

# 雇用リスクと最低保障年金の厚生分析

山田 知明

## I はじめに

近年、長引く不況の影響により、家計が直面する所得・雇用リスクの拡大が指摘されている。失業率の高まりや学生の就職難、生活保護申請の増加等の数字は、厳しい現状を物語っている。家計はライフサイクルの各局面でさまざまなリスクに直面している。例えば、失業リスク [Low, et al. 2009] や所得リスク [Blundell, et al. 2008]、人的資本に対するリスク [Huggett, et al. 2009]、生存リスク [İmrohoroglu, et al. 1995]、医療費支出リスク [Jeske and Kitao 2009] 等が挙げられる。社会保障制度はそれらのリスクに対する重要な手段であるが、少子高齢化により、近年では制度の再設計が急務となっている。制度設計を考える際には、経済主体のミクロ的行動と一般均衡効果を考慮した上で厚生評価を行う必要がある。そこで本論文では、家計が直面する雇用リスクを考慮した動学的一般均衡モデルを構築して、雇用リスクと社会保障制度に関して考察する。

このような目的意識に基づく研究は、本論文が最初ではない。例えば、İmrohoroglu, et al. [1995] は家計が雇用リスクおよび生存リスクに直面する世代重複モデルを構築して、社会保障制度が再分配効果を持つ場合の最適所得代替率を分析している。彼らの分析結果によると、家計が将来を割り引く限り、最適社会保障制度は廃止（最適所得代替率はゼロ）となる。いくつかの先行研究でも同様の結果が報告されている [Yamada 2010]。これは、約40年間働く労働者にとって1年

未満の失業が生涯所得に与える影響は小さく、流动性制約に直面する家計を除いて、貯蓄の切り崩しで十分に対応出来るためである。しかし、この結論は我々の直観と必ずしも一致しない。失業が長い人生の中で一時的な所得の低下ではなく、深刻なキャリアパスの消失等を意味する場合、結論は変わってくるかもしれない。

社会保障制度は一般的に再分配効果を持つ。家計が所得に関するリスクに直面している時、再分配によって老後の所得を保障する事は生涯所得の安定につながる。その結果、老後に備えた過剰な蓄えは必要なくなり、勤労期のリスクに対して安心して貯蓄を切り崩せるという効果が見込まれる。特に、自分の意志とは無関係に低所得にならざるをえなかったり、無年金になってしまふ可能性がある場合、社会保障制度の厚生評価は先行研究と大きく異なる可能性がある。

本論文では、家計が多期間生存して雇用リスクに直面する世代重複モデルを用いて、数値解析によって分析する。雇用リスクと社会保障制度の関係について、定常状態比較を行った。我々の結論は以下の通りである。第1に、最低保障年金の導入は、限界的には事前の厚生を高める効果があり、将来世代の社会厚生を高める可能性がある。しかし第2に、利子率が高くなると、利子収入が期待できる事から最低保障年金導入の効果は弱まる。第3に、自身が低所得の無年金者になる確率が小さくても存在する場合、最低保障年金の導入は全所得階層の厚生を高める。

本論文の構成は以下の通りである。まず、II節で家計が直面する雇用リスクについて簡単にサ

ペイをする。III節で雇用リスクに直面する家計が存在する世代重複モデルをセットアップする。IV節では、モデルのパラメーターが日本経済とマッチするようにカリブレートする。V節で数値計算結果について議論をする。最後に、VI節でまとめと今後の展望について議論をする。

## II 先行研究

雇用リスクが拡大していると言ったとき、そこにイメージするものは必ずしも研究者間で共通していない。そこで、本節では雇用リスクについて先行研究を簡単にサーベイし、本論文で用いる雇用リスクを定義する。

家計は労働所得について、職を失うかもしれないという雇用リスクと、賃金が変動する賃金リスクの2種類の所得リスクに直面している。前者は0か1かという大きなリスクであり、実際に経験する家計の数は少ないものの一部の家計が大きな経済的困難に直面するのに対して、後者は給与やボーナスの一部カットなどより頻繁に多くの家計が経験するショックである。そのため、雇用リスクと賃金リスクは異なるリスクとしてとらえる必要がある。賃金リスクに関しては、多くの先行研究が存在する [Storesletten, et al. 2004; Abe and Yamada 2009]。近年では、Low, et al. [2009] が雇用リスクと賃金リスクを明示的に区別してリスクの推計を行っている。

恒常所得仮説に基づくと、一時的な所得低下はほとんど消費に反映されない。そのため、所得リスクの厚生評価を行う場合には、リスクの性質を考慮する必要がある。例えば、Blundell, et al. [2009] は所得リスクを恒常的ショックと一時的ショックに分解し、前者は消費に大きな影響を与えていたが後者の消費への影響は極めて小さいことを明らかにした。Low, et al. [2009] は賃金リスクと雇用リスクが併存するモデルを構築して、同様の分析を試みている。

我々は雇用リスクに注目する。雇用リスクが家計にとって深刻か否かは、失業の捉え方によって大きく変わってくる。前述の通り、İmrohoroglu,

et al. [1995] は失業リスクをモデル化して最適な社会保障制度を分析しているが、彼らの特定化では失業は6ヵ月程度の所得低下にすぎない。このような一時的ショックは、深刻な流動性制約に直面していない限り、容易にシェアできる。失業が家計にとって深刻である状況とは、たかだか数ヵ月間の所得減少ではなく、恒常的な所得低下の可能性がある場合であろう。

