株価下落ショックの影響が弱まっていることが検証された。

3. EGARCH モデル

株価のボラティリティは株価変化率の分散や標準偏差でとらえるため、株価のデータから推定することが必要である。計量金融分析では、ボラティリティが毎日確率的に変化するという考え方が主導的となっており、そのようなボラティリティの変化を明示的に定式化するボラティリティ変動モデルが注目を集めている。なかでも、EGARCH モデルは、ボラ

ティリティの変化を分析するモデルとして最も適しているといえる⁸。その理由は、以下のとおりである。

Engle(1982)によって、ARCH(Autoregressive conditionally heteroscedastic、自己回帰条件付き分散変動)モデルが提案され、インフレの分析に用いられたが、その後、条件付き不均一分散を示す金融時系列分析に利用されるようになった。さらに、ARCH モデルを一般化した GARCH (Generalized ARCH) モデルが、Bollerslev(1986)によって提案された。GARCH モデルは、最尤法によって容易に推定できることから、多くの資産価格の分析に利用されている。

しかし、ARCH モデルと GARCH モデルは、株式収益率のボラティリティの変動を表すモデルとしては、大きな欠点をもっている。株式市場では、株価が上がった日の翌日より、株価が下落した日の翌日に、株式収益率のボラティリティがより大きくなる傾向がある。しかし、ARCH モデルと GARCH モデルは残差を二乗しているため、こうしたボラティリティ変動の非対称性をとらえることはできない。そのような現象を考慮に入れたモデルとして、Nelson(1991)によって提案された EGARCH (Exponential GARCH) モデルがある。また、ARCH モデルと GARCH モデルでは、一つのパラメータでも負である場合、ボラティリティの値が負になってしまう可能性がある。EGARCH モデルは、ボラティリティを被説明変数とするのではなく、その対数値を被説明変数とすることによって、パラメータの非負制約を取り除くことができる。以上のメリットから、本論文では、EGARCH モデルを利用し、日本・中国・アメリカの株価ボラティリティの分析を行うことにする。

さて、EGARCH (p, q) モデルは、以下の(1)式で示される。

$$\log \sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k} + \sum_{j=1}^q \beta_j \log \sigma_{t-j}^2 \quad (1)$$

ここで、 ε_t は標準化されたショックである。(1)式の左辺は、条件付き分散の対数であり、条件付き分散の非負性を保証する。正と負のショックの非対称性（レベレッジ効果の存在）は、仮説 $\gamma_i < 0$ によって検定されうる。もし $\gamma_i \neq 0$ ならば、この効果は非対称的である。条件付き分散に対するショック（ボラティリティ）の持続性は、GARCH項の係数 β によって示される。

特別なケースとして、EGARCH(1, 1)モデルは、以下の(2)式で示される。

⁸ 渡部(2000)、羽森(2005)、北岡・高橋・矢野(2008)、Wang(2010)などを参照。

$$\log \sigma_t^2 = w + \alpha_1 |\varepsilon_{t-1}| + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_1 \log \alpha_{t-1}^2 \quad (2)$$

正のショック、つまり、 $\varepsilon_{t-1} > 0$ の場合には、(2)式は以下の(3)式になる。

$$\log \sigma_t^2 = w + (\alpha_1 + \gamma_1) |\varepsilon_{t-1}| + \beta_1 \log \alpha_{t-1}^2 \quad (3)$$

一方、負のショック、つまり、 $\varepsilon_{t-1} < 0$ の場合には、(2)式は以下の(4)式になる。

$$\log \sigma_t^2 = w + (\alpha_1 - \gamma_1) |\varepsilon_{t-1}| + \beta_1 \log \alpha_{t-1}^2 \quad (4)$$

$\gamma_i < 0$ であれば、負のショックに対して、ボラティリティはより大きく反応する。

4. 株価のボラティリティと連動性

4.1 使用データ

分析に使用する株価指数は、各国の日次株価終値データである⁹。具体的には、日本市場については日経 225 平均株価¹⁰、中国本土市場については上海総合指数¹¹、アメリカ市場については S&P500¹²を使用する。日本とアメリカの株価指数は日経 NEEDS、中国の株価指数は搜狐財經から取得する。株価指数はすべて自然対数をとったものを使用し、推計期間は 1991 年 1 月 1 日から 2012 年 12 月 31 日までとする。サンプル数は 5740 である。欠損値がある場合、前日のデータを利用する。さらに、世界金融危機の影響を検証するために、世界金融危機前の 1991 年 1 月 1 日-2007 年 8 月 14 日¹³、世界金融危機後の 2007 年 8 月 15 日-2012 年 12 月 31 日という 2 つの期間も、推計期間として分析する。

ここで、各国の株価がどのような動きをしているか見ておこう。図 1 は、各国の株価の時系列的な推移を示す。

⁹ 月曜日から金曜日までのデータである。

¹⁰ 日経 225 平均株価とは、東京証券取引所第 1 部上場の 225 銘柄の株式を対象とした株価指数である。「ダウ式平均」によって算出され、基本的には平均値であるが、分母(除数)の修正などで、株式分割や銘柄入れ替えなど市況変動以外の要因を除去して、指数値の連続性を保っている。

¹¹ 上海総合指数は、中国の本土市場の代表的な株価指数である。上海証券取引所に上場する A 株と B 株の全銘柄を、時価総額で加重平均して指数化しているものである。具体的には、次のとおりである。上海証券取引所総合株価指数＝算出時の上海取引所時価総額÷基準時の上海取引所時価総額×100。ここでの基準時は 1990 年 12 月 19 日、基準時時価総額は 100 である。

¹² S&P 500 INDEX (Standard & Poor's 500 Stock Index) は、スタンダード・アンド・プアーズ社が選定する、アメリカの大企業 500 社を集めた代表的な市場インデックスである。

¹³ 2007 年 8 月 15 日にフランスの大手銀行 BNP パリバが米サブプライム・ローン問題を理由に傘下のファンドを凍結したことから、サブプライムローン問題が大きく取り上げられるようになった。

図 1 各国の株価の推移



まず、図 1-1 によると、日本の株価は、全体的に見ると若干下落したことが分かる。アメリカの株価は、長期的に見ると緩やかに上昇したが、2008 年に急落した時期があったことが分かる。中国の株価は、時間の推移とともにかなり大幅に上昇してきたといえる。

次に、各国の株価の詳細な推移（図 1-2）を見ると、以下のことが分かる¹⁴。



第 1 に、日本の株価は、1990 年代に入ってから下落と上昇を繰り返したが、2000 年 3 月以降大きく下落した。この時期の株価下落の原因としては、アメリカ発の IT バブルの崩壊、2001 年の米国同時多発テロ、日本国内の不良債権処理の遅れなどが挙げられる。2003 年 4 月に底値をついた後、不良債権処理の政府の確たる姿勢、景気の回復、外国人投資家を含む株式市場参加者の増加などで、株価はまた徐々に上昇した。アメリカ発のサブプライム

¹⁴ 図 1-2 において、JAPAN、CHINA と US は、それぞれ日本、中国とアメリカの株価の推移を表す。

ローン問題が顕在化した 2007 年以降、世界的な金融不安が高まるなかで株価は急落していたが、現在は回復しつつある。

第 2 に、中国の株価は、1991 年から急激に上昇し、1992 年 5 月以降何回か下落を経験したが、全体的に上昇し続けたといえる。特に、2007 年 10 月に史上最高値を記録した。2005 年以降、人民元切り上げ期待と外貨準備の増加による過剰流動性（カネ余り）、一連の証券改革、不動産投機規制の強化や大型企業の新規上場による市場活性化などにより、株価は上昇した。ところが、2007 年 10 月以降、中国の株価は世界金融危機の影響で下落し、その後いったん回復したが、不動産投機規制や銀行の過剰な融資の抑制政策などにより、再び低迷が続いている。

第 3 に、アメリカの株価は、1990 年代の景気拡大と IT 革命により、株価が上昇し、1990 年代末期の IT バブルとなったが、2001 年に IT バブルは崩壊した。その後、景気が回復し、2007 年に株価の急上昇が見られたが、その直後のサブプライムローン問題の発生により、株価は急落した。最近では、国内経済の回復と量的金融緩和政策の効果により、株価は上昇してきている。

さらに、各市場の取引時間を見ておこう。各市場の株式取引開始時間と終了時間は、日本時間で表すと、図 2 のとおりである¹⁵。

図 2 各市場の取引開始・終了時間（日本時間）

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
ニューヨーク市場																								
									東京市場															
											上海市場													

具体的にいうと、9 時に東京市場が開き、10 時 30 分に上海市場が開く¹⁶。さらに、東京市場が 15 時に閉まると、上海市場が 16 時に閉まる。ニューヨーク市場が開くのは 23 時 30 分で、翌朝 6 時に閉まる¹⁷。また、ニューヨーク市場の株式取引が終了してから 2 時間後に、

¹⁵ 各市場の昼休みの時間（日本時間）は、以下のとおりである。東京市場は 11:00-12:30、中国市場は 12:30-14:00 である。ただし、ここでは、昼休み時間は考慮しない。

¹⁶ 中国は、日本と 1 時間の時差がある。

¹⁷ アメリカ東部は日本と 14 時間の時差があり、サマータイム期間中（4 月の第一日曜日の午前 2 時から 10 月の最終日曜日の午前 2 時まで）は 1 時間早まる。

東京市場の株式取引が開始するため、ニューヨークの終値が翌日の東京市場と上海市場の終値に反映する可能性も高い。

4.2 EGARCH モデルによる日中米の株価のボラティリティと連動性

4.2.1 推計モデル

実際に株価のボラティリティを求めるため、AR(k)-EGARCH(p, q) モデルを推計する¹⁸。AR(k) モデルは以下の(5)式、EGARCH(p, q) モデルは以下の(6)式で示される。

$$Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^k \theta_i Y_{t-i} + u_t \quad u_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\log \sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^p (\alpha_i |\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^q \beta_j \log \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

(5)式は、AR(k)モデルを表す平均方程式である。ここで、 θ_0 は定数、 k はラグの長さ、 u_t は誤差項、 I_{t-1} は($t-1$)期に利用可能な情報である。(6)式は、EGARCH(p, q)モデルを表す分散方程式である。ここで、 p はARCH項の数、 q はGARCH項の数を表す。また、 w は定数、 ε_t は平均0、分散1の正規分布に従う。 ε_t と σ_t は統計的に独立し、 $\varepsilon_t = u_t / \sigma_t$ 。

4.2.2 推計結果

EGARCH モデルは株式収益率のボラティリティの変動を分析することから、株式収益率は株価指数の上昇率として求める。AR(k)-EGARCH(p, q)の推計については、次数 k^* 、 p^* 、 q^* を決める必要がある。次数の採用方法は以下のとおりである。まず、AR(k)モデルにおいて推定を行い、シュワルツ情報量基準(SC)を最小にする次数 k^* を選択する。次に、AR(k^*)-EGARCH(p, q)モデルにおいて、(p, q) = (1, 1)、(1, 2)、(2, 1)、(2, 2)で推定を行い、SCを最小にする次数(p^*, q^*)を選択する。

¹⁸ AR-EGARCH (Autoregressive-Exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) モデルのことを指す。

表 1: EGARCHモデルの推計結果

	日本	中国	アメリカ
次数	AR(2)-EGARCH(2, 2)	AR(3)-EGARCH(2, 2)	AR(1)-EGARCH(2, 2)
平均方程式			
θ_0	-0.0140(0.3729)	0.0827(0.0000)	0.0267(0.0090)
θ_1	-0.0205(0.1195)	-0.0173(0.1769)	-0.0203(0.1031)
θ_2	-0.0032(0.7966)	0.0405(0.0021)	
θ_3		0.0673(0.0000)	
分散方程式			
w	-0.0388(0.0000)	-0.0039(0.0000)	-0.0389(0.0000)
α_1	0.07369(0.0000)	0.2963(0.0000)	-0.0440(0.0116)
α_2	-0.0160(0.4439)	-0.2901(0.0000)	0.0942(0.0000)
λ_1	-0.1632(0.0000)	-0.0025(0.6457)	-0.2323(0.0000)
λ_2	0.1366(0.0000)	0.0050(0.3483)	0.1981(0.0000)
β_1	1.6050(0.0000)	1.8613(0.0000)	1.5626(0.0000)
β_2	-0.6135(0.0000)	-0.8615(0.0000)	-0.5685(0.0000)
診断			
LM	0.8761(0.6453)	2.4943(1.0000)	1.4583(0.2272)
SC	3.3874	3.9974	2.6574

注：カッコ内は p 値を表す。

日本・中国・アメリカのAR-EGARCHモデルの推計結果は、表1のとおりである。日本に関しては、AR(2)-EGARCH(2, 2)モデル、中国に関しては、AR(3)-EGARCH(2, 2)モデル、アメリカに関しては、AR(1)-EGARCH(2, 2)モデルが選択される。さらに、LM検定の結果、日本・中国・アメリカの p 値はそれぞれ0.6453、1.0000、0.2272であることから、系列相関はないという帰無仮説は棄却できない。つまり、日本・中国・アメリカは誤差項に系列相関はない。

4.2.3 株価ボラティリティの基本統計量

各国における株価ボラティリティの基本統計量は、表2のとおりである。具体的には、全

サンプル期間（1991. 1. 1-2012. 12. 31）、世界金融危機前（1991. 1. 1-2007. 8. 14）、世界金融危機後（2007. 8. 15-2012. 12. 31）における基本統計量が、それぞれ示してある。

表2 株価ボラティリティの基本統計量

推計期間：1991. 1. 1-2012. 12. 31						
	平均	標準偏差	最大値	最小値	歪度	尖度
日本	2. 1294	2. 0372	38. 0291	0. 3041	6. 8267	77. 1714
中国	7. 7118	151. 9222	10789. 3200	0. 2765	64. 8608	4481. 8400
アメリカ	1. 2521	1. 7456	25. 0778	0. 0625	6. 0184	53. 9997
推計期間：1991. 1. 1-2007. 8. 14						
	平均	標準偏差	最大値	最小値	歪度	尖度
日本	1. 9414	1. 2304	9. 5793	0. 3041	1. 6713	7. 0056
中国	9. 0211	174. 7944	10789. 3200	0. 2765	56. 3700	3385. 2010
アメリカ	0. 9578	0. 8658	8. 0669	0. 0625	2. 5473	12. 1450
推計期間：2007. 8. 15-2012. 12. 31						
	平均	標準偏差	最大値	最小値	歪度	尖度
日本	2. 7095	3. 4417	38. 0291	0. 3817	5. 1075	34. 8193
中国	3. 6720	2. 6850	19. 6147	0. 7294	1. 3878	5. 1572
アメリカ	2. 1601	3. 0081	25. 0778	0. 1507	3. 7655	19. 7404

全サンプル期間（1991. 1. 1-2012. 12. 31）と世界金融危機前（1991. 1. 1-2007. 8. 14）については、中国の株価ボラティリティの平均と標準偏差は、日本とアメリカに比べ、はるかに大きいといえる。日本の株価ボラティリティの平均と標準偏差は、全般的に、アメリカの株価ボラティリティの平均と標準偏差より大きい。

世界金融危機後（2007. 8. 15-2012. 12. 31）における日本とアメリカの株価ボラティリティの平均と標準偏差は、危機前に比べると大きくなっている。一方、世界金融危機後における中国の株価ボラティリティの平均と標準偏差は、危機前に比べるとはるかに小さくなっている。また、世界金融危機後における中国の株価ボラティリティの平均は、日本とアメリカより大きい、標準偏差は日本とアメリカより小さい。

4.2.4 日中米の株価の共分散

さらに、EGARCH モデルで得られた日本・中国・アメリカの株価の条件付き共分散は、図 3 のように示される¹⁹。

図 3 条件付き共分散

図 3-1 条件付き共分散 (1991-2012 年)

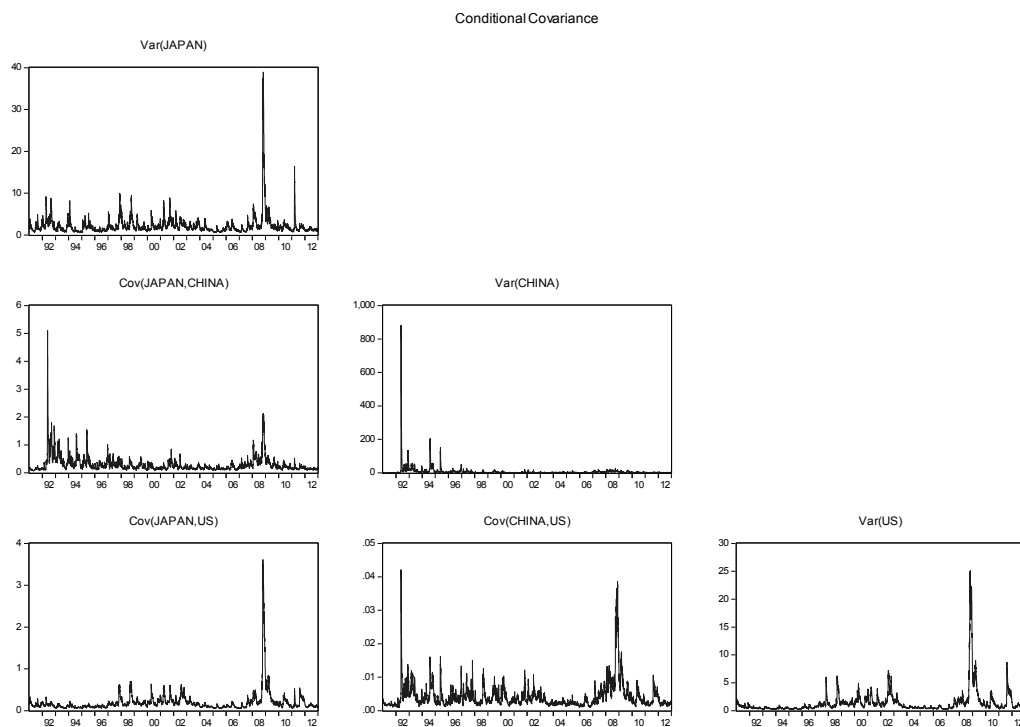
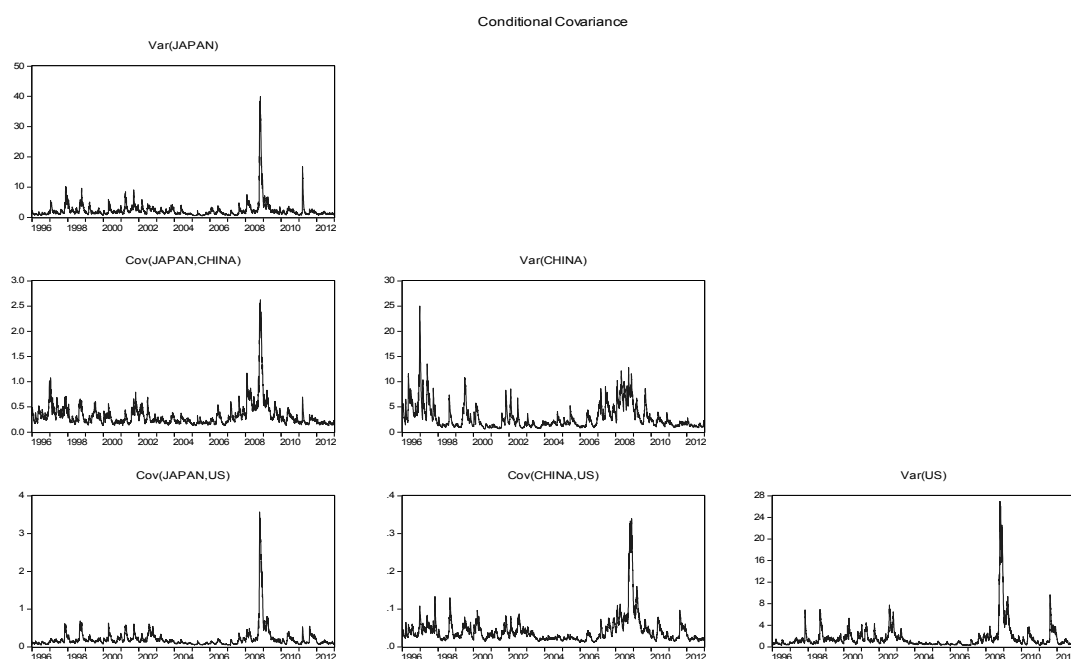


図 3-1 は、1991-2012 年の日本・中国・アメリカの条件付き共分散を示す。具体的にいうと、2007 年の世界金融危機発生後、日本とアメリカの株価ボラティリティは急激に高まった。その結果、日本とアメリカの条件付き共分散は、世界金融危機発生後、急激に大きく上昇した。中国の場合は、世界金融危機の発生時期ではなく、1990 年代前半、とりわけ 1992 年に株価ボラティリティが急上昇した。1990 年 12 月に上海証券取引所、1991 年 1 月に深圳

¹⁹ 図 3 において、JAPAN、CHINA と US は、それぞれ日本、中国とアメリカを表す。Var(JAPAN)は日本の分散、Cov(JAPAN, CHINA)は日本と中国の共分散を表す。

証券取引所が設立された時、上場企業数はそれぞれ 8 社、2 社しかなく²⁰、証券取引所の設立後、株価は高騰と暴落を繰り返した。特に、証券取引所が設立された直後は、株価の変動が非常に激しかった。たとえば、1992 年 5 月 20 日の上海総合指数は 616.99 であったが、翌日には倍以上の 1266.49 に上昇した。

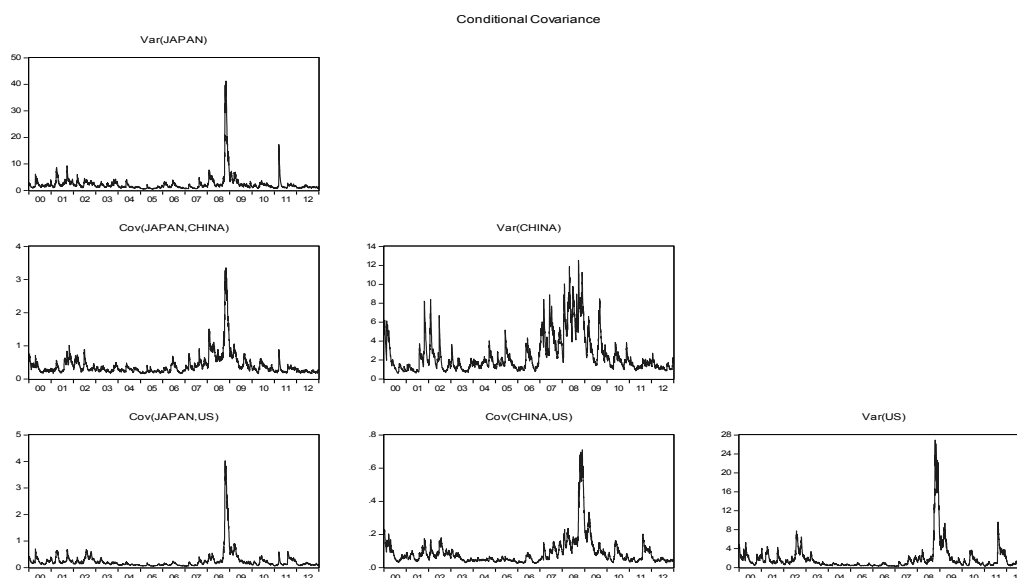
図 3-2 条件付き共分散 (1996-2012 年)



