



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

博士學位 請求論文  
指導教授 李 恒 碩

# Mortality Projection, Ratemaking, and Insurer's Return

成均館大學校 一般大學院

數學科

應用數學 專攻

朱 孝 燦

博士學位請求論文

Mortality Projection, Ratemaking, and  
Insurer's Return

2  
0  
1  
4

朱  
孝  
燦

博士學位 請求論文  
指導教授 李 恒 碩

# Mortality Projection, Ratemaking, and Insurer's Return

成均館大學校 一般大學院

數學科

應用數學 專攻

朱 孝 燦

博士學位 請求論文  
指導教授 李 恒 碩

# Mortality Projection, Ratemaking, and Insurer's Return

이 論文을 理學 博士學位請求論文으로 提出합니다.

2015 年 4 月 日

成均館大學校 一般大學院

數學科

應用數學 專攻

朱 孝 燦

이 論文을 朱孝燦의 理學  
博士學位 論文으로 認定함

2015 年 6 月 日

審査委員長 洪 宗 선

---

審査委員 김 현 태

---

審査委員 서 병 태

---

審査委員 고 방 원

---

審査委員 이 항 석

---

# 목 차

|                                  |    |
|----------------------------------|----|
| 제1장 서론 .....                     | 1  |
| 제1절 연구배경 및 연구주제 .....            | 1  |
| 제2절 선행연구 및 연구방법 .....            | 3  |
| 1. 일반화선형모형의 적용 .....             | 3  |
| 2. 장수리스크와 책임준비금 .....            | 4  |
| 3. 보험 포트폴리오의 구성 .....            | 7  |
| 4. 투자손익의 보험종목별 배분 .....          | 8  |
| 제2장 일반화선형모형과 수출보험 지급비율 추정 .....  | 10 |
| 제1절 연구개요 .....                   | 10 |
| 제2절 일반화선형모형과 지급비율 .....          | 11 |
| 1. 일반화선형모형 .....                 | 11 |
| 2. 일반화 선형모형을 이용한 지급비율 추정방법 ..... | 15 |
| 제3절 데이터의 분석 .....                | 17 |
| 제4절 일반화 선형모형을 이용한 분석 .....       | 21 |
| 1. 사고빈도 .....                    | 21 |
| 2. 사고심도 .....                    | 24 |
| 3. 지급비율 산출 .....                 | 28 |
| 제5절 소 결 .....                    | 30 |
| 제3장 사망률 개선이 책임준비금에 미치는 영향 .....  | 31 |
| 제1절 연구개요 .....                   | 31 |
| 제2절 Lee-Carter 모형과 모수 추정 .....   | 33 |
| 1. 전통적 Lee-Carter 모형 .....       | 33 |
| 2. Lee-Carter 모형의 개선 .....       | 34 |
| 3. 포아송 로그-이중선형 모형 .....          | 35 |
| 제3절 사망률의 예측 .....                | 37 |

|                                |    |
|--------------------------------|----|
| 제4절 사망률 개선 효과의 분석 .....        | 42 |
| 1. 보험수리적 현가와 연납 보험료 .....      | 42 |
| 2. 책임준비금 분석 .....              | 45 |
| 제5절 소 결 .....                  | 51 |
| 제4장 포트폴리오 구성을 통한 리스크 관리 .....  | 53 |
| 제1절 연구개요 .....                 | 53 |
| 제2절 데이터의 소개와 분석 .....          | 54 |
| 1. 수출기업의 규모 .....              | 55 |
| 2. 판매형태 .....                  | 56 |
| 3. 수출대상지역 .....                | 57 |
| 4. 수출업종 .....                  | 59 |
| 제3절 포트폴리오 이론과 단기수출보험 .....     | 61 |
| 1. 선택가능집합의 구성 .....            | 61 |
| 2. 단기수출보험에의 적용 .....           | 63 |
| (1) 수출기업의 규모 .....             | 63 |
| (2) 판매형태 .....                 | 65 |
| (3) 수출대상지역 .....               | 67 |
| (4) 수출업종 .....                 | 69 |
| 제4절 단기수출보험과 일반보험 .....         | 71 |
| 제5절 소 결 .....                  | 75 |
| 제5장 손해보험사 투자손익의 보험종목별 배분 ..... | 77 |
| 제1절 연구개요 .....                 | 77 |
| 제2절 책임준비금 구성비 방식의 분석 .....     | 78 |
| 1. 책임준비금 구성비 방식의 개요 .....      | 78 |
| 2. 투자손익 배분에 대한 비판적 검토 .....    | 81 |
| (1) 투자리스크의 관점 .....            | 81 |
| (2) 운용가능자산의 관점 .....           | 83 |
| (3) 보험요율의 관점 .....             | 83 |

|                                   |     |
|-----------------------------------|-----|
| (4) 투자손익 배분 논의의 고려사항 .....        | 86  |
| 제3절 데이터를 이용한 배분방식의 분석 .....       | 87  |
| 1. 책임준비금 구성비 방식과 미국 NAIC 방식 ..... | 88  |
| 2. 현금수지 고려의 필요성 .....             | 91  |
| 제4절 책임준비금 구성비 방식의 수정방안 .....      | 94  |
| 제5절 소    결 .....                  | 104 |
| 제6장    결    론 .....               | 107 |
| 제1절 요약 및 시사점 .....                | 107 |
| 제2절 향후 과제 .....                   | 109 |
| 참 고 문 헌 .....                     | 111 |

## 표 목 차

|  |    |
|--|----|
| <표 2.2.1> 수출보험 위험요소의 자료 형태 .....                   | 16 |
| <표 2.3.1> 결제조건별 통계 .....                           | 18 |
| <표 2.3.2> 결제기간별 통계 .....                           | 19 |
| <표 2.3.3> 수입자 신용등급별 요약 (D/A, D/P의 경우) .....        | 20 |
| <표 2.3.4> 글로벌 기업의 비중 .....                         | 20 |
| <표 2.4.2> 포아송분포와 음이항분포 모형의 적합도 비교 .....            | 23 |
| <표 2.4.3> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고비율 추정치: 글로벌 기업 ..... | 24 |
| <표 2.4.4> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고비율 추정치: 기타 기업 .....  | 24 |
| <표 2.4.5> 감마분포와 로그노말분포 모형의 적합도 비교 .....            | 26 |
| <표 2.4.6> 사고심도에 대한 로그노말 모형 .....                   | 27 |
| <표 2.4.7> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고심도 추정치: 글로벌 기업 ..... | 28 |
| <표 2.4.8> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고심도 추정치: 기타 기업 .....  | 28 |
| <표 2.4.9> 위험요소의 등급별 지급비율: 글로벌 기업 .....             | 29 |
| <표 2.4.10> 위험요소의 등급별 지급비율: 기타 기업 .....             | 29 |
| <표 3.3.1> 의 ARIMA (0,1,0) 모형 .....                 | 39 |
| <표 3.4.1> 2013 생명표 APV 대비 개선 생명표 APV의 비율 .....     | 44 |
| <표 3.4.2> 2013 및 개선 생명표에 의한 연납 보험료 및 보험료 비율 .....  | 45 |
| <표 3.4.3> 종신보험의 책임준비금 .....                        | 47 |
| <표 3.4.4> 거치 종신연금의 책임준비금 .....                     | 48 |
| <표 4.3.1> 포트폴리오의 비교: 수출기업 규모 .....                 | 65 |
| <표 4.3.2> 포트폴리오의 비교: 판매형태 .....                    | 66 |
| <표 4.3.3> 수출대상지역의 손해율 상관계수 행렬 .....                | 67 |
| <표 4.3.4> 포트폴리오의 비교: 수출대상지역 .....                  | 69 |
| <표 4.3.5> 수출업종 손해율의 상관계수 행렬 .....                  | 69 |
| <표 4.3.6> 포트폴리오의 비교: 수출업종 .....                    | 70 |

|   |     |
|---|-----|
| <표 4.4.1> 보험료 수입과 손해율: 단기수출보험과 일반보험 .....         | 72  |
| <표 4.4.2> 최소분산포트폴리오: 일반보험과 단기수출보험 .....           | 73  |
| <표 4.4.3> 일반보험 세부 종목별 수입보험료와 손해율 .....            | 73  |
| <표 4.4.4> 일반보험 세부 종목 및 단기수출보험 손해율의 상관계수 행렬 .....  | 73  |
| <표 4.4.5> 포트폴리오 구성 이전의 기대손해율과 리스크 .....           | 75  |
| <표 4.4.6> 최소분산포트폴리오의 기대손해율과 리스크 및 단기수출보험 비중 ..... | 75  |
| <표 5.2.1> 책임준비금 구성비 배분방식 .....                    | 79  |
| <표 5.2.2> 미국 및 우리나라 투자손익 배분방식의 비교 .....           | 80  |
| <표 5.2.3> 손해보험사의 자산운용 수익률 .....                   | 86  |
| <표 5.3.1> 책임준비금 구성비 배분방식 .....                    | 88  |
| <표 5.3.2> NAIC 배분방식 .....                         | 89  |
| <표 5.3.3> 책임준비금 구성비 방식과 NAIC 방식의 비교 .....         | 90  |
| <표 5.3.4> 현금수지차의 비교 예시 .....                      | 91  |
| <표 5.3.5> 현금수지차를 이용한 투자손익 배분 .....                | 93  |
| <표 5.4.1> 투자가능기간별 투자기간조정계수 .....                  | 100 |
| <표 5.4.2> 세 가지 방식에 따른 투자손익 배분결과 비교 .....          | 101 |
| <표 5.4.3> 계약자기여분 가정별 비교: 책임준비금 구성비 투자가능자산 .....   | 102 |
| <표 5.4.4> 계약자기여분 가정별 비교: NAIC 투자가능자산 .....        | 103 |
| <표 5.4.5> 대안방식에 따른 투자수익 종목별 배분 .....              | 103 |

