

# 数理ファイナンスを応用した更新型定期保険の価格設定 (米国のデータに基づいた考察)

ニッセイ基礎研究所 金融研究部門

山本 信一

上田 泰三

## 概要

欧米では、保険の商品性・価格で自由競争が進んでおり、多様なリスク細分化商品が普及し、熾烈な価格競争が繰り広げられている。この流れは、国内でも生損保全体に広がりつつある。

熾烈な競争の下、様々な商品が普及すれば、加入者の価格による選好がより強くなる可能性がある。例えば、契約後も健康が続き、より安い保険に新規に入り直せる人は解約しやすくなるだろう。逆に、不健康な人ほど、契約継続率が高くなると思われる。このような加入者の選択によるリスクは、保険料が段階的に上昇する「更新型定期保険」で顕著に現れるものと思われる。

更新型定期保険の保険料の設定は、加入者の価格選好等を考慮した「将来の残存契約者の平均死亡率」を推計する必要があるため、困難を伴う。本稿では、金融の実務の世界でよく用いられている、数理ファイナンス理論や、住宅ローン・預金などの期限前解約（プリペイメント）リスク・モデルを利用し、以下のような手順で、料率の適正価格の推計を行った。

- ①死亡率が、平均回帰的な確率過程に従うと想定し、モンテカルロ法で将来分布を描く。
- ②将来も加入者は、自らの健康状態（死亡率）に相応しい保険に新規に加入することができる市場を想定。さらに、既契約の価格と、新規に加入した場合の価格比較によって、解約率が決定される（新規に入り直した方が安くなる人ほど解約する）と想定し、将来の解約率を推計。
- ③将来の残存契約者の死亡率分布をシミュレーションし、適正な保険料を推計。

## 目次

1. 更新型定期保険について .....	110
2. 本稿で用いる基礎データ .....	112
3. 死亡率の確率過程 .....	113
4. 解約率の推計 .....	119
5. 保険料の推計 .....	122
6. おわりに .....	125
7. 参考文献 .....	126

## 1. 更新型定期保険について

更新型定期保険とは、(数年間の)更新前契約が満期を迎えると、更新後の契約を締結し直す制度である。更新後の保険料は、契約締結時に文書上で提示されるが、国内では、更新期の死亡率水準によっては、変更される可能性がある制度となっている。最近では、商品が多様化し、一部の会社が、将来の毎年の保険料を提示した更新型商品を発売し始めたが、提示された保険料は保証されておらず、将来の死亡率水準等によって、やはり変わる可能性がある。

一方、米国では、図表1のように契約時に将来の更新保険料を約定している商品や、図表2のように最大保険料を保証している商品などが存在する。後者については、加入者に毎年(または数年に一度の選択期間に)再診査を受ける権利を与え、その結果、良い健康状態に止まっていれば安い保険料での更新、悪い場合でも保証された(最大)保険料での継続を認めるものである。図表2の事例では、35歳加入の契約者が1年後に更新する場合、良い健康状態に止まっていれば\$680で更新でき、たとえ再診査の結果が悪くても、もしくは再診査を受けなくても\$790での更新が可能である。

しかし、このような商品の価格設定は容易でない。加入者には、契約締結後いつでもペナルティーなく解約できる権利があるため、他商品に安く入り直せる健康体ほど解約しやすくなる。逆に不健康な人ほど契約を継続し、残存契約者群団の平均死亡率が、契約当初の母群団の平均死亡率よりも悪化することが見込まれる。価格設定には、残存契約者の平均死亡率の推計が必要であり、このためには、契約者の健康状態(死亡率)の将来分布や、これに伴う解約率の推計が必要となる。さらに、将来の残存契約者の平均死亡率は、契約当初に設定された保険料によっても増減するため、解析的に最適な保険料水準を求めるは極めて困難である。<sup>1</sup>

従って、本稿では、金融の実務の世界で用いられている数理ファイナンス理論等を利用して、シミュレーションによる適正保険料の推計を試行する。

---

<sup>1</sup> 極端なケースとして、価格競争が熾烈で各人の健康状態に相応しい価格に設計された商品が存在し、さらに全ての契約者は契約後も価格による比較を常に行い、契約の見直しを行うと想定すると、設定された基礎死亡率よりも、残存契約者群団の死亡率が常に大きくなるため、適正な価格設計は存在しなくなる。

図表1:米国の更新型保険の実例(再診査なしの商品)

(商品概要)

- ・40歳加入、毎年更新型死亡保険、保険金\$500,000
- ・契約締結時に将来の保険料が約定される(診査は加入時のみ)
- ・加入者は、ペナルティーなく解約可能
- ・非喫煙者、最優良体

(年払保険料)

(\\$)

年齢									
40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳	56歳	58歳
454	671	877	1,148	1,478	2,298	2,838	3,514	4,229	5,134

[参考]・毎年診査のある死亡保険

454	489	530	598	689	800	927	1,080	1,271	1,520
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-------	-------	-------

(資料)Hendel,I. and Lizzeri,A.(2000)"THE ROLE COMMITMENT IN DDYNAMIC CONTRACTS:EVIDENCE FROM LIFE INSURANCE", NBER WORKING PAPER 7470

図表2:米国の更新型保険の実例(再診査ありの商品)

(商品概要)

- ・毎年更新型死亡保険、保険金\$500,000
- ・契約締結時に将来の保険料が約定される(最大保険料)
- ・加入者は毎年再診査を受けることが可能。結果、良い健康状態にあれば、安い保険料を選択できる
- ・加入者は、ペナルティーなく解約可能
- ・非喫煙者、最優良体

(年払保険料)

(\\$)

加入時 年齢	契約年数								
	1	2	3	...	10	11	...	19	20
35	670	790	1,020		3,290	3,530		7,440	8,280
36	680	830	1,060		3,550	3,820		8,200	9,130
37	690	870	1,130		3,830	4,120		9,040	10,060
...									
44	890	1,270	1,650		6,920	7,570		17,830	20,000
45	940	1,350	1,750		7,560	8,350		19,800	22,210
46	1,040	1,460	1,880		8,320	9,200		21,990	24,630
...									
53	1,810	2,420	3,200		16,390	18,290		44,220	49,700
54	2,030	2,650	3,440		18,190	20,310		49,210	55,400

