



CRR DISCUSSION PAPER SERIES J

Discussion Paper No. J-58

金融資産の蓄積と経済の構造変化

二宮健史郎、得田雅章

2016年8月

**Center for Risk Research
Faculty of Economics
SHIGA UNIVERSITY**

**1-1-1 BANBA, HIKONE,
SHIGA 522-8522, JAPAN**

**滋賀大学経済学部附属リスク研究センター
〒522-8522 滋賀県彦根市馬場 1-1-1**

金融資産の蓄積と経済の構造変化*

二宮健史郎†
滋賀大学

得田雅章‡
滋賀大学

2016年8月

【要約】

世界的金融危機や格差の拡大により、ポスト・ケインズ派やマルクス派は一時的には注目を集めたものの、主流派に対抗できるほどの大きなうねりを生み出しているわけではない。現代のポスト・ケインズ派の経済学者は、金融部門の影響の拡大を金融化(financialization)と呼び、理論的実証的に精力的な研究を行っている。

金融化に関する諸研究は、主として金融化が進展しているか、また進展している場合には資本蓄積にどのような効果を持つかということに関心が向けられている。本稿は、それらの諸研究とは若干異なった視点で、金融資産の蓄積と経済の不安定性の関係を理論的実証的に検討する。我が国のバブル経済やアメリカのサブプライム問題による経験が示すように、金融資産等が実体経済に影響を与えているということには疑いの余地はないであろう。

本稿では、確信の不安定性と金融資産の蓄積を考慮したマクロ動学モデルを構築して金融の不安定性、循環を検討する。そして、日本経済を対象として構造 VAR モデルを適用し、経済の構造変化を実証的に検討する。

*本稿は、科学研究費補助金(基盤研究(C) 課題番号：16K03633)、平成 28 年度滋賀大学経済学部後援会研究助成、滋賀大学研究推進プログラム(基盤研究助成)による研究成果の一部である。記して感謝申し上げます。

†滋賀大学経済学部教授、〒522-8522 彦根市馬場1-1-1 滋賀大学経済学部,
e-mail: k-nino@biwako,shiga-u.ac.jp.

‡滋賀大学経済学部准教授、〒522-8522 彦根市馬場1-1-1 滋賀大学経済学部,
e-mail: m-tokuda@biwako,shiga-u.ac.jp.

I. はじめに

世界経済を震撼させたサブプライム問題に端を発した金融危機の発生から相当の年月が経過した。アメリカにおけるゼロ金利政策の解除等、この混迷の時代から抜け出す兆しが一部では見られたものの、ギリシャ危機による欧州経済の混乱、我が国におけるマイナス金利の導入等、全体的に見れば、その閉塞感は払しょくされていないように思われる。むしろ、イギリスの EU 離脱の決定は世界的な株式市場、為替市場の混乱を招き、世界経済の先行き不透明感、閉塞感を高めている。

世界的金融危機や格差の拡大により、H.P. ミンスキー(Minsky(1975)(1986))に代表されるポスト・ケインズ派やマルクス派は一時的には注目を集めたものの、主流派に対抗できるほどの大きなうねりを生み出しているわけではない。主流派、非主流派ともに有効な処方箋を提示することができていないというのが現状であろう。しかしながら、ポスト・ケインズ派では、様々な観点から着実な研究の進展が見られている。現代のポスト・ケインズ派の経済学者は、ミンスキーの考え方に多大な影響を受け、金融部門の影響の拡大を金融化(financialization)と呼び、理論的実証的に精力的な研究を行っている。

Epstein(2005)によれば、金融化とは、国内経済および国際経済の活動における金融的動機、金融市場、金融的主体、金融機関の役割の増大といったこと意味している¹。金融化に関する理論的研究は多く存在がするが²、例えば、Hein(2011)は、家計の借入の増加や資産効果による消費の増加を指摘し、利払いや配当の増加による企業の投資抑制を指摘している。実証分析では、Orhangazi(2008)が、アメリカ経済を対象として、2000年以降に金融化が進展し、その進展が資本蓄積に負の効果を持っていると論じている。これに対して、西(2012)は日本経済を対象として Orhangazi (2008)と同様の手法で検討を行い、金

¹ 西(2012)、鍋島(2016)を参照。鍋島(2016)は、ミンスキーの金融不安定性仮説と金融化の諸研究を基に、資本主義経済の展望を行っている。

² 金融化に関しては、西(2012)が理論的実証的に簡潔なサーベイを行い、その論点を整理している。その他、主流派経済学に対するオルタナティブを提示しようとする試みとして、ストック・フロー・コンシステント・モデル(SFCモデル)がある。大野・西(2011)は、SFCモデルに関する展望論文である。

融化は進展していないと論じている。嶋野(2015)は、我が国においても株主価値志向が浸透し、2000年代以降においては大企業の資本蓄積に負の効果を及ぼしたと論じている。以上のように、金融化に関する実証分析では、金融化が進展しているか、また進展している場合には資本蓄積にどのような効果を持つかということに関心が向けられている。

金融化による株主価値志向の高まり、配当や利払いの増大による資本蓄積への負の効果や、借入の増加や資産効果による消費への正の効果は、我が国のバブル経済やアメリカのサブプライム問題による経験が示すように、金融資産や土地・住宅といった実物資産が影響を与えているということには疑いの余地はない。それは、金融化、金融の不安定性における重要な論点である³。実際、2016年時点で我が国の個人金融資産残高は1700兆円を超えている。我が国では、バブル経済期において土地や株といった資産価格の高騰を招き、企業や銀行、個人に至るまで財テクに狂乱したことは紛れもない事実である。しかしながら、バブル経済の崩壊とともに資産価格は急落し、失われた20年と呼ばれる景気の長期低迷期に突入する。

本稿では、株主価値志向の高まりといった金融化の諸研究とは若干異なった視点で、金融資産の蓄積と経済の不安定性の関係を理論的実証的に検討する。ミンスキーの金融不安定性仮説は、貸し手と借り手の関係に基づく「安全性のゆとり幅」の低下とヘッジ金融、投機的金融、ポンツィ金融と呼ばれる金融構造の脆弱化に焦点が当てられている⁴。金融の不安定性に関する理論的研究は、Taylor and O'Connell(1985)を嚆矢として多くの研究が蓄積されている。Taylor and O'Connell(1985)は、期待利潤率(経済に対する確信の状態)の上昇が株式需要を増加(貨幣需要を減少)させると定式化して、金融の不安定性を論じている。彼らのモデルは企業の負債を考慮していないが、ヘッジ金融から投機的金融、ポ

³ 但し、本稿では、株主価値志向の高まり、配当や利払いの増大による資本蓄積への負の効果、借入の増加による消費への正の効果等は検討していない。例えば、Sasaki and Fujita(2012)は資産家家計への配当を考慮したカレツキアン・モデルを展開している。また、二宮(2015)は、有利子負債を考慮した金融の不安定性のマクロ動学モデルを構築し、金融の不安定性、循環を検討している。これらの諸点を含めた金融資産の蓄積と経済の不安定性の検討は今後の検討課題である。

⁴ Kregel(2000)を参照。Kregel(2008)は、Kregel(2000)に基づきサブプライム問題に端を発した世界的な金融危機は伝統的なミンスキー・クライシスではないと論じている。

ンツイ金融へと至る金融構造の脆弱化を負債荷重の増大と捉える多くの研究が存在する⁵。

計量経済学的手法を適用した金融の不安定性の実証研究は多くないが、二宮・得田(2011), Ninomiya and Tokuda(2012)は, Taylor and O'Connell(1985)を基に「確信の不安定性」という概念を導入し, 経済の構造変化と不安定性を検討している⁶。二宮・得田(2011)では, 日本経済を対象として構造 VAR モデルを適用し, 1990 年代半ば以降に金融構造が脆弱化したと論じている。また, Ninomiya and Tokuda(2012)では, 韓国経済を対象として検討を行い, 通貨危機以前の金融構造は脆弱, それ以後は安定化したと論じている。さらに, Ninomiya and Tokuda(2013)では, 日本経済を対象に有利子負債を考慮した議論を展開している。しかしながら, これらの諸研究では, 金融資産の蓄積は考慮されていない。

金融資産を考慮した先駆的な金融の不安定性の研究として, Uchida(1987), 植田(2006)がある⁷。二宮(2009)は, 植田(2006)等を発展させ, 金融資産の蓄積を考慮した金融不安定性のマクロ動学モデルを構築し, 金融の不安定性, 循環を検討している。そして, 金融資産の蓄積が相対的危険回避度を低める場合に経済が不安定化し易くなると論じている。二宮(2009)は確信の不安定性を考慮していないが, Ninomiya(2014)は確信の不安定性, 負債の動態, 金融資産の蓄積を考慮した金融不安定性のマクロ動学モデルを構築し, 金融の不安定性, 循環を検討している。しかしながら, 二宮(2009), Ninomiya(2014)では, 実証分析が行われていない。

本稿では, 二宮(2009), Ninomiya(2014)を単純化し, 確信の不安定性と金融資産の蓄積を考慮したマクロ動学モデルを構築して金融の不安定性を検討する。そして, 日本経済を対象として構造 VAR モデルを適用し, 金融化という視点から経済の構造変化を実証的に検討する。

⁵ 著者自身の試みとしては, 二宮(2006), 二宮(2007a), Ninomiya and Sanyal(2009)等がある。その他の諸研究については, 二宮(2006), 二宮(2014)を参照。

⁶ 二宮(2015)は, 確信の不安定性に負債荷重を導入した金融不安定性のマクロ動学モデルを構築し, 金融の不安定性, 循環を論じている。

⁷ 金融資産の役割を重視した研究として, Bernanke and Gertler (1989)等のファイナンシャル・アセラレーター仮説がある。植田(2006)は, その影響を強く受けた研究を行っている。

本稿の構成は、以下のようなものである。第2節では、確信の不安定性と金融資産の蓄積を考慮した単純なマクロ動学モデルを構築し、金融資産の蓄積と経済の不安定性の関係を検討する。第3節では、日本経済を対象として確信の不安定性を定量化し、前半期(1980年～1998年)と後半期(1999年～2016年)の2期間に分割し、それぞれのサブサンプルについて構造VARモデルに基づく分析を行う。さらに、推計して得られたパラメータから、各種構造ショックに対するインパルス反応を確認する。第4章はまとめである。

II. モデル

II-1. 基本モデル

まず、二宮(2009)、Ninomiya(2014)を単純化した金融不安定性のマクロ動学モデルを構築し、金融資産の蓄積と金融不安定性の関係を検討しよう。利子率は債券市場の需給均衡、

$$EB = -(EX + EM) = -(C + I - Y + M^d - M^s) = 0 \quad (1)$$

で決定されると想定する。ここで、 EB :債券の超過需要、 EX :財の超過需要、 EM :貨幣の超過需要、 C :消費、 I :投資、 Y :所得、 M^d :貨幣需要、 M^s :貨幣供給、である。

