雇用の非正規化と消費

―非正規雇用者の増加が消費に与える影響について―

2009 年 10 月 9 日
明治大学 政治経済学部
岩田　州靖　笠谷悠治朗
金子雄太郎　野本　和樹
山下由紀子　山本　啓太

<要旨>

1．2008 年 9 月のリーマン・ショック以降、急速に雇用環境が悪化している。完全失業率は 5.7%、有効求人倍率も 0.42 倍といずれも過去最低を記録しており、その影響は個人消費の落ち込みに表れている。

2．雇用環境の急速な悪化の背景には、80 年代から増加を続ける非正規雇用者の存在がある。恒常所得仮説から考察を行うと、非正規雇用者は正規雇用者に比べ、技能習得機会が少なく、失業や将来所得への不安から消費を抑制しやすいと考えられる。

3．本稿はこのような問題意識に立ち、非正規雇用者の増加が社会全体の消費を抑制するのか検証を試みた。説明変数には非正規雇用者の割合、雇用環境 DI、完全失業率、有効求人倍率を採り、過去 25 年間のスパンで平均消費性向との関係を分析した。その結果、平均消費性向と非正規雇用者の割合との間には、有意の負の相関があることが観察された。

4．この結果は家計の持つ将来所得や失業への不安が影響したものと考えられる。そうした不安を取り除く処方箋として、「セーフティーネットの拡充」、「職業訓練所や資格取得補助の充実」、「英国の NVQ（全国職業資格制度）のような公的職業資格制度の導入」といった労働市場の制度改革を提言していく。

<目次>

１．はじめに
２．消費関数理論と先行研究
　２－１．消費関数理論
　２－２．雇用と消費に関する実証分析の先行研究
３．高まる雇用リスク
　３－１．雇用情勢の悪化と非正規雇用者数の増大
　　（１）雇用者数、失業率の歴史的推移
　　（２）増加する非正規雇用
　３－２．非正規雇用者増加の背景
　　（１）バブル破裂後のバランスシート調整
　　（２）グローバル化の急速な進展による構造的変化
　　（３）規制緩和
　３―３．恒常所得仮説・ライフサイクル仮説と非正規雇用
　　（１）非正規雇用者の就労状況から見えてくるリスク
　　（２）非正規雇用者の消費行動
４．実証分析
　４－１．変数の決定
　４－２．推計方法・使用データの説明
　４－３．推計式とその結果
　４－４．結論
５．政策提言

１．はじめに

2009 年８月 30 日、政権交代の是非が問われた第 45 回衆議院議員総選挙は、民主党が圧勝した。1955 年の保守合同以来、形を変えては命脈を保ってきた自民党政治に終止符が打たれた。国民は未知なる与党に「日本の変化」を求めている。

しかし、新政権の舵取りには、厳しい経済情勢が立ちはだかる。02 年からの戦後最長の景気拡大過程でもわずかな伸び率しか見せなかった個人消費は、08 年９月に起きたリーマン・ショック後には減少に転じており、景気の下支えを果たすことができていない。消費を左右する雇用という経済の「体温」が、前例にない厳しい数字を示しているからだ。総務省が発表した 09 年７月の完全失業率は、バブル破裂後の 5.5％の壁を飛び越え 5.7％に達し、１人当たり有効求人倍率も 0.42 倍と過去最低を記録した。さらに、４－６月期の雇用者報酬も、前年同期に比べ 4.7％減少し、比較可能な 56 年以降でもっとも大幅な下落率となった。

日本銀行が実施している「生活意識に関するアンケート調査」によれば、雇用環境に「かなり不安を感じている」と回答した家計の割合は 02 年での 30.2%から、07 年には 41.0%に拡大し、09 年には 44.3%にまで悪化した。雇用の不安は、人々の将来への不確実性を増

大させる。結果、消費が抑制され、実体経済が一段と萎縮する恐れがある。

本稿では、このような問題認識に立ち「雇用の不確実性が、消費にどう影響を与えるか」を探っていく。

２．消費関数理論と先行研究

２－１．消費関数理論

経済学において伝統的な消費関数理論と言えば、ケインズ型消費関数である。ケインズ型消費関数では、個人の消費は今期の所得水準によって決まるとされている。一方で、現在主流になっている消費理論は、アービング・フィッシャーの異時点間の消費選択理論をベースとしたライフサイクル仮説と恒常所得仮説である。アービング・フィッシャーは、個人の消費行動が今期の所得だけでなく、異時点の所得にも影響を受けるという消費理論の基礎を築いた。最適消費の選択は短期の所得のみに依存するのではなく、長期にわたった予算制約の中で決定されているのである。

ライフサイクル仮説では、個人の消費行動が生涯にわたって獲得できる総所得によって決定される[1]。人々は、現在保有する資産と将来得られるであろう所得の合計が一生涯での消費と一致するように、毎年の消費量を決めて行動する。つまり、個人の消費行動は短期の所得変化のみならず、将来の予想所得にも影響を受けるとされる。

また、恒常所得仮説は、所得を「恒常所得」と「変動所得」に分け、個人の消費行動を考える。恒常所得とは個人が自身の所得稼得能力（過去の所得経験、現在の資産、学歴、技能など）から得られると予測した所得であり、変動所得とは自身の所得稼得能力とは独立した要因（景気の良しあしなど）によって左右される所得のことを指す。要するに、恒常所得仮説では、個人の消費行動は将来も含めた恒常所得の水準によって決定される[2]。

２－２．雇用と消費に関する実証分析の先行研究

上記したのは消費関数の主な理論であるが、雇用と消費（貯蓄）に焦点を当てた近年の実証分析もいくつか紹介する。小川（1991）では所得リスクに関する分析を行い、貯蓄率関数を推計した上で、所得リスクが高まると貯蓄率が上昇するとの結論に達している。

