

生命保険の動的解約モデルの再検討

猪狩誠* 松山直樹†

2014年1月31日投稿

2014年2月24日受理

概要

生命保険の動的解約モデルには金利裁定の考え方をういた多くの理論研究があり、EV等の実務で利用されているモデルもその延長線上にある。その一方で、データ開示の制約から統計的実証研究は数少ないものの、それらは必ずしも理論的研究と整合的ではない。特に本邦の先行研究では金利の影響は金利裁定と逆方向となるという結果が得られているが、これらは一般には個社あるいは金利低下環境の特殊事情とみなされてきた。そこで本研究では、金利上昇期を含む長期観測が可能な生保業界ベースの保険解約件数データを用いて経済変数との関係を調べ、金利要因よりも完全失業率に代表される家計要因で説明されることを示した。この事実を踏まえ、保険解約リスクへの対応方針のあるべき姿について考察した。

キーワード：動的解約モデル，家計要因，完全失業率，金利上昇リスク，流動性リスク

* 明治大学大学院理工学研究科

† 明治大学総合数理学部 〒164-8525 東京都中野区中野 4-21-1
ma2yama(at)meiji.ac.jp

本稿の作成に当たっては、匿名のレフェリーから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝する。

1 はじめに

保険解約という事象は保険契約者の意思により自由に行使できる権利として捉えられるため、そのタイミングにより保険会社が予測する将来キャッシュフローを変化させ保険負債評価に大きな影響を与えてしまう。また保険解約が発生した場合には保険会社は保険契約者に対して解約返戻金を支払う必要があり、この資金流出に備えて流動性の高い資産や資本を保有しておく必要がある。したがって保険解約リスクは保険料を算定する際はもとより、保険 ALM（資産負債管理）を考える際には避けられない問題となる。

生命保険の解約モデルに関する既存研究には、保険解約という事象を金利オプションとして捉えたファイナンス的な理論研究が数多く存在している。これらの研究に共通していることは、契約を継続した場合の価値と解約返戻金とを比較し、後者が大きければ解約が発生するという前提を置いていることである。このことは、解約返戻金は契約時にあらかじめ約定されているため将来の市場金利に依存しない一方で、契約後の金利が上昇すると負債経済価値は下落するため、経済合理的な保険契約者は金利上昇局面において解約権を行使すると考えられることに起因する。代表的なものとしては、Bacinello[2003]では解約オプションを組み込んだ養老保険の保険料に関する分析を行っている。Albizzati and Geman[1994]では金利モデルとしてフォワードレートモデルである Heath-Jarrow-Morton モデルを、また Furrer[2010]ではショートレートモデルである Vasicek モデルを用いてそれぞれ解約オプション価値の評価を行っている。鈴木・白須[2009]には保険解約の価値評価手法について包括的なサーベイがある。またモーゲージのプリペイメントも金利変動によるリスクが問題となることから、こういった分野のモデリング手法を参照する動きもある（伊藤・森本[2009]）。

実務ではこの延長線上にあるモデルとして、金利感応型のパラメトリックな解約率モデル（arctangent モデル、parabolic モデル、New York State Law 126 など）が、生命保険会社固有の企業価値情報である EV (Embedded Value) の開示等の目的に用いられている。

一方で保険解約に関する実証研究は、詳細な属性の把握できる個社ベースのデータを利用することが望ましいが個社データの入手は困難であるため、その事例は数少ない。Kim[2005a]では韓国の IMF 危機(1997)の期間中のデータを用いてある保険会社の保険解約について分析しており、保険種類ごとに保険解約率モデルである arctangent モデルとその他のモデル(logistic モデルと complementary log-log モデル)を比較している。そして金利と完全失業率が高い正の相関関係を示している観測期間において、これらが重要な説明変数であることを示した。Kim[2005b]では logistic モデルを用いてアメリカのある保険会社の年金契約を分析するだけでなく、IMF 危機を参考にしたストレステストにも焦点を当てている。Cox and Lin[2006]では tobit モデルを用いてアメリカの年金契約を分析している。神楽岡[2009]では日本のある保険会社の積立傷害保険の解約件数データ（1993.3-2001.6）に対して計数データモデルである負の二項(NB1)モデルを適用した分析を行っているが、ここで推定された解約件数モデルの感応性は金利裁定とは逆方向の結果となり、完全失業率の影響が非常に強いことが示されている。これらの実証分析において、保険解約という事象は金利だけではなく、完全失業率、経済成長率、契約時からの経過期間、季節性などが影響することが示されており、その発生要因が多岐にわたっていることが示されている。

このように、保険の動的解約モデルには理論研究と実証研究の間に大きな乖離が存在している。本研究ではこのギャップを埋めるために、一般に公開されているデータを用いて金利要因、家計要因、信用力要因を想定した動的解約モデルを検討する。その際、モデルの精度という点では情報量の多い個社ベースのデータを用いたモデル推定をすべきではあるが、一方で個社データから導かれた結論には必ずしも一般性を期待できないという問題点もあるため、精度の問題は認識したうえで生保業界全体のデータを用いることとする。そしてそのモデル推定結果を踏ま

えて、保険解約リスクへの対応方針のあるべき姿について考察する。

本論文の構成は以下の通りである。第2章では用いるデータとモデルについて概説し、パラメータの推定方法、説明変数の選択方法について記述する。第3章では実際の保険解約率に対してモデルパラメータを推定した結果を示すとともに、解約要因統計を用いたモデルを再構築する。第4章では現時点において利用可能な動的解約モデルを用いた保険解約リスクへの対応方法について議論する。