所得 Y は、以下のように実質利潤 Π と実質賃金所得 H_W に分配されると想定する。

$$\Pi = \rho Y, \quad (2)$$

$$H_W = (1 - \rho)Y, \quad (3)$$

ここで、 ρ :利潤分配率、である。

利潤 Π は全て資産家家計に分配されると想定する。そして、その一定割合 c を消費すると想定すれば、資産家家計の消費 C_R は、

$$C_R = c(\omega)\Pi = c(\omega)\rho Y, \quad c_\omega > 0, \quad (4)$$

と定式化される。ここで、 ω :金融資産、である。 $c_\omega > 0$ は、金融資産 ω の増加が消費の割合 c を増加させることを意味している。労働者家計は全て消費すると仮定すれば、労働者家計の消費 C_W は、

$$C_W (= H_W) = (1 - \rho)Y, \quad (5)$$

と定式化される。(4)(5)を考慮すれば、消費関数 C ,

$$C = C_W + C_R = (1 - \rho)Y + c(\omega)\rho Y, \quad (6)$$

が得られる。

投資関数 I は,

$$I = I(Y, i) + I_0, \quad I_Y > 0, \quad I_i < 0, \quad (7)$$

を仮定する。

さらに、金融資産 ω は、貨幣と債券で保有されると想定する。二宮(2009), Ninomiya(2014) に従い、貨幣需要関数 M^d , 債券需要関数 B^d をそれぞれ,

$$M^d = \delta(\omega)\gamma(Y, i)\omega, \quad (8)$$

$$B^d = (1 - \delta(\omega))(1 - \gamma(Y, i))\omega, \quad (9)$$

$$\gamma_i < 0, \quad \gamma_Y \geq 0, \quad \delta_\omega(\omega) < 0,$$

を仮定する。ここで、 γ は金融資産 ω のうち所得 Y と利子率 i に依存して貨幣に配分される割合である。例えば、 $\gamma_Y < 0$ は、所得 Y の増加により、貨幣の保有割合は減少するということを意味している。 δ は金融資産 ω に依存して貨幣に分配される割合である。つまり、 $\delta_\omega < 0$ は、相対的危険回避度減少を表しており、金融資産 ω が増加すれば、より貨幣への配分を減らすということの意味している⁸。金融資産 ω のうち、貨幣に配分される割合は $\delta\gamma$ になるということである。

貨幣供給関数 M^s は,

$$M^s = \mu(Y, i)H, \quad \mu_Y > 0, \quad \mu_i > 0, \quad (10)$$

を仮定する⁹。ここで、 μ : 貨幣乗数, H : ハイパワード・マネー, である。但し、本稿では、ハイパワード・マネー H は、一定であると仮定する。 $\mu_Y > 0$ は、所得 Y の増加が市中銀行の貸付を促進して貨幣乗数 μ が大きくなるということの意味している。

(6)(7)(8)(10)を(1)に代入して、利子率 i で解けば,

$$i = i(Y, \omega), \quad (11)$$

⁸ $|\delta_\omega|$ が十分小さい場合は、相対的危険回避度一定である。相対的危険回避度についての詳細な説明は、Uchida(1987), 植田(2006), 及び二宮(2009)を参照。

⁹ 本稿では、企業の金融資産保有を考慮していないので、市中銀行の行動(貨幣乗数)が金融資産に依存すると定式化していない。金融資産や土地等の担保としての役割を考慮することは重要である。このような点を考慮することは今後の検討課題としたい。但し、本稿における金融資産 ω が利子率 i に与える効果は、それらの点を考慮した場合と同様のものと推察される。

$$i_Y = -\frac{I_Y - (1-c)\rho + m_Y}{I_i + \delta\gamma_i\omega - \mu_i H} = \phi \gtrless 0,$$

$$i_\omega = -\frac{c_\omega\rho Y + \delta_\omega(\omega)\gamma\omega + \delta\gamma}{I_i + \delta\gamma_i\omega - \mu_i H} = \varphi \gtrless 0,$$

が得られる。

ここで、 m_Y は、

$$m_Y = \delta\gamma_Y\omega - \mu_Y H \gtrless 0 \quad (12)$$

であり、 $m_Y < 0$ かつその絶対値が大きい場合、 $i_Y (= \phi) < 0$ となる可能性がある。例えば、景気の拡大(Y の上昇)により、貸し手のリスクが大きく低下して市中銀行の貸付が大幅に増加するような場合である。 i_Y の符号は、経済の金融構造の一つを表している。 $i_Y (= \phi) < 0$ は、経済に対する不安定化効果を持つ。その不安定化メカニズムは、以下のようなものである。ここで、経済は上昇局面(所得 Y の上昇)にあると想定しよう。この時、貸し手のリスクは大きく低下し、利子率 i は下落する。利子率 i の低下は投資 I を促進するので、所得 Y はさらに増加するということである¹⁰。

$$Y \uparrow \Rightarrow i \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

次に、本稿の重要な特徴の一つである i_ω の符号について検討しよう。(11)を見れば分かるように、

$$c_\omega\rho Y + \delta_\omega(\omega)\gamma\omega + \delta\gamma \gtrless 0 \Leftrightarrow i_\omega (= \varphi) \gtrless 0, \quad (13)$$

である。 $|\delta_\omega|$ が十分大きくなれば、 $i_\omega < 0$ となる。 $|\delta_\omega|$ が十分小さい、または c_ω が相対的に大きくなれば、 $i_\omega > 0$ となる。つまり、金融資産 ω の増加により、より貨幣から債券に分配されるならば $i_\omega < 0$ 、その効果が小さい場合、或いは、消費性向が高まる場合には、 $i_\omega > 0$ となる可能性が高くなるということである。

i_ω の符号もまた、経済の金融構造を表している。

¹⁰ Ninomiya (2007)では、このタイプの金融の不安定性を詳細に検討している。また、Ninomiya (2016)は、競争-寡占の混交体系においてこのタイプの金融の不安定性を検討し、インフレ・ターゲット等の金融政策の有効性を論じている。

金融資産 ω の動態は、資産家家計の貯蓄が金融資産 ω の増加分となると想定すれば、

$$\dot{\omega} = (1 - c(\omega))\rho Y, \quad (14)$$

と定式化される。所得 Y の動態は、

$$\dot{Y} = \alpha(C + I - Y), \quad \alpha > 0, \quad (15)$$

を仮定する。ここで、 α ：財市場の調整速度を表すパラメータ、である。

(6)(7)(11)(14)(15)を考慮すれば、金融資産 ω の動態を考慮した動学体系(S_a),

$$\dot{Y} = \alpha[(1 - \rho)Y + c(\omega)\rho Y + I(Y, i(Y, \omega, \bar{H})) + I_0 - Y] \quad (S_a.1)$$

$$\dot{\omega} = (1 - c(\omega))\rho Y \quad (S_a.2)$$

が得られる。動学体系(S_a)のヤコビ行列は、

$$J_a = \begin{pmatrix} \alpha[I_Y + I_i\phi - (1 - c)\rho] & \alpha(c_\omega\rho Y + I_i i_\omega) \\ (1 - c)\rho & -c_\omega\rho Y \end{pmatrix}, \quad (16)$$

であり、

$$\text{trace}J_a = \alpha[I_Y + I_i\phi - (1 - c)\rho] - c_\omega\rho Y \quad (17)$$

$$\det J_a = \alpha[I_Y + I_i\phi](-c_\omega\rho Y) - \alpha I_i i_\omega (1 - c)\rho \quad (18)$$

が得られる。

ここで、以下の仮定 A.1,

$$I_Y + I_i\phi - (1 - c)\rho < 0 \quad (A.1)$$

を置く。この仮定は、財市場は安定的であり、さらに、 $i_Y < 0$ による金融の不安定性は発生していないことを意味している。

以上の想定により、以下の命題 1 が得られる。

命題 1 c_ω が十分小さく、 $i_\omega (= \varphi) < 0$ となる場合、動学体系(S_a)は局所的に不安定となる。 c_ω が十分大きい場合もまた、動学体系(S_a)は局所的に不安定となる。

証明 c_ω が十分小さい場合、 $i_\omega (= \varphi) < 0$ となる可能性がある。そして、(17)(18)より、

$$\text{trace}J_a = \alpha[I_Y + I_i\phi - (1 - c)\rho]$$

$$\det J_a = -\alpha I_i i_\omega (1 - c)\rho$$

が得られる。 $i_\omega (= \varphi) < 0$ の場合、 $\det J_a < 0$ となり、Routh-Hurwitz の条件が満たされない。 c_ω が十分大きい場合、 $\text{trace} J_a < 0$ となり、この場合も Routh-Hurwitz の条件は満たされない。□

命題 1 は、金融資産 ω の増加が利子率 i を引き下げる効果が強い場合、消費を大きく増加させる場合、何れの場合にも経済は不安定化するということを示している。仮定 A.1 より、財市場は安定的に作用している。そして、 $i_Y < 0$ による金融の不安定性は発生していない。命題 1 には、2 つの不安定化効果が含まれている。

第 1 の不安定化効果は、金融資産 ω の増加による利子率 i の下落が発生する場合である。この不安定化メカニズムは、以下のようなものである。ここで、経済は景気の上昇局面（所得 Y の上昇）にあると想定しよう。この時、金融資産 ω が増加し、貨幣需要が減少して利子率 i が下落する。利子率 i の下落は投資 I を促進して、所得 Y はさらに上昇するということである。

$$Y \uparrow \Rightarrow \omega \uparrow \Rightarrow M^d \downarrow \Rightarrow i \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

第 2 の不安定化効果は、金融資産 ω の上昇により、消費 C が増加する場合である。この不安定化メカニズムは、以下のようなものである。ここで、経済は景気の上昇局面（所得 Y の上昇）にあると想定しよう。所得 Y の増加は金融資産 ω を増加させる効果を持つ。しかしながら、金融資産 ω の増加は消費 C を増加させるので、貯蓄を減少、金融資産 ω の増加を抑制する効果を持つ。その結果、第 1 の不安定化効果で見られた金融資産 ω の増加による利子率 i の下落は発生しない。しかしながら、金融資産 ω の増加による消費 C の増加の効果が大きいので、所得 Y はさらに上昇するということである。

$$Y \uparrow \Rightarrow \omega \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

さらに、 c_ω がある程度大きい場合、 $i_\omega (= \varphi) > 0$ となる可能性が高くなる。この場合、以下の命題 2 が得られる。

命題 2 $i_\omega (= \varphi) > 0$ とする。この時、 α を分岐パラメータに選べば、 $\alpha = \alpha_0$ の近傍のある範囲において動学体系(S_a)に非定常的な周期解が存在する。

証明 Appendix

命題 1 は、 $i_\omega (= \varphi) < 0$ となる場合、動学体系(S_a)が不安定となることを示している。金融資産 ω の蓄積により、より貨幣需要が減少（債券需要が増加）すれば、利子率 i が下落して投資 I が増加、景気が拡大するということを示している。景気の拡大（所得 Y の上昇）は、さらに金融資産 ω を増加させる。他方、金融資産 ω の増加は消費 C を増加させる。この効果は金融資産 ω の増加を抑制し、利子率 i を上昇させる効果があるものの、この効果が非常に大きい場合には消費ブームを招き、景気が過熱して経済を不安定化させるということを示している。

命題 2 は、 $i_\omega (= \varphi) > 0$ の場合の、一つの金融的な経済の循環を示している。その循環のメカニズムは以下のようなものである。ここで、経済は上昇局面にあると想定しよう（所得 Y の上昇）。この時、金融資産 ω が増加して、消費 C は増加、所得 Y はさらに増加する。しかしながら、金融資産 ω の増加は、利子率 i を引き上げる効果を持つ。また、所得 Y の上昇もまた利子率 i を引き上げる効果を持つ（ $i_Y < 0$ による金融の不安定性は発生していない。）。利子率 i の上昇は投資 I を抑制するので、所得 Y は減少に転じるということである。

$$Y \uparrow \Rightarrow \omega \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

$$Y \uparrow \Rightarrow \omega \uparrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow \quad (\text{安定化効果})$$

$$Y \uparrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow \quad (\text{安定化効果})$$

命題 2 の循環のメカニズムは、金融資産 ω の増加による消費 C の拡大は早晚利子率 i の上昇を招き、投資 I を抑制して景気の後退（所得 Y の下落）を招くということを示している。消費 C の拡大を持続するためには、金融緩和政策等、利子率 i の上昇を抑制する政策等が必要不可欠であることを命題 2 は示唆している。

また、仮定A.1を見れば分かるように、この循環は、カルドア型循環モデルとは異なり、財市場が安定的である場合に発生するものである¹¹。

II-2. 確信の不安定性

前項の基本モデルでは、確信の不安定性を考慮していない。Ninomiya(2014)では、確信の不安定性を考慮した議論を展開し、二宮・得田(2011)、Ninomiya and Tokuda(2012)では、確信の不安定性を考慮して構造VARモデルを適用した実証分析をおこなっている。ここでは、Ninomiya(2014)を単純化し、確信の不安定性 σ^2 を導入した議論を展開する。