さらに、中国の株価ボラティリティが急上昇した 1990 年代前半を除いて、日本・中国・アメリカの条件付き共分散をしてみる。図 3-2 は、1996-2012 年の日本・中国・アメリカの条件付き共分散を示す。日本とアメリカの場合、それぞれの株価ボラティリティと両国の条件付き共分散が、2007 年の世界金融危機発生後、急激に大きく上昇したことは図 3-1 と変わらない。中国の場合も、世界金融危機発生後に、株価ボラティリティは上昇したが、それより 1996 年 12 月下旬の株価ボラティリティがもっと大きかった。たとえば、1996 年 5 月 23 日の株価ボラティリティは 26.3 に達した。

²⁰ 『中国証券期貨統計年鑑』、上海証券取引所と深圳証券取引所のサイトを参照。

図 3-3 条件付き共分散 (2000-2012 年)



最後に、2000 年代に入ってから条件付き共分散をしてみる。図 3-3 は、2000-2012 年の日本・中国・アメリカの条件付き共分散を示す。図から分かるように、中国の株価ボラティリティも 2007 年の世界金融危機発生後に高まっているが、中国は日本とアメリカに比べ、世界金融危機から受けた影響が比較的小さい。さらに、世界金融危機発生後、日本と中国、中国とアメリカ、アメリカと日本の条件付き共分散も急激に上昇し、連動性が高まったことが分かる。

中国では、2000 年以降、特に 2001 年 12 月の WTO 加盟以降、内外資本交流の活発化や世界市場との一本化が進展する中で、グローバル競争に勝ち抜くため、株式市場の国際化と自由化に向けて、種々の改革措置が実施された²¹。具体的には、2000 年から、株式上場が人為的な割当による審査制から認可制に変更され、市場化に向けて重要な一歩を踏み出した。2002 年 7 月には、外資合弁の証券・投資信託会社の設立が解禁され、証券各社の株式の売買手数料が自由化された。さらに、中国では A 株と B 株があり、当初は、外国の投資家のみが B 株の購入が可能であったが、2001 年 2 月に、B 株市場が国内投資家にも開放された²²。また、当初は中国人投資家だけが A 株の投資が可能であったが、2002 年に QFII (Qualified

²¹ 中国の株式市場については、張 (2004) (2008b) (2009) (2011) を参照。以下同様。

²² B 株は外貨不足時代の中国で、企業が直接に外貨を調達する手段として 1992 年に上海・深圳証券取引所で発行されはじめた。上海証券取引所では米ドル、深圳証券取引所では香港ドルで取引されている。

foreign institutional investors、適格外国機関投資家）制度が導入され、海外の機関投資家も A 株の購入が可能となった。こうした一連の改革措置により、中国の株式市場はまだ完全には国際化・自由化されていないが、以前に比べ、他国の資産価格変動の影響を受けやすくなり、その結果、世界金融危機発生後、日中米市場間の株価連動性が高まったのである。

5. 株価ボラティリティに対するマクロ経済変数の影響

5.1 データ

本節では、マクロ経済変数が株価ボラティリティに与える影響を、月次データを使用して分析する。まず、月次の株価ボラティリティ(I)には、前節の EGARCH モデルで求めた日次株価ボラティリティを月次化したものを使用する。株価ボラティリティ(I)に対するマクロ経済変数の影響は、実体経済変数と金融政策変数の 2 つの面から考察する。実体経済変数については、工業生産増加率(I)と消費者物価指数上昇率(P)を使用する。金融政策変数については、マネーサプライ変数として M2 の上昇率(M)、金利変数として 1 年物貸出金利(R)を使用する。データは IMF のデータベースから取得する。推計期間は 1991 年 1 月から 2012 年 12 月までとする。なお、各変数ともに季節調整前の月次データを用いる。以下、日本・中国・アメリカの順で分析を行う。

5.2 単位根検定

まず、使用データの定常性が満たされるかどうかを検定する必要がある。そのために、単位根検定を行う。ここでは、ADF (Augmented Dickey-Fuller) テストと PP (Phillips-Perron) テストを採用し、トレンド項と定数項を含むもの、定数項のみ含むものの 2 通りの方法により検定を行う。最適ラグの次数は、シュワルツ情報量基準 (SC) により自動選択する。検定結果は、以下の表 3 のとおりである。

表 3-1、表 3-2、表 3-3 は、それぞれ日本、中国、アメリカの単位根検定の結果を示す。表から分かるように、1 階の階差をとったすべての変数について、5%有意水準で単位根が存在するという帰無仮説は棄却される。すなわち、すべてのデータの定常性が満たされ、各変数は次数が 1 の和分 $I(1)$ であると見なすことができる。以下の分析では、すべての使用データの定常性を前提とするため、データの 1 階の階差をとる。

表 3 単位根検定

表 3-1 単位根検定の結果（日本）

変数	ADF 検定		PP 検定	
	トレンド項+定数項	定数項	トレンド項+定数項	定数項
VJ ラグ	-6.0355*** 2	-6.0424*** 2	-6.9074*** 7	-6.9119*** 7
ΔVJ ラグ	-16.3518*** 1	-16.3823*** 1	-37.4124*** 71	-37.2245*** 71
YJ ラグ	-2.9989 13	-3.0275** 13	-4.2037*** 5	-4.2074*** 5
ΔYJ ラグ	-9.0270*** 12	-9.0463*** 12	-16.1071*** 3	-16.1357*** 3
PJ ラグ	-2.7401 12	-2.7923* 12	-3.6385** 2	-3.5986*** 3
ΔPJ ラグ	-7.0618*** 11	-7.0149*** 11	-15.2189*** 7	-15.1996*** 7
MJ ラグ	-4.6211*** 0	-4.7276*** 0	-4.8522*** 8	-4.9420*** 8
ΔMJ ラグ	-15.3658*** 0	-15.3732*** 0	-15.3630*** 5	-15.3698*** 5
IJ ラグ	-4.7937*** 4	-5.8994*** 4	-4.0017*** 10	-7.0347*** 10
ΔIJ ラグ	-4.3330*** 5	-3.0471** 5	-6.8383*** 6	-5.3853*** 6

注：**は 5%、*は 10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。

ラグについては、ADF テストは SC、PP テストは Bartlett kernel による。以下同様。

表 3-2 単位根検定の結果（中国）

変数	ADF 検定		PP 検定	
	トレンド項+定数項	定数項	トレンド項+定数項	定数項
VC ラグ	-15.9729*** 0	-15.7069*** 0	-15.9719*** 2	-15.7075*** 2
ΔVC ラグ	-34.3988*** 15	-31.0030*** 15	-248.6524*** 261	-249.1218*** 261
YC ラグ	-3.3320* 3	-3.0275** 3	-11.0572*** 9	-10.1362*** 9
ΔYC ラグ	-15.7116*** 2	-15.7431*** 2	-64.5169*** 43	-64.0931*** 43
PC ラグ	-1.9978 12	-1.7020 12	-2.0479 8	-1.7066 8
ΔPC ラグ	-5.1495*** 11	-5.1649*** 11	-12.5801*** 6	-12.5862*** 6
MC ラグ	-1.4161 12	-1.1436 12	-2.2572 5	-1.8654 5
ΔMC ラグ	-7.5486*** 11	-7.5711*** 11	-13.7569*** 3	-13.7814*** 3
IC ラグ	-1.1163 0	-1.0430 0	-1.5113 7	-1.2598 7
ΔIC ラグ	-14.8101*** 0	-14.8316*** 0	-15.1905*** 6	-15.2083*** 6

表 3-3 単位根検定の結果（アメリカ）

変数	ADF 検定		PP 検定	
	トレンド項+定数項	定数項	トレンド項+定数項	定数項
VU ラグ	-6.7879*** 1	-6.5342*** 1	-5.3705*** 7	-5.1836*** 7
ΔVU ラグ	-12.4154*** 2	-12.4383*** 2	-17.8109*** 26	-17.8483*** 26
YU ラグ	-2.9739 12	-2.5675 12	-2.9206 8	-2.7611* 8
ΔYU ラグ	-6.0768*** 11	-6.0864*** 11	-15.7295*** 7	-15.7493*** 7
PU ラグ	-2.6688 12	-2.6682* 12	-4.2283*** 4	-4.2120*** 4
ΔPU ラグ	-9.8022*** 11	-9.8157*** 11	-10.3292*** 5	-10.3477*** 5
MU ラグ	-3.2062* 5	-2.1875 4	-2.7749 6	-2.2433 5
ΔMU ラグ	-6.8413*** 11	-6.8555*** 11	-11.8363*** 3	-11.8561*** 3
IU ラグ	-2.6655 3	-1.6651 2	-2.1287 10	-1.6488 10
ΔIU ラグ	-5.8701*** 1	-5.8805*** 1	-8.3453*** 6	-8.3631*** 6

5.3 グレンジャー因果性テスト

株価ボラティリティ(I) に対するマクロ経済変数の影響を見るため、各変数間に因果性があるかどうかを検証するグレンジャー因果性テストを行う。表 4～表 6 は、それぞれ日本・中国・アメリカにおいて、株価ボラティリティ(I)と実体経済変数の工業生産増加率(I)と消

費者物価指数上昇率(P)、および金融政策変数のM2の上昇率(M)と1年物貸出金利(I)の間で、グレンジャーの意味で因果関係が成り立つのかどうかを表すものである²³。

表 4-1 グレンジャー因果性テストの結果（日本：1991 年 1 月-2012 年 12 月）

帰無仮説	F 値	p 値
IJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	10.6756	0.0012***
VJ が IJ に Granger の意味で因果性はない	0.5004	0.4799
PJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	3.7746	0.0531*
VJ が PJ に Granger の意味で因果性はない	1.8101	0.1797
MJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	0.0493	0.8244
VJ が MJ に Granger の意味で因果性はない	1.1201	0.2909
IJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	0.1524	0.6965
VJ が IJ に Granger の意味で因果性はない	1.1589	0.2827

表 4-2 グレンジャー因果性テストの結果（日本：1991 年 1 月-2007 年 8 月）

帰無仮説	F 値	p 値
IJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	0.0869	0.7685
VJ が IJ に Granger の意味で因果性はない	0.0147	0.9037
PJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	0.6949	0.4055
VJ が PJ に Granger の意味で因果性はない	0.5192	0.4720
MJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	0.8022	0.3716
VJ が MJ に Granger の意味で因果性はない	1.0745	0.3012
IJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	0.0088	0.9254
VJ が IJ に Granger の意味で因果性はない	1.8199	0.1789

²³ 単位根検定の結果から、ここでは、1 階階差の結果を示す。

表 4-3 グレンジャー因果性テストの結果（日本：2007 年 9 月-2012 年 12 月）

帰無仮説	F 値	p 値
IJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	6.6039	0.0127**
VJ が IJ に Granger の意味で因果性はない	0.0964	0.7572
PJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	2.9308	0.0921*
VJ が PJ に Granger の意味で因果性はない	2.0683	0.1556
MJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	0.1476	0.7022
VJ が MJ に Granger の意味で因果性はない	0.5937	0.4441
IJ が VJ に Granger の意味で因果性はない	3.5996	0.0626*
VJ が IJ に Granger の意味で因果性はない	2.4516	0.1227

表 4-1 は、1991 年 1 月から 2012 年 12 月における日本のグレンジャー因果性テストの結果を示す。実体経済変数の工業生産増加率(IJ)と消費者物価指数上昇率(PJ)から株価ボラティリティ(VJ)に対し、それぞれ 1%と 10%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。金融政策変数の M2 の上昇率(MJ)と 1 年物貸出金利(IJ)から株価ボラティリティ(VJ)に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。また、株価ボラティリティ(VJ)からすべてのマクロ経済変数（実体経済変数と金融政策変数）に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。

さらに、表 4-2 の世界金融危機前（1991 年 1 月-2007 年 8 月）と表 4-3 の世界金融危機後（2007 年 9 月-2012 年 12 月）における日本のグレンジャー因果性テストの結果をしてみる。

1991 年 1 月-2007 年 8 月においては、すべてのマクロ経済変数から株価ボラティリティ(VJ)に対し、また、株価ボラティリティ(VJ)からすべてのマクロ経済変数に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。

2007 年 9 月-2012 年 12 月においては、工業生産増加率(IJ)と消費者物価指数上昇率(PJ)から株価ボラティリティ(VJ)に対し、それぞれ 5%と 10%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。金融政策変数の 1 年物貸出金利(IJ)から株価ボラティリティ(VJ)に対し、10%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係があるが、M2 の上昇率(MJ)から株価ボラティリティ(VJ)に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。また、株価ボラティリティ(VJ)からすべてのマクロ経済変数に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。

表 5-1 グレンジャー因果性テストの結果（中国：1991 年 1 月-2012 年 12 月）

帰無仮説	<i>F</i> 値	<i>p</i> 値
<i>YC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0958	0.7572
<i>VC</i> が <i>YC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.1789	0.6726
<i>PC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	9.3919	0.0024***
<i>VC</i> が <i>PC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.2247	0.6359
<i>MC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0161	0.8992
<i>VC</i> が <i>MC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.5038	0.4785
<i>IC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0008	0.9780
<i>VC</i> が <i>IC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0150	0.9026

表 5-2 グレンジャー因果性テストの結果（中国：1991 年 1 月-2007 年 8 月）

帰無仮説	<i>F</i> 値	<i>p</i> 値
<i>YC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0763	0.7827
<i>VC</i> が <i>YC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.1426	0.7061
<i>PC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	8.9674	0.0031***
<i>VC</i> が <i>PC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.3006	0.5841
<i>MC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0225	0.8810
<i>VC</i> が <i>MC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.5813	0.4467
<i>IC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0011	0.9737
<i>VC</i> が <i>IC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0146	0.9039

表 5-3 グレンジャー因果性テストの結果（中国：2007 年 9 月-2012 年 12 月）

帰無仮説	<i>F</i> 値	<i>p</i> 値
<i>YC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	2.1158	0.1510
<i>VC</i> が <i>YC</i> に Granger の意味で因果性はない	5.5054	0.0223**
<i>PC</i> が <i>VC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0005	0.9820
<i>VC</i> が <i>PC</i> に Granger の意味で因果性はない	0.3690	0.5458

MC が VC に Granger の意味で因果性はない	1. 6154	0. 2086
VC が MC に Granger の意味で因果性はない	0. 1967	0. 6590
IC が VC に Granger の意味で因果性はない	2. 6528	0. 1086
VC が IC に Granger の意味で因果性はない	0. 7290	0. 3966

表 5-1 は、1991 年 1 月から 2012 年 12 月における中国のグレンジャー因果性テストの結果を示す。消費者物価指数上昇率(PC)から株価ボラティリティ(VC)に対し、1%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。工業生産増加率(YC)、金融政策変数の M2 の上昇率(MC)と 1 年物貸出金利(IC)から株価ボラティリティ(VC)に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。また、株価ボラティリティ(VC)からすべてのマクロ経済変数に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。

さらに、表 5-2 の世界金融危機前(1991 年 1 月-2007 年 8 月)と表 5-3 の世界金融危機後における中国のグレンジャー因果性テストの結果を見てみる。

1991 年 1 月-2007 年 8 月においては、消費者物価指数上昇率(PC)から株価ボラティリティ(VC)に対し、1%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。ほかの変数から株価ボラティリティ(VC)に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。また、株価ボラティリティ(VC)からすべてのマクロ経済変数に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。

2007 年 9 月-2012 年 12 月においては、すべてのマクロ経済変数から株価ボラティリティ(VC)に対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。また、株価ボラティリティ(VC)から工業生産増加率(YC)に対してのみ、5%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。

表 6-1 グレンジャー因果性テストの結果 (アメリカ:1991 年 1 月-2012 年 12 月)

帰無仮説	F 値	p 値
YU が VU に Granger の意味で因果性はない	2. 4578	0. 1182
VU が YU に Granger の意味で因果性はない	0. 0000	0. 9990
PU が VU に Granger の意味で因果性はない	6. 4110	0. 0119**
VU が PU に Granger の意味で因果性はない	24. 0889	0. 0000***
MU が VU に Granger の意味で因果性はない	1. 1675	0. 2809

<i>VU</i> が <i>MU</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0324	0.8573
<i>IU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	3.6729	0.0564*
<i>VU</i> が <i>IU</i> に Granger の意味で因果性はない	11.0520	0.0010***

表 6-2 グレンジャー因果性テストの結果（アメリカ：1991 年 1 月-2007 年 8 月）

帰無仮説	<i>F</i> 値	<i>p</i> 値
<i>IU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	5.1180	0.0248**
<i>VU</i> が <i>IU</i> に Granger の意味で因果性はない	1.8343	0.1772
<i>PU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	0.1435	0.7052
<i>VU</i> が <i>PU</i> に Granger の意味で因果性はない	0.8384	0.3610
<i>MU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	3.5086	0.0625*
<i>VU</i> が <i>MU</i> に Granger の意味で因果性はない	1.9751	0.1615
<i>IU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	1.4767	0.2258
<i>VU</i> が <i>IU</i> に Granger の意味で因果性はない	5.0297	0.0260**

表 6-3 グレンジャー因果性テストの結果（アメリカ：2007 年 9 月-2012 年 12 月）

帰無仮説	<i>F</i> 値	<i>p</i> 値
<i>IU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	3.8496	0.0544*
<i>VU</i> が <i>IU</i> に Granger の意味で因果性はない	0.4794	0.4914
<i>PU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	3.7139	0.0587*
<i>VU</i> が <i>PU</i> に Granger の意味で因果性はない	22.3631	0.0000***
<i>MU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0942	0.7600
<i>VU</i> が <i>MU</i> に Granger の意味で因果性はない	0.0286	0.8664
<i>IU</i> が <i>VU</i> に Granger の意味で因果性はない	3.0787	0.0844*
<i>VU</i> が <i>IU</i> に Granger の意味で因果性はない	7.8582	0.0068***

表 6-1 は、1991 年 1 月から 2012 年 12 月におけるアメリカのグレンジャー因果性テストの結果を示す。消費者物価指数上昇率(*PU*)と 1 年物貸出金利(*IU*)から株価ボラティリティ(*VU*)に対し、それぞれ 5%と 10%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。ま

た、株価ボラティリティ(V_t)から消費者物価指数上昇率(PI)と1年物貸出金利(I_t)に対しても、1%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。しかし、工業生産増加率(Y)と金融政策変数のM2の上昇率(M)は株価ボラティリティ(V_t)との間に、グレンジャーの意味での因果関係はない。

さらに、表6-2の世界金融危機前(1991年1月-2007年8月)と表6-3の世界金融危機後におけるアメリカのグレンジャー因果性テストの結果を見てみる。

1991年1月-2007年8月においては、工業生産増加率(Y)とM2の上昇率(M)から株価ボラティリティ(V_t)に対し、それぞれ5%と10%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。また、株価ボラティリティ(V_t)から1年物貸出金利(I_t)に対し、グレンジャーの意味での因果関係がある。

2007年9月-2012年12月においては、工業生産増加率(Y)、消費者物価指数上昇率(PI)と1年物貸出金利(I_t)から株価ボラティリティ(V_t)に対し、10%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。また、株価ボラティリティ(V_t)から消費者物価指数上昇率(PI)と1年物貸出金利(I_t)に対し、1%の有意水準でグレンジャーの意味での因果関係がある。

最後に、全サンプル期間(1991年1月-2012年12月)におけるグレンジャー因果性テストの結果をまとめると、日本の株価ボラティリティに対しては、日本の実体経済変数(工業生産増加率と消費者物価指数上昇率)からグレンジャーの意味での因果関係がある。中国の株価ボラティリティに対しては、中国の消費者物価指数上昇率からのみグレンジャーの意味での因果関係がある。アメリカの株価ボラティリティに対しては、アメリカの消費者物価指数上昇率と1年物貸出金利からグレンジャーの意味での因果関係がある。日本と中国の金融政策変数(M2の上昇率と1年物貸出金利)は、それぞれの国の株価ボラティリティに対し、グレンジャーの意味での因果関係はない。

6. 結び

本論文では、世界金融危機が日本・中国・アメリカの株式市場に与えた影響に注目しながら、日中米の株価ボラティリティと連動性について分析するとともに、各国のマクロ経済変数(実体経済変数と金融政策変数)と株価ボラティリティの関係について分析した。

EGARCH モデルの推定結果から、中国の株価変動は日本とアメリカに比べ、はるかに激しいが、2007年の世界金融危機から受けた影響は、両国に比べ比較的小さかったことが分か

った。反対に、世界金融危機発生後、日本とアメリカの株価の変動が激しかったことから、日本とアメリカの株式市場は世界金融危機の影響を大きく受けたといえる。中国については、株価ボラティリティの変動は世界金融危機の時期より、株式市場が成立した直後の 1990 年代前半のほうが激しかった。また、日本・中国・アメリカの株価の共分散は、世界金融危機発生後かなり大きくなったことから、日本・中国・アメリカの株価連動性は高まったものといえる。

また、グレンジャー因果性テストの結果、以下のことが分かった。日本の実体経済変数（工業生産と物価）は株価のボラティリティに影響するが、中国とアメリカについては、物価のみが株価のボラティリティに影響する。さらに、アメリカの金利は株価のボラティリティに影響するが、日本と中国の金融政策変数（M2 と貸出金利）は、それぞれの国の株価のボラティリティに対して影響を及ぼさない。