## 그림 목 차

|   |    |
|---|----|
| <그림 3.3.1> 의 최대우도추정치 .....                  | 38 |
| <그림 3.3.2> 차분된 사망률 지수의 시계열그림 및 상관분석 .....   | 39 |
| <그림 3.3.3> ARIMA (0,1,0) 모형에 따른 의 예측치 ..... | 40 |
| <그림 3.3.4> 30, 40, 50세의 사망률 .....           | 40 |
| <그림 3.4.1> 연령별 종신보험의 보험수리적 현가 .....         | 43 |
| <그림 3.4.2> 거치 종신연금의 보험수리적 현가 .....          | 43 |
| <그림 3.4.3> 종신보험의 연납 보험료 .....               | 44 |
| <그림 3.4.4> 거치 종신연금의 연납 보험료 .....            | 45 |
| <그림 3.4.5> 경과기간별 종신보험의 책임준비금 .....          | 47 |
| <그림 3.4.6> 종신보험의 책임준비금 비율 .....             | 47 |
| <그림 3.4.7> 경과기간별 거치 종신연금의 책임준비금 .....       | 48 |
| <그림 3.4.8> 거치 종신연금의 책임준비금 비율 .....          | 49 |
| <그림 3.4.9> 이자율에 따른 책임준비금 비율 비교 .....        | 49 |
| <그림 3.4.10> 종신보험 비중에 따른 책임준비금 변화 .....      | 51 |
| <그림 4.2.1> 보험료 수입과 손해율 추이: 수출기업규모 .....     | 56 |
| <그림 4.2.3> 보험료 수입과 손해율 추이: 수출대상지역 .....     | 58 |
| <그림 4.2.4> 보험료 수입과 손해율 추이: 수출업종 .....       | 60 |
| <그림 4.3.1> 선택가능 포트폴리오: 수출기업규모 .....         | 64 |
| <그림 4.3.2> 선택가능 포트폴리오: 판매형태 .....           | 66 |
| <그림 4.3.3> 선택가능 포트폴리오: 수출대상지역 .....         | 68 |
| <그림 4.3.4> 선택가능 포트폴리오: 수출업종 .....           | 70 |
| <그림 4.4.1> 선택가능 포트폴리오: 단기수출보험과 일반보험 .....   | 72 |
| <그림 4.4.2> 선택가능 포트폴리오의 확장 .....             | 74 |
| <그림 5.2.1> 보험회사의 자산운용 시 고려사항 .....          | 82 |
| <그림 5.2.2> 손해보험사의 손익 추이 .....               | 85 |

|  |     |
|--|-----|
| <그림 5.4.1> 유동성 리스크를 감안한 수익률의 기간구조 .....        | 99  |
| <그림 5.4.2> 요구불예금금리와 투자가능기간을 고려한 조정계수의 결정 ..... | 100 |
| <그림 5.4.3> 대안방식의 배분방법과 고려사항 .....              | 101 |

## 논문요약

# Mortality Projection, Ratemaking, and Insurer's Return

보험회사의 손익은 보험영업과 리스크관리, 자산운용 등 보험사의 모든 총체적 업무활동의 결과로 보험소비자인 계약자, 보험공급자인 보험사 그리고 투자자인 주주 모두에게 큰 영향을 미친다. 본 논문은 보험사의 손익을 보험영업과 투자영업에 내재되어 있는 리스크를 효과적으로 관리함으로써 나타나게 되는 반대급부로 인식하여 보험료의 결정, 보험부채의 평가 그리고 보험상품 구성에 따른 리스크관리 등 보험영업과 관련한 다양한 측면에서의 리스크 관리를 고찰하는 것에 목적이 있다. 이에 보험사 투자수익의 배분 문제를 통해 리스크 부담에 대한 보험사의 적정 수익을 살펴보는 것 역시 포함된다. 이를 위해 본 논문에서는 단기수출보험의 보험가입금액 대비 보험금 지급비율 추정, 보험부채의 평가에 미치는 장수리스크의 영향, 단기수출보험의 최적 포트폴리오 구성, 그리고 손해보험사 투자수익의 종목별 배분을 각 사례로 살펴본다.

보험료는 보험자에게 적정한 수익을 제공하는 한편 경쟁에서 생존할 수 있도록 합리적이고 적절한 방법에 의해 결정될 필요가 있다. 본 논문에서는 단기수출보험을 사례로 보험가입금액 대비 보험금 지급비율을 산출하도록 한다. 본 논문에서는 일반화선형모형을 이용, 사고빈도와 사고심도를 각각 음이항분포와 로그노말분포로 적합한 후 지급비율을 산출한다. 지급비율은 보험요율 자체는 아니지만 여기에 안전할증을 감안하여 보험요율을 결정한다는 측면에서 보험료 결정의 핵심 요소라 할 수 있다.

보험부채인 책임준비금의 변화는 보험사의 당기 손익에 직접 반영된다. 그러므

로 어떠한 계리적 가정에 기반하여 책임준비금을 계산하는지에 따라 보험사의 부채, 따라서 손익이 크게 변동할 수 있다. 본 논문에서는 이에 대한 사례로 사망률의 감소가 책임준비금의 평가에 미치는 영향을 살펴본다. 이를 위해 Lee-Carter 모형을 사용하여 사망률 개선을 반영한 미래 사망률을 추정하고 이를 바탕으로 종신보험 및 거치 종신연금의 책임준비금을 계산한다. 기존의 생명표에 기반하여 계산된 책임준비금과의 비교를 통해 사망률의 개선 효과가 생명보험사의 부채에 미치는 영향을 확인한다.

리스크관리는 보험사업의 지속적이고 안정적인 유지에 핵심적인 요소로 본 논문에서는 보험영업과 관련한 리스크관리의 한 방안으로 보험상품의 구성을 통한 위험분산을 살펴본다. 단기수출보험을 사례로 수출기업의 규모, 수출대상지역, 수출업종, 수출보험의 판매형태에 따라 손익의 변동성을 최소화할 수 있는 수출보험 포트폴리오를 구성한다.

마지막으로 보험사의 투자영업익과 관련하여 본 논문에서는 손해보험사 투자수익의 보험종목별 배분방안을 살펴본다. 우리나라의 경우 손해보험사는 일반, 자동차, 장기손해보험의 3가지 보험종목을 다루고 있으나 투자손익은 보험사 단위로 평가된다. 따라서 보험종목별 수익 또는 손실을 계산하기 위해서는 전체 투자손익을 보험종목별로 구분해야 한다. 또한 각 종목별 투자손익은 다시 보험사 자본계정으로부터 손익과 보험계약으로부터의 손익으로 구분할 필요가 있다. 본 논문에서는 자산운용과 관련한 모든 리스크는 보험사가 부담하고 있음을 감안한 투자수익 배분방안을 고려한다. 특히 보험금 지급시점과 투자가능기간의 불일치, 즉 유동성 리스크를 감안한 투자수익의 배분에 초점을 맞춘다.

**주제어:** Lee-Carter모형, 일반화선형모형, 책임준비금, 보험포트폴리오, 투자손익배분

# 제1장 서론

## 제1절 연구배경 및 연구주제

보험회사의 손익은 보험계약자와 보험사 모두에게 주요 관심사이다. 보험소비자인 계약자에게 보험사의 손익은 보험료의 인상 또는 인하의 요인이 될 수 있고 보험사고 발생 시 약정된 보험금의 지급여부에 영향을 미칠 수도 있다는 점에서 관심의 대상이다. 보험사의 측면에서 손익은 보험요율의 결정, 보험부채의 평가 그리고 리스크관리 측면 모두와 밀접한 연관이 있다. 뿐만 아니라 손익 여부와 그 규모에 따라 향후 기업성장을 위한 잉여금이 결정되는 한편 투자자인 주주의 수익에 미치게 된다. 결국 보험사의 손익은 보험영업과 리스크관리, 자산운용 등 보험사의 모든 총체적 업무활동의 결과로 보험소비자인 계약자, 보험공급자인 보험사 그리고 투자자인 주주 모두에게 큰 영향을 미친다. 본 논문은 보험사의 손익을 이해하기 위한 과정으로 보험료의 결정, 보험부채의 평가 그리고 보험상품 구성에 따른 리스크관리를 고찰하는 것에 목적이 있다. 또한 보험사 투자수익의 배분 문제를 통해 리스크 부담에 대한 보험사의 적정 수익을 살펴보는 것에 목적이 있다. 이를 위해 본 논문에서는 단기수출보험의 보험가입금액 대비 보험금 지급비율, 보험부채의 평가에 미치는 장수리스크의 영향, 단기수출보험의 최적 포트폴리오 구성, 그리고 손해보험사 투자수익의 종목별 배분을 각 사례로 살펴본다.

보험료는 보험자에게 적정한 수익을 제공하는 한편 경쟁에서 생존할 수 있도록 낮게 설정될 필요가 있다. 수익을 높이기 위해 보험료가 높게 책정된다면 다른 보험자와의 경쟁에서 생존하기 어렵고 경쟁에서 우월한 위치를 차지하고자 지나치게 낮게 보험료를 결정한다면 지속적인 보험사업 운영이 위협에 처하게 된다. 이처럼 상반되는 두 목표를 동시에 달성할 수 있도록 보험요율은 합리적이고 적절한 방법에 의해 결정될 필요가 있다. 본 논문에서는 단기수출보험을 사례로 보험가입금액 대비 보험금 지급비율(이하 '지급비율'로 약칭)을 산출하도록 한다. 수출보험은 수출증진을 목적으로 도입된 정책적 비영리 보험으로 수출보험공사에 의한 독점체제가

유지되어 오다 2013년 8월 민간부문에 개방되었다. 민간 손해보험사에게 수출보험은 새로운 영역으로 보험요율 산출에 대해 알려진 바가 거의 없다. 다만 1968년 수출보험제도의 도입과 더불어 주요 참고대상국들의 요율 및 체계에 의존했을 것으로 여겨지고 있다 (박진근, 2002). 본 논문에서는 일반화선형모형(generalized linear model; GLM)을 이용하여 지급비율을 산출한다. 지급비율은 보험요율 자체는 아니지만 여기에 안전할증(risk premium)을 감안하여 보험상품의 요율을 결정 (Murphy, Brockman and Lee, 2000)한다는 측면에서 보험료 결정의 핵심 요소라 할 수 있다.

책임준비금은 보험계약자가 보험료를 선납함으로써 발생하게 되는 보험사의 부채로 장래의 보험료 수입과 장래 지급될 보험금 지출의 차액에 대한 예측을 기반으로 산정되는 기댓값을 말한다. 보험부채인 책임준비금의 변화는 보험사의 당기 손익에 직접 반영된다. 그러므로 어떠한 계리적 가정(actuarial basis)에 기반하여 책임준비금을 계산하는지에 따라 보험사의 부채, 따라서 손익이 크게 변동할 수 있다. 본 논문에서는 이에 대한 사례로 사망률의 감소가 책임준비금의 평가에 미치는 영향을 살펴본다. 이를 위해 Lee-Carter 모형을 사용하여 사망률 개선을 반영한 미래 사망률을 추정하고 이를 바탕으로 종신보험 및 거치 종신연금의 책임준비금을 계산한다. 기존의 생명표에 기반하여 계산된 책임준비금과의 비교를 통해 사망률의 개선 효과가 생명보험사의 부채에 미치는 영향을 확인할 수 있다.

리스크관리는 보험사업의 지속적이고 안정적인 유지에 핵심적인 요소로 보험사는 노출되어 있는 다양한 위험을 최소화하기 위해 이를 관리할 필요가 있다. 본 논문에서는 보험영업과 관련한 리스크관리의 한 방안으로 보험상품의 구성을 통한 위험분산을 살펴보도록 한다. 보험사고의 발생과 손실액에 영향을 미치는 변수들 간에 존재하는 상관관계를 반영하여 보험 포트폴리오를 구성할 경우 그렇지 않을 경우에 비해 보다 효과적으로 위험을 분산시킬 수 있다. 본 논문에서는 단기수출보험을 사례로 수출기업의 규모, 수출대상지역, 수출업종, 수출보험의 판매형태에 따라 손익의 변동성을 최소화할 수 있는 수출보험 포트폴리오를 구성해보도록 한다.