この研究を踏まえ、土居（2001）は所得リスクに加えて雇用リスクを考慮する必要があると指摘し、雇用環境の期待値（有効求人倍率、完全失業率）で雇用リスクを測り、失業の可能性が将来所得の不確実性を高め、家計に予備的貯蓄を促すと主張した。

長島（2003）では、期待所得、期待インフレ、所得リスクといった期待・リスク要因が、平均消費性向にどのように影響を及ぼしているか検証を試みた。結果、全ての所得階層で消費性向が期待インフレの影響を受けていると導き出している。

---

[1] 現在 t 歳、定年 n 歳、寿命 T 歳、就業期間（$n-t$）年、毎年の収入Y^e円、現時点での実質資産$\frac{W}{P}$、さらに、毎年の消費 C 円と仮定すると（遺産は残さない）、1 期分の消費 C の式は、$C=\frac{1}{T-t}\times\frac{W}{P}+\frac{n-t}{T-t}\times Y^e$となる。

[2] 消費を C、恒常所得をY^Pとすると、$C=\alpha Y^P$が恒常所得仮説によって定義される消費関数となる。

樋口（2001）は、恒常所得仮説から消費関数について分析している。毎月の世帯所得を変動所得、過去３年間の平均世帯所得を恒常所得として消費関数の推計を行い、毎月の世帯収入は消費に有意な影響を与えないが、恒常所得の低下は消費支出を抑制させるという結果を得た。

内閣府（2009）は、２人以上の勤労者世帯のうち、25～40 歳の非正規雇用者が世帯主である家計は、将来の不確実性に備え、相対的に貯蓄率が高くなると指摘している。

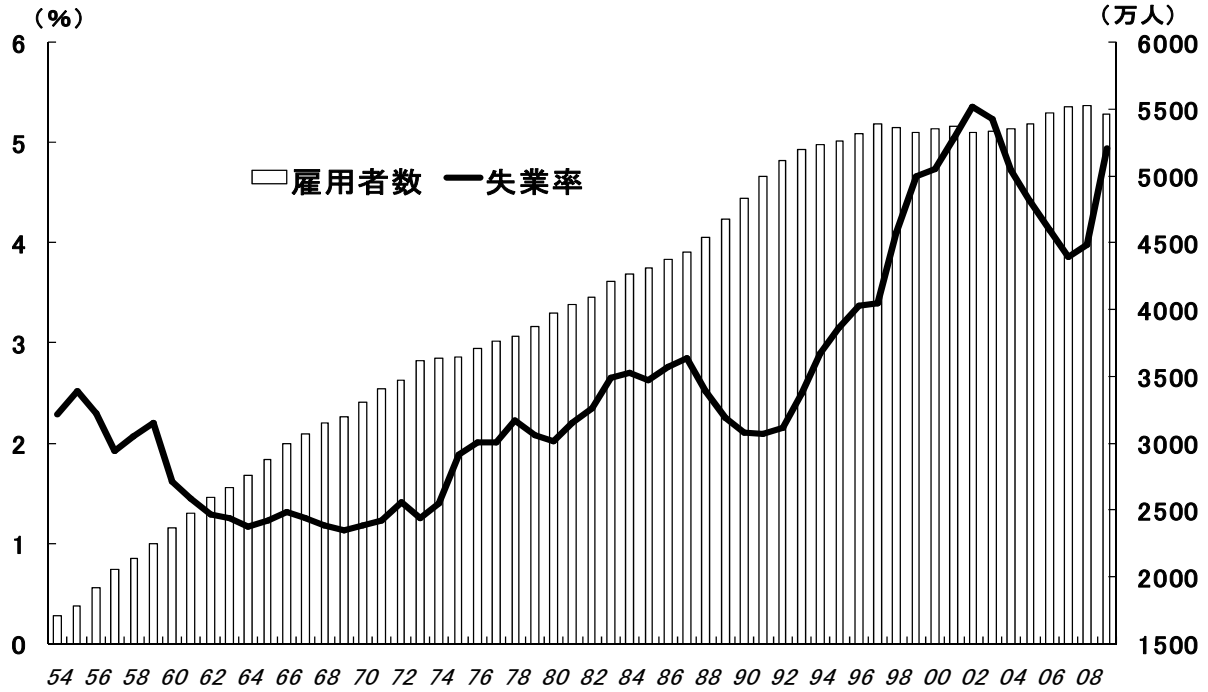
本稿では、こうした先行研究を踏まえ、労働市場における非正規雇用者の割合が消費に与える影響を考察していく。実証分析の前に、第３章では日本における労働市場の現状と雇用リスクを整理する。

３．高まる雇用リスク

３－１．雇用情勢の悪化と非正規雇用者数の増大

（１）雇用者数、失業率の歴史的推移

図表１　雇用者数と失業率の推移



（出所）総務省労働力調査より作成。

（備考）雇用者数、失業率ともに年平均値。09 年は１－７月の平均値。

日本経済は敗戦からの経済復興を遂げ、現在では世界第２位の GDP を誇る経済大国となったが、その過程では幾度も景気変動を経験した。1955－73 年までの高度経済成長期において、日本は右肩上がりの飛躍的な成長を遂げた。これにより、新たな産業が生み出され、雇用者数が大幅に増加し、失業率も大きく改善した。

73 年のオイルショックを境に、日本経済は年率５％前後の安定成長期と呼ばれる時代に入っていった。それ以降、失業率は２％を超えて推移するようになり、プラザ合意による円高不況の影響で 87 年には 2.8%まで悪化した。その後、バブル景気では失業率が２％近

くまで低下し、雇用者数の伸び率はそれまでの年率１％台から一気に３％台まで大幅に上昇した。

しかし、バブル破裂後、日本経済は「失われた 10 年」と呼ばれる長期の停滞に陥った。雇用者数の伸び率が低下するとともに、失業率は５％を超えるにまで至った。その後、02 年からの景気回復過程で失業率は大幅に改善した。だが、08 年のリーマン・ショック後には、過去の景気後退局面に比べ短期間で雇用調整が行われ、失業率は急速に悪化した。この背景には、増加した非正規雇用者の存在がある。

