

변액연금보험의 최저연금적립금보증과 점프리스크

Guaranteed Minimum Accumulated Benefit in Variable Annuities and Jump Risk

권용재*, 김소연**

국민대학교 재무금융·회계학부*, 서울과학기술대학교 경영학과**

Yongjae Kwon(yjkwon@kookmin.ac.kr)*, So-Yeun Kim(s22kim@seoultech.ac.kr)**

요약

본 연구는 변액연금보험 보증준비금 산정을 위해 보험업감독업무시행세칙에 제시된 표준자산 등을 가우스-포와송 점프확산과정으로 추정해보고 점프위험에 대한 고려가 변액연금보험 최저연금적립금보증의 보증수수료율과 보증위험 측정에 미치는 영향을 살펴본다. KOSPI 200을 제외한 모든 자산의 수익률 분포가 두터운 꼬리(fat tail)를 가져 다수의 자산수익률에 점프가 존재하고 있음을 확인하였다. 변액연금보험의 최저연금적립금보증 현금흐름을 분석한 결과 국내주가지수와 해외주가지수(원화)는 점프위험을 고려할 경우 보증수수료율과 보증위험이 감소하며 이는 자산모형에 점프위험이 고려되면서 변동성이 감소하는 효과에 기인한 것이다. 반면 국내채권지수와 해외채권지수(원화)의 경우 점프위험 고려 시 래칭형 보증을 중심으로 보증수수료율과 보증위험의 수준이 다소 증가한다. 마지막으로 해외주가지수(달러화)와 해외채권지수(달러화)는 래칭형 보증을 중심으로 동종지수의 원화지수와 반대의 결과가 나타난다. 요컨대 수익률 점프를 고려하지 않을 경우 보증수수료율과 보증위험이 과소 또는 과대평가될 수 있음을 보여준다.

■ 중심어 : | 점프확산모형 | 깁스표집기법 | 변액연금보험 | 생존급부보증 | 보증수수료 |

Abstract

This study used Gauss-Poisson jump diffusion process on standard assets to estimate the statutory reserves of Variable Annuity (VA) guarantees specified in Korean bylaw of insurance supervision and calculated guarantee fees and risks based on the model to see the effect of considering the jumps. Financial assets, except KOSPI 200, have fat-tailed return distributions, which is an indirect evidence of discontinuous jumps. In the case of a domestic stock index and foreign stock indexes(Korean Won), guarantee fees and risks decrease when jumps are considered in models of underlying assets. This is explained by decreases in standard deviations after the jump diffusion is considered. On the other hand, in the case of domestic bond indexes and a foreign bond index(Korean Won), guarantee fees and risks tend to increase when jumps are considered. Results from a foreign stock index(US Dollar) and a foreign bond index(US Dollar) were opposite to those from the same kinds of Korean Won indexes. We conclude that VA guarantee fees and risks may be under or over estimated when jumps are not considered in models of underlying assets.

■ keyword : | Jump Diffusion Models | Gibbs Sampling | Variable Annuities | Guaranteed Living Benefits | Guarantee Fee |

* 이 논문은 2017년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 기초연구사업임(NRF-2017R1D1A3B03034384)

접수일자 : 2020년 10월 19일
수정일자 : 2020년 10월 28일

심사완료일 : 2020년 10월 28일
교신저자 : 김소연, e-mail : s22kim@seoultech.ac.kr

I. 서론

2008년 글로벌 금융위기 이후 자산가격 점프 빈도와 심도에 대한 관심이 증가하였다. 자산가격 점프는 주식이나 채권과 같은 전통적인 금융상품 뿐 아니라 부동산 및 원자재와 같은 상품(commodities) 등 대체투자수단에 투자하는 투자자들에게도 간과할 수 없는 리스크다. 또한 이들을 기초자산(underlying assets)으로 하는 파생상품의 가격결정과 리스크 관리에 있어 고려되어야 할 중요한 특징이다.¹ 따라서 기초자산가격이 점프할 때 옵션의 가격결정에 관한 연구가 이어져오고 있다. 예를 들어 Merton은 기초자산가격이 점프할 때 옵션의 가격결정모형을 최초로 제안하였고[1], Amin은 Cox et al.이 제안한 이항트리모형을 이용하여 기초자산이 점프확산과정을 따를 때 미국형옵션가격 평가방법을 소개하였다[2][3].

그러나 자산가격의 점프는 파생상품 뿐만 아니라 보험료의 일부가 펀드에 투자되는 변액보험에 있어서도 중요한 이슈라 할 수 있다. 그 이유는 변액보험에 최저보증이 부가되어 있기 때문이다. 최저보증이란 보험회사가 보험계약자로부터 일정한 수수료²를 받고, 그 급부로 보험사건이 발생하였을 때 사전에 약속한 금액의 지급을 보증하는 것으로서 일종의 풋옵션의 형태를 띠고 있다.³ 연금지급 시점에서 계약자적립금이 약속한 보증수준을 상회할 경우에는 보험회사 입장에서 문제가 발생하지 않으나 하회할 경우 보험회사는 손실액을 보전해야 하는 상황에 직면한다. 적립된 보증수수는 차액만큼을 보전할 때 사용되거나 보증리스크를 적극적으로 관리하는데 사용될 수 있으나 적립된 수수료만으로 보증금액과 계약자적립금 간의 차이를 보전해 주기 힘든 상황도 발생할 수 있다는 점에 보험회사의 고민이 있다. 이러한 점을 고려하면 최저보증을 발행하기 위해 보험회사는 적정 수준의 보증수수료율이 어느 정도인지, 그리고 보증리스크의 빈도 및 심도에 대한 정보가 필요하며 이를 위해서는 편입자산군의 특징에 대

한 연구가 선행되어야 한다. 요컨대 자산가격의 점프가 옵션의 가격결정과 리스크 관리에 중요한 문제이듯 변액보험 최저보증에 있어서도 보증수수료율과 보증리스크의 수준에 직접적인 관련이 있다고 하겠다.

본 연구는 우선 2011년 3월 개정된 보험업감독업무시행세칙 변액보험 보증준비금 산출에 필요한 표준자산이익률에 기준이 되는 지수들을 중심으로 점프 빈도와 심도에 관한 계수를 계량적으로 추정해 본다. 점프에 관한 계수를 추정하기 위해 가우스-포아송 점프확산모형(Gauss-Poisson jump diffusion model)을 이용한다.⁴ 모형으로부터 추정된 계수값을 기초로 자산시나리오를 생성하고 이를 이용해 변액연금보험에 부가된 최저연금적립금보증의 보증수수료율과 리스크 수준을 측정해 본다. 더불어 점프를 감안하지 않은 통상적인 자산가격모형을 기초로 보증수수료율과 보증리스크 수준을 계산하여 이를 앞에서 계산한 점프확산모형에 기초한 결과와 비교해 본다. 점프확산모형을 추정하기 위해 본 연구는 깁스표집기법(Gibbs sampling method)을 적용한다.