2 保険の動的解約率モデル

2.1 保険解約に関するデータ

保険解約に関する一般公開データから以下のデータを参照し、解約率は件数ベースの数値を取り扱うこととする。

- a. インシュアランス 生命保険統計号（昭和63年度版～平成24年度版）
- b. 生命保険に関する全国実態調査（昭和60年度版～平成24年度版）

ただしこれらのデータは年次統計（bに関しては三年ごと）のデータであり、その中でも全社合計値を用いることで業界ベースの分析を行う。またaは開集団統計であり、保険種類に関しては

(I) 個人保険+個人年金

(II) 個人年金単独

の場合を分析対象とするが、その販売チャネルについては不明である。特に(II)については金利に感応的な保険解約が予想されるため、独立に分析を行う。以下でこれらの区別は単に(I)、(II)と表記する。

2.2 モデルの設定

各事業年度ごとに各保険契約者の解約が独立にベルヌーイ分布に従うものとして、まず各事業年度初に生存している*i*番目の保険契約者が、その事業年度中に解約すれば1、そうでなければ0をとるような離散型確率分布

$$Y_t^{(i)} \sim Be(p_t) \quad (1)$$

考える。ただし $t = S62, \dots, H23$, $i = 1, \dots, n_t$, n_t は第 t 事業年度における年度始保有契約件数, p_t は第 t 事業年度の解約率であり1から n_t までの保険契約者がこの確率に従って解約するものとする。また本研究ではこの p_t が第 t 事業年度の経済指標により定まるものと考え、各 t について独立であるものとする。この前提のもとでは先行研究(神楽岡[2009])のように

$$Y_t := \sum_{i=1}^{n_t} Y_t^{(i)} \quad (2)$$

を定義することにより各事業年度の解約件数 Y_t が二項分布に従い、さらに拡張することでポアソン分布や負の二項分布を導くことも可能である。しかしこうした解約件数分布を想定する場合には、例えば個社ベースの月次統計データのような実現値が大きくない場合に利用することが妥当であると考えられる。今回利用する業界合算データではその実現値が大きすぎるため、このような分布は適切ではないと判断した。またこうして拡張した分布には一般に再生性が期待されるが、今回参照するデータが開集団統計であるためその要件を満たす必要性がないと判断した。各 $Y_t^{(i)}$ が指数型分布族に属するため、一般化線形モデルの枠組みにおけるリンク関数 g を選択することでモデルを特徴づける。

リンク関数選択の基準として

(i) $g(E(Y_t^{(i)})) = g(p_t) = (\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t)$ を満たすこと

(ii) g は単調かつ微分可能な関数であること

(iii) $p_t \in (0,1)$ を満たすように選択すること

の3点が挙げられる。ただし \mathbf{X}_t は説明変数ベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ は係数ベクトルであり、 $(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t)$ はそれらの内積を表す。今回のモデル化では、(i)から(iii)の選択基準を満たし、かつ確率分布が2値変数をとることを考慮し、Kim[2005a]においても用いられているリンク関数

$$g(r) = \ln\left(\frac{r}{1-r}\right) \quad (3)$$

を参考にす。しかし今回参照する解約率の実績が(Ⅰ)では0.0347から0.0734の間を、(Ⅱ)では0.026から0.0932の間を推移するにすぎないことを踏まえると(図1参照)、条件(iii)のままでは \mathbf{X}_t の関数 $p_t = g^{-1}((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))$ の左裾先端部分のあてはまりのみに注目することとなる。また韓国や日本の過去の危機的状況の解約実績を勘案しても解約率が1に近い値をとるという状況は考えにくい。そこで p_t の上限として1よりも小さい定数 c の存在を仮定し、

(iii)' $p_t \in (0, c)$ を満たすように選択すること

と置き換える。従って今回のモデル化ではリンク関数として

$$g(r) = \ln\left(\frac{r}{c-r}\right) \quad (4)$$

を用いることとする。これを(i)に適用させることにより

$$\ln\left(\frac{p_t}{c-p_t}\right) = (\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t) \quad (5)$$

$$\Leftrightarrow p_t = c \frac{\exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))}{1 + \exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))} \quad (6)$$

を得る。

2.3 モデルパラメータの推定方法

モデルパラメータは最尤法により推定する。ここで $Y_t^{(i)} \sim Be(p_t)$ を $(Y_t^{(i)} | \mathbf{X}_t) \sim Be\left(c \frac{\exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))}{1 + \exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))}\right)$ と置き換える。尤

度関数

$$l(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{t=562}^{H23} \prod_{i=1}^{n_t} p_t^{y_t^{(i)}} \times (1-p_t)^{1-y_t^{(i)}} \quad (7)$$

に対して上記の置き換えを行うと、対数尤度関数は

$$\begin{aligned} \ln(l(\boldsymbol{\beta})) &= \sum_{t=562}^{H23} \sum_{i=1}^{n_t} \{y_t^{(i)} \ln(p_t) + (1-y_t^{(i)}) \ln(1-p_t)\} \\ &= \sum_{t=562}^{H23} \left[w_t \ln\left\{c \frac{\exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))}{1 + \exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))}\right\} + (n_t - w_t) \ln\left\{\frac{1 + (1-c) \exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))}{1 + \exp((\boldsymbol{\beta}, \mathbf{X}_t))}\right\} \right] \end{aligned} \quad (8)$$