These are contracts offered in 7/1997 to non-smoking male, by Prudential Insurance for 500,000\$ of coverage

(資料)Hendel,I. and Lizzeri,A.(2000)"THE ROLE COMMITMENT IN DDYNAMIC CONTRACTS:EVIDENCE FROM LIFE INSURANCE", NBER WORKING PAPER 7470

## 2. 本稿で用いる基礎データ

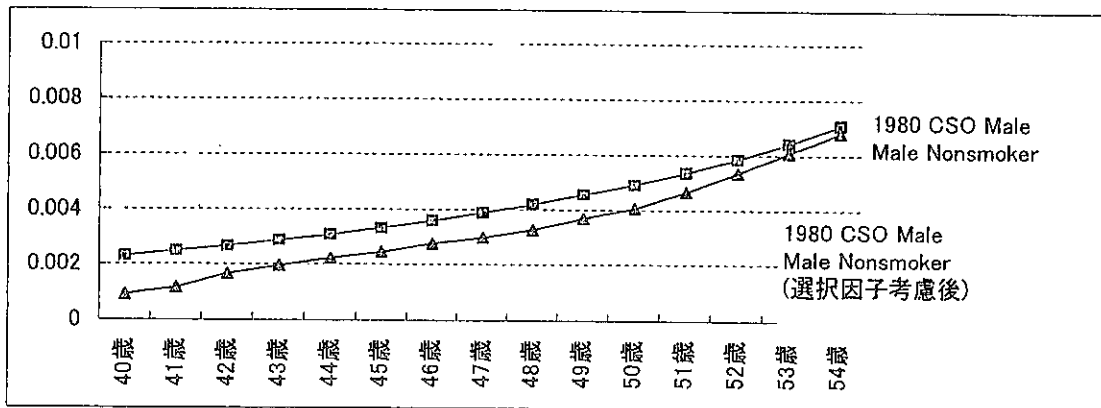
米国には、既に多種多様な商品が存在し、死亡率についても、非喫煙者・喫煙者・選択因子などのデータ取得が可能である。本稿では、図表3のモデル加入者、米国データを基礎数値として、分析に用いることにする。

図表3: 本稿で主に扱う保険商品、モデル加入者、および基礎数値

保険商品	毎年更新型死亡保険 (40歳加入、期間15年、再診査なし)
保険加入者	米国人、男、非喫煙者、加入時は健康体
死亡率	国民平均
	1980 US CSO Male Nonsmoker, ANB Table F
選択因子	1980 US CSO Male Nonsmoker, ANB Table F × 下記選択因子
平均解約率	1994 US Reg 830 Selection Factors, Male nonsmoker × 1.5
平均解約率	1971-72 US LIMRA Term Laps

図表4: 死亡率と選択因子

	40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
①1980 CSO Male Nonsmoker	0.00229	0.00265	0.00307	0.00359	0.00419	0.00491	0.00586	0.00709
②選択因子	0.39	0.62	0.72	0.77	0.78	0.83	0.92	0.96
保険加入者死亡率(①×②)	0.00089	0.00163	0.00221	0.00275	0.00327	0.00405	0.00536	0.00681



### 3. 死亡率の確率過程

#### (1) 一般的な確率過程

株価の動きをモデル化するには、ウィナー過程や伊藤過程がよく用いられる。ウィナー過程は、マルコフ過程の一つであり、ウィナー過程をさらに一般化したものが伊藤過程である。

$$\text{ウィナー過程} \quad dq = adx + bdz \quad \dots \text{(式1)}$$

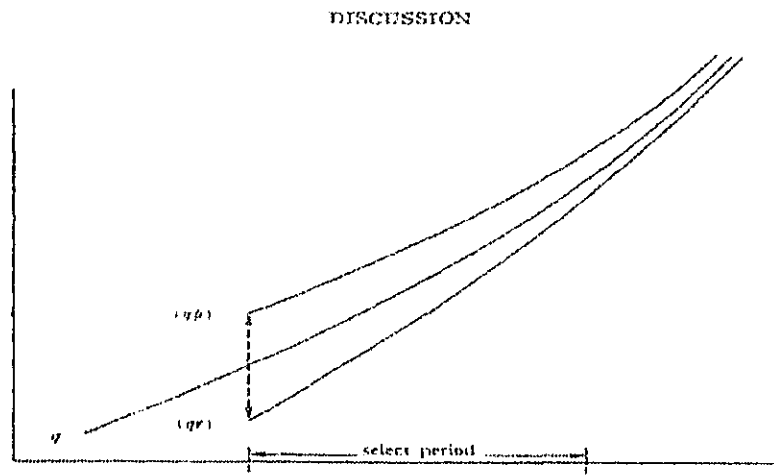
$$\text{伊藤過程} \quad dq = m(q, x)dx + s(q, x)dz \quad \dots \text{(式2)}$$

ここで、 $q$  は死亡率、 $x$  は年齢、 $a$  および  $m(q, x)$  は単位時間でのシフト幅（以下、ドリフト率）、 $b^2$  および  $s(q, x)^2$  は分散（以下、確率項）、 $dz = \varepsilon\sqrt{dt}$ 、 $\varepsilon$  は標準正規分布の乱数である。

#### (2) 平均回帰性の考慮

保険に加入した契約者群団の死亡率は、診査の効果により、契約当初は、国民全体の平均よりも低く、その後、年数が経つ毎に診査の効果が薄れ、全体平均に収束していく傾向がみられる。Dukes and Macdonald<sup>2</sup>は、この死亡率の特性を図表5のように表している。また、米国で用いられている選択因子の係数も、年数を経る毎に1に近づく設計となっており、死亡率の平均回帰性を前提としている（図表4参照）。