世界金融危機発生後、日中米市場間の株価連動性が高まった原因として、以下のことが考えられる²⁴。中国では、2000 年以降、特に 2001 年 12 月の WTO 加盟以降、一連の改革措置により、株式市場のグローバル化が進められた結果、中国市場も以前に比べ、他国の資産価格変動の影響を受けやすくなってきた。また、インターネットの普及や通信技術の進歩につれ、一国の株価の変動はすぐ世界中の投資家に知られ、彼らの投資行動に影響を与える。さらに、貿易の拡大、グローバル企業の海外市場の開拓などにより、世界経済の一体化が進み、金融分野においても、ある国の出来事がほかの国にもすぐに波及する。中国経済の存在感が高まるに伴い、中国の株価変動は海外株式市場の中国関連株をはじめ、海外投資家の投資行動に影響するようになってきた。さらに、1997 年に中国に返還された香港は、自由な株式市場をもち、国際投資家によるポートフォリオ調整がうまく進められているとみられる。だが、香港経済は中国の政策と経済状況に大きく影響され、香港市場も中国の経済状況と中国本土の株式市場を益々反映するようになってきた。こうした一連の要因により、中国の株式市場と他国の市場との連動性も高まってきたと思われる。

しかし、中国の株式市場は日米と違い、まだ完全には国際化・自由化されておらず、世界金融危機から影響を受けたものの、その影響は比較的小さかった。現在、中国は世界第 2 の経済大国であるが、その株式市場はまだ発展途上であり、金融システムは脆弱である。

²⁴ 筒井(2004)、Tsutsui and Hirayama(2005)などでは、株価連関について、以下の三つの原因が挙げられた。1. 共通のマクロショック、2. 国際投資家によるポートフォリオ調整、3. 暴落のニュース自体の重要性。

中国では、投機資金の撤退が 1997 年のアジア通貨危機の引き金になったという教訓から、国内金融市場の安定を守るため、資本取引が規制されており、海外の投資家は中国の株式市場にまだ自由に投資できない。中国本土市場への投資に占める国内投資家の比率は 99% 以上を占める。中国の株式市場は基本的に投機市場であり、企業業績などファンダメンタルズに基づき投資判断を下すとされる大口の機関投資家層は発展途上の段階にあり、市場参加者の中心はキャピタルゲイン志向の個人投資家である。個人投資家の短期利益志向は株式市場の値動きを不安定にし、市場の投機的性格を高める。また、上場されている多くの企業は国有企業であり、企業経営は大株主である政府の意向を反映して行われ、コーポレート・ガバナンスが適切に機能していない。加えて、上場企業の株式でありながら、株式市場で取引できない非流通株の存在が中国の株式市場を不透明化してしまい、株価変動を激しくさせている²⁵。

アメリカと違い、日本と中国の金融政策が株価のボラティリティにあまり影響していないことについては、日本と中国では、直接金融より間接金融のほうがメインであり、金融市場の裁定・調整機能が十分とはいえないからである。企業の銀行融資への依存度がまだ高いことから、今後、日本と中国では株式市場の発展にさらに力を入れ、企業の資金調達と投資の選択肢の多様化を図り、リスク分析などで、より広範に情報を交換する必要がある。しかし、現在の中国では、資本取引が規制され、金利もまだ自由化されていない。証券市場のグローバル化が進むにつれ、資本取引と金利が規制されていると、こうした情勢に対応できなくなる可能性が高い。今後、中国では資本取引と金利の自由化を、着実かつ慎重に進める必要があると思われる。

最近、日本では、アベノミクスの緊急経済対策やデフレ脱却を図る量的緩和金融政策が実施され、景気回復に力を入れている。円安で輸出産業の業績改善が見込まれ、企業活動も活発化し、内需を刺激するとの期待が高まっている。また、株式市場への資金が一段と回り始め、日本の株価は回復しつつある。アメリカでは、リーマンショック後の景気後退の中で、景気を支えるとともに物価がデフレに陥らないように、量的金融緩和政策が行われてきた。緩和の効果が实体经济に表れてきており、投資や消費は刺激され、景気は回復しつつある。その結果、株価を押し上げ、株式市場の活性化につながった。ただし、日米

²⁵ 非流通株とは、株式市場が創設された当初、上場後も政府の企業への支配権を維持するために作られ、市場に流通させていない株式のことである。非流通株は、「国家株」、「法人株」および「従業員持ち株」から構成され、主に国や国有企業が保有している。

が足並みを揃えて大胆な金融緩和政策をこのまま続けていくと、実体経済以上に世界的な金融相場を高騰させて、最終的に世界的な金融バブルに至る危険性がある。

一方、中国では、銀行融資とは別ルートで資金を融通する「影の銀行（シャドーバンキング）」が急膨張し、中国の金融市場は短期金利の急上昇や株価の下落で、一時的に混乱した。中国政府は実体経済とかけ離れたマネーの膨張を抑え始めたが、ブレーキが利きすぎれば、投資や消費が冷え込んで実体経済への下方圧力が増す。逆に、シャドーバンキングを通じた融資が伸び続けると、実体経済と金融の乖離が拡大し、信用バブルになる恐れがある。影の銀行は中国経済を揺るがす危険性をはらむ。

世界金融危機の反省から、各国は外貨準備を積み増し、金融システムを強化し、実体経済も徐々に回復してきた。今後、世界金融危機が2度と起こらないよう、日本・中国・アメリカは経済のファンダメンタルズ（基礎的条件）の強化や構造改革などを進めるだけでなく、金融面におけるさらなる踏み込んだ協力が不可欠であり、協調して金融リスクに対応する必要がある。そうすることによって、金融の自由化や世界経済の一体化が順調に進み、金融システムがさらに整備されることが期待できるであろう。

参考文献

- 浅子和美・張艶・劉振濤（2013）「日米中株式市場の連動性—非線形共和分の検証」『経済研究』第64巻第4号、近刊
- 今村有里子・浅子和美（2001）「アメリカ、日本、アジア諸国間の株価連動性」『社会科学』No. 66、同志社大学人文科学研究所、pp. 19-37
- 海外投資データバンクサイト www.world401.com/data_yougo/jikasougaku_world.html
- 北岡孝義・高橋青天・矢野順治（2008）『EViewsで学ぶ実証分析入門 応用編』日本評論社
- 張艶（2004）「中国の証券市場の発展とWTO加盟後の展望—株式市場と債券市場を中心に—」『中国経済』2月号、第457号、日本貿易振興機構、pp. 26-45
- （2008a）「アジア諸国間の株価連動性」『文藝と思想』第72号、福岡女子大学、pp. 91-112
- （2008b）「中国の株式市場の発展と実証分析」『国際政経論集』第14号、二松学舎大学、pp. 137-158
- （2009）「中国の株価変動に対する金融政策の影響」『文藝と思想』第73号、福岡女子大学、pp. 15-35
- （2010）「アジアの株式市場における連関と構造変化」『経済学研究』第76巻第5号、

- 九州大学、pp. 143-170
- (2011)「中国の株式市場と金融政策」『文藝と思想』第 75 号、福岡女子大学、pp. 91-109
- 筒井義郎(2004)「なぜ株価は連動するのか?」『大学教育実践センター共通教育だより』No. 25、大阪大学、pp. 9-13
- 西村友作・筒井義郎・平山健二郎 (2011)「金融危機と日中ボラティリティ：日米中株式市場の比較分析」『大阪大学経済学』第 61 巻第 3 号、pp. 19-37
- 羽森茂之 (2005)「長短金利差と経済成長率：CCF アプローチ」『国民経済雑誌』第 191 巻第 1 号、pp. 49-58
- 渡部敏明 (2000)『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店
- 上海証券交易所サイト <http://www.sse.com.cn/>
- 深圳証券交易所サイト <http://www.szse.cn/>
- 搜狐財經サイト <http://q.stock.sohu.com/>
- 中国証券監督管理委員会編著『中国証券期貨統計年鑑』各年、中国財政經濟出版社.
- Ahlgren, N. and J. Antell (2002). “Testing for cointegration between international stock prices.” *Applied Financial Economics*. 12(12): 851-861.
- Bollerslev, T. (1986). “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics*. 31(3): 307-327.
- Boschi, Melisso (2005). “International financial contagion: evidence from the Argentine crisis of 2001-2002.” *Applied Financial Economics*. 15(4): 153-163.
- Chan, K. C., B. E. Gup and M. S. Pan (1992). “An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Markets and the United States.” *The Financial Review*. 27(2): 289-307.
- (1997). “International stock market efficiency and integration: A study of eighteen nations.” *Journal of Business Finance & Accounting*. 24(6): 803-813.
- Chen, S. L., S. C. Huang and Y. M. Lin (2007). “Using multivariate stochastic volatility models to investigate the interactions among NASDAQ and major Asian stock indices.” *Applied Economics Letters*. 14(2): 127-133.
- Choudhry, T. (1994). “Stochastic Trends and Stock Prices: An International Inquiry.” *Applied Financial Economics*. 4(6): 383-390.
- Corhay, A., A. T. Rad, and J. P. Urbain (1995). “Long run behaviour of Pacific-Basin stock prices.” *Applied Financial Economics*. 5(1): 11-18.

- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation." *Econometrica*. 50(4): 987-1008.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*. 55(2): 251-276
- Eun C. S. and S. Shin (1989). "International Transmission of Stock Market Movements." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 24(2): 241-256.
- Forbes, K. J. and R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements." *The Journal of Finance*. 57(5): 2223-2261.
- Fraser, P. and O. Oyefeso (2005). "US, UK and European Stock Market Integration." *Journal of Business Finance & Accounting*. 32(1&2): 161-181.
- Ghosh, A., R. Saidi and K. H. Johnson (1999). "Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets-US or Japan? Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration." *The Financial Review*. 34(1): 159-170.
- Hamori, S. and Y. Imamura (2000). "International transmission of stock prices among G7 countries: LA-VAR approach." *Applied Economics Letters*. 7(9): 613-618.
- Hung, B. W. and Y. L. Cheung (1995). "Interdependence of Asian Emerging Equity Markets." *Journal of Business Finance and Accounting*. 22(2): 281-288.
- IMF. <http://www.imfstatistics.org/imf/>.
- World Economic Outlook Databases. <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28/>
- Nelson, D. B. (1991). "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach." *Econometrica*. 59(2): 347-370.
- Taylor, M. P. and I. Tonks (1989). "The Internationalisation of Stock Markets and the Abolition of U. K. Exchange Control." *The Review of Economics and Statistics*. 71(2): 332-336.
- Tsutsui, Y. and K. Hirayama (2004a). "Are international portfolio adjustments a cause of comovements in stock prices?" *Pacific-Basin Finance Journal*. 12: 463-478.
- (2004b). "Appropriate lag specification for daily responses of international stock markets." *Applied Financial Economics*. 14: 1017-1025.
- (2005). "Estimation of the common and country-specific shock to stock prices." *Journal of the Japanese and International Economies*. 19: 322-337.

- Wang, X. F (2010). “The Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomic Volatility: Evidence from China.” *International Research Journal of Finance and Economics*. 49:149-160.
- Wang, Z., J. Yang and D. A. Bessler (2003). “Financial crisis and African stock market integration.” *Applied Economics Letters*. 10(9): 527-533.
- World Federation of Exchanges. <http://www.world-exchanges.org/>.
- Yang, J., J. W. Kolari and I. Min (2003). “Stock market integration and financial crises: the case of Asia.” *Applied Financial Economics*. 13(7): 477-486.
- Zhang, Y. (2012). “Linkage of Stock Prices in Major Asian Markets and the Asian and Global Financial Crises.” *Studies of International Society*. 1(1): 75-99.

金融商品取引法の 証券市場への影響

立命館大学 経営学部 講師 渡辺直樹

金融商品取引法の証券市場への影響^{*}

立命館大学経営学部

渡辺 直樹⁺

^{*} 本稿の作成に当たり、ゆうちょ財団研究助成ならびに科学研究費補助金の支援を受けた。記して、感謝の念を表したい。

⁺ 立命館大学経営学部・講師。〒525-8577 滋賀県草津市野路東1丁目1-1

E-mail: n-wata@fc.ritsumeai.ac.jp

金融商品取引法の証券市場への影響

概要

昨今の金融技術の発展を受け、投資性のある金融商品を取引する際の利用者保護と、透明で公正な市場づくりを目的とした金融商品取引法が、施行されることになった。金融商品取引法の制定により、金融商品に関する網羅的な法制度が導入されたことは、「投資者保護」の観点から高い評価がされるものの、その政策的な効果を検証する必要がある。本研究では、同法律が施行されることによって証券市場の流動性がどのように影響を受けるかの実証分析を行っている。実証分析では、パネル分析の手法を用いて検証し、流動性を高めることを示した。これは、株価や売買代金などでコントロールすると、金融商品取引法の施行によって、流動性を高める効果を示唆している。

JEL Classification: G14・G15・G18

キーワード: 東京証券取引所・金融商品取引法・流動性

1. はじめに

金融分野の規制緩和（金融ビッグバン）の進展により、金融商品やその取引ルートが多様化している。間接金融から直接金融に移行することにより、個人投資家を中心とした投資家保護を求める機運が高まりを見せた。欧米の証券市場で行われている施策を参考にして、我が国においても、2000年代において東京証券取引所などの証券市場が、アクションプログラムのような自主規制をおこなってきた。これに加えて、個別の金融商品に対する規制だけではなく、金融商品全般をまとめる包括的な規制を整備するために、2007年9月に金融商品取引法が施行された。一方で、同法の狙いとする証券市場の「国際的な競争力」を高めるという政策的な効果は、いまだ検証し切れているとはいえない状況にある。

本研究では、投資家保護を狙いとした金融商品取引法によって、証券市場の流動性を高めるかどうかについて、実証的な見地から分析を行うことを狙いとしている。金融商品取引法に関しては、投資家保護を厳格化することで、「貯蓄から投資」に向けての市場機能の確保を行うこと、金融・資本市場の国際化への対応を図ることを指向している。このため、投資信託の純資産の変動についても考察を行い、同法の効果を分析することにする。また、同法は金融商品販売、投資家の分類、企業の財務情報の開示、ファンドへの規制など、広範なテーマをまとめた膨大な法律であり、全体としては6500ページを超える法律になっていることが知られている。したがって、同法が目標とする多くのテーマを一括して実証分析することは不可能である。本研究では、証券市場の流動性との関係に焦点を絞り、その政策的な効果を検証する。

証券市場を規制する施策が、市場流動性に与える効果を検証するため、先行研究でも様々な検証がなされている。例えば、その一つとして金融商品取引法によって義務化されることでも知られている「四半期報告書」の提出が挙げられる。

「四半期報告書」は、企業の財務情報を3ヶ月ごとに開示する文書であり、米国においては早くから、上場企業に対する義務化が成されていた。我が国では、「四半期報告書」の提出が義務化される以前に、東京証券取引所のアクションプログラムとして、上場企業に自主的に「四半期報告書」の提出を促すプログラムが存在した。このアクションプログラムの政策的な効果は、生方・坂和（2007）において実証的に検証が行われている。「四半期報告書」の開示は、企業のディスクロージャーを求める流れを受けて進められたものであるが、生方・坂和（2007）では、同情報開示によって証券市

場の流動性や非対称情報に与える効果を検証している。生方・坂和（2007）では、「四半期報告書」の開示によって、投資家間の非対称情報を引き下げる効果があることを、実証研究によって明らかにした。

我が国の証券市場の諸施策を巡る議論においては、市場透明性を巡る研究も行われている。これは、投資家に公開される気配情報について、最良気配と数量の上下何本までを公開するかによって、市場の透明性にどのような効果を与えるかを検証する研究である。Madhavan et. al（2005）では、カナダのトロント証券所での効果を、Bohmer et. al（2005）では、ニューヨークの証券取引所の効果、アジアのマーケットにおいては、Eom et. al（2007）では、韓国の KOSPI200 に含まれる銘柄に与えた効果をそれぞれ研究している。先行研究では、証券市場の透明性に関する諸施策は、意図する結果を得られるとは言い難いという現実的問題を示唆する結果となっている。Bohmer et. al（2005）や Eom et. al（2007）では、公開気配幅の本数を増やすことで非対称情報を減らす効果があることを示しているが、Madhavan et. al（2005）では、かえって投資家間の非対称情報を拡大することを指摘している。我が国では、Sakawa and Ubukata（2012）において、2000 年に投資家に対する気配情報の公開幅を上下 1 本気配から 3 本気配に拡充された効果を分析するため、日経 225 に含まれる銘柄を用いて検証し、Bohmer et. al（2005）や Eom et. al（2007）と同じ効果を確認している¹。

金融商品取引法が規制の対象とする内容については、東京証券取引所が促進してきた「四半期報告書」の開示など、すでに取り組んでいる施策を反映した内容も多く含まれる。ただし、上記の施策は証券市場が上場企業に対して行った自主規制や、市場の透明性の議論のような取引所が情報公開を独自に行っている。これに対して、本研究が分析する金融商品取引法に関しては、金融庁が強制力を伴う法整備を行っている点で大きく異なる。また、同法の改正について、Nakamoto(2007)ではこの 20 年において最大の規制変更であることを指摘した上で、同法の効果に懐疑的な見方を示す意見も紹介している。個人投資家の保護を行うという点で高い評価を得ているものの、政策的な目標を達成しうるかどうかについては、検証の余地があるといえる。

本研究では、「貯蓄から投資」に向けての金融市場機能の確保の効果についても、投資信託協会の発行するデータや日経 QUICK が作成した社会情報システムなどから現実

¹ また、坂和・生方（2011）において、2003 年に行われた公開気配幅が 3 本から 5 本へと拡充された本数の拡充の効果を検証している。

のデータを収集し、その効果を概説することにする。また、2007 年の法制度の改正前後の証券市場の取引データを用いて、市場流動性を巡る議論をまとめる。

2. 金融商品取引法とその効果

2. 1 法制度の改革とその概要

金融商品取引法が制定される以前にも、いくつかの法律で投資家保護の観点から個人投資家を保護してきた。特に、1996 年以降に行われた規制緩和、いわゆる「金融ビッグバーン」とよばれる大きな金融制度改革が行われた。本章では、旧来の法律と同法の違いをまとめた上で、金融商品取引法がもたらした影響について、簡単にまとめることにする。

1990 年代初頭までは、金融・証券業に関する強い規制がなされていたといわれている。1996 年に当時の橋本首相の提言により、フリー（市場原理が機能する自由な市場）、フェア（透明で公正な市場）、グローバル（国際的で時代を先取りする市場）の 3 つの原則に基づく改革を進めることになった。政策の狙いとしては、2001 年までに、我が国の金融市場がニューヨーク、ロンドン並みの国際金融市場として復権することを目指していた（金融庁 HP 参照）。これにより、投資信託の銀行での窓口販売、投資信託の多様化、外為法の改正など投資手段の多様化が進められることになった。また、金融業のサービスの向上を目的として、証券取引を規制する証券取引法の改正によるインターネット証券の参入や、金融持株会社制度の解禁により、銀行業、保険、証券業を行うグループ会社の誕生など、金融業は大きな変遷を遂げた。

2000 年以降には、証券取引場も、グローバル化を意識した改革を行っている。前述の通り、東京証券取引所はアクションプログラムを策定し、最良気配と数量の上下何本までを公開するなど、投資家の利便性を図る取り組みを行っている。また、新興市場に関しても、Sakawa and Watanabe (2012)において、JASDAQ・マザーズ・ヘラクレスといった IPO 市場の現実をまとめている。この研究では、世界 20 カ国の IPO を比較しており、2006－2008 年の 3 年間の IPO 企業に限定すると我が国が最大の IPO マーケットであることを指摘しており、金融市場の活性化を念頭とする従来の改革に一定の評価ができることを示唆している。

金融システム改革で進められた法律の体系は、金融商品を取り扱う業者ごとに法律を定めていることに大きな特徴があった。たとえば、証券業には証券取引法を、銀行

や保険業にはそれぞれ銀行法と保険業法をそれぞれ適用している。2000 年以降には、ライブドアの粉飾決算、村上ファンドのインサイダー取引などの事件が起こるなど、実体のわかりにくい投資ファンドの存在も指摘されていた。また、違反した際の罰則規定についても、不十分な面があるという指摘も多かった。証券取引法の抜本的な改正とそれに関連する法律を改正することになった。

金融商品取引法に関しては、投資家保護を強化する点で高い評価を得ている。これにより、我が国の金融を取り巻く環境が世界のグローバルスタンダードへ近づくことを期待する意見もあった。一方で、規制強化による問題を指摘する意見もある。一つ目は、ファンドに対する規制の強化により、金融業の発展に望ましくない結果を与えることを危惧する意見もあった。二つ目の意見は、投資家の金融スキルによって特定投資家と一般投資家といったカテゴリーに分けることを求めている。これにより、投資信託を販売する業者に対して、投資家ごとに説明する義務が異なることを前提としている。これにより、販売する側に大きな負担を強いる結果になる可能性も指摘されていた。

ほかにも、米国の SOX 法を参考に作成された内部統制のコストについても、大きな負担となる可能性がある。ただし、内部統制に関する規制が適用するのは、会計年度の初頭から適用する必要があるため、対象年度の本決算に影響を与えるものの、短期的には影響はあまり大きくはないと考えられる。以下の章において、投資信託に与える効果と証券市場に与える効果を検証することにする。

2. 2 金融商品取引法と投資信託

金融商品取引法が施行された前後の期間の「日経 225 の平均株価の変動」と「投資信託の純資産残高」を表 1 においてまとめている。期間は、それぞれ 2005 年 10 月から 2009 年 9 月までとし、「投資信託の純資産残高」は投資信託協会、「日経 225 の平均株価」については日経 QUICK からデータを収集した。表 1 では、投資信託については、純資産額が減少していることをみてとれる。純資産額だけでなく、販売状況においても、2007 年 8 月分が約 1.5 兆円であったのに対して、9 月分・10 月分にはそれぞれ約 7400 億円、約 3660 億円と大きく減少することとなった。この結果は、「貯蓄から投資」という狙い、つまり個人の投資家が預金口座から投資信託へ資金を投じるのではなく、Nakamoto(2007)らの指摘する販売業者への規制強化により、かえって悪影

響を与える可能性を示唆している。ただし、表 1 では、日経平均株価自体も、サブプライム問題などの影響を受けて、低迷する局面にあることを示している。短期間だけに絞っても、日経平均株価の場合は、2007 年 7 月末時点では 18000 円を超えていたものの、12 月末には 15000 円台に下落しており、個人投資家が投資信託を自らの判断で敬遠された可能性も考えられる。

3. 分析手法とデータ

3. 1 分析手法

本研究では、金融商品取引法の証券市場に与える効果を検証するため、流動性の指標を用いて検証を行う。また、前述の通り、株価の低迷の時期と重なっていることもあり、推定については、バイアスが働く可能性も考えられる。この問題に対応するため、本研究ではパネル分析の手法を用いた実証分析を行うこととした。