보험사 손익의 원천은 크게 두 부분으로 구분이 가능하다. 보험영업손익과 투자영업손익이 바로 그것이다. 보험영업손익은 보험사고의 발생과 밀접한 연관을 맺고 있는 손익으로 보험료 수입과 보험금 지급 및 사업비 지출의 결과로 나타난다. 보험요율의 결정, 책임준비금의 평가 그리고 보험상품의 포트폴리오 구성은 모두 보

험영업손익과 관련이 있다. 반면 투자영업손익은 보험료 수입 중 미경과보험료와 책임준비금 그리고 보험사의 자기자본을 운용함으로써 발생하는 손익으로 투자가능 자산의 운용 결과를 나타낸다. 투자영업수익의 경우 보험사와 보험계약자 간의 배분 문제가 등장한다. 투자가능자산의 큰 비중을 미경과보험료와 책임준비금이 차지하고 있는 바, 이는 보험계약자로부터 선납된 보험료를 기반으로 형성되는 것이기 때문이다. 본 논문에서는 손해보험사 투자수익의 보험종목별 배분을 사례로 이 논제를 살펴보고자 한다.

우리나라의 경우 손해보험사는 일반, 자동차, 장기손해보험의 3가지 보험종목을 다루고 있으나 투자손익은 보험사 단위로 평가된다. 따라서 보험종목별 수익 또는 손실을 계산하기 위해서는 전체 투자손익을 보험종목별로 구분해야 한다. 또한 각종목별 투자손익은 다시 보험사 자본계정으로부터 손익과 보험계약으로부터의 손익으로 구분할 필요가 있다. 기업운영에 대한 지표로 사용되는 자본수익률(the rate of return on equity)은 자본 대비 수익의 비율로 계산되기 때문이다. 본 논문에서는 자산운용과 관련한 모든 리스크는 보험사가 부담하고 있음을 감안한 투자수익 배분 방안을 고려해 본다. 특히 보험금 지급시점과 투자가능기간의 불일치, 즉 유동성 리스크를 감안한 투자수익의 배분에 초점을 맞추도록 한다.

## 제2절 선행연구 및 연구방법

### 1. 일반화선형모형의 적용

일반화선형모형은 전통적 선형모형을 확장한 것으로 Nelder와 Wedderburn (1972)이 처음 소개한 이후 위험관리 (McNeil and Wendin, 2007), 공학 (Myers, Montgomery and Vining, 2002), 의료 및 제약 (Branden and McKean, 1988) 등 많은 분야에서 활용되고 있다. 보험 분야의 경우 Haberman과 Renshaw (1996)에 의한 도입 이후 미국의 손해보험계리사회(Casualty Actuarial Society)에서는 일반화선형모형의 이론적 발전을 손해보험산업에 적용시키고자 지속적인 노력을 기울이고 있다. 그 결과 일반화선형모형은 사고빈도(loss frequency)와 사고심도(loss severity)의 분석 (de Jong and Heller, 2008), 개인보험에의 적용 (Murphy, Brockman and Lee, 2000), 준비금(reserves) 산출 (Mack, 1994) 등 보험분야에서의

적용대상을 점점 확대하고 있다.

이처럼 해외에서는 일반화선형모형에 대한 연구와 보험산업에의 적용이 활발히 일어나고 있는 반면 국내에서는 자동차보험의 요율산출에의 적용 (최우석, 한상일 (2008), 기승도, 김대환 (2009)) 이외에 이에 대한 연구 및 활용이 미미한 실정이다. 본 논문에서는 국내 수출기업의 해외법인이 체결한 단기수출보험 자료를 분석하고 이를 바탕으로 일반화선형모형을 이용하여 지급비율을 산출해 보도록 한다. 수출보험에 일반화선형모형을 적용한 사례는 아직까지 이루어지지 않고 있다. 본 논문의 의의는 일반화선형모형을 수출보험에 적용한 첫 사례로 일반화선형모형의 적용범위를 넓히는데 있다.

본 논문에서는 일반화선형모형을 이용하여 수출보험이 내포하고 있는 각 위험요소의 등급별 지급비율을 추정한다. 이를 위해 수출보험 사고 데이터를 사고빈도(frequency)와 사고심도(severity)로 나누어 일반화선형모형으로 사고발생률의 기댓값과 지급비율의 기댓값을 각각 추정한 후 이를 결합하여 최종적인 지급비율의 기댓값을 추정한다 (Holler, Sommer and Trahair, 1999). 사고빈도에는 포아송 분포와 음이항 분포, 사고심도에는 감마 분포와 로그노말 분포로의 적합을 시도한다.

본 논문에서 사용하는 데이터는 2007년 7월부터 2012년 6월까지 5년 동안 국내 수출기업의 해외법인이 체결한 단기수출보험 계약에 관한 자료로 총 831개의 유효 관측치로 이루어져 있다. 이 데이터에는 보험요율의 차등화 요소인 결제기간, 결제조건, 수입자의 신용등급과 더불어 국내 모기업의 크기에 대한 또 다른 범주형 자료가 나타나 있다. 이 변수는 모기업의 크기를 단순히 글로벌 기업인지 아닌지를 나타내는 두 가지 등급으로만 구성되어 있다. 데이터는 이 4가지 변수와 함께 원화로 표시된 가입보험금액, 사고발생건수, 지급보험금 및 회수금 등의 자료가 추가되어 있다.

## 2. 장수리스크와 책임준비금

사망률 예측모형은 Lee-Carter 모형 (이하 LC 모형으로 약칭)이 등장한 1992년 이후부터 본격적으로 연구되기 시작하였다. LC 모형은 로그사망률을 연령 효과(age effect)와 기간 효과(period effect)의 곱으로 표현하는데 구조가 단순하고 추정이 간

단하여 사망률 예측모형으로 광범위하게 사용되어 왔다. 또한 사망률 예측에 있어 상당히 만족할 만한 정확성을 보여준다고 평가된다 (Lee and Miller, 2001). 이후 한편으로는 LC 모형을 개선하고자 하는 다양한 노력들(Lee and Miller (2001), Booth (2002), Delwarde (2007), Renshaw and Haberman (2003), Cairns et al. (2006), Renshaw and Haberman (2006), Currie et al. (2004), Li et al. (2011))과 더불어 사망률 모형의 비교(박유성 등 (2005), 김기환·정승환 (2006), 김세중 (2012a), 박유성 등 (2013)) 등 LC 모형은 사망률 연구에 있어 가장 대표적인 모형으로 이용되고 있다.

그러나 국내외의 사망률 예측모형에 대한 활발한 연구와는 대조적으로 사망률의 개선이 보험사의 책임준비금 계산에 미치는 영향을 분석한 연구는 매우 적은 편이다. 예를 들어 Hardy와 Panjer (1998)는 실제 사망률과 예정 사망률 간의 비율을 사망률 손실 비율(mortality loss ratio)로 정의한 후 신뢰도 이론(credibility)을 이용하여 이 비율의 최적 예측치를 추정하였다. 이후 이를 바탕으로 책임준비금의 변동과 적정 자본의 규모를 분석하였다. 그러나 이 연구에서는 사망률의 개선 추세를 반영하지 않았다. Olivieri (2001)는 Heligman-Pollard 사망법칙을 이용하여 사망률을 추정하고 이를 바탕으로 미래 사망률의 3가지 시나리오를 구성하여 이에 따라 보험상품의 현가의 분산을 비교함으로써 사망률의 변동에 따른 위험을 분석하였다. Neves와 Migon (2007)는 마코프 연쇄 몬테카를로 시뮬레이션 (Markov chain Monte Carlo) 기법을 사용한 사망률의 Bayesian 보정 모형을 소개한 후 이를 이용하여 적정 책임준비금의 규모를 고려하였다. Dahl (2004)은 사력 (force of mortality)을 브라운 운동에 기반한 확률과정으로 나타내어 사망률을 추정하고 사망률 변동에 따른 위험을 전가하기 위한 방법으로 사망률을 기초자산으로 하는 가상의 파생금융상품을 고안하였다. 뿐만 아니라 장수 리스크와 관련한 비용의 관점에서 Lee-Carter 계열의 사망률 모형을 비교함으로써 모형 선택에 따른 위험(model risk)을 강조한 연구 (Richards와 Currie, 2009)도 존재한다. 그리고 국내 연구로는 LC 모형을 이용하여 사망률을 추정하고 이를 이용하여 종신연금, 종신보험 및 연생보험의 보험수리적 현가를 분석한 연구 (백혜연 등, 2013)가 있으나 보험사의 부채 평가에 적용한 예는 찾아보기 힘들다.

본 논문에서는 포아송 로그-이중선형 모형(Poisson log-bilinear model)으로 미래 사망률을 예측한다. 이는 LC 모형의 모수를 최대우도법으로 추정하는 것으로 특

이값 분해(singular value decomposition)를 이용하여 모수를 추정하는 전통적 LC의 가장 큰 문제점 중 하나인 오차항의 등분산성 가정을 개선한 것이다. 고연령에서의 사망률은 큰 변동을 나타내는데 이러한 변동은 고연령에서의 실제 사망자수가 매우 작기 때문에 발생한다. Alho (2000)는 사망자수를 포아송 분포 모형으로 설정함으로써 이 문제를 개선하고자 하였다. 즉, 사망자수는 사건의 수를 나타내는 확률변수(a counting random variable)이므로 포아송 분포로 적합하는 것이 더 적절할 뿐만 아니라 이를 통해 최대우도추정법으로 모수를 추정할 수 있다는 것이다. 포아송 로그-이중선형 모형은 기존의 전통적 LC 모형의 장점은 그대로 계승하면서도 이의 등분산성 가정의 문제점을 보완할 뿐만 아니라 최대우도값을 제시함으로써 베이즈 정보기준(Bayes information criterion; BIC)을 이용하여 모형간 적합도를 비교해 볼 수 있다는 장점이 있다.

사망률의 예측을 위해 본 논문에서 사용하는 데이터는 통계청에서 제공하는 연령 및 성별 사망자수와 추계인구이다. 사망자수는 1983년부터 집계되어 있고 89세까지 각 연령별 사망자수를 확인할 수 있다. 고연령의 경우 90세 이상의 사망자수로 단일하게 분류되어 있다. 연령 및 성별 추계인구는 1960년부터 집계되어 있으나 연령별 분류가 단일하게 이루어지고 있지 않다. 즉, 1999년까지는 0세에서 79세까지의 연령별 인구와 80세 이상의 인구로, 2000년부터 2005년까지는 0-94세 및 95세 이상의 인구로, 그리고 그 이후부터는 0-99세 및 100세 이상 인구수로 분류되어 있는 것이다. 따라서 본 논문에서는 1983년부터 2012년까지 0세부터 79세까지의 연령 및 성별 사망자수와 추계인구로 자료를 제한하였다. 80세 이상의 고연령에 대해서는 고펜퍼츠(Gompertz) 보외법을 사용하여 사망률을 추정한다.