と書くことができる。ただし w_t は第 t 事業年度における解約件数である。これを最大とするような係数パラメータ β を推定する。

2.4 説明変数の選択

動的解約モデルを考える際には、その説明変数として金利、完全失業率、経済成長率、日経平均株価指数などの経済指標だけでなく、性別、契約時年齢、契約時からの経過期間、季節性といった経済指標以外の影響も考慮すべきである。しかしながら今回用いる業界ベースのデータからは経済指標以外の影響を取り出すことが困難であるため、今回は分析の対象としない。経済指標に関しては10年国債金利、完全失業率(季節調整値)、実質経済成長率、日経平均株価指数を説明変数の候補とする。ただし保険解約に関するデータが年次統計値であるため、経済変数のラグの考慮は行わずに各事業年度の月次データ平均値を用いる。ここで図1に着目すると、(I)の場合はH12からH13にかけて最大値7.34%、(II)の場合はH8からH9にかけて最大値9.32%をとることがわかる。H8からH13は生保連続破綻の時期であり、各解約率のピークをとる時期と重なっている。特に(II)のH8からH9に注目すると、この時期は最初の生保破綻が始まった時期と一致している。従って保険解約について考える場合には保険会社の信用力も考慮すべきであると考えられる。

(単位 %)

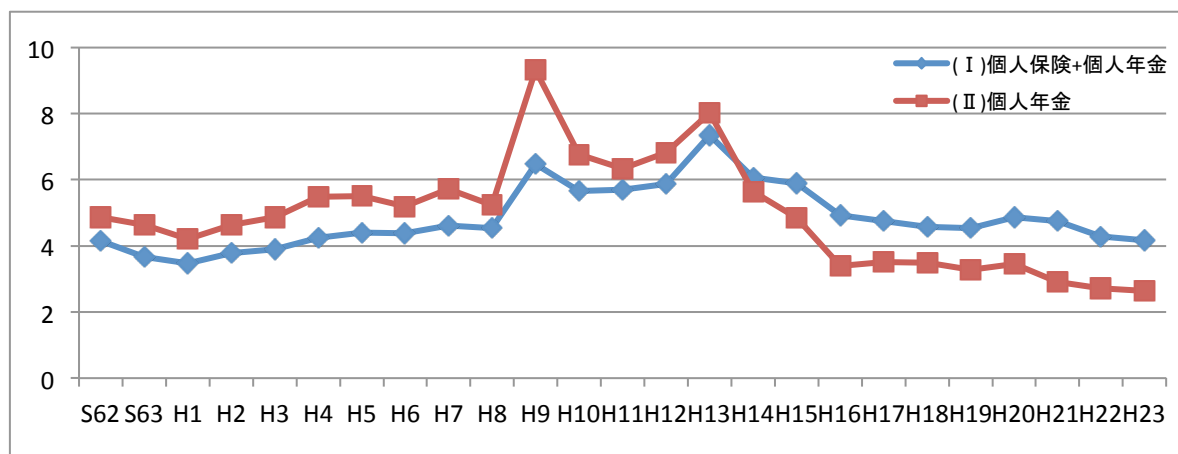


図1 分析対象となる解約率(件数ベース)の推移

そこで本研究ではデータの制約等も考慮し、保険解約の発生要因は金利要因・家計要因・信用力要因に限り、かつそれらは経済変数に依存するという前提を置く。表1で各要因別に取り込むべき説明変数の候補を列挙する。

「信用スプレッド」については、ソルベンシーIIやMCEVの割引率にも考慮されるように、保険会社自身の信用リスクと保険債務の流動性プレミアムを踏まえ取り入れた。具体的には各事業年度で「10年国債金利(年平均)」と「ハーディ利回り」の差が正の数となるような定数として2.0954(%)と設定した。「ハーディ利回り」については、参照するデータから平均予定利率や利差配当の算出が困難であったため、契約者にとってのリターンである利差配当利回りの代替指標として業界合算ベースの値を採用した。「日経平均株価」については、生命保険会社の保有する株式の価格変動がソルベンシーに大きく影響を与えることを踏まえ、信用力要因の候補とした。また信用力要因としてソルベンシーマージン比率を採用することを試みたが業界合算ベースでの分析に馴染まないことや、この数値は平成14年度以降から開示されておりそれ以前の数値は入手できなかったため候補とはしなかった。

表1 説明変数の候補

金利要因 (1) 10年国債金利(年平均) (2) 10年国債金利(年平均)前年度差 (3) (10年国債金利(年平均)+信用スプレッド) - (ハーディ利回り) (4) (10年国債金利(年平均)) - (ハーディ利回り)のプラス部分
家計要因 (1) 完全失業率(年平均) (2) 実質経済成長率(年平均)
信用力要因 (1) 日経平均株価(年平均)

しかしこれらの説明変数をすべて取り入れたモデルでは不要な説明変数が存在する可能性がある。そこで年次ベースの各解約率を説明するために重要であると考えられる説明変数を、Kim[2005a]でも用いられている赤池情報量基準(AIC)を使用した変数減少法により各要因別に選択する。手順としては以下の通りである。

- Step1 要因別に想定した説明変数を全て取り込んだ場合のモデル(フルモデル)のAICを算出する。
- Step2 説明変数を一つ除いた場合のAICを算出し、フルモデルのAICとの差を算出する。
- Step3 Step2の数値が最も小さくなるモデルを新たなフルモデルと考え、この作業を繰り返す。
- Step4 各フルモデルのAICが急激に小さくなる時点で取り込んでいる説明変数を、各要因の代表変数とする。ただしすべての説明変数のp値が0.05を下回っている必要がある

表2 変数減少法 (Step1-Step3)

	AIC	
フルモデル	-11.8042	
除く変数		3変数AIC-4変数AIC
(1)	1.7228	13.527
(2)	-10.5072	1.297
(3)	-12.2932	-0.489
(4)	-10.6473	1.1569

←新しいフルモデルと考える

表3 変数減少法 (Step4)