本論文では、3つのキャリアパスが存在するモデルを考える。図1は、大学卒（高所得層）、高校卒（中所得層）および正職員・正社員以外（低所得層）の平均所得を描いたものである（詳細はIV節）<sup>1)</sup>。失業しなければ、家計は各プロファイルに沿った所得を得ることになる。しかし、失業によって家計は異なるプロファイルに推移する可能性があると仮定する。そのため家計は、一時的な失職に加えて、恒常所得の変化という大きなショックにも直面している。また、詳細は次節で説明するが、低所得層は無年金者であると仮定をする。そのため、低所得層に推移した場合には引退後に公的年金を受け取れないという大きなリスクにも直面している。

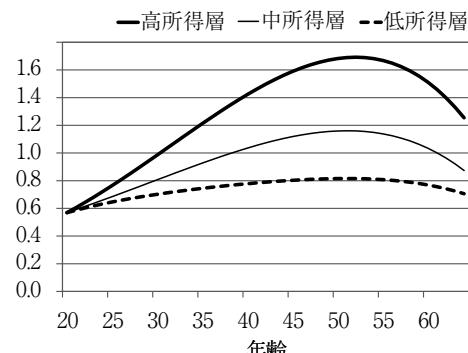


図1 所得プロファイル

## III 世代重複モデル

### 1 家計行動

Bewley型世代重複モデルを考える<sup>2)</sup>。家計は無数に存在しており、各家計は雇用状態に関して固有リスクに直面している。雇用リスクに注目する

ためモデルの1期間は3ヵ月間(四半期)とし、家計の年齢を $j$ 、各四半期を $q \in \{1, 2, 3, 4\}$ で表す。定常状態のみに注目するため、時間と年齢の区別はない。すべての家計は20歳から経済活動を開始し、65歳で定年退職して、最大で100歳まで生存することが可能である。しかし、生存リスク $0 < \phi_j < 1$ に直面しており、途中で死亡する可能性がある。 $\mu_{j,q}$ を $j$ 歳第 $q$ 四半期の人口分布とする。人口分布は $\mu_{j',q'} = \phi_j \mu_{j,q}$ に従って推移する。 $q$ が第4四半期の場合には $j' = j+1$ 、 $q' = 1$ となり、それ以外の場合には $j' = j+1$ で $q' = q + 1$ となる。

勤労家計(20歳から64歳)は、高所得層、中所得層と低所得層の3種類に区別される。20歳期初に労働市場に参加した際にどの所得層に属するかが確率的に決定し、割合をそれぞれ $\hat{\pi}_{h,20}$ 、 $\hat{\pi}_{m,20}$ 、 $\hat{\pi}_{l,20}$ と書くことにする。各所得階層の労働者は図2の矢印に従って推移する。基準ケースでは中・高所得層と低所得層は分断されており、中・高所得層は失業しても低所得層にはならず、低所得層は失業と低所得の職を繰り返すのみであると仮定する。V.4節で点線の矢印、すなわち低所得層への推移がある経済についても考察する。

高所得層の年齢・生産性プロファイルを $\{\kappa_j^h\}_{j=0}^{J_r}$ 、中所得層及び低所得層の年齢・生産性プロファイルをそれぞれ $\{\kappa_j^m\}_{j=0}^{J_r}$ 、 $\{\kappa_j^l\}_{j=0}^{J_r}$ と書く。各所得階層の賃金プロファイルをプロットしたのが図1である。

各所得層の労働者は失業リスクに直面しており、失業すると労働所得はゼロになる。 $\bar{d}$ 期間は全員、雇用保険を受け取る事が可能であるが、そ

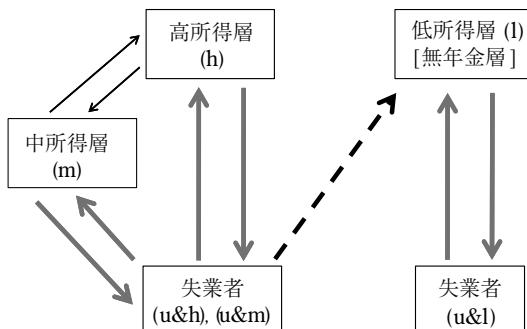


図2 雇用状態の推移

の後は雇用保険給付が打ち切られる。失業者は確率的に新しい職を見つける事ができ、前職が $z \in \{h, m, l\}$ である失業者が高・中所得の職を見つける確率はそれぞれ $\pi^u(z|h)$ 、 $\pi^u(z|m)$ であるとする。中所得労働者と高所得労働者は低確率で入れ替わる可能性があると仮定する(図2の細い線)。そのため、高所得労働者は失業するリスクに加えて中所得労働者になるリスクにも直面している。

**勤労世帯** 各家計は $(j, q)$ 期の期初に $a$ 単位の資産を保有している。平均標準報酬月額を四半期に換算した値(後述)を $b$ とする。勤労世帯の状態変数は、資産保有量 $a$ 、平均標準報酬月額 $b$ および雇用状態 $z$ となる。