まず、資産家家計の消費 C_R は、

$$C_R = c(\omega, \sigma^2)\Pi = c(\omega, \sigma^2)\rho Y, \quad c_\omega > 0, \quad c_\sigma < 0, \quad (19)$$

と考える。つまり、 $c_\sigma < 0$ は、確信の不安定性 σ^2 が高まれば、消費性向 c が低下するということを意味している。故に、消費関数 C は、

$$C = C_W + C_R = (1 - \rho)Y + c(\omega, \sigma^2)\rho Y, \quad (20)$$

と定式化される。

次に、投資関数 I は、

$$I = I(Y, i, \sigma^2) + I_0, \quad I_Y > 0, \quad I_i < 0, \quad I_\sigma < 0, \quad (21)$$

を想定する。 $I_\sigma < 0$ は、確信の不安定性 σ^2 が高まれば、投資需要 I が抑制されるということを意味している。

貨幣需要関数 M^d 、貨幣供給関数 M^s は、それぞれ、

$$M^d = \delta(\omega, \sigma^2)\gamma(Y, i)\omega, \quad (22)$$

$$\gamma_i < 0, \quad \gamma_Y \geq 0, \quad \delta_\omega < 0, \quad \delta_\sigma > 0,$$

$$M^s = \mu(Y, i, \sigma^2)H, \quad \mu_Y > 0, \quad \mu_i > 0, \quad \mu_\sigma < 0, \quad (23)$$

を仮定する。 $\delta_\sigma > 0$ は、確信の不安定性 σ^2 が高まれば、貨幣需要 M^d が増加するということを意味している。 $\mu_\sigma < 0$ は、確信の不安定性 σ^2 が高まれば、市中銀行の貸付が慎重になり、貨幣乗数 μ が低下するということを意味している。

(20)(21)(22)(23)を(1)に代入して利子率 i で解けば、

$$i = i(Y, \omega, \sigma^2), \quad (24)$$

¹¹ 負債の動態を考慮した Ninomiya(2014)では、財市場が不安定的である場合に循環が発生している。

$$i_Y = -\frac{I_Y - (1-c)\rho + m_Y}{I_i + \delta\gamma_i\omega - \mu_i H} = \phi \gtrless 0,$$

$$i_\omega = -\frac{c_\omega\rho Y + \delta_\omega\gamma\omega + \delta\gamma}{I_i + \delta\gamma_i\omega - \mu_i H} = \varphi \gtrless 0,$$

$$i_\sigma = -\frac{c_\sigma\rho Y + I_\sigma + \delta_\sigma\gamma\omega - \mu_\sigma H}{I_i + \delta\gamma_i\omega - \mu_i H} \gtrless 0,$$

が得られる。 i_Y , i_ω については、前項で議論したものと同様である。

(24)より、 i_σ の符号は、

$$c_\sigma\rho Y + I_\sigma + \delta_\sigma\gamma\omega - \mu_\sigma H \gtrless 0 \Leftrightarrow i_\sigma \gtrless 0 \quad (25)$$

$$c_\sigma < 0, \quad I_\sigma < 0, \quad \delta_\sigma > 0, \quad \mu_\sigma < 0,$$

である。 $i_\sigma > 0$ は、確信の不安定性が低下した場合、利子率 i が低下するということを意味している。例えば、 $i_\sigma > 0$ となるのは、確信の不安定性 σ^2 が低下したとしても、消費 C 、投資 I があまり増加しない場合、確信の不安定性 σ^2 が低下したときに、資産家家計が貨幣保有を大きく減少させ、市中銀行が貸付を大きく増加させる場合等である。他方、 $i_\sigma < 0$ となるのは、確信の不安定性 σ^2 が低下したときに、消費 C 、投資 I が大きく増加する場合、確信の不安定性 σ^2 が低下したとしても、資産家家計が貨幣保有を大きく減少させず、市中銀行が貸付をあまり増加させない場合等である。つまり、 $i_\sigma > 0$ の場合が、金融構造が脆弱的であると考えることができる。

ここで、確信の不安定性 σ^2 を、

$$\sigma^2 = \sigma^2(Y, \omega), \quad \sigma_Y^2 < 0, \quad \sigma_\omega^2 \gtrless 0, \quad (26)$$

と想定する。 $\sigma_Y^2 < 0$ は、所得 Y が上昇すれば、確信の不安定性 σ^2 が低下するということを意味している。また、 $\sigma_\omega^2 > 0$ は、金融資産 ω が増加すれば、確信の不安定性 σ^2 は上昇するということを意味している。例えば、金融資産の増加が、経済に対する確信の状態をより高めるような状況である。逆に、 $\sigma_\omega^2 < 0$ は、金融資産 ω が増加すれば、確信の不安定性 σ^2 は低下するということを意味している。

金融資産 ω の動態は、

$$\dot{\omega} = (1 - c(\omega, \sigma^2))\rho Y, \quad (27)$$

と書き換えることができる。

(15)(20)(21)(24)(26)(27)を考慮すれば、確信の不安定性 σ^2 、金融資産 ω の動態を考慮した動学体系(S_b) ,

$$\dot{Y} = \alpha[(1 - \rho)Y + c(\omega, \sigma^2(Y, \omega))\rho Y + I(Y, i(Y, \omega, \sigma^2(Y, \omega))) + I_0 - Y] \quad (S_b.1)$$

$$\dot{\omega} = (1 - c(\omega, \sigma^2(Y, \omega)))\rho Y \quad (S_b.2)$$

が得られる。

動学体系(S_b)のヤコビ行列は,

$$J_b = \begin{pmatrix} f_{11} & f_{12} \\ f_{21} & f_{22} \end{pmatrix}, \quad (28)$$

$$f_{11} = \alpha[I_Y + I_i(\phi + i_\sigma \sigma_Y^2) - (1 - c)\rho + c_\sigma \sigma_Y^2 \rho Y],$$

$$f_{12} = \alpha[I_i(i_\omega + i_\sigma \sigma_\omega^2) - f_{22}],$$

$$f_{21} = (1 - c)\rho - c_\sigma \sigma_Y^2 \rho Y, \quad f_{22} = -(c_\omega + c_\sigma \sigma_\omega^2)\rho Y,$$

であり、その特性方程式は,

$$\lambda^2 + a_1 \lambda + a_2 = 0, \quad (29)$$

である。ここで,

$$a_1 = -f_{11} - f_{22} \quad (30)$$

$$= -\alpha[I_Y + I_i(\phi + i_\sigma \sigma_Y^2) - (1 - c)\rho + c_\sigma \sigma_Y^2 \rho Y] - f_{22},$$

$$a_2 = f_{11}f_{22} - f_{12}f_{21} \quad (31)$$

$$= \alpha[I_Y + I_i(\phi + i_\sigma \sigma_Y^2)]f_{22} - \alpha[I_i(i_\omega + i_\sigma \sigma_\omega^2)][(1 - c)\rho - c_\sigma \sigma_Y^2 \rho Y],$$

である。

ここでも、仮定 A.1 は満たされると仮定する。つまり、 $i_Y < 0$ による金融の不安定性は発生していないということである。また、ここでは、 c_ω が大きい場合と、十分に小さい場合に分けて検討を行う。そして、 $\sigma_Y^2, \sigma_\omega^2$ がそれぞれ動学体系(S_b)に与える影響を検討する。

II-2.1. c_ω が大きい場合

まず、 c_ω が大きい場合について検討しよう。次節の実証分析でも示すように、このような状況は我が国のバブル経済期を含む前半期に該当すると考えられる。(24)を見れば分かるように、 c_ω が大きい場合には、 $i_\omega (= \varphi) > 0$ となる可能性が

高くなる。しかしながら、 $|\delta_\omega|$ が十分大きくなれば、 $i_\omega < 0$ となることもあり得る。

この場合、以下の命題 3、命題 4 が得られる。

命題 3 $|\sigma_Y^2|$ が大きく、 $|\sigma_\omega^2|$ が十分小さいとする。この時、 $i_\sigma > 0$ ならば、動学体系(S_b)は局所的に不安定である。 $i_\sigma < 0$ かつ c_σ が相対的に小さいならば安定となる。

証明 σ_ω^2 が十分小さいとき、 $f_{22} = -c_\omega \rho Y < 0$ となる。この時、

$$\begin{aligned} a_1 &= -\alpha[(I_i i_\sigma + c_\sigma \rho Y)\sigma_Y^2 + I_Y + I_i \phi - (1 - c)\rho] - f_{22} \\ a_2 &= \alpha(I_i i_\sigma f_{22} + c_\sigma \rho Y)\sigma_Y^2 + \dots \end{aligned}$$

が得られ、

$$\begin{aligned} I_i i_\sigma + c_\sigma \rho Y &\geq 0 \Leftrightarrow a_1 \leq 0 \\ I_i i_\sigma f_{22} + c_\sigma \rho Y &\geq 0 \Leftrightarrow a_2 \geq 0 \end{aligned}$$

である。故に、 $i_\sigma > 0$ ならば $a_1 < 0, a_2 < 0$ となり、Routh-Hurwitz の条件は満たされない。逆に、 $i_\sigma < 0$ かつ c_σ が小さいならば、 $a_1 > 0, a_2 > 0$ となり、Routh-Hurwitz の条件が満たされる。□

命題 4 $|\sigma_Y^2|$ が十分小さく、 $|\sigma_\omega^2|$ が大きいたとする。 $\sigma_\omega^2 > 0$ の場合、動学体系(S_b)は局所的に不安定となる。 $\sigma_\omega^2 < 0$ の場合、動学体系(S_b)の安定性は i_σ の符号に依存する。つまり、 $i_\sigma < 0$ ならば局所的に安定、 $i_\sigma > 0$ ならば不安定となる可能性がある。

証明 $|\sigma_Y^2|$ が十分小さいとき、

$$\begin{aligned} a_1 &= c_\sigma \sigma_\omega^2 \rho Y + \dots \\ a_2 &= -\alpha \rho [(I_Y + I_i \phi) c_\sigma Y + I_i i_\sigma (1 - c)] \sigma_\omega^2 \end{aligned}$$

となる。

故に、 $c_\sigma < 0$ より、 $\sigma_\omega^2 > 0$ の場合、 $a_1 < 0$ となり Routh-Hurwitz の条件は満たされない。 $\sigma_\omega^2 < 0$ の場合、 $a_1 > 0$ である。また、 $I_Y + I_i \phi < 0$ より、 $i_\sigma < 0$ ならば、 $a_2 > 0$ となる。故に、この場合、Routh-Hurwitz の条件が満たされる。 $i_\sigma > 0$ なら

ば, $a_2 < 0$ となる可能性がある。故に, $i_\sigma > 0$ ならば, Routh-Hurwitz の条件が満たされない可能性がある。□

次に, 命題 3, 命題 4 を経済学的に解釈しよう。命題 3 は, $|\sigma_Y^2|$ が十分大きい場合には, 経済の安定性が i_σ の符号, $|c_\sigma|$ の大きさに依存していることを示している。ここで, 所得 Y が上昇する好況局面を想定しよう。このとき, 確信の不安定性 σ^2 は低下し, 利子率 i は下落, 投資 I が促進されて所得 Y はさらに増加するということである。先にも述べたように, $i_\sigma > 0$ は, 確信の不安定性 σ^2 が低下したときに, 資産家家計が貨幣保有を大きく減少させ, 市中銀行が貸付を大きく増加させる場合等に発生する。つまり, 金融構造が脆弱であるということである。我々は, このようなタイプの金融の不安定性を Taylor and O'Connell 型(T/O 型)の金融の不安定性と呼ぶ¹²。また, 確信の不安定性 σ^2 の低下は消費 C を増加させ, 所得 Y を増加させる。これらの 2 つの不安定効果により, 経済は不安定化する。

$$Y \uparrow \Rightarrow \sigma^2 \downarrow \Rightarrow i \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

$$Y \uparrow \Rightarrow \sigma^2 \downarrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