기존의 변액연금 최저보증 관련 연구들은 자산가격이 연속적으로 변화한다고 가정하고 위험분석을 하였다. 반면 본 연구는 자산가격의 점프를 고려하여 자료를 이용하여 모형을 추정한 후 시뮬레이션 분석을 한 최초의 연구라는데 그 의의가 있다.

본 연구 구성은 다음과 같다. II절에서 연구에 사용할 자료와 기술통계량을 소개한다. III절에서 가우스-포아송 점프확산모형을 간략하게 소개하고 깁스표집기법으로 어떻게 점프확산모형을 추정할 수 있는지 설명한다. 더불어 모형 추정 결과를 기술한다. IV절에서 변액연금보험 최저연금적립금보증의 현금흐름을 모형화하여 보증수수료율과 보증리스크 수준을 계산한다. 그리고 점프를 고려하지 않은 자산가격모형을 사용하였을 때의 보증수수료율과 보증리스크 수준도 제시하여 비교한다. 마지막 V절에서는 연구의 결론과 한계를 기술한다.

II. 선행연구

1 경로종속형 옵션(path-dependent options)의 경우 기초자산 가격 점프는 가치평가에서 매우 중요하다.

2 보증수수료는 계약자 펀드의 일정 비율로 계산되며 정기적으로 보험회사에 지급된다.

3 보험회사를 풋옵션 매도자에 보험계약자를 풋옵션 매수자에 비유할 수 있다.

4 모형의 명칭은 [4]를 따랐다.

본 연구는 점프확산모형을 변액연금 최저보증에 적용하였으므로 점프확산모형과 변액연금 최저보증에 대한 문헌연구를 분리하여 기술하였다.

1. 점프확산모형

Merton and Samuelson이 자산가격의 로그노멀근사(log-normal approximation)의 비현실성을 지적하면서 자산가격의 점프를 고려할 필요성이 제기되었다[5]. 이후 점프를 고려한 모형이 제시된 것은 [1]이었다. [1]은 기초자산가격에 포와송 분포에 기초한 점프를 명시적으로 고려하여 옵션가격결정공식을 도출한 바 있다. [2]는 [3]이 제안한 이항트리모형을 이용하여 기초자산이 점프확산과정을 따를 때 미국형 옵션가격 평가방법을 소개하였다. 이후 [6]이 이중지수 점프확산모형(double exponential jump diffusion model)을 제안하는 등 다양한 점프확산모형이 등장하여 주식과 부채의 위험을 측정하고 가격을 평가하는데 적용되었다.

2. 변액보험 최저보증

[7]은 계수방식에 기초하는 보증리스크 평가의 문제점을 극복할 수 있는 방안으로 기하브라운운동과 지수바시책모형을 이용한 확률론적 시나리오 방식에 의한 보증리스크 평가방안을 제시하였다. [8]은 우리나라 변액연금의 손익에 크게 영향을 미치는 요인으로 투자대상이 되는 기초자산의 투자수익률, 실제 사업비 집행률, 그리고 해약률이 있음을 보였다.

[9]는 기초자산 수익률 모델의 선택이 변액연금 최저보증준비금에 미치는 영향을 분석하여, 기초자산 수익률의 특성 분석이 선행되지 않으면 최저보증준비금에 과소추정이 발생할 수 있다는 점을 보여주었다. 그리고 [10]은 베이지안 통계기법을 이용하여 투자실적의 현국면상태를 반영한 변액연금 보증준비금을 계산하였다.

III. 자료와 기초통계량

1. 자료

2011년 3월 개정된 보험업감독업무시행세칙은 변액

보험 최저보증의 보증준비금 평가를 위해 표준자산을 명기하였는데 여기에는 국내외주식과 국내장단기채권이 포함된다. [표 1]에 열거된 표준자산에는 종류별 대표지수가 제시되어 있으며 표에 분류된 자산군에 속하지 않는 자산의 경우에는 펀드 매핑(fund mapping) 과정을 통해 일정한 자산군으로 분류된다.

표 1. 표준 자산이익률의 시장지수와 대표지수

종류	대표지수
국내주식형	KOSPI 200 인덱스
국내배당주식형	KODI 인덱스
국내채권형	목표투레이션 3년 정도의 채권형 펀드
국내단기채권형	MMF 등과 같은 단기 채권형 펀드
해외선진국 주식형	MSCI World 인덱스
해외이머징 주식형	MSCI Emerging 인덱스

주: MSCI는 모간스탠리캐피탈지수(Morgan Stanley Capital Index) 자료: 보험업감독업무시행세칙 [별표 24] 보증준비금 산출기준

[표 1]에 제시된 대표지수 점프리스크 수준을 대략적으로 살펴보기 위해 대표지수를 분석하되 대표지수가 구체적으로 적시되어 있지 않을 경우 그에 근접하는 금융시계열을 정해 보았다. 배당주지수인 KODI는 다른 자산들과 달리 2001년 증순에야 개발되었다는 점과 국내주식형으로 KOSPI 200이 이미 있다는 점을 고려하여 분석에서 제외한다. 그리고 해외채권형은 우리나라 몇몇 생명보험사의 변액보험 펀드군에 편입되는 점을 감안하여 J.P.Morgan 미국 종합채권지수를 고려 자산군에 추가하였다. 그리고 우리나라 생명보험사가 판매하는 다수의 변액보험 운용설명서 상에는 외화수익률에 대한 환헤지를 원칙으로 하거나 부분적으로 환헤지를 할 수 있다고 명기하고 있다. 이러한 점을 감안하여 달러화수익률과 원화수익률을 모두 고려한다. KOSPI 200, MSCI World, MSCI Emerging의 경우 존재하는 고유 지수이므로 해당 지수를 그대로 사용하였고, 국내채권형 펀드의 경우 블룸버그의 목표투레이션이 3년에서 5년인 우리나라 국고채지수를 사용하였고, 국내단기채권형의 경우 목표투레이션이 1년 미만인 우리나라 국고채지수를 사용하였다. 고려된 지수들이 [표 2]에 정리되어 있다.