労働者の価値関数 $V_{j,q}^e(a, b, z)$ は次のように書くことができる。

$$V_{j,q}^e(a, b, z) = \max_{c \geq 0, a' \geq 0} \left\{ u(c) + \phi_j \beta \left[ \sum_{z' \in \{h, m, l\}} \pi^e(z'|z) V_{j,q'}^e(a', b', z') + \pi^e(u|z) V_{j,q'}^u(a', b', z, 1) \right] \right\} \quad (1)$$

ただし、 $x'$ はすべて次期の値を意味する。現在の状態が $z \in \{h, m, l\}$ である労働者は確率 $\pi^e(z|z)$ で次期の雇用状態が決まる<sup>3)</sup>。失職( $u$ )した場合、前職の情報が必要になるため、状態変数に $z$ が含まれている。また、失業期間に応じて失業給付を受け取れるかどうかが決まるため、失業期間 $d$ も状態変数に含まれる<sup>4)</sup>。

次に失業者の価値関数 $V_{j,q}^u(a, b, z, d)$ を定義しよう。失業者の状態変数には失業期間 $d$ 及び前職の状態 $z$ が含まれている。

$$V_{j,q}^u(a, b, z, d) = \max_{c \geq 0, a' \geq 0} \left\{ u(c) + \phi_j \beta \left[ \sum_{z' \in \{h, m, l\}} \pi^u(z'|z) V_{j,q'}^e(a', b', z') + \pi^u(u|z) V_{j,q'}^u(a', b', z, d+1) \right] \right\} \quad (2)$$

**引退家計** 65歳以上の家計は労働供給を行うことができない。引退世帯の価値関数 $V_{j,q}^o(a, b, i_{ss})$ は、資産 $a$ 及びこれまでの平均標準報酬月額 $b$ 上で定義される。 $i_{ss}$ は指示関数でこの値が1の家計は

公的年金を受け取ることが可能であり、0の家計は無年金者であるとする。低所得階層は必ず無年金者であり、中・高所得階層は必ず年金を受け取る事ができる。

$$V_{j,q}^o(a,b,i_{ss}) = \max_{c \geq 0, a' \geq 0} \{ u(c) + \phi_j \beta V_{j',q'}^o(a',b',i_{ss}) \} \quad (3)$$

**予算制約** すべての家計の予算制約は次式で表される。

$$c_{j,q} + a_{j',q'} = y_{j,q} + (1+r)(a_{j,q} + \xi) \quad (4)$$

$c_{j,q}$ は消費量、 $a_{j,q}$ と $a_{j',q'}$ は今期および次期の資産保有量、 $r$ は利子率、 $\xi$ はIII.3節で説明する意図しない遺産である。勤労世帯と引退世帯の違い、あるいは勤労世帯内の違いはフロー所得 $y_{j,q}$ のみである。フロー所得は次の通りに決定する。

(5) の1番上の式は中・高所得層の労働所得である。 $w$ はマクロにおける賃金水準であり、労働所得 $w\kappa_j^z$ から年金保険料 $\tau^{ss}$ 及び失業保険料 $\tau^{ui}$ がひかれていく。(5) 式の2番目は低所得層の労働所得である。彼らは無年金者であるため、年金保険料を支払っていない。(5) 式の3番目と4番目は失業者の所得であり、失業保険給付期間中は前職に応じて失業保険給付 $w\kappa_j^z e^{ui}$ が支払われるが、失業保険給付期間が過ぎた後は0となる。(5) 式の5番目は引退世帯の収入である。公的年金は、国民年金と厚生年金の2階建て構造を想定している。国民年金は定額で $\varphi^{1st}$ だけ支払われる一方、厚生年金は平均標準報酬月額 $b$ に比例して $\varphi^{2nd} b$ だけ受け取れる。 $w\varphi^{all}$ は無年金者か否か(年金保険料を納めたか否か)に関わらず、全員が受け取れる最低保証年金である。基準ケースではゼロとして、V節で政策実験を行う。

$$y_{j,q} = \begin{cases} (1-\tau^{ss}-\tau^{ui})w\kappa_j^z & \text{if } j \leq j_r \text{ and } z \in \{h,m\} \\ (1-\tau^{ui})w\kappa_j^z & \text{if } j \leq j_r \text{ and } z \in \{l\} \\ w\kappa_j^z e^{ui} & \text{if } j \leq j_r, z \in \{h,m,l\} \text{ and } d \leq \bar{d} \\ 0 & \text{if } j \leq j_r \text{ and } d > \bar{d} \\ w(\varphi^{1st} + \varphi^{2nd} b) i_{ss} + w\varphi^{all} & \text{if } j > j_r \end{cases} \quad (5)$$

勤労期における平均標準報酬月額は(6)式に

従って推移する。

$$b_{j',q'} = \frac{b_{j,q} [4j+q-1] + y_{j,q}}{4j+q} \quad (6)$$

ただし、失業期間は平均標準報酬月額に加算されない。

## 2 生産技術

総資本供給および総資本労働は下記の通りに決定する。

$$K = \sum \mu_{j,q} \int a_{j,q} d\Phi_{j,q}(a,b,z) \quad (7)$$

$$L = \sum \mu_{j,q} \sum_{z \in \{h,m,l\}} \int \kappa_j^z d\Phi_{j,q}(a,b,z) \quad (8)$$

ただし、 $\Phi_{j,q}(a,b,z)$ は状態 $(a,b,z)$ の家計がどれだけ存在しているかを表す分布関数である<sup>5)</sup>。集計した資本及び労働を使って代表的企業は生産活動を行っている。マクロ経済における生産関数は通常のCobb-Douglas型とする。

