
研究論文

一時金選択率の推定と会計上のリスク評価

井川孝之*

2010年9月30日投稿

2011年1月24日受理

概要

退職給付債務の基礎率の1つである一時金選択率は、年金給付設計によっては退職給付債務へ大きな影響を及ぼす。また、一時金選択率の変動により、給付支払いまでの期間が変動し、退職給付債務へ影響を及ぼす。一時金選択率は、実績データ数が少ない場合や実績データが大きく変動する場合等もあり、合理的な算定に困難を伴う場合も少なくない。本稿では、実績データ数が少ない場合等における一時金選択率のベイズ推定の方法を提案する。

次に、実際の一時金選択率は変動することを踏まえ、会計上の退職給付債務の概念とリスクの測定方法について整理した上で、一時金選択率に係る退職給付債務のリスクを金利と一時金選択率の確率モデルにより評価する方法を例示する。例示した確率モデルにより、一時金選択率の推定の不確実性や金利との相関が退職給付債務へ及ぼす影響を検証し、退職給付債務のリスク評価について考察する。

キーワード： 退職給付会計、一時金選択率、ベイズ推定、負債の測定、リスク評価

1 はじめに

我が国の企業年金は、年金給付については年金受給が原則となっているが、規約で定めた場合等は年金に代えて一時金（以下「選択一時金」と言う）を

選択することが可能となっている（表1参照）¹。このため、退職給付債務の評価や財政計算においては、一時金選択率の前提が置かれている。一時金選択率は、過去の実績から合理的に算定することが可能な場合は当該率を用いることが必要とされている²が、

*みずほ総合研究所株式会社
〒100-0011 東京都千代田区内幸町 1-2-1
email: takayuki.igawa@mizuho-ri.co.jp
本稿の内容は、所属会社の意見を表明するものではない。

¹ 米国や英国等の諸外国においても、年金給付に代えての一時金給付の取扱いが可能な制度が存在する。また、米国のキャッシュバランス制度等は、引退時に一時金として利用可能な勘定残高を生み出すものとされ、一定の要件の下、年金選択が可能な形態となっている。

² 財政計算においては、一時金選択率の推定が困難な場合、保守的な設定により年金財政を健全に保つことも可能であるが、退

実績データ数が少ない場合や実績データが大きく変動する場合等があり、推定に困難を伴う場合も少なくない。一方、一時金選択率の変動は、給付支払いまでの期間が変動し、年金給付設計によっては退職給付債務へ大きな影響を及ぼす。特に、単一の割引率を用いる場合、割引率の基礎となる期間が変動するため、割引率の変動を通じて退職給付債務へ影響を及ぼす。

本稿では、上記のことを踏まえ、実績データ数が少ない場合等における一時金選択率のベイズ推定の方法を提案する。また、一時金選択率の変動性と退職給付債務のリスクを確率モデルにより評価する方法を例示し、退職給付会計における一時金選択に係るリスク評価のあり方について考察する。

表1 選択一時金に係る取扱い

| | 法令・通達における規定 |
|--------------|---|
| 確定給付 企業年金 | 老齢給付金は、年金として支給するが、規約で定めた場合には一時金として支給することができる。(確定給付企業年金(以下「DB」と言う)法第38条) |
| 厚生年金 基金 | 代行部分相当額を上回る額に相当する部分の加算年金に保証期間が設けられているときは、当分の間、年金受給権者の選択により選択一時金を支給することができる。(厚生年金基金設立認可基準取扱要領) |

2 退職給付会計基準の規定

退職給付債務の前提となる基礎率の算定方法については様々な研究がなされてきているが、実務上の算定の基本的な考え方は、退職給付会計基準等において規定されている。このため、まず、現行の退

職給付債務の評価においては、合理的に算定することが基本とされている。

職給付会計基準等における一時金選択率に係る規定を確認する。

2.1 我が国の退職給付会計基準

我が国の退職給付会計は、企業会計審議会「退職給付に係る会計基準の設定に関する意見書」、日本公認会計士協会「退職給付に関する実務指針(中間報告)」、日本アクチュアリー会・日本年金数理人会

表2 退職給付会計に係る実務基準(日本アクチュアリー会・日本年金数理人会)

| | |
|----------------------------|--|
| 2.1 基礎率の合理的な設定についての考え方(抜粋) | (略) |
| | 人口統計的な基礎率とは、予定退職率、予定死亡率、予定昇給率のうち定期昇給に相当する部分、予定一時金選択率など、人員集団全体としての特性を反映するものである。それぞれの算出方法としては、その集団の現在および過去の実績データを用いて算定する企業年金の数理実務で行われている一般的な方法があり、これらを利用することは基本的に妥当であると考えられる。(略) |
| 2.7 予定一時金選択率 | 年金による退職給付で一時金選択が認められており、予定一時金選択率を過去の実績から合理的に算定できる場合には、当該率を計算の基礎として用いることが必要である。 |
| | なお、予定一時金選択率の算定が困難な場合には、退職給付見込額が最大となる受給方法を前提にして、退職給付債務や勤務費用の評価を行うことができるものとする。 |
| | (注) 予定一時金選択率を過去の実績から合理的に算定できる場合とは、過去の実績が安定的・継続的であり、今後も同じ傾向が続くものと想定できる場合である。 |

「退職給付会計に係る実務基準」等³による。基礎率設定に係る全般的な考え方と一時金選択率に係る規定は、主に退職給付会計に係る実務基準に記載されており、表2の通りとなっている。

現行規定では、予定一時金選択率の算定が困難な場合には、退職給付見込額が最大となる受給方法を前提として、退職給付債務等の評価を行うことができるものとされており、事前情報が乏しい場合等においては、保守的な設定が容認される規定となっている。

2.2 国際会計基準と米国会計基準

我が国の会計基準は、国際会計基準とのコンバージェンスが進んでおり、将来的には、国際会計基準そのものが我が国の会計基準となることも検討されている（企業会計審議会[2009]）。また、我が国のアクチュアリーが国際会計基準や米国会計基準等の諸外国の会計基準に基づく退職給付債務の評価を行う場合もあり得る。このため、国際会計基準と米国会計基準における基礎率の取扱いについて確認しておく。各会計基準の基礎率設定に関する全般的な考え方は、表3の通りである。国際会計基準、米国会計基準とも、基礎率は最善の推定値又は最善の見積りであることが規定されている。⁴

表3 各会計基準における基礎率設定の考え方

| | 基礎率設定の考え方 |
|--------|---------------------------------------|
| 国際会計基準 | 偏りがなく相互に調和の取れたもの。最善の推定値。 |
| 米国会計基準 | 使用する基礎率個別に最善の見積りを反映する。 |
| 日本基準 | 合理的な設定。経済変数的な基礎率は、相互に矛盾のないものとする必要がある。 |

³ 我が国の退職給付会計基準は、国際会計基準とのコンバージェンスのため、2010年3月に企業会計基準委員会より公開草案が公表され、改正される予定である。

⁴ 2008年1月と3月のIFRIC（国際財務報告解釈指針委員会）会議において、年金給付に代え受け取る一時金給付はIAS19（国際会計基準第19号 従業員給付）に規定される清算に該当するか否かについて審議された。その結果、基礎率としてカバーされる事象は清算として取り扱わないことが確認された。

我が国の退職給付会計においては、基礎率は、合理的な設定が必要であるとされているが、前述の通り、事前情報が乏しい場合等において保守的な設定が容認される規定となっており、国際会計基準や米国会計基準と相違が見られる。

3 本稿の構成

前章で確認した退職給付会計の基礎率算定に係る規定を踏まえ、第4章と第5章において、推定すべき一時金選択率と現行実務の推定方法を確認し、問題点を明らかにする。次に、第6章において、一時金選択率のベイズ推定の方法を提案し、現行実務の推定方法と比較する。続いて、第7章において、実際の一時金選択率は変動することを踏まえ、一時金選択率と金利を確率変数とした確率モデルにより、一時金選択率の変動性と退職給付債務のリスクを評価する方法を例示する。第8章では、第7章までの内容を踏まえ、一時金選択率の推定と会計上のリスク評価等について考察する。最後に、第9章で結語を述べる。