図表5: 死亡率の平均回帰性



(資料) Dukes, J. and MacDonald, A., "Pricing a Select and Ultimate Annual Renewable Term Product", Transactions of the Society of Actuaries, Vol XXX II

<sup>2</sup> 詳しくは、参考文献[4]

一方、金融の世界でも、金利について同様に、平均回帰の性質が見られるとの研究結果がある<sup>3</sup>。平均回帰性を取り入れた確率過程モデルとしては、Vasicek モデルや Hull-White モデルがよく知られている。

$$\text{Vasicek モデル } dr = a(b-r)dt + \sigma dz \quad \dots \text{(式 3)}$$

ここで  $r$  は金利、 $a$  は回帰速度、 $b$  は回帰する平均水準であり、金利  $r$  が率  $a$  で水準  $b$  に引っ張られる性質を表現している。

$$\text{Hull-White モデル } dr = a\left(\frac{\theta(t)}{a} - r\right)dt + \sigma dz \quad \dots \text{(式 4)}$$

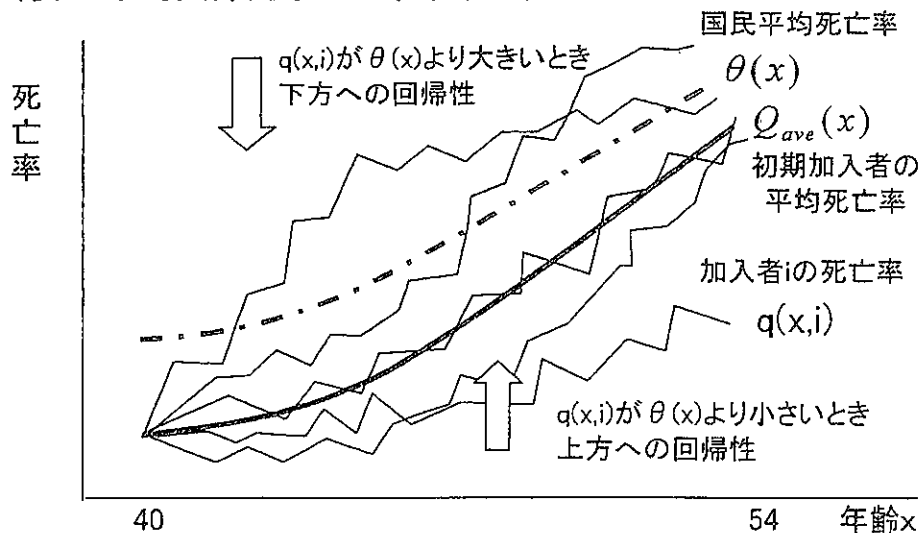
ここで、 $\frac{\theta(t)}{a}$  が回帰すべき平均であり、時刻  $t$  の関数になっている。Hull-White モデルは、Vasicek モデルをより一般化したモデルである。

本稿では、上記のモデルを参考にした上で、次の仮定を置いて、死亡率の確率過程モデルを構築した。

(仮定)

- ① 経験的データとして、新規加入者の平均死亡率の推移データがある。
- ② 国民の平均死亡率のデータがあり、各人の死亡率はこの水準に向けて回帰していく
- ③ 平均値と離れるほど、回帰による影響が大きくなる。
- ④ 死亡率の水準、もしくは死亡率の変化率が正規分布に従う。

図表6: 平均回帰的な死亡率確率過程のイメージ



<sup>3</sup> 詳しくは、参考文献[6]参照

図表6で、 $x$ 歳の国民平均の死亡率が $\theta(x)$ 、40歳で保険に加入した母集団の $x$ 歳での平均死亡率が $Q_{ave}(x)$ である。

<一般的な平均回帰的な死亡率モデル（以下、モデル1）>

$$dq = m(q, x)dx + s(q, x)dz \quad \dots \text{(式5)}$$

$$m(q, x) = a(\theta(x) - q(x, i)) + n(x) \quad \dots \text{(式6)}$$

$$s(q, x) = \sigma(x) \quad \dots \text{(式7)}$$

ここで、 $x$ は年齢、 $q(x, i)$ は加入者 $i$ の $x$ 歳での死亡率、 $\theta(x)$ は国民の $x$ 歳の平均死亡率、 $a$ は回帰水準 $\theta(x)$ に向けた回帰速度、 $n(x)$ は回帰と独立な（残りの）ドリフト率、 $\sigma(x)^2$ は $x$ 歳での死亡率の分散である。

微少時間 $\Delta t$ を0.01（年）、回帰速度 $a$ を0.05（20年で回帰）、 $\sigma(x)$ を $0.5Q_{ave}(x)$ として、さらに、 $E_x[q(x, i)] = Q_{ave}(x)$ となるように $n(x)$ を推計し、シナリオ10,000本（仮想加入者1万人）のモンテカルロ・シミュレーションを行った。この結果、死亡率の将来分布は図表7のようになった。

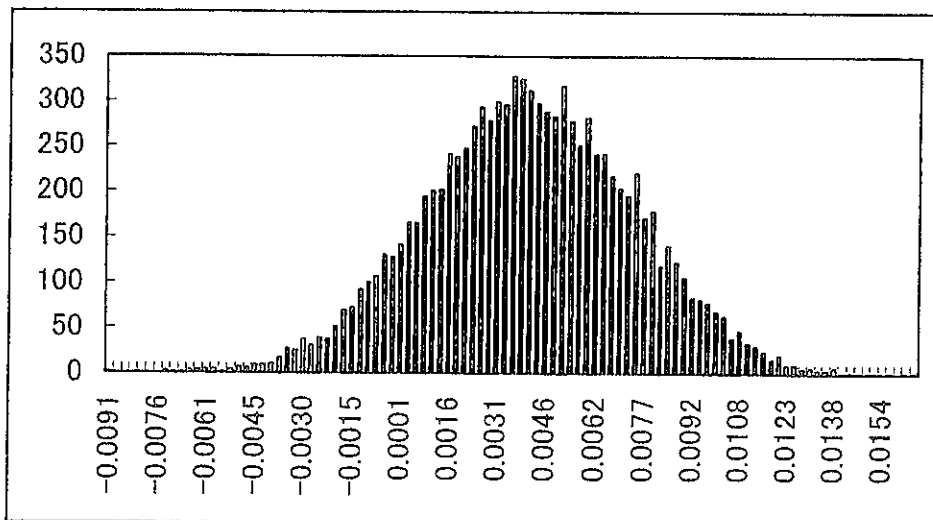
図表7：基礎数値と死亡率の確率過程（死亡率；平均回帰的、変動が正規分布）  
・40歳加入、期間15年