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$$

## 3 政府の予算制約

我々のモデルにおける政府の役割は、(1) 公的年金制度の運営、(2) 雇用保険の提供及び(3) 意図しない遺産の分配の3つである。公的年金制度の予算制約は次のとおりである。

$$\begin{aligned} T^{ss} &= \sum_{j=0}^{j_r} \mu_{j,q} \sum_{z \in \{h,m\}} \int \tau^{ss} w\kappa_j^z d\Phi_{j,q}(a,b,z) \\ B^{1st} &= \sum_{j=j_{r+1}}^J \mu_j w\varphi^{1st} \\ B^{2nd} &= \sum_{j=j_{r+1}}^J \int w\varphi^{2nd} b_{j_r} d\Phi_{j,q}(a,b,i_{ss}) \\ B^{All} &= \sum_{j=j_{r+1}}^J \mu_j w\varphi^{all} \\ T_t^{ss} &= B_t^{1st} + B_t^{2nd} + B^{All} \end{aligned} \quad (9)$$

$\varphi^{1st}$ と $\varphi^{2nd}$ は外生的に与えられており、保険料率 $\tau^{ss}$ が内生的に決定する。雇用保険の予算制約は、

$$\tau^{ui} L = \sum \mu_{j,q} \sum_{z \in \{h, m, l\}} \int \kappa_j^z e^{ui} d\Phi_{j,q}(a, b, z) \quad (10)$$

となる。意図しない遺産の再分配は次の通りである。

$$\xi = \sum \mu_{j-1,q-1} (1 - \phi_{j-1}) a_{j,q} \quad (11)$$

#### 4 均衡の定義

本論文では定常比較のみを行う。そのため、注目するのは下記の再帰的競争均衡である。

**定義** 再帰的競争均衡は以下を満たす。

- (i) 家計の最適化：家計は予算制約 (4) 式の下で (1) 式、(2) 式および (3) 式を満たすように政策関数を決定している。
- (ii) 企業の最適化：企業は利潤を最適にするよう生産活動を行っており、要素価格は

$$r = \alpha A(K/L)^{\alpha-1} - \delta, \quad w = (1 - \alpha)A(K/L)^\alpha$$

となる。ただし、 $\delta$  は資本減耗率である。

- (iii) 市場生産条件：資本市場の均衡条件 (7) 式および労働市場の均衡条件 (8) 式が満たされている。
- (iv) 政府の予算制約：(9) 式、(10) 式および (11) 式が満たされている。
- (v) 分布関数の定常性：分布関数  $\Phi_{j,q}(a, b, z)$  が定常分布を持つ。

## IV カリブレーション

### 1 選好と生産技術

日本経済にマッチするようにパラメーターを設定しよう。我々のモデルにおける1期間は四半期であるため、異時点間の代替の弾力性の逆数である  $\gamma$  が大きな値を取ると実証研究との整合性に問題がある。よって、Abe and Yamada [2009] に従って2とした。割引因子  $\beta$  は、内生的に決定する利子率（年率）が約4%になるように年率の割引因子を0.99とした。資本分配率および固定資本減耗率は Hayashi and Prescott [2002] に従って、それ

ぞれ  $\alpha=0.362$  と  $\delta=0.083$  とする。

### 2 生存確率及び人口分布

家計が直面する生存確率  $\{\phi_j\}$  は、国立社会保障・人口問題研究所による「日本の将来人口推計（平成18年12月推計）」の男性の将来生命表（中位推計）を用いた。また、人口成長率は0%とした。人口推移式  $\mu_{j,q} = \phi_j \mu_{j,q}$  に基づいて人口分布を計算すると、労働力人口（20歳から64歳）と引退人口（65歳から100歳）の比はおよそ37.64%となり、実際の値である35.23%と近くなる。

### 3 賃金プロファイル

労働者は高所得層、中所得層および低所得層の3種類に分類される。高所得層は大学卒の賃金プロファイル、中所得層には高校卒の賃金プロファイルを用いた。各種賃金プロファイルは、厚生労働省の「賃金構造基本統計調査」を用いて計算をした。

具体的な計算方法は以下の通りである。賃金構造基本統計調査の「きまって支給する現金給与」を12ヶ月分合計して、「年間賞与その他特別給与額」を足し合わせた。賃金構造基本統計調査は2009年まで利用可能であるが、年間賞与その他特別給与額は一年前の金額を調査しているため、賃金プロファイルを計算できるのは2008年までである。図1は2008年におけるクロスセクションでみた賃金プロファイルである<sup>6)</sup>。低所得階層については、「正社員・正職員以外」のデータを用いて同様の計算を行った。分析結果を見やすくするために、20歳時の所得水準を揃えた後、平均値を1に基準化した。

### 4 雇用リスク

雇用リスクは推移確率  $\pi^e(z|z)$ ,  $\pi^u(z|z)$  によって特徴付けることが出来る。各所得層の失業率は、学歴ごとの平均失業率である3.4%と6.5%とした。正社員・正職員以外の失業率は、中所得層と同じく6.5%とした。平均失業期間が6ヶ月になるように失業からの脱出確率を調整している。失業率と平均失業期間を定めると、雇用・失業の推移確率