（２）増加する非正規雇用

現在、日本の雇用者数（役員除く）は 5,105 万人であり、そのうちの約３分の１に当たる 1,685 万人が非正規雇用者として働いている[3]。

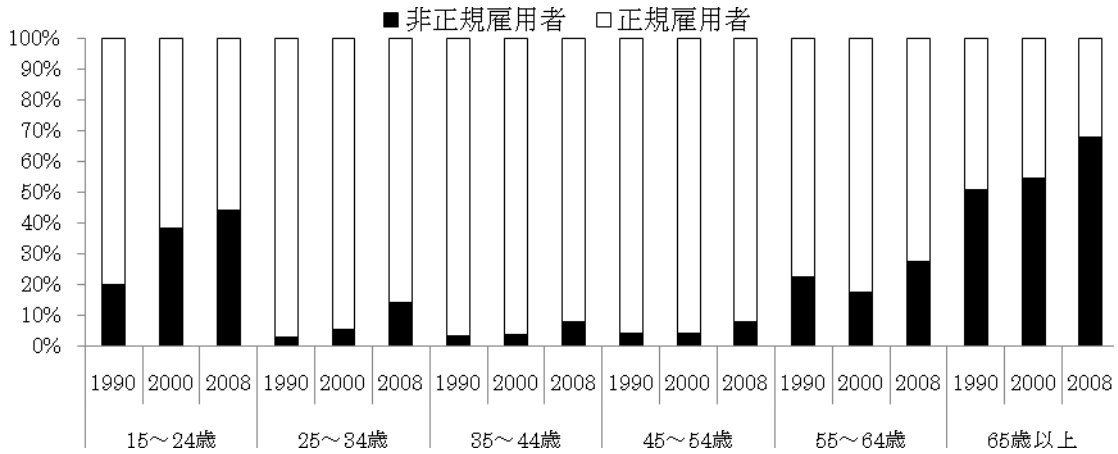
非正規雇用者の増加において特に注目すべき点の１つ目は、その上昇テンポである。雇用者全体に占める非正規雇用者の割合は 84 年の 15.3%から上昇し続け、90 年代からはその伸び率が一段と高まってきた。とりわけ、97 年から 02 年にかけては、リストラと新卒の採用抑制により、非正規雇用化が進んでいった。09 年１－３月期において、非正規雇用者の割合は 33.4%に達し、この四半世紀でおよそ２倍以上に増加したことになる。

２つ目には、女性と高齢者の社会進出が促進されたことである。結婚を機に離職した女性が、パートやアルバイトという形で再び働き出している。特に、30 代後半を迎えた女性において、その比率が一段と高まっている。また、高齢者の社会進出の背景には、団塊世代の大量退職とその再雇用がある。企業にとって技能や経験を持つ、これらの高齢者を嘱託などの形で雇用する動きが広がっている。

３つ目に、近年、20～30 歳代の男性において非正規雇用者の増加が著しいことだ。企業は景気後退局面では新卒採用を控えることで雇用調整を図る傾向にあり、それはバブル破裂後、顕著に見られた。そのため、現在もっとも働き盛りである男性世代において、非正規雇用者の割合が過去と比較して大きくなっている（図表２）。

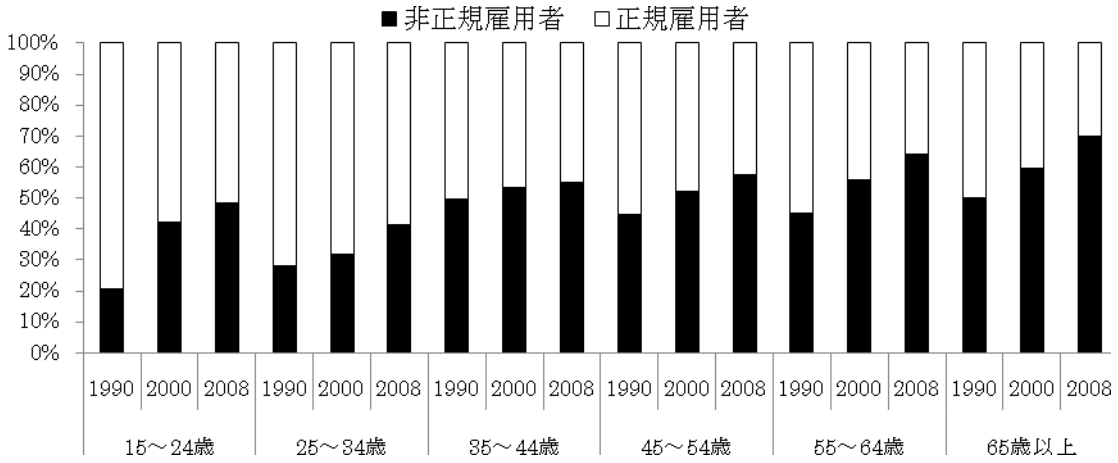
図表２　雇用形態別、雇用者割合

（男性、年齢階級別）



[3] 総務省統計局「労働力調査」平成 21 年４－６月期統計。

（女性、年齢階級別）



（出所）厚生労働省労働力調査より作成。

（備考）1990 年、2000 年は２月値。2008 年は年平均値。

３－２．非正規雇用者増加の背景

なぜ、非正規雇用者は増加していったのだろうか。その要因として「バブル破裂後のバランスシート調整」「グローバル化による構造変化」「規制緩和」という３点を指摘したい。

（１）バブル破裂後のバランスシート調整

バブル景気の下、日本企業は巨額の債務を調達し、設備を増強し、人材を奪い合うように採用した。だが、多くの企業はバブル破裂後に「債務」「設備」「雇用」の過剰を抱え込むこととなった。