4 推定すべき一時金選択率

年金給付に代えて退職時に一時金を選択できる場合、年金受給資格があることが前提となり、一時金選択率は、退職時の年齢、勤続（又は加入期間）、退職事由等による可能性がある。また、一旦、年金給付を選択したが、年金受給開始前の据置期間中に一時金選択可能な場合もあり、一時金選択率は、据置期間によることもあり得る。

複数の給付がある場合、給付毎に一時金選択に係る規定を設けることができ、また、一時金選択の割合を複数設定できることから、一時金選択率は、これらを踏まえた形で設定する必要がある。

以上を踏まえ、一時金選択割合を給付毎の確率変数 R とし、推定すべき一時金選択率を以下の通り記述する。

$$R(f_1, f_2, \dots, f_n) \quad (4.1)$$

f_1, f_2, \dots, f_n : 一時金選択率 R を決定付ける要因

(年齢, 勤続 (加入), 退職事由, 据置期間等⁵⁾)

$$R = \{0, R_1, R_2, \dots, R_{m-1}, 1\} \quad (4.2)$$

$$R_1, R_2, \dots, R_{m-1} : \text{制度上可能な複数の選択割合}$$
$$\text{一時金選択率} : p^{R=R_k} = \Pr (R=R_k) \quad (4.3)$$

実際には, (4.1) のように複数の要因による推定値を得るには実績データ数が十分でないこと等から, 実務では, f_1, f_2, \dots, f_n 等の要因によらず, 給付毎に単一の一時金選択率が用いられている. 個々の制度毎に, f_1, f_2, \dots, f_n 等の要因を考慮すべきか, 考慮する場合どこまで考慮するか等の検討は, 本来的には実施すべきであろうが, 実務においては, データや時間の制約等から, 現実的な対応とは言えないであろう⁶⁾.

本稿においては, 現行実務と同様, 制度上可能な複数の選択割合は考慮するが, 給付毎に単一の一時金選択率を設定することを前提とする.

5 現行の一時金選択率の推定方法

5.1 現行方法

現行の退職給付会計に係る実務基準では, 一時金選択率の算定例として, 次の2つが挙げられている.

表 4 退職給付会計実務基準における一時金選択率の算定例

- | |
|--|
| <p>(1) 過去3年間に年金受給資格を得て退職した者に関する実際の一時金選択割合の単純平均を用いること.</p> <p>(2) 過去3年間に年金受給資格を得て退職した者に関する実際の選択一時金取得総額の, 全員が選択一時金を選択した場合の選択一時金総額に対する割合を用いること.</p> |
|--|

⁵⁾ 加入者や受給権者個人の財産の状況等も要因となり得る.

⁶⁾ 適格退職年金から確定給付企業年金への移行等において年金受給資格の範囲が拡大する場合等, 年齢, 勤続 (加入), 退職事由等によって一時金選択率を別々に設定することを検討する場合等は考えられる.

現行実務においても, 上記や上記に準ずる方法等により一時金選択率の推定が行われている. しかし, 実際には, アクチュアリーが一時金選択率を算定するのではなく, 事業主が算定し事業主から提示されたものを前提としてアクチュアリーが退職給付債務の評価を行う場合も多い. また, 上記の例では過去3年間の実績に基づく推定が示されているが, 実際には, 一時金選択状況が変化してきていること等に鑑み, 直近1年間の実績等に基づき推定されることも行われている⁷⁾.

5.2 現行方法の問題点

5.2.1 事前情報がない場合の推定

既に述べた通り, 現行の退職給付会計に係る実務基準では, 「予定一時金選択率の算定が困難な場合には, 退職給付見込額が最大となる受給方法を前提にして, 退職給付債務や勤務費用の評価を行うことができる」(表2参照)とされており, 国際会計基準等で前提とされている最善の予測とは必ずしも合致していない. 仮に, 一時金選択に関し何ら事前情報がないとすれば, 一時金選択と年金選択の確率は同程度 (1/2) と見るのが自然であろう⁸⁾.

図1, 表5は, 異なる一時金選択率による年齢別の15年保証付終身年金の現価率を表している¹⁰⁾. 事前情報がない場合において, 一時金選択率を退職給付見込額が最大となる受給方法を前提として設定する場合と1/2と設定する場合で現価率に大きな相違があることが分かる.

次に, 直近1年間の実績に基づく場合等の過去の実績データが少ない場合を考える. 標本数 $N=2,5,10$ とした場合の一時金選択率の推定値 (標本百分率¹¹⁾)

⁷⁾ 事業主から一時金選択率が提示される場合等は, その設定根拠が計算受託会社からみて不明確な部分がある場合もある.

⁸⁾ ベイズ統計学においては, このような局所一様事前分布等の無情報事前分布等が仮定される.

⁹⁾ 退職給付の受給に係る複数の選択肢が示された場合, 合理的な退職者は退職給付見込額が最大となる選択をするとの見方があるが, 実際には, 退職者の財産等の固有の状況等により, 各選択肢の効用は退職者毎に異なるものと考えられる.

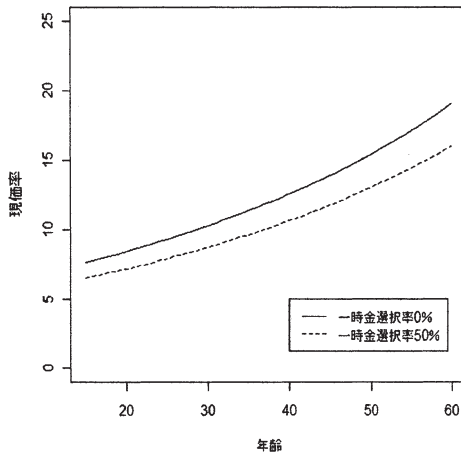
¹⁰⁾ 実際は, 給付設計や割引率と給付利率の関係等により図1のような関係とならない場合もあり得るが, ここでは単純な前提を置いて比較している.

¹¹⁾ 標本百分率は, 最尤推定量であり, 有効性, 十分性, 一致性

及び90%信頼区間¹²は表6の通りとなり、標本数が少ない場合の信頼区間は広いものとなる。表6における標本数 N=10 の場合の推定値と90%上限値・下限値に対応した15年保証終身年金の現価率は、図2、表7の通りであり、一時金選択率の推定値の信頼区間に応じ、年金現価率の幅が広がってしまうことが分かる。

現行方法の問題は、実績データが少ない場合等において必ずしも最善の予測となっていない可能性がある点である。突き詰めれば、事前情報がない又は乏しいということ自体が問題であろう。

図1 一時金選択率の相違による15年保証終身年金の現価率の相違



(注) 割引率・給付利率を2.0%、死亡率を平成22年確定給付企業年金(男子)死亡率として算定。

表5 一時金選択率の相違による15年保証終身年金の現価率の相違

| 年齢 | p=0% (①) | p=50% (②) | 相違 (①/②) |
|----|----------|-----------|----------|
| 40 | 12.5408 | 10.6335 | 118.0% |
| 50 | 15.3909 | 13.0096 | 118.3% |
| 60 | 19.0610 | 16.0084 | 119.1% |

表6 一時金選択率の推定値・90%信頼区間

| 標本数 | 選択数 | 推定値 | 上限 | 下限 |
|-----|-----|-----|-------|------|
| 2 | 1 | 50% | 97.5% | 2.5% |
| 5 | 1 | 20% | 65.7% | 1.0% |
| 10 | 2 | 20% | 50.7% | 3.7% |