他方, 確信の不安定性 σ^2 の低下が利子率 i を上昇させる場合($i_\sigma < 0$)には, 投資 I が抑制され所得 Y は下落する。このような安定化効果が相対的に大きい場合には, 経済が安定化するということである。

命題 4 の $\sigma_\omega^2 > 0$ の場合, 金融資産 ω の増加により, 確信の不安定性 σ^2 が上昇する。確信の不安定性 σ^2 の上昇は消費 C を抑制するので, 金融資産 ω をさらに増加させる。

$$\omega \uparrow \Rightarrow \sigma^2 \uparrow \Rightarrow (C \downarrow) \Rightarrow \omega \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

¹² 所得 Y の上昇が確信の不安定性 σ^2 の低下を導くと考えれば, $i_Y < 0$ による金融の不安定性もまた T/O 型の金融の不安定性である。

命題4の $\sigma_\omega^2 < 0$ の場合、例えば、 $i_\sigma > 0$ は、確信の不安定性 σ^2 が低下したときに、資産家が貨幣保有を大きく減少させ、市中銀行が貸付を大きく増加させる場合等に発生する。所得 Y が上昇による金融資産 ω の増加は、確信の不安定性 σ^2 を低下させる。この時、 $i_\sigma > 0$ ならば、利子率 i もまた下落し、投資 I を促進して所得 Y はさらに増加するということである。

$$Y \uparrow \Rightarrow \omega \uparrow \Rightarrow \sigma^2 \downarrow \Rightarrow i \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

$i_\sigma < 0$ の場合は、逆のメカニズムが働き、経済は安定化するということである。

II-2.2. c_ω が十分小さい場合

次に、 c_ω が十分小さい場合を検討しよう。このような状況は、バブル経済崩壊後の後半期に該当すると考えられる。先にも述べたように、この場合には、 $i_\omega < 0$ となる可能性がある。この場合、以下の命題5、命題6が得られる。

命題5 $|\sigma_Y^2|$ が大きく、 σ_ω^2 が十分小さいとする。この時、 $i_\omega < 0$ ならば、動学体系(S_b)は局所的に不安定である。

証明 c_ω が十分に小さく、 $i_\omega < 0$ とする。 $|\sigma_Y^2|$ が大きく、 σ_ω^2 が十分小さいとき、

$$a_2 = -\alpha l_i i_\omega (1 - c)\rho + \alpha c_\sigma \sigma_Y^2 \rho Y < 0$$

が得られる。故に、この場合、Routh-Hurwitzの条件は満たされない。□

命題6 $|\sigma_Y^2|$ が十分小さく、 $|\sigma_\omega^2|$ が大きいとする。この時、動学体系(S_b)の安定性は、 i_σ の符号に依存する。すなわち、 $i_\sigma > 0$ ならば不安定、 $i_\sigma < 0$ ならば安定となる。

証明 $|\sigma_\omega^2|$ が大きいとき、 $f_{22} = -c_\sigma \sigma_\omega^2 \rho Y < 0$ となる。 $|\sigma_Y^2|$ が十分小さいとき、

$$a_1 = -\alpha [l_Y + l_i \phi - (1 - c)\rho] - f_{22} > 0$$

が得られる。また、

$$a_2 = -\alpha l_i i_\sigma \sigma_\omega^2 (1 - c)\rho + \dots$$

である。故に、 $|\sigma_\omega^2|$ が大きいとき、 $i_\sigma < 0$ ならば $a_2 > 0$ となり、Routh-Hurwitz の条件が満たされる。逆に、 $i_\sigma > 0$ ならば $a_2 < 0$ となり、Routh-Hurwitz の条件が満たされない。□

まず、命題 5 を経済学的に解釈しよう。ここで、所得 Y が下落する不況局面を想定しよう。この時、確信の不安定性 σ^2 が上昇する。確信の不安定性の上昇は消費を抑制する。また、景気の低迷は金融資産 ω の増加を抑制し、利子率 i が上昇、投資 I が抑制されてさらに景気は低迷するとうことである。このような状況は、1990 年代後半以降の日本経済に該当すると思われる。

次に、命題 6 を経済学的に解釈しよう。ここで、所得 Y が上昇する景気上昇局面を想定しよう。この時、金融資産 ω は増加し、その増加は確信の不安定性 σ^2 を低下させる。この時、 $i_\sigma > 0$ ならば、利子率 i もまた下落し、投資 I を促進して所得 Y はさらに増加するということである。

$$Y \uparrow \Rightarrow \omega \uparrow \Rightarrow \sigma^2 \downarrow \Rightarrow i \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (\text{不安定化効果})$$

逆に、 $i_\sigma < 0$ の場合には、確信の不安定性 σ^2 が低下したとしても、利子率 i は下落しない。つまり、景気の過熱は抑制されるということである。

Ⅲ. 実証分析

前節までの議論は、表 1 のようにまとめることができる。すなわち、実証分析対象となる主要変数は、所得、消費、利子率、金融資産、確信の不安定性であり、これに経済学的解釈で考察対象となった投資を加えた 6 つの変数ということになる。理論分析におけるマクロ経済の動学体系が安定的か不安定的かという相対立する主張は、それぞれの想定の下では妥当であるとする。それ故、どちらが実体経済を忠実に体現しているかは、データによって客観的に検証すべきであろう。実証分析ではこれら変数に関するデータセットを準備したうえで、多変量分析の一種である VAR モデル(Vector Auto Regression)を推計する。具体的

には、同時点係数行列にリカーシブな制約を付すことで、各変数独自のショック波及分析を行いやすいような構造 VAR モデルを用いる。

日本経済のマクロデータを用い、1980年から2016年までを本分析におけるサンプル期間とする。分析期間が長期にわたるため、期間中に経済構造の変化が起こった可能性を考慮すべきであろう。それ故、確信の不安定性が一定の閾値に達した際に経済構造の変化が生じると仮定する。分析期間を前半期と後半期の2期間に分けて推計し、それぞれについてシステムの安定性を理論分析の命題と照らし合わせつつ検証する。

表1 II-2節における命題の整理

c_ω が大きい場合	$ \sigma_Y^2 $	$ \sigma_\omega^2 $	i_σ	i_ω	(S_b)
命題 3a	大	小	正	(正)	不安定
命題 3b	大	小	負	(正)	安定 (但し, c_σ が小)
命題 4 : $\sigma_\omega^2 > 0$	小	大		(正)	不安定
命題 4 : $\sigma_\omega^2 < 0$	小	大	正	(正)	不安定
命題 4 : $\sigma_\omega^2 < 0$	小	大	負	(正)	安定
c_ω が小さい場合					
命題 5	大	小		負	不安定
命題 6a	小	大	正	(負)	不安定
命題 6b			負	(負)	安定

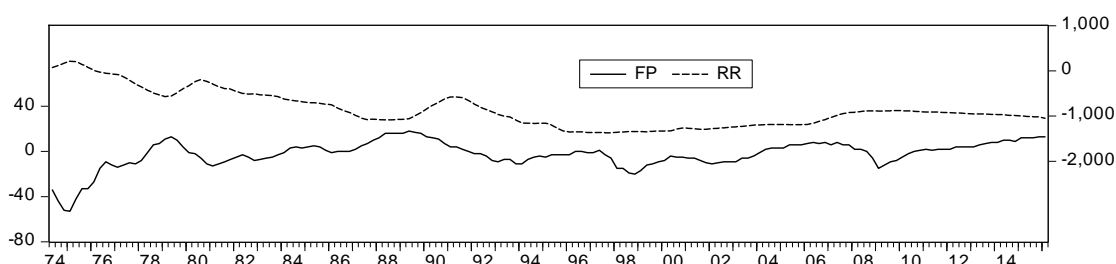
III-1 「確信の不安定性」定量化

実証分析における主要変数の一つである確信の不安定性 σ^2 はもとより観測不可能なため、実証モデルに導入するためには何らかの代理変数を用いる必要がある。そこで本稿では木村・藤田(1999)にならい、ボラティリティ変動モデルの一種である GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity) モデルを援用したうえで不安定性を定量化する。 σ^2 を抽出する元となる指標は、センチメント指標として観測期間が最も長い日銀短観 DI (Diffusion Index) とする。その中でも、回答企業の借入金利水準についての判断を示す借入金利水準 DI と、回答企業の手元流動性水準、金融機関の貸出態度、資金の回収・支払条件などを総合した資金繰りについての判断を示す資金繰り判断 DI の2指標

を取り上げ、それらの定常パターンからのズレを確信の不安定性として定義付けることとする。この不安定性の定量化は、本分析で用いるデータを提供するための副分析と位置づける。サンプル期間はDIの観測始期にあたる1974年第2四半期から2016年第1四半期までとする(以降2016Q1のように表現する)。

まず、両指標の長期的推移を図1で視覚的に確認する。図1によれば、少なくとも1990年代初頭までは、市中銀行からの借入金利水準判断は資金繰り判断と強い負の関連性を有しているように見える。実際に相関係数で確認すると、1991年までは-0.87で強い負の関係にあったものが、以降では0.39となり弱い正の関係に変わっている。

図1 資金繰り判断DIと借入金利水準DIの推移



※FP：資金繰り判断DI, RR：借入金利水準DIの累積値

データ出所 日本銀行

すなわち、企業にとって資金繰りが切迫(容易)であると判断した場合、借入金利が高い(低い)と判断する企業が多いことを示唆している。このことを回帰モデルにより定量的に把握する。ここでは単純化のために、任意の時点における借入金利水準DIの累積値は資金繰りDIと線形関係があると仮定する。つまり、

$$RR_t = \alpha_0 + \alpha_1 FP_t + \alpha_2 FP_{t-1} + \alpha_3 \text{trend}_t + \mu_t \quad (32)$$

と表せるものとする。ここで、 RR_t は借入金利水準判断DIの累積値、 FP_t は資金繰り判断DI、 trend_t はトレンド項、 μ_t は誤差項、 α_i ($i=1, 2, 3$)はパラメータである。

(32)は、企業の借入金利水準に関する判断と、(前期値を含む)資金繰りに対する判断との関連性を、コントロール変数であるトレンド項を加えた線形関係で

示したものである。誤差項 μ_t は資金繰り判断以外の攪乱的・不規則的な要因を表し、その分散は借入金利水準に関する不確実性を表現することから、本質的に不均一であると想定し、 σ_t^2 とする。すなわち誤差項の分散の拡大は、資金繰り判断では説明できない何らかの要因により、金利水準に対する判断が大きく左右されるようになることを意味し、これを我々は経済の確信の不安定性が拡大したと解釈する。

推計期間は、日本銀行によりゼロ金利政策、量的緩和政策、量的質的緩和政策が実施された期間が含まれるため、この点について若干付言しておく。短期政策金利がゼロの下限に張り付いたとしても、本稿で扱う国債利回りは中・長期金利に属するため、短期金利に比べ十分高いレベルにあると考えられる。また当然のことながら、当該 DI は短期金利がゼロ金利であるという状況を織り込んだうえでの借入金利水準判断であり資金繰り判断である。それ故、さらにゼロ金利ダミー等の政策ダミーを加えた場合には効果要因の重複問題が発生し、適切な関係性を歪めてしまう恐れがある。したがって、本稿では誤差項にゼロ金利政策等により派生する政策ショックは含まれないとするシンプルなモデルを採用している。

(32)の誤差項の分散は、きわめてセンチメントに依存するものと考えられる。従って時間を通じて一定ではなく、金融システム自体に対するショックのようにいったん大きなショックが加わると、誤差項の分散は継続的に拡大あるいは縮小する傾向があると考えるのが妥当であろう。そこで、こうした誤差項の分散の不均一性をモデル化するために、以下のような GARCH(1, 1)モデルを採用する。

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \beta_0 + \beta_1 \mu_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 \\ \mu_t | \text{Info}_{t-1} &\sim N(0, \sigma_t^2) \end{aligned} \quad (33)$$

ここで、 β_i ($i=0,1,2$) はパラメータであり、 Info_{t-1} は $t-1$ 期において利用可能な情報セットを示す。

μ_t の条件付分布に正規性を仮定することで、条件付分散 σ_t^2 が過去のショック μ_{t-1} に依存するような不均一性を仮定する。こうした GARCH(1, 1)モデルにより推計された金融不安定要因は以下で示される。