		40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
死亡率	加入者平均 $Q_{ave}(x)$	0.00089	0.00163	0.00216	0.00264	0.00321	0.00398	0.00510	0.00638
	国民平均 $\theta(x)$	0.00229	0.00265	0.00307	0.00359	0.00419	0.00491	0.00586	0.00709

○死亡率の確率過程（10000本）

	40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
平均	0.00089	0.00162	0.00216	0.00262	0.00319	0.00398	0.00512	0.00641
標準偏差	0.00000	0.00071	0.00136	0.00196	0.00257	0.00327	0.00412	0.00523
最大	0.00089	0.00441	0.00760	0.01013	0.01149	0.01639	0.02011	0.02777
最小	0.00089	-0.00107	-0.00354	-0.00470	-0.00528	-0.00913	-0.00949	-0.01271

図表8：50歳の死亡率分布（図表7ベース）



### (3) 死亡率の非負性への対応

図表7の結果では、現実にはあり得ない負の死亡率が発生してしまった。この理由は、式5のモデルは死亡率の水準の分布を正規分布と想定しているが、0に近い小さな平均の値に対し、標準偏差の数値が相対的に大きいためである。標準偏差の数値を小さくすれば、負の数値が発生する可能性は小さくなるが、その結果、死亡率が上に振れる幅も限られ、適切な試算が出来なくなるかもしれない。

株価や金利も非負の制約は同じであるため、数理ファイナンスでは、いくつかの非負モデルが提案されている。

例えば株価では、変動率が正規分布（株価は対数正規分布）との前提がよく用いられる。

$$d \ln S_{t+dt} - d \ln S_t = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right) dt + \sigma dz \quad \dots \text{(式8)}$$

一方、金利では、確率項が金利の平方根に比例する標準偏差をもつとして、示した CIR モデルが代表的である<sup>4</sup>。

$$dr = a(b-r)dt + \sigma\sqrt{r}dz \quad \dots \text{(式9)}$$

これらを参考にして、平均回帰性を持つ非負の確率過程を次のように示す。

<死亡率の変動率が正規分布に従うとする場合（以下、モデル2）>

$$d \ln q_{x+dx} - d \ln q_x = \left(\mu(q,x) - \frac{1}{2} \sigma_r(x)^2\right) dx + \sigma_r(x) dz \quad \dots \text{(式10)}$$

$$\mu(q,x) = \frac{a(\theta(x) - q(x,i))}{q(x,i)} + \mu_{ind} \quad \dots \text{(式11)}$$

ここで  $\mu(q,x)$  は単位期間での変化率、式 10 の右辺の第一項が回帰による変化率、 $\mu_{ind}$  は回帰と独立な変化率、 $\sigma_r(x)^2$  は変化率の分散である。

全体平均に収束するまでの期間を20年と想定し、死亡率の分布の平均について  $E_x[q(x,i)] = Q_{ave}(x)$  となるようにパラメータを推計し、シミュレーションを行った。この結果、将来の分布は図表9のようになり、非負の制約を満たしている。

<sup>4</sup> 式について、離散型にしてモンテカルロ・シミュレーションを行うと、負の数値が発生する可能性は残る。しかし、仮に負になっても、相当に0に近い小さい数値と思われるため、条件式により、負になった場合、0.0001%など極めて小さい正の数値に置き換えるプログラムを書いても、結果に与える影響は軽微である。



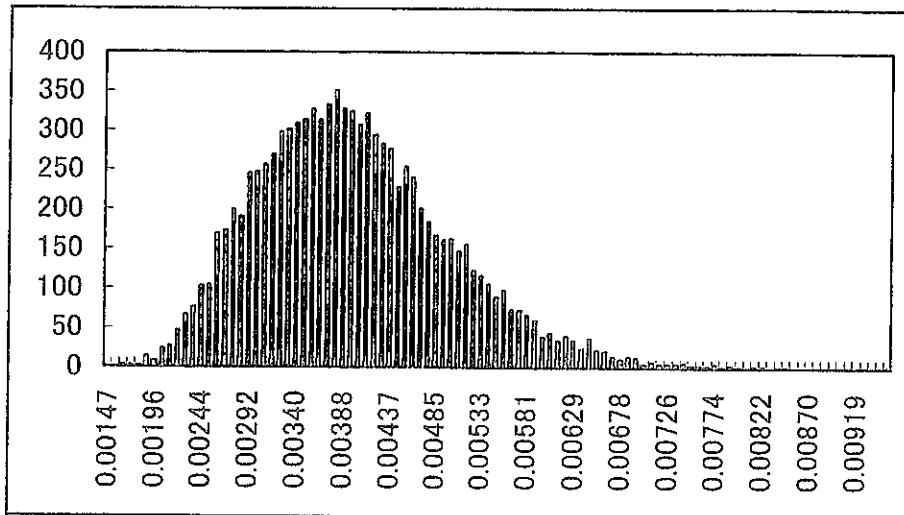
図表9:基礎数値と死亡率の確率過程(死亡率;平均回帰的、変動率が正規分布)  
・40歳加入、期間15年