市場流動性を測定するには、3 つの代表的方法が挙げられる。一つ目は、月次や年次などのデータを用いて検証を行う方法である。データの特徴をつかむには優れているものの、データの頻度が少ない点に弱点がある。二つ目は、日中の株式取引データ（イントラデータ）を用いて、気配にかかる株数（デプス指標）やビッドとアスクの差（スプレッド）などを求める方法である。この手法は、データの数が多くなることから「高頻度データ」の分析と呼ばれ、より厳密な分析を行う点で利点はあると考えられる。データの処理には専門性を要するため、敬遠されることが多く、また解析に時間を要することが知られている。三つ目は、日時データから流動性の代替指標として計算する方法であり、出来高と価格変動の関係から検証できる点で優れている。比較的容易に計算できる点や長期の時系列分が可能になるという点もあり、学術論文でも利用されることも多い。本研究でも、日時データから「流動性」の代替指標を計算する方法を採用する²。

本研究では、日時データから測定する「市場流動性」の指標として、「ILLIQ」と「売買回転率」とよばれる指標を採用する。「ILLIQ」は、Amihud(2002)において下記の(2)式のように紹介されている。Amihud(2002)では、流動性の指標として米国のデータを用いて、太田・竹原・宇野(2011)において、我が国のデータを用いて、実証分析の結果を紹介している。(1)式のように、日時の収益の絶対値をとったものを出来高

² Lismond (2005)でも、これらの指標は市場流動性の比較分析に用いられている。

で割ることで、一日あたりの ILLIQ を求めることができる。

$$(\text{Daily}) \text{ ILLIQ}_{i,t} = \frac{|\text{Daily Return}_{i,t}|}{\text{出来高}_{i,t}} \quad (1)$$

Amihud(2002)の研究のように、銘柄ごとの 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。

$$\text{ILLIQ}_i = \frac{1}{\text{日数}} \sum_{t=1}^{\text{Dit}} \frac{|\text{Daily Return}_{i,t}|}{\text{出来高}_{i,t}} \quad (2)$$

$$\text{ILLIQ}_i = \frac{1}{\text{日数}} \sum_{t=1}^{\text{Dit}} \text{Daily ILLIQ}_{i,t}$$

ILLIQ は、株価を 1% 変化させるのにどれだけの出来高が必要になるかを示した指標であり、値が小さいほど流動性が高い市場と判断できる。我が国のデータに関しては、額面株式制度の変遷もあり、株式の額面が上場企業ごとに異なることが知られている。出来高だけでは誤差が生じる可能性があるということから、我が国のデータで ILLIQ を計算する際に、売買代金で代替する方法もある。

ILLIQ に加えて、下記の(3)式のように、1 発行済株式あたりの出来高を計算する「売買回転率」も、日時の流動性をはかる指標として知られている。

$$\text{売買回転率}_{i,t} = \frac{\text{出来高}_{i,t}}{\text{発行済株式数}_{i,t}} \quad (3)$$

売買回転率は、出来高を発行済株式数でコントロールしているため、企業間の比較がしやすくなっている。この指標は、値が高いほうが、より流動性が高いと想定されることになる。

上述の ILLIQ と売買回転率の 2 つの「市場流動性」指標を用いて、金融商品取引法施行の影響を実証分析する。まず、金融商品取引法の施行前後の差を比較する差の検定を行う。次に、「市場流動性」自体が、同法施行以外の他の要因の影響により変動している可能性を加味して、それらの要因をコントロールするために、パネルデータの手法を用いて検証を行う。パネル分析を行う意義としては、株価や株式の売買量の効果による市場流動性の変動をコントロールできる点があげられる。

Wooldridge(2002)などで指摘されているとおり、クロスセクションのデータを用いた回帰分析では、計測できない企業の個別効果を見落とす可能性があり、係数の推定に誤差が出る可能性がある。このため、本研究では下記の推定式(4)のように個別効果を

コントロールするパネル分析を採用している。

$$\text{流動性}_{i,t} = \beta_1 \ln(\text{Price}_{i,t}) + \beta_2 \ln(\text{Market Cap}_{i,t}) + c_i + k \text{intorid} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

説明変数については、Price を株価、Market Cap を売買代金、企業効果 (Ci) とし、企業銘柄と日時をそれぞれ添え字 (i, t) とおいた。金融商品取引法の施行の効果を検証するため、施行前を 0, 施行後を 1 とする kintorid というダミー変数を推定式に入れることで、その効果を検証することにする。

3. 2 データと記述統計

本研究で用いるデータについては、社会情報システムから株価、出来高、発行済株式数に関するデータを収集した。2007 年に施行された金融商品取引法の施行の効果を計るため、2007 年 7 月 2 日から 11 月 2 日までの 86 日分のデータを用いる。対象となる企業は、東京証券取引所の 1 部に上場し、一定の条件（データを利用できること、株式分割がないことや流動性の高いなど）を満たす企業とした。ただし、金融業に関しては、業界の特殊性や時価総額などの指標が非金融業より高い傾向があるため、データからは除いているため、対象企業は 819 社となった。サンプルに関しては、バランスド・パネルとなるため、全サンプルで 70434 個のデータとなる。

記述統計に関しては、Table 1 に全サンプルのデータを示している。前述の通り、(1) 式に基づいて計算した日時毎の ILLIQ (Daily ILLIQ)、(1) 式の分母である出来高にかえて売買代金として計算した修正した ILLIQ (Adjusted ILLIQ)、(3) 式に基づいて計算した売買回転率 (Turnover)、日時毎の株価 (Price)、日時毎の売買代金 (Market Cap) をそれぞれ示している。

金融商品取引法の施行前後 (kintorid=0, 1) の違いを確認するため、Table 2 では記述統計の違いを示している。記述統計の差が統計的に有意かどうかを示すため、t-value についても併せて記載した。ILLIQ については、日時毎の ILLIQ (Daily ILLIQ) と修正した ILLIQ (Adjusted ILLIQ) とともに増加しており、その差は有意水準 1 % で有意となった。この結果は、金融商品取引法の施行後に流動性を低くした可能性を示唆している。一方で、売買回転率 (Turnover) に関しては、減少していることを示し、その差は有意水準 1 % で有意となった。ILLIQ と同様に、売買回転率でも同法の施行後に流動性を低くしたことを示唆している。一方で、株価と売買代金に関しては下落傾向で、その差は有意水準 1 % で有意となった。

記述統計に関しては、Nakamoto(2007)らの指摘するように、金融商品取引法の施行後に投資信託だけでなく、市場流動性も低くなる効果が観測された。ただし、この市場流動性の低下については、株価と売買代金の効果である可能性も十分に考えられるため、4章においてはパネルの手法を用いて、検証を行うこととする。

4. 推定結果

本章では、推定式である(4)式に関して、パネル推定を行った結果を紹介する。パネル推定では、日時毎に株価と売買代金を計算し、日時毎の ILLIQ や売買回転率などの流動性の指標をコントロールすることを狙いとしている。また、企業毎に生じる測定できない企業個別の効果をコントロールできる面で優れている。ただし Wooldridge(2002)などでも紹介されているように、企業個別 (C_i) についても、Pooled OLS で推定するか、Fixed Effect で推定するか、Random Effect で推定するかについても検証を行う必要があり、Hausman 検定に基づいてモデル選択をしている。

Table 3 において、流動性である日時毎の ILLIQ や売買回転率を被説明変数とする推定結果を紹介する。Pooled OLS か Fixed Effect かを識別するため、「個別効果が 0 である」を帰無仮説とする F 検定の結果を「F: ($C_i=0$)」で示している。推定の結果、いずれの推定においても有意水準 1 % で帰無仮説を棄却されるため、対立仮説を採択された。また、Fixed Effect か Random Effect かを識別するため、Hausman 検定の結果を「Hausman」で示している。F 検定、Hausman 検定ともに、有意水準 1 % で帰無仮説を棄却された。これにより、個別効果が存在するとする Fixed Effect を採択することになったため、Table 3 では Fixed Effect の推定結果を掲載した。

金融商品取引法の施行ダミー (kintorid) については、Daily ILLIQ と Adjusted ILLIQ は、それぞれ有意水準 1 %、5 % で負になった。この結果は、流動性を高める効果を示唆する結果となった。また、売買回転率は、有意水準 1 % で正になり、流動性を高めることを示している。いずれの推定結果も、金融商品取引法によって有意に流動性を高めることになった。

Daily ILLIQ と Adjusted ILLIQ については、Price (株価)、Market Cap (売買代金) とともに有意水準 1 % で負になった。この結果は、株価と売買代金は日時毎の ILLIQ や売買回転率に影響を与えることをしめしている。売買回転率については、Price (株価) に関しては有意水準 1 % で負に、Market Cap (売買代金) に関しては有意水準 1 %

で正になった。株価の効果によって、流動性を引き下げる効果を示唆している。

株価と売買代金でコントロールした(4)式の推定結果は、金融商品取引法の施行によって、かえって流動性を高める効果を示唆している。この結果は、差の検定とは逆の効果を示唆している。また、個別効果を考慮する Fixed Effect を採用することで、企業属性をコントロールすることで、差の検定では示すことができない効果を示唆することとなった。

5. 結論

本研究においては、日時毎の ILLIQ や売買回転率などの流動性の指標として、金融商品取引法の施行の効果を分析した。差の検定やクロスセクションのデータを用いた回帰分析だけでは不十分な可能性も考慮し、パネル分析を行った。これにより、日時毎に流動性、株価、売買代金を計算して得られたデータを用いてコントロールしたパネル分析の推定結果を示した。

金融商品取引法により、差の検定では流動性を有意に低くする結果を示したが、パネル分析では流動性を有意に高くする結果となった。これは、個別効果や他の変数でコントロールすることで、記述統計の結果とは異なる結果になったことを示している。また、株価は施行前後で負の傾向があることを示すとともに、推定においては流動性と有意に負となることを示している。これは、金融商品取引法が市場に悪影響を与えたのではなく、諸外国の金融危機の影響を受け、株価や売買代金の低下した効果を受けた可能性を示唆している。記述統計だけで比較すると株価や売買代金の効果をコントロールできないため、金融商品取引法が市場に与える効果を識別できなかったのではないかと考えられる。

本研究により、金融商品取引法の施行によって、かえって市場の透明性を高める効果があったことを示唆している。金融商品取引法は、膨大な量を有することや対象としている範囲も多岐にわたるため、全体として証券市場の透明性を高めるものの、全ての条文が透明性を高めることを保証しているものではない。金融商品取引法の一部の項目に関しては、短日的にせよ投資信託の販売する側に負担をかけている面もあり、透明性を高めない可能性も否定できない。今後の課題は、金融商品取引法の効果を学術的な観点から検証を深めるとともに、漸次的な修正を行うことであると考えられる。

参考文献

- 生方雅人, 坂和秀晃 (2007), 「注文駆動型市場における IR 活動のスプレッド要因への影響」, 『現代ファイナンス』, 22, 97-113
- 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
- 金融庁「特集 金融システム改革(日本版ビッグバン)とは」
http://www.fsa.go.jp/p_mof/big-bang/bb1.htm
- 坂和秀晃, 生方雅人 (2011), 「スプレッドで見た市場流動性への東証改革の影響」, 『経営財務研究』, 31(1), 26-34
- Amihud, Y. (2002), “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56
- Boehmer, E., Saar, G., Yu, L. (2005), “Lifting the veil: an analysis of pre-trade transparency at NYSE”, *Journal of Finance*, 60, 783-815
- Eom, K.S., Ok, J., Park, J-H. (2007), “Pre-trade transparency and market quality”, *Journal of Financial Markets*, 10, 319-341.
- Lismond, D.A. (2005), “Liquidity of emerging markets *Journal of Financial Markets*”, *Journal of Financial Economics*, 70, 411-452.
- Madhavan, A., Porter, D.C., Weaver, D.G. (2005), “Should securities markets be transparent?,” *Journal of Financial Markets*, 8, 265-287.
- Nakamoto, M. (2007), “Fears about Japan investor rules”, *Financial Times*, September 30.
- Sakawa, H., Ubukata, M. (2012), “Does Pre-trade Transparency Affect Market Quality in the Tokyo Stock Exchange?”, *Economics Bulletin*, 32(3), 2103-2112
- Sakawa, H., Watanabel, N. (2012), “Corporate Governance and Initial Public Offerings in Japan”, In A. Zattoni and B. Judge (Eds.), *Corporate Governance and Initial Public Offerings: An International Perspective*, Cambridge University Press, pp. 238-261
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Massachusetts.

表1 日経平均株価と投資信託の純資産残高の状況(実額)

Nikkei 225 and Total (Stock Investment Trusts + Bond Investment Trusts)



出所：投資信託協会、日経 QUICK より著者作成

(単位は、投資信託が1兆円、日経平均は100円とする)

Table 1 記述統計 (全サンプル)

	Number	Mean	Median	Std
Daily ILLIQ (*10 ⁶)	70434	14.483	3.063	46.094
Adjusted ILLIQ (*10 ⁸)	70434	1.773	0.347	4.727
Turnover (*10 ³)	70434	5.799	3.420	13.400
Price	70434	1438.591	878.000	1643.506
ln(Market_cap)	70434	19.563	19.471	1.939

注 Daily ILLIQ については、(1) 式に基づいて、Adjusted ILLIQ については、(1) 式の分母である出来高を売買代金にかえて計算を行った。Turnover は、(3) 式に基づいて計算を行った。Daily ILLIQ、Adjusted ILLIQ、Turnover については、それぞれ10の6乗、10の8乗、10の3乗をかけた数字を示している。

Table 2 施行前後の記述統計と差の検定

	<u>kintorid=0</u>		<u>kintorid=1</u>		t-value
	Number	Mean	Number	Mean	
Daily ILLIQ (*10 ⁶)	50778	14.197	19656	15.223	-2.65 **
Adjusted ILLIQ (*10 ⁸)	50778	1.698	19656	1.965	-6.71 ***
Turnover (*10 ³)	50778	6.059	19656	5.127	8.28 ***
Price	50778	1448.515	19656	1412.953	2.58 **
ln(Market_cap)	50778	19.610	19656	19.442	10.28 ***

注 金融商品取引法の施行前を kintorid=0、施行後 kintorid=1 とおき、記述統計を示している。Daily ILLIQ については、(1) 式に基づいて、Adjusted ILLIQ については、(1) 式の分母である出来高を売買代金にかえて計算を行った。Turnover は、(3)式に基づいて計算を行った。Daily ILLIQ、Adjusted ILLIQ、Turnover については、それぞれ 10 の 6 乗、10 の 8 乗、10 の 3 乗をかけた数字を示している。

また、t value の有意水準は下記の通り。

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Table 3 推定結果

	(1) Daily ILLIQ (*10 ⁶)	(2) Adjusted ILLIQ (*10 ⁸)	(3) Turnover (*10 ³)
Inprice	-13.480 *** (-10.00)	-3.639 *** (-24.37)	-1.884 *** (-4.30)
Inmarket_cap	-8.549 *** (-41.42)	-1.274 *** (-55.72)	9.412 *** (140.40)
kintorid	-0.857 ** (-3.17)	-0.069 * (-2.30)	0.580 *** (6.60)
_cons	273.600 *** (29.55)	51.460 *** (50.16)	-165.700 *** (-55.08)
N	70434	70434	70434
Adjusted R2	0.0176	0.0496	0.218
F	693.1 ***	1500.2 ***	6806.2 ***
F:(Ci=0)	64.67 ***	37.16 ***	44.99 ***
Hausman	237.34 ***	485.46 ***	3177.59 ***

注 金融商品取引法の施行前を kintorid=0、施行後 kintorid=1 とおき、記述統計を示している。Daily ILLIQ については、(1) 式に基づいて、Adjusted ILLIQ については、(1) 式の分母である出来高を売買代金にかえて計算を行った。Turnover は、(3)式に基づいて計算を行った。Daily ILLIQ、Adjusted ILLIQ、Turnover については、それぞれ 10 の 6 乗、10 の 8 乗、10 の 3 乗をかけた数字を示している。F は F 統計量を示し、F:(Ci=0)は「個別効果が 0 である」とする F 検定の結果を示している。また、Fixed Effect の推定値と Random Effect の推定値を比較する Hausman 検定の結果を示している。検定により、上記においては Fixed Effect の推定値を表示している。上段には係数推定値を、下段の括弧内には t-value を示している。また、有意水準は下記の通り。

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

家計調査資料を用いた 日韓貯蓄行動に関する比較分析

横浜市立大学 国際総合科学部 教授 鞠 重鎬

家計調査資料を用いた日韓貯蓄行動に関する比較分析*

横浜市立大学 国際総合科学部 教授

鞠 重鎬 (クック ジュンホ)

要 旨

総務省統計局の『家計調査年報』と韓国統計庁の『家計動向調査』資料に基づき、日韓両国の貯蓄行動に関する比較分析を行う。日本のマクロ家計貯蓄率は石油危機直後の 1974 年には 23.2%にも達していたが、2012 年には 1.9%にまで落ちた。マクロ貯蓄率の下落とともに、経済成長率も下落してきたし、ミクロの家計貯蓄率も低下してきた。本稿では、両国の階層別の所得分布について議論した後、実態を反映した所得階層別の貯蓄率の計算を試みる。分析によると、日本が抱えている重要な問題は、「所得・貯蓄の減少の中での所得・貯蓄分布の不平等化」であることが明らかになる。さらに本稿では、貯蓄と所得・消費・社会保障との関係について、2000 年から 2011 年の所得階層別のパネルデータを用いた推計も行う。推計結果によると、日韓ともに教育費と貯蓄との間には、強い負の関係が見られる。とともに、年金（韓国は移転所得）と貯蓄が負の関係、つまり貯蓄と社会保障支出との代替関係が示される。

目 次

- I 始めに
- II 『国民経済計算』における家計貯蓄率の 日韓比較
- III 家計調査資料による所得格差の日韓比較
- IV 先行研究と家計調査資料の貯蓄率
- V 貯蓄率の再計算と所得階層別貯蓄分布
- VI 貯蓄と所得・消費・社会保障との関係：パネルデータによる推計
- VII 終わりに

I 始めに

本研究では、家計調査資料に基づき、日韓の貯蓄行動について比較分析を行う。対象となる主な資料は、日本の総務省統計局の『家計調査年報』と、韓国の統計庁の『家計動向調査』である。

周知のように、長期的な経済成長のエンジンは投資である。投資は資金需要であり、貯蓄は資金供給である。内閣府の『国民経済計算』資料によると、日本のマクロ家計貯蓄率

*本稿は一般財団法人ゆうちょ財団の助成を受け行われた研究である。ここに記しお礼を申したい。

はオイルショック直後の1974年には23.2%にも達していたが、その後は持続的に下落し、2012年には1.9%にまで落ちている¹。同資料に基づき年代別に貯蓄率を計算すると、1980年代は15.0%、1990年代は11.8%、2000年代は3.5%とその下落ぶりが激しい。また年代別の実質GDP成長率は、1980年代は4.7%を記録するが、1990年代は1.1%、2000年代は0.7%に過ぎない。貯蓄率の下落とともに、経済成長率も下落してきたことがわかる。

後述の先行研究からの指摘もあるように、日本の『国民経済計算』のマクロ貯蓄率と『家計調査』の貯蓄率(平均貯蓄性向)とはズレが生じる。傾向的には家計貯蓄率も低下してきた。しかし『家計調査』に掲載している貯蓄率は非常に高く現れる。『家計調査』には、可処分所得(実収入から税金などの非消費支出を差し引いた額)に占める平均消費性向を掲載してある。1からこの平均消費性向を差し引き平均貯蓄性向(つまり、平均貯蓄率)を計算すると、2000年は27.9%、2011年は27.5%と非常に高い²。これらの『家計調査』資料の平均貯蓄率(または黒字率)は、実態を反映しているとは言い難い。一方、韓国の『家計動向調査』資料には、貯蓄率そのものが掲載されていない。本稿の目的の一つとして、家計調査に基づき、より実態を反映できる所得階層別の貯蓄率の(再)計算を試みる事が挙げられる。

政府支出の増加には、社会保障費の増加も含まれる。貯蓄が将来のための蓄えということからすると、貯蓄と社会保障支出との代替関係、つまり社会保障費の増加が貯蓄を減少させる役割をも担うかどうかをチェックすることも意義があると思われる。本稿では所得・消費・社会保障(または移転所得)と貯蓄との関係についても、2000年から2011年の所得階層別のパネルデータに基づいた推計をも行う。その結果によると、日韓ともに年金(韓国は移転所得を用いた)と貯蓄が負の関係(すなわち、代替関係)が見られる。また日韓ともに教育費と貯蓄には強い負の関係が見られる。

本稿の計算によると、両国ともに低所得層(たとえば、第I十分位)は負の貯蓄となる。特に日本に見られる問題は、所得水準が減少しながら所得分布も不平等化したことである。「家計所得の減少と格差社会が同時に進行する」という望ましくない現象が起きている。つまり効率性と公平性のトレードオフ(trade off:相反関係)ではなくトレードオンになっていることが問題だ。その背景としては、少子高齢化に伴う経済活力の減少とともに、政府政策の失敗も大きな要因と言える。

1990年代初めのバブル経済が崩壊した後、借金頼りによる政府部門の介入が目立ち、それがむしろ民間の投資活動の低下をもたらしたと言えよう。国内総支出の構成を見てもその点は明らかだ。例えば、国内固定資本形成(つまり、投資)は1990年31.8%から2011年19.1%に12.7%pも下落したのに対し、政府最終消費支出は同期間中9.0%から20.4%に11.4%pも上昇している。民間投資と政府支出がちょうど逆の動きとなっているわけだ。[投資の減少→所得の減少→貯蓄の減少]という連鎖が起きたとも言える。

¹ 2012年の家計貯蓄率はOECD(2012)より引用。

² 黒字率や平均貯蓄率(性向)の定義については第4節を参照されたい。

以上の内容をより具体的に分析するに当たり、本稿は以下のように構成している。第2節では、まず『国民経済計算』における日韓の家計貯蓄率について比較する。第3節では、家計調査資料の概括と分析対象について述べた後、家計調査資料を用いた所得格差の日韓比較を行う。第4節では、貯蓄率に関する先行研究を紹介した上、家計調査資料の貯蓄率が実態を反映していないことを指摘する。第5節では、独自の計算式に基づいて貯蓄率の再計算を試み、それを基に所得階層別の貯蓄分布を分析する。第6章では、貯蓄と所得・消費・社会保障との関係について、パネルデータを用いた推計を行う。最後の第7章は結論パートである。