企業は３つの過剰の解消に向けて債務、設備を整理した後、賃金水準の引き下げや希望退職者の募集といった直接的な措置も含め、厳しい雇用調整を行った。企業にとって、日本的雇用慣行とされた終身雇用制は重荷となり、人員調整が容易な非正規雇用者の存在価値は、人件費削減を迫られる中で次第に大きくなっていった。景気の変動に合わせて非正規雇用者を雇用の調整弁として活用する企業が増加した。こうした企業のバランスシート調整の過程において、非正規雇用者が急増していくこととなった。

（２）グローバル化の急速な進展による構造的変化

バランスシートの調整が一段落した後も、企業は非正規雇用者を増加させ、人件費を抑制する姿勢を崩していない。その背景には、グローバル化の進展による構造的変化が挙げられる。

トーマス・フリードマン（2006）は、現在のグローバル化の潮流を「資本や労働までもが市場統合する現象」であると捉えている。近年、日本もグローバル化した市場での競争を強いられている。

国際競争が激化する中、日本企業も海外製品とのコスト面での競争を余儀なくされ、人

件費もその対象となっている。日本銀行（2007）は、製造業の輸出比率や外国人持ち株比率と、実質賃金ギャップとの間に逆相関の関係が見られることから「資本市場からの規律やグローバルな競争圧力が高い業種ほど、賃金の抑制姿勢が強いことが確認される」と指摘している[4]。人件費を削減し、国際競争を勝ち抜いていくためには、企業にとって非正規雇用者の活用が欠かせなくなっている[5]。

（３）規制緩和

90 年代から行われた労働法制の度重なる改正も、非正規雇用者増加の流れを後押した。戦後まもなく成立した職業安定法により、労働力の需給調整は国家の専権とされてきた。だが、経済のサービス化・ソフト化が進む中で、労働に対するニーズは多様化していった。例えば、労働需要側である企業は、一般の従業員では対処し難い業務をアウトソーシングすることが多くなった。また、労働供給側である労働者も希望する日時などに合わせ、専門的な能力を活かした就業を行うといった意識・行動の変化が見られた[6]。

このような状況から、特定業務分野については、労働者の保護と雇用の安定に配慮し、社会的な弊害をもたらさない範囲において、派遣禁止枠が外されることとなった。これを受け、85 年に労働者派遣法が成立した。バブル破裂による長期不況を経験した企業にとって雇用調整は最重要課題であったため、産業界を中心に弾力的な雇用が求められ規制緩和が実施された。労働者派遣法は 99 年の改正により、港湾運送、建設、警備、医療現場・製造現場を除いて原則自由化された。04 年には医療現場・製造現場でも労働者派遣が認められ、派遣期間も１年から３年に延長された。こうして、企業側にとって非正規雇用者を活用する好条件が整えられていった。

３－３．恒常所得仮説・ライフサイクル仮説と非正規雇用

非正規雇用者の増加傾向は、日本経済にどんな影響を及ぼしているのであろうか。非正規雇用者の就労の実態と消費理論から考察していく。

（１）非正規雇用者の就労状況から見えてくるリスク

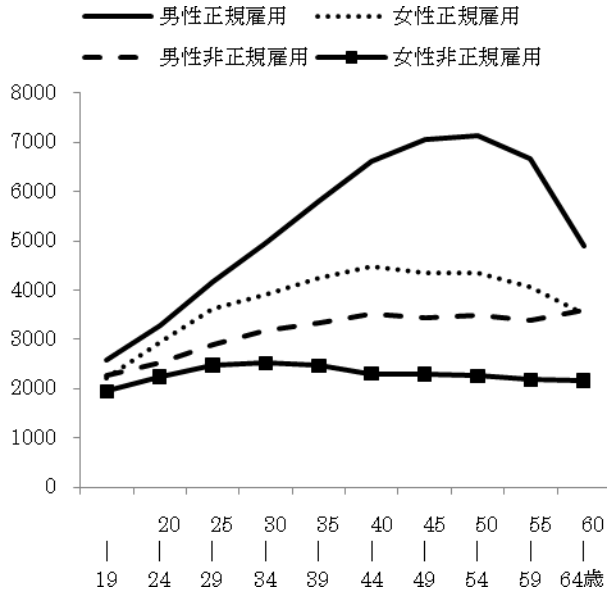
非正規雇用者は、年功序列・終身雇用の対象外となっているため、正規雇用者と比較して賃金水準が低く、雇用の安定性に欠けているのが特徴である。非正規雇用者の年間賃金は派遣・契約社員で 300 万円未満となっている。労働時間が正規雇用者並みの 40~48 時間勤務を行っている嘱託・契約社員に関しても年間賃金は 300 万円未満の者が大半であり、正規雇用者と比較して賃金は低水準に留まっている（図表３）[7]。

---

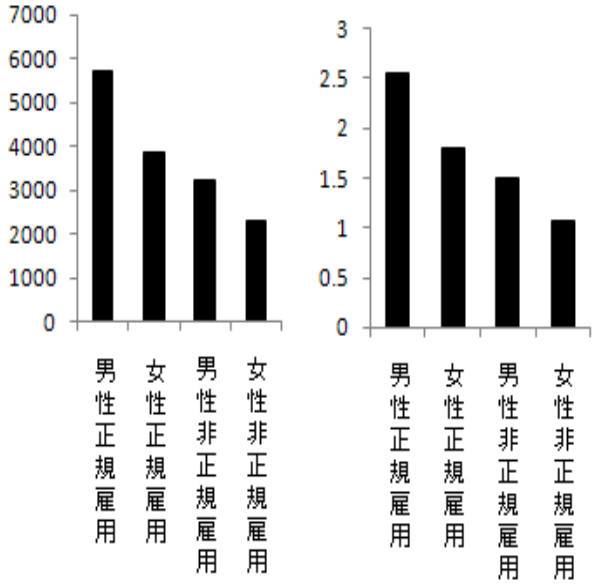
[4] みずほ総合研究所（2007）においても「売上に対する輸出寄与度の高い企業ほど賃金ギャップが大きく、生産性の伸びに対して１人当たり人件費が抑制されていることがわかる」と分析している。
[5] 非正規雇用者の増加は、わが国だけの特徴ではない。97 年以降、主要国の多くで臨時雇用者の比率が上昇している（内閣府（2009）参照）。このことからも、グローバル化によって世界の企業がコスト抑制を実施していると考えられる。
[6] 内閣府（2007）P191-192 参照。
[7] もっとも、派遣労働の中でも、技術系を中心に「特定労働派遣」として働く人々が現在 20 万人程度存在している。彼らは高い職務能力・技術から、正規雇用者の平均よりも高い収入を得ている場合もある。