표 2. 연구에 사용한 자산시계열

이름	설명
KOSPI 200	코스피 200
MSCI W (KRW)	MSCI World 원화지수
MSCI W (USD)	MSCI World 달러화지수
MSCI EM (KRW)	MSCI Emerging 원화지수
MSCI EM (USD)	MSCI Emerging 달러화지수
JPMABI (KRW)	J.P.Morgan 미국 종합채권지수 원화지수
JPMABI (USD)	J.P.Morgan 미국 종합채권지수 달러화지수
KTB5TR	3년에서 5년 만기의 우리나라 국고채지수
KTB1TR	6개월에서 1년 만기의 우리나라 국고채지수
FOREXSPOT	원달러 현물환율

2. 기초통계량

고려 자산군 전체적으로 과거 수익률에서 일정한 수준의 점프가 있었음을 확인할 수 있다. 흥미로운 점은 MSCI World와 Emerging의 경우 달러화 지수에서의 수익률 변동폭이 원화지수에서의 수익률 변동폭보다 더 컸다는 사실이다. [표 3]을 보면 원화수익률에 비해 달러화수익률이 첨도가 약간 더 높고 Jarque-Bera 정규성 검정 통계치도 달러화수익률이 더 크다. 또한 달러화수익률 최대값과 최소값이 원화수익률의 그것에 비해 각각 더 크고 더 작다. 직관적인 설명은 금융위기 이전에는 원화 가치 상승으로 지수의 원화수익률 상승폭이 감소하였고 금융위기 직후 원화 가치가 하락하면서 지수의 원화수익률 하락폭이 감소하였다. 즉 환헤지를 하지 않음으로써 자산수익률의 변동폭이 오히려 감소한 셈이다.⁵ J.P.Morgan 미국 종합채권지수의 경우 달러화 수익률에 비해 원화수익률의 변화폭이 훨씬 큰데 이는 원달러환율의 영향이다.

표 3. 분석자료의 기초통계량

이름	평균	편차	첨도	J-B stat.	최대 값	최소 값
KOSPI 200	0.006	0.077	3.208	3.148	0.208	-0.235
MSCI_W(KRW)	0.001	0.041	3.833	18.554**	0.087	-0.143
MSCI_W(USD)	0.002	0.049	4.875	37.782**	0.107	-0.210
MSCI_EM(KRW)	0.008	0.058	5.193	49.114**	0.136	-0.253
MSCI_EM(USD)	0.009	0.071	5.481	56.442**	0.158	-0.320
JPMABI(KRW)	0.005	0.035	7.741	140.785**	0.175	-0.120
JPMABI(USD)	0.005	0.011	4.640	17.275**	0.045	-0.035
KTB5TR	0.006	0.012	5.196	29.541**	0.052	-0.029
KTB1TR	0.005	0.003	6.594	109.117**	0.015	-0.001
FOREXSPOT	-0.000	0.035	7.686	126.301**	0.129	-0.154

주: 1) 2000년 1월 이후 월별자료를 기초로 측정
 2) 통계적 유의성: ** < 0.01 < * < 0.05

5 이에 대해서는 [11]을 참조

[표 3]에 분석대상인 자산시계열의 기초통계량이 제시되어 있는데 전체적으로 첨도는 KOSPI 200을 제외하면 3보다 커서 분포가 두터운 꼬리(fat tail)를 갖고 있다. 그리고 역시 KOSPI 200을 제외하면 모든 자산 수익률은 Jarque-Bera 정규성 검정을 통해 정규성이 기각된다. 요컨대 변액연금보험 최저보증의 적정 보증 수수료를 계산하기 위해 그리고 보증부채에 내재하는 위험에 대응하는 보증준비금을 산정하기 위해 자산 수익률의 점프리스크를 명시적으로 고려할 필요가 있다고 할 수 있다.

III. 가우스-포와송 점프확산모형과 모형추정

1. 가우스-포와송 점프확산모형

S_t 를 자산가격, W_t 를 위너과정(Wiener process)이라 하자. 기하브라운운동(Geometric Brownian Motion)은 식 $d \ln S_t = \mu dt + \sigma dW_t$ 과 같이 표현된다. 그러나 기하브라운운동에 불연속적인 점프요인을 추가해 볼 수 있다. J_t 를 모수가 λ 인 포와송 과정(Poisson process)이라 하면 점프가 존재하는 자산가격의 움직임은 $d \ln S_t = \mu dt + \sigma dW_t + Y dJ_t$ 과 같이 표현할 수 있다. Y 는 평균이 μ_Y 이고 분산이 σ_Y^2 인 정규분포를 따르는 독립 확률변수이다. dJ_t 는 점프 빈도이고 Y 는 점프 심도이다. dW_t , dJ_t , Y 는 서로 독립이라고 가정한다. 금융시계열로 이 모형을 추정하기 위해 이산화(discretization)하면 아래 식과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta \ln S_t = \mu \Delta t + \sigma \Delta W_t + Y \Delta J_t \quad (1)$$

Δt 가 충분히 작을 경우 ΔJ_t 는 $\lambda \Delta t$ 의 확률로 1의 값(점프 발생)을 갖거나 $1 - \lambda \Delta t$ 의 확률로 0의 값(점프 미발생)을 갖는다. 물론 점프의 심도는 확률변수 Y 에 의해 결정된다.

2. 깁스표집기법

깁스표집기법은 결합 사후분포(joint posterior distribution)에서 직접 모수값을 샘플링하는 것이 아니라 개별 모수들의 조건부 사후분포(conditional

posterior distribution)에서 모수값을 샘플링하는 것이다. 이는 복잡한 하나의 문제를 해결하기보다 이 문제를 여러 개의 단순한 문제로 나누어 풀으로써 문제를 해결한다. 예를 들어 관측치 $y = (y_1, \dots, y_n)$ 로부터 모수 $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_d)$ 를 추정하고자 한다. 우선 추정하고자 하는 각각의 모수에 대한 우도함수를 구성한다. 다음으로 각각의 우도함수에 맞는 켈레사전분포(conjugate prior)를 정한 후 이를 우도함수에 곱하면 조건부 사후분포가 계산된다. $L(\theta)$ 를 우도함수, $p(\theta)$ 를 켈레사전분포, 그리고 $\pi(\theta|y)$ 를 조건부 사후분포라 하면 지금까지 설명한 것을 $\pi(\theta|y) \propto L(\theta)p(\theta)$ 과 같이 정리할 수 있다. 적절한 초기값($(\theta_1^0, \dots, \theta_d^0)$)을 정한 후 이를 기초로 조건부 사후분포에서 모수값을 반복적으로 샘플링한다. 샘플링한 모수값은 다른 모수값을 샘플링하기 위해 다른 조건부 사후분포에 투입된다.

$$\begin{aligned}
 t := 0 \quad & A. \theta_1^{(t+1)} \sim p(\theta_1|\theta_2^{(t)}, \dots, \theta_d^{(t)}, y) \\
 & \theta_2^{(t+1)} \sim p(\theta_2|\theta_1^{(t+1)}, \theta_3^{(t)}, \dots, \theta_d^{(t)}, y) \\
 & \vdots \\
 & \theta_d^{(t+1)} \sim p(\theta_d|\theta_1^{(t+1)}, \theta_2^{(t+1)}, \dots, \theta_{d-1}^{(t+1)}, y) \\
 t := t+1 \quad & \text{Go to } A
 \end{aligned}$$

이와 같은 과정을 반복하면 사용자가 원하는 만큼의 모수값이 샘플링된다. 총 $V+W$ 개의 모수값을 샘플링하면 $\{\theta^{(1)}, \dots, \theta^{(V)}, \theta^{(V+1)}, \dots, \theta^{(V+W)}\}$ 과 같은 모수값의 집합이 존재하게 된다. 모수값의 안정성을 확보하기 위해 최초로 샘플링한 V 개의 모수값 집합은 제외한다.⁶ 나머지 W 개의 모수값들($\{\theta^{(V+1)}, \theta^{(V+2)}, \dots, \theta^{(V+W)}\}$)을 평균하면 모수값의 추정치를 최종적으로 얻을 수 있다.

$$\hat{\theta}_i = \frac{1}{W} \sum_{j=1}^W \theta_i^{(V+j)}, \quad i = 1, 2, \dots, d \tag{2}$$

3. 깃스표집기법을 이용한 점프확산모형 추정

앞서 기술한 점프확산모형을 추정하기 위해 필요한 우도함수와 켈레사전분포, 그로부터 계산되는 조건부 사후분포를 제시하고자 한다.