図2 一時金選択率の推定値・信頼上下限と15年保証終身年金の現価率

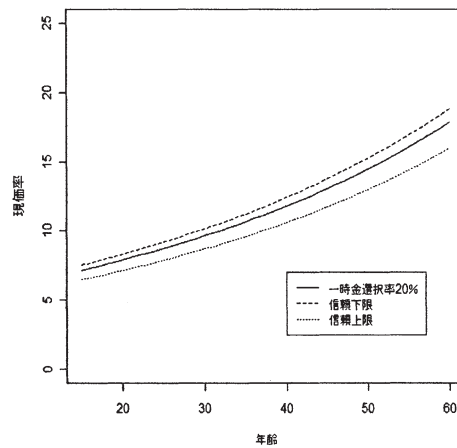


表7 一時金選択率の推定値・信頼上下限の15年保証終身年金の現価率の相違

| 年齢 | 推定値 ① | 上限 ② | 下限 ③ | 相違 ②/① | 相違 ③/① |
|----|----------|---------|---------|-----------|-----------|
| 40 | 11.7822 | 12.4071 | 10.6071 | 105.3% | 90.0% |
| 50 | 14.4384 | 15.2156 | 12.9768 | 105.4% | 89.9% |
| 60 | 17.8399 | 18.8363 | 15.9663 | 105.6% | 89.5% |

も満たす最適推定量である。

¹² 90%信頼区間は、2項分布の部分関数がF分布の累積密度関数により表せることから導かれる2項母集団の母百分率の区間推定法による。具体的には、

$$\hat{p}_L = \frac{n_2}{n_1 F_{n_2}^{n_1}(\varepsilon/2) + n_2} \quad \hat{p}_U = \frac{n_1 F_{n_2}^{n_1}(\varepsilon/2)}{n_1 F_{n_2}^{n_1}(\varepsilon/2) + n_2}$$

但し、 $n_1=2(n-k+1)$, $n_2=2k$, $n_1'=2(k+1)$, $n_2'=2(n-k)$

6 一時金選択率のベイズ推定の方法

前章において確認した現行方法の問題を解消するため、本章では、一時金選択率のベイズ推定の方法を提案する。

6.1 一時金選択率の生起確率と確率分布

第4章において、給付毎の一時金選択率 $p^{R=R_k}$ を定義したが、まず、簡単のため、 $R = \{0, 1\}$ の2値の場合（退職時の一時金選択 0%と 100%の2通りが年金規約に規定される場合）を考える。 $R=1$ の生起確率を次の通り記述する。

$$p = \Pr(R=1) \quad (6.1)$$

この場合、一時金選択はベルヌーイ試行となり、 k 回目 (k 人目) の試行結果を r^k と表すと、 n 回の試行のうち $r^k=1$ となる回数が r 回の場合 ($r = \sum_k r^k$)、 r の確率分布は次の2項分布となる¹³。

$$\Pr(r|p, n) = {}_n C_r p^r (1-p)^{n-r} \quad (6.2)$$

次に、 $m+1$ 個 ($m \geq 2$) の複数の選択割合が規定されている場合、 $R = \{0, R_1, \dots, R_m, 1\}$ となり、 $R_0=0, R_m=1$ とおけば、 R の生起確率は、

$$p_j = \Pr(R=R_j) \quad j=0, 1, \dots, m \quad (6.3)$$

$$\sum_{j=0}^m p_j = 1 \quad (6.4)$$

n 回の試行のうち k 回目の試行結果 r_j^k が 1 となる回数が r_j 回の場合 ($r_j = \sum_k r_j^k$)、 r_0, \dots, r_m の確率分布は、次の多項分布となる。

$$\begin{aligned} \Pr(r_0, r_1, \dots, r_m | p_0, p_1, \dots, p_m, n) \\ = \frac{n!}{r_0! r_1! \dots r_m!} p_0^{r_0} p_1^{r_1} \dots p_m^{r_m} \end{aligned} \quad (6.5)$$

6.2 ベイズ推定 (2値の場合)

前節にて規定した一時金選択率の確率分布に基づき、まず、2値の場合について、自然共役事前分布を用いたベイズ推定の枠組みを示す。一時金選択はベルヌーイ試行となり、 $\mathbf{r} = (r^1, \dots, r^k)^T$ とすると、尤度関数 L は、

$$\begin{aligned} L(p|r) &\propto p^r (1-p)^{1-r_1} \dots p^{r_n} (1-p)^{1-r_n} \\ &= p^r (1-p)^{1-r} \end{aligned} \quad (6.6)$$

¹³ 各試行は、独立同一分布に従うと仮定する。

$$\sum_{k=1}^n r^k = r$$

ベイズの定理より、

$$\Pr(p|\mathbf{r}) \propto L(p|\mathbf{r}) \Pr(p) \quad (6.7)$$

上式の右辺の $\Pr(p)$ が事前分布、左辺の $\Pr(p|\mathbf{r})$ が事後分布となる。すなわち、事前情報がない場合や乏しい場合等においても、適当な事前分布を設定することにより、事後分布に基づく一時金選択率の推定値を得ることができる。ここでは、事前分布と事後分布が同形（同一の分布族）となる自然共役事前分布を想定し、尤度関数を踏まえ、自然共役事前分布として次のベータ分布 $\text{Be}(a, b)$ を想定する。

$$\begin{aligned} \Pr(p) &= \frac{1}{B(a, b)} p^{a-1} (1-p)^{b-1} \\ &= \frac{\Gamma(a, b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} p^{a-1} (1-p)^{b-1} \end{aligned} \quad (6.8)$$

$$B(a, b) = \int_0^1 t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt \quad (6.9)$$

事前分布が $\Pr(p) = \text{Be}(a, b)$ であれば、事後分布は $\text{Be}(a+r, b+n-r)$ となる。事前情報がない場合、一樣分布（一時金選択と年金選択の確率は同程度）を仮定すれば、 $a=1, b=1$ 等となる。事前情報がある場合、事前の標本数 $a+b$ と一時金選択数 a を設定（事前分布のハイパーパラメータ a, b を設定）することとなる。

図3、図4は、無情報の場合と事前情報がある場合の一時金選択率の確率分布を例示したものである。事前情報の活用により、一時金選択率の推定値の90%信頼区間（HDR：最高密度区間）も狭められることが分かる。また、望ましい信頼区間に応じた事前の標本数 $a+b$ の大きさを予め設定することも可能であることが分かる。

6.3 ベイズ推定 (多値の場合)

多値の場合も2値の場合と同様のベイズ推定の枠組みを展開することができる。 $\mathbf{r} = (r^1, \dots, r^k)^T$ とすると、尤度関数 L は、

$$\begin{aligned} L(p|r) &\propto \prod_{k=1}^n p_0^{r_0^k} p_1^{r_1^k} \dots p_m^{r_m^k} \\ &= p_0^{r_0} p_1^{r_1} \dots p_m^{r_m} \end{aligned} \quad (6.10)$$

$$\sum_{k=1}^n r_j^k = r_j$$

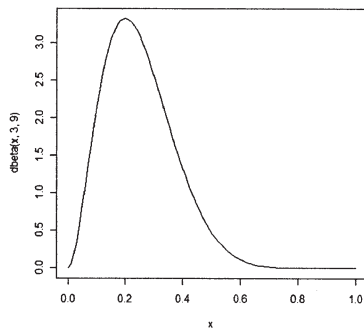
この場合の事前分布と事後分布が同形となる自然共役事前分布は、次のディリクレ分布となる。

$$\Pr(p) = \frac{\Gamma(a)}{\Gamma(a_0) \dots \Gamma(a_n)} p_0^{a_0-1} p_1^{a_1-1} \dots p_m^{a_m-1} \quad (6.11)$$

$$\sum_{k=0}^n a_k = a$$

図3 一時金選択率の確率分布の例1

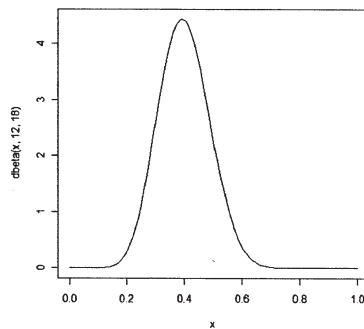
標本数 $n=10$ ，一時金選択数 $a=2$
 ハイパーパラメータ $a=1$ ， $b=1$ （想定標本数 2）
 一時金選択率の推定値 = $(2+1) / (10+2) = 25\%$
 90%信頼区間（最高密度区間 HDR） 5.6~43.4%



| | |
|-----|--------|
| 平均 | 0.2500 |
| 分散 | 0.0144 |
| モード | 0.2000 |

図4 一時金選択率の確率分布の例2

標本数 $n=10$ ，一時金選択数 $a=2$
 ハイパーパラメータ $a=10$ ， $b=10$ （想定標本数 20）
 一時金選択率の推定値 = $(2+10) / (10+20) = 40\%$
 90%信頼区間（最高密度区間 HDR） 25.5~54.4%



| | |
|-----|--------|
| 平均 | 0.4000 |
| 分散 | 0.0077 |
| モード | 0.3929 |

6.4 事前分布の試例

次に、事前情報を退職給付会計に係る統計等から得てハイパーパラメータ a, b を設定する試例を示す。

まず、企業年金を実施する企業の一時金選択率、業種、人員規模、年金給付形態、給付利率、母体企業の格付け等のデータを収集する。調査初回は1時点のクロスセクション・データとなり¹⁴、これらを用いた一時金選択率 p （2 値の場合）の統計モデルを考える。損害保険の信頼性理論等の前提と形が似ているが、企業年金の給付設計は制度毎に異なること、退職後に加入者となることは通常ないことなど相違点があることに注意が必要である。ここでは、数学的に取り扱い易くすることも意図し、以下の前提を置く。