사망률 개선의 효과를 살펴보기 위해 본 논문에서는 종신보험과 60세부터 연금이 개시되는 거치 종신연금을 설정하였다. 종신보험의 사망보험금은 1원이고, 보험료 납입은 종신 평균납입을 가정하였다. 거치연금의 경우 연금가입자의 연령에 상관없이 60세부터 매년 초 1원이 지급되는 기시급 종신연금으로 보험료는 10년 평균납입으로 정하였다. 이후 사망률 개선효과를 반영하지 않은 기존 생명표를 이용하여 보험료와 책임준비금을 계산하는 경우, 그리고 보험료는 기존 생명표를 이용하여 산출하되 책임준비금은 사망률 개선효과를 반영한 생명표를 이용하여 계산하는 경우, 마지막으로 사망률 개선효과를 반영한 생명표에 기반하여 보험료와 책임준비금을 산출하는 경우를 비교함으로써 사망률의 개선효과가 책임준비금의 평가에 미치는

영향을 분석해 보도록 한다.

### 3. 보험 포트폴리오의 구성

자산포트폴리오 이론의 보험산업에의 적용은 매우 오래전부터 이루어진 것으로 파악된다. 이미 1970년대 중반 19개 손해보험종목의 보험영업수익과 투자영업수익에 관한 데이터를 이용, 최적 자산포트폴리오 이론을 바탕으로 보험종목 운영에 관한 시사점을 제시하고 있는 연구(Kahane and Nye, 1975)가 발견된다. 이후 최적 포트폴리오 이론에 보험사의 파산가능성 및 효용함수를 추가한 모형(Cummins and Nye, 1981), 책임준비금의 변화에 따른 위험이 포함된 보다 일반화된 모형(Rene, 2001) 등 다양한 제약조건 하에서의 최적화를 위한 연구가 이루어져 왔다. 국내 연구로는 보험사 자금흐름의 불확실성을 반영한 수익률 극대화 포트폴리오 모형을 제시한 연구 (홍봉영·양서영, 2000), 보험사 자산 포트폴리오의 다각화를 자산운용, 산업별 그리고 대출포트폴리오 다각화로 구분하여 측정하고 자산 포트폴리오의 다각화가 수익성과 효율성 그리고 리스크에 미치는 영향을 분석한 연구 (김희창, 2014), 그리고 RBC 조건을 고려했을 때 무위험자산과 위험자산 그리고 재보험 비중을 보험회사의 가용자본 정도와 위험회피계수에 따라 분석한 연구 (최창희, 2014) 등이 있다.

상기의 연구들은 보험사의 자산 포트폴리오 최적화에 초점을 맞추고 있는 것에 반해 다른 한편에서는 보험영업의 측면에서 최적화 문제를 논하는 접근이 있다. 원수보험과 재보험 수재로 구성되는 포트폴리오의 수익과 위험개선을 고찰한 연구 (홍순구, 2002), 국내 손해보험산업의 최적 사업 포트폴리오를 위한 보험종목별 비중을 살펴본 연구 (조명수·오태형, 2012), 변액연금과 지수연동형 연금의 포트폴리오 구성에 따른 리스크 감소효과를 분석한 연구 (이정민 등, 2015) 등이 바로 그것이다.

본 논문에서는 단기수출보험 사례에 Markowitz의 포트폴리오 선택이론 (Markowitz, 1952)을 적용하여 리스크의 분산효과(diversification)를 살펴본다. Markowitz는 수익률의 평균과 수익률의 표준편차로 표현되는 리스크의 관점에서 가장 효율적인 포트폴리오를 결정한다. 다시 말해 어떤 주어진 기대수익률에 대해

리스크를 최소화하거나 또는 감당할 수 있는 리스크가 주어졌을 때 최고 기대수익률을 나타내는 포트폴리오를 찾는 것이다. 투자자는 자신의 위험회피정도에 따라 포트폴리오를 구성하는 각 자산의 비중을 조정함으로써 기대수익률은 높지만 리스크 역시 높은 효율적 포트폴리오를, 또는 반대로 리스크는 낮지만 기대수익률 역시 낮은 효율적 포트폴리오를 선택할 수 있다.

본 논문은 단기수출보험의 손해율에 영향을 미치는 각 위험요소에 Markowitz 포트폴리오 선택 이론을 적용한다. 다시 말해 각 위험요소의 수준(level)별 비중을 조정함으로써 단기수출보험의 리스크, 즉 손해율의 변동성을 감소시킬 수 있는 가능성을 확인하는 것이다. 또한 동일한 분석틀을 단기수출보험과 일반보험에 확대 적용함으로써 단기수출보험의 인수에 따른 일반보험의 리스크 분산효과를 분석한다. 이를 위해 본 논문에서는 2004년부터 2013년 동안 수출대상지역, 수출업종, 수출기업의 규모 그리고 수출보험의 판매형태에 따라 단기수출보험의 보험인수총액, 보험료 총액, 지급보험금 총액, 회수금 총액, 실질손해율이 제시되어 있는 자료를 사용한다. 일반보험의 경우 동일항목을 금융감독원 금융통계정보시스템이 제공하는 데이터로부터 확인할 수 있다.

#### 4. 투자손익의 보험종목별 배분

보험사의 투자손익 배분과 관련한 선행연구는 거의 찾아보기 힘든 상황이다. 이는 각 국가별로 보험종목별 투자손익 배분의 필요성이 다르기 때문인 것으로 여겨진다. 예를 들어 독일은 보험사가 다양한 보험종목을 운영하는 것을 규제하고 있어 투자손익을 보험종목별로 구분해야 할 필요가 없다. 반면 영국, 호주 그리고 일본의 경우 손해보험사는 자동차보험과 일반보험 등 다양한 보험종목을 영업하고 있음에도 불구하고 투자손익 배분과 관련한 어떠한 감독규정도 존재하지 않는다. 본 논문을 위한 사전조사에서는 오직 미국만이 우리나라와 유사한 감독규정을 지니고 있을 뿐이다.

미국의 경우 보험종목별 투자손익 배분의 문제는 손해보험산업의 수익성과 적정 보험요율에 관한 논쟁으로부터 대두되었다. 보험요율의 결정에 보험사의 투자수익을 감안해야 하는지의 여부가 논쟁의 핵심으로 투자수익의 상당 부분은 보험계약자

가 선납한 보험료의 운용으로부터 발생하므로 이를 보험료 결정에 반영하지 않을 경우 보험사는 적정 수익을 넘는 지나친 초과수익을 누리게 된다는 것이다. 결국 1969년 뉴저지법원의 판결을 필두로 보험감독기관인 보험감독관협의회(National Association of Insurance Commissioners: NAIC)에서는 보험수익률 및 보험요율의 결정 시 모든 자원으로 부터 발생한 수입을 고려하도록 결정하고 보험종목별로 사업비와 투자수익 그리고 잉여금을 보험종목별로 배분한 통계표(Insurance Expense Exhibit; IEE)를 제출하도록 하였다. 구체적인 배분과정은 Feldblum (1997)에서 확인할 수 있다.

국내의 경우 보험사 수익의 일부를 보험계약자에게 환원하는 계약자배당을 이론적으로 고찰한 연구 (김성재, 1989; 이경룡, 1990), 보험사 적정 수익률의 결정에의 자본자산가격이론(Capital Asset Pricing Model: CAPM) 적용 가능성 (이경룡, 1984) 등 보험사 기업단위의 수익률에 초점을 둔 선행연구들이 있다. 반면 보험종목별 수익률 산출을 통해 손해보험산업의 적정수익률을 결정하고자 하는 시도(김동훈·이기형, 2002) 그리고 자동차보험산업의 적자 여부에 관한 연구 (이원돈, 2008) 등 보험종목별 수익성을 고찰한 연구도 존재한다. 그러나 상기의 연구들은 투자수익을 종목별로 배분하지 않은 채 전체 기대투자수익률을 사용하거나 혹은 금융감독원이 제시하고 있는 책임준비금 구성비 방식, 즉 책임준비금의 비중을 이용하여 단순히 종목별로 배분하는 방식에 의존하는 등 아직까지 리스크를 감안한 투자수익 배분방식을 논하고 있는 연구는 발견되지 않고 있다.

본 논문에서는 보험사의 리스크를 감안한 투자수익 배분방식을 제시한다. 이를 위해 투자수익 배분 시 고려해야 할 사안으로 투자수익과 보험영업손익, 책임준비금, 그리고 지급여력제도로 매개되는 자산운용리스크 간의 유기적 관계에 초점을 맞춘다. 이후 금융감독원 금융통계정보시스템이 제공하고 있는 국내 일반손해보험사의 자료를 이용하여 현행 책임준비금 구성비 방식, 미국 NAIC 배분방식, 그리고 본 논문에서 제시하는 배분방식의 산출결과를 비교해 보도록 한다.

## 제2장 일반화선형모형과 수출보험 지급비율 추정

### 제1절 연구개요

수출보험은 수입자의 파산과 같은 신용위험 (credit/commercial risk)과 전쟁발발과 같은 비상위험 (political risk)으로 인해 수출기업이 손실을 입게 될 경우 이를 보상해주는 정책적 비영리 보험을 말한다. 수출보험은 정부의 역할을 강조하는 “동아시아 경제발전 모델”에서 수출증진을 위한 주요 정책수단의 하나이다. 제2차 세계대전 이후 일본을 필두로 한 한국, 대만 그리고 홍콩의 빠른 경제성장은 수출지향 산업정책과 이를 위한 정부의 강력한 시장개입을 특징으로 한다 (Johnson (1982), Amsden (1989), Wade (1990)). 이들의 경우 정부는 은행을 통한 금융지원, 산업보조금 지급 등 다양한 정책수단을 통해 수출기업을 지원하였다. 각국의 정부는 관세를 통해 해외경쟁으로부터 수출기업을 보호함과 동시에 수출보험을 이용하여 수출을 증진하고자 하였던 것이다. 한국의 경우 1969년 2월 대한재보험공사가 수출보험업무를 개시한 이래 수출증진과 국내 경제성장에 긍정적인 역할을 해 왔다고 평가받고 있다 (이인주, 이은재 (2000), 정창근, 김광서 (2011), 신용도, 김희국 (2011), 김희국 (2012)). 그러나 다른 한편으로는 만성적인 보험수지 적자의 문제와 더불어 수출보험요율의 개선에 대한 필요성 등 다양한 측면에서 수출보험의 문제점이 지속적으로 제기되고 있는 것 역시 사실이다 (박진근, 신동천 (2000), 박진근 (2002)).