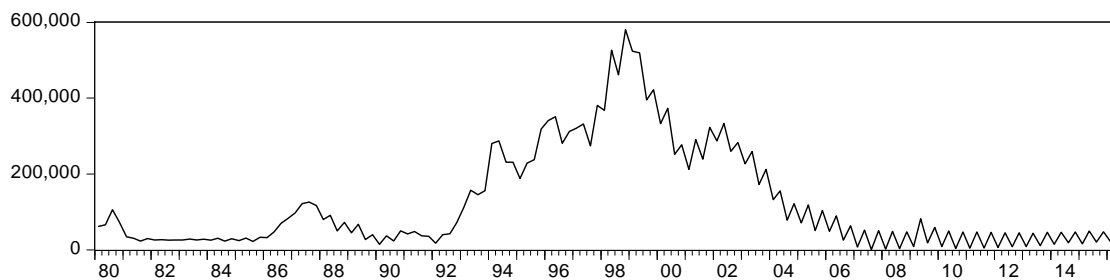
$$\begin{aligned}
RR_t = & -476.18 - 8.38FP_t - 5.33FP_{t-1} - 2.93trend_t + \mu_t \\
& (-10.96) \quad (-8.48) \quad (-5.07) \quad (-7.52)
\end{aligned}
\tag{34}$$

$$\begin{aligned}
\sigma_t^2 = & 50367 + 1.44\mu_{t-1}^2 - 0.98\mu_{t-1}^2 \\
& (3.63) \quad (1.81) \quad (-40.10)
\end{aligned}$$

* 推計期間 1974Q2 ~2016Q1, ()内はz値

推計結果をみると、ほぼ全てのパラメータは1%水準で有意となり、唯一満たさなかった前期ボラティリティ情報項 μ_{t-1}^2 も 10%水準では有意と判断された。このようにして推計された借入金利水準判断 DI の条件付き分散 σ_t^2 をプロットしたのが図 2 である。図によれば、1980年代を通じて低位安定していたものが、1990年代中頃から急激に拡大し、1998年にピークをつけた後は2000年代中頃にかけてゆっくり低下している。また、アメリカのサブプライムショックに端を発する急激な景気後退が顕在化した2009年頃にはわずかに拡大したものの、そのボリュームは1990年代末期に比べると極めて小さいものである。我々はこの σ_t^2 を、センチメントのボラティリティより導かれたものとして考え、以降より確信の不安定性の代理変数とする（略して確認の不安定性と称する）。その上で、この変数を他のマクロ経済変数と共に VAR モデルに組み込み推計する。

図 2 条件付き分散 σ_t^2



尚、理論的には、経済全体として認知・共有される確信の不安定性 σ_t^2 は、借り手・貸し手が各々の立場で受け取り解釈されるものである。他方で、実証分析においては貸し手のセンチメントをとらえる適切かつ長期的な時系列データが存在しない。そのため本稿では情報の非対称性がないあるいは非常に小さい

という前提に立ち、資金繰りに関する借り手のリスクは債務不履行に関する貸し手のリスクと表裏一体になると考えている。

このような金融に関するセンチメントから抽出された大きな変動は、企業の流動性選好上昇と共に資金ポジションに大きな変化をもたらし、金融から実体経済へのトランスミッションに関わる構造変化を促すであろう。そこで、III-3節では定量化した σ^2 を確信の不安定性と見立てたうえでVARモデルに取り込み、期間を1998Q4で2分割して推計する。分割の境界は先の相関係数による指摘、定量化した確信の不安定性の増大時期及びサンプル数確保の観点から判断した¹³。

表1より、 c_ω すなわち消費の（金融）資産効果の大きさが、その後の動学体系の安定性に深く関わってくる。そのために、ここでサブサンプル毎に確認しておくことが良いだろう。(19)式に従うと、消費 C_R は金融資産 ω と確信の不安定性 σ^2 に依存する。関数形は一般的なコブダグラス型の消費関数とし、OLS推計により金融資産の限界効果（このモデルでは弾力性）を確認した。結果は表2に示される。

表2 消費関数の推計結果

被説明変数:消費 C_R				
推計期間	金融資産 ω	不安定性 σ^2	定数項	$\overline{R^2}$
1980Q1~1998Q4	0.248 (9.35)	0.089 (8.34)	7.996 (23.74)	0.744
1999Q1~2016Q1	0.040 (2.49)	-0.015 (-6.94)	12.284 (65.21)	0.482

※カッコ内は t 値を示す。

後半期（1999Q1~2016Q1）の $\overline{R^2}$ が若干低いものの、これは通常消費関数に含まれる所得やラグ項がモデルに含まれていないためであろう¹⁴。但し、各パラメータの個別有意性に関しては、 t 値を見る限り非常に高いものとなっている。金融資産のパラメータを比較すると、後半期は前半期の1/6に満たないボリュ

¹³ σ_1^2 自体内生変数であるが、一度不安定化したことがトリガーとなり経済の構造を変えてしまった可能性を考慮している。

¹⁴ 本節ではあくまでも理論分析との整合性を保持するために、あえて含めていない。

ームとなっている。この結果をもって、 c_{ω} についてはⅡ-2節で分析した分類によると、命題3あるいは命題4が前半期、命題5あるいは命題6が後半期の構造的特徴をそれぞれ示している可能性がある。以下では、同様に推計期間を分割したうえで、各サブサンプルによる推計結果を確認し、時期によって日本経済がどの命題に最も合致していたのか、またマクロ経済の安定性はどのようなものだったのか検証する。

Ⅲ-2 VARモデルとデータ

VARモデルの中核となるマクロ経済変数は、理論分析に準じ、所得 Y_t 、投資 I_t 、利子率 i_t 、金融資産 ω_t および前節で定量化した確信の不安定性 σ_t^2 の5変数とする¹⁵。前節で用いた日銀短観DIや消費を含めた各変数、及びⅢ-4節の追加検証で扱う株式の具体的なデータの出所はまとめて表3に記されている。

表3 使用データ一覧

変数名	使用データ	単位	出所
Y :所得	国民総所得(GNI、実質季節調整値)	10億円	内閣府
C_R :消費	家計最終消費支出(実質季節調整値)	10億円	内閣府
I :投資	民間部門住宅、企業設備、在庫増加の合計	10億円	内閣府
i :利子率	9年債国債利回り	%	財務省
ω :金融資産	資産のうち家計(個人)保有の貨幣および債券	10億円	日本銀行
s :株式資産	資産のうち家計(個人)保有株式	10億円	日本銀行
	GDPデフレーター(季節調整値)	(2005年=100)	内閣府
σ^2 : 確信の不安定性	借入金利水準判断DI		日本銀行
	資金繰り判断DI		日本銀行

データセット構築に際しては、いくつかの留意点がある。まず、国民総所得、投資の各項目、およびGDPデフレーターは、現行基準(2005年基準)の国民経済計算体系では1994年以降しか公表されていない。ただし、内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部より、GDP支出系列について簡易な遡及方法により1980

¹⁵ 理論分析にある消費を直接VARモデルに含めなかったのは、所得との多重共線性を回避するためである。そのため、Ⅲ.1節の事前分析で活用した。

年までの参考系列が公開されているので、1994年以前についてはこちらのデータを用いて接続している¹⁶。

利子率は、理論分析を鑑みれば実質利子率を用いるべきであろう。また、銀行貸出金利は長期国債利回りに連動しているため、代表指標である10年国債利回りのデータを用いるべきであろう。但し、データが1986年以降しか存在しないため、最も10年国債に近い9年債利回りを採用した。

金融資産の時系列データは日本銀行の資産循環統計を確認すれば明白であるが、定義をどう設定するかで幾通りものデータ系列が作成可能である。本稿では理論分析との整合性を重視し、「家計」保有の貨幣および債券のみを金融資産と定義づける。但し、この指標も現行基準による系列は1997年からとなっている。そこでそれ以前の系列は「個人」保有のものを充てている。

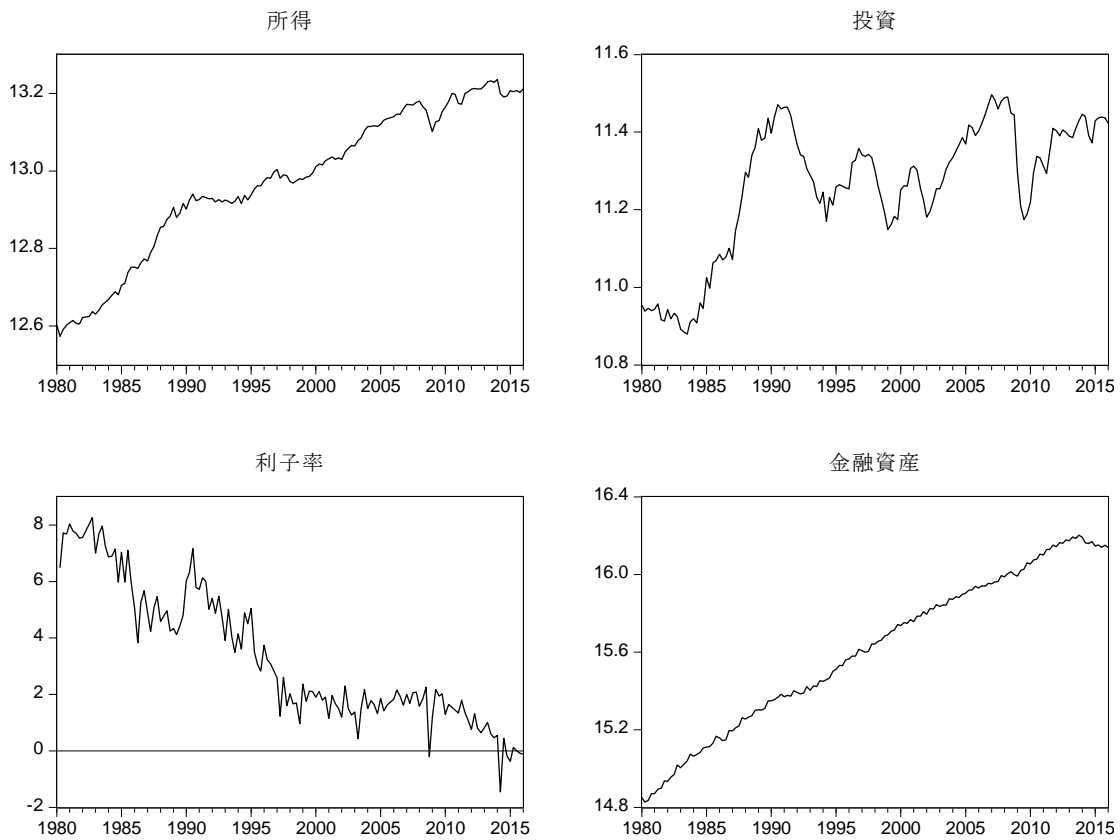
国民総所得、各種投資合計、貨幣・債券保有合計はGDPデフレーターにより実質化させたいうで対数をとった。また、国債利回りもGDPデフレーターから算出した現実のインフレ率を期待インフレ率とみなして実質利子率化させた。このような処理を施したデータを、本稿ではそれぞれ所得、投資、利子率、金融資産と称して以降の推計に用いていく。

推計に先立ち、これら4変数の1980年からの推移を図3より視覚的に確認する。所得および金融資産は一貫した増加トレンドを有している。他方で、利子率は低下トレンドである。日本銀行は2016Q1よりマイナス金利政策を採用したが、実質利子率ベースではそれより早く2008Q4に1期のみであるがマイナス金利をつけている。そして2015年以降では、ほぼ断続的にマイナス圏に入っている。投資はバブル生成から崩壊までの1980年代中頃から1990年代初頭にかけて急激な伸びを示しているものの、それ以降はもみ合い状態が続いている。尚、確信の不安定性の動態については、前節で詳説済みである。