図表３　正規雇用・非正規雇用に関する統計データ

年齢別、性別、雇用形態別の平均年収（千円）



性別、雇用形態別の平均年収（左図：千円）と生涯賃金（右図：億円）



（出所）厚生労働省「平成 19 年・平成 20 年賃金構造基本統計調査」より作成。

（備考）平均年収は、きまって支給する現金給与額＋年間賞与その他特別給与額。生涯賃金は、各年齢階層の中央値が当該年齢層を代表するものとみなし、各年齢の賃金を 64 歳まで合算。

生涯所得に関しても非正規雇用者は勤続年数に応じた賃金の伸び率が低い。平均年収・生涯賃金ともに正規雇用者と非正規雇用者を比較すると、およそ２倍近い差が見られる。これらの賃金格差の背景には、企業側が非正規雇用者に対して、長期雇用・高付加価値労働を前提としておらず、企業内訓練（OJT）などの機会が乏しいことがある。

また、一度非正規雇用になった労働者が正規雇用に転換したいと望んでも移行が難しく、非正規雇用が固定化されてしまう傾向がある。これには、職種別労働市場が形成されていないなど、労働者の客観的な能力評価が難しく、労働市場の流動性が低いという問題があるからだ。さらに、企業側は非正規雇用者を景気動向に応じた雇用調整の対象とみなしており、非正規雇用者は正規雇用者と比較して景気後退局面において失業に陥るリスクが高いといえる。

以上から、非正規雇用者が正規雇用者に比べて将来の不確実性や雇用リスクにより直面しやすい傾向にあるといえる。

（２）非正規雇用者の消費行動

非正規雇用者増加の影響について、理論面から考察していく。非正規雇用者は OJT でビジネススキルなどを身につける機会が少なく、勤続年数に伴う賃金上昇も見込まれないなど、所得稼得能力を向上させることが困難である。むしろ、自身の所得稼得能力とは全く関係のない景気動向に所得を大きく左右される。このような観点から、恒常所得仮説を用

いて考察すると、非正規雇用者は（正規雇用者と同じ所得額であったとしても）所得のうち恒常所得の占める割合が小さく、変動所得の割合が大きいと分析できる。恒常所得仮説では、個人の消費行動は将来も含めた恒常所得の水準によって決定するとされている。この点から、非正規雇用者の所得全体において恒常所得の割合が小さいことは、正規雇用者よりも消費性向が低下することが考えられる[8]。つまり、非正規雇用者は、正規雇用者よりも消費を抑制しやすい傾向にあるといえる。

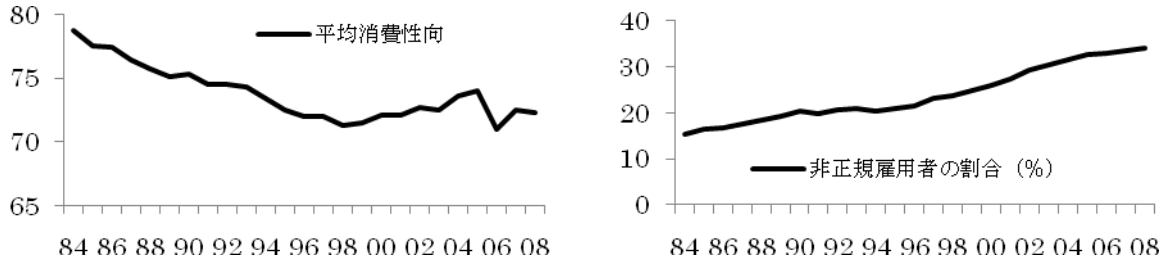
また、ライフサイクル仮説からも、家計が将来の雇用・所得に長期の強い不確実性を持てば、生涯所得の低下を予想し、貯蓄を積み増すことが考えられる。非正規雇用者が正規雇用者よりも将来の雇用に、より大きな不確実性を有していれば、家計が支出を抑制し、予備的貯蓄を増加させることが予測される。

非正規雇用の増加は、これまで社会進出の機会が乏しかった高齢者や女性に、就業機会を拡大させたという面もある。家計にとって補助的な収入源が増加し、消費にプラスの効果が生じているのかもしれない。しかし、近年は世帯主とされる働き盛りの男性にも、非正規雇用者の割合が増加してきている。こういった雇用環境の変化が、景気循環や景気悪化に対する企業の一時的措置ではなく、今後も長期的に続く労働市場の構造変化だとしたら、家計の消費行動も変化していくと推察できる。家計の中心的役割を果たしていた男性層の急速な非正規雇用化は、今後の日本経済の消費動向・内需回復を考える上で、見逃せない問題である。

４．実証分析

前章では、非正規雇用者は正規雇用者よりも消費を抑制しやすい傾向にあるという仮説を導いた。では、非正規雇用者個々人の消費抑制という仮説をマクロ的視点まで広げると、どういったことが考えられるのか。恐らく、社会全体として雇用者に占める非正規雇用者の割合が増加すれば、社会的に変動所得の比率が高まり、恒常所得の比率は低下する。その結果、日本の家計全体の消費性向が抑制され、消費支出は低下していくものと推察できる。近年の平均消費性向の低下には、上記のように非正規雇用者の増加が関係しているのではないか（図表４）。