본 장에서는 일반화선형모형을 이용하여 수출보험이 내포하고 있는 각 위험요소의 등급별 지급비율을 추정하고자 한다. 이를 위해 수출보험 사고 데이터를 사고빈도(frequency)와 사고심도(severity)로 나누어 일반화 선형모형으로 사고발생률의 기댓값과 지급비율의 기댓값을 각각 추정한 후 이를 결합하여 최종적인 지급비율의 기댓값을 추정한다 (Holler, Sommer and Trahair, 1999). 본 장의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 일반화 선형모형과 이를 이용한 지급비율의 계산방법에 관한 설명을 제시한다. 이후 3절에서는 통계분석에 사용되는 데이터를 소개하고, 수출보험이 지

니고 있는 위험요소별로 보험사고에 대한 기초통계량(descriptive statistics)을 살펴본다. 4절에서는 모형선택의 과정을 거쳐 사고빈도 및 사고심도의 일반화 선형모형으로 각각 포아송분포와 로그노말분포를 선택한다. 그리고 각 모형에 대한 분석결과를 이용하여 사고빈도와 사고심도에 대한 각 위험요소의 등급별 영향을 분석한 후 이로부터 지급비율 (보험가입금액 대비 보험금 지급비율)을 추정한다. 이렇게 얻어진 지급비율은 보험실무에서 언급하는 보험요율과 밀접한 관계가 있지만 보험요율 자체는 아니다. 지급비율은 기댓값의 개념으로 실제 요율산출 종사자들은 여기에 안전할증 (risk premium)을 감안하여 다양한 방식으로 여러 다른 보험상품의 요율을 결정하기 때문이다 (Murphy, Brockman and Lee, 2000). 마지막으로 본 장의 결과를 요약하고 그 의의와 한계, 향후 개선방향에 대한 논의를 제시한다.

## 제2절 일반화선형모형과 지급비율

### 1. 일반화선형모형

전통적 선형모형에서는 반응변수와 설명변수간 다음의 관계를 가정한다.

$$y_i = x_i' \beta + \epsilon_i . \quad (2.2.1)$$

여기서  $x_i'$ 는 설명변수로 이루어진 행 벡터이고  $\beta$ 는 설명변수들의 계수로 이루어진 벡터로 최소제곱법으로 추정된다. 오차항으로 불리우는  $\epsilon_i$ 는 상호 독립이고, 평균이 0, 분산이 상수  $\sigma^2$ 인 정규분포를 따르는 것으로 가정한다. 따라서 전통적 선형모형은  $i$ 번째 관측치의 설명변수 행 벡터  $x_i'$ 가 주어졌을 때 반응변수의 조건부기댓값을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$[y_i | x_i] = \mu_i = x_i' \beta . \quad (2.2.2)$$

나아가 오차항  $\epsilon$ 에 대한 정규분포 가정은 반응변수의 분포를 결정한다. 즉, 설명변수가 주어졌을 때 반응변수  $y$ 의 분포는 정규분포를 따른다는 것이다.

$$|x_i \sim (x_i' \beta, \sigma^2) . \quad (2.2.3)$$

이러한 전통적 선형모형은 다양한 분야의 통계분석에서 사용되어 왔지만 정규분포에 대한 가정과 등분산(homoskedasticity) 가정은 전통적 선형모형이 적용될 수 있는 경우를 제한하게 된다. 한 예로 반응변수가 어떤 사건의 발생건수를 나타내는 이산형 변수이거나 어떤 사건이 발생할 확률일 경우 전통적 선형모형을 이용하기에는 어려움이 있다.

일반화선형모형은 전통적 선형모형을 확장시킨 것으로 비정규성 데이터 분석에 적합하다고 평가된다. 일반화선형모형은 크게 세 가지 요소로 구성되어 있는데 첫째, 전통적 선형모형에서와 마찬가지로

$$\eta_i = x_i' \beta , \quad (2.2.4)$$

와 같이 선형관계로 표현되는 부분 (systematic component)이다. 둘째, 연결함수(link function)라 불리는, 미분가능한 단조함수  $g$ 는 반응변수의 기댓값  $\mu_i$ 가 설명변수들과 어떠한 관계에 있는지를 결정한다. 즉,

$$g(\mu_i) = x_i' \beta , \quad (2.2.5)$$

으로 표현된다. 전통적 선형모형은  $g(x) = x$ 인 항등함수로 연결되는, 일반화선형모형의 한 특수한 형태로 볼 수 있다. 연결함수는 반응변수의 분포에 따라 로그함수, 역수함수 등 다양하게 나타난다. 한 예로 이후 살펴보겠지만 반응변수가 포아송분포인 경우 연결함수로는 일반적으로 로그함수가 사용된다. 일반화선형모형의 마지막 요소는 확률적 요소 (random component)로 반응변수는 지수족 (exponential family)의 분포에 속한다는 것이다. 지수족 분포는 확률밀도함수가

$$f(y) = c(y, \phi) \exp \left\{ \frac{y\theta - a(\theta)}{\phi} \right\} , \quad (2.2.6)$$

의 형태를 갖는 분포를 일컫는데 여기서 모수  $\theta$  와  $\phi$ 는 각각 정준모수 (canonical parameter)와 산포모수(dispersion parameter)로 불리우는 상수이다.  $a(\theta)$ 와  $c(y, \phi)$ 의 형태에 따라 반응변수는 정규분포 이외에도 포아송분포, 음이항분포, 이항분포, 역가우시안분포, 감마분포 등 다양한 분포로 적합할 수 있다. 또한 이 경우 반응변수의 분산은  $i$ 번째 관측치의 비중 (weight)을  $w$ 라 할 때

$$ar(y_i) = \frac{\phi V(\mu_i)}{w_i}, \quad V(\mu_i) = \frac{\partial^2 a(\theta)}{\partial \theta^2}, \quad (2.2.7)$$

로 표현되는데 여기서 알 수 있는 것은 반응변수의 분산이 전통적 선형모형의 등분산성 가정과 달리 지수족 분포의 분산함수  $V$ 와 반응변수의 기대값  $\mu_i$ 에 의해 결정된다는 점이다.

일반화선형모형에서는 반응변수의 분포에 따라  $a(\theta)$ 를 선택한 후 최대우도법 (maximum likelihood estimation: MLE)을 통해 설명변수들의 계수인 식 (2.2.5)의  $\beta$ 와 산포모수  $\phi$ 를 추정한다.

$$l(\beta, \phi) = \sum_{i=1}^n \ln f(y_i; \beta, \phi) = \sum_{i=1}^n \left\{ \ln c(y_i, \phi) + \frac{y_i \theta_i - a(\theta_i)}{\phi} \right\}. \quad (2.2.8)$$

항등함수를 연결함수로 갖는 정규분포와 같은 경우를 제외하고는 보통 식 (2.2.8)의 최대화를 위한 제1계조건 (first-order condition)을 직접 풀기는 매우 어렵다. 따라서 뉴턴-랩슨 방법이나 피셔 스코어링 등 수치적인 반복적 계산방법을 통해 추정치를 계산한다. 예를 들어 SAS의 경우 PROC GENMOD에서는 뉴턴-랩슨 방법 (Newton-Raphson method)을 사용하여 식 (2.2.8)의 테일러 급수의 2차 근사식이 최대값을 갖도록 모수  $\beta$ 를 변경해 가는 과정을 반복하게 되는데 이때 모수  $\beta$ 가 수렴하는 값을 MLE의 추정치로 제공한다. 반면 PROC LOGISTIC에서는 PROC GENMOD와 유사하게 반복적 계산방법으로 MLE 추정치를 제시하되 이 과정에서 피셔 스코어링 (Fisher scoring)을 사용한 추정치를 제시한다.

일반화선형모형에 대해 추가적으로 알아두어야 할 사항은 이탈도 (deviance)와 잔차 (residual)이다. 이탈도는 모형의 적합성을 평가하는 하나의 방법으로, 포화모

형 (saturated model)의 로그우도와 적합모형의 로그우도 최대값의 차이로 정의된다. 즉,  $\tilde{l}$ 를 이탈도,  $\hat{l}$ 를 포화모형의 로그우도값, 그리고 적합모형의 로그우도 최대값을  $\hat{l}$ 이라 할 때

$$\Delta = 2(\tilde{l} - \hat{l}), \quad (2.2.9)$$

로 정의된다. 지수족의 경우 이탈도는

$$\Delta = 2 \sum_{i=1}^n \left\{ y_i(\theta_i - \hat{\theta}_i) - a(\tilde{\theta}_i) + a(\hat{\theta}_i) \right\} / \phi, \quad (2.2.10)$$

이다. 이탈도가 크다는 것은 모형적합이 잘 이루어지지 않았다는 것을 나타낸다. 이탈도는 적합된 모형이 정확하고 관측치의 수  $n$ 이 크다고 가정할 때 자유도가  $n - q$  ( $q$ 는 설명변수의 수)인 카이제곱 분포에 근사한다 (Dobson, 2002). 이탈도의 기댓값은  $n - q$ 이고 자유도  $n - q$ 로 나눈 이탈도로 평가하는 것이 전형적인 방법이다 (De Jong and Heller, 2008).

잔차는 선택된 통계모형이 데이터에 적합한지의 여부와 이상치 (outlier)의 존재 여부를 통계적으로 판별하는데 이용되는 통계량으로 전통적 선형회귀 모형의 잔차와 동일한 개념이라 할 수 있겠다. 그러나 잔차값을 직접 이용할 경우 분석자가 임의적으로 독립변수를 추가 혹은 삭제함으로써 조정이 가능하다. 따라서 보다 객관적인 판단기준이 필요한데 AIC (Akaike's Information Criterion)와 BIC (Bayesian Information Criterion)이 바로 그것이다.

AIC와 BIC는  $\hat{l}$ 을 최대우도값,  $n$ 을 데이터가 지닌 총 관측치의 개수, 그리고  $q$ 를 설명변수의 개수라 할 때 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} AIC &= -2 \ln L + 2q, \\ BIC &= -2 \ln L + q \ln(n). \end{aligned} \quad (2.2.11)$$

이 정의에 따르면 설명변수의 개수를 증가시켜 잔차를 줄이려 할 때 이에 대한 불이익을 부과함을 알 수 있다. 따라서 AIC와 BIC의 값이 작을수록 더 선호되는 모

형이다. 본 장에서는 4절에서 모형을 비교할 때 통계분석의 결과와 더불어 이탈도 및 AIC와 BIC를 비교함으로써 더 적합한 모형을 선택하고자 하였다.

## 2. 일반화 선형모형을 이용한 지급비율 추정방법

지급비율은 보험가입금액 대비 지급보험금액의 비율을 의미한다. 이 지급비율을 식 (2.2.12)에서처럼 두 인수(factor)의 곱으로 나타낸 것은 사고빈도와 사고심도가 지급비율에 미치는 영향을 구분하고 GLM 모형을 각각 설정하여 추정하기 위해서이다. 이로써 사고빈도와 사고심도에 영향을 주는 요인이 다를 때에도 분석을 시행할 수 있다는 장점이 있다. 또한 동일한 설명변수로 사고빈도와 사고심도를 분석할 경우 이 설명변수들이 사고빈도와 심도에 미치는 영향을 보다 정확하게 파악할 수 있다. 이로써 사고빈도와 사고심도의 데이터에 보다 적합한 모형을 추정해 볼 수 있다.