		40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
死亡率	加入者平均 $Q_{ave}(x)$	0.00089	0.00163	0.00216	0.00264	0.00321	0.00398	0.00510	0.00638
	国民平均 $\theta(x)$	0.00229	0.00265	0.00307	0.00359	0.00419	0.00491	0.00586	0.00709

○死亡率の確率過程(10000本)

平均	0.00089	0.00163	0.00216	0.00263	0.00320	0.00396	0.00507	0.00635
標準偏差	0.00000	0.00022	0.00039	0.00056	0.00075	0.00100	0.00133	0.00173
最大	0.00089	0.00272	0.00392	0.00546	0.00734	0.00951	0.01162	0.01452
最小	0.00089	0.00092	0.00104	0.00105	0.00130	0.00147	0.00188	0.00226

図表10:50歳の死亡率分布(図表9ベース)



<死亡率の確率項を調整する場合(以下、モデル3)>

$$dq = m(q, x)dx + s(q, x)dz \quad \dots(\text{式 } 12)$$

$$m(q, x) = a(\theta(x) - q(x, i))dx + n(x)dx \quad \dots(\text{式 } 13)$$

$$s(q, x) = \sigma(x)\sqrt{q(x, i)} \quad \dots(\text{式 } 14)$$

ここで、式12は式5と同じであるが、確率項について、式14では $\sqrt{q(x, i)}$ を加えた。これにより、死亡率が0に近い水準に近づくほど、分散も小さくなるため、非負の性質を表現することが可能になる。これまでと同様に、死亡率の分布をシミュレーションすると、図表11の結果となった。

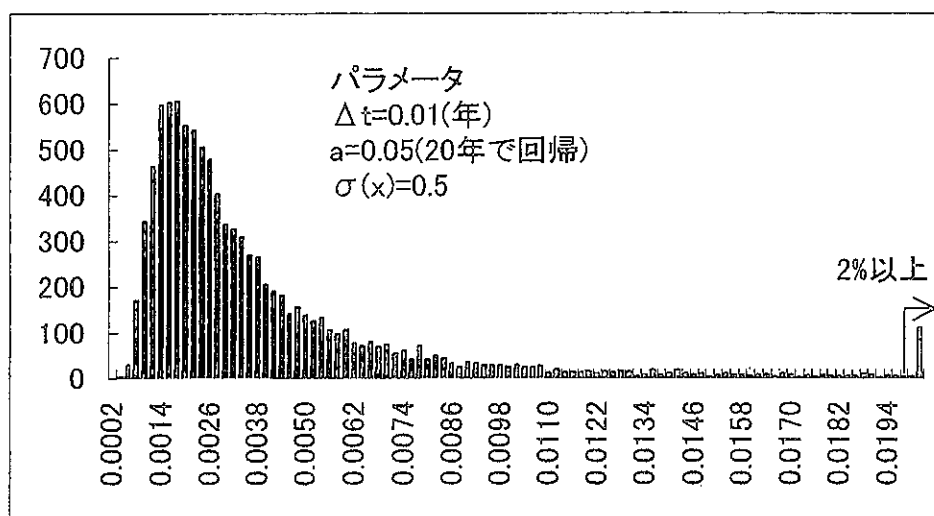
図表11:基礎数値と死亡率の確率過程(死亡率;平均回帰的、確率項に非負制約)

		40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
死亡率	加入者平均 $Q_{ave}(x)$	0.00089	0.00163	0.00216	0.00264	0.00321	0.00398	0.00510	0.00638
	国民平均 $\theta(x)$	0.00229	0.00265	0.00307	0.00359	0.00419	0.00491	0.00586	0.00709

○死亡率の確率過程(10000本)

	40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
平均	0.00089	0.00162	0.00216	0.00262	0.00316	0.00396	0.00510	0.00642
標準偏差	0.00000	0.00091	0.00181	0.00268	0.00340	0.00451	0.00563	0.00811
最大	0.00089	0.01252	0.03056	0.07164	0.05209	0.10453	0.11992	0.26721
最小	0.00089	0.00031	0.00022	0.00026	0.00034	0.00037	0.00056	0.00049

図表12:50歳の死亡率分布(図表11ベース)



ここまで、死亡率の確率過程について、3つのモデルを提案したが、その中のどれかがいつも正解ということはない。実証分析や経験データに近い分布が得られるモデルを適宜利用すればいいと考えられる。

本稿では、モデル3により算出した図表11の結果を用いて、以降の分析を行うことにする。

#### 4. 解約率の推計

保険の価格競争が熾烈であり、加入者の健康状態（死亡率）に相応しい商品が存在する市場を想定する（図表 13 参照）。

図表13: 加入者の健康状態推移と、保険料水準

保険加入者	40歳 健康状態の変化	41歳	41歳で新規加入する 場合の保険料	既契約の41 歳での保険料
A	改善			
死亡率	0.0010	→ 0.0009	9,000	12,000
B	変わらず			
死亡率	0.0010	→ 0.0012	12,000	12,000
C	悪化			
死亡率	0.0010	→ 0.0020	20,000	12,000

・既契約は毎年更新型死亡保険、保険金1000万円、営業保険料は考慮しない、保険料は年払い

上図の場合、契約翌年、Aは他商品に新しく入り直した方が安くなり、逆に、Cは高くなる。ここで、一部の経済理論やオプション理論のように、契約者が完全に合理的だとすれば、Aは必ず解約し、Cは必ず継続することになる。