II 『国民経済計算』における家計貯蓄率の 日韓比較

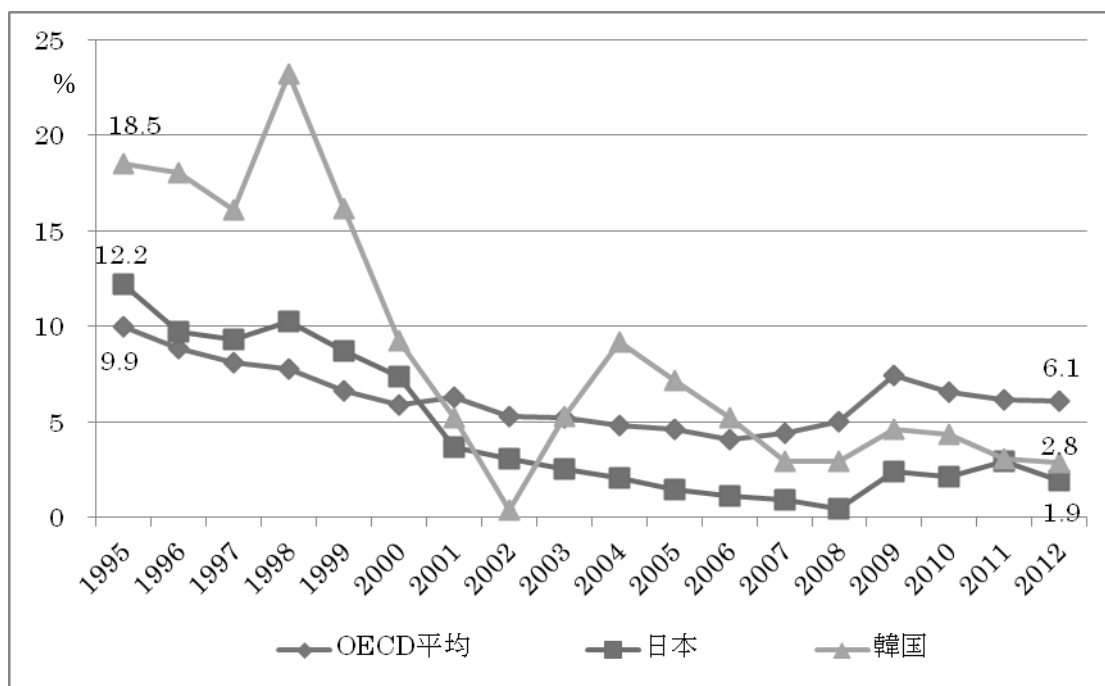
韓国は、1994年世界貿易機構（WTO）に加入し、1990年代半ばに金融市場開放、1996年には、経済協力開発機構（OECD）に加入した。そのような開放化や役割への期待とは裏腹に、OECD加入の翌年（1997年）11月に韓国を襲ったのは金融（経済）危機だった。韓国は世界通貨基金（IMF）から救済資金を受けることに至り、厳しい経済状況に陥ってしまった。韓国は過酷な経済危機を乗り越えるため、危機後は外貨稼ぎに向けた輸出ドライブ政策に乗り出した。

経済危機が起こるや、企業は構造調整（restructuring）を行った。1997年末の経済危機以降、従業員の中には、整理解雇の波にさらされ、苦しい生活に強いられた人々も多かった。表1に見るように、1997年5.8%だった韓国の（名目）経済成長率は1998年には-5.7%に急落した。失業率も1997年2.6%から1998年7.0%にまで上昇した。その後、危機を乗り越えるための何年間は、家計部門の貯蓄率は急激に下落した。

韓国とは違って日本は、金融危機までには経験していないものの、1990年代初めバブル経済が崩壊し、経済状況はじわじわと低迷して行った。民間部分の資金需要を示す投資は減り、非正規雇用が増え、貯蓄余力も下がり続けた。それとともに、浮き彫りになったのが格差社会の問題である。本稿は、日韓両国の家計調査に基づいた所得階層別の貯蓄行動に関する比較に焦点を当てているが、日韓の所得分布についても調べている。貯蓄と所得とが深く係わっているからである。

まず全体像をつかむため、国全体の貯蓄率を示す『国民経済計算』における家計貯蓄の推移について見てみよう。その手段として、簡単にOECD平均と比較しながら両国のマクロ貯蓄の現状について言及したい。図1と表1は、1995年以降OECD平均と比較した、日韓両国の『国民経済計算』における家計貯蓄を示したものである。表1には参考値として実質GDP成長率も載せている。

図1 日韓の『国民経済計算』における家計純貯蓄（OECD 平均と比較）



注：家計の純貯蓄率は可処分所得に占める割合である。

出所：OECD (2012), *OECD Economic Outlook*, Volume 2012 Issue 2, p. 229.

表1 日韓の『国民経済計算』における家計純貯蓄率(%) (OECD 平均と比較)

	実質成長率		家計純貯蓄率				実質成長率		家計純貯蓄率		
	日本	韓国	日本	韓国	OECD		日本	韓国	日本	韓国	OECD
1995	2.7	8.9	12.2	18.5	9.9	2004	1.5	4.6	2.1	9.2	4.8
1996	2.7	7.2	9.7	18.1	8.8	2005	1.9	4.0	1.4	7.2	4.6
1997	0.5	5.8	9.3	16.1	8.1	2006	1.8	5.2	1.1	5.2	4.1
1998	-1.5	-5.7	10.2	23.2	7.7	2007	1.8	5.1	0.9	2.9	4.4
1999	0.5	10.7	8.7	16.1	6.6	2008	-3.7	2.3	0.4	2.9	5.0
2000	2.0	8.8	7.3	9.3	5.9	2009	-2.0	0.3	2.4	4.6	7.4
2001	-0.4	4.0	3.7	5.2	6.3	2010	3.4	6.3	2.1	4.3	6.5
2002	1.1	7.2	3.1	0.4	5.3	2011	0.2	3.7	2.9	3.1	6.1
2003	2.3	2.8	2.5	5.2	5.2	2012	1.2	2.0	1.9	2.8	6.1

注：家計の純貯蓄率は可処分所得に占める割合。OECD は、OECD 平均の値。実質成長率は、実質 GDP 成長率。

出所：内閣府『国民経済計算』。

韓国銀行経済統計システム(ECOS: Economic Statistics System)。

OECD Economic Outlook 92 database(SNA93)。

図1や表1に見るように、1990年代までは日韓両国の家計貯蓄率は、ともにOECD平均を上回る水準だったが、2000年代に入ると両国の貯蓄率は、OECD平均を下回ることになる。例えば、1995年、日本の家計貯蓄率は12.2%、韓国の家計貯蓄率は18.5%であり、OECD平均貯蓄率9.9%を上回る。それが2001年の家計貯蓄率を見ると、日本は3.7%、韓国は5.2%までに下落し、OECD平均貯蓄率6.3%を下回ることになる。

1997年末金融（経済）危機を経験した韓国は、家計貯蓄率の下落ぶりはすさまじかった。図1と表1に現われているように、韓国の家計貯蓄率は1998年23.2%だったが、2002年には0.4%までに、わずか四年で22.8%pも急激に下落する。それだけ貯蓄の余力がなくなったこと、または、1997年末の経済（金融）危機が、家計部門に与えた打撃の影響が大きかったことを物語る。幸いなことに韓国はその危機を3年程度で乗り切ることになる。2000年代半ばに韓国は、一時的にOECD平均貯蓄率を上回ることになるが、2000代後半になると、再びOECD平均を下回ることになる。

一方、日本の家計貯蓄率は下落し続け、2008年にはリーマン・ブラダースの破綻という米国発金融ショックがあった。いわゆるリーマン・ショックで、その年日本の家計貯蓄率は0.4%という低点に達していた。その後日本の家計貯蓄率は上昇に転じたが、OECD平均の貯蓄率水準よりは程遠く低い水準である。以上より2000年代後半以降は、日韓ともに貯蓄率が非常に低い水準から抜け出せないでいることがわかる。貯蓄率の低下が短期的には景気回復にとって好ましいかも知れない。しかし貯蓄率の低下は長期的には経済成長を支えるための基盤がなくなることを意味し、決して好ましいとは言えない。日韓両国が直面している問題は、短期的だけでなく長期的にも高い貯蓄率への期待が厳しくなりつつあることである。

市場経済の発達とともに各国は、格差社会という不平等な所得分配問題が立ちふさがっている。マクロ家計貯蓄率は、国全体の家計貯蓄率の平均水準を示すに止まるため、ミクロ的に家計の所得や貯蓄分布がどのようになっているかは把握できない。以下では所得階層別の所得と貯蓄分布についてより具体的に調べる。本稿の分析によると、とくに日本では、「景気低迷の中の格差社会（所得不平等の進行）」という好ましくない現象が起きていることが示される。

III 家計調査資料による所得格差の日韓比較

1. 家計調査資料の概括と分析対象

家計調査は、国民生活における家計収支の実態を把握し、国の経済政策・社会政策の立案のための基礎資料を提供することを目的とする調査である³。同調査は、施設等の

³総務省統計局（<http://www.stat.go.jp/data/kakei/1.htm#1>）による。日本の『家計調査』に係わる説明は、総務省統計局の「家計調査概要」に基づいたものである。

世帯及び学生の単身世帯を除いた全国の世帯を調査対象としている。調査結果は、1 世帯当たり 1 か月間の収支金額に揃え、年平均の結果をまとめた『家計調査年報』を翌年 6 月ごろに刊行する⁴。

日本の『家計調査』は 1946 年（昭和 21 年 7 月）に総理部総計局（当時は総理庁統計局であった）が「消費者価格調査」という名前として調査が実施された。その後、1951 年に「消費者実態調査」という名前に変更された後、1953 年 4 月から「家計調査」と改められ、現在までその調査が継続し実施されている。

韓国の家計調査は、統計法第 17 条の規定に基づき、『家計動向調査』として実施される公認統計である。調査方法は、調査員が全国の標本世帯の家計特性を項目別に調査し、それを地方統計事務所が中間まとめを行った後、最終的に統計庁が集計する方法をとる。毎月調査し、四半期毎および年間毎に公表する。集計した統計資料は、韓国統計庁の KOSIS 国家統計ポータルに「家計動向調査年報」資料にして公開する。

韓国の家計調査の目的は、家計収支の実態を把握し、国民の所得と消費水準の変化の測定および分析に必要な資料を提供することにある。その目的は日本と大抵同一の目的であるが、韓国統計庁では家計調査の目的についてより具体的に言及している。韓国統計庁の言う家計調査の目的としては、1) 消費者物価指数のウェイト算定のための基礎資料、2) 経済・社会政策の立案のための基礎資料、3) 所得分配指標の作成のための資料、4) 国民経済計算などを推定するための基礎資料、住居移転費の算定・低所得層の支援・勤労者の賃金基準の決定のための資料提供などが挙げられる。

本稿の貯蓄行動について主な比較対象は、日本の『家計調査年報』と韓国の『家計動向調査』に載っている全国の「勤労者世帯」である。勤労者世帯を比較対象とする理由は、勤労者世帯が、家計収入と支出に関する内容が詳細に分類されており、しかも両国のこの資料が他の資料に比べ、両国の調査項目がほぼ一致し調査方法も類似性が大きいいため、一貫性のある比較が可能であるからだ⁵。その背景には、韓国が日本の家計調査資料を参照し、作成した経緯がある。

家計調査資料には全世帯（韓国の場合、全家口となっている）の調査結果も提供しているが、勤労者世帯の調査に比べ一貫性のある調査項目が少ない。韓国の場合、1990 年から全世帯、勤労者世帯、勤労者以外の世帯に対し、比較できるような資料を公開しているが、日本は依然として全世帯の調査と勤労者世帯との調査項目間の差が大きい⁶。

全世帯の場合、消費支出については詳しく調査されているが、所得（あるいは収入）項

⁴ 『家計調査年報』を刊行する前の調査結果は、地域・世帯・収入区分ごとに、調査月翌月末に二人以上の世帯を速報値として公表し、その約 1 か月後に「家計調査報告」を月報にインターネットに掲載する。一方、単身世帯及び総世帯の家計収支に関する結果や二人以上の世帯の貯蓄・負債に関する結果は、四半期ごとに公表する。

⁵ 例えば、消費者実態調査、農村経済調査などは、日韓の比較範囲が制限される。

⁶ 以前は、農家が除外されたが、現在は農家世帯も全世帯の中に含まれている。農家を除いた意味から、韓国の家計調査はその名前を『都市家計年報』としたこともあるが、現在は『家計動向調査』という名前を使う。日本の家計調査は 1965 年までは全都市を調査対象にしたが、1966 年からは全国を対象にして調査している。

目についてはその制限が大きい。全世帯の所得項目においては、全体収入のみが把握でき、その構成内容については調査されていない。それは全世帯には勤労者世帯だけではなく、個人営業世帯なども含まれているので、所得の構成内容を一致させるほどの適当な項目の基準がなかったからであろう。それに対し、勤労者世帯においては収入と支出項目が詳しく調査されている。以上のような理由から、本稿では勤労者世帯を主な調査対象とし日本と韓国の家計貯蓄行動についての比較を行う。

主な調査対象時期は、2000 年以降 2011 年までである。家計調査の調査では、所得階層 10 分位別資料を 1979 年から提供しているが、日本の総務庁統計局が『家計調査年報』資料を 2000 年度の調査資料より時系列的に公開している。両国間の比較の整合性を保つため、2000 年から 2011 年までに統一し比較分析を行う。

2. 所得水準の日韓比較

以下では、まず一人当たり GDP と家計所得の日韓比較を行った後、次の第 4 節で家計調査資料に基づいた所得階層別の貯蓄率の日韓比較を行う。貯蓄が所得の関数であることからすると、自然な流れであると思われる。表 2 は所得指標（一人当たりの GDP と家計所得）と所得格差指標（変動係数と十分位分散度）を計算し日韓比較ができるようにまとめたものである。

表2 所得水準と所得格差指標の日韓比較

	一人当たり GDP (ドル)			家計所得 (日本/韓国)	家計所得の変動件数		家計所得の分散度	
	日本 J	韓国 K	J/K		日本	韓国	日本	韓国
2000	37,292	11,349	3.29	2.78	0.468	0.555	1.593	1.901
2001	32,716	10,655	3.07	2.49	0.468	0.570	1.596	1.943
2002	31,236	12,093	2.58	2.18	0.478	0.555	1.629	1.892
2003	33,691	13,448	2.51	2.09	0.465	0.523	1.580	1.799
2004	36,442	15,038	2.42	2.05	0.464	0.545	1.575	1.857
2005	35,781	17,547	2.04	1.53	0.530	0.546	1.785	1.866
2006	34,102	19,662	1.73	1.25	0.544	0.542	1.842	1.842
2007	34,095	21,592	1.58	1.15	0.530	0.561	1.806	1.907
2008	37,972	19,018	2.00	1.47	0.530	0.554	1.800	1.877
2009	39,473	16,966	2.33	1.85	0.544	0.560	1.851	1.904
2010	43,063	20,536	2.10	1.70	0.525	0.539	1.781	1.839
2011	45,903	22,393	2.05	1.67	0.535	0.542	1.828	1.852

注：1) 家計所得は、総務省統計局(各年度)『家計調査年報』(家計収支編)と韓国統計庁『家計動向調査』の勤労者世帯の十分位階級別1世帯当たり1か月間の収入(所得)をいう。

2) 家計所得の日韓倍率の計算の際には、年平均の為替レート(下記のECOS資料より)を用いた。

3) 下記には2013年5月31日アクセス。

出所: 総務省統計局(各年度)『家計調査年報』(家計収支編) (<http://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.htm>)。

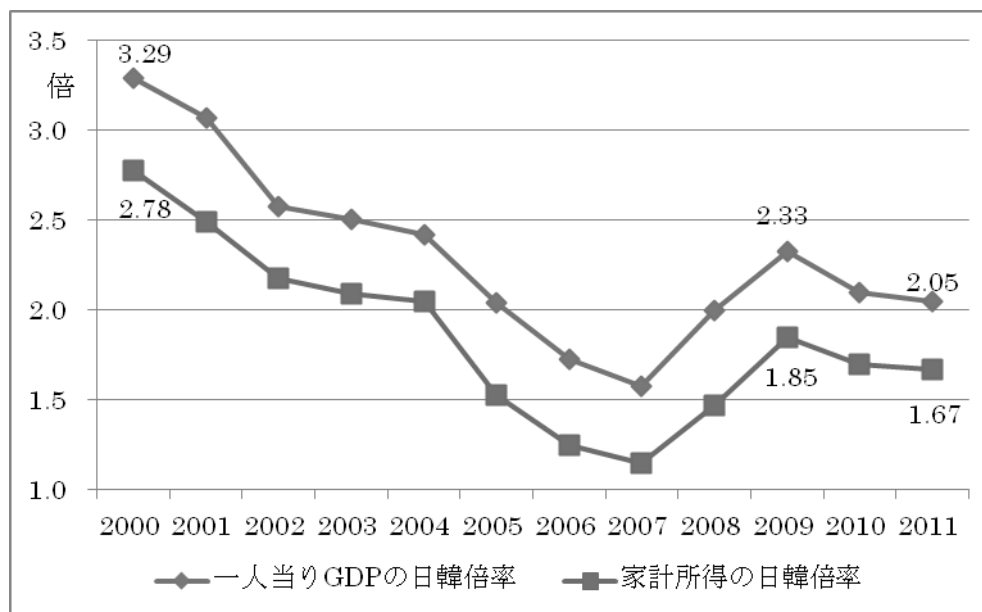
韓国統計庁のKOSIS 国家統計ポータル (<http://kosis.kr/wnsearch/totalSearch.jsp>)。

韓国銀行経済統計システム (ECOS) <http://ecos.bok.or.kr/>。

表2に現われているように、一人当たりGDPを見ると、2000年には日本が37,292ドル、韓国が11,349ドルで、日本が韓国に比べ、3.29倍も高かった。それが、2011年には、日本が45,903ドル、韓国が22,393ドルになり、日韓の一人当たりGDPの格差は2.05倍に縮まった。2011年は2000年に比べ、日本は8,611ドルの増加に止まっているが、韓国は11,044ドルが増加しており、同期間中、およそ2倍の増加を見せる。表2を見ると、マクロデータの一人当たりGDPと、ミクロデータの家計所得との間には、日韓の倍率の差も大きい。マクロとミクロデータ間の集計方法や調査方法の差が大きいからである。

表2に見るように、家計調査のデータによる日韓の家計所得の倍率の差を見ると、2000年には、日本が韓国に比べ2.78倍高い水準であったが、2011年には、1.67倍の水準にまで縮小する。日本の家計所得の減少について、祝迫・岡田(2009)では、1990年代末以降、本格的な企業のリストラクチャリングの進行により急激に家計の収入が減少したという。図2では、表2掲載の2000年から2011年までの一人当たりGDPと家計所得において、日韓倍率の推移を描いたものである。

図2 一人当たり GDP と世帯当り家計所得の日韓比較（日本÷韓国）



出所：表2の出所と同じ。

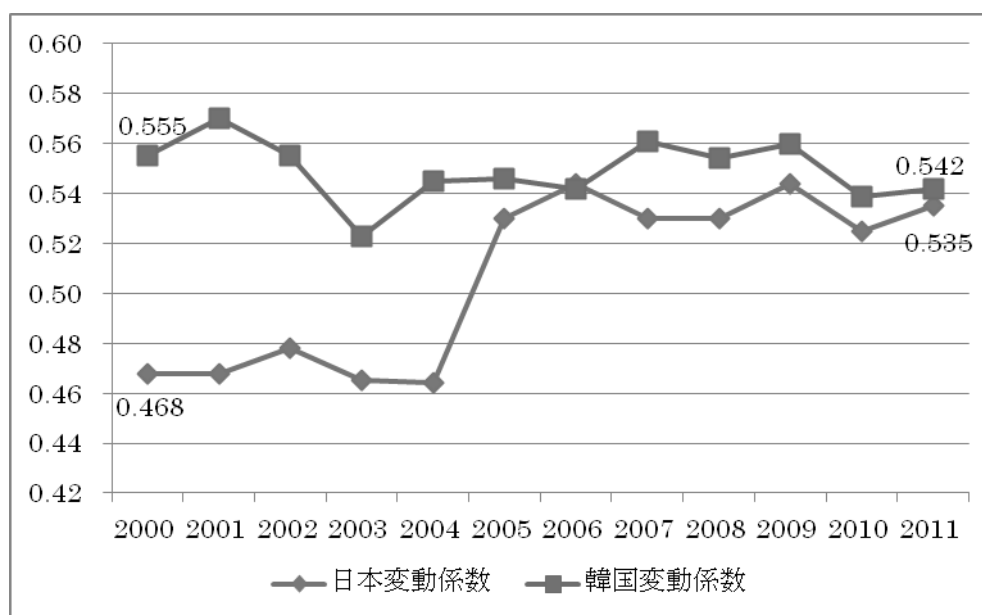
一人当たり GDP と家計所得との差は、構造的な差であるため、その差はある特定の年だけに現われるのではなく、毎年ほぼ一定の差を保ち現われる。図2に見るように、一人当たり GDP と家計所得の日韓の倍率の差は縮小したが（すなわち、右上がりのグラフとなっているが）、両変数間の差があまり変わらないまま（即ち、両グラフの間隔は維持されたまま）、ほぼ同じ大きさの差を保ってきたことがわかる。図2に見るように、一人当たり GDP と家計所得との日韓格差は、2000年 $0.51p$ ($=3.29-2.78$) の差があったが、2009年には $0.48p$ ($=2.33-1.85$)、2011年には $0.38p$ ($=2.05-1.67$) の差が現われるなど、大抵 $0.4\sim0.5p$ の差を維持し、一人当たり GDP が家計所得よりも高く現われる。

一人当たり GDP の日韓倍率の差が家計所得のそれよりも高く現われることは、日韓において、ミクロ的な家計部門の所得格差が、マクロ的な家計部門の所得格差に比べ、相対的に低いことを意味する。周知の通り、経済主体には家計、企業、政府があり、勤労者の収入は企業の労働費用である。表2の家計所得には所得税や社会保障負担も含まれていることからすると、日本企業が韓国企業より相対的に労働費用の割合が低いことを示唆する。それだけ韓国に比べ日本は、企業の経済活動による利益が、家計に相当部分が還元されていないことが考えられる。日本企業の利益が家計部門に還流し、それが日本の家計調査の収入（所得）に反映される構造になると、家計所得の日韓格差はより大きくなろう。