3.1 μ 에 대한 사전분포와 조건부 사후분포

자산의 평균수익률인 μ 에 관한 우도함수는 다음과 같이 기술된다.

$$\begin{aligned}
 L(\mu) & \propto \prod_{i=1}^n \exp\left(-\frac{(x_i - \mu\Delta t - Y_i\Delta J_i)^2}{2\sigma^2\Delta t}\right) \\
 & \propto \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\left(\mu - \sum_{i=1}^n (x_i - Y_i\Delta J_i)\right)^2\right)
 \end{aligned} \tag{3}$$

이 우도함수의 켈레사전분포는 $N(\mu_0, \sigma_0^2)$ 이다. 이를 앞서 기술한 우도함수에 곱하면 다음과 같다.

$$N\left(\frac{\mu_0 + \frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (x_i - Y_i\Delta J_i)}{\frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}}, \left(\frac{1}{\sigma_0^2} + \frac{n}{\sigma^2}\right)^{-1}\right) \tag{4}$$

3.2 σ^2 에 대한 사전분포와 조건부 사후분포

σ^2 의 우도함수는 아래와 같다.

$$L(\sigma^2) \propto (\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2\Delta t} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu\Delta t - Y_i\Delta J_i)^2\right) \tag{5}$$

이에 대응하는 켈레사전분포는 역감마 분포(inverse gamma distribution)이다. 역감마분포 $IG(\alpha, \beta)$ 를 우도함수에 곱하면 조건부 사후분포는 아래와 같이 정리된다.

$$IG\left(\alpha + \frac{n}{2}, \beta + \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu\Delta t - Y_i\Delta J_i)^2}{2\Delta t}\right) \tag{6}$$

3.3 λ 에 대한 사전분포와 조건부 사후분포

λ 의 우도함수는 다음과 같은 이항분포를 따른다.

$$L(\lambda) \propto (\lambda\Delta t)^J (1 - \lambda\Delta t)^{n-J} \tag{7}$$

참고로 n 은 전체기간 수이고 J 는 그 중 점프가 발생한 수이다. 식 (8)에 대응하는 켈레사전분포는 베타분포이다. $Be(\alpha_\lambda, \beta_\lambda)$ 를 위의 우도함수에 곱해주면 아래와 같이 정리된다.

$$Be(\alpha_\lambda + J, \beta_\lambda + n - J) \tag{8}$$

3.4 μ_Y 에 대한 사전분포와 조건부 사후분포

다음으로 점프 크기의 평균에 대한 모수인 μ_Y 이다. μ_Y 의 우도함수는 다음과 같다.

⁶ 첫 M 개를 '번-인'관측치(burn-in samples)라 한다.

$$L(\mu_Y) \propto \prod_{i=1}^J \exp\left(-\frac{(Y_i - \mu_Y)^2}{2\sigma_Y^2}\right) \times \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_Y^2}\left(\mu_Y - \sum_{i=1}^J Y_i\right)^2\right) \quad (9)$$

이 우도함수에 대해 켈레 사전분포 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 를 곱하여 정리하면 아래와 같은 사후분포를 얻게 된다.

$$N\left(\frac{\frac{\mu_1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_Y^2} \sum_{j=1}^J Y_j}{\frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{J}{\sigma_Y^2}}, \left(\frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{J}{\sigma_Y^2}\right)^{-1}\right) \quad (10)$$

3.5 σ_Y^2 에 대한 사전분포와 조건부 사후분포

마지막으로 σ_Y^2 에 대한 우도함수는 다음과 같다.

$$L(\sigma_Y^2) \propto (\sigma_Y^2)^{-J/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_Y^2} \sum_{i=1}^J (Y_i - \mu_Y)^2\right) \quad (11)$$

우도함수에 사전분포 $IG(\alpha_Y, \beta_Y)$ 를 곱하여 정리하면 아래와 같은 사후분포가 계산된다.

$$IG\left(\alpha_Y + \frac{J}{2}, \beta_Y + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^J (Y_i - \mu_Y)^2\right) \quad (12)$$

이렇게 추정하고자 하는 모든 모수들의 조건부 사후분포를 도출하였지만 한 가지 문제점이 남아있다. 그것은 사후분포가 관측치 x_i 뿐만 아니라 Y_i (점프 심도)와 ΔJ_i (점프 발생 유무)에 대한 조건부 분포라는 점이다. 따라서 표본을 조건부 사후분포에서 표집하기 전에 x_i 에 관한 조건부분포를 계산해야 한다. 이는 다음과 같은 방법으로 구현될 수 있다. 앞의 모형에 대한 기술에서 점프가 발생했을 때와 발생하지 않았을 때의 관측치의 조건부분포는 다음과 같았다.

$$x_i | \Delta J_i = 0 \sim N(\mu \Delta t, \sigma^2 \Delta t),$$

$$x_i | \Delta J_i = 1 \sim N(\mu \Delta t + \mu_Y, \sigma^2 \Delta t + \sigma_Y^2)$$

이 조건부분포에 관한 정보를 베이지 정리에 이용하면 관측치 하에서 점프발생확률을 계산할 수 있다.

$$\begin{aligned} & P(\Delta J_i = 1 | x_i) \\ &= \frac{P(x_i | \Delta J_i = 1) P(\Delta J_i = 1)}{P(x_i | \Delta J_i = 1) P(\Delta J_i = 1) + P(x_i | \Delta J_i = 0) P(\Delta J_i = 0)} \\ &= \frac{P(x_i | \Delta J_i = 1) \lambda \Delta t}{P(x_i | \Delta J_i = 1) \lambda \Delta t + P(x_i | \Delta J_i = 0) (1 - \lambda \Delta t)} \\ & P(\Delta J_i = 0 | x_i) = 1 - P(\Delta J_i = 1 | x_i) \end{aligned} \quad (13)$$

계산된 $P(\Delta J_i = 1 | x_i)$ 이 $\lambda \Delta t$ 보다 클 경우 해당 시점에서 $\Delta J_i = 1$ 이 된다. 이때 Y_i 의 조건부 분포함수를 정리하면 아래와 같은 정규분포로 단순화된다.