- (1) 同一制度内では一時金選択率は同一の確率分布に従う（式（4.1）に記述した複数の要因は考慮しない）
- (2) 同一の層に属する制度においては、一時金選択率は同一の確率分布に従う。
- (3) 上記(1)(2)の前提は、同一制度内であれば、退職者や退職者数が異なっても成り立つ。

上記を前提として、例えば、企業規模等に応じた層別のロジットモデルやプロビットモデル等の誤差項に正規分布を仮定した一般化線形モデルを説明力等もみながら予め策定する。その上で、望ましい信頼区間となるよう $E(p)=a/(a+b)$ を満たす想定標本数 $(a+b)$ や一時金選択数 a を算定する方法が考えられる¹⁵。

なお、前述のような退職給付会計に係る統計は、現在、我が国には存在しておらず、新たに調査を実施する必要がある。調査の実施主体には、中立性の確保や退職給付会計との関係等が望まれることから、日本アクチュアリー会や日本年金数理人会等も有力な候補として考えられるであろう。

¹⁴ 調査が重ねられデータが蓄積されるとパネルデータ（Longitudinal Data）となるが、企業の統廃合や制度変更等があり得ることに注意が必要である。

¹⁵ 当該方法の前提として、想定標本数が一定以上等の要件が必要である。

7 確率モデルを用いた一時金選択率の

会計上のリスク評価

前章において、事前に退職給付会計に係る統計等から事前情報を得ることにより、一時金選択率の推定値の信頼区間を狭めることができることが分かった。しかし、前章の議論は、現行の退職給付債務の評価と同様、一時金選択率を1つの数値として仮定し、決定論的に退職給付債務を評価することを前提としている。実際の一時金選択率は変動するものであり、そのような前提に立った一時金選択率に係るリスク測定について検討し確認する必要がある。現行の決定論的な評価の枠組みでは、基礎率を他の仮定へ変更した場合の退職給付債務の変動を示す感応度分析を行うに留まらざるを得ず、変動する基礎率のリスクを捉えきれない。

本章では、まず、IASB（国際会計基準審議会）における負債に関する議論を踏まえ、退職給付債務の測定属性として適当なものは何か考察する。その上で、退職給付債務及びリスクの測定方法について整理し、割引率の基礎となる金利と一時金選択率の確率モデルにより一時金選択率に係るリスクを評価する方法を例示する。例示する結果に基づき、現行の枠組みにおける感応度分析と比較しながら、それらの相違や一時金選択率の推定の不確実性が退職給付債務へ及ぼす影響等について確認する。

7.1 退職給付債務の測定属性

現行の我が国の会計基準では、退職給付債務の測定属性及びリスクについて明確な具体的な記述はない¹⁶。このため、IASBにおいて検討が進められている負債に対する認識、測定の考え方や基準を整理し、退職給付の性格や他の会計基準との整合性等を踏まえ、退職給付債務の測定属性について考察し仮定を置く。

7.1.1 IASBにおける負債の測定属性の議論

IASB では、財務諸表の概念フレームワークと並

¹⁶ 我が国においては、企業会計原則が企業会計の全体的な枠組みを規定するものと理解されてきたところがある。

行する形で、引当金・負債等に関する検討が進められて来た。2005年にはIASBからIAS37「引当金・偶発負債及び偶発資産」の公開草案（以下「負債ED」と言う）が公表され検討が進められたが、保険契約プロジェクトの保険負債の測定に関する議論が結論に至っていないこと等から、最終的な基準は公表されていない。負債EDでは、負債の測定目的は現時点決済概念と解され、非金融負債の測定方法は期待キャッシュフロー・アプローチを用いてリスクと不確実性を考慮し行う方法が提案されている。

負債の測定属性については、2004年からIASBとFASB（米国財務会計基準審議会）が合同で開発を進めている概念フレームワークの議論の中で検討が進められている。この中で当初負債の測定属性として挙げられた9つの方法から、2007年に、過去入口価格、過去出口価格、現在入口価格、現在出口価格、使用価値の5つに絞りこまれたが、公正価値は含まれず、公正価値がどの測定属性へ含まれるかは明らかとされていない（樋口[2010]）¹⁷。

現行の国際会計基準においては、混合属性測定モデルが用いられており、資産・負債について単一の測定属性は用いられていない¹⁸。前述の概念フレームワークの議論の中では、測定属性の選択決定にあたって、目的適合性、表現の忠実性、立証可能性、比較可能性、理解可能性、適時性を考慮する必要があると提案されている。

なお、2010年7月にIASBから「保険契約」の公開草案（以下「保険契約ED」と言う）が公表され、測定属性として現在履行価値、測定方法としてビルディング・ブロック・アプローチが提案されている。

7.1.2 退職給付債務の測定属性

混合属性測定モデルの下では、退職給付債務の測定属性を個別に考えることとなろうが、その場合でも、他の負債の測定属性の考え方がそれらとの整合

¹⁷ 樋口[2010]は、現行フレームワークにおける現在価値は見積りの技法であって、測定属性ではないとして削除されていることを指摘している。

¹⁸ 樋口[2010]は、負債EDの対象となる負債、金融負債、履行義務、保険負債の測定属性や測定方法等について、将来キャッシュフローの不確実性等の観点から、比較、考察している。

性を図る観点からも参考となろう。退職給付債務の対象となる企業年金や退職金の制度内容は、企業固有の側面が強く、その債務は市場で取引されるものでない¹⁹。また、将来キャッシュフローは、退職率や一時金選択率等の変動により大きく変動する可能性がある。このような観点からみれば、保険負債と類似の性格があるとみることができ、退職給付制度を提供する企業が従業員へ退職給付を履行するコストの期待現在価値である履行価値が測定属性であると考えることができる²⁰。ここでは、この考え方にに基づき、一時金選択率に係る退職給付債務のリスク評価を試みる。

7.2 退職給付債務の測定方法とリスク評価

退職給付債務の測定方法として、現行方法と確率モデルによる方法を取り上げる。また、単純化のため、退職給付債務の基礎となる現価率について測定とリスク評価を行う²¹。

7.2.1 現行の測定方法における感応度分析

現行方法においては、一時金選択率を1つの数値として仮定しており、リスク評価としては、異なる一時金選択率による退職給付債務の増減額を示す感応度分析が考えられる。

単一の割引率を用いる場合、退職給付の支払時期が変動することにより割引率の設定にも影響が及ぶため、単一の割引率とセットでの感応度分析とならざるを得ない。ここでは、期間毎の複数割引率を設定する方法をベースに感応度分析を実施する。

7.2.2 確率モデルによる方法

前述の通り、IASBは、負債の市場価格が存在しない場合も多いことを踏まえ、ビルディング・ブロック・アプローチによる測定を提案しており、保険契約EDにおいても、保険負債²²の履行価値の測定