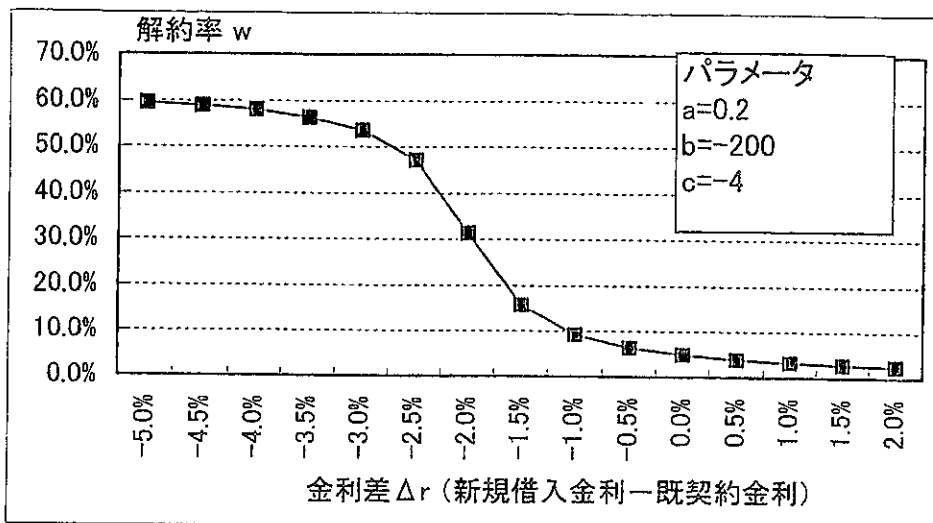
しかし、如何に保険代理店やインターネットの保険料比較サイトなどが普及しても、この想定は極端である。現実に見られる姿は、「再加入したら安くなる人ほど、解約しやすく、逆に高くなる人ほど、解約しにくい」という特性であろう。

金融の世界でも、将来の環境変化により解約が増減する商品がある。例えば、住宅ローンでは、市場金利が低下すると、低い金利で新規にお金を借り入れ、従前の高い金利での借入を一括返却（解約）するケースが見られる。また、預金では、逆に市場金利が上昇すると、既契約の低い金利での預金を解約し、高金利の預金に移し替える行動がみられる。

特にモーゲージの発行・売買が盛んな米国では、住宅ローンのプリペイメントリスクの実証分析が多く行われているが、その一つに式 15 のような解約率推計モデルがある。

$$w = a * (\arctan(b * \Delta r - c) + \frac{\pi}{2}) \quad \dots (式 15)$$

図表14: 住宅ローンの解約率推計モデル(式11)



式 15 で、 $w$  は解約率、 $\Delta r$  は既契約と新規に借入契約を締結する場合の金利差（新規借入金利－既契約金利）である。

図表 14 では、既契約を解約し、新規に契約を結んだ方が有利な人ほど解約するという性質が表現されている。なお、パラメータ  $a, b, c$  は、通常、実績データをもとに推計される。

各パラメータについては、 $\Delta r$  が  $\frac{c}{b}$  を境に大きく変化し、 $b$  がその変化の傾きを表現する。

また  $a$  が大きいほど解約率のレンジが大きくなる。

本稿では、定期保険の解約率について、この式を準用し、「解約率は、既契約の価格と新規に他商品に加入した場合の比較（価格の低下率、または上昇率）によって変動する」と想定し、式 12 で推計できるものとした。なお、パラメータ推計については、価格比較に伴う解約率のデータが取得困難であったため、本節では、旧商品との価格差が無い場合の解約率が 1971-72 US LIMRA Term Laps の数値に等しく、さらに、同条件の他商品に既契約の半額で入り直せる人の半分が解約するとの仮定の下、図表 15 の通りとした。<sup>5</sup>

#### <解約率推計モデル>

$$w(x, i) = a(x) * \left( \arctan\left(b(x) * \frac{P_{new}(x, i) - P_{old}(x)}{P_{old}(x)}\right) - c(x) \right) + \frac{\pi}{2} \quad \dots(式 16)$$

<sup>5</sup> このような解約率モデルは、投資家・加入者の非合理性を前提としているため、理論的なパラメータ推計は困難であり、経験的な分布データに最も相応しい数値を推計することが多い。死亡率（健康状態）の変化による解約率は、市場金利変化による住宅ローン・預金の解約のように客観的データは把握しづらいが、細分化の進んでいる米国では、各社でデータの蓄積が進みつつあるようである。

図表15: 解約率推計モデルのパラメータと価格比較による推計結果

○解約率推計モデルのパラメータ

解約率パラメータ	40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
a(x)	0.23	0.20	0.19	0.18	0.18	0.18	0.18	0.17
b(x)	-3.29	-6.94	-9.30	-12.55	-13.63	-14.92	-16.50	-18.49
c(x)	-0.99	-2.08	-2.79	-3.76	-4.09	-4.48	-4.95	-5.55

○価格比較による解約率推計

価格比較	40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
-50%	50.0%	50.0%	50.0%	50.0%	50.0%	50.0%	50.0%	50.0%
-30%	36.5%	31.2%	29.7%	28.4%	28.2%	27.9%	27.6%	27.3%
-20%	29.1%	19.2%	15.5%	12.2%	11.3%	10.5%	9.6%	8.6%
-10%	23.0%	12.4%	9.3%	6.9%	6.3%	5.7%	5.2%	4.6%
0%	18.4%	8.9%	6.5%	4.7%	4.3%	3.9%	3.5%	3.1%
10%	15.1%	6.9%	5.0%	3.6%	3.3%	2.9%	2.6%	2.3%
30%	10.9%	4.7%	3.3%	2.4%	2.2%	2.0%	1.8%	1.6%

○1971-72 US LIMRA Term Laps

	1年	3年	5年	7年	9年	11年	13年	15年
解約率	18.4%	8.9%	6.5%	4.7%	4.3%	3.9%	3.5%	3.1%

式16で、 $w(x, i)$ は加入者*i*の*x*歳での解約率、 $P_{new}(x, i)$ は左記加入者が、他商品に新規加入する場合の保険料、 $P_{old}(x)$ は既契約の*x*歳での保険料である。つまり、

$\frac{P_{new}(x, i) - P_{old}(x)}{P_{old}(x)}$ は、他商品に新規加入する場合の保険料の上昇率または下落率を表す。

例えば、上述の想定の下、以下のような死亡率の推移を辿る加入者*i*について、解約率を推計すると、図表16のようになる。例えば加入者*i*は45歳で30.5%の割合で契約が継続されていると想定される。