3. 階層別所得格差の日韓比較

最近は、日本での所得格差が社会問題となっている。以下では、日韓において、2000年代の所得格差がどのような動向を見せるかを簡単に調べる。図3は、表2に計算してある家計所得の変動係数の推移を描いたものである。

図3 日韓における所得階層別の家計所得の変動係数推移



出所：表2の出所と同じ。

表2と図3の変動係数の値は、各所得階層の所得額の標準偏差を平均所得で割った値である。周知の通り、変動係数の値が大きければ、所得分布も不平等であることを表す。表2と図3に見るように、2000年代前半、日本の所得格差は激しくなかったが、2000年代後半ば所得格差が激しくなる。日本とは異なり、韓国は2000年代所得分布の不平等度がそれ程変化がないことがわかる。図3に端的に現われているように、日本では家計所得の変動係数が、2000年0.468から2011年0.542に、0.074p高くなった（すなわち、所得格差が深化した）ことがわかる。それに対し、韓国の変動係数は同期間中、0.555から0.535に0.020p低くなった（すなわち、所得分布が若干改善した）。しかし、その変化の値が非常に小さいことからすると、韓国の2000年代所得分布はそれ程変化がなかったと言えよう。

両国間の横断面的な視点から述べると、2000年、韓国は日本に比べ、家計所得の変動係数が0.087p (=0.555-0.468) も高かった。それは、2000年の時点で、韓国の所得不平等の程度が日本よりも相当程度高かったことを意味する。しかし、2011年になると、その差が

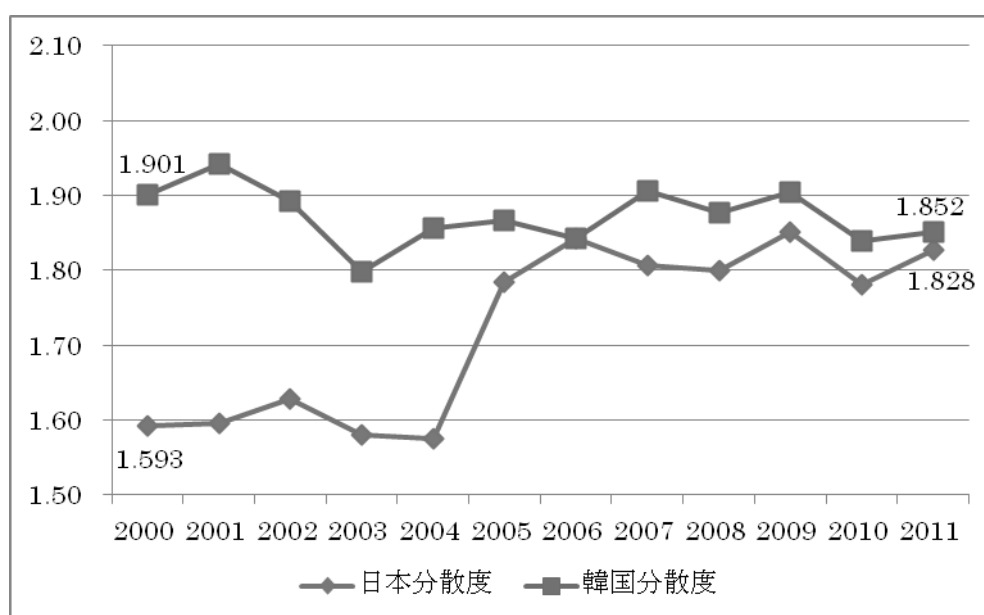
0.007p (=0.542-0.535) の差に過ぎない。それだけ、2011 年の時点で、韓国と日本との勤労者世帯の家計所得の不平等度の差はあまり現れないほど縮小したことを示唆する。

所得分布の尺度には変動係数だけでなく、ジニ係数や所得階層別の分散度など数多くある。ここではその尺度として、李(1988)の研究と同じく、「十分位分散度」を算出した結果を用いる。十分位分散度は、以下の式に基づいて計算した値である。

$$\text{十分位分散度} = (\text{第X十分位所得} - \text{第I十分位所得}) / \text{平均所得} \quad (1)$$

変動係数の値と同じく、十分位分散度の値が大きければ、所得分布も不平等であることを表す。表2にはその計算結果を示しており、図4はそれを図示したものである。

図4 日韓における所得階層別の家計所得の十分位分散度推移



出所：表2の出所と同じ。

図3と図4から見るように、変動係数計数による所得分布の不平等度の動きと、十分位分散度の尺度による動きとはほとんど同じ動きを見せることがわかる。すなわち、2000年代、日本の所得格差は激しくなったが、韓国は所得分布の不平等度はそれほど変化はないこと（若干緩和された程度）が読み取れる。図4を見ると、日本では家計所得の十分位分散度の値は、2000年1.593から2011年1.828に0.245p高くなった（すなわち、所得格差が深化した）ことがわかる。それに比べ、韓国のそれは同期間中、1.901から1.852に0.049p低くなった（すなわち、所得分布が若干改善した）が、全般的に所得分布はそれ程変化がなかったことが読み取れる⁷。

⁷ ちなみに、所得分布の不平等度を表す尺度はそれぞれ長短があるが、本研究の焦点が、家計調査資料に基づいた所得階層別の貯蓄に関する議論であることから、所得分布の尺度に関する長短の議論は控えたい。

IV. 先行研究と家計調査資料の貯蓄率

1. 貯蓄率に関する先行研究

本研究では、日韓両国の『家計調査』に基づいた所得階層別の貯蓄率分析に焦点を当てている。貯蓄率に関する既存研究は、数多く行われた。日本の家計貯蓄に関する総合的な分析は、高山他（1989）『日本の家計資産と貯蓄率』と言えよう。その分析においては、個々の世帯に着目し、日本における家計資産を金融資産と実物資産を対象に、総合的な推計作業を行う。同分析では日本の家計部門の貯蓄率についても、資産純増という観点から、複数の貯蓄率の概念を定義し再推計している。推計に主に利用した資料は、1984 年の総務庁の『全国消費実態調査』の個票データである。

高山他（1989）の主な特徴は、ストックとフローに関する総合的なマイクロデータを利用したことである。推計においては、例えば、資産データを用いて、資産相互間の代替関係を調べたり、年金が貯蓄にどのような影響を与えるかを分析したり、消費における資産効果を計測したりする。同分析は膨大な作業ではあるが、推計分析結果が並列に並べられているため、何が重要であるかのポイントをつかめにくいところがある。

その後、高山（1992）では、上述の高山他（1989）で行った『全国消費実態調査』を用いた推計結果を、よりまとまった形として提供する。家計貯蓄率の推計においては、貯蓄に含める項目を区別する方法によって、家計の貯蓄率を8つに分けて推計している。そのうち、最も重要な項目としては、帰属住宅サービス、耐久財の便益、キャピタル・ゲインなどである。高山（1992）では、どのような変数（例えば、帰属住宅サービス、耐久財の便益など）を推計式に含めるかによって、貯蓄（率）への影響が非常に異なって来ることを指摘する。

高山他（1989）や高山（1992）の分析方向とは異なるが、貯蓄率に関する研究として、ミクロ家計貯蓄率とマクロ家計貯蓄率のギャップについての研究も盛んに行われた。日本の「家計調査」の貯蓄率（黒字率）と「国民経済計算」の貯蓄率は、1975 年当時、それぞれ 22.9%と 22.8%としてほぼ同じ水準であった。それが、1993 年には「家計調査」の貯蓄率は 25.7%、「国民経済計算」の貯蓄率は 14.7%として、両者のギャップは 11%ポイントにまで拡大した。岩本他（1995 と 1996）や宇南山（2009）などの貯蓄率に関する研究は、両者のギャップがどのような要因によるものかを分析したものである。

岩本他（1995 と 1996）では、「家計調査」と「国民経済計算」の貯蓄率計算に用いられる項目に差があること考慮し、両者の間で異なって扱われている項目を調整し、その差の原因を分析する。その項目調整の結果、両者の乖離がどれ程縮小されるかに注目することが主なねらいである。「真」の貯蓄率を探る作業は非常に重要であるが、何が「真」の貯蓄率なのかについてはまだ統一された見解は存在しない。つまり、「家計調査」と「国民経済計算」の貯蓄率の計算方式の差があるため、今後も拡大するとは断言できない。

宇南山(2009)では、家計調査から計算した家計貯蓄率とSNA (Systems of National Account) での貯蓄率との乖離の原因を究明するとともに、日本の貯蓄率の低下の原因を考察している。同研究では、近年の統計の整備を活用すると、両者間の貯蓄率の乖離の3分の2が説明でき、残りの3分の1の乖離については、家計調査の誤差を検討することによって説明できるという。さらに、宇南山(2009)では、近年の貯蓄率の低下の要因として、高齢化という社会構造変化の要因に加え、無職世帯の貯蓄率の急激な低下が重要な原因となっていることを指摘する。

1990年代以降、日本では無職世帯だけでなく、長期の非正規雇用の増加が目立ち、それが貯蓄率の低下につながり、かつ所得分布をも不平等化させ格差社会を生み出した。石井(2009)ではバブル期からデフレ期にかけての家計の予備的貯蓄行動を分析する。石井(2009)は、非正規雇用の急速な増加など労働市場の構造面の変化が貯蓄率に及ぼす影響が大きいことを示す。石原・土居(2004)では、「家計調査」の勤労者世帯を対象に実質可処分所得成長率の予測値の分散をリスク指標とし、その指標が貯蓄率にどのような影響があるかを調べる。その指標は所得リスクを表す指標である。その指標が貯蓄率に及ぼす影響は1980年代以降低下していると言う結果を見せる。また失業率などの雇用リスク指標も貯蓄率に有意に影響を及ぼすことを示す。

本稿は、日韓の『家計調査』に基づき、主に2000年代を対象に、両国の所得階層別の貯蓄率分析に焦点を当てる。その際、家計調査の貯蓄率が実態を反映するに限界が大きいことを指摘し、独自の再計算を行う。その計算結果に基づいて所得階層間貯蓄率分布の実態や、貯蓄と所得・消費支出項目、年金がどのように関連しているかを分析するのが主な内容となる。

2. 家計調査資料における貯蓄関連用語の定義

通常の貯蓄率 s は、以下の式のように定義される。

$$s = 1 - C/Yd \quad (2)$$

ここで、 C は消費支出であり、 Yd は可処分所得である。

日本の家計調査では、各調査項目を用いて可処分所得、黒字（金融資産純増（貯蓄純増（預貯金純増、保険純増）、有価証券純購入が含まれる）、土地家屋借金純減、他の借金純減、分割払購入借入金返済（月賦）純減、一括払購入借入金返済（掛買）純減、財産純増、その他の純増、及び繰越純増が含まれる。「可処分所得」とは、実収入から税金などの非消費支出を差し引いた額で、いわゆる手取り収入をいう。すなわち、

$$\text{可処分所得} = \text{実収入} - \text{税金などの非消費支出} \quad (3)$$

『家計調査年報』には、黒字率をも載せているが、その黒字率がここでの貯蓄率であり、その値は1から平均消費性向を引いた値と等しい。「黒字」とは、「実収入」と「実支出」との差であり（マイナスであれば赤字）、これは「可処分所得」から「消費支出」を差し

引いた額とも同じである。すなわち、黒字は以下のように計算される。

$$\text{黒字} = \text{実収入} - \text{実支出} = \text{可処分所得} - \text{消費支出} \quad (4)$$

上記の黒字とは別に、貯蓄純増や金融資産純増をも掲載している。貯蓄純増とは、「預貯金」と「保険料」の合計から「預貯金引出」と「保険金」の合計を差し引いたものである。すなわち、

$$\text{貯蓄純増} = (\text{預貯金} + \text{保険料}) - (\text{預貯金引出} + \text{保険金}) \quad (5)$$

また、金融資産純増とは、貯蓄純増に「有価証券購入」と「有価証券売却」との差を加えたものである。すなわち、

$$\text{金融資産純増} = \text{貯蓄純増} + (\text{有価証券購入} - \text{有価証券売却}) \quad (6)$$

となる。

上記の金額計算にもとづいて、『家計調査年報』では、黒字率、金融資産純増率、平均貯蓄率（貯蓄純増）、平均消費性向という指標の値計算を載せている。

① 黒字率とは、可処分所得に対する黒字の割合である。

$$\text{すなわち、黒字率} = \text{黒字} \div \text{可処分所得} \times 100 \quad (4-1)$$

② 平均貯蓄率とは、可処分所得に対する貯蓄純増の割合である。

$$\text{すなわち、平均貯蓄率} = \text{貯蓄純増} \div \text{可処分所得} \times 100 \quad (5-1)$$

③ 金融資産純増率とは、可処分所得に対する金融資産純増の割合である。

$$\text{すなわち、金融資産純増率} = \text{金融資産純増} \div \text{可処分所得} \times 100 \quad (6-1)$$

④ 均消費性向とは、可処分所得に対する消費支出の割合である。

$$\text{すなわち、平均消費性向} = \text{消費支出} \div \text{可処分所得} \times 100 \quad (7)$$

これらの式に基づいた家計調査の平均消費性向や平均貯蓄性向は、現実の実態を反映するとは言い難いところがある。本研究ではその点を念頭に入れ、所得階層別の貯蓄率の再計算を行いそれに基づいた日韓比較を行う。

3. 日本の『家計調査』における所得階層別の貯蓄率

日本の『家計調査年報』には、可処分所得に対する消費支出の割合として、各所得階層の平均消費性向を掲載してある。同調査では可処分所得を、「実収入」から税金や社会保険料などの「非消費支出」を差し引いた額に定義する。しかし、その可処分所得の定義には、実収入以外の収入や実支出以外の支出が反映されていないという問題が絡む。同調査では年間収入も載っているが、その「年間収入」は過去1年間の現金収入である。そのため、各年間収入階級の現金実収入の平均を12倍してみると、必ずしも当該階級内には入らないという。実際に、一ヶ月間の世帯当たりの現金収入（所得）を12倍してもその金額が年間収入にはならずそのズレが大きい。

以上の家計調査の説明は、資産などの実収入以外の収入や実支出以外の支出を勘案した収入（所得）が集計されていないことを意味する。したがって、所得（収入）額や支出

額をどのように定義するかによって、消費性向または貯蓄性向が大きく異なることになる。また、日本の家計調査に現われる平均消費性向を用いて、1 からその値を引いて平均貯蓄性向が実態を反映する現実的な数値と見るのも、その限界が大きい。なぜ家計調査の平均貯蓄性向が実態を反映するに限界が大きいかについて指摘しよう。表 3 には、『家計調査』掲載の平均消費性向から算出した平均貯蓄性向を示している。

表 3 日本の『家計調査』掲載の平均消費性向から算出した平均貯蓄性向

	平均	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
2000	27.9	13.1	21.4	22.5	26.8	25.4	28.7	28.9	30.2	30.5	34.4
2001	27.9	15.9	20.5	23.3	25.4	25.7	26.4	30.0	29.3	30.2	35.0
2002	27.0	14.0	20.7	20.4	21.5	27.0	27.4	29.3	28.7	29.9	33.2
2003	25.9	11.4	18.9	22.3	23.2	25.2	23.3	25.2	28.4	27.9	34.5
2004	25.7	9.9	19.4	20.2	24.5	24.8	27.2	24.3	27.0	27.8	33.6
2005	25.6	14.4	18.9	19.2	23.3	22.3	20.3	25.4	25.3	29.4	35.3
2006	28.8	17.8	21.7	24.7	25.7	25.0	29.4	30.6	28.4	30.9	35.2
2007	27.9	13.7	22.6	21.9	24.2	25.0	29.3	29.4	29.3	29.4	34.8
2008	27.7	13.4	20.5	22.3	25.4	24.5	27.8	27.0	28.1	31.3	35.4
2009	26.1	16.6	21.5	17.0	21.1	25.8	23.5	25.4	28.0	26.9	35.5
2010	27.3	20.7	18.4	25.2	23.6	21.3	27.7	27.6	28.8	30.3	33.5
2011	27.5	10.2	24.6	21.7	22.8	25.8	25.9	28.0	29.6	30.6	34.5

注：1) 表の平均貯蓄性向の値は、『家計調査』にある平均消費性向を用いて、1 からその値を差し引き算出したものである。

出所：総務省統計局(各年度)『家計調査年報』(家計収支編) (<http://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.htm>)。2013 年 5 月 31 日アクセス。

表 3 の計算結果より、家計調査の平均消費性向を用いた平均貯蓄性向は、その平均所得の値がおおよそ 25%～30%という非常に高い貯蓄率となっていることがわかる。しかも、低所得層である第 I 十分位の所得階層であるとしても、平均貯蓄率が非常に低いかマイナスの値を示すのではなく、10%以上の平均貯蓄性向を見せる。年間収入を用いて計算すると、日本の一ヶ月間の世帯当たり家計所得は、2000 年 63 万 1,667 円から 2011 年 50 万 9,167 円に 12 万 2,500 円も低下して来た。それにもかかわらず、表 3 にあるように、家計貯蓄率がまったくと言えるくらい下落してないことは、実態を反映していないことと言えよう。その背景には、家計調査に現われている平均貯蓄性向あるいは平均消費性向を算出する際、実収入以外の収入と実支出以外の支出を反映していないことがその原因と考えられる。

V. 貯蓄率の再計算と所得階層別貯蓄分布

1. 貯蓄率の計算式と計算結果

日韓両国の家計調査を用いた貯蓄率の比較を行おう。家計調査では貯蓄に関する調査というよりも、勤労者世帯とそれを含む全世帯の収入と支出の全般に注目する。貯蓄行動の動向を調べるには、『貯蓄動向調査』がより相応しいと言えるが、既に述べたように、両国家計の一貫性のある比較資料を得るには、家計調査の方がより有利である。家計調査の中でも勤労者世帯の調査において、両国はその類似性が多い。

比較目的であることを勘案し、本研究では実収入以外の収入と実支出以外の支出を反映するために工夫する。そこで、平均貯蓄性向（または平均消費性向）の計算の基準となる所得額として、年間収入を12で割った額を用いることにする。家計調査の用語説明だけでは、年間収入の中に実収入がいくらであり、実収入以外の収入がいくらであるかを把握することはできない。両方が混ざっていると言えよう。家計調査年報の用語説明には、勤労者以外の世帯（無職世帯を除く）の収入は、年間収入しか調査されていない。つまり、消費支出項目及び年間収入の値しか得られない。それは今のところ、年間収入が間接的に基準所得の役割を果たすことと見なすし得ることであろう。

所得基準を年間収入とすると、家計調査調査の実支出、実支出以外の支出、そして実収入以外の収入も調整する必要があるだろう。そこで、本研究では、日本における平均貯蓄率（性向）を以下の式に基づいて算出する。

$$\text{平均貯蓄率} = \frac{(\text{年間収入}/12) - (\text{実支出} + \text{実支出以外の支出} - \text{実収入以外の収入})}{(\text{年間収入}/12)} \quad (8)$$

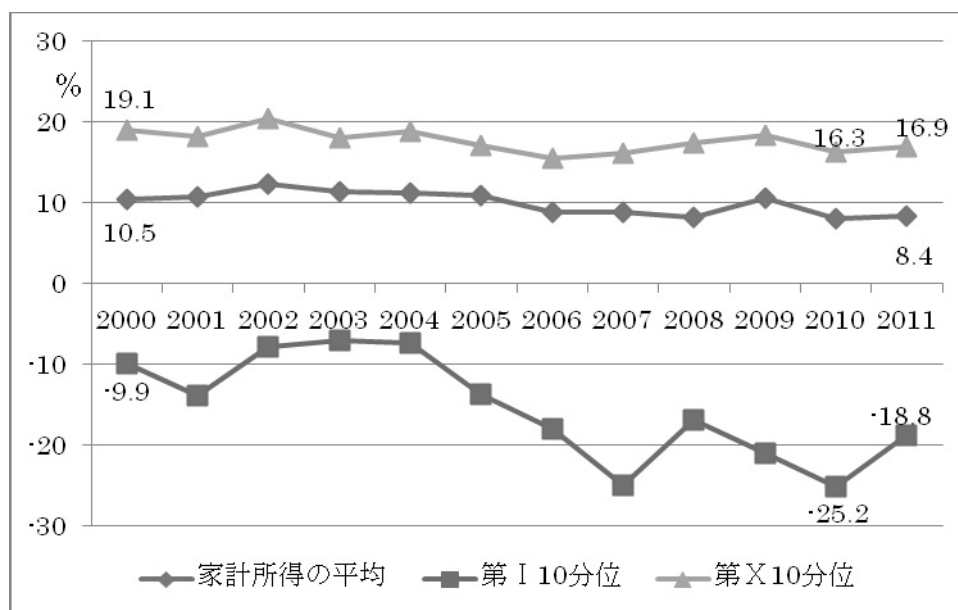
上記の式に基づき日本の所得階層別の平均貯蓄率（性向）を算出した結果を表4に載せてある。また、図5では、平均所得、第I十分位、第X十分位を抽出し、その値の推移を図示している。

表4 日本の所得階層別の平均貯蓄率（%）

	平均	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
2000	10.5	-9.9	-1.1	3.5	7.0	8.5	10.2	11.1	11.5	14.5	19.1
2001	10.8	-13.8	1.5	5.2	7.3	9.6	11.4	9.7	12.1	14.5	18.3
2002	12.4	-7.8	3.4	7.9	10.0	9.1	13.7	10.0	12.8	15.4	20.4
2003	11.4	-7.0	0.9	4.6	9.3	8.4	12.6	12.6	13.0	14.6	18.1
2004	11.3	-7.3	1.3	6.5	9.7	9.8	9.8	12.6	11.8	13.8	18.9
2005	10.9	-13.7	-0.6	5.4	8.8	7.6	11.1	11.7	13.0	13.6	17.2
2006	8.9	-17.9	-2.7	3.0	2.7	6.8	10.7	10.7	11.1	11.3	15.6
2007	8.8	-24.9	-2.5	4.8	4.4	7.2	8.6	10.2	9.3	12.2	16.1
2008	8.3	-16.9	-5.8	4.5	2.0	3.0	7.3	10.8	10.7	9.8	17.5
2009	10.6	-21.0	-1.0	3.4	6.4	7.5	11.4	11.5	11.6	14.5	18.4
2010	8.0	-25.2	-2.3	1.5	1.1	6.3	9.2	9.5	10.0	10.7	16.3
2011	8.4	-18.8	-8.6	1.8	2.9	5.9	10.0	9.9	10.1	11.1	16.9