取り込む説明変数	AIC	AIC増加分
(1), (2), (3), (4)	-11.8042	
(1), (2), (4)	-12.2932	-0.489
(1), (2)	-12.627	-0.3338
(1)	-13.6094	-0.9824

←(1)を代表変数とする

(I)の場合の金利要因を例にとり表2および表3でその数値を与える。またこの基準により(I)，(II)それぞれの解約率を説明するために重要と考えられる説明変数を選択した結果は表4の通りとなった。

表4 選択された説明変数

	(I)個人保険+個人年金	(II)個人年金
金利要因	(1)10年国債金利	(2)10年国債金利前年度差
家計要因	(1)完全失業率	(1)完全失業率

各経済変数の推移，および各分析に用いる説明変数の相関関係は図2および表5，表6の通りである。表5，表6からは互いに強い相関関係にある変数が含まれていることがわかるため，分析を行う際には多重共線性が存在する可能性があることに注意しなければならない。さらに図2よりS62からH2にかけて金利上昇期を観測することができるが，図1と比較するとその期間の解約率はどちらの場合も金利裁定とは逆方向であった。

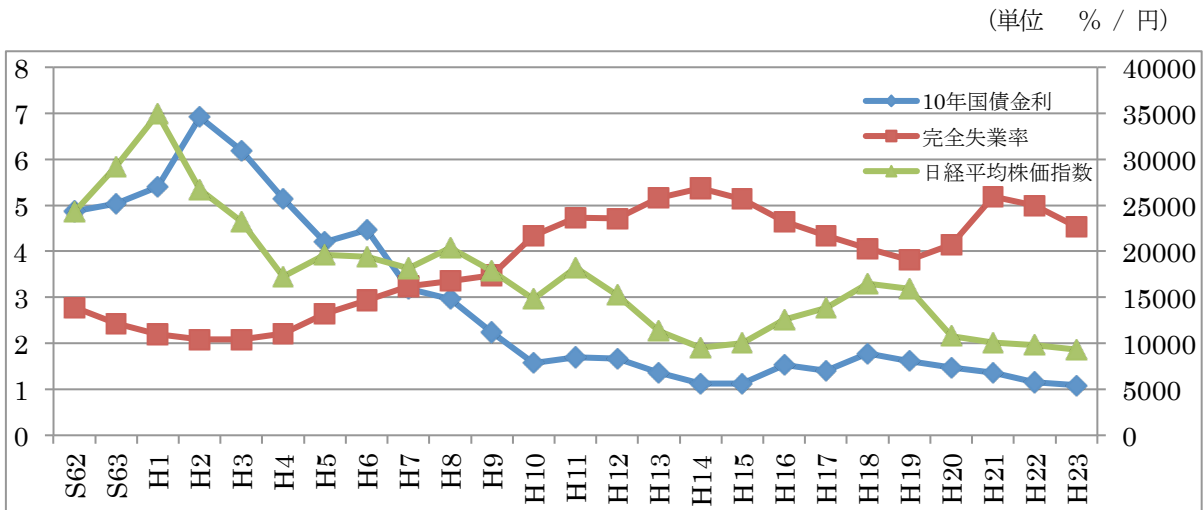


図2 各経済変数の推移

表5 (I)で選択された説明変数の相関関係

	10年国債金利	完全失業率	日経平均株価
10年国債金利	1		
完全失業率	-0.9377	1	
日経平均株価	0.8454	-0.846	1

表6 (II)で選択された説明変数の相関関係

	前年度差	完全失業率	日経平均株価
前年度差	1		
完全失業率	0.0406	1	
日経平均株価	0.2067	-0.846	1

3 実証分析

3.1 保険の動的解約モデル

ここでは2.4節で選択された各要因別の代表変数を取り込んだ解約率モデルのパラメータを推定する。解約率の上限である定数 c については本邦生保破綻時期における個社ベースの最大解約率や、Kim[2005a]における韓国のIMFショック時の年換算最大解約率等を考慮し(Ⅰ)、(Ⅱ)どちらの場合も0.3と定める。2.3節の方法で係数パラメータを推定した結果および考察を以下で述べる。

(Ⅰ)個人保険+個人年金の場合

表7 (Ⅰ)個人保険+個人年金 推定結果

	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-2.06942	0.54176	-3.81983	0.0009987
10年国債金利	-0.00944	0.05646	-0.16715	0.8688539
完全失業率	0.12006	0.09414	1.27531	0.2161293
日経平均株価	-0.01366	0.00001026	-0.13313	0.8953556
検定統計量				
Wald	20.5239			
ファラーグラウバー	75.43255			

切片以外の全ての係数パラメータが0という仮説を検定すると、説明変数の数で与えられる自由度3の χ^2 分布に従うWald検定統計量は20.5239となり、帰無仮説は有意水準5%で棄却された。完全失業率に関してはその係数が0.12006とその符号は正であり、Kim[2005a]と神楽岡[2009]の結果と整合的となっている。この符号からは家計に不安がある場合、保険契約者は保険料支払いの回避と解約返戻金を手にするために保険解約を選択していると推測できる。金利と日経平均株価に関しては神楽岡[2009]の結果と整合的である。日経平均株価の係数は-0.01366と符号は負であり、保険会社の保有する株価の上昇がソルベンシーの増加という信用力向上につながるため、保険解約が減少していると推測することができる。10年国債金利の係数は-0.00944と符号は負であり、理論的研究の前提である金利裁定動機による保険解約を支持する結果とはなっていない。これは本邦の低金利環境が招く結果であるとも考えることができるが、図1と図2の金利上昇期(S62-H2)における互いの推移からもそうした裁定行動の可能性を支持することができない。またそうした結果は、表5からもわかるように本邦の10年国債金利と完全失業率が強い逆相関の関係にあり、完全失業率が金利裁定的な解約行動を相殺するほどに強い影響を与えているために生じた結果ではないかと推測することができる。一方でKim[2005a]における韓国のIMF危機中の分析では完全失業率と金利がともに上昇傾向にあり、解約率に対して金利が正の影響を与えるとともに完全失業率がより大きな正の影響を与えるという結果が出ているが、これは経済全体が危機的な局面では、金融商品間の金利裁定的な乗り換え行動よりも、家計要因や保険会社の信用不安による現金化をより強く意図した解約行動がとられた可能性を示唆するものと考えられる。