식 (2.2.12)의 가장 오른쪽 부분에서 첫 번째 인수는 계약건당 사고발생 건수를 의미하고 분자인 사고건수는 사고빈도를 나타낸다. 두 번째 인수는 계약건당 보험가입금액 대비 사고건당 지급보험금으로 분자인 사고건당 지급보험금액은 사고심도를 나타낸다. 그래서 사고빈도와 사고심도를 GLM 모형으로 각각 추정하려 한다.

$$\text{지급비율} = \frac{\text{지급보험금액}}{\text{보험가입금액}} = \frac{\text{사고건수}}{\text{계약건수}} \times \frac{\frac{\text{지급보험금액}}{\text{사고건수}}}{\frac{\text{보험가입금액}}{\text{계약건수}}} \quad (2.2.12)$$

사고빈도를 GLM으로 분석할 때 사고건수를 종속변수로 하고 계약건수를 오프셋으로 설정하여 모형화하면 계약당 사고발생 비율의 기댓값을 추정할 수 있다. 또한 사고심도를 GLM으로 분석할 때 사고건당 지급보험금을 종속변수로 하고 계약당 가입금액을 오프셋으로 설정하여 분석하면 계약당 보험가입금액 대비 사고당 지급보험금액의 비율의 기댓값을 추정할 수 있다. 그래서, 두 가지 GLM 분석의 결과로 추정된 기댓값들을 곱함으로써 지급비율의 기댓값을 구할 수 있다.

이제 추정 절차에 대하여 간략히 논하여 보자. 수출보험과 관련한 각 위험요소(설명변수)의 등급별로 지급비율을 추정하기 위해 먼저 데이터의 수집 이후 위험요

소를 범주형 변수로 바꾸는 작업이 선행된다. 이후 일반화선형모형으로 사고빈도와 사고심도를 확률분포에 적합하는 단계를 거친다. 일반화선형모형의 장점이 바로 이 단계에서 두드러지는데 정규분포에만 적합한 전통적 선형모형과는 달리 일반화선형모형은 사고빈도를 나타내기 위한 이산형 확률분포와 사고심도를 나타내기 위한 연속형 확률분포를 지수족 분포 중에서 선택할 수 있기 때문이다. 사고빈도의 경우 포아송분포와 음이항분포가 빈번히 선택되고 (Fu and Moncher (2000), Holler, Sommer and Trahair (1999)) 사고심도에는 감마분포 (Fu and Moncher 2000) 또는 로그노말분포 (Holler, Sommer and Trahair, 1999)가 이용된다.

사고빈도와 사고심도에 대한 모형이 선택되면 모수의 추정치를 이용하여 위험요소 (설명변수)의 등급별로 반응변수의 기댓값을 추정한다. 물론 이 과정에는 연결함수의 종류와 4절에서 설명될 오프셋의 설정여부를 고려해야 한다. 이에 대해서는 4절에서 보다 자세히 다루도록 한다. 예를 들어 만약 A와 B라는 두 위험요소 (설명변수)가 각각  $m$ 개와  $n$ 개의 등급 (level)으로 이루어진 범주형 변수라고 가정하면 각 위험요소의 등급에 따라 반응변수의 추정치를 표 2.1과 같은 교차등급형 (cross-classified) 형태로 나타낼 수 있다. 이 표의  $i$ 번째 행,  $j$ 번째 열의 원소  $\mu_{ij}$ 는 위험요소 (설명변수) A의  $i$ 등급과 또다른 위험요소 (설명변수) B의  $j$ 등급에 대한 반응변수의 기댓값을 나타낸다. 3절에서 보다 자세히 논의하겠지만 본 논문의 경우는 3개의 위험요소 (수입자의 신용등급, 결제기간, 모기업의 크기)를 모형의 설명변수로 사용하는데 그 중 하나의 위험요소 (모기업의 크기)는 단지 2개의 등급 (글로벌 기업, 기타 기업)만을 지닌 범주형 변수이기에 4절에서의 분석결과를 글로벌 기업의 경우와 기타 기업의 경우, 각각 2개의 표를 제시하게 된다.

<표 2.2.1> 수출보험 위험요소의 자료 형태

|   |          |   |   |            |       |     |
|---|----------|---|---|------------|-------|-----|
|   |          | B |   |            |       |     |
|   |          | 1 | 2 | ...        | $n-1$ | $n$ |
| A | 1        |   |   |            |       |     |
|   | $\vdots$ |   |   | $\mu_{ij}$ |       |     |
|   | $m$      |   |   |            |       |     |

사고빈도와 사고심도의 반응변수의 기댓값을 각각 계산하여 <표 2.2.1>의 형태로 나타낸 후 사고빈도의 반응변수의 기댓값과 이에 대응하는 사고심도의 반응변수의 기댓값을 곱함으로써 최종적으로 지급비율의 기댓값을 얻는다. 이처럼 일반화

선형모형은 보험데이터를 분석함에 있어 사고빈도와 사고심도를 구분하고 이에 적합한 확률분포로 모형화함으로써 보다 정교한 분석을 가능케 해준다. 4절에서는 본 절에서 제시된 방법과 진행에 맞춰 일반화 선형모형을 이용한 분석을 실시하고 식 (2.2.1)을 이용하여 지급비율의 기댓값을 추정한다.

### 제3절 데이터의 분석

본 장에서 사용하는 데이터는 2007년 7월부터 2012년 6월까지 5년 동안 국내 수출기업의 해외법인이 체결한 단기수출보험 계약에 관한 자료로 총 831개의 유효 관측치로 이루어져 있다. 단기수출보험은 수출보험 중 결제기간이 2년 내의 수출계약에 대한 보험을 일컫는다. 단기수출보험의 요율에서 나타나는 가장 큰 특징은 결제기간, 결제조건 그리고 수입자의 신용등급의 3가지 변수에 의해 차등화 되어 있는 기본요율과 보험 계약시 해외법인과의 협상으로 결정되는 특별할인/할증으로 이원화 되어 있다는 점이다 (박진근, 2002). 수출보험이 담보하는 신용위험 (수입자의 파산, 결제지연 등)과 비상위험 (수입국의 전쟁 발발, 환거래 제한 등) 중 기본요율은 신용위험과 연관되어 있는 것으로 보인다.

본 장의 데이터에는 기본요율의 차등화 요소인 결제기간, 결제조건, 수입자의 신용등급과 더불어 국내 모기업의 크기에 대한 또 다른 범주형 자료가 나타나 있다. 이 변수는 모기업의 크기를 단순히 글로벌 기업인지 아닌지를 나타내는 두 가지 등급으로만 구성되어 있다. 데이터는 이 4가지 변수와 함께 원화로 표시된 가입보험 금액, 사고발생건수, 지급보험금 및 회수금 등의 자료가 추가되어 있다. 이 데이터를 잠재적 설명변수인 결제조건, 결제기간, 수입자의 신용등급, 그리고 모기업의 크기별로 요약한 것이 <표 2.3.1>-<표 2.3.4>이다. 이하에서는 이 표를 보다 구체적으로 살펴봄으로써 4절에서 제시되는 통계모형에 대한 사전적 정보를 제시하고자 한다.

<표 2.3.1> 결제조건별 통계

| 결제 조건 | 계약건수   | 경과계약건수  | 사고건수 | 원화표시          | 원화표시          |
|-------|--------|---------|------|---------------|---------------|
|       |        |         |      | 가입금액<br>(천 억) | 지급금액<br>(십 억) |
| D/A   | 325935 | 57616.8 | 1049 | 3064.86       | 338.50        |
| D/P   | 1315   | 1249.9  | 1    | 0.15          | 0             |
| L/C   | 9199   | 1884.3  | 2    | 56.07         | 0             |
| 합계    | 336449 | 60751.0 | 1052 | 3121.08       | 338.50        |

<표 2.3.1>은 결제방식에 따른 데이터의 분류이다. 결제방식은 3가지로 분류되어 있는데 이를 다시 크게 신용장 결제방식 (Letter of Credit, 이하 L/C)과 추심결제방식으로 나누어 볼 수 있다. 신용장이란 은행이 수입자와 수출자의 중간에서 수출자가 신용장에 명시된 조건을 만족하면 은행이 대금지급을 보장하는 결제방식을 말한다. 반면 추심결제방식은 수입자가 신용장을 개설하지 않아도 수출자가 수입자에게 신용을 제공하는 것으로 이는 다시 운송서류의 인도조건에 따라 인수도조건 (Document against Acceptance, 이하 D/A)과 지급도조건 (Document against Payment, 이하 D/P)으로 나뉜다. 이에 대한 구체적인 사항은 한국무역보험공사 홈페이지의 무역보험용어집을 참고하기 바란다.

<표 2.3.1>에 따르면 D/A가 해외법인의 단기수출계약에서 압도적인 비중 (96.88%)을 차지하고 있음을 알 수 있다. L/C와 D/P에 해당하는 관측치의 경우는 4절에서 이루어질 통계분석에서 제외시켰다. 그 이유는 첫째, 두 결제조건의 경우 사고건수가 너무 적어 결제조건별 사고빈도 분석에 통계적 유의성을 확보하기 어렵기 때문이다. 또한 사고건수의 부족은 사고심도의 분석에도 영향을 미쳐 유의한 분석과 해석을 어렵게 한다. 둘째, 특히 L/C의 경우 다른 위험요소인 수입자 신용등급의 등급에 있어 나머지 다른 결제조건과는 다른 기준을 사용하여 분석의 일관성을 유지하기가 어려웠다. 이에 결제조건은 본 장의 통계모형의 설명변수에 포함되지 않는다.

<표 2.3.2> 결제기간별 통계

| 결제기간   | 계약건수   | 경과계약<br>건수 | 사고건수 | 원화표시<br>가입금액<br>(천 억) | 원화표시<br>지급금액<br>(십 억) |
|--------|--------|------------|------|-----------------------|-----------------------|
| 30     | 135315 | 11999.86   | 358  | 1235.93               | 47.38                 |
| 60     | 118416 | 18930.51   | 336  | 1420.27               | 236.79                |
| 90     | 49731  | 12803.24   | 250  | 314.57                | 35.63                 |
| 120    | 12882  | 4056.85    | 75   | 73.36                 | 12.97                 |
| 150 이상 | 20126  | 12981.21   | 33   | 76.97                 | 5.71                  |
| 합계     | 336470 | 60771.67   | 1052 | 3121.10               | 338.48                |

수출대금의 결제기간은 360일까지는 30일 간격으로, 360일이 넘는 경우는 단일 등급 (level)으로 묶여있는, 총 12개 등급으로 이루어진 범주형 변수이다. 사고위험에의 노출정도를 보다 균등해 질 수 있도록 계약건수가 적은 150일 이상의 경우를 하나의 등급으로 통합해 총 5개의 등급으로 축소하였다. <표 2.3.2>는 이에 따른 결과를 보여준다.