$$Y_i | x_i \sim N\left(\frac{\frac{\mu_Y}{\sigma_Y^2} + \frac{(x_i - \mu \Delta t)}{\sigma^2 \Delta t}}{\frac{1}{\sigma_Y^2} + \frac{1}{\sigma^2 \Delta t}}, \left(\frac{1}{\sigma_Y^2} + \frac{1}{\sigma^2 \Delta t}\right)^{-1}\right) \quad (14)$$

이렇게 계산된 조건부 사후분포를 이용하여 모수들의 표본을 차례대로 표집한다. 먼저 임의의 초기값을 조건부 사후분포에 투입한 후 차례로 모수를 표집한다. 그 과정을 식 (15)에 정리하였다. 이 과정을 유한번⁷ 반복하여 충분한 모수 표본을 확보한 후 초기 일부값을 제외한 표본을 평균하여 모수를 구하게 된다.

$$\begin{aligned} & j := 0 \\ & A: \mu_{(j+1)} \sim p(\mu_{(j+1)} | \sigma_{(j)}^2, \mu_{Y(j)}, \sigma_{Y(j)}^2, \lambda_{(j)}) \\ & \quad \sigma_{(j+1)} \sim p(\sigma_{(j+1)}^2 | \mu_{(j+1)}, \mu_{Y(j)}, \sigma_{Y(j)}^2, \lambda_{(j)}) \\ & \quad \lambda_{(j+1)} \sim p(\lambda_{(j+1)} | \mu_{(j+1)}, \sigma_{(j+1)}^2, \mu_{Y(j)}, \sigma_{Y(j)}^2) \\ & \quad \mu_{Y(j+1)} \sim p(\mu_{Y(j+1)} | \mu_{(j+1)}, \sigma_{(j+1)}^2, \sigma_{Y(j)}^2, \lambda_{(j+1)}) \\ & \quad \sigma_{Y(j+1)}^2 \sim p(\sigma_{Y(j+1)}^2 | \mu_{(j+1)}, \sigma_{(j+1)}^2, \mu_{Y(j+1)}, \lambda_{(j+1)}) \\ & \Delta J_{i(j+1)} \sim p(\Delta J_{i(j+1)} | \mu_{(j+1)}, \sigma_{(j+1)}^2, \mu_{Y(j+1)}, \sigma_{Y(j+1)}^2) \\ & Y_{i(j)} \sim p(Y_{i(j)} | \mu_{(j)}, \sigma_{(j)}^2, \mu_{Y(j)}, \sigma_{Y(j)}^2) \text{ if } \Delta J_{i(j)} = 1 \\ & \quad (\text{for } i = 1, 2, \dots, n) \\ & j = j + 1 \\ & \text{if } j = 10000, \text{ end of procedure / Else, Go to A} \end{aligned} \quad (15)$$

4. 추정결과

우선 기하브라운운동 투입모수인 평균수익률과 표준편차를 벤치마크지수별로 계산해본다. 다음으로 가우스-포와송 점프확산모형 추정결과를 제시한다. μ 와 σ 는 각각 자산 평균수익률과 수익률 표준편차(변동성)를 뜻한다. 그리고 앞에서 언급하였지만 λ 가 클수록 점프 빈도는 높아지고 작을수록 빈도는 낮아진다. μ_Y 는 수익률 점프의 평균적인 크기를 나타낸다. 그리고 σ_Y 는 점프의 표준편차이다. 덧붙이면 점프확산모형의 μ 와 σ 는 점프 요인이 제거된 평균수익률과 수익률 표준편차라는 점에서 기하브라운운동의 μ 와 σ 와 차이가 있다.

⁷ 식 (15)에 나타나 있듯이 본 연구는 10,000번의 표집을 통하여 모수를 추정하였다.

표 4. 기하브라운운동과 김스표집기법을 통한 점프확산모형 추정 결과

$$\ln\left(\frac{S_{i+1}}{S_i}\right) = \mu\Delta t + \epsilon\sigma\sqrt{\Delta t}$$

$$\ln\left(\frac{S_{i+1}}{S_i}\right) = \begin{cases} \mu\Delta t + \epsilon\sigma\sqrt{\Delta t} & \text{if } U > \lambda\Delta t \\ \mu\Delta t + \mu_Y + \epsilon\sqrt{\sigma^2\Delta t + \sigma_Y^2} & \text{if } U \leq \lambda\Delta t \end{cases}$$

		μ	σ	λ	μ_Y	σ_Y
KOSPI 200	GBM	0.068	0.265			
	J-D	0.081	0.252	0.414	-0.003	0.088
MSCI World (KRW)	GBM	0.014	0.141			
	J-D	0.052	0.125	0.502	-0.037	0.090
MSCI World (USD)	GBM	0.018	0.170			
	J-D	0.055	0.149	0.490	-0.057	0.096
MSCI EM (KRW)	GBM	0.094	0.201			
	J-D	0.135	0.176	0.503	-0.063	0.100
MSCI EM (USD)	GBM	0.099	0.246			
	J-D	0.151	0.213	0.523	-0.075	0.106
JPMABI (KRW)	GBM	0.060	0.123			
	J-D	0.029	0.078	1.141	0.021	0.085
JPMABI (USD)	GBM	0.064	0.039			
	J-D	0.065	0.044	0.151	0.007	0.105
KTB5TR	GBM	0.075	0.042			
	J-D	0.072	0.046	0.173	-0.002	0.100
KTB1TR	GBM	0.051	0.008			
	J-D	0.051	0.025	0.128	0.059	0.117

주: 1) GBM: 기하브라운운동, J-D: 점프확산모형 2) 2000년 1월 이후 월별값들로부터 추정되었으며 연율화된 값임.

[표 4]의 KOSPI 200의 경우 λ 값은 0.41372이며 이는 한 달 동안 점프가 발생할 확률이 약 3.45% (=0.41372÷12)임을 뜻한다. KOSPI 200의 λ 는 해외 주식에 비해 그 값이 작아서 점프 빈도가 비교적 적음을 알 수 있다. 또한 μ_Y 는 평균적인 점프의 크기를 뜻하는데, KOSPI 200에서 이 모수는 작은 음의 값을 갖는다. 해석하면 KOSPI 200에서는 평균적으로 하방 점프가 발생하나 그 크기가 작다. 이러한 결과는 KOSPI 200의 첨도 크기와 Jarque-Bera 검정 결과(즉 수익률이 정규분포를 따른다)와 일치하는 것이라 할 수 있다.