のため、この方法が提案されている。ここでは、現価率の履行価値測定のため、ビルディング・ブロック・アプローチとしての整理が可能な確率モデルによる方法を考える。

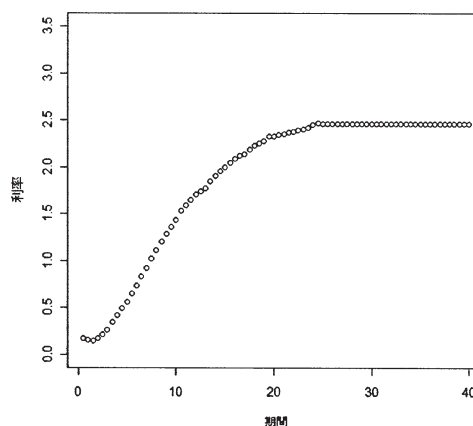
退職給付制度へビルディング・ブロック法を応用した場合の構成要素としては、将来のキャッシュフローの見積り、時間価値の調整、リスク調整の3つが考えられる。保険契約EDでは、リスク調整の推定方法として、信頼水準、条件付テール期待値、資本コストの3つの方法が掲げられている²³。ここでは、退職給付制度の性格を踏まえた信頼水準による方法を想定することとする。

7.3 リスク評価の準備

7.3.1 複数割引率の設定

前述の通り、感応度分析においては、期間毎の複数割引率を設定することを前提とする。ここでは、2010年3月31日時点の国債利回り²⁴の実績²⁵に基づき算出したスポット・レート(図5)を用いることとした。

図5 スポット・レート推定値(2010年3月31日)



¹⁹ 英国等では、寿命リスクや死亡リスク等の一部のリスクについて、市場の取引が行われている。

²⁰ IASB[2008]「IAS19 従業員給付の修正に関する予備的見解」においては、拠出ベース約定の負債の測定属性を公正価値としている。

²¹ IASBの退職後給付プロジェクトの第2フェーズでは、債務・費用の評価方式そのものが検討課題として挙げられているが、いずれにしても、現価率は、退職給付債務評価の基礎となるものと考えられる。

²² 日本アクチュアリー会 国際基準対策PT[2008]は、負債と資

本を併せたリスク評価と言う意味で、「保険債務」と言う概念を導入している。

²³ IASB[2007]「保険契約に関する予備的見解」においては、リスク調整方法として、リスク中立確率の利用も掲げられている。

²⁴ 一時金選択率に係るリスク分析を目的としていることに鑑み、信用リスクは考慮していない。信用リスクの織り込み方としては、社債データを用いる方法やスプレッド推定等がある。

²⁵ イールドカーブの補正方法としては、ネルソン・シーゲル、スプライン、多項式補正等があげられる。ここでは実績のない期間について、直線補正し、25年以降は利率一定とした。

7.3.2 一時金選択率の確率過程

次に、一時金選択率の確率過程を規定する。一時金選択割合は、簡単のため、 $R_{x,t}=\{1,0\}$ の2値とし、一時金選択率は、以下のベータ分布に従うものとする²⁶。一時金選択タイミングは、年金支給開始時と仮定する。

一時金選択率 $p_t = \Pr(R_{x,t}=1) \sim \text{Be}(a_t, b_t)$

$$a_t = (a_0 + c) \cdot (1 + d \cdot \varepsilon_t) \quad (7.1)$$

$$b_t = (a_0 + b_0) - a_t \quad (7.2)$$

ε_t : 平均0, 分散1のホワイトノイズ

c は金利水準と給付利率の関係により一時金選択率の期待値が変わることを表すパラメータであり、 d は後述する一時金選択率と金利の相関を反映するパラメータである²⁷。また、 (a_0, b_0) については、異なる実績データ数や一時金選択の状況を想定し、 $(20,30)$ 、 $(4,6)$ 、 $(2,8)$ の3通りを仮定することとした。

7.3.3 金利モデル

割引率の前提とする金利モデルは、退職給付債務が長期の債務であることを踏まえると、金利の期間構造と長期的な平均回帰性を反映していることが望ましい。また、短期的にモデルのパラメータ推定値が大きく変動することは望ましくない。このような要件²⁸を満たす金利モデルとして、ここでは均衡モデルの1つである Cox, Ingersoll and Ross モデル（以下「CIR モデル」と言う）を用いることとした²⁹。CIR モデル式は次の通りである。

$$dr(t) = \kappa(\theta - r(t))dt + \sqrt{r(t)}\sigma dW(t) \quad (7.3)$$

$r(t)$: 時刻 t における短期金利

θ : 短期金利の長期均衡水準

$W(t)$: ウィナー過程

CIR モデルのパラメータは、1996年1月～2010年8月迄の短期金利データ（30日以上60日未満の譲渡性預金金利）に基づき、Gibbons and Ramaswamy [1993]の方法により推定した³⁰。

表8 CIRモデルのパラメータ値

| κ | θ | σ |
|----------|----------|----------|
| 0.0819 | 0.0342 | 0.0492 |

なお、次節の例示において、金利は以下の離散化式に従うものとした³¹。

$$r_{t+1} = (1 - \kappa\Delta t) \cdot r_t + \kappa \cdot \theta \cdot \Delta t + \sqrt{r_t} \cdot \sigma \cdot \varepsilon_{t+1} \quad (7.4)$$

7.3.4 一時金選択率と金利の相関

一時金選択が可能な退職者や年金受給権者が年金現価の大きさのみに着目し年金選択又は一時金選択の意思決定を行うとすれば、給付利率（年金換算率）が一定の給付設計においては、金利が低下することにより年金現価が増加するため、一時金選択率が低下すると考えられる³²。しかし、実際は、一時的なキャッシュの必要性等から、退職者や年金受給権者は、必ずしもこのような行動を採らない可能性がある。

一時金選択率と金利の相関については、本来、退職者や年金受給権者の行動についてデータを蓄積し解析した上で前提を置くべきであろう³³が、その

²⁶ 複数選択割合の場合も、ディリクレ分布を用いて同様の展開をすることが可能である。

²⁷ パラメータ c は、金利水準の給付利率に対する大小関係等に応じ一時金選択率の期待値に差があることを想定しているが、統計的に有意差が見られる等の確認が必要である。なお、後述の確率モデルによるリスク評価では、 a_t がゼロ以下とならないよう a_t の下限を設定している。

²⁸ 測定属性の選択決定と同様、目的適合性等の他、立証可能性、比較可能性、理解可能性等に留意する必要がある。

²⁹ CIR モデルは Vasicek 型のモデルであるが、金利の値が負値をとらない長所がある。初期の期間構造を反映できる無裁定型の Hull-White モデル等も考えられるが、パラメータ推定値の安定性等から、ここでは用いないこととした。また、デリバティブ評価等には、HJM モデルや BGM モデル等も利用されるが、Hull-White モデルと同様の理由で用いないこととした。

³⁰ Gibbons and Ramaswamy [1993]の方法はパラメータの不偏推定量を与えないため一般化モーメント (GMM 法) による推定を試みたが、 $\kappa=0.0793$ 、 $\theta=0.00247$ 、 $\sigma=0.0191$ となり、超低金利状態の継続を反映して θ がかなり低くなったため、採用しなかった。

³¹ 局所線形化法等による離散化も可能である。局所線形化法はパラメータ推定にも用いることができる (庄司・尾崎[1996])。

³² ここでは、簡単のため、課税の影響は考慮していない。

³³ [15]IASB[2010] (日本語訳:「公正価値測定に関する測定の不確実性分析の開示」(公開草案))は、観察不能なインプット間

ようなデータも一般的には利用不可能なことから、ここでは、以下の2ケースを想定することとした³⁴。

ケースⅠ：一時金選択と金利は無相関

$$E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_t) = 0 \quad (7.5)$$

$$c=0, d=0 \quad (7.6)$$

ケースⅡ：一時金選択と金利は有相関

(基準金利<給付利率：弱い正の相関)

$$E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_t) = 0.2 \quad (7.7)$$

$$c = -0.1 \cdot (a_0 + b_0), d = 1/2 \quad (7.8)$$

(基準金利≥給付利率：正の相関)

$$E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_t) = 0.5 \quad (7.9)$$

$$c = 0.1 \cdot (a_0 + b_0), d = 1/2 \quad (7.10)$$

なお、両ケースとも給付利率は2.0%、一時金選択可能時期は60歳とし、ケースⅡの基準金利は、選択時期における保証期間と同期間の金利とした。

7.3.5 現価率の定式化

以上の前提に基づく年齢 x 歳の現価率の算式は、次の通りとなる。

$$PV_x = \sum_t \{(1-p_t) \cdot {}^1CF_{x,t} + p_t \cdot {}^2CF_{x,t}\} \cdot P(0,t) \quad (7.11)$$