<표 2.3.3>은 앞서 언급한 바와 같이 다른 신용등급 구분으로 표시되는 L/C를 제외한 나머지 자료 (즉, 결제조건이 D/A 또는 D/P)를 수입자의 신용등급에 따라 정리해 놓은 것이다. 수입자의 신용은 총 8개의 등급으로 구분되어 있는데 계약건수 대비 발생 사고건수로 비교해 보았을 때 신용등급이 높을수록 발생 사고비율이 낮은 것을 확인할 수 있다. 참고로 현행 수출보험의 포괄 기본요율은 이를 반영하여 신용등급이 낮을수록 높은 보험요율을 적용하고 있다.

<표 2.3.3> 수입자 신용등급별 요약 (D/A, D/P의 경우)

| 신용등급 | 계약건수   | 사고건수     | 사고건수/<br>계약건수<br>(%) | 원화표시<br>가입금액<br>(천 억) | 원화표시<br>지급금액<br>(십 억) |
|------|--------|----------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| A    | 19395  | 5        | 0.0258               | 600.27                | 49.66                 |
| B    | 30374  | 21       | 0.0691               | 499.24                | 153.75                |
| C    | 62620  | 57       | 0.0910               | 569.58                | 22.50                 |
| D    | 62217  | 85       | 0.1366               | 508.55                | 37.13                 |
| E    | 58165  | 63       | 0.1083               | 284.20                | 20.05                 |
| F    | 57316  | 87       | 0.1518               | 208.86                | 12.11                 |
| G    | 35120  | 633      | 1.8024               | 372.93                | 39.89                 |
| R    | 2064   | 99       | 4.7965               | 21.38                 | 3.40                  |
| 합계   | 327271 | 58887.33 | 0.3208               | 3065.01               | 338.48                |

자료에서 나타나는 가장 큰 특징은 해외법인의 국내 모기업의 크기에 따른 비교이다. 데이터에는 해외법인의 모기업이 유수의 글로벌 대기업인지의 여부만을 나타낸 변수가 있다. 데이터 자체에는 “글로벌 기업”이라는 표현을 사용하고 있지 않으나 약 20개의 자료대상 모기업들 중 해외법인의 수가 50개가 넘는 기업들을 글로벌 기업으로 나타내었다. <표 2.3.4>는 이에 따라 여러 가지 지표에 대해 정리해 놓은 것으로 글로벌 기업은 계약건수, 사고건수 그리고 보험금 지급금액에 있어 각각 61%, 82%, 97%를 차지하는 등 한국 단기수출보험에 있어 압도적 비중을 차지하고 있다. 글로벌 기업들은 그 성격상 해외법인의 수가 많으므로 상대적으로 위험노출 정도가 크다 하겠다. 그러나 계약건수 대비 사고건수의 비율은 글로벌 기업과 기타 기업의 경우 각각 0.419%와 0.146%로 사고빈도에서 글로벌 기업과 기타 기업의 차이가 두드러짐을 확인할 수 있다.

<표 2.3.4> 글로벌 기업의 비중

| 국내 모기업 | 계약건수   | 경과계약<br>건수 | 사고건수 | 원화표시<br>가입금액<br>(천 억) | 원화표시<br>지급금액<br>(십 억) |
|--------|--------|------------|------|-----------------------|-----------------------|
| 글로벌 기업 | 205320 | 34149.42   | 860  | 2612.61               | 327.14                |
| 기타     | 131150 | 26622.25   | 192  | 508.47                | 11.36                 |
| 합계     | 336470 | 60771.67   | 1052 | 3121.08               | 338.50                |

## 제4절 일반화 선형모형을 이용한 분석

3절에서 수출보험에서의 위험요소를 결제조건, 결제기간, 수입자의 신용등급 그리고 모기업의 크기로 구분하였다. 이 절에서는 이 4가지 요소 중 결제조건을 제외한 나머지 위험요소를 설명변수로 일반화 선형모형을 이용, 사고빈도 및 사고심도에 대해 각각 통계분석을 실시한 결과를 제시한다. 또한 제시된 모수 추정치를 바탕으로 반응변수인 사고빈도와 사고심도의 기댓값, 그리고 위험요소별로 기준등급에 대한 각 등급의 상대도를 제시한다. 본 논문에서는 이를 위해 SAS 9.2를 사용하였다. SAS 9.2에서는 반응변수의 분포를 지정해주면 기본설정으로 이에 대응하는 연결함수를 찾아주나 옵션에서 분석모형에 맞는 연결함수를 직접 설정할 수 있다. 또한 사고건수를 모형화할 때 위험에 노출된 정도(exposure)를 보정해 주기 위해 오프셋이라는 선택사항을 추가할 수 있다.

### 1. 사고빈도

보험자료의 경우 반응변수가 사고빈도일 때 포아송분포 또는 음이항분포가 자주 이용된다. 본 논문의 경우 이 두 분포 각각에 대해 분석을 시행하고 이 중 보다 적합한 모형을 선택하였다. 포아송 모형과 음이항 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\sim \text{NB}(\mu_i), \quad \ln E[\text{사고건수}] = x'\beta + \ln(\text{계약건수}) . \quad (2.41)$$

반응변수  $y$ 는 사고빈도로 포아송분포 또는 음이항분포로 적합되고, 행 벡터  $x'$ 는 설명변수로 구성되어 있다. 연결함수  $g$ 로는 로그함수를 사용하였다. 위험노출을 보정하기 위한 오프셋으로는 계약건수의 로그값을 설정한다. 오프셋을 설정함으로써 반응변수는 보험계약당 예상되는 사고비율로 해석이 가능하다.

다음은 각 모형의 분석결과이다. 포아송 모형의 경우 수입자 신용등급과 모기업의 크기는 두 모형의 경우 모두 통계적으로 유의한 설명변수로 나타난다. 특히 수

입자 신용등급의 경우 각 등급별 유의확률이 매우 작아 등급간 구분이 매우 잘 이루어졌음을 알 수 있다. 결제기간의 경우 두 모형에서 차이를 나타낸다. 포아송 모형의 경우 30일 이하와 30-60일 등급은 통계적 유의성이 떨어지나 다른 등급의 경우는 매우 작은 유의확률을 나타내었다. 150일 이상의 결제기간 등급을 보다 세분화 해 보았지만 크게 향상된 모형을 얻지는 못하였다. 또한 현행 포괄 기본요율에서처럼 결제기간 및 수입자의 신용등급만을 설명변수로 설정한 모형을 분석해 보았으나 AIC와 BIC가 각각 1432.86에서 1519.07로, 1490.07에서 1571.88로 증가하여 보다 적합하지 않은 것으로 나타났다. 데이터를 모기업의 크기에 따라 나누어 각각에 대해 분석을 실시해 보기도 하였으나 기타 기업의 경우 수입자 신용등급 A와 R에 해당하는 사고건수가 존재하지 않아 통계분석이 불가능하였다.

<표 2.4.1>은 음이항 모형의 분석결과이다. 표로부터 알 수 있듯 음이항 모형 역시 포아송 모형과 유사한 결과를 나타낸다. 한 가지 두드러진 차이는 음이항 모형의 경우 결제기간은 120일을 제외한 모든 등급에서 통계적 유의성을 찾기 어렵다는 점이다. 포아송 모형의 경우와 마찬가지로 150일 이상의 결제기간 등급을 보다 세분화 해 보았지만 크게 향상된 모형을 얻지는 못하였다. 또한 현행 포괄 기본요율에서처럼 결제기간 및 수입자의 신용등급만을 설명변수로 설정한 모형을 분석해 보았으나 AIC와 BIC가 각각 1175.38에서 1190.99로, 1236.96에서 1248.17로 증가하였다. 본 장에서는 단기수출보험의 사고빈도 모형으로 음이항 모형을 선택한다. 비록 음이항 모형의 경우 결제기간의 수준별 유의확률이 포아송 모형의 그것에 비해 크지만 이탈도를 비교해 볼 때 음이항 모형이 더 적합한 모형이라고 판단되기 때문이다 (<표 2.4.2> 참조). 또한 포아송 모형의 분석 시 산포모수의 추정치를 확인한 결과 1.2411이 나와 과대산포에 대한 우려가 있기 때문이다.

<표 2.4.1> 사고빈도에 대한 음이항 모형

| 모수          | 추정치     | 표준오차    | 카이제곱   | 유의확률   |        |
|-------------|---------|---------|--------|--------|--------|
| 절편          | -3.4043 | 0.3033  | 126.02 | <.0001 |        |
| 수입자<br>신용등급 | A       | -5.3996 | 0.5245 | 105.97 | <.0001 |
|             | B       | -4.3324 | 0.3491 | 154.03 | <.0001 |
|             | C       | -4.0154 | 0.2962 | 183.74 | <.0001 |
|             | D       | -3.8378 | 0.2867 | 179.23 | <.0001 |
|             | E       | -3.9523 | 0.2959 | 178.42 | <.0001 |
|             | F       | -3.7211 | 0.2846 | 170.96 | <.0001 |
|             | G       | -1.2898 | 0.2505 | 26.51  | <.0001 |
|             | R       | 0       | 0      | .      | .      |
| 결제기간        | 30      | -0.0764 | 0.2691 | 0.08   | 0.7765 |
|             | 60      | 0.2426  | 0.2669 | 0.83   | 0.3634 |
|             | 90      | 0.3367  | 0.2739 | 1.51   | 0.2189 |
|             | 120     | 0.8774  | 0.305  | 8.28   | 0.004  |
|             | 150 이상  | 0       | 0      | .      | .      |
| 모기업 지위      | 글로벌     | 0.6787  | 0.16   | 17.99  | <.0001 |
|             | 기타      | 0       | 0      | .      | .      |

<표 2.4.2> 포아송분포와 음이항분포 모형의 적합도 비교

|           | 포아송분포  | 음이항분포  |
|-----------|--------|--------|
| 이탈도 / 자유도 | 1.5385 | 0.6674 |

<표 2.4.3>과 <표 2.4.4>는 <표 2.4.1>의 결과를 바탕으로 산출된 보험계약당 사고발생 비율의 추정치를 모기업의 크기별로 나타낸 것이다. 연결함수로 로그함수를 사용하기에 모수 추정치는 승수효과를 지니게 된다. 따라서 이에 대한 해석에 도움이 되도록 위험요소별 등급간 상대도를 추가하였다. 예를 들어 결제기간과 모기업의 크기가 동일할 경우 수입자 신용등급 A의 계약건당 사고발생 비율은 기준 등급 R의 사고발생 비율의 약  $0.0045(= e^{5.3996})$ 배라는 것이다. 마찬가지로 다른 조건이 동일할 때 글로벌 기업의 경우 기타 기업에 비해 사고발생 비율이 평균적으로 약  $1.97(= e^{0.6787})$ 배 증가한다.