行列を計算する事ができる<sup>7)</sup>。社会保障国民会議によると、無年金者は各コホートの1.8%程度と推計されている<sup>8)</sup>。そこで、低所得層は勤労世帯の2%として、高所得層と中所得層は半々(49%)とした。雇用保険は6ヶ月間受け取ることが出来る。雇用保険の水準 $e^{ui}$ については、0.5とした。

## 5 公的年金制度

我々のモデルにおける公的年金制度は、国民年金と厚生年金の2階建てとなっている。OECD[2007]に従って、国民年金部分である $\phi^{1st}$ については0.16とした。厚生年金部分の支給乗数 $\phi^{2nd}$ は0.0055(支給乗率) × 40年で0.22とした。両数値は厚生労働省のモデルケースと比較すると低めであるが、我々のモデルでは第1号被保険者、第2号被保険者の区別などを無視しており、単純平均したマクロ経済の数値のため低めに設定する必要がある。V.1節で確認するように、この値だと均衡で決まってくる保険料率は13.8%となり、現行水準と近くなる。

以上、設定したパラメーターをまとめたものが表1である。

表1 カリブレーション・パラメーター

説明	パラメーター	値
割引因子	$\beta$	0.99
相対的危険回避度	$\gamma$	2
資本分配率	$\alpha$	0.362
固定資本減耗率	$\delta$	0.087
雇用保険給付額	$e^{ui}$	0.5
雇用保険給付期間	$\bar{d}$	2四半期
公的年金(一階部分)	$\phi^{1st}$	0.16
公的年金(二階部分)	$\phi^{2nd}$	0.22
20歳時の高所得層の割合		49%
20歳時の中所得層の割合		49%
20歳時の低所得層の割合		2%
高所得層の失業率		3.4%
中所得層の失業率		6.5%
低所得層の失業率		6.5%
平均失業期間		2四半期
高・中所得層間の推移確率(四半期)		1%

## V 数値計算結果

### 1 厚生評価の基準

さまざまなケースを比較するためには、家計の厚生を測る基準が必要になる。本論文では、定常状態間を比較するため、(12)式の事前の期待効用(Ex-Ante Expected Value)を厚生評価の基準とした。

$$EV = \sum_{z \in \{h, m, l\}} \hat{\pi}_{z,20} V_{0,1}(0,0,z) \quad (12)$$

(12)式によって、社会保障制度以外は同一の経済にこれから参加する家計間の厚生比較が可能になる。ただし、(12)式には単位がないため、基準ケースと比較した際に制度改革を行ったことによってどれだけ消費量で測った厚生改善が見込まれるかを表す、等価消費量を計算した。

$$CEQ = \left( \frac{EV^{\text{Reform}}}{EV^{\text{Bench}}} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} - 1$$

同様に、各状態が実現した後のCEQをそれぞれ、CEQ(h), CEQ(m), CEQ(l)と書くことにする。

### 2 雇用リスクが厚生に与える影響

まず、雇用リスクの拡大がどの程度、厚生損失を生じさせるかを確認しておこう(表2)。表2の基準ケースでは均衡利子率が約1%(四半期)で、公的年金の保険料率が13.8%と現行水準に非常に近い水準になっている。図3は基準ケースにおける各所得層の消費プロファイルをプロットしたものである。低所得層は年金保険料を負担していないため、若年期には中・高所得層より可処分所得が高くなる。それを反映して低所得層の消費水準は20歳代前半では高めになる。しかし、賃金成長率が低いため、30歳代になると中・高所得層に追い抜かれることになる。中・高所得層が40歳代後半から50歳代前半に消費のピークを迎えて緩やかに消費を減らすのに対して、低所得層は消費プロファイルがフラットであり50歳代から急激に低下する。低所得層は無年金者でもあるので、老後の

表2 雇用リスクの厚生分析

	(a) 失業率	(b) 無年金者	(c) 推移確率
基準	+2%	+2%	+0.25%
利子率	1.05%	1.54%	1.03%
保険料率	13.8%	13.9%	13.6%
ch(w)	0.00%	-2.88%	0.10%
ch(Y)	0.00%	-4.92%	-0.60%
ch(C)	0.00%	-2.52%	-0.51%
CEQ	0.00%	-4.90%	-0.84%
CEQ(h)	0.00%	-5.09%	-0.78%
CEQ(m)	0.00%	-4.89%	-0.14%
CEQ(l)	0.00%	-1.86%	-0.24%

注) 利子率は四半期間の値である。ch(・)は変化率を表している。

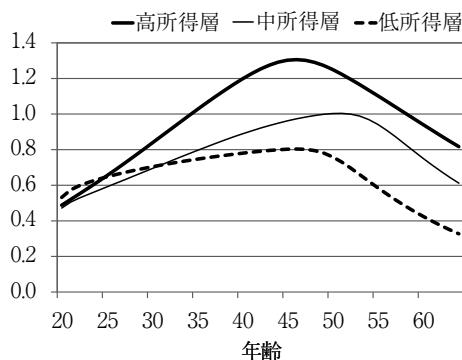


図3 所得階層ごとの消費プロファイル

生活のために多額の貯蓄が必要になる。そのため引退直後の資産保有量は中所得層よりも低所得層の方がやや大きくなる。

表2はIV節で設定した基準ケースと、(a) 失業率が2%増加した場合、(b) 無年金者が2%増加した場合、(c) 中・高所得層だった失業者が低確率（四半期で0.25%）で低所得層、すなわち無年金者に推移する確率がある場合を比較している。