¹CF_{x,t}：単位キャッシュフロー（年金給付）

²CF_{x,t}：単位キャッシュフロー（一時金給付）

p_t：一時金選択率

P(0,t)：割引係数

7.4 例示

50歳及び55歳時点（男子）の60歳支給開始15年保証付終身年金の現価率について、感応度分析及び確率モデルによるリスク評価を実施し、表9、図6、図7～10を得た。感応度分析は、スポット・レート推定値に基づく複数割引率による決定論的な評価により実施し、併せて単一の加重平均割引率を

の相関が、1つ以上の観察不能なインプットの変更が公正価値測定へ及ぼす影響を見積る際に関連性があるならば、その相関の影響を企業が考慮することを提案している。

³⁴ パラメータ c, d や一時金選択と金利の相関は、経験的な推定等に基づくべきであろうが、利用可能データが限られており、ここではやむを得ずこのような前提を置いた。なお、末尾の付録に掲載したある企業の一時金選択率の推移については、観察期間は十分とは言えないが、金利水準の変動と一時金選択率の変動が連動している可能性が考えられる。

算出した。確率モデルによるリスク評価は、試行回数10,000回のモンテカルロ法による結果に基づき確率密度を推定し実施した。

表9からは、単一の加重平均割引率を用いる場合、一時金選択率の変動に伴い割引率も変動しており、一時金選択率に係るリスクを捉える上では、複数割引率による評価の方が対応し易いことが分かる。しかし、表9、図6からは、一時金選択率の変動することに伴う現価率の変動の程度を確率的に把握することはできない。確率モデルによる方法を用いた図7～10の結果をみて初めて、現価率の確率分布によるリスクの把握が可能となる。

図7～10により、実績データ数が多い場合と少ない場合の比較が可能である。図7～10の確率密度の点線は、金利と一時金選択の相関が無く、a₀=20, b₀=30の場合である。実績データ数が少ない場合、多い場合と単一の推定値が異ならなければ、現価率の分布は大きくは変わらない（図7・図9の中段）が、実績データ数が少ないため異なる一時金選

表9 一時金選択率の相違による15年保証終身年金の現価率の相違

| 年齢 | p=0% | 加重平均割引率 | p _t =50% | 加重平均割引率 |
|----|---------|---------|---------------------|---------|
| 40 | 11.2909 | 2.45% | 9.6749 | 2.42% |
| 50 | 14.8722 | 2.29% | 12.9574 | 2.10% |
| 60 | 19.4714 | 1.93% | 16.2082 | 1.88% |

図6 一時金選択率の変動による現価率の変動（感応度分析）

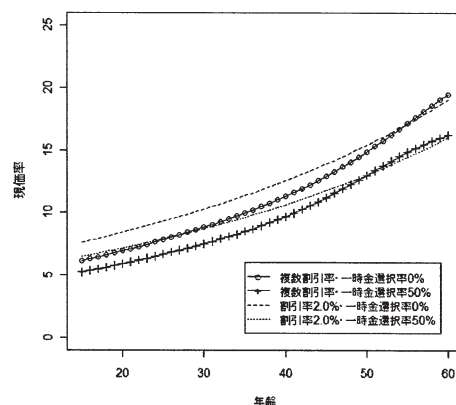


図7 現価率と一時金選択率の推定密度 (50歳・ケースI)

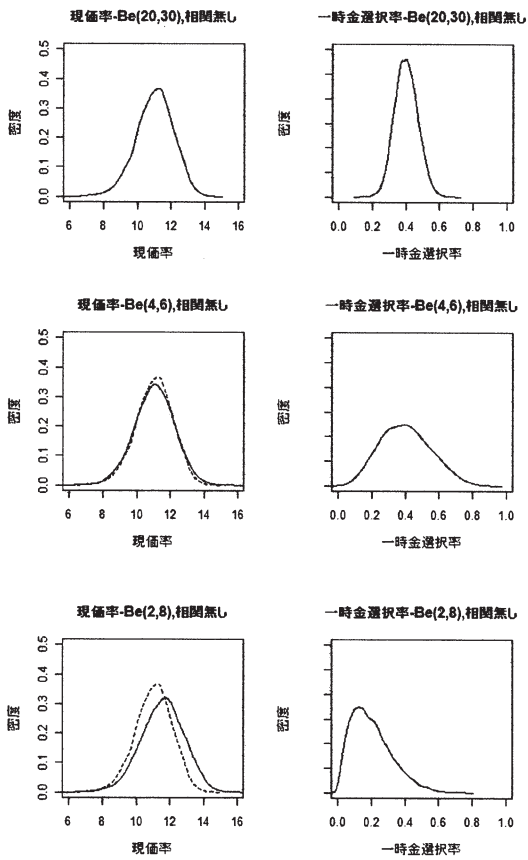
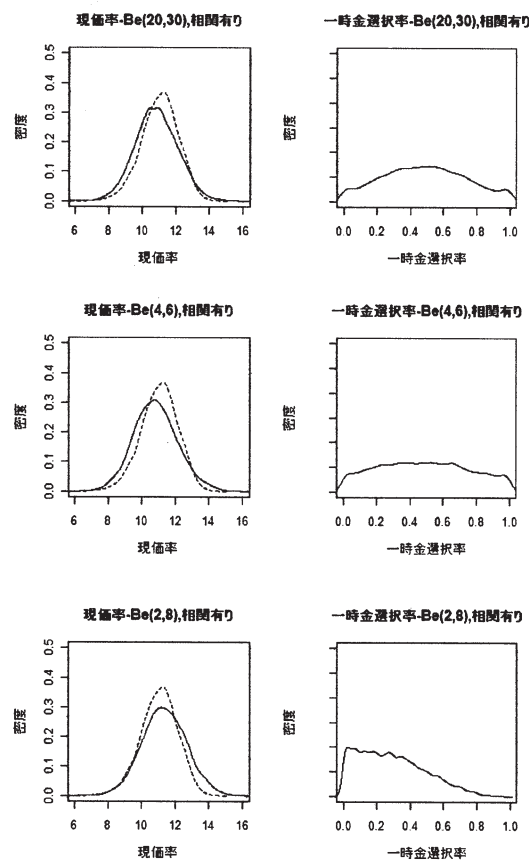


図8 現価率と一時金選択率の推定密度 (50歳・ケースII)



択数が観察された場合、現価率の分布の形状が変わる可能性があることが分かる(図7・図9の下段)³⁵。

また、図7・図9の各段と図8・図10の各段は、金利と一時金選択率の相関の有無による現価率の分布の相違を表している。年齢55歳の実績データ数が多い場合に対応した図9・図10の上段は、相関の有無により現価率の分布が少なからず異なることを示している。実績データ数が少ない場合に対応した中段・下段についても分布の形状は異なっており、金利と一時金選択率の相関が現価率の分布へ少なからず影響を及ぼす可能性があることが分かる。

8 考察

8.1 一時金選択率の推定と統計整備の重要性

本稿の前半で、退職給付会計に係る統計等の事前情報を用いた一時金選択率のベイズ推定の方法を提案した。この方法は、現行の退職給付債務の評価方法を前提とした場合においても、退職給付債務の評価額の信頼性の向上へ繋がるものであり、実務での利用が望まれる。また、本稿の後半で示した確率モデルによるリスク評価においても、一時金選択率の確率分布を表す母数の信頼性を向上させるものであり、いずれの場合においても、有用な方法と言えよう。

³⁵ 前提となるイールドカーブや年金給付種類等により、結果が異なる可能性がある。図8、図10についても同様である。

図9 現価率と一時金選択率の推定密度 (55歳・ケースⅠ)