図3より、所得と金融資産には高い相関性が確認できた。あまり相関が高いと多重共線性が発生し、推計した係数の有意性が確認できなくなる恐れがある。そのため、1998年で分けたサブサンプル毎に各変数の相関行列を確認したところ、最も高い相関を示したのがやはり所得と金融資産であった(表4)。VIF(分

¹⁶ 平成17年(2005年)基準支出系列簡易遡及
http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/sonota/kan-i/kan-i_top.html

図3 各変数の推移



※利子率を除き、対数変換している。

散拡大要因)を調べたところ、前半期で16.1、後半期で11.6といずれも多重共線性が疑われる目安である10を若干上回っていたため、問題がないとはいえない。ただし、理論分析との整合性を保つためにも、全く異なる定義のデータを用いるのは望ましくない。そのため、両変数の推計値に関しては多重共線性の存在に留意しつつ分析を進めることとする。尚、Ⅲ-4節では追加検証として、家計(個人)金融資産として株式保有額を充てたデータを用いて、VIFを10以下とし多重共線性を回避させた分析を行っている。

表4 VARモデル使用変数の相関行列

	所得	投資	利子率	金融資産
所得	1	0.901 0.728	-0.818 -0.506	0.968 0.956
投資		1	-0.600 -0.378	0.778 0.566
利子率			1	-0.878 -0.599
金融資産				1

※上段は1980Q1～1998Q4について、下段は1999Q1～2016Q1についての相関係数を示す。

次に、各変数、各サブサンプル共に変数の定常性の観点からADF検定による単位根検定を行った。モデルは先の視覚的確認より、トレンドと定数項の付加されたものを使用した。その結果、おおよそ全変数で階差定常すなわち $I(1)$ であることが確認された。次に、共和分の存在を確認するために、Johansenの共和分検定（最大固有値検定）をいくつかのモデルを想定して行った。しかしながら、共和分の関係を強く支持する結果は見いだされなかった。したがって、以下の推計では差分処理を施した変数を使用する。

推計対象となる構造VARモデルは以下のように示せる。

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{x}_t = \mathbf{c} + \mathbf{A}(\mathbf{L}) \mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \mathbf{D})$$

$$\mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta I_t \\ \Delta i_t \\ \Delta w_t \\ \Delta \sigma_t \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{It} \\ \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{wt} \\ \varepsilon_{\sigma t} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{D} = E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \begin{bmatrix} \nu_y^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \nu_I^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \nu_i^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \nu_w^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \nu_\sigma^2 \end{bmatrix} \quad (35)$$

$$\mathbf{A}_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{ly} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{iy} & a_{il} & 1 & 0 & 0 \\ a_{wy} & a_{wl} & a_{wi} & 1 & 0 \\ a_{\sigma y} & a_{\sigma l} & a_{\sigma i} & a_{\sigma w} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A}_k = \begin{bmatrix} a_{yy,k} & a_{yl,k} & a_{yi,k} & a_{yw,k} & a_{y\sigma,k} \\ a_{ly,k} & a_{ll,k} & a_{li,k} & a_{lw,k} & a_{l\sigma,k} \\ a_{iy,k} & a_{il,k} & a_{ii,k} & a_{iw,k} & a_{i\sigma,k} \\ a_{wy,k} & a_{wl,k} & a_{wi,k} & a_{ww,k} & a_{w\sigma,k} \\ a_{\sigma y,k} & a_{\sigma l,k} & a_{\sigma i,k} & a_{\sigma w,k} & a_{\sigma\sigma,k} \end{bmatrix} \quad (\mathbf{k} = 1, 2).$$

ここで、 \mathbf{x}_t は内生変数ベクトル、 \mathbf{A}_0 は同時点係数行列、 \mathbf{A}_i は各時点の係数行列、 \mathbf{c} は定数項ベクトル、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ はイノベーションベクトル、 \mathbf{L} はラグオペレータである。構造形イノベーションベクトル $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の各要素は完全に独立し互いに影響を与えない構造ショックを示すものとする。それ故、分散協分散行列 \mathbf{D} は対角行列となる。同時性バイアスを避けるために、(35)は以下の誘導形に変形させる。

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_t &= \mathbf{k} + \mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{x}_t + \mathbf{u}_t, \quad \mathbf{u}_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \sum_{\mathbf{u}}) \\ \mathbf{k} &= \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{c}, \quad \mathbf{B}_k = \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{A}_k \quad (k = 1, 2) \\ \mathbf{u}_t &= \mathbf{A}_0^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t \Rightarrow E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \sum_{\mathbf{u}} = \mathbf{A}_0^{-1}E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t')(\mathbf{A}_0^{-1})' \end{aligned} \quad (36)$$

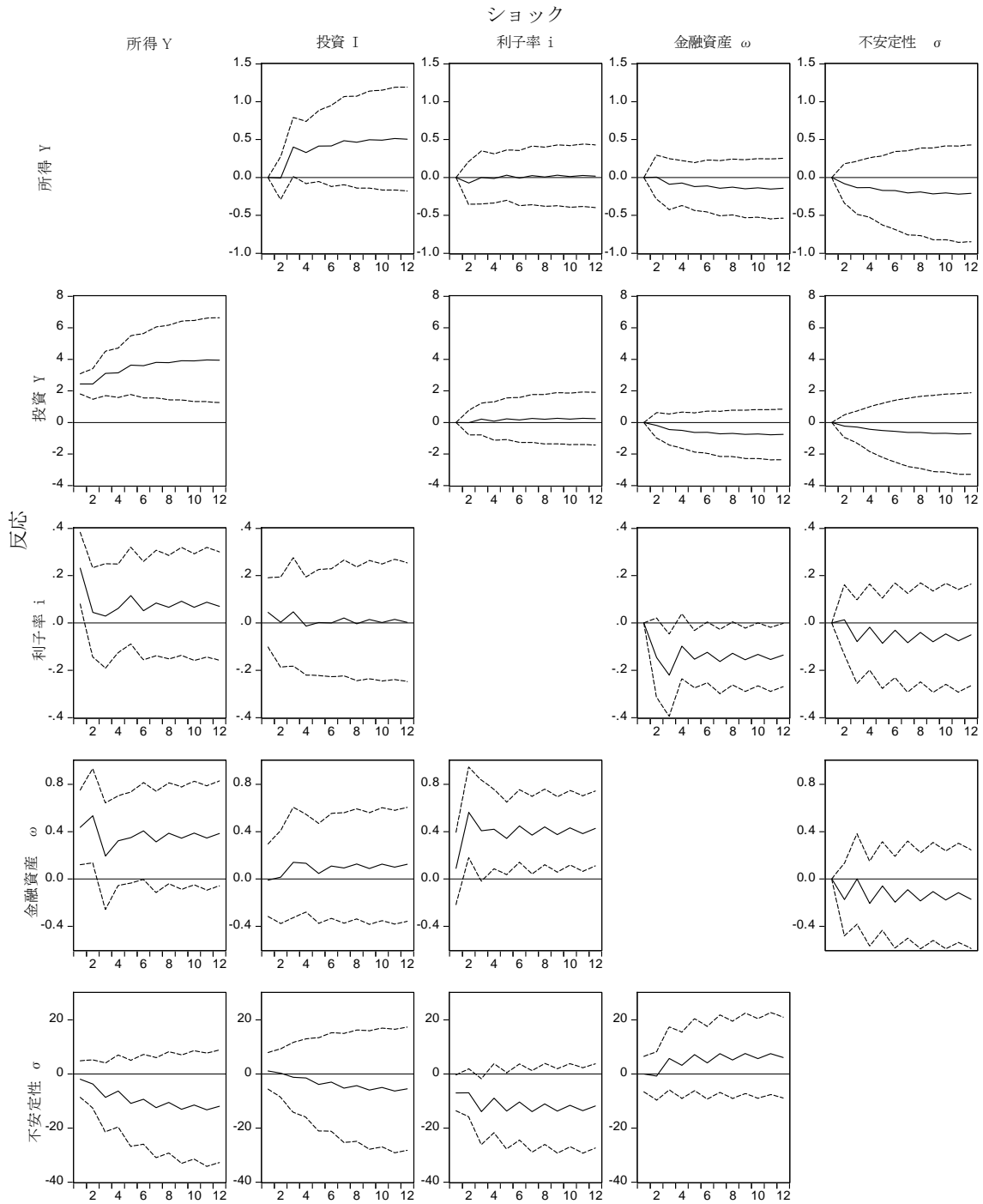
誘導形イノベーションベクトル $\mathbf{u}_t = [u_{yt} \ u_{ft} \ u_{it} \ u_{wt} \ u_{\sigma t}]$ は構造形イノベーションベクトル $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の線形関数になっており、通常相関している。そのため分散共分散行列 $\sum_{\mathbf{u}}$ は比対角行列の各要素が非ゼロになる。そのため本モデルでは構造形変換のための識別条件として 10 個の制約が必要となり、 \mathbf{A}_0 には 10 個のゼロ制約が付されている。これは Sims(1980)にあるような、同時点の変数間依存関係が順次拡大していくというリカーシブ(recursive)な同時点制約である。

VAR モデルのラグ次数について、本来は AIC(Akaike's Information Criterion)あるいは SBIC(Schwarz's Bayesian Information Criterion)等の各種情報量基準により判断すべきである。ただし、本推計ではサブサンプルに分割することでサンプル数が限られている上に、VAR モデルのパラメータ数は $5 + 25k$ (k はラグ次数)となるために、安易なラグ次数の増加は深刻な自由度不足を招いてしまう。そこで、先験的観点からラグ次数を 2 に抑え、半年前までの情報を考慮することとした。

III-3 推計結果

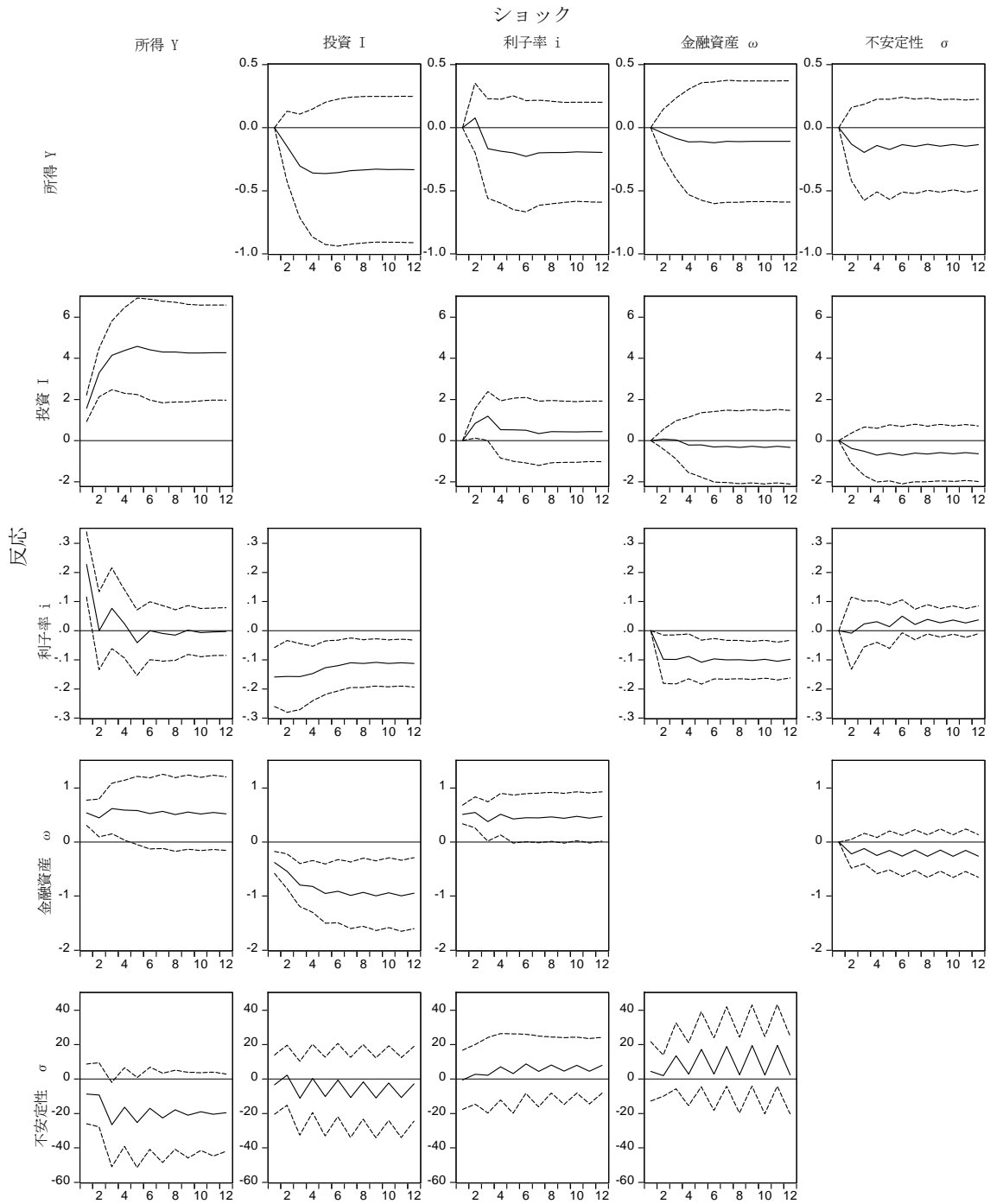
推計した構造 VAR モデルの各方程式パラメータの有意性やあてはまりの程度を、個別に検証するのはあまり意味がない。それよりも、得られたパラメータに基づき、構造的ショックを与えることで、各変数のインパルス反応関数を確認するほうが、より理論分析で得られた結論の検証に有益であろう。インパルス反応関数は、前半期、後半期のものとしてそれぞれ図 4、図 5 で示される。