(a) 失業率が2%増加すると、総資本が低下して利子率は0.5%（四半期）程度、増加する。失業率の増加は、予備的貯蓄による資産増のインセンティブを与えるが、マクロ経済における失業者の増大は総資本供給の低下につながる。そのため、利子率は上昇して、賃金 $w$ は

約2.9%低下する。また、総産出 $Y$ は約4.9%の低下になる。消費量で測った事前の期待効用(CEQ)の低下は約4.9%と大きな厚生損失となる。

- (b) 低所得層（無年金者）の割合は、基準ケースでは全人口の2%仮定していたが、それが4%に増加した場合に何が起こるかを見てみよう。無年金者は保険料を支払わない代わりに給付もないため、均衡保険料率はわずかに(0.2%)低下する。また、産出量も0.6%低下している。CEQをみると、-0.84%となっている。すなわち、自分自身が低所得層に属して無年金者になってしまふ確率が2%高まると、消費量で測って-0.84%の事前の期待効用の低下となる。ただし、中・高所得層の期待効用はわずかに上昇している。これは要素価格が変化した一般均衡効果の影響である。
- (c) 最後に、一度失業プールの中に入った中・高所得層が低い確率（0.25%）で低所得層に推移する場合を考えよう。これは図2における点線の推移に相当する。ケース(b)は、一度、中・高所得層になってしまえば無年金というリスクは他人事になってしまう。一方、ケース(c)では自分が無年金者になるリスクが存在している。ケース(c)では年金給付が始まる65歳時点での無年金者が4.14%程度存在する事になる。そのため、マクロ経済全体における無年金者の割合はケース(b)とほぼ同じである。しかし、ケース(c)では自分が無年金者になるリスクがあるため、中・高所得層の期待効用が大きく低下する。

### 3 最低保障年金の導入

図3にあるように、無年金者は50歳代に入ってから消費量を低下させないと引退後の生活を賄うことができない。そこで、最低保障年金として、保険料負担の有無にかかわらず一律に一定額を給付した場合の影響を分析していこう。表3の左側は、すべての家計に $\varphi^{\text{all}} \in \{0.05, 0.10, 0.15\}$ だけ分配した場合の定常均衡である。中・高所得層は、国民年金、厚生年金に加えて最低保障年金を受け取

表3 最低保障年金の導入

基準	全員			無年金者のみ		
	5%	10%	15%	5%	10%	15%
利子率	1.05%	1.21%	1.38%	1.52%	1.05%	1.05%
保険料率	13.8%	15.5%	17.3%	19.1%	13.8%	13.8%
ch(w)	0.00%	-1.02%	-1.95%	-2.79%	-0.02%	-0.04%
ch(Y)	0.00%	-1.02%	-1.95%	-2.79%	-0.02%	-0.04%
ch(C)	0.00%	-0.17%	-0.33%	-0.55%	-0.02%	-0.04%
CEQ	0.00%	0.04%	-0.18%	-0.76%	0.03%	0.04%
CEQ(h)	0.00%	-0.10%	-0.44%	-1.11%	-0.06%	-0.13%
CEQ(m)	0.00%	-0.11%	-0.45%	-1.13%	-0.07%	-0.14%
CEQ(l)	0.00%	5.09%	9.33%	12.71%	3.05%	6.05%

注) 利子率は四半期間の値である。ch(・)は変化率を表している。

る。例えば、平均所得の5%だけ最低保障年金を給付した場合、保険料率は約1.7%上昇する。給付を平均所得の15%にまで増やすと、保険料率は5%以上の上昇になる。最低保障年金の導入は総資本を減らすため、産出量を1~2.8%程度低下させる。しかし、低所得層のCEQ(l)を5%以上高める効果を持ち、事前の期待効用も $\varphi^{all}=0.05$ では正値になる。すなわち、最低保障年金は、これから経済に参加してどの所得階層になるかが決定していない家計にとって、厚生改善につながることが期待される。しかし、最低保障年金の水準を高くし過ぎると、低所得層には厚生改善になるものの、それ以外の厚生は劣化する。これは高保険料率と流動性制約の存在のためである。

表3の右側は、無年金者のみに最低保障年金を給付した場合である。中・高所得層は既にある程度の年金給付を受け取っており、基準額に満たない家計にのみ給付するケースに近い。無年金者のみに給付する場合、全人口に占める無年金者の割合は2%と小さいことから、ほとんど保険料率を変えない。そのため、中・高所得層への影響は極めて小さいまま、低所得層だけ大幅な厚生改善が見込まれる。また、事前の効用がわずかながら高くなるため、これから経済に参加する家計にとっては厚生改善となる。ただし、この分析にはモラルハザードの影響を一切、考慮していない点に注意をする必要がある。低所得層は負担なしに給付