図表４　平均消費性向、非正規雇用者の割合の推移



（出所）総務省家計調査・労働力調査より作成。

[8] 恒常所得仮説では、消費は所得のうちの恒常所得の水準によって決まり、変動所得からは影響を受けないとされている。所得をＹ、恒常所得をY^P、ａを定数とすると、消費関数は$C = aY^P$と表せる。平均消費性向を求めるため、式の両辺をＹで割ると、$\frac{C}{Y} = a\frac{Y^P}{Y}$となる。この式から、所得における恒常所得が小さくなると、$\frac{C}{Y} \downarrow = a\frac{Y^P \downarrow}{Y}$となり、平均消費性向が低下することが分かる。

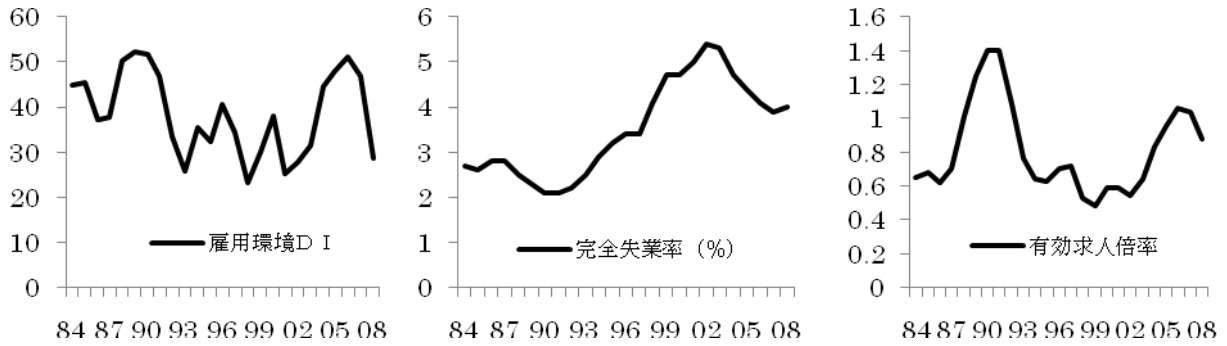
この点に関して樋口（2001）は、非正規雇用者の増加とそれによるマクロ的な消費支出抑制との関係に言及してはいるものの、実証的な分析は行っていなかった。一方、内閣府（2009）は、非正規雇用者と消費支出の関係について実証的に分析したものの、推計期間は単年度だけであった。よって本稿では、雇用者に占める非正規雇用者の増加が、日本家計全体の消費に影響を及ぼしているのかどうかを、過去 25 年間のスパンで実証的に推計する。本稿の仮説である「雇用者に占める非正規雇用者の増加は、社会全体の消費に負の影響を与える」ことが統計的に有意であるといえるかどうかが分析のポイントである。

４－１．変数の決定

非正規雇用に関する変数としては､労働者全体に占める非正規雇用者の割合を使用する。もちろん非正規雇用者の実数を使用することも考えられるが、本稿では労働者の構成、つまり正規雇用者と非正規雇用者の構成の変化に重点を置いて分析するため、実数ではなく割合を使用することにした。消費に関する変数としては平均消費性向を使用する。こちらも、実数より可処分所得からの支出割合に着目することで、より消費の実態が明らかになると考えた。また、これ以外に家計の期待（不安）を変数に加える。消費理論では、消費に関しては現在と将来の所得が影響すると考えられている｡また､先行研究においても様々な期待（所得、インフレ、雇用）が消費に影響を与えるという結果が出ている（例えば長島（2003））。そのため、本稿では将来の視点からも雇用環境 DI を変数とし、家計が将来の所得を得るための雇用環境をどう判断しているのかを分析に加える。その他に、平均消費性向に影響を与える可能性が高い説明変数として、完全失業率や有効求人倍率が挙げられる。そのため、これらの変数を加えた場合の分析も同時に行う。

上記のように、本稿では雇用状況（正規雇用か非正規雇用か）と雇用環境の判断を説明変数の基本とし、完全失業率、有効求人倍率をも説明変数に加えた家計全体の平均消費性向モデルを考えた。繰り返しになるが、この分析の目的は、非正規雇用者の割合の増加が平均消費性向に対し有意に負の影響を与えるかどうかを明らかにすることである。

図表５　雇用環境 DI、完全失業率、有効求人倍率の推移



（出所）ESRI 消費動向調査、総務省労働力調査、厚生労働省職業安定業務統計より作成。

４－２．推計方法・使用データの説明

前節で決定したように、非正規雇用者の割合、雇用環境 DI、完全失業率、有効求人倍率を説明変数として、平均消費性向を説明する。サンプル期間は 1984－2008 年とし、推計方法は最小二乗法を採用する。また推計には統計ソフト Eviews6 を用いた。

被説明変数である平均消費性向は、総務省家計調査・全国勤労者世帯の各年のデータを引用した。また、説明変数である非正規雇用者の割合は、総務省労働力調査・全国雇用形態別雇用者数の長期時系列データから引用し、雇用環境 DI は ESRI（経済社会総合研究所景気統計部）消費動向調査・各消費者意識指標の推移（雇用環境、四半期）から単純平均値を算出して使用した。完全失業率は、総務省労働力調査長期時系列データより男女計の完全失業率の値を用いた。有効求人倍率は、厚生労働省職業安定業務統計・長期時系列表より引用した。

４－３．推計式とその結果

i.　推計式とその内容は以下のとおりである。

$$(1)\ APC_t = \alpha_1 CW_t + \beta_1 EEDI_t + C_1$$

$$(2)\ APC_t = \alpha_2 CW_t + \beta_2 EEDI_t + \gamma_1 TUR_t + C_2$$

$$(3)\ APC_t = \alpha_3 CW_t + \beta_3 EEDI_t + \sigma_1 JOR_t + C_3$$

$$(4)\ APC_t = \alpha_4 CW_t + \beta_4 EEDI_t + \gamma_2 TUR + \sigma_2 JOR_t + C_4$$