図 4 インパルス反応：前半期 1980Q1～1998Q4



※実線は各構造ショックのインパルス反応（点推定値），点線は±2標準誤差バンドを示す。

図 5 インパルス反応：後半期 1999Q1～2016Q1



※実線は各構造ショックのインパルス反応（点推定値），点線は±2 標準誤差バンドを示す。

ある内生変数に対するショック（構造イノベーション）は，その内生変数のみならず VAR モデルのダイナミックなラグ構造によって他の内生変数にも影響

を及ぼす。インパルス反応関数を利用することにより、内生変数の当期ショックに対する効果と共に将来の値をトレースできる。

全ての内生変数の反応に言及するには紙幅が足りないため、ここでは主として表1でまとめた条件に基づき、理論分析での動学安定性に関わる項目に焦点をあてる。

III-1節での消費関数推計で、 c_{ω} が大きい、すなわち命題3については、前半期が該当する可能性を指摘した。そこで前半期のインパルス反応の σ_y^2 を確認すると、有意性は低いものの全期間を通じて負値を示していることが分かる。絶対的に大きいか小さいかは、比較対象の後半期と比べてもほぼ同値であるため判断が難しいが、同行の他の構造ショックによる反応の中では利子率ショックに対する反応と並び、大きな下落を示している。これらから σ_y^2 は大きいと判断できるだろう。また、 σ_{ω}^2 は3期以降正值を示しているものの絶対的な大きさは小さく、有意でもない。 i_{ω} については、負値を示しており、その絶対値は後半期よりも大きい。 c_{ω} が大きい場合、 i_{ω} は正值をとる可能性が高くなるが、 $|\delta_{\omega}|$ が十分大きくなれば、 $i_{\omega} < 0$ となる可能性もある。

ここまでの条件を確認すると、命題3abの何れかに該当するが、 i_{ω} に関しては有意性が低いもののほぼ全期間を通じて負値となっている。したがって各反応を勘案すると、我が国の前半期におけるマクロ経済は命題3b、すなわち安定的な経済構造に合致する蓋然性が高いといえる。しかしながら、 i_{ω} については、負値を示しており、その絶対値も大きいことから、前半期では命題1で述べた不安定化効果が内在していたことが推察される¹⁷。

他方で、 c_{ω} が十分に小さい、すなわち命題5、命題6については、後半期が該当する可能性を指摘した。そこで後半期のインパルス反応の σ_y^2 を確認すると、3期目あたりからほぼ有意に負値を示していることが分かる。絶対的に大きいか小さいかは、比較対象の前半期と比べるとやや大きく、同行の他の構造ショックによる反応の中でも最も大きな値を示している。これらから σ_y^2 は大きいと判断してもよいだろう。また、 σ_{ω}^2 は点推定値こそ正值を示しているものの有意と

¹⁷ 前半期におけるバブル経済期の期間は非常に短く、バブル経済期が安定的な経済構造であったと結論付けるのは早計である。

はいえない。また、 i_{ω} については負値を示している。 i_{ω} は5期あたりまで有意性は確認できないが、それ以降はほぼ有意に正となっている。

これらの各反応を勘案すると、我が国の後半期におけるマクロ経済は、命題5に該当する可能性が高く、不安定的な経済構造であったと結論付けることができるであろう。但し、 i_{ω} については負値を示しているが、その絶対値は前半期に比べ小さいことから、命題1で指摘した不安定化効果は小さく、 c_{ω} が小さいことによるものであると推察される。

III-4 追加検証

III-2節の相関分析からは、所得と貨幣・債券を含む金融資産データには多重共線性の存在が疑われていた。そこで本節では、理論分析では想定されていないが、金融資産を家計（個人）の保有株式と定義付け、株式資産Sとする。そして、III-3節と同様の分析を行う¹⁸。この場合、所得と株式資産との相関は0.57に低下しVIF基準も十分満たすものであった。

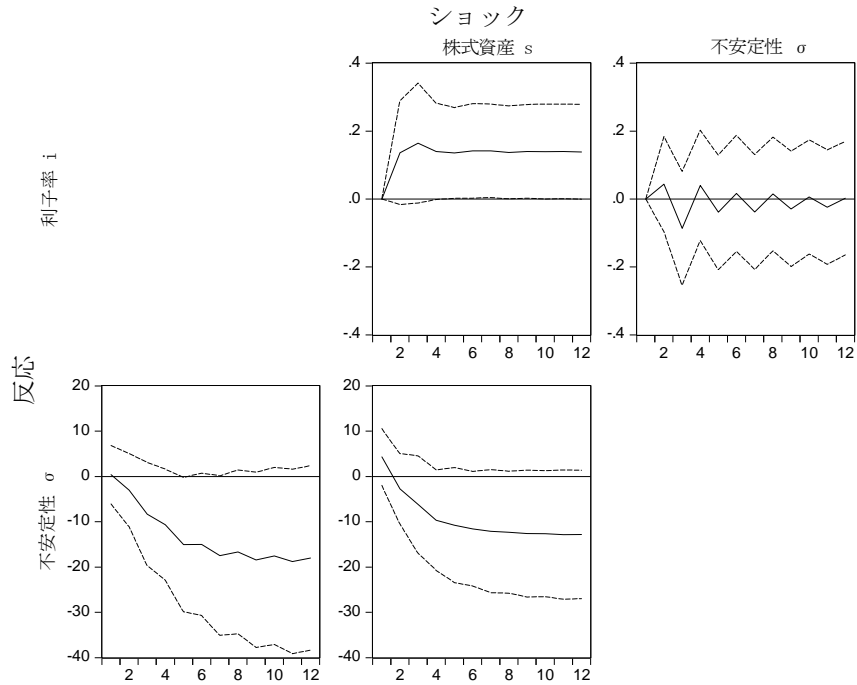
推計した構造VARモデルから得られたパラメータに基づき、インパルス反応を確認した。ここでは、表1で示されるように、動学体系の安定性に重要な影響を及ぼす変数の反応にのみ焦点をあて、その他のインパルス反応は省略している。

III-1節での消費関数推計で、 c_{ω} が大きい、すなわち命題3あるいは命題4については、前半期が該当する可能性を指摘した。そこで前半期のインパルス反応の σ_y^2 を確認すると、5期目あたりからほぼ有意に負値を示していることがわかる。絶対的に大きい小さいかは、比較対象の後半期と比べてもほぼ同値であるため判断が難しいものの、同行の他の構造ショックによる反応の中では最も大きな下落を示している。これらから σ_y^2 は大きいと判断できるだろう。また、 σ_s^2 は初期時点こそ正値を示したものの、4期目以降はほぼ有意に負値を示している。ただし、上述のように絶対値の比較では σ_y^2 より小さい。ここまでの条件を確認すると、命題3abの何れかに該当しているが、最後の条件 i_{ω} に関しては点推定値においても正負を判断できない反応となっている。したがって各反応

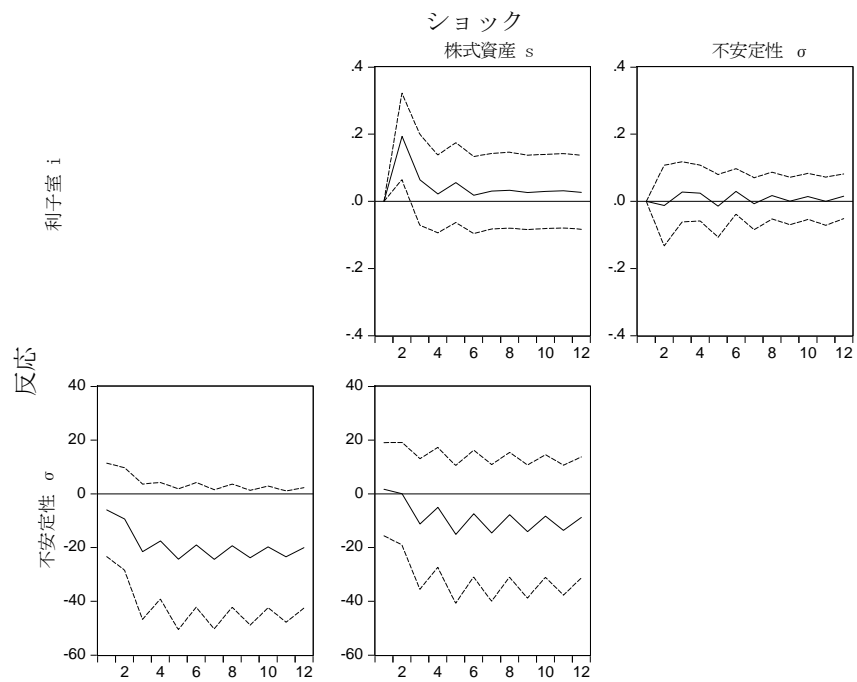
¹⁸ データの出所については、表3を参照。このような側面を考慮した理論分析もまた今後の検討課題である。

図6 インパルス反応（追加検証）

前半期：1980Q1～1998Q4



後半期：1999Q1～2016Q1



※実線は各構造ショックのインパルス反応（点推定値），点線は±2標準誤差バンドを示す。

※金融資産は家計（個人）の保有株式としている。

を勘案すると、我が国の前半期におけるマクロ経済が安定的な経済構造か否かは、今回用いたモデルからは判断できないと結論付けることができよう。

他方で、 c_o が小さい、すなわち命題5、命題6については、後半期が該当する可能性を指摘した。そこで後半期のインパルス反応の σ_y^2 を確認すると、3期目あたりからほぼ有意に負値を示していることがわかる。絶対的に大きいか小さいかは、比較対象の前半期と比べてもほぼ同値であるため判断が難しいものの、同行の他の構造ショックによる反応の中では最も大きな下落を示している。これらから σ_y^2 は大きいと判断してもよいだろう。また、 σ_s^2 は点推定値こそ負値を示しているものの有意とは言えず、少なくとも大きいとは言えないであろう。 i_o に至っては点推定値においても正負を判断できない反応である。これらの各反応を勘案すると、我が国の後半期におけるマクロ経済は不安定的な経済構造であったと結論付けることができるであろう。