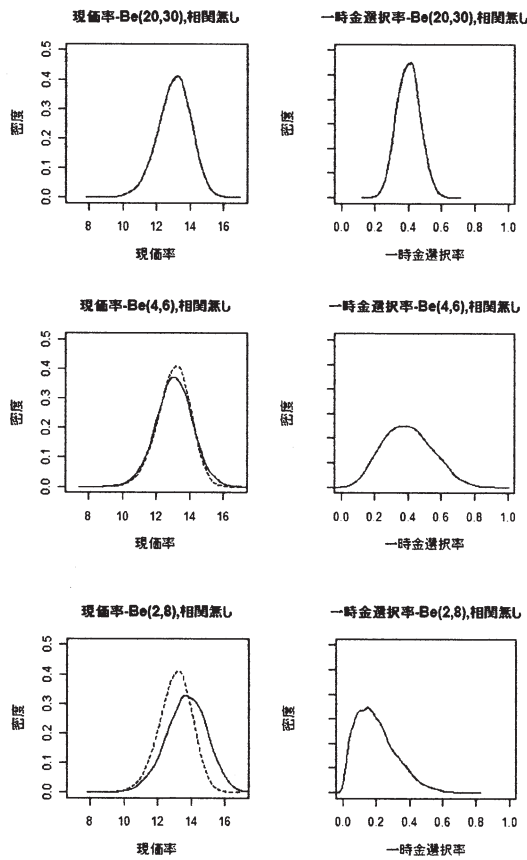
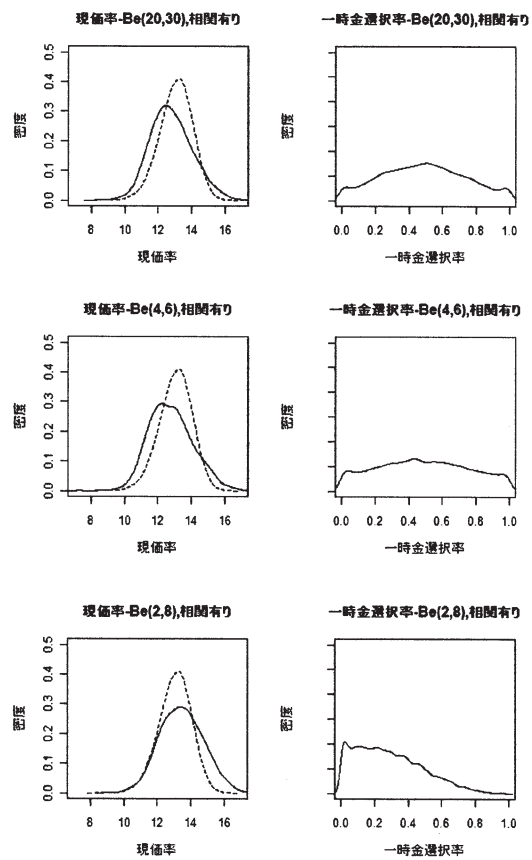


図10 現価率と一時金選択率の推定密度 (55歳・ケースⅡ)



8.2 一時金選択率の会計上のリスク評価

現行の退職給付債務の評価方法を前提とした感応度分析によれば、単一の加重平均割引率による場合、一時金選択率の変動により割引率自体が変動してしまい、一時金選択率のリスクそのものを評価することに困難な面があることが分かる。イールドカーブに基づく複数割引率を用いれば、この問題点は解消できる。しかし、感応度分析においては、一時金選択率の変動を確率的に捉えることができず、リスク評価に限界がある。

一方、確率モデルを用いたリスク評価方法によれば、現価率の分布を算出することができ、一時金選択率の変動とそれに伴う現価率の変動を確率的に把握し表示することが可能である。この方法によれば、従来にはない形と内容の退職給付債務のリスク

に関する情報を投資家等へ提供することが可能となろう³⁶。確率モデルによる方法は現行方法と比べ複雑であり、立証可能性、比較可能性、理解可能性等について難点があるが、目的適合性、表現の忠実性等については優れた点を持っている。負債の測定属性等にもよるが、保険会計や金融商品会計、その他の負債に関わる会計との整合性が図り易い面もあろう。また、負債の経済価値ベースの評価方法や金額との相違を把握しやすくし、財政運営やリスク管理と企業会計の関係を把握しやすくする面もあろう³⁷。

確率モデルによるリスク評価を実務へ導入する

³⁶ 信頼水準による退職給付債務の表示及び開示等が可能となる。
³⁷ 市場で取引されていない負債の履行価値による評価が、公正価値や市場価値の代替として実際に利用できる余地があれば、財政運営やリスク管理と企業会計はより整合的なものとなる。

ためには、モデルの開発や洗練も必要であろう。今回、金利モデルとして CIR モデルを取り上げたが、イールドカーブの初期値へのフィッティングが良くない場合もあり得るため、他のモデルとの比較・再検討等も必要であろう。

今回、退職給付債務の測定属性として、履行価値を想定したが、一時金選択が市場で取引される金利と相関を持つ場合、一時金選択権の評価は公正価値に基づくリスク中立評価をベースとすることも考えられる。また、給付が金利に応じて変動するキャッシュバランス制度や最低保証がある制度等についても、同様に、市場で取引される要素や選択権が関わるため、公正価値に基づくリスク中立評価をベースとすることが考えられ、今後、検討して行く必要があるであろう。

8.3 各基礎率に係るリスクとリスク間の相関

今回、退職給付債務のリスク要因として、一時金選択と金利へ焦点を当てたが、年金給付が終身年金である場合等は、死亡リスク・寿命リスク等の他のリスク要因も考慮する必要がある。リスク要因数が増えた場合、確率モデルがさらに複雑になるため、実務への導入のためには、取り扱い易さへの配慮も欠かせないであろう。

一時金選択率と金利の相関については、退職者の一時金選択行動の観察と分析が必要である。一時金選択の意思決定が個人の財産状況や嗜好等による可能性も十分考えられる。しかし、仮にマイクロデータが利用可能でそれを用いた分析を実施したとしても、実務上、かなり煩雑である恐れがあり、事前情報として予めモデルへ反映する等の工夫が必要であろう³⁸。

その他、金利と死亡率についても相関がある可能性があり、リサーチを重ねる必要があるであろう。

8.4 財政運営・リスク管理・制度設計への応用

確率モデルによるリスク評価を、財政運営の積立

基準（負債・各種準備金等）へ応用することが可能である。また、年金 ALM や LDI 等の負債と資産の管理等への応用も可能である。このようなモデルの応用は、企業会計を財政運営やリスク管理と整合的なものとするを可能とし、モデルの有用性を高めるものであろう。

また、制度設計においては、一時金選択に係るリスクを予め確率モデルにより把握した上で、一時金選択可能時期や選択割合を設定することが可能である。このような意味でも、確率モデルによるリスク評価は有用である。

9 結び

本稿で提案した事前情報を用いた一時金選択率のベイズ推定の方法は、現行の退職給付債務の評価方法においても有用と思われ、実務への導入が期待される。また、確率モデルによるリスク評価は、現価率の確率分布を把握可能とし、より有用な退職給付債務のリスク情報を投資家等へ提供することへ繋がるものである。今後の負債や概念フレームワーク、退職給付会計の議論も踏まえ、実務での利用へ向けて、金利モデルやパラメータ推定、リスクの相関等について検討を重ねて行くことが必要であろう。

本稿の執筆にあたり、日本アクチュアリー会、日本年金数理人会、総合研究大学院大学、統計数理研究所、中央大学専門職大学院国際会計研究科の各関係者等、多数の方々からコメント及び助言をいただいたことに感謝します。特に、かつての同僚である片岡淳氏から有益なコメント及び助言を多数いただいたことに深く感謝します。

³⁸ 保険会社の契約者行動に関する分析等が利用できる可能性もあるが、企業年金においては、退職、受給待期、年金受給等の状態が前提での選択となること等に留意する必要があるであろう。

付録 一時金選択率の推移例

本文で述べた通り、一時金選択率の利用可能な統計値は限られているが、金利と一時金選択率の相関の有無の可能性について考察するため、ある企業の一時金選択率の推移を表 10 及び図 11 に示す。