APC_t：t 期の平均消費性向(Average Propensity to Consume)

CW_t：t 期の非正規雇用者(Contingent Worker)の割合

$EEDI_t$：t 期の雇用環境 DI(Employment Environment Diffusion Index)

TUR_t：t 期の完全失業率(Total Unemployment Rate)

JOR_t：t 期の有効求人倍率(Job-Offer Ratio)

C　：定数項

ii.　推計結果

図表６　変数間の相関分析

	平均消費性向	非正規雇用者の割合	雇用DI	完全失業率	有効求人倍率
平均消費性向	1				
非正規雇用者の割合	-0.691708932	1			
雇用DI	0.410602697	-0.118577236	1		
完全失業率	-0.645703004	0.772551525	-0.4094	1	
有効求人倍率	0.184534014	-0.00370798	0.692322	-0.52812117	1

図表７　推計式（１）～（４）の結果

(1) $APC_t = \alpha_1 CW_t + \beta_1 EEDI_t + C_1$

Dependent Variable: APC
Method: Least Squares
Sample: 1984 2008
Included observations: 25

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76.33742	1.801635	42.37120	0.0000
CW	-0.229992	0.048603	-4.732005	0.0001
EEDI	0.076548	0.031657	2.418041	0.0243

R-squared	0.587967	Mean dependent var	73.79600
Adjusted R-squared	0.550509	S.D. dependent var	2.107621
S.E. of regression	1.413035	Akaike info criterion	3.641523
Sum squared resid	43.92668	Schwarz criterion	3.787788
Log likelihood	-42.51904	Hannan-Quinn criter.	3.682091
F-statistic	15.69689	Durbin-Watson stat	0.687901
Prob(F-statistic)	0.000058		

(2) $APC_t = \alpha_2 CW_t + \beta_2 EEDI_t + \gamma_1 TUR_t + C_2$

Dependent Variable: APC
Method: Least Squares
Sample: 1984 2008
Included observations: 25

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76.40238	2.061477	37.06197	0.0000
CW	-0.225332	0.082755	-2.722893	0.0127
EEDI	0.075216	0.037512	2.005100	0.0580
TUR	-0.035555	0.504641	-0.070456	0.9445

R-squared	0.588064	Mean dependent var	73.79600
Adjusted R-squared	0.529216	S.D. dependent var	2.107621
S.E. of regression	1.446116	Akaike info criterion	3.721287
Sum squared resid	43.91630	Schwarz criterion	3.916307
Log likelihood	-42.51608	Hannan-Quinn criter.	3.775377
F-statistic	9.992944	Durbin-Watson stat	0.681415
Prob(F-statistic)	0.000270		

(3) $APC_t = \alpha_3 CW_t + \beta_3 EEDI_t + \sigma_1 JOR_t + C_3$

Dependent Variable: APC
Method: Least Squares
Sample: 1984 2008
Included observations: 25

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	76.29699	1.835606	41.56501	0.0000
CW	-0.227342	0.049768	-4.568059	0.0002
EEDI	0.091779	0.044922	2.043069	0.0538
JOR	-0.747632	1.536507	-0.486579	0.6316

R-squared	0.592561	Mean dependent var	73.79600
Adjusted R-squared	0.534355	S.D. dependent var	2.107621
S.E. of regression	1.438203	Akaike info criterion	3.710312
Sum squared resid	43.43696	Schwarz criterion	3.905332
Log likelihood	-42.37890	Hannan-Quinn criter.	3.764402
F-statistic	10.18047	Durbin-Watson stat	0.733413
Prob(F-statistic)	0.000241		

(4) $APC_t = \alpha_4 CW_t + \beta_4 EEDI_t + \gamma_2 TUR + \sigma_2 JOR_t + C_4$

Dependent Variable: APC
Method: Least Squares
Sample: 1984 2008
Included observations: 25

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	77.22336	2.297699	33.6090	0.0000
CW	-0.151372	0.121657	-1.244251	0.2278
EEDI	0.097478	0.046251	2.107585	0.0479
TUR	-0.545008	0.794314	-0.686137	0.5005
JOR	-2.029763	2.431797	-0.834676	0.4138

R-squared	0.601931	Mean dependent var	73.79600
Adjusted R-squared	0.522317	S.D. dependent var	2.107621
S.E. of regression	1.456674	Akaike info criterion	3.767046
Sum squared resid	42.43800	Schwarz criterion	4.010821
Log likelihood	-42.08807	Hannan-Quinn criter.	3.834658
F-statistic	7.560628	Durbin-Watson stat	0.712372
Prob(F-statistic)	0.000701		

iii.　推計結果のサマリー

各式の係数を以下にまとめる。括弧内はｔ値。

	非正規雇用者の割合 CW	雇用環境 DI EEDI	完全失業率 TUR	有効求人倍率 JOR
(1)式	-0.229 (-4.73)***	0.076 (2.41)**	——	——
(2)式	-0.225 (-2.72)**	0.075 (2.00)*	-0.035 (-0.07)	——
(3)式	-0.227 (-4.56)***	0.091 (2.04)*	——	-0.747 (-0.48)
(4)式	-0.151 (-1.24)	0.097 (2.10)**	-0.545 (-0.68)	-2.029 (-0.83)

（括弧内はｔ値、***は１％で有意、**は５％で有意、*は 10％で有意であることを示す）

それぞれの結果について見ていく。（１）式では、CW については係数が-0.229 で１％有意、EEDI については係数が 0.076 で５％有意であった。また（２）式と（３）式をみても CW はそれぞれ５％と１％で有意であり、EEDI については共に 10%で有意であった。一方（４）式に関しては期待した結果にならなかった。これについては、先に分析した変数間の相関分析を参考に考えてみる。相関分析では、CW と TUR、EEDI と JOR それぞれの間に比較的高い相関がみられた。つまり（４）式に関しては恐らく、変数間に相関があったため有意な結果が得られなかったと考えられる。また、JOR については APC との相関が正の符号であったのに対し、偏回帰係数については（３）式、（４）式ともに負の符号を示している。このことから、多重共線性（マルチコリニアリティ）の問題が疑われる。以上、（１）式から（４）式の分析結果より、CW は APC に対して有意に負の影響を及ぼすということができる。これにより「非正規雇用者の割合の増加は平均消費性向を引き下げる」ことが明らかになった[9]。