以上の追加検証において、III-3節の分析の経済構造と合致していたのは、後半期が不安定的であるということである。尚、今回の追加検証モデルでは、何れのサブサンプル推計からも i_o の符号条件が確定できなかった。この原因にはいくつか考えられる。一つには、理論分析では利子率をコントロールする金融政策当局を想定していなかったが、現実には低金利、ゼロ金利、直近ではマイナス金利政策として金利の期間構造を経ることで、当局である日本銀行は長期金利に影響を及ぼしてきたということである。また、その過程では名目金利のゼロ制約にバインドされていたことにも留意すべきである。さらに、実質利子率作成のための期待インフレ率を、現実のインフレ率で代替させたことも影響しているのかもしれない¹⁹。

IV. おわりに

¹⁹ これらの原因を注意深く検証・改善していくことで、 i_o の符号条件を明確にすることが期待できる。このことは今後の課題にしたい。

本稿では、確信の不安定性と金融資産の蓄積を考慮したマクロ動学モデルを構築し、経済の不安定性を検討した。そして、日本経済を対象として構造 VAR モデルを適用し、金融化という視点から経済の構造変化を明らかにした。

本稿で得られた主たる結論は、以下のようなものである。まず、理論分析では、確信の不安定性を考慮していない基本モデルにおいて、

(1) c_ω が十分小さく、 $i_\omega < 0$ となる場合、動学体系(S_a)は局所的に不安定となる。 c_ω が大きい場合もまた、動学体系(S_a)は局所的に不安定となる。また、 $i_\omega > 0$ の場合、 α を分岐パラメータに選べば、 $\alpha = \alpha_0$ の近傍のある範囲において動学体系(S_a)に非定常的な周期解が存在する。

確信の不安定性を考慮したモデルにおいて、

(2) $c_\omega, |\sigma_\gamma^2|$ が大きく、 $|\sigma_\omega^2|$ が十分小さい場合、 $i_\sigma > 0$ ならば、動学体系(S_b) は局所的に不安定となる。 $i_\sigma < 0$ かつ c_σ が相対的に小さいならば安定となる。 c_ω が大きい場合、 $i_\omega < 0$ となりやすい。

(3) c_ω が小さく、 $|\sigma_\gamma^2|$ が大きく、 $|\sigma_\omega^2|$ が十分小さい場合、 $i_\omega < 0$ ならば、動学体系(S_b) は不安定である。

というものである。実際には、これらの要因に加えて、二宮・得田 (2011) も示したように Taylor and O'Connell 型の金融の不安定性が複合的に発生して、バブル経済以降の長期の金融の不安定性が引き起こされたと考えることもできる。

実証分析では、

(1) ボラティリティ変動モデルの一種である GARCH モデルを援用し、確信の不安定性 σ^2 の定量化を行った。結果、1980 年代を通じて低位安定していたものが、1990 年代中頃から急激に拡大し、1998 年にピークをつけた後は 2000 年代中頃にかけてゆっくり低下したことを示した。 σ^2 はその後のサブプライム危機のような世界的ショックに際してもほとんど上昇せず、直近では低位安定している。

(2) サンプル期間を σ^2 が低位安定的だった期間（前半期：1980年～1998年）と不安定化した以降の期間（後半期：1999年～2016年）の2期間に分割し、それぞれのサブサンプルについて構造 VAR モデルに基づく分析を行った。推計して得られたパラメータから、各種構造ショックに対するインパルス反応を確認した。各反応と、理論分析で得られた動学体系の安定性条件を比較検証した結果、前半期のマクロ経済は比較的安定的な経済構造であり、後半期においては不安定的であることが判明した。

我が国の家計の金融資産全体額が1700兆円を超え、益々経済のストック化が進んでいる。金融資産効果の分析には様々なものがあり、フィナンシャル・アクセラレータ仮説もその一つである。他方で、本稿は、ポスト・ケインズ派の枠組みで検討を行った。ミンスキーはポスト・ケインズ派に属し、金融不安定性仮説は確信の不安定性に基づく金融・投資理論により、景気変動の理論的枠組みを提供し、資本主義経済には安定的な金融構造が必然的に不安定化する傾向が内在することを主張している。借入主体の資産選択行動や金融仲介機関の貸出行動に焦点を当てている点で、フィナンシャル・アクセラレータ仮説と金融不安定性仮説は共にクレジット・ビューであり、同一対象を異なった側面からアプローチしているといえるだろう。

本稿では、第Ⅱ節の理論分析で得られた動学的安定条件を、第Ⅲ節の実証分析で確認することで、高い整合性を具備した分析を提供している。その結果、後半期の経済構造は不安定的であると判定されたが、例えば σ_y^2 が小さく、 $\sigma_o^2 < 0$ でその絶対値を大きくする、言い換えればフローに対する不安定性反応を極力抑え、ストックに対しては逆にセンシティブになるように経済構造を誘導できるならば、命題4($\sigma_o^2 < 0$)(表1)で示したように、マクロ経済を安定化させることができるかもしれない。そして、金融構造そのものを安定的にすることが重要である。

また、我が国の景気の長期低迷に対しては、金融化による資本蓄積の低下というよりは、実物的投資に対する適切な機会がないことによる資本蓄積の低下という見方の方が適切なものかもしれない。つまり、確信の不安定性の高まりにより、市中銀行や企業は、アニマル・スピリッツに基づいた果敢な実物的投資に

は消極的で、僅かでも利益の挙がる国債に資金が向かっているということである。我が国のバブル経済においても、実物的投資に対する適切な機会が欠如していたことにより、土地神話に基づいた土地等の不動産への投資や株式の投資に低金利政策による過剰な資金が流れ込み、地価や株価の高騰を招き、それが担保価値の増加や資産効果を通じた安易な借り入れによる投資や消費の拡大を招いたと考えられる。本稿では、このような諸点は考慮されていないが、それらを含めて理論的実証的に精緻化していくことは今後の検討課題である。

Appendix²⁰

2変数の特性方程式 $\lambda^2 - (\text{trace}J_a)\lambda + (\det J_a) = 0$ が1組の純虚根 $\pm hi$ (この i は、 $i = \sqrt{-1}, h \neq 0$)を持つための必要十分条件は、 $\text{trace}J_a = 0, \det J_a > 0$ が同時に成立することである。この時、特性根は、 $\lambda_1, \lambda_2 = \pm\sqrt{\det J_a} i$ である。Hopfの分岐定理の条件の1つは、 $\text{trace}J_a = 0, \det J_a > 0$ と同値である。

動学体系(S_a)の特性方程式 $\lambda^2 - (\text{trace}J_a)\lambda + (\det J_a) = 0$ は、 $\alpha = \alpha_0$ のとき、 $\text{trace}J_a = 0$ である。この時、 $\text{trace}J_a = 0, \det J_a > 0$ を同時に満たし、1組の純虚根を持つことが言える。

さらに、特性根が複素数になる α の範囲では、 $\text{Re } \lambda(\alpha) = \text{trace}J_a/2$ である。 $\text{Re } \lambda(\alpha)$ は $\lambda(\alpha)$ の実数部分である。(17)より、

$$\frac{d(\text{Re } \lambda(\alpha))}{d\alpha} \Big|_{\alpha=\alpha_0} = \frac{I_Y + I_i\phi - (1-c)\rho}{2} \neq 0$$

である。故に、 $\alpha = \alpha_0$ の時、Hopfの分岐定理を適用するための条件が全て満たされる。□

²⁰ Hopfの分岐定理については、二宮(2006)を参照。また、この証明方法も二宮(2006)等による。

参考文献

- Bernanke, B and M. Gertler (1989), "Agency Cost, Net Worth and Business Fluctuations," *American Economic Review* 79(1), pp.14-31.
- Epstein, G.A.(ed.)(2005), *Financialization and the World Economy*, Edward Elgar.
- Hein, E.(2011), "Financialization, Distribution, and Growth," in Hein, E and E. Stochhammer (eds.), *A Modern Guide to Keynesian Macroeconomics and Economic Policies*, Edward Elgar.
- 木村武・藤田茂 (1999) 「金融不安とマネー, 実体経済, 物価の関係について」
Working Paper Series 99-6, 日本銀行調査統計局。
- Kregel, J.A.(2000), "Yes, It did Happen Again: The Minsky Crisis in Asia,"
Bellofiore, R. P. Ferri (eds.), *Financial Keynesianism and Market Instability*,
Edward Elgar.
- Kregel, J.A.(2008), "Using Minsky's Cushions of Safety to Analyze the Crisis in the
U.S. Subprime Mortgage Market," *International Journal of Political Economy* 37(1),
pp.3-23.
- Minsky, H.P.(1975), *John Maynard Keynes*, Columbia University Press.(堀内訳『ケインズ理論とは何か』岩波書店, 1999年)
- Minsky, H.P.(1986), *Stabilizing an Unstable Economy*, Yale University Press.(吉野・内田・浅田訳『金融不安定性の経済学』多賀出版, 1989年)
- 鍋島直樹(2016)「金融化と現代資本主義：ポスト・ケインズ派のアプローチ」
諸富編著『資本主義経済の展望』岩波書店。
- 二宮健史郎(2006)『金融恐慌のマクロ経済学』中央経済社。
- 二宮健史郎(2007)「寡占経済における金融の不安定性, 循環, 及び所得分配」『金融経済研究』第24巻, pp.12-25。
- Ninomiya, K.(2007), "Open Economy Financial Instability," *Journal of the Korean Economy* 8(2), pp.329-355.
- 二宮健史郎(2009)「負債加重, 金融資産, 及び金融の不安定性」『季刊・経済理論』第46巻第2号, pp.51-57。
- 二宮健史郎(2014)「長期の概念とポスト・ケインズ派金融不安定性分析の展開：展望」*CRR Discussion Paper J-49*, Faculty of Economics, Shiga University.

- Ninomiya,K.(2014),”Debt Burden, Wealth, and Confidence,” *CRR Discussion Paper B-12*, Faculty of Economics, Shiga University.
- 二宮健史郎(2015)「負債荷重, 確信, 金融の不安定性と循環」『季刊・経済理論』第 51 巻第 4 号, pp.85-93。
- Ninomiya,K.(2016),”Financial Structure, Financial Instability, and Inflation Targeting,” *Evolutionary and Institutional Economics Review* 13(1), pp.23-36.
- 二宮健史郎・得田雅章(2011)「構造変化と金融の不安定性」『季刊・経済理論』第 48 巻第 2 号, pp.81-95。
- Ninomiya,K. and M.Tokuda (2012), ”Structural Change and Financial Instability in an Open Economy,” *Korea and the World Economy* 13(1), pp.1-37.
- Ninomiya,K. and M.Tokuda (2013),”Prolonged Financial Instability in Japan; Debt, Confidence, and Financial Structure,” *CRR Discussion Paper B-11*, Faculty of Economics, Shiga University.
- 西洋(2012)「金融化と日本経済の蓄積パターンの決定要因：産業レベルに着目した実証分析」『季刊・経済理論』第 49 巻第 3 号, pp.52-67。
- 大野隆・西洋(2011)「カレツキアン・モデルの新しい展開：ストック・フロー・コンシステント・モデル」『季刊・経済理論』第 47 巻 4 号, pp.6-18。
- Orhangazi, Ö. (2008), *Financialization and the US Economy*. Edward Elgar.
- 嶋野智仁(2015)「金融化が日本経済の資本蓄積に与える影響に関する実証分析：日本企業における「株主価値志向」浸透の観点から」『季刊・経済理論』第 51 巻第 4 号, pp.70-82。
- Sasaki,H. and S.Fujita (2012), The Importance of the Retention Ratio in a Kaleckian Model with Debt Accumulation,” *Metroeconomica* 63(3), pp.417-428.
- Sims, C. A. (1980) “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica* 48(1), pp.1-48.
- Taylor,L and S.A.O’Connell (1985), ”A Minsky Crisis,” *Quarterly Journal of Economics* 100, pp.871-885.
- Uchida,K.(1987)“Risk Aversion and the Minsky’s Crisis Mode,”*Hokudai Economic Papers* 17, pp.35-38.
- 植田宏文(2006)『金融不安定性の経済分析』晃洋書房。