出所：表2の出所と同じ。

図5 日本の平均家計所得、第Ⅰ十分位、第Ⅹ十分位階層の平均貯蓄率(%)



出所：表2の出所と同じ。

表4の結果を見ると、日本の所得階層間家計貯蓄率は、家計調査年報に載っている表3の貯蓄率とは大きく異なることがわかる。まず、指摘できることは、表4の平均貯蓄率は表3の家計調査の平均貯蓄率よりもはるかに低いことがわかる。例えば表3にある2000年の平均家計貯蓄率は27.9%であるが、本稿で計算した平均貯蓄率は10.5%と低くなる。もちろん本稿の貯蓄率の計算結果も完全な形での家計貯蓄率とは言い切れることは難しいが、表4の計算結果がより実態を反映すると考えられる。その根拠は以下の通りである。

表3の家計調査資料の貯蓄率動向を見ると、貯蓄率の分布はほとんど一定である。例えば、2000年第Ⅰ十分位の貯蓄率は13.1%、第Ⅹ十分位の平均貯蓄率は34.4%で、その差は21.2%pである。それが2011年第Ⅰ十分位（34.5%）と第Ⅹ十分位（10.2%）との貯蓄率の差は24.3%pと、それ程変わっていない結果を見せる。第3節に示したように、日本の家計所得は2000年代減少したことだけでなく、所得分布も悪化（不平等化）した。貯蓄が所得の関数であることからすると、所得分布が不平等化すると、貯蓄の分布も不平等化していくのが通常であろう。そのようなことを『家計調査資料』の家計貯蓄率は反映していないと言えよう。

表3の家計貯蓄率に比べ、本稿で計算した家計貯蓄率の分布は、所得階層間分布とも整合性がある。表4の計算結果を見ると、2000年代を通して貧困層（例、第Ⅰ十分位）はマイナスの貯蓄率を見せる。しかもその貧困層の貯蓄率は時系列的に低下してきたことが読

み取れる。例えば、2000 年の第 I 十分位の貯蓄率は－9.9％であったが、2010 年には－25.2％と 10 年間に 15.3%p も下落している。

富裕層（例、第 X 十分位）の貯蓄率も 2000 年 19.1％から 2010 年 16.3％へと 2.8%p 下落してきたが、その下落ぶりは貧困層に比べ、はるかに小幅である。その結果、図 5 に見るように、第 X 十分位と第 I 十分位との貯蓄格差は 2000 年 29.0%p（＝19.1％－（－9.9％））から 2010 年 41.5％（＝16.3％－（－25.2％））に大幅に広がってきたことがわかる。要するに、2000 年代の日本は第 3 節で見た所得格差だけでなく、貯蓄格差も広がってきたと結論付けられる。

さて、韓国はどうだったかについて調べよう。韓国の場合には日本のような作業を行う必要はない。なぜならば、韓国の家計動向調査は、日本のように実支出、実支出、実収入以外の受取（収入）、実支出以外の支出（支払）の区分に沿った調査ではなく、所得を単に経常所得と非経常所得に分けているからである。支出も簡単に家計支出（消費支出と非消費支出）にわけると止まる。そこで本研究では、韓国における平均貯蓄率を以下のような式に基づき算出する。

$$\text{平均貯蓄率} = (\text{所得} - \text{家計支出}) / \text{所得} \quad (9)$$

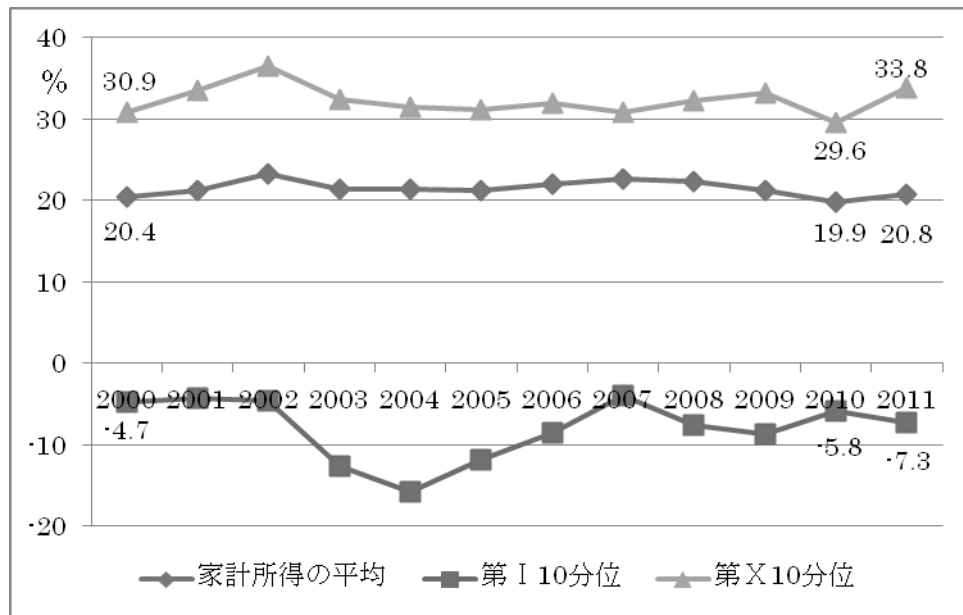
上記の（9）式に基づき韓国の所得階層別の平均貯蓄率（性向）を算出した結果が表 5 である。図 6 では、平均所得、第 I 十分位、第 X 十分位を抽出し、その値の推移を示している。

表 5 韓国の所得階層別の平均貯蓄率（％）

	平均	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
2000	20.4	-4.7	8.7	12.4	13.8	13.0	20.5	19.0	20.9	25.2	30.9
2001	21.3	-4.2	8.1	11.6	12.9	18.0	14.8	20.3	23.7	25.6	33.5
2002	23.3	-4.6	10.6	14.5	15.6	17.3	21.2	22.2	24.0	26.5	36.6
2003	21.4	-12.6	6.8	10.2	15.6	20.7	21.6	20.4	22.9	25.9	32.5
2004	21.4	-15.7	3.6	13.9	12.7	18.0	20.5	22.7	24.3	26.8	31.5
2005	21.3	-11.9	5.2	10.4	16.0	17.7	21.6	21.0	23.8	25.8	31.2
2006	22.1	-8.6	9.3	11.9	17.4	19.0	20.1	23.8	23.4	25.8	32.0
2007	22.7	-4.0	7.3	13.7	20.0	16.4	22.7	24.3	23.8	27.1	30.9
2008	22.4	-7.6	6.2	11.8	15.4	21.2	20.3	20.3	24.1	29.4	32.2
2009	21.2	-8.7	6.9	11.4	15.8	15.9	21.1	22.2	21.3	22.8	33.2
2010	19.9	-5.8	6.5	11.1	14.1	18.6	18.6	20.8	20.0	23.2	29.6
2011	20.8	-7.3	4.8	10.1	11.0	17.9	19.7	20.9	20.8	24.7	33.8

出所：表 2 の出所と同じ。

図6 韓国の平均家計所得、第Ⅰ十分位、第Ⅹ十分位階層の平均貯蓄性向



出所：表2の出所と同じ。

韓国においても貧困層（第Ⅰ十分位）の貯蓄率はマイナスである。例えば、第Ⅰ十分位の貯蓄率は、2000年－4.7%、2010年－5.8%であり、10年間で1.1%p下落したに過ぎない。また富裕層（第Ⅹ十分位）の貯蓄率は2000年30.9%、2010年29.6%で、10年間ほとんど変わっていない。その結果、第Ⅹ十分位と第Ⅰ十分位との貯蓄格差も2000年35.6%p（＝30.9%－（－4.7%））から2010年35.4%p（＝29.6%－（－5.8%））へと、2000年代の10年間所得階層間貯蓄格差は広がっていないことがわかる。2011年には第Ⅹ十分位（33.8%）と第Ⅰ十分位（－7.3%）との貯蓄格差が41.1%pへと広がっているが、今後もその傾向になるかは今のところ判断は難しい。

いずれにせよ、韓国における所得階層間の貯蓄格差は日本より大きいとは言え、2000年代を通じて大きく変化していない。その反面、日本の貯蓄率格差は同期間中広がってきた。以上の結果は第3節で見た韓国の所得格差の傾向と整合性がある。

2. 所得階層別の貯蓄分布

日韓両国の所得階層間の貯蓄率格差をより具体的に見るために、第3節で用いた変動係数と十分位分布度を貯蓄にも適用し、それらの指数を計算してみよう。表6では日韓の一家計当たりの平均貯蓄額、所得階層別の貯蓄額の変動係数と分布度の計算結果を示したものである。これらの指数の計算式は第3節の所得階層間の所得分布を計算したやり方と同

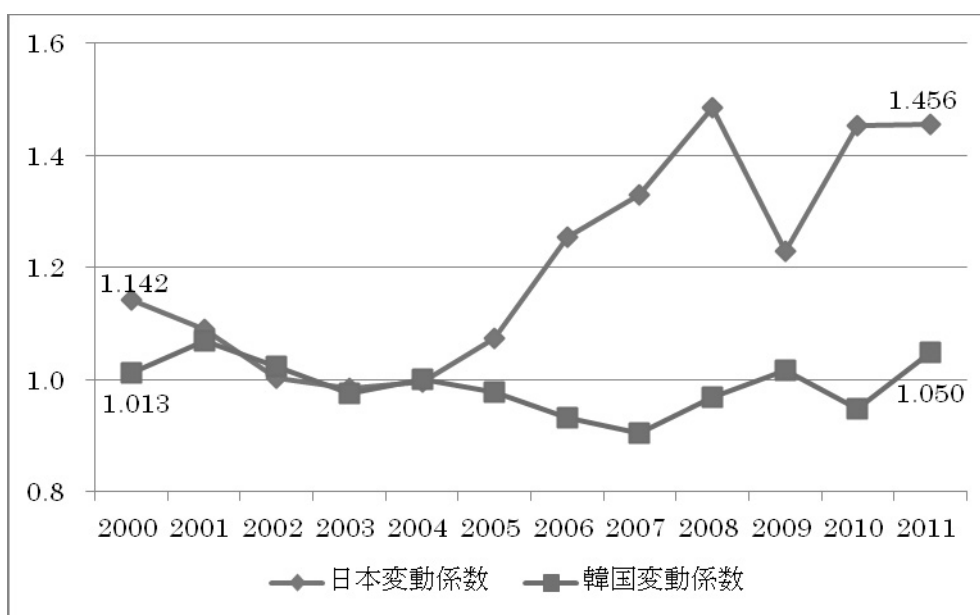
じである。また図7は日韓における貯蓄額の変動係数を図示したものであり、図8は日韓における貯蓄額の十分位分布度を図示したものである。

表6 家計貯蓄の日韓比較

	1世帯当り平均貯蓄(円、倍)			変動件数		分散度	
	日本 J	韓国 K	J/K	日本	韓国	日本	韓国
2000	66,554	46,377	1.435	1.142	1.013	3.951	3.488
2001	66,935	53,375	1.254	1.090	1.069	3.913	3.663
2002	76,705	66,191	1.159	1.004	1.023	3.574	3.575
2003	67,860	60,997	1.113	0.986	0.976	3.378	3.433
2004	68,072	62,826	1.084	0.997	1.001	3.537	3.449
2005	58,080	74,300	0.782	1.073	0.978	3.731	3.377
2006	46,699	92,721	0.504	1.255	0.933	4.379	3.249
2007	46,466	105,048	0.442	1.331	0.904	4.854	3.064
2008	44,446	81,277	0.547	1.486	0.968	5.201	3.246
2009	55,531	59,895	0.927	1.230	1.017	4.343	3.582
2010	41,295	60,442	0.683	1.454	0.949	5.253	3.297
2011	42,832	63,532	0.674	1.456	1.050	5.039	3.615

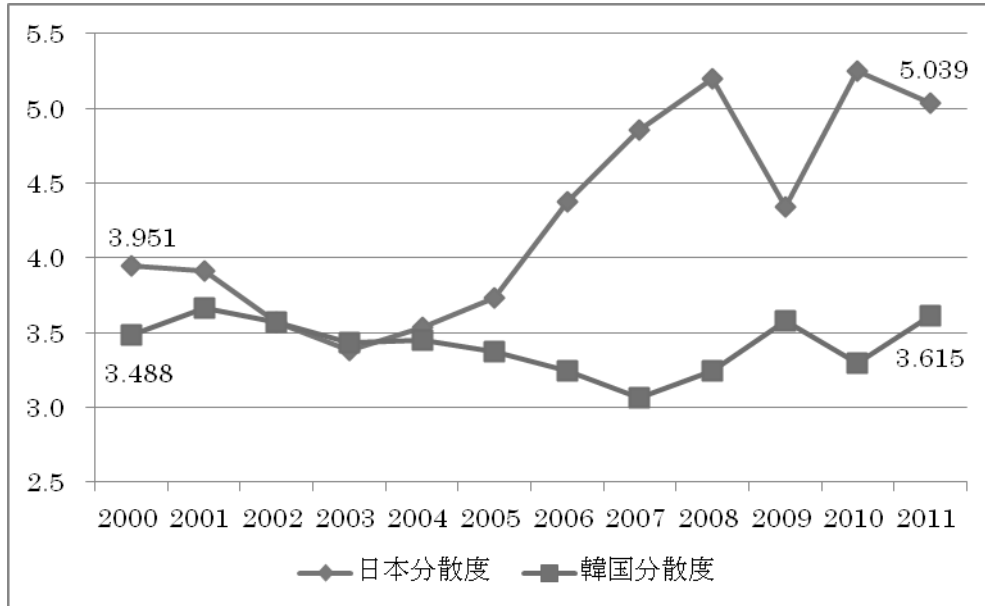
出所：表2の出所と同じ。

表7 日韓における所得階層別貯蓄額の変動係数推移



出所：表2の出所と同じ。

表 8 日韓における所得階層別貯蓄額の十分位分散度推移



出所：表 2 の出所と同じ。

表 6 に掲載してあるように、一世帯当たりの日韓の平均貯蓄額は縮まってきたことが読み取れる。2000 年は日本の一世帯当たりの平均貯蓄額は 66,554 円、韓国のそれは 46,377 円であり、日本が 1.435 倍大きかった。それが 2011 年になると、日本が 42,872 円、韓国が 63,532 円となり、韓国が日本よりもむしろ一世帯当たりの平均貯蓄額が大きい。

ここで注意すべきことは、表 6 の一世帯当たりの貯蓄額はあくまでも (8) 式と (9) 式に基づいて計算した金額であり、実際の額とは異なりうる点である。両国は家計調査の調査範囲も異なるため（例えば、日本の家計調査では実収入以外の収入や支出が詳しく載っているが、韓国の家計調査ではそのような項目は登場しない。韓国は比較的簡単に非経常収入と非消費支出だけが載っており、その中身がどのようなものを含んでいるのかまでには把握できない。したがって、表 6 の一世帯当たりの平均貯蓄額は、その絶対額よりも貯蓄額の時系列的な流れ、すなわち日本は 2000 年代に家計所得が減少してきたが、韓国は増加してきたこと、しかも日本の貯蓄額の所得階層間の分布においてはその格差が広がってきたことに注目した方が、より妥当な議論の仕方であろう。

図 7 の貯蓄額の変動係数に見るように、日本の所得階層間の貯蓄格差は 2000 年 1.142 から 2011 年 1.456 に 0.314p も大きくなり、その格差が大幅に広がってきたことが読み取れる。その反面、韓国の所得階層別の貯蓄格差は 2000 年 1.013 から 2011 年 1.050 にわずか 0.037p 大きくなったことに止まる（2010 年は 0.949 で、2000 年よりもむしろ低い）、

つまり日本は2000年代、家計の貯蓄額の減少とともに所得階層間の貯蓄格差も悪化してきたことがわかる。それに対し、韓国は家計貯蓄額が増加してきたが、所得階層別の貯蓄格差はそれ程変わっていない。

所得階層間の貯蓄格差を十分位分散度から見ても同じことが言える。図8に見るように、日本の十分位分散度は2000年3.951から2011年5.039へと1.088p上昇しているが、韓国は2000年3.488から2011年3.615へと0.127pの上昇に止まる。このように、十分位分散度の不平等度指数を用いても同じ傾向が見られるのは、日韓の所得階層間の貯蓄分布に関する分析の頑健さ（robustness）を増すこととして捕らえられよう。

VI. 貯蓄と所得・消費・社会保障との関係：パネルデータによる推計

本節では日韓両国の所得階層間の貯蓄と、所得・消費・社会保障間との間にどのような関係があるかについての分析を行う。分析方法としては、2000年から2011年までの12年間にわたる所得階層別パネルデータを用いた推計である。所得階層は十分位であるため、観測値（observations）は120（＝10×12）である。推計方法はプールしたOLS（Pooling Ordinary Least Square）による推計である。

まず、日本の家計調査における推計式は、以下の通りである。

$$\begin{aligned} (\text{SAV})_{it} = & c_i + b_1(\text{YTOTAL})_{it} + b_2(\text{CF00D01})_{it} + b_3(\text{CCL004})_{it} + b_4(\text{CELE04})_{it} \\ & + b_5(\text{CHOUSE05})_{it} + b_6(\text{CHEAL06})_{it} + b_7(\text{CTRAF07})_{it} + b_8(\text{CREC09})_{it} \\ & + b_9(\text{CEDU10})_{it} + b_{10}(\text{PENSION})_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

(11)式における変数は、貯蓄額（SAV）、常数項（c）、収入総計（YTOTAL）、食料品（CF00D01）、被服及び履物（CCL003）、住居・水道・光熱（CELE04）、家具・家事用品（CHOUSE05）、保健医療（CHEAL06）、交通・通信（CTRAF07）、教養娯楽（CREC09）、教育（CEDU10）、年金（PENSION）である。また、vは誤差項であり、下添え字itはi所得階層のt時点における変数の大きさを表す。

次に、韓国の家計調査における推計式は、以下の通りである。

$$\begin{aligned} (\text{SAV})_{it} = & c_i + b_1(\text{YTOTAL})_{it} + b_2(\text{CF00D01})_{it} + b_3(\text{CALC02})_{it} + b_4(\text{CCL003})_{it} + b_5(\text{CELE04})_{it} \\ & + b_6(\text{CHOUSE05})_{it} + b_7(\text{CHEAL06})_{it} + b_8(\text{CTRAF07})_{it} + b_9(\text{CCOM08})_{it} + b_{10}(\text{CREC09})_{it} \\ & + b_{11}(\text{CEDU10})_{it} + b_{12}(\text{PENSION})_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

日韓両国の家計調査の分類・調査項目やその名前が若干異なることもあり、(11)式の韓国の推計式は、日本の推計式の(10)式とは、若干違うとはいえ、ほとんど一致する。(11)

式の変数は、貯蓄額（SAV）、常数項（c）、所得合計（YTOTAL）、食料品（CF00D01）、酒類・タバコ（CALC02）、家庭用品・家事サービス（CHOUSE05）、保健（CHEAL06）、交通（CTRAF07）、通信（CCOM08）、教養・文化（CREC09）、教育（CEDU10）、移転収入（YTRA）である。

表 7 は、(10) 式と (11) 式の推計結果である。

表 7 貯蓄と所得・消費・社会保障との関係：パネルデータによる推計

被説明変数：所得階層別の 貯蓄額（SAV）							
Method: Panel Least Squares		Sample: 2000 2011			Periods included: 12		
Cross-sections included: 10		Total panel (balanced) observations: 120					
		日 本			韓 国		
説明変数		推定係数	t-値	P値.	推定係数	t-値	P値.
常数項	C	-77797	-4.610***	0.0000	-4945925	-1.030	0.3051
所得（収入額）	YTOTAL	0.3642	7.651***	0.0000	0.7190	40.489***	0.0000
食料品	CFOOD01	-1.3925	-3.037***	0.0030	-0.7572	-2.148**	0.0340
酒類・タバコ	CALC02				1.3592	0.923	0.3580
被服及び履物	CCLO03	0.0775	0.065	0.9485	-0.2750	-0.479	0.6328
住居・水道・光熱	CELE04	-1.1745	-2.689***	0.0083	-0.5639	-1.980*	0.0503
家具・家事用品	CHOUSE05	0.0537	0.031	0.9757	-0.8523	-1.930*	0.0563
保健医療	CHEAL06	-0.0076	-0.007	0.9947	-2.3835	-7.172***	0.0000
交通・(通信)	CTRAF07	-0.2709	-0.744	0.4582	-1.2273	-7.480***	0.0000
通信	CCOM08				-0.8281	-2.825***	0.0056
教養娯楽・(文化)	CREC09	1.4467	2.201**	0.0299	-1.4568	-3.363***	0.0011
教育	CEDU10	-3.9156	-6.994***	0.0000	-1.42047	-11.81***	0.0000
年金	PENSION	-1.3745	-1.881*	0.0626			
移転収入	YTRA				-0.2556	-1.911*	0.0587
		R-squared 0.9845			R-squared 0.9987		
		Adjusted R ² 0.9831			Adjusted R ² 0.9975		

注：それぞれ、***は 1 %、**は 5%、*は 10%の有意水準を満たすことを表す。

出所：総務省統計局(各年度)『家計調査年報』と『家計動向調査』(韓国統計庁の KOSIS 国家統計ポータル)の資料を用いて筆者推計。

表 7 に見るように、推計結果は所得階層別の貯蓄は所得額（YTOTAL）に比例し、主な消費支出と逆の動きを見せるが把握できる。ここで注意すべきことは、(10) 式や (11) 式は説明変数間に相関があることと考えられるため、推計係数は最良線形不偏推定量（BLUE）

ではないことである⁸。表7の推定結果は単に貯蓄と所得・需要消費支出項目、年金保険(韓国は移転所得)との関係を表すものとして理解すべきであろう。

まず、日本の場合、貯蓄は総所得(YTOTAL)とは有意に正の関係にあり、消費支出項目においては、食材品(CF00D01)、住居・光熱・水道(CELE04)、教育(CEDU10)と1%の有意水準で負の関係に現れる。その中でも教育支出が、貯蓄と最も大きい負の関係にある(すなわち、その推定係数の値が絶対値として最も大きい)。つまり、日本では教育支出が貯蓄を減少させる最も主要な要因となっている。一方、被服及び履物(CCL003)、家具・家事用品(CHOUSE05)、保健・医療(CHEAL04)、交通・通信(CTRAF07)は有意ではない。すなわち、これらの支出は貯蓄に有意に影響を与えない⁹。