を受け取れるため、必ず厚生改善となる。

#### 4 雇用リスクと最低保障年金

次に、家計が直面する雇用リスクが変化した場合に、最低保障年金導入の政策的含意がどのように影響を受けるかを確認していこう。V.2節と同様、3つのケースを考える。

第1に、失業率が2%増加した場合の最低保障年金導入の影響を分析しよう。一律に最低保障年金を給付する場合、中・高所得層のCEQ(h), CEQ(m)だけでなく、事前の厚生(CEQ)も負値となっている。これは、低所得層に対する導入の効果が弱まっているためである。前述のように、失業率が高まると利子率が上昇すると、引退後に利子所得である程度生活できることが期待される。そのため、最低保障年金の必要性は相対的に弱まる。この結論は失業率の上昇に伴う一般均衡効果というより、最低保障年金導入が金融政策の影響を受けることを示唆していると考えられる。ただし、我々のモデルでは低所得層が引退後の生活のために消費水準を大幅に低下させて貯蓄を行うことを想定している。蓄えがなく生活保護に頼る家計の存在をモデル化した場合、この結論は変わる可能性がある。

第2に、無年金者が2%上昇した場合の最低保障年金の導入の効果を確認していこう。これから経済に参加する家計にとって無年金者になる確率が

表4 失業率が2%上昇した場合の最低保障年金の導入

基準	全員			無年金者のみ		
	5%	10%	15%	5%	10%	15%
利子率	1.54%	1.71%	1.87%	2.02%	1.54%	1.55%
保険料率	13.9%	15.7%	17.5%	19.3%	13.9%	14.0%
ch(w)	0.00%	-0.98%	-1.88%	-2.69%	-0.03%	-0.05%
ch(Y)	0.00%	-0.98%	-1.88%	-2.69%	-0.03%	-0.05%
ch(C)	0.00%	-0.21%	-0.41%	-0.62%	0.04%	0.01%
CEQ	0.00%	-0.01%	-0.27%	-0.75%	0.16%	0.13%
CEQ(h)	0.00%	-0.14%	-0.51%	-1.09%	0.08%	-0.01%
CEQ(m)	0.00%	-0.13%	-0.48%	-1.05%	0.09%	-0.01%
CEQ(l)	0.00%	4.42%	8.14%	11.29%	2.74%	5.23%
						8.08%

注) 利子率は四半期間の値である。ch(・)は変化率を表している。

表5 無年金者が2%増加した場合の最低保障年金の導入

基準	全員			無年金者のみ		
	5%	10%	15%	5%	10%	15%
利子率	1.03%	1.20%	1.36%	1.52%	1.04%	1.05%
保険料率	13.6%	15.4%	17.2%	19.0%	13.7%	13.8%
ch(w)	0.00%	-1.04%	-1.98%	-2.85%	-0.05%	-0.12%
ch(Y)	0.00%	-1.04%	-1.98%	-2.85%	-0.05%	-0.12%
ch(C)	0.00%	-0.19%	-0.31%	-0.45%	-0.04%	-0.03%
CEQ	0.00%	0.10%	0.05%	-0.31%	0.05%	0.21%
CEQ(h)	0.00%	-0.18%	-0.48%	-1.03%	-0.12%	-0.14%
CEQ(m)	0.00%	-0.21%	-0.49%	-1.05%	-0.14%	-0.15%
CEQ(l)	0.00%	5.07%	9.43%	13.03%	3.11%	6.31%
						9.30%

注) 利子率は四半期間の値である。ch(・)は変化率を表している。

表6 無年金者への推移確率が正值の場合の最低保障年金の導入

基準	全員			無年金者のみ		
	5%	10%	15%	5%	10%	15%
利子率	1.03%	1.20%	1.37%	1.52%	1.04%	1.05%
保険料率	13.6%	15.4%	17.2%	19.0%	13.7%	13.8%
ch(w)	0.00%	-1.04%	-1.98%	-2.83%	-0.05%	-0.11%
ch(Y)	0.00%	-1.04%	-1.98%	-2.83%	-0.05%	-0.11%
ch(C)	0.00%	-0.20%	-0.32%	-0.65%	-0.04%	-0.06%
CEQ	0.00%	0.12%	0.07%	-0.70%	0.09%	0.20%
CEQ(h)	0.00%	-0.02%	-0.20%	-1.03%	0.00%	0.03%
CEQ(m)	0.00%	-0.03%	-0.18%	-1.06%	-0.00%	0.03%
CEQ(l)	0.00%	5.06%	9.41%	12.48%	3.10%	6.20%
						9.19%

注) 利子率は四半期間の値である。ch(・)は変化率を表している。

高まったくことを意味するため、全員に一律で分配する場合、CEQは正値になっている。また、表3と比較して $\phi^{all}=0.10$ でもCEQが正値になることから、無年金者の増加は最適な最低保障年金額を高くする。

最後に、低所得層への推移確率が正値の場合の最低保障年金の導入を確認していく。無年金者になる確率が小さくてもプラスである場合、最低保障年金の導入はすべての家計にとって他人事ではなくなる。表5と同様に、最低保障年金をすべての家計に配分する政策は事前の厚生改善につながる。しかし、保険料率が高くなることから中・高所得層の厚生は劣化する。無年金者のみに分配する政策は、表5の場合には、低所得層には厚生改善につながるものの中・高所得層の厚生を劣化させていた。一方、低所得層に推移する可能性がある場合、小さな値であるが、すべての所得階層にとって厚生改善になる可能性がある。