MSCI World 원화수익률의 경우 수익률과 변동성이 KOSPI 200에 비해 작다. 그러나 KOSPI 200에 비해 점프 횟수가 더 많고 평균적인 점프 크기가 KOSPI 200에 비해 매우 커서 유의한 수준의 점프가 있음을 확인하였다. MSCI World 달러화수익률의 경우 점프 빈도는 원화수익률과 큰 차이가 없으나 점프 평균적인 크기가 더 크다. 이는 현물환 수익률이 변동성을 줄였다

는 앞에서의 설명과 일치하는 결과이다. MSCI Emerging 원화수익률은 모형에 점프를 고려할 경우 평균수익률이 13% 이상으로 크게 상승한다. 그러나 다른 자산들에 비해 점프가 빈번하고 평균적인 점프의 크기가 -0.06 이하여서 높은 수준의 하방리스크(downside risk)가 있음을 알 수 있다. MSCI Emerging 달러화수익률의 경우 원화수익률에 비해 점프 심도가 더 크다. 이 역시 현물환 수익률이 전체 수익률의 변동성을 줄인 결과라 할 수 있다. J.P.Morgan의 미국 종합채권지수 원화수익률은 평균수익률이 비교적 낮다. 그러나 점프의 횟수가 매우 빈번했고 평균적인 점프가 양의 값을 가지고 있다. 반면 달러화수익률에서는 점프가 거의 나타나지 않는다. 미국 종합채권지수의 달러화수익률은 평균수익률과 변동성이 작다는 점을 고려하면 원화수익률의 특성에는 외환수익률의 특성이 크게 반영되어 있다고 볼 수 있다. 다음으로 목표 듀레이션이 3년에서 5년인 우리나라 채권지수는 점프 횟수가 적고 평균적인 점프 크기는 음의 값을 갖지만 작다. 마지막으로 목표듀레이션이 1년 미만인 우리나라 단기 채권지수는 고려 자산군 중 점프 빈도가 가장 낮았으나 평균적인 점프 크기는 가장 크다. 요컨대 점프 빈도는 낮지만 점프 발생 시 점프 크기가 상대적으로 크다는 것을 알 수 있다. 요약하면 해외주가지수의 원화와 달러화수익률, 해외채권지수의 달러화수익률, 그리고 단기채권지수 수익률에는 상당한 수준의 점프가 존재하며 점프와 관련된 모수를 명시적으로 추정하면 평균수익률과 수익률의 변동성도 변하게 됨을 확인하였다.

IV. 최저연금적립금보증 보증수수료율 및 보증리스크 측정

다음으로 점프확산모형을 추정치를 이용하여 자산수익률을 시뮬레이션하고 수익률 점프를 고려할 경우 최저연금적립금보증 수수료율이 어떠한 영향을 받는지 살펴본다. 이를 위해 우선 최저연금적립금보증의 현금흐름에 대해 살펴본다. 보험 가입 시 일정 금액을 일시

8 점프발생확률이 단위 시간(본 연구에서는 1개월) 당 9.51% (=1.14132÷12) 해외주가지수가 보통 4.17%(=0.5÷12)인 것에 비하면 2배 이상 높았다.

납하는 변액연금보험을 가정한다.⁹ 최저연금적립금보증은 보험회사가 연금 개시 전 기간 동안 일정 보증수수료를 받고 연금 개시 직전 계약자적립금이 약속한 최저보증금액을 하회할 경우 그 차액 지급을 보증하는 계약이다. 유러피언 풋옵션 형태이며 이 경우 보험회사를 풋옵션 매도자, 보험계약자를 풋옵션 매수자에 비유할 수 있다. 일시납보험료는 100만원으로 설정한다.

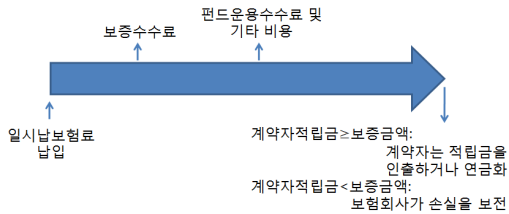


그림 1. 최저연금적립금보증 현금흐름도[12]

본 연구는 기납입보험료 보증과 래칭형 보증을 고려해 보았다. 기납입보험료 보증은 이름 그대로 이미 납입한 보험료의 지급을 보증하는 것이며 래칭형 보증은 시간이 지남에 따라 보증수준이 적립금의 수준에 연동하는 보증이다. 예를 들면 일정 기간마다 펀드 가치가 보증수준을 상회할 경우 펀드 가치를 새로운 보증수준으로 갱신해주는 것이다. 본 연구는 우리나라 변액연금 시장에서 보편적인 3년마다 보증수준을 갱신하는 래칭형 보증을 가정하였다. 그리고 매년마다 적용되는 기초해약률(base lapse)에 대한 가정은 아래 표와 같다.¹⁰⁾

표 5. 기초해약률 가정

년	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
해약률	2.0 %	3.0 %	4.0 %	5.0 %	5.0 %	7.0 %	8.5 %	8.5 %	10.0 %	10.0 %

깁스표집기법으로 추정된 모수를 점프확산모형에 대입하여 가상의 자산수익률 시나리오를 산출하며 각 지수마다 360개월의 지수값 1,000개를 산출한다. 더불어 통상적인 기하브라운운동에 평균수익률과 표준편차를 대입하여 자산수익률 시나리오를 산출한다. 이 두 종류

9 논의의 편의를 위해 신계약비와 위험보험료는 없다고 가정한다. 즉, 일시납보험료는 전액 펀드에 투자된다.

10 변액연금보험의 해약률은 펀드가치-만기까지의 잔여기간 등의 함수이나 본 연구는 점프리스크에 초점을 맞춘 연구이므로 동적 해약률(dynamic lapse)에 대한 논의는 제외하였다.

의 시나리오를 이용하여 보증수수료를 계산한다. 보증수수료율은 누적보증수수료의 평균과 보증의 페이오프를 근사(近似)하게 일치시키는 수수료율이며 시행착오법(trial-and-error method)을 이용하여 구하였다.

평균사업비는 100 bps, 펀드수수료를 포함한 각종 부대비용도 100 bps로 책정하고 현금흐름 할인을 위한 무위험이자율은 4%로 정하였다. 기하브라운운동과 점프확산모형을 기초로 계산된 보증수수료율은 [표 6]에 제시되었다.

표 6. 점프를 고려했을 때와 고려하지 않았을 때의 보증수수료율 (단위: basis points)

		일시납 환급 보증	래칭형 보증
KOSPI 200	GBM	96.6	187.9
	J-D	69.9	161.1
MSCI World (KRW)	GBM	77.4	116.0
	J-D	46.4	86.9
MSCI World (USD)	GBM	94.9	144.1
	J-D	82.2	133.5
MSCI EM (KRW)	GBM	19.8	73.2
	J-D	15.7	64.7
MSCI EM (USD)	GBM	39.3	121.3
	J-D	27.3	100.9
JPMABI (KRW)	GBM	7.6	33.9
	J-D	10.5	36.4
JPMABI (USD)	GBM	<0.1	0.5
	J-D	0.3	4.4
KTB5TR	GBM	<0.1	0.5
	J-D	<0.1	3.8
KTB1TR	GBM	<0.1	<0.1
	J-D	<0.1	1.2

주: 1) GBM: 기하브라운운동, J-D: 점프확산모형
 2) 보증수수료율은 시행오차법(trial-and-error method) 이용하여 추정
 3) '<0.1'은 0.1 bps 이하를 의미