しかし各説明変数のp値はどれも0.05を上回っており、それらが解約率を説明するために重要な変数であるとは結論づけることができない。また表5の通り、各説明変数間には強い相関関係があるため多重共線性を調べる必要がある。ファラーグラウバーの方法を用いると、(説明変数の数)/(説明変数の数+1)/2で与えられる自由度6の χ^2

分布に従う検定統計量は75.43となり、多重共線性が存在しないという仮説は有意水準5%で棄却された。そこで2.4節で行った説明変数の選択を再び行くと、10年国債金利と完全失業率を取り込んだ場合にAICの変化が最も大きくなる。しかしこの場合にはすべての説明変数のp値が0.05を下回っておらず、完全失業率のみを取り込んだモデルがp値<0.05を満たす。

従って(Ⅰ)個人保険+個人年金における動的解約モデルには少なくとも家計要因に関する説明変数を取り込む必要があると言える。

表8 (Ⅰ)における説明変数の再選択

取り込む説明変数	AIC	AIC 増加分
10年国債金利, 完全失業率, 日経平均株価	-11.77295	
10年国債金利, 完全失業率	-13.75186	-1.97891
完全失業率	-15.69790	-1.94604

表9 再選択後の推定結果

	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-2.20132	0.11806	-18.64568	0.00000
完全失業率	0.14168	0.02997	4.72676	0.00009

(Ⅱ)個人年金の場合

表10 (Ⅱ)個人年金 推定結果

	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-3.15483	0.92707	-3.40301	0.0026791
10年国債金利前年度差	-0.35392	0.14991	-2.36088	0.0279774
完全失業率	0.17996	0.14019	1.28372	0.2132258
日経平均株価	0.43045	0.23994	1.79399	0.0872266
検定統計量				
Wald	6.66660			
ファラーグラウバー	32.49986			

切片以外の全ての係数パラメータが0という仮説を検定すると、自由度3の χ^2 分布に従うWald検定統計量は6.66660となり、帰無仮説は有意水準5%で棄却された。完全失業率の係数が0.17996、金利の係数が-0.35392となっており、これらについては(Ⅰ)と同様の考察が可能である。特に金利に関しては、一般に金利感応的な保険解約が予想される個人年金であっても裁定行動を支持する結果とはならなかった。一方で日経平均株価の係数は0.43045と符号が正となったが、本分析で用いた個人年金のデータには変額年金も含まれていることから、最低保証がアウトオブザマネーになると保険解約を選択しやすくなるという契約者行動を反映しているのではないかと推測することができる。

しかしp値が0.05を下回っている説明変数は10年国債金利前年度差のみであり、また表6からもわかるように互いに強い相関関係にある変数を含んでいるため、この場合も多重共線性を調べる必要がある。ファラーグラウバ

一の方法を用いると自由度 6 の χ^2 分布に従う検定統計量は 32.49986 となり、多重共線性が存在しないという仮説は有意水準 5% で棄却された。従って (I) の場合と同様に説明変数の選択を再び行くと、10 年国債金利前年度差と日経平均株価を取り込んだ場合に AIC の変化が最も大きくなる。しかしながらこの場合もすべての説明変数の p 値が 0.05 を下回らないだけでなく、以降変数選択を行っても推定パラメータの p 値が 0.05 を下回ることはない。

従って今回用いるデータからでは個人年金単独の解約率を説明するために重要な説明変数を特定することはできなかった。個人年金の解約分析を行う際には、信用力要因や商品の元本回収時期（契約時からの経過年数）のような個社ベースの情報を反映できる枠組みが必要ではないかと考えられる。

表 11 (II)における説明変数の再選択

取り込む説明変数	AIC	AIC 増加分
10 年国債金利前年度差, 完全失業率, 日経平均株価	27.03712	
10 年国債金利前年度差, 日経平均株価	26.92577	-0.11135
10 年国債金利前年度差	26.95247	0.0267

表 12 再選択後の推定結果

	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-1.99842	0.22223	-8.99268	0.00000
10 年国債金利前年度差	-0.27446	0.13853	-1.98122	0.06020
日経平均株価	0.000016	0.0000118	1.36301	0.18667

3.2 要因別統計を用いた保険解約率モデル

3.1 節より (I) の場合も、特に金利裁定行動が予想される (II) の場合も、金利裁定的な解約行動は検出することができなかった。また、特に本邦の (I) 個人保険+個人年金の解約率は家計要因の影響を強く受けることがわかった。しかし理論的研究や実務で考えられている金利要因や、図 1 の推移から推測される信用力要因の保険解約の可能性を完全に否定することはできない。そこで本節では解約要因統計を用いた要因別解約率モデルを検討する。

表 13 において「生命保険はインフレに対応できないと考えて」、「他に有利な貯蓄手段があったので」は金利要因、「掛け金を支払う余裕がなくなったから」、「掛金が更新により高くなってしまったから」、「まとまったお金が必要となって」は家計要因、「経営内容が不安だったので」は信用力要因と捉える。さらに「他の生命保険に切り替えたので」は家計要因と信用力要因に均等に配分することで分析を行う。