４－４．結論

分析により、平均消費性向と非正規雇用者の割合との間には、有意の負の相関があることが分かった。したがって、雇用者全体に占める非正規雇用者の割合の増加は、平均消費性向を低下させると考えられる。つまり、非正規雇用者は、将来の不安から消費を抑制する傾向にあり、その非正規雇用者の割合が過去 25 年間にわたり増加していることが、家計全体の消費性向を下げていると考察できる。

５．政策提言

実証分析から、非正規雇用者の割合と消費性向の間に負の相関があるという結果が得られた。この結果は、非正規雇用者の持つ将来の所得や失業への不安が影響しているものと考えられる。それならば、非正規雇用者が抱くこうした将来不安やリスクを軽減する政策を行い、安心感と希望を与えることで、消費を拡大することが可能となるのではないだろうか。以下３つの労働政策を消費拡大に向けての政策として提言する。

１つ目に、セーフティーネットの充実に着手する。すでに 09 年４月から、政府は労働保険の適用基準緩和といったセーフティーネット充実を図っている。政権交代を果たした民主党のマニフェストにも、雇用保険の対象者を全労働者にするなど積極的なセーフティーネット拡充の内容が盛り込まれている。こうした流れを引き継ぎ、雇用保険料の引き下げや雇用保険の内容改善など、労働者の不安を取り除く政策の実施を提案する。

２つ目に、労働者が自発的に技能習得を試みるようなインセンティブを与える政策を並行して行うことが望ましい。恒常所得仮説によれば、所得稼得能力の向上は恒常所得を上昇させ、消費の増加につながる。所得稼得能力のうち、学歴や現在の資産などと異なり、

[9] 補足：実証分析の結果、完全失業率（TUR）に関しては平均消費性向（APC）に有意（１％）に負の影響を与えることが分かった（$APC_t = \gamma TUR_t + C$）。ただし、本稿はあくまで非正規雇用者（CW）の割合について有意かどうかを知るのが目的なので、完全失業率についてはここで述べるに止めたい。有効求人倍率（JOR）については平均消費性向に対して有意な結果は得られなかった（$APC_t = \sigma JOR_t + C$）。

技能はこれからの努力次第で獲得できる。つまり、技能を高めることができれば所得の増加につながる可能性があり、結果として消費態度の改善が見込まれる。そのため、技能水準を自ら積極的に高めるための場や、技能習得のインセンティブを高める政策が必要とされる。具体的には、職業訓練所や資格取得補助の充実が考えられる。こうした制度を自治体レベルで整備・強化することが急務であろう。

３つ目に、英国の NVQ（全国職業資格制度）[10]をモデルに、技能を客観的に判断できる資格取得制度を導入してはどうだろうか。日本では技能の客観的評価が難しく、そのことが転職を困難なものにしている。NVQ という制度は、英国の職業全体に通じる職業能力を示す資格制度であり、若年者向けの職業訓練や労働者の能力開発として広く普及している。英国の NVQ のように、企業間で共通の能力判定基準が設けられれば、若年層における労働市場の活発化が見込まれる。これにより、求職者は、企業が客観的に判断できる能力を身につければ、職を獲得できるという期待が高まり、自らの技能形成へのインセンティブが高まるであろう。

以上３つの政策によって、失業や将来所得への不安を緩和し、消費を活性化させることが本稿の政策提言の目的である。「国民の生活が第一」を旗印に、家計への直接的な政策を標榜する民主党が、今後の日本経済の舵取りを行う。財源の確保など道は険しいが、国民が抱く生活への不安を取り除き、未来に希望を持てるような労働政策の実施を期待したい。

[10] NVQ（National Vocational Qualification）とは産業の国際競争力を高め、国民全体の職業能力を向上させることを目的とし、1986 年に始まったイギリスの公的職業資格である。NVQ 資格は職業を 11 分野に区分し、全産業の 9 割をカバーしている。2003 年時点において、全労働人口の 14%強を占める約 428 万人が取得している。

<参考文献>

- 小川一夫「所得リスクと予備的貯蓄」、財団法人学会誌刊行センターEconomic review 42(２)、1991 年。
- 土居丈朗「貯蓄関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」、慶應義塾大学・内閣府経済社会総合研究所、ESRI Discussion Paper Series No.1、2001 年。
- 長島直樹「期待と消費―期待はどのように消費に影響を与えているか」、富士通総研 Economic review2003.1。
- 樋口美雄『雇用と失業の経済学』、日本経済新聞社、2001 年。
- 内閣府「経済財政白書」、2009 年。
- トーマス・フリードマン『フラット化する世界 上・下』、日本経済新聞社、2006 年。
- 日本銀行「経済・物価情勢の展望」、2007 年。
- みずほ総合研究所「個人消費低迷の要因を探る」、みずほ日本経済インサイト、2007 年６月発行。
- 内閣府「経済財政白書」、2007 年。
- 小野亮「グローバル化と労働市場～歴史、理論、実証研究のサーベイ～」、みずほ総研論集、2007 年Ⅲ号。
- 田口博雄「デフレ経済下の家計消費―理念的整理と現実」、財団法人家計経済研究所、季刊家計経済研究、2003 年 WINTER No.57。
- 総合研究開発機構「新たな雇用制度設計を迫る非正規雇用の増加」、NIRA 研究報告書、2008 年。
- 日本労働研究機構「諸外国における職業能力評価制度の比較調査、研究―イギリス―」、資料シリーズ No.127、2002 年。