앞의 [표 4]에서 우리는 점프확산모형이 점프리스크를 감안함으로써 기대수익률과 표준편차에서 점프요인이 분리되는 것은 확인할 수 있다. [표 6]을 보면 점프요인의 고려가 보증수수료율의 수준에 직접적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 우선 국내외주가지수의 경우 기하브라운운동 하에서의 보증수수료율보다 점프확산모형 하에서의 보증수수료율이 더 낮다. 그리고 해외주가지수의 경우 전체적으로 원화수익률보다 달러화수익률에서 보증수수료율이 더 높았는데 이는 달러화수익률의 변동성이 더 높고 하방 점프리스크가 더 크다는 점이 반영된 결과이다.¹¹

해외채권지수의 경우 기하브라운운동 하에서의 보증수수료율보다 점프확산모형 하에서의 보증수수료율이 래칭형 보증을 중심으로 더 높다. 해외주가지수와 반대로 해외채권지수에서는 원화수익률보다 달러화수익률에 대한 보증수수료율이 더 높은 이유는 달러화수익률에 비해 현물환수익률의 변동성이 훨씬 크기 때문이다. 그러나 변동성이 적은 채권지수의 특성상 절대적인 보증수수료율의 크기는 작았다. 국내채권지수도 점프가 고려된 자산시나리오에서 보증수수료율이 높게 계산되었다. 요컨대 자산수익률의 점프를 고려하지 않을 경우 보증수수료율이 과다 또는 과소평가될 가능성이 있다고 판단된다.

다음으로 계산된 보증수수료율을 기초로 보증리스크를 측정해보았다. 리스크 측정을 위해 조건부테일기대값(conditional tail expectation, CTE)을 채택하였다. 조건부테일기대값은 현행 보험업감독업무시행세칙에서 보증준비금 산정을 위하여 채택된 방법으로 테일 VaR(tail-VaR) 또는 기대결손값(expected shortfall)으로도 불린다. 기존의 VaR이 특정 분위수에서의 손실만을 고려할 뿐 그 이상의 극단적인 리스크를 고려하지 않는 점을 보완하기 위해 제안되었다. 손실분포가 연속적(continuous)인 경우와 이산적인 경우의 조건부테일기대값을 계산하는 공식은 각각 아래와 같다.

$$CTE_{\alpha} = \frac{1}{1-\alpha} \int_{\alpha}^1 q_p dp$$

$$CTE_{\alpha} = \frac{1}{1-\alpha} \sum_{p=\alpha}^1 [L(p) \times \Pr(L(p))]$$

상기식에서 $L(p)$ 는 p 분위 손실액이며 $\Pr(L(p))$ 은 p 분위 손실액이 발생할 확률이다. 본 연구는 이산형 공식을 이용하여 70분위와 90분위에서의 조건부테일기대값을 계산하여 최저연금적립금보증의 보증리스크를 정량화하였다. 그 결과가 [표 7]에 제시되어 있다. 우선 KOSPI 200은 기하브라운운동보다 점프확산모형하에서의 보증리스크 크기가 다소 작다. 이는 점프리스크가 분리되면서 점프확산모형 평균수익률(μ)이 커지고 변동성(σ)이 작아진 결과이다. 해외주가지수의 경우 원화수익률과 달러화수익률에서 차이가 있다. 원화수익률의 경우 일관되게 기하브라운운동 하에서의 보증리스크가

점프확산모형 하에서의 보증리스크보다 더 크다. 그러나 달러화수익률에서는 래칭형 보증을 중심으로 점프확산모형에서의 보증리스크가 기하브라운운동에서의 보증리스크보다 더 크다. 래칭형 옵션의 경우 기초자산 가격 점프가 보증수준을 높이도록 하여 보증리스크를 증가시키는 효과가 있다. 실제로 [표 4]에 제시된 모형 추정결과를 보면 해외주가지수의 경우 동일 지수 하에서 원화수익률보다 달러화수익률 점프 심도가 더 큼을 알 수 있다[11].

표 7. 조건부테일기대값으로 측정된 보증리스크

		일시납 환급 보증		래칭형 보증	
		CTE(70)	CTE(90)	CTE(70)	CTE(90)
KOSPI 200	GBM	200,692	255,238	302,247	422,209
	J-D	171,475	234,907	300,505	346,145
MSCI World (KRW)	GBM	140,846	183,889	167,191	211,298
	J-D	109,887	164,150	152,036	203,221
MSCI World (USD)	GBM	163,592	210,119	196,699	249,017
	J-D	157,421	208,911	198,440	252,081
MSCI EM (KRW)	GBM	62,109	139,035	190,736	293,241
	J-D	51,512	127,681	181,759	278,683
MSCI EM (USD)	GBM	120,736	206,356	275,181	411,964
	J-D	89,262	181,649	265,331	420,965
JPM ABI (KRW)	GBM	21,664	61,890	85,737	131,652
	J-D	29,283	78,067	89,710	140,488
JPM ABI (USD)	GBM	0	0	1,425	4,247
	J-D	820	2,445	1,316	3,839
KTBB5TR	GBM	0	0	1,417	2,122
	J-D	0	0	11,741	34,685
KTBB1TR	GBM	0	0	0	0
	J-D	77	229	3,527	10,511

주: 1) 단위는 원임.
 2) GBM: 기하브라운운동, J-D: 점프확산모형
 3) 음영처리된 칸은 기하브라운운동과 점프확산모형 중 보증리스크가 더 큰 부분임.

해외채권지수는 원화수익률의 경우 점프확산모형 하에서의 보증리스크가 더 크다. 일반적으로 채권지수의 수익률이 주가지수의 그것에 비해 작은 점, 그리고 해외채권지수 원화수익률은 원지수의 수익률에 현물환 수익률이 더해진 것임을 상기하면 이러한 결과는 현물환 수익률로 인한 것임을 알 수 있다. 해외채권지수의 달러화수익률은 변동성 자체가 낮기 때문에 보증리스크의 수준도 매우 작다. 마지막으로 우리나라의 장단기 국고채지수는 전체적으로 보증리스크의 수준은 낮지만 래칭형 보증을 중심으로 점프확산모형 하에서 보증리

11 앞서 언급하였듯이 이는 원화수익률에서 현물환 수익률이 완충역할을 했기 때문이다.

스크가 더 크게 계산된다. 분석 결과를 요약하면 점프를 고려한 자산모형과 고려하지 않은 자산모형 간에 보증수수료율과 보증리스크의 수준에 있어 일정한 차이가 있다.