表 13 解約要因統計（生命保険に関する全国実態調査(H24) 一部抜粋）

掛け金を支払う余裕がなくなったから	掛金が更新により高くなってしまったから	生命保険はインフレに対応できないと考えて	まとまったお金が必要となって	他の生命保険に切り替えたので	他に有利な貯蓄手段があったので	経営内容が不安だったので
32.5	13.3	0.6	10.6	34.1	1.2	2.0

このデータには保険種類の区別は反映されていないため、本節では (I) のみを分析対象とする。またこのデータは三年ごとの累計データとして開示されているため、三年ごとに同じ割合で要因別解約が発生するものとし、保険

契約者が解約する際にはこれら三要因から一つの要因を独立に選択し解約するという前提を置く。しかしこの統計は重複回答可能なものであるため、要因選択の独立性は強い仮定であることには注意が必要である。

この前提の下で各事業年度の要因別解約率を求める。具体的には三年ごとに与えられた要因別解約比率から三要因に該当する部分を取り出し、三要因の割合の合計が1となるように調整を行う。そしてそれらの割合を対応する事業年度の解約率に乗じることで要因別解約率を算出する。こうして得られた各要因別解約率に対して2.4節で選択した(I)の代表変数を説明変数とする一変数モデルを2.3節の方法で推定する。それぞれの解約率の上限を共通に $c = 0.3$ とした場合の最尤法によるパラメータの推定結果(表14から表16)および、要因別解約率の実績値と予測値の比較(図3から図5)は以下の通りである。

表 14 金利要因推定結果

	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-5.268	0.15491	-34.0065	0.00000
10年国債金利	0.19715	0.04617	4.2704	0.000287

表 15 家計要因推定結果

	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-2.74232	0.12091	-22.6813	0.00000
完全失業率	0.1976	0.0307	6.4371	0.00000

表 16 信用力要因推定結果

	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-3.4514	0.0763	-45.2343	0.00000
日経平均株価	-0.0497	0.04158	-1.1956	0.24405

(単位 %)

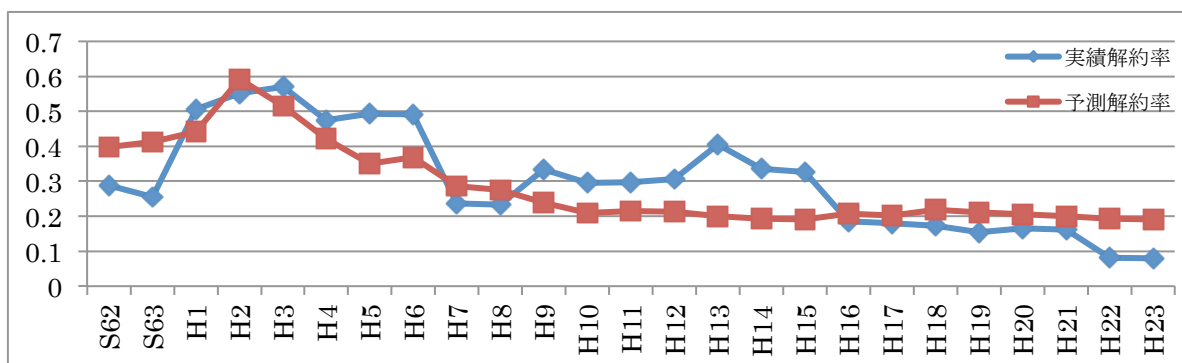


図3 金利要因解約率の実績値と予測値

(単位 %)

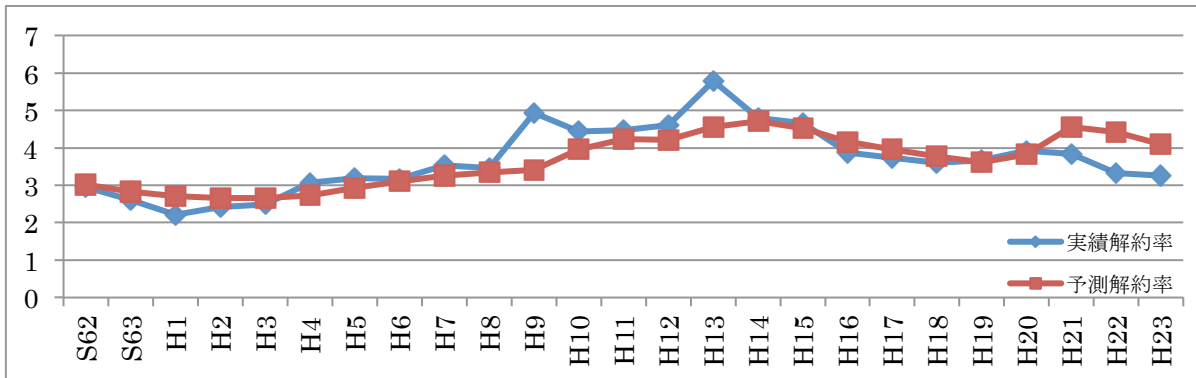


図4 家計要因解約率の実績値と予測値

(単位 %)