対象企業は、従業員数 500～1000 人、近年の定年退職者数は 20～50 人規模である。定年退職時から 10 年間の確定年金を受給可能、給付利率は 5.5% である。観察期間は長くはないが、金利水準の変動に応じ、一時金選択率が変動している可能性が考えられる。なお、対象企業には業績悪化に伴う著しい信用不安等は生じていない。

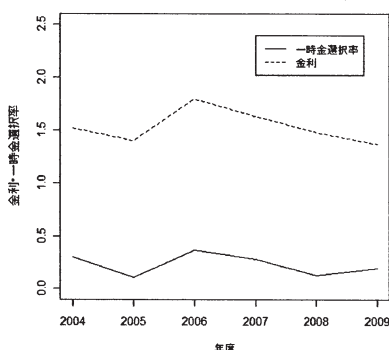
本例はあくまで一例であり、一時金選択率がどのような要因に影響を受けているか、様々な角度から分析が必要であろう。

表 10 一時金選択率の推移

| 年度 | 一時金選択率 | 長期金利 |
|------|--------|--------|
| 2004 | 30.0% | 1.518% |
| 2005 | 10.7% | 1.398% |
| 2006 | 36.4% | 1.795% |
| 2007 | 28.3% | 1.629% |
| 2008 | 12.5% | 1.483% |
| 2009 | 19.4% | 1.369% |

(注 1) 長期金利は、10 年国債応募者利回り(年度平均)を記載。
 (注 2) 一時金選択率は、人員統計を遡及して算定しており、60 歳台前半の年金受給者の死亡の有無について一部不明な点はあるが、死亡率の水準を踏まえると、上記一時金選択率の数値から大きな乖離はないと推測される。

図 11 一時金選択率と長期金利の推移



(注) 上図では、比較のため、長期金利を%単位で表示。

参考文献

- [1] Bank for International Settlements (BIS), [2005], "Zero-coupon yield curves: technical documentation," BIS Papers No.25
- [2] Brace, A., D. Gatarek and M. Musiela, [1997], "The Market Model of Interest Rate Dynamics," Mathematical Finance, Vol.7, No.2, P.127-147
- [3] Chan, K.C., Karolyi, G.A., Longstaff, F.A. and Sanders, A.B., [1992], "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate," Journal of Finance, Vol.47, P.1209-1227
- [4] Cox, J.C., Ingersoll, J.E. and Ross, S. A., [1985a], "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Price," Econometrica, Vol.53, P.363-384
- [5] Cox, J.C., Ingersoll, J.E. and Ross, S. A., [1985b], "A Theory of the Term Structure of Interest Rate," Econometrica, Vol.53, P.385-407
- [6] Gibbons, M.R. and Ramaswamy, K., [1993], "A Test of Cox, Ingersoll and Ross Model of the Term Structure," The Review of Financial Studies, Vol.6, No.3, P.619-658
- [7] Heath, D., R. Jarrow and A. Morton, [1992], "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation," Econometrica, Vol.60, No.1, P.77-105
- [8] International Actuarial Association (IAA), [2010], "Stochastic Modeling, Theory and Reality from an Actuarial Perspective,"
- [9] IASB[1999], "International Accounting Standards IAS 19, Employee Benefits"

- [10] IASB [2007], "Preliminary Views on Insurance Contracts," IASB Discussion Paper, May. 2007
- [11] IASB [2008], "Preliminary Views on Amendments to IAS19 Employees Benefits," IASB Discussion Paper, Mar. 2008
- [12] IASB [2009], "Fair Value Measurement," IASB Exposure Draft, Jun. 2009
- [13] IASB [2010], "Conceptual Framework for Financial Reporting: The Reporting Entity," IASB Exposure Draft, Mar. 2010
- [14] IASB [2010], "Defined Benefit Plans," IASB Exposure Draft, Apr. 2010
- [15] IASB [2010], "Measurement Uncertainty Analysis Disclosure for Fair Value Measurement," IASB Exposure Draft, Jun. 2010
- [16] IASB [2010], "Insurance Contracts," IASB Exposure Draft, Jul. 2010
- [17] IFRIC[2008],"IAS19-Employee Benefits Settlements (Agenda Paper 7A)," IFRIC Meeting Agenda Paper, January 2008
- [18] IFRIC[2008],"IAS19-Employee Benefits Settlements (Agenda Paper 5)," IFRIC Meeting Agenda Paper, March 2008
- [19] J. Hull and A. White, [1990], "Pricing Interest Rate Derivative Securities," Review of Financial Studies, Vol.3, No.4, P.573-592
- [20] Vasicek, O.A., [1977], "Equilibrium Characterization of the Term Structure," Journal of Financial Economics, Vol.5, P.177-188
- [21] 乾孝治, 室町幸雄 [2000]「金融モデルにおける推定と最適化」朝倉書店
- [22] 企業会計審議会[1998]「退職給付に係る会計基準の設定に関する意見書」
- [23] 企業会計審議会[2009]「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書（中間報告）」
- [24] 企業会計基準公開草案第 43 号[2010]「公正価値測定及びその開示に関する会計基準（案）」企業会計基準委員会 2010 年 7 月
- [25] 企業会計基準適用指針公開草案第 38 号[2010]「公正価値測定及びその開示に関する会計基準の適用指針（案）」企業会計基準委員会 2010 年 7 月
- [26] 企業会計基準公開草案第 39 号[2010]「退職給付に関する会計基準（案）」企業会計基準委員会 2010 年 3 月
- [27] 企業会計基準適用指針公開草案第 35 号[2010]「退職給付に関する会計基準の適用指針（案）」企業会計基準委員会 2010 年 3 月
- [28] 財務総合政策研究所[2007]『『国債の金利推定モデルに関する研究会』報告書』
- [29] 庄司功, 尾崎統[1996]「局所線形化法による確率微分方程式のパラメータ推定」統計数理 44-2, P.211-226
- [30] ジョン・ハル, (三菱証券商品開発本部訳)[2005]「フィナンシャル・エンジニアリング」金融財政事情研究会
- [31] Dan M. McGill et al.[1998]「企業年金の基礎（改版）」田村正雄監訳, 年金制度研究会共訳, ぎょうせい

- [32] 日本アクチュアリー会 国際基準対策 PT[2008]
「国際的な監督基準・会計基準の議論における保険会社のリスク評価に関する論点－保険債務（保険負債と所要資本）の評価について」
- [33] 日本アクチュアリー会 保険会計部会（生保・損保[2010]「IAA リスク・マージン・ワーキング・グループ報告書『保険契約に係る負債の測定：現在推計とリスク・マージン』」日本アクチュアリー会会報別冊第 241 号
- [34] 日本アクチュアリー会・日本年金数理人会[2000]
「退職給付会計に係る実務基準」
- [35] 日本公認会計士協会[1999]「退職給付会計に関する実務指針（中間報告）」
- [36] 樋口哲郎[2010]「IFRS における負債の測定属性」経理研究 2010.Win P.100-115
- [37] 吉羽要直, 家田明[2001]「イールドカーブ・モデルのパラメータ推定方法」Discussion Paper No.2001-J-10, 日本銀行金融研究所

The Estimation of the Lump-sum Selection Rate and the Risk Evaluation on it for Accounting

Takayuki Igawa

Mizuho Research Institute Ltd.
1-2-1, Uchisaiwaicho, Chiyoda Ward, Tokyo 100-0011, Japan

Abstract

The lump-sum selection rate is one of the assumptions of Defined Benefit Obligation (DBO) and it affects much DBO especially in case of life annuity with guarantee. As the lump-sum selection rate changes, the duration of benefit payments changes, and as a result, it affects DBO. There are a number of cases that a sample size is very small or changes much, and it is difficult to estimate the lump-sum selection rate in such cases. In this paper, I propose a method to estimate by a prior distribution when a sample size is very small or no sample is available.

Next, considering the lump-sum selection rate actually changes, after I arrange the concepts of DBO for accounting and the methods of risk measurements, I illustrate a method to evaluate the risk related to the lump-sum selection rate by a stochastic model of both the interest rate and the lump-sum selection rate. By the model, I examine the influence of the uncertainty of the estimation of the lump-sum selection rate and the correlation between the interest rate and the lump-sum selection rate and I consider what the risk evaluation of DBO should be.