V. 결론과 연구의 한계

우리나라의 자본시장은 90년대 말에 발생한 외환위기 이후 큰 변화를 겪었으며 이러한 점은 연금보험과 같은 장기상품의 리스크 측정에 있어 큰 장애라 할 수 있다. 예를 들어 연금보험이나 저축보험 등의 최저보증이율을 결정하거나 그에 따르는 리스크를 측정을 위해서는 역사적인 자료가 투입변수인데 우리나라는 가용한 자료가 부족하여 장기리스크의 모형화가 어려운 바가 있다.¹² 부족한 금융시계열을 통해 장기예측을 하려면 국가경제 및 인구구조 등에 대한 전망과 함께 금리나 주가 등 자산시계열의 특성을 면밀히 분석하는 것이 필수적이다. 일반계정과 특별계정의 차이일 뿐 변액연금보험의 최저보증도 마찬가지라 할 수 있다.

이러한 관점에서 본고는 대표적인 시장리스크라 할 수 있는 자산가격 점프의 빈도와 심도를 측정해보고 이에 대한 고려가 최저연금적립금보증의 보증수수료율 계산과 보증리스크 측정에 미치는 영향을 분석해보았다. 자산가격의 점프와 변액연금 최저보증의 위험을 분석한 연구가 과거에 없었다는 점에서 본 연구는 선행연구와의 차별성이 있다고 사료된다.

우선 KOSPI 200을 제외한 모든 자산수익률이 두터운 꼬리(fat tail)를 갖고 정규분포가 아니라는 것을 확인하였다. 그리고 김스표집기법으로 수익률 점프의 모수를 추정한 결과 다수의 지수에서 점프요인이 존재하는 것을 확인하였다. 점프리스크를 명시적으로 분리해냈을 때 보증수수료율의 수준과 조건부테일기대값을 기준으로 측정한 리스크의 양에 있어 주식과 채권에 있어 다소의 차이가 있음을 확인하였다. KOSPI 200과 해외주가지수 중 원화지수의 경우 점프리스크를 고려했을 때보다 고려하지 않았을 때 보증수수료율과 보증리스크의 수준이 높게 측정되는 경향이 있는 것으로 나

타났다. 반면 국내채권지수와 해외채권지수 중 원화지수의 경우 점프리스크를 고려할 경우 보증수수료율과 보증리스크 모두 래치형 보증을 중심으로 높게 측정되는 것을 발견하였다. 예를 들어 J.P.Morgan의 미국 종합채권지수 원화지수의 경우 매우 빈번하게 평균적으로 양의 점프를 하는 것으로 추정되었는데,¹³ 이 경우 래치형 보증에 대해 보증수준을 높이는 영향을 주게 된다. 따라서 해당 보증의 보증수수료율과 보증리스크의 수준이 상승하게 된다. 국내 단기채권지수 역시 점프 빈도는 낮았지만 점프의 평균적인 크기는 컸다. 빈도는 낮으나 심도가 높은 점프 역시 래치형 보증의 보증수수료율과 보증리스크가 커지게 한다. 요약하면 자산수익률의 특성을 적절히 고려하지 못할 경우 보증수수료율과 보증리스크를 과대 또는 과소 추정할 수 있음을 의미한다.

본 연구는 자산수익률의 점프만을 다루었으나 수익률에는 여러 가지 특성이 존재할 수 있다. 예를 들면 경기순환에 따라 자산수익률이 일정한 패턴을 가질 수도 있고^[14], 수익률에 자기상관이 존재할 가능성도 있다^{[15][16]}. 이러한 특성들이 변액연금 최저보증의 보증수수료율과 보증리스크에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 이후의 연구들에서는 이러한 성질들이 보증수수료율과 보증리스크에 미치는 영향을 다룰 수 있기를 기대한다.

참 고 문 헌

- [1] R. C. Merton, "Option pricing when underlying stock returns are discontinuous," *Journal of Financial Economics*, Vol.3, pp.125-144, 1976.
- [2] K. I. Amin, "Jump diffusion option valuation in discrete time," *Journal of Finance*, Vol.48, pp.1833-1863, 1993.
- [3] J. C. Cox, S. A. Ross, and M. Rubinstein, "Option pricing: A simplified approach," *Journal of Financial Economics*, Vol.7, pp.229-263, 1979.
- [4] R. Korn, E. Korn, and G. Kroisandt, *Monte carlo methods and models in finance and*

12 장기상품의 최저보증이율 리스크 측정에 관한 최근의 실무적인 논의는 [13]을 참조

13 현물환율의 영향으로 판단된다.

insurance, Chapman & Hall, 2010.

[5] R. C. Merton and P. A. Samuelson, "Fallacy of the log-normal approximation of optimal portfolio decision-making over many periods," *Journal of Financial Economics*, Vol.1, pp.67-94, 1974.

[6] S. G. Kou, "A jump-diffusion model for option pricing," *Management Science*, Vol.48 No.8, pp.1086-1101, 2002.

[7] 권용재, "변액연금보험 최저연금적립금보증 요구자본 계산 시 확률론적 시나리오 방식 적용 연구," *보험학회지*, 제87집, pp.1-33, 2010.

[8] 김용희, 김창기, "변액 연금 상품의 보증 옵션 분석," *보험금융연구*, 제22권, 제2호, pp.3-25, 2011.

[9] 김용희, 김창기, "주가수익률 추정 모델 선택에 따른 변액 연금 최저보증준비금 분석," *보험금융연구*, 제23권, 제4호, pp.99-131, 2012.

[10] 유병학, 고방원, 권혁성, "베이지언 통계기법을 이용한 변액연금 보증준비금의 평가," *보험금융연구*, 제24권, 제3호, pp.3-26, 2013.

[11] J. W. Cho, T. Kim, and W. Kim, "Dynamic hedging turned friendly fire: Perils of hedging foreign currency risks," *Conference on Asia-Pacific Financial Markets*, 2010.

[12] 이창수, 한철, *변액보험 보증옵션에 대한 리스크 평가*, 한국보험학회 정기총회 세미나, 2009.

[13] 보험개발원, *금리연동형 보험의 최저보증이율리스크 측정방안*, 2011.

[14] M. R. Hardy, "A regime-switching model of long-term stock returns," *North American Actuarial Journal*, Vol.5, pp.41-53, 2001.

[15] A. W. Lo and A. C. MacKinlay, "Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test," *Review of Financial Studies*, Vol.1, pp.41-66, 1988.

[16] 한상일, "원-달러 변동성 및 옵션 모형의 설명력에 대한 고찰," *한국콘텐츠학회논문지*, 제13권, 제12호, pp.369-378, 2013.

저 자 소 개

권 용 재(Yongjae Kwon)

정회원



- 1999년 8월 : 서강대학교 경제학과 (경제학사)
- 2009년 8월 : 조지워싱턴대학교 경영학과(경영학박사)
- 2010년 9월 ~ 현재 : 국민대학교 재무금융·회계학부 교수

〈관심분야〉 : 투자, 보험, 기업재무

김 소 연(So-Yeun Kim)

정회원



- 1999년 2월 : 서울대학교 통계학과 (이학사)
- 2007년 10월 : Univ. of Waterloo 보험계리(이학박사)
- 2020년 9월 ~ 현재 : 서울과학기술대학교 경영학과 교수

〈관심분야〉 : 보험수학, 손해보험, 위험관리