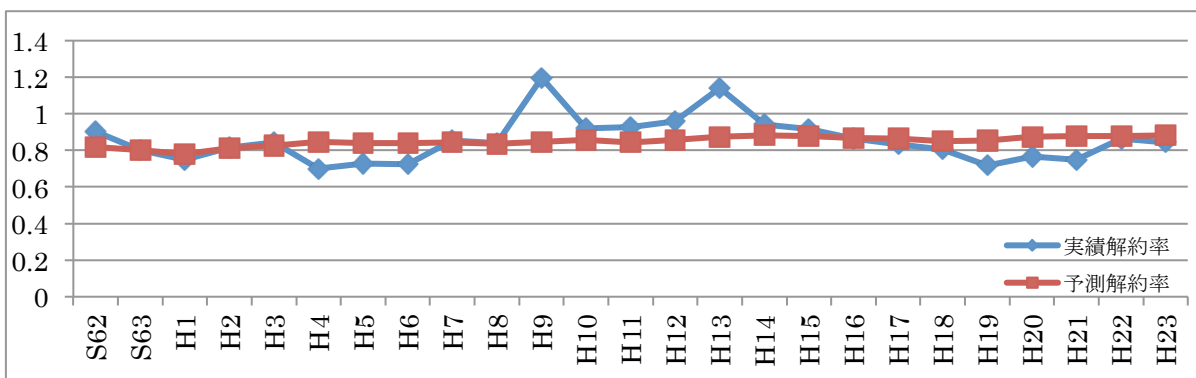


図5 信用力要因解約率の実績値と予測値

3.1節(I)の三変数を取り込んだ場合の推定結果と比較すると、金利要因の係数パラメータが正值へと変わり、説明変数の有意性も改善された。しかし図3より解約要因統計を用いたとしても金利裁定動機による保険解約は非常に僅かであることがわかる。家計要因については依然として説明変数の有意性も高く、また図4より三要因の中でも特に解約率が高いことがわかる。信用力要因の説明変数の有意性は依然として低く、図5より予測解約率もほぼ0.00849前後で推移する結果となった。この結果からも保険会社の信用力を、マクロ経済指標を通じて動的解約モデルに反映させることが困難であることがわかる。本来は会社ごとの個別性を反映したソルベンシーマージン比率などを説明変数に用いるべきではないかと考えられる。

各解約要因が独立に発生するという前提から、全体の解約率は各要因別の解約率モデルを足し合わせたものとなり、3.1節(I)の三変数モデルおよび一変数モデルと本節の要因別モデルについて、実績と予測の誤差評価は以下の通りとなる。ただし表17の誤差評価には平均二乗誤差 (RMSE) と平均絶対パーセント誤差 (MAPE) を用いることとし、それぞれ

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (p_t - \hat{p}_t)^2}{n}} \quad (9)$$

$$\text{MAPE} = \frac{1}{n} \sum \frac{|p_t - \hat{p}_t|}{p_t} \quad (10)$$

により定義される。ただし p_t は実績解約率、 \hat{p}_t は予測解約率、 n は年次データ数である。

上記の定義式から RMSE は MAPE に比べ、実績値と予測値に特に大きな乖離があった場合にはそれを反映させる指標となっている。表 17 より RMSE が最小となるのは一変数の場合であり MAPE が最小となるのは三変数の場合であることから、(I)個人保険+個人年金の解約率を説明する際には、部分的ではなく全体的に家計要因で説明する方がモデルの当てはまりは良いものとなった。

表 17 誤差評価

	RMSE	MAPE
三変数	0.006879	0.095196
一変数	0.006862	0.095330
要因別	0.006960	0.096683

4 動的解約モデルを用いた保険解約のリスク管理

上述の通り、本邦における金利裁定動機に基づく保険解約の証拠はデータからは検出できないか、あっても非常に小さいものであった。その一方で、過去の特定の保険会社での実証的研究の結果と同様に、業界合算ベースでみた場合も保険解約には完全失業率に代表される家計要因が強く影響していることが確かめられた。従って保険の動的解約モデルには、家計要因に関する説明変数を組み込むことが不可欠であると考えられる。

第 4 章では、家計要因を加味した動的解約モデルを用いた保険解約リスクへの対応方針について考察する。

4.1 動的解約モデルの利用に関する論点

理論的研究に代表される（保険契約者の金利裁定動機による保険解約を前提とした）モデルを用いる場合には、保険解約という事象を金利オプションとして評価し、その価値変動リスクをヘッジの対象として管理しようとするのが自然である。すなわち金利上昇により増加する保険解約がもたらす保険負債のデュレーション短期化を、金利デリバティブ等のヘッジツールを用いて複製する。しかしこうした方法には以下の問題点が考えられる。

- (i) 経済価値ベース ALM 戦略と整合的ではない
- (ii) モデルリスクが大きい
- (iii) ヘッジツールの時価変動が会計上のリスクとして顕在化する

(i) については、一般に資産側よりも保険負債側の金利感応度が高いため、金利上昇局面においては会社全体の経済価値は上昇するが、金利デリバティブによる金利上昇リスクヘッジでこの経済価値上昇の効果を損なうことになり、全体の経済価値ベース ALM 戦略とは不整合となる。(ii) については、既述のとおり金利裁定要因による動的解約モデルには実証的な裏付けがないためモデルリスクが極めて大きく、ヘッジエラーが常態化してしまうことが考えられる。(iii) については、負債側が時価評価されない現行会計のもとではヘッジツールの時価変動のみが会計上認識されることになり、動的解約モデルに相当な信頼が置けない限り、ヘッジツールの時価変動リスクの利害関係者への説明は厳しいものとなる。以上の点を踏まえると、保険解約の価値をヘッジの対象とみなし対応するのではなく、異なる方法でリスク管理を行う必要がある。