図表16: 死亡率と解約率の推移のイメージ

		40歳	41歳	42歳	43歳	44歳	45歳
加入者 <i>i</i> の死亡率推移		0.0010	0.0020	0.0030	0.0020	0.0015	...
保険料	既契約	1,000	1,500	2,000	2,500	3,000	...
	新規加入の場合	1,000	2,000	3,000	2,000	1,500	...
解約率	単年	18.4%	6.1%	3.5%	17.4%	50.0%	...
	累積	18.4%	23.4%	26.1%	39.0%	69.5%	...
期初残存率		100.0%	81.6%	76.6%	73.9%	61.0%	30.5%

## 5. 保険料の推計

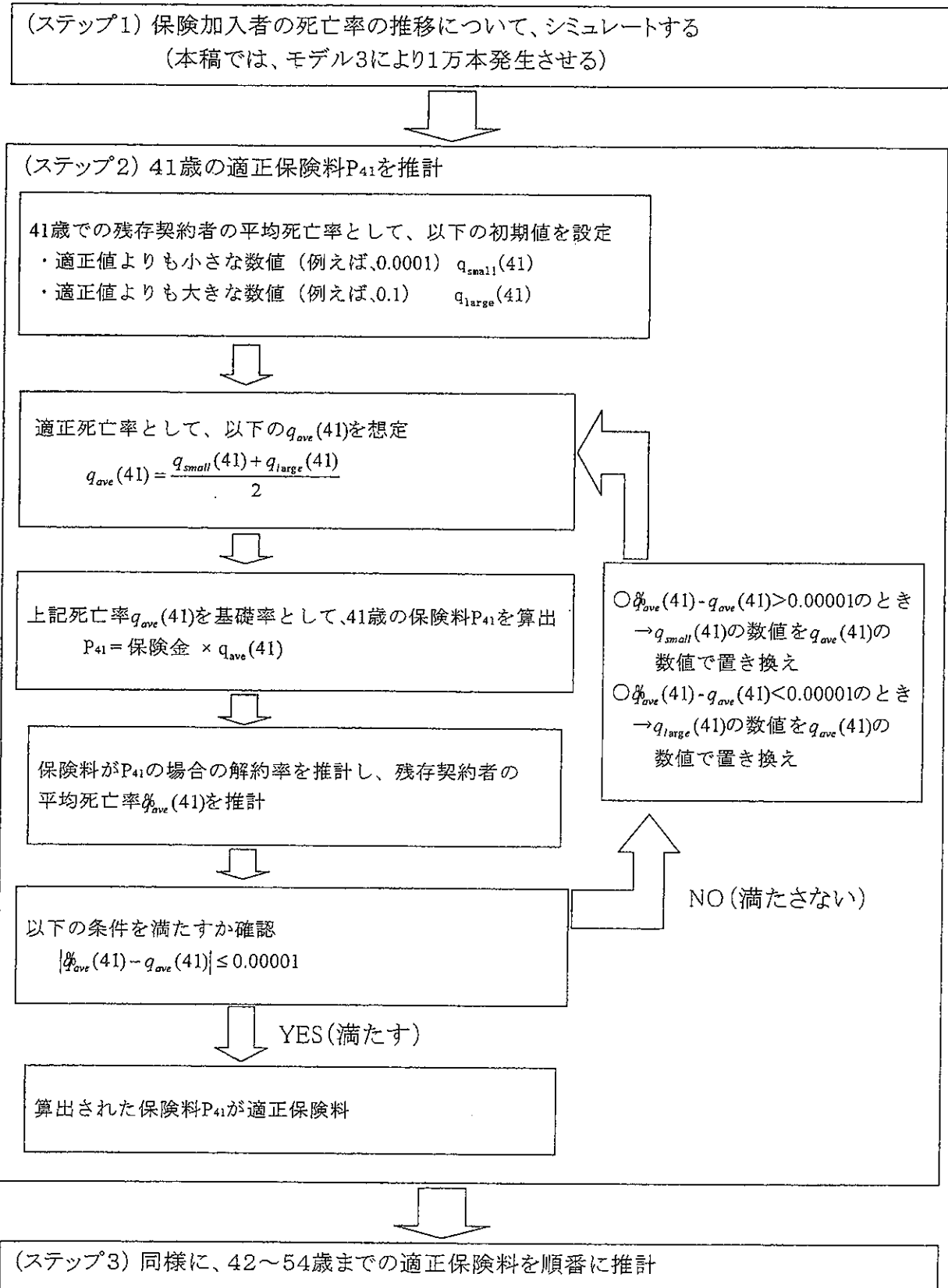
本稿の3節により加入者の死亡率の確率過程を、さらに4節により解約率の推計をモデル化した。これにより、契約締結時に約定する将来の保険料を与えれば、残存契約者の死亡率平均が推計できるようになった。

約定保険料については、適正水準よりも低ければ、当初見込みより、残存契約者の死亡率が悪化し死差損の要因になる。逆に、適正水準よりも高ければ、死差益を期待できるが、割高な保険料設定により市場での販売競争に負ける可能性が高まろう。

適正な保険料とは、保険料の算出時に想定した平均死亡率と、残存者の平均死亡率が等しく（もしくはかなり近い数値に）なる水準である。しかし、この解について、解析的に算出するのは困難なため、図表17の手順でシミュレーションによる近似解を求め、結果を図表18に示した。なお、本研究での保険料は純保険料ベースとし、付加保険料の考慮は加えなかった。

米国では、商品の継続率引き上げのため、5～20年程度の保険料保証期間を設けた商品も多い。例えば、「10年間保険料保証（一定）、その後の5年間はステップアップ型」のような15年定期保険についても、これまでの手法とほぼ同様のステップにより、適正保険料の推計が可能である。予定利率を4%とした場合、図表19の結果となった。

図表 17 : 適正保険料の算出手順



図表18: 適正保険料の推計結果

		40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
死亡率	契約時の母集団平均	0.00089	0.00163	0.00216	0.00264	0.00321	0.00398	0.00510	0.00638
	残存契約者の平均	0.00089	0.00186	0.00293	0.00413	0.00554	0.00723	0.00956	0.01301