Kruger and Meyer (2002) では社会保険が労働供給へどのような影響を及ぼすかについて総合的に取り扱っている。すなわち、年金のような社会保険は労働供給へのインセンティブを阻害しうる変数である。表7に見るように、社会保障のうちの年金(PENSION)は、貯蓄と負の関係で10%水準で有意である。その結果は年金と貯蓄との代替関係、つまり年金の増加が家計貯蓄を減少させる効果がある。Kruger and Meyer (2002) を参照すると、日本においても年金が労働意欲をある程度阻害し、それが所得の減少と貯蓄の減少効果にもつながっていると解釈できよう。

次に、韓国の場合も、日本と類似点が多いが、相違点も散見される。所得(YTOTAL)が貯蓄と強い正の関係にあることと、食料品支出(CF00D01)(5%の有意水準を満たす)、住居・光熱・水道(CELE04)(10%の有意水準を満たす)、教育(CEDU10)(1%の有意水準を満たす)が、貯蓄と負の関係にあることは日本と同じである。その中でも教育が貯蓄と強い負の関係にあることは日本と共通と言えよう。さらに、被服(衣類)・履物(CCL003)が有意ではないことも日本と同じである。ちなみに、日本では食料品支出の細分類項目に含まれる酒類と、その他の消費支出の細分類項目に含まれるタバコが、韓国では「酒類・タバコ(CALC02)」という独立した項目となっている。表7に見るように、その酒類・タバコは有意水準を満たしていない。

上記以外の消費項目については日本とは異なる。日本では有意でない家具・家事用品(韓国では家庭用品・家事サービスとなる)(CHOUSE05)支出が10%で有意であり、保健医療(CHEAL06)は1%水準で有意である。特に、保健・医療(韓国の家計調査では保健となっている)の項目は、韓国の支出項目の中で貯蓄と最も強い負の関係が現れる。その背景として、韓国では日本の国民皆保健のような制度によるカバレッジが不十分なこともあり、自己責任の下での保健支出への傾向が強いことが考えられる¹⁰。

⁸ パネル推計方法の際には、松浦・マッケンジー(2001)の第10章パネル分析と松浦・マッケンジー(2007)の第7章パネル分析を参照した。

⁹ 日本では教養・娯楽(CREC09)が貯蓄に正の関係として現れるが、その理由は不明である。一つ考えられるのは、日本では自治体主催の教養・文化講座が多い。その費用はそれ程高くなく、むしろ貯蓄に良い影響を及ぼしているかも知れない。

¹⁰ それ以外に、韓国人には健康志向の強さ、つまり健康のためには貯蓄を減らしてでも支出を惜しまない傾向の強さがあると言えよう。

日本と大きく異なるいま一つの項目は、交通・通信の消費支出である。日本の家計調査では、交通・通信が一つの分類となっているが、韓国では交通（CTRAF07）と通信（CCOM08）がそれぞれ独立の分類となっている。表7に見るように、交通や通信費の支出は両方とも1%の有意水準を満たしている。日本では有意でない交通・通信支出が韓国では貯蓄と負の関係を見せるのは、交通は制度間の差、通信は産業構造の差を反映していると考えられる。

交通の場合、日本の勤労者は会社からの通勤費補助もあり、大抵は定期券などによって通勤費がカバーできる。それによって日本では交通・通信が貯蓄と負の関係に現れないと考えられる。それに対し韓国では、通勤費補助が日本より高くなく、しかも自家用車出勤も多いため、貯蓄に負の影響を及ぼしかねない要因となっていると判断される。通信の場合、最近韓国が日本よりも情報技術(IT)の進歩が強く、人々の移動性が活発であることもあり、日本よりも通信費支出が貯蓄への影響要因となっていると言えよう。

一方、日本では貯蓄との関係が正として現れる教養・娯楽(CREC09)項目が韓国では貯蓄に強い負の影響を及ぼしている（1%の有意水準を満たす）。韓国では教養・娯楽という項目名ではなく、「教養・文化」という名前を使っている。2000年代の韓国人の教養・文化への自前の支出が活発になってきたことをも反映しているとも言えよう。

韓国の家計調査では、日本の家計調査のように社会保障に係わる支出項目を乗せていないため、日本とは直接的な比較はできない。しかし、家計調査の所得項目の中には、移転所得項目があり、この項目に年金や生活保護などからの収入が含まれている。表7にはその移転所得（YTRA）を説明変数に入れ、推計を行っている。表7の結果からわかるように、韓国の移転所得は日本と同じく10%の水準で有意である。韓国の場合、家計調査には年金支出が現れないため、年金と貯蓄との代替関係は特定できない。しかし、移転所得を社会保障の代理変数とした場合、貯蓄と社会保障との代替関係がある程度（10%の有意水準で）認められると言えよう。

Ⅶ 終わりに

本稿では、総務省統計局の『家計調査年報』と韓国統計庁の『家計動向調査』資料に基づき、日韓両国の貯蓄行動に関する比較分析を行った。本文に議論したように、日本のマクロ家計貯蓄率は、石油危機直後の1974年には23.2%にも達していたが、2012年には1.9%にまで落ちた。マクロ貯蓄率の下落とともに、経済成長率も下落してきたし、ミクロの家計貯蓄率も低下してきた。分析によると、日本の階層別の所得水準や分布の特徴として遭われるのは、「所得減少の中での不平等化」である。

『家計調査』に掲載している貯蓄率は非常に高く現れ、それが実態を反映するには限界が大きい。本稿では、実態を反映した所得階層別の貯蓄率の計算を試みた。その計算に基づき所得階層別の貯蓄分布について調べると、日本が抱えている重要な問題は、「貯蓄減少

の中での貯蓄分布の不平等化」である。さらに本稿では、所得・消費・社会保障と貯蓄との関係について、2000年から2011年の所得階層別のパネルデータを用いた推計も行った。推計結果によると、日韓ともに貯蓄は総所得とは有意に正の関係にあり、消費支出の項目のうち、食材品、住居・光熱・水道、教育とは有意水準を満たし、貯蓄と負の関係にある。とくに教育支出は、貯蓄と強い負の関係にある、一方、年金（韓国は移転所得を用いた）と貯蓄が負の関係、つまり貯蓄と社会保障支出との代替関係が示される。

日本の場合、1990年代初めバブル経済がはじけた後、貯蓄率の下落ぶりが激しく、韓国は1997年経済危機以降の下落ぶりが激しい。貯蓄が投資資金の供給源であることからすると、貯蓄率が下がることは、投資率も下がることを意味する。両国の投資がどのような動向であったかを見るには、国民経済計算における国内総支出の構成項目の動向を見ればよい。内閣府の『国民経済計算』や韓国銀行の国民経済統計資料に基づいて計算すると¹¹、国内総支出に占める民間最終消費支出の割合は、日本は大抵55%～60%の間に、韓国は大抵50%～55%の間に安定している。また、日本の純輸出が国内総支出に占める割合は、大抵0～2%に過ぎず、それが経済状況に及ぼす影響は、後述する韓国に比べ非常に低い。

1990年以降に大きな変化が見られるのは、国内総固定資本形成と政府最終消費支出である。特に日本におけるこれらの二つの支出項目は、互いに逆の動き、すなわち政府最終消費支出は大幅に上昇した反面、国内総固定資本形成は大きく低下した傾向を見せる。政府最終消費支出は、1990年9.0%から2011年20.4%に、10.4ポイント（p）も上昇しているのに対し、国内総固定資本形成の項目は、それとは逆に、同期間中31.8%から19.1%に、その割合は12.7%pも下落する。とくに、2000年代に入り、投資支出が大幅に減少した。

韓国の場合も、1990年以降、国内総固定資本形成が低くなっている。それは日本と同じ傾向と言えるが、政府最終消費支出は、日本とは非常に異なる動きを見せる。国内総支出に占める国内総固定資本形成の割合は、1990年34.5%から2012年25.1%に9.4%p下落するが、同期間、中政府最終消費支出の割合は、日本とは違って1990年16.2%から2012年14.6%へとむしろ1.6%p下落する。韓国において、日本とは大差を見せるのは純輸出である。国内総支出に占める純輸出の割合は、1990年-6.0%から2012年9.4%へと15.4%pも上昇する。

韓国が輸出ドライブへと転換したきっかけは、1997年起きた経済（金融）危機である。韓国は外貨不足の問題を痛感し、その経済危機を乗り越えるため、業界再編とともに輸出ドライブ政策へと転換した。1997年を前後し純輸出の割合をみると、その転換の軌跡が読み取れる。国内総支出に占める純輸出の割合は危機直前の1996年-9.4%の輸入超過だったが、危機直後の1998年には2.9%へと輸出超過になり、わずか2年間に12.3%pの上昇が見られる。輸出ドライブの傾向は経済危機を乗り越えた後も引き続き維持して来た。韓国

¹¹内閣府『国民経済計算』（<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/>）と韓国銀行経済統計システム(ECOS: Economic Statistics System)（<http://ecos.bok.or.kr/>）の資料である。以下本文の値はこれらの資料による。

はこのように、純輸出をもって国内の投資減少を補おうとしたが、外向きの輸出ドライブ政策は韓国経済の動きを活気づけたが、その反面国内雇用状況を不安に陥れた。

日本企業は、景気低迷を労働コストの削減によって対応しようとした。日本は伝統的に長期雇用の労働慣行が定着している。政府もまた雇用確保が重要性を認め、従来の雇用慣行を変えようとしなかった。労働コストの削減と長期雇用の慣行の下で、定着したのが長期の非正規職の増加である。非正規職が増加したからといって正規職の所得水準が増加したわけではない。正規職の給与水準も若干減少したが、正規職と非正規職との賃金格差は大きかった¹²。それが、階層間の所得格差と貯蓄格差をもたらしたと言えよう。

日本が内向きに走り縮小均衡に走り、長期の非正規雇用が一層定着していくことになる限り、当然のことながら「所得減少の下での格差社会」は続くかも知れない。そのような傾向になると、貯蓄増加も望めない。今後の日本の課題は、政府による介入を少なくし民間の自助努力に基づいた経済活動をどう促すかにかかっている。その方法は政府や民間ともに、政策決定過程において風通しを良くすることである。

¹² 浅尾(2010)によると、全日制(フルタイム)非正規社員の給与水準は正社員の3分の2程度(64%)、パート労働者であれば3割に満たないという(28%)。

参考文献

- 宇南山卓(2009)『SNA と家計調査における貯蓄率の乖離 ―日本の貯蓄率低下の要因―』
独立行政法人経済産業研究所 (RIETI)、RIETI Discussion Paper Series 10-J-003。
韓国銀行経済統計システム(ECOS: Economic Statistics System) <http://ecos.bok.or.kr>。
韓国統計庁 KOSIS 国家統計ポータル (<http://kosis.kr/wnsearch/totalSearch.jsp>)。
韓国統計庁『家計動向調査』。
- 岩本康志・尾崎哲・前川裕貴(1995)「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率
動向の乖離について(1) ―概念の相違と標本の偏りの問題の検討―」『フィナンシャル・レビュー』May 51-82。
- 岩本康志・尾崎哲・前川裕貴(1996)「『家計調査』と『国民経済計算』における家計貯蓄率
動向の乖離について(2) ―マイクロデータとマクロデータの整合性―」『フィナンシャル・レビュー』Jan 82-112。
- 高山憲之(1992)『ストック・エコノミー』、東洋経済新報社。
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸(1989)『日本の家計資産と貯蓄率』
経済分析第116号、経済企画庁経済研究所 編集、平成元年9月。
- 祝迫得夫・岡田恵子(2009)「日本経済における消費と貯蓄：1980年代以降の概観」深尾京
司編著 内閣府経済社会総合研究所企画・監修『マクロ経済と産業構造』慶応義塾大
学出版会 pp. 33-58。
- 石井達也(2009)「バブル期からデフレ期にかけての家計の予備的貯蓄行動の変化」深尾京
司編著 内閣府経済社会総合研究所企画・監修『マクロ経済と産業構造』慶応義塾大
学出版会 pp. 59-85。
- 石原英彦・土居丈朗(2004)「1990年代の日本における消費・貯蓄行動について―予備的貯
蓄動機を中心とする理論展望と実証分析」『経済分析』第174号内閣府経済社会総合
研究所。
- 浅尾裕、「正規・非正規間の賃金格差から賃金を考える」、『Business Labor Trend』、
2010年7月、pp. 38-44。
- 総務省統計局(2012)『労働力調査(基本集計)』平成24年3月。
総務省統計局『家計調査年報』(家計収支編)
(<http://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.htm>)
- 総務庁統計局(1993)「勤労者世帯の家計状況」『賃金と社会保障』No. 1109 7月号 p. 54-65。
総務庁統計局(各年)『家計調査年報』。
- 統計庁(経済企画庁調査統計課)(各年)『都市家計年報』。
- 内閣府統計データ (http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/)
内閣府『国民経済計算』

松浦克己・コリンマッケンジー (2001) 『EViews による計量経済分析：実践的活用と日本経済の実証分析』 東洋経済新報社。

松浦克己・コリンマッケンジー (2007) 『EViews による計量経済学入門』 東洋経済新報社。

李善玉(1988)「韓国の家計 — 日本の家計との比較 — 」『家計経済研究』第2号(財)家計経済研究所 89-100。

Krueger, Alan B. & Meyer, Bruce D. (2002), "Labor supply effects of social insurance," Handbook of Public Economics, in: A. J. Auerbach & M. Feldstein (ed.), *Handbook of Public Economics*, edition 1, volume 4, chapter 33, pages 2327-2392 Elsevier.

OECD (2012), *OECD Economic Outlook*, Volume 2012 Issue 2.

参 考

平成24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、「郵便貯金をはじめとする個人金融並びに資産の運用及びその市場に関する調査研究」とします。
- 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24年8月～平成25年7月の1年間とします。

4. 申請受付

- ①受付期間 平成24年4月1日～5月31日(必着)
- ②送付先 〒101-0061
東京都千代田区三崎町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 03-5275-1805

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(東京大学 大学院経済学研究科 教授)
審査 委員	宮村 健一郎(東洋大学 経営学部 教授)
審査 委員	黒川 洋行(関東学院大学 経済学部 教授)
審査 委員	長谷川 清(松蔭大学 観光文化学部 准教授)
審査 委員	朝日 譲治(ゆうちょ財団 理事長／明海大学メディアセンター長)

② 選考方法は以下の通りとします。

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。

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。

エ. 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。

③ 平成24年度研究助成授与式は、平成23年度研究助成論文報告会(平成24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25年7月末までに提出していただきます。

③ 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ようちよ財団が認めた場合には、助成金を返還していただきます。

④ 平成24年度研究助成論文報告会は、平成25年9月ごろに実施する予定です。

⑤ 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。

⑥ 研究助成論文は、出来る限り、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、「ようちよ財団 平成24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、発表資料の概要をようちよ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资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 洋均 " 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) 日本の財政投融资の経営的課題 (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—各国比較に基づく実証研究— (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—消費行動との関連分析、日・米比較分析を含めて— (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・デュアルト・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 (2) 公共投資の地域間配分と地域間格差 (共同研究) (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) (4) 公的金融と準公共財供給の現状と課題・展望 (共同研究) (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) (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 教授 仁 科 一 彦 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 愛媛大学 教授 小 淵 港 " 助教授 松 本 朗 " 講師 丹 下 晴 貴 富山大学 教授 古 田 俊 吉 " 助教授 中 村 和 之 名古屋大学 教授 千 田 純 一 " 助手 西 垣 鳴 人 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 - (2) 日本の経済協力の現状と効率性 (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) (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) (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 - (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 -	中央大学 教授 井 村 進 哉 福岡大学 講師 高 瀬 浩 一 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 鶴 池 幸 雄 " 講師 大 井 肇 滋賀大学 助手 丸 茂 俊 彦 神戸大学 教授 滝 川 好 夫 新潟大学 教授 宮 越 龍 義 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 (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) (3) ベンチャー支援と郵貯資金の活用について (4) 郵貯資金の有価証券市場における関わりと役割 (5) 金融規制改革と地域における中小企業金融の変化 (6) 公的資金の市場運用と株主行動主義 (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 - (8) 債券ポートフォリオの理論的実証的研究 (共同研究) (9) イールドカーブの形状に関するリスク分析	京都学園大学 専任講師 井 手 幸 恵 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 石巻専修大学 教授 木 伏 良 明 大阪府立大学 助教授 黒 木 祥 弘 青森公立大学 教授 今 喜 典 神戸大学 教授 榊 原 茂 樹 上智大学 助教授 竹 田 陽 介 一橋大学 教授 三 浦 良 造 " 専任講師 大 上 新 吾 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 (2) ATM相互接続におけるネットワーク外部性の分析 (3) 混合寡占的金融市場における公的金融の役割 (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 (5) 非対称情報下での社債発行の理論 (共同研究) (6) 郵貯資金運用手段の多様化と財政規律に関する研究 ―資産担保証券を中心に― (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) (8) 1970年以降の日本における金融仲介 (共同研究)	横浜国立大学 助教授 井 上 徹 関西大学 専任講師 岡 村 秀 夫 新潟大学 助教授 芹 澤 伸 子 上智大学 専任講師 中 里 透 神戸大学 助教授 原 千 秋 一橋大学 助教授 大 橋 和 彦 長崎大学 教授 深 浦 厚 之 名古屋市立大学 教授 森 徹 四日市大学 教授 稲 垣 秀 夫 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) (2) 郵政事業におけるマーケティング戦略 ―ポータル・マーケティング戦略の展望― (3) 地域金融におけるメインバンク機能 (4) 財投改革後の公的金融の課題 ―アカウンタビリティを中心として― (共同研究) (5) 金融システムの安定化策と公的資金の役割 ―「予算制約のソフト化」をいかに防ぐか― (共同研究) (6) 「証券トラブル」についての実態調査 (7) エクイティファイナンスと郵貯資金の活用	岐阜大学 助教授 大 藪 千 穂 " 教授 杉 原 利 治 日本福祉大学 助教授 小 木 紀 親 摂南大学 助教授 加 納 正 二 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 " 講師 山 根 寛 隆 名古屋市立大学 助教授 櫻 川 昌 哉 " 助教授 細 野 薫 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫 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 (2) 証券市場における銀行の役割に関する実証研究 (3) 経済発展における公的金融の役割と家計行動 ―東南アジア諸国と日本の比較考察― (共同研究) (4) スワップマーケット情報を用いた債券流通市場分析 (5) 日本における郵貯制度と消費者保護システム ―イギリス金融サービス機構(FSA)との比較を中心に― (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)	名城大学 助教授 鎌 田 繁 則 一橋大学大学院 助教授 小 西 大 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 高千穂大学 教授 高 橋 豊 治 関西学院大学 教授 春 井 久 志 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 (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)	京都教育大学 教授 田 岡 文 夫 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 " 助教授 今 川 拓 郎

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
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 (2) 公表情報、私的情報と金融危機 (3) リスク・プレミアムとマクロ経済活動 (4) 金融業におけるユニバーサル・サービスと金融排除問題 (5) 公的企業のがバ・ナンス (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)	神戸大学大学院 助教授 砂 川 信 幸 経営学研究科 横浜私立大学 助教授 武 田 史 子 商学部 経済学科 同志社大学 助教授 植 田 宏 文 商学部 関西学院大学 助教授 岡 村 秀 夫 商学部 新潟大学大学院 教授 芹 澤 伸 子 現代社会文化研究科 九州産業大学 教授 益 村 眞知子 経済学部 長崎県立大学 助教授 矢 野 生 子 経済学部
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 (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 (3) 日本の国債市場における郵便貯金資金 (4) わが国長期国債先物市場のマイクロストラクチャ (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) (6) 家計の金融資産選択行動の長期的変化	東京国際大学 教授 渡 辺 信 一 上智大学 助教授 中 里 透 駒澤大学 教授 代 田 純 一橋大学大学院 教授 釜 江 廣 志 " 講師 山 根 寛 隆 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 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 (2) コーポレート・ガバナンス改革の要因・効果と郵便貯金 (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) (4) 移行経済諸国における貯蓄銀行の比較研究 (共同研究) (5) 郵便貯金資金及び財政投融资と奨学金制度・政策の関係についての研究 (共同研究)	佐賀大学 教授 大 坪 稔 北九州市立大学 助教授 内 田 交 謹 長崎大学 教授 須 齋 正 幸 助教授 山 下 耕 治 助教授 春 日 教 測 一橋大学 専任講師 杉 浦 史 和 助教授 岩 崎 一 郎 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) (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 (3) 金融システム安定化とシステムリスク波及の研究 (共同研究) (4) 郵便貯金銀行の外資への売却によって生じるマクロ経済構造の変化:ニュー・ジ・ランド [※] のケース	鹿児島大学 助教授 永 田 邦 和 鹿児島大学 教授 石 塚 孔 信 慶應義塾大学 玄 ソ ク 連携21COEプログラム研究員 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 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 (2) 郵便貯金と地域金融市場 (3) 郵便貯金銀行は地域金融機関を混乱させるのか	埼玉大学 教授 相 沢 幸 悦 関東学院大学 准教授 黒 川 洋 行 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
20	8	個人研究 3 共同研究 1	(1) 地域金融機関の貸出しにおける横並び行動 (2) 証券化市場の拡大とメインストリート金融 (3) 金融コングロマリットのリスクと資本規制	関西大学 准教授 中 川 竜 一 茨城大学 教授 内 田 聡 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 (2) 東京証券取引所の改革と証券市場の透明性 (共同研究) (3) 金融機関のリスク資本の評価・管理 (4) アメリカのコミュニティ投資と個人金融	関西大学 教授 高 屋 定 美 名古屋市立大学 講師 坂 和 秀 晃 大阪大学 助教 生 方 雅 人 神奈川大学 准教授 菅 野 正 泰 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 (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 - (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 (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)	新潟大学 教授 伊 藤 隆 康 東京大学 博士課程 早 川 大 介 佐賀大学 准教授 三 好 祐 輔 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
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 教授 打 田 委 千 弘 東京大学 博士課程 早 川 大 介 東海大学 准教授 川 崎 一 泰 東京富士大学短期大学部 准教授 井 手 健 二 武蔵大学 非常勤講師 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る - (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る - (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 助教 伊 藤 真 利 子 和歌山大学 講師 築 田 優 福岡女子大学 准教授 張 艶 廈門大学 副教授 劉 振 涛 立命館大学 講師 渡 辺 直 樹 横浜市立大学 教授 鞠 重 鎬

平成 25 年 11 月発行

〒101-0061 東京都千代田区三崎町 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 03-5275-1805