4.2 銀行窓販商品の考慮

本邦の経済環境を反映した動的解約モデルでは、金利裁定動機に基づく保険解約は非常に僅かなものにとどまるが、既存研究を含めたこれまでの分析では2001年に解禁され2006年以降に本格化した銀行窓販における貯蓄性商品については解約控除期間等の関係で十分にその影響が織り込まれているとは言い難い。しかしながら、基本的に退職者層をターゲットとした銀行窓販では家計要因の影響を受けづらいと考えられることに加えて、金融知識に乏しい販売者である銀行側の手数料目的の解約・乗り換え勧奨行動も想定されるため特別な注意が必要である。窓販商品の保険解約については家計要因よりもむしろ金利上昇局面における資金流出を想定したリスク管理の必要性が高いと考えられるが、ここでも金利感応型の動的解約モデルには実証的裏付けがないことから4.1節の論点は引き続き存在する。信頼に足る動的解約モデルが特定できない状況では、動的解約オプション価値の複製という意味のヘッジではなく、金利感応型の資金流出キャッシュフローのカバーがリスク管理の目的とならざるをえない。この流動性リスクに対しては、窓販契約が個人保険契約全体の中で限界的な量にとどまる限り、全体的には金利ではなく家計要因に感応的と考えられる個人保険全体の資産の流動性マネジメント（たとえばマチュリティーラダーの構成）の中で吸収することが第一義的な対応となる。

4.3 動的解約に対するリスク管理戦略

金利感応型の動的解約モデルを想定し、金利上昇リスクと資金流出リスクを一体のものとして捉えてリスク管理戦略を立てることは、上述の通り実証的根拠に乏しく大きなモデルリスクとヘッジエラーが懸念され、経済価値ベースのALM戦略とも不整合を生ずる。一方で、韓国のIMFショック時のように通常は逆相関の関係にある金利と失業率がともに上昇する異常なケースも想定しておかなければならないが、経済全体が危機的な局面では国内の他の金融機関の商品に乗り換える金利裁定行動が起こるとは考えにくく（海外への資産逃避は金利裁定要因ではなく一種の信用力要因）、家計要因または信用力要因による解約が主導的な状況と考えるべきである。

以上の観点から、動的解約リスクに対しては、全体では主に家計要因に感応的であるという実証を踏まえた現実的認識に立ち、金利リスク管理の枠組みからは切り離した流動性リスク管理を行うことが必要なのではないかと考えられる。また、実証はされていないが金利感応型の動的解約が懸念される窓販契約の資金流出リスクに対しては、一般勘定全体の手元流動性（手元の資金で対応、つまり資本で吸収）やマチュリティーラダー管理で吸収することを第一義的対応とし、付随的に流動性リスク顕在化時に融資が受けられるようにバックアップラインを例えば窓販を担当する銀行に設定するなどの方策も有効と考えられる。

5 おわりに

本邦の業界ベースの個人向け商品全体の解約率の分析からは、理論的研究やEV実務で考えられている金利裁定動機による動的解約モデルを支持する根拠は乏しく、一般には金利と逆相関の関係にある完全失業率に代表される家計要因の影響が強いことが確かめられた。また要因別解約統計のデータを用いた分析からも同様の結果を得ることができた。保険解約モデルについては個社の商品構成や販売チャネルの特性の反映や、特に窓販商品については引き続き動的解約データの収集と分析を慎重に進めていく必要があるが、当面は経済価値戦略と統合的なリスク管理を行うために、動的解約リスクについては金利リスク管理の枠組みとは分離した流動性リスク対応が現実的ではないかと考えられる。また今回は検出ができなかったが、生保破綻の経験からもわかるように保険会社の信用力要因による動的解約モデルについてもストレステストでの利用を視野に研究を進めていくべきだと考えられる。

参考文献

- [1]伊藤優, 森本祐司[2009], 「住宅ローンプリペイメント評価モデルの分類と考え方の整理—保険契約者解約動向のモデル化に関する参考として—」, 『アクチュアリージャーナル』, 63, 1, 70-77
- [2]神楽岡優昌[2011], 「保険契約解約のパネル計数データ・モデル」, 『日本保険・年金リスク学会誌』, 5, 1, 59-80.
- [3]鈴木雅貴, 白須洋子[2008], 「経済価値に基づいた生命保険契約の評価」, 金融庁金融研究研修センター, ディスカッションペーパー.
- [4] Albizzati, M. -O. and Geman, H. [1994], " Interest rate risk management and valuation of the surrender option in life insurance policies" , *The Journal of Risk and Insurance*, 61, 616-637.
- [5] Bacinello, A. R. [2003], " Pricing guaranteed life insurance participating policies with annual premiums and options" , *North American Actuarial Journal*, 7, 3, 1-17.
- [6]Cox, S. H and Lin, Y. [2006], " Annuity lapse rate modeling:tobit or not tobit?" , working paper.
- [7]Furrer, H. [2010], " Valuation of the surrender option in life insurance policies" , working paper.
- [8]Kim, C. [2005a], " Modeling surrender and lapse rates with economic variables" , *North American Actuarial Journal*, 9, 4, 56-70
- [9]Kim, C. [2005b], " Report to the policyholder behavior in the tail subgroups project" , Technical report, Society of Actuaries.

Revision of the Dynamic Lapse Model in Life Insurance

Makoto Igari Naoki Matsuyama

Meiji University, 4-21-1 Nakano Nakano-ku Tokyo 164-8525, Japan

ma2yama(at)meiji.ac.jp

Most of the past studies on dynamic lapse model in life insurance were not empirical but based on interest rate sensitive models. Also, actuarial practice on EV is an extension of those interest rate sensitive models.

However, outcomes of the past empirical studies on lapse rate in some life insurance companies, which were few due to the limitations of data availability, were not necessarily consistent with interest rate sensitive models.

We estimate a dynamic lapse model driven by economic variables from 25years-long Japanese life industry-wide statistics and show the fact that the main economic driver of the lapse is family income factor represented by unemployment rate rather than interest rate factor. Based on the fact, we propose a revision of lapse risk management of Japanese life companies.

Keywords: dynamic lapse model, family income factor, unemployment rate, interest rate risk, liquidity risk