## VI まとめと今後の課題

本論文では、多期間世代重複モデルを用いて、雇用リスクが存在する経済における最低保障年金導入の厚生評価を試みた。最低保障年金の限界的な導入は、産出量を下げるものの、厚生を高める可能性があることを示した。特に、自身が低所得・無年金層になるリスクが高まると、最低保障年金の導入は一般均衡効果を考慮しても厚生を高める。一方で、利子率が高くなると最低保障年金導入の効果は弱まることを明らかにした。最低保障年金の導入は、確率的には小さくても大きな生涯所得低下のリスクが存在する場合には、厚生改善の効果を持つ。ただし、生涯所得低下のリスクに対する保険制度として、最低保障年金によってカバーするべきなのか、それとも勤労期のセーフティネットによってカバーすべきなのかは、これから更なる検討が必要である。

我々のモデルは雇用リスクと社会保障制度に関する政策実験用に設計されたシンプルなモデルであり、さまざまな方向に拡張可能性を持っている。第1に、移行経路を明示的に分析する必要が

ある。本論文における厚生比較は将来世代にとっては重要な政策メニューを提示することになるが、現役世代にとっては、必ずしも厚生改善とならない可能性がある。そのため、明示的に移行過程を考察し、制度改革によってどの世代がどれだけ不利益を被るかを分析する必要がある。第2に、我々のモデルでは、雇用リスクに非常にシンプルな仮定を置いていた。雇用リスクと所得リスクを組み合わせることによって、家計が直面するリスクをより正確にモデル化できる。同時に、所得リスクの源泉である人的資本蓄積や教育投資についても考察する必要がある。

## 付記

本論文の作成にあたり、稻垣誠一、小塙隆士、金子能宏、畠農銳矢の各氏から有益なコメントをいただいた。もちろん、残ったあらゆる誤りは著者の責任である。本研究の一部は、科学研究費補助金・若手研究（B）No. 1973014の助成を受けたものである。

## 注

- 1) 日本の労働市場に関しては古くから二重労働市場仮説が一定の説得力を持ってきた。図1は学歴別のプロファイルであるが、企業規模別でも似たような形状のプロファイルを描くことができる。本論文における雇用リスクとは、新卒市場で採用された後、異なるキャリアパスを歩むことによる家計を極端な形でモデル化したものと考えられる。二重労働市場仮説に関しては、例えば、石川（1999）を参照せよ。
- 2) 紙面の制約から、数値計算手法の詳細を説明する事はできない。詳しくは、Heer and Maussner（2009）の第10章を参照せよ。
- 3) 推移の組み合わせにはゼロが含まれている。
- 4) 勤労世帯が職を失った直後は失業期間が1なので、必ず $d=1$ である。簡単のために、雇用保険加入期間に関わらず失業保険給付を受け取れると仮定する。
- 5) 分布関数を詳しく説明する事はややテクニカルになる。詳細はHeer and Maussner（2009）を参照せよ。
- 6) 近年、賃金プロファイルの傾きが緩やかになっているという指摘があるが、本論文では定常均衡のみを考察しているため、プロファイルは一定と仮定している。傾き自体が大きく変化する

- 場合、若年層にとって生涯所得が大幅に変わってくるため、大きな所得リスクとなる (Guvenen, 2007)。
- 7) İmrohoroglu, et al. (1995) を参照せよ。
  - 8) [http://www.kantei.go.jp/jp/singi/syakaihosyoukuminkaigi/kaisai/syotoku/dai05/05siryou2\\_2.pdf](http://www.kantei.go.jp/jp/singi/syakaihosyoukuminkaigi/kaisai/syotoku/dai05/05siryou2_2.pdf) を参照せよ。

### 参考文献

- 石川経夫 (1999) 『分配の経済学』東京大学出版会。
- Abe, N. and T. Yamada (2009) "Nonlinear Income Variance Profile and Consumption Inequality over the Life Cycle", *Journal of the Japanese and International Economies*, 23, pp. 344-366.
- Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston (2008) "Consumption Inequality and Partial Insurance", *American Economic Review*, 98, pp. 1887-1921.
- Guvenen, F. (2007) "Learning Your Earning: Are Labor Income Shocks Really Very Persistent?", *American Economic Review*, 97, pp. 697-712.
- Hayashi, F. and E.C. Prescott (2002) "The 1990s in Japan: A Lost Decade", *Review of Economic Dynamics*, 5, pp. 206-35.
- Heer, B. and A. Maussner (2009) *Dynamic General Equilibrium Modeling: 2nd Edition*, Springer.
- Huggett, M., G. Ventura, and A. Yaron (2009) "Sources of Lifetime Inequality", *mimeo*, University of Pennsylvania.
- İmrohoroglu, A., S. İmrohoroglu, and D.H. Joines (1995) "A Life Cycle Analysis of Social Security", *Economic Theory*, 6, pp. 83-114.
- Jeske, K. and S. Kitao (2009) "U.S. Tax Policy and Health Insurance Demand: Can a Regressive Policy Improve Welfare?", *Journal of Monetary Economics*, 56, pp. 210-221.
- Low, H., C. Meghir, and L. Pistaferri (2009) "Wage Risk and Employment Risk over the Life Cycle", forthcoming, *American Economic Review*.
- OECD (2007) *Pensions at a Glance: Public Policies across OECD Countries*, OECD Publishing.
- Storesletten, K., C.I. Telmer, and A. Yaron (2004) "Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor-Market Risk", *Journal of Political Economy*, 112, pp. 695-717.
- Yamada, T. (2010) "A Politically Feasible Social Security Reform with a Two-Tier Structure", *mimeo*, Meiji University.

(やまだ・ともあき 明治大学准教授)