保険金	500,000
-----	---------

		40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
保険料	解約考慮前	447	815	1,082	1,319	1,603	1,989	2,549	3,191
	適正保険料(解約考慮後)	447	931	1,466	2,065	2,769	3,613	4,781	6,507

図表19: 適正保険料(10年保険料保証)の推計結果

・当初10年間保険料一定、その後5年間の保険料はステップアップ型

		40歳	42歳	44歳	46歳	48歳	50歳	52歳	54歳
保険料	解約考慮前	1,038	1,038	1,038	1,038	1,038	1,989	2,549	3,191
	適正保険料(解約考慮後)	1,288	1,288	1,288	1,288	1,288	3,543	4,745	6,373



## 6. おわりに

本稿では、更新型保険の価格のシミュレーションによる算出に取り組んだ。この手法は、毎年更新型だけでなく、4節で示したような「10年平準後、更新型保険」や、図表2のような再診査制度のある保険の最大保険料の算出にも用いることができる。なお、この結果、更新時の保険料があまりに上昇してしまうと、その商品は顧客に受け入れられにくくなるかもしれない。しかし、そのようなケースでも、顧客・保険会社の双方により受け入れやすい商品の開発（契約前半の保険料を割高にしておく商品や、さらに保険金額逓減の仕組みを加えた商品など）への応用も可能であろう。

また、国内で用いるには、当面、経験データの不足により、死亡率の確率過程や解約率モデルのパラメータ推計が困難な可能性がある。このような場合には、保険設計は、従来の手法をベースに行うが、本稿での取り組みを利用し、いくつかのシナリオ・パラメータの下、将来利益のシミュレーション（ストレステストなど）を行う利用方法も考えられる。

さらに、実用にあたっては、以下のような工夫を加える余地があるものと思われ、今後の研究課題としたい。

### 今後の課題

#### ① 契約属性などの考慮

本稿での研究前提では、保険金の大小は、解約率（逆選択）に影響しないとしているが、その前提についての検証が必要である。また、解約率は、更新時の契約者の所得水準や、マクロ経済（市場金利やインフレなど）の影響も受けるであろう。

解約や非更新の要因について、更に実証的な研究を加え、モデルの改善に取り組んでいきたい。

#### ② 確率過程の対象

経験データとして、平均死亡率は把握可能であるが、各人の死亡率推計は極めて困難である。現実的には、診査結果などによって、加入者をいくつかのグループにクラス分けし、各クラスの平均死亡率を算出する方法があろう。このとき、確率過程に従う対象は、各加入者の死亡率の変化ではなく、健康状態のクラス間の移動になる。

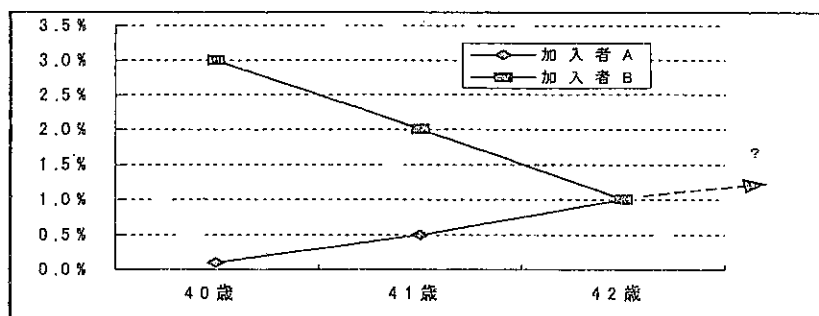
#### ③ マルコフ過程の前提

死亡率がマルコフ過程に従うと想定したが、現時点で同じ死亡率1%のAとBでも、下のような推移の二人の将来分布は異なるかもしれない。この性質について、実証的なデータが取得できなかったため、本稿ではマルコフ過程を前提としたが、もしデータが蓄積されれば、ARMAモデルやGARCHモデルなどの時系列

モデルの応用も可能であろう。

図表 20: 死亡率の推移

	40歳	41歳	42歳
加入者 A	0.1%	0.5%	1%
加入者 B	3%	2%	1%



#### ④ 死亡率の確率分布

本稿では、水準または変化率が正規分布としたが、実際には、突然の事故・病  
気などで死亡または死亡率が急上昇する可能性がある。正規分布以外の確率過程  
や、ジャンプ過程の利用なども考えられる。

#### ⑤ 解約率の推計モデル

保険の解約率は、住宅ローンのプリペイメントリスクモデルの一例を用いて推  
計した。しかし、住宅ローンの金利差は誰の目にも明確であるのに対して、健康  
状態は本人でも把握しにくい。保険契約のアナロジーとして、より良いモデルが  
ないかを探る余地がある。また、現時点では、コストを無視しているが、再度診  
査を受けることは、会社側の金銭面でも、契約加入者の手間の面でも大きなコス  
トがかかる。実用に向けては、これらの考慮も必要になるとと思われる。

## 7. 参考文献

- [1]木下 敬裕「更新型契約に関する一考察」会報会報第 54 号第 2 分冊（日本アクチュアリー会 ,2001)
- [2]篠原 拓也「保険更新システムに関する価格設定について」会報第 53 号第 2 分冊（日本アクチュアリー会 ,2001)
- [3]森平爽一郎・小島裕「コンピューテショナルファイナンス」朝倉書店
- [4]Dukes,J. and MacDonald,A.,”Pricing a Select and Ultimate Annual Renewable Term Product”, Transactions of the Society of Actuaries, VolX X X II ,pp.547-567(1980)
- [5]Hendel.I. and Lizzeri,A.,”The Role Commitment in Dynamic Contracts: Evidence From Life Insurance”, NBER WORKING PAPER 7470(2000)
- [6]Hull,J.「ファイナンシャルエンジニアリング」きんざい(1998)