<표 2.4.3>과 <표 2.4.4>에 따르면 신용등급의 경우 E 등급을 제외하고는 신용등급이 낮을수록 사고발생 비율이 증가함을 알 수 있는데 이는 포괄 기본요율에서의 추세와 유사하다. 결제기간에 대한 결과는 그 해석이 간단하지 않다. 포괄 기본요율은 결제기간이 길수록 요율이 증가하는데 이는 사고발생 비율의 증가를 감안한 것이다. 그러나 분석결과에 따르면 결제기간이 가장 짧은 30일 미만인 경우 사고발

생 비율이 가장 작을 뿐, 다른 결제기간의 경우 가장 긴 150일 이상보다 사고발생 비율이 더 큰 것으로 나타난다. 반면 결제기간이 150일 미만일 경우에는 결제기간이 짧을수록 사고발생 비율이 감소하는 양의 상관관계가 확인된다. <표 2.4.1>에서 확인하였듯 결제기간의 등급별 통계적 유의성이 낮기에 이에 대한 해석에 주의할 필요가 있겠다.

<표 2.4.3> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고비율 추정치: 글로벌 기업

| 결제기간        |          | 30       | 60       | 90       | 120      | 150 이상   |
|-------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 수입자<br>신용등급 | 상대도      | 0.926446 | 1.274559 | 1.400319 | 2.404640 | 1.000000 |
| A           | 0.004518 | 0.000274 | 0.000377 | 0.000414 | 0.000712 | 0.000296 |
| B           | 0.013136 | 0.000797 | 0.001097 | 0.001205 | 0.002069 | 0.000860 |
| C           | 0.018036 | 0.001095 | 0.001506 | 0.001654 | 0.002841 | 0.001181 |
| D           | 0.021541 | 0.001307 | 0.001799 | 0.001976 | 0.003393 | 0.001411 |
| E           | 0.019210 | 0.001166 | 0.001604 | 0.001762 | 0.003026 | 0.001258 |
| F           | 0.024207 | 0.001469 | 0.002021 | 0.002221 | 0.003813 | 0.001586 |
| G           | 0.275326 | 0.016709 | 0.022988 | 0.025256 | 0.043369 | 0.018036 |
| R           | 1.000000 | 0.060689 | 0.083492 | 0.091731 | 0.157520 | 0.065507 |

<표 2.4.4> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고비율 추정치: 기타 기업

| 결제기간        |          | 30       | 60       | 90       | 120      | 150 이상   |
|-------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 수입자<br>신용등급 | 상대도      | 0.926446 | 1.274559 | 1.400319 | 2.404640 | 1.000000 |
| A           | 0.004518 | 0.000379 | 0.000537 | 0.000609 | 0.001663 | 0.000408 |
| B           | 0.013136 | 0.001102 | 0.001561 | 0.001771 | 0.004834 | 0.001187 |
| C           | 0.018036 | 0.001514 | 0.002144 | 0.002431 | 0.006637 | 0.001629 |
| D           | 0.021541 | 0.001808 | 0.002561 | 0.002904 | 0.007927 | 0.001946 |
| E           | 0.019210 | 0.001612 | 0.002284 | 0.002590 | 0.007070 | 0.001735 |
| F           | 0.024207 | 0.002032 | 0.002877 | 0.003263 | 0.008908 | 0.002187 |
| G           | 0.275326 | 0.023106 | 0.032727 | 0.037113 | 0.101321 | 0.024870 |
| R           | 1.000000 | 0.083923 | 0.118868 | 0.134798 | 0.368004 | 0.090329 |

## 2. 사고심도

일반적으로 보험산업에서 사고심도 모형으로는 감마분포 혹은 로그노말분포가

선택된다. 따라서 본 장에서는 두 분포에 대해 각각 분석을 시행, 그 중 최적의 모형을 선택하도록 하였다. 감마분포의 경우 연결함수로 일반적으로 많이 사용되는 로그함수를 선택하였다. 로그노말의 경우는 반응변수에 로그값을 취한 후 연결함수를 항등함수를 선택하여 전통적 선형모형과 동일한 형태로 분석한다. 역감마 (inverse gamma)분포나 Weibull분포를 고려해 볼 수도 있을 것이나 SAS GENMOD에서는 이러한 분포에 대한 분석을 제공하지 않는다. 역가우시안(inverse Gaussian)분포의 경우 SAS GENMOD에서 추정치의 수렴이 발생하지 않아 분석을 진행할 수 없었다. 이에 이하에서는 감마분포와 로그노말분포를 고려하도록 한다.

사고심도 분석에서의 반응변수는 사고건당 지급된 보험금액이다. 단순히 위험요소 (설명변수)의 등급별 상대도를 분석하기 위해서는 금액(amount)으로 표시된 반응변수를 사용해도 되지만 본 연구에서는 사고빈도와 마찬가지로 반응변수를 비율의 형태로 나타내고자 하였다. 이는 최종적으로 보험가입금액 대비 보험금 지급비율을 산출하기 위해서는 보험계약당 가입금액 1원에 대한 비율로 나타낼 필요가 있기 때문이다. 이를 위해 사고빈도 분석시 계약건수를 오프셋으로 사용하여 분석결과를 계약건당 사고발생 비율로 해석하였던 것처럼 사고심도 분석에서도 계약건당 보험가입금액의 로그값을 오프셋으로 설정함으로써 가입금액 대비 사고심도 비율을 추정한다. 반응변수 는 감마분포 또는 로그노말분포 중에서 모형선택의 과정을 거친다. 사고심도의 일반화 선형모형은 다음과 같다.

$$y \sim \text{gamma} \quad \text{는} \quad \text{Lognormal}(\mu_i), \quad \ln E \left[ \begin{array}{c} \text{보험금지급액} \\ \text{사고건수} \end{array} \right] = x'\beta + \ln \left( \begin{array}{c} \text{가입금액} \\ \text{계약건수} \end{array} \right). \quad (2.4.2)$$

다음은 모형선택의 과정이다. 먼저 사고빈도의 분석과 마찬가지로 모든 위험요소를 설명변수에 포함한 모형으로부터 시작하였다. 감마분포의 경우 각 위험요소의 통계적 유의성을 찾기 어려웠다. 예를 들어 모기업 크기의 유의확률은 0.5734이고 수입자 신용등급별 유의확률도 매우 커 적합하지 않은 모형으로 판정되었다. 로그노말분포 모형은 수입자의 신용등급과 결제기간의 경우 10% 유의수준으로 모든 등급에서 유의한 결과를 얻었다. 그러나 모기업의 크기는 유의확률이 0.6975로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 모기업의 크기를 설명변수에서 제외하였을 경우 감마모형의 AIC와 BIC는 각각 2807.49에서 2805.80으로, 2838.36에서 2834.46으로 근소하게 감소하였으나 감소의 폭이 미미하여 더 나은 모형으로 향상되었다고 판단하기

어렵다. 뿐만 아니라 이 경우 모든 설명변수들의 등급별 유의확률이 모두 크게 나타났다. 로그노말모형 역시 유사한 결과를 보인다. AIC와 BIC는 각각 284.44에서 282.59로, 그리고 315.31에서 311.25로 감소하였으나 감소의 폭이 미미하였고 감마모형과 마찬가지로 설명변수의 등급별 유의확률이 크게 증가하였다. 이에 모기업의 크기에 따라 분리한 후 각각에 대해 감마분포와 로그노말분포로 분석을 실시하고 적합한 모형을 선택하도록 하였다.

이 경우 글로벌 기업과 기타 기업에 대한 분석결과가 매우 대조적이다. 글로벌 기업의 경우 감마분포 모형은 모든 위험요소 등급에서 전혀 유의하지 않았다. 반면 기타 기업의 분석결과는 유의수준 1%에서 거의 모든 위험요소 등급이 통계적으로 유의하다는 결과를 확인할 수 있었다. 이러한 특징은 로그노말 모형에서도 나타난다. 그러나 두 모형의 이탈도를 비교해 볼 때 로그노말 모형이 더 적합한 모형임을 확인할 수 있다 (<표 2.4.5> 참조).

<표 2.4.5> 감마분포와 로그노말분포 모형의 적합도 비교

|           | 감마분포   |        | 로그노말분포 |        |
|-----------|--------|--------|--------|--------|
|           | 글로벌 기업 | 기타 기업  | 글로벌 기업 | 기타 기업  |
| 이탈도 / 자유도 | 1.6890 | 2.0076 | 1.3871 | 1.7143 |

<표 2.4.6>은 로그노말 모형의 분석결과이다. 글로벌 기업의 경우 설명변수의 각 등급별 유의확률이 이상적으로 작지는 않으므로 분석결과에 기반한 해석에는 주의 필요로 한다. 기타 기업의 경우는 로그노말 모형이 사고심도 모형에 적합한 것으로 판단된다. 오히려 모수 추정치에 대한 해석이 쉽지 않다. 사고빈도의 분석에서 수입자의 신용등급은 모기업의 크기에 상관없이 사고발생 비율과는 역관계에 있음을 확인하였다. 그러나 사고심도에서는 모기업의 크기에 따라 그 효과가 다르게 나타난다. 글로벌 기업의 경우 사고심도는 대체적으로 수입자의 신용등급에 비례한다. 즉, 신용등급 G를 제외하고는 신용등급이 낮을수록 사고심도가 작아짐을 확인할 수 있다.

그러나 기타 기업의 경우에는 이러한 수입자 신용등급과 사고심도간의 전반적 추세를 찾기가 어렵다. 특히 신용등급이 A이거나 R인 경우에는 추정치가 나와 있지 않은데 이는 분석 데이터에 해당 사고가 존재하지 않기 때문이다. 본 논문에서는 분석결과에 대한 중립성을 위해 이를 비워놓았다. 관련 실무의 경우에는 전체

등급의 평균치를 이용하거나 기타 다른 방법을 통해 이에 대한 추정을 시도해 볼 수 있겠다. 결제기간은 모기업의 크기에 상관없이 결제기간이 길수록 사고심도가 커짐을 알 수 있다.

<표 2.4.6> 사고심도에 대한 로그노말 모형

| 모수       | 추정치     |         | 표준오차    |        | 카이제곱   |       | 유의확률   |        |        |
|----------|---------|---------|---------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
|          | 글로벌 기업  | 기타 기업   | 글로벌 기업  | 기타 기업  | 글로벌 기업 | 기타 기업 | 글로벌 기업 | 기타 기업  |        |
| 절편       | -0.8287 | 0.2426  | 1.9014  | 1.4062 | 0.19   | 0.03  | 0.6629 | 0.863  |        |
| 수입자 신용등급 | A       | 2.8925  |         | 1.3333 |        | 4.71  |        | 0.03   |        |
|          | B       | 2.3108  | 2.7203  | 1.2267 | 1.5534 | 3.55  | 3.07   | 0.0569 | 0.0799 |
|          | C       | 1.8257  | 3.4339  | 1.0566 | 1.1618 | 2.99  | 8.74   | 0.084  | 0.0031 |
|          | D       | 1.7708  | 2.035   | 1.0596 | 0.8471 | 2.79  | 5.77   | 0.0947 | 0.0163 |
|          | E       | 1.697   | 4.2106  | 1.1553 | 1.0493 | 2.16  | 16.1   | 0.1419 | <.0001 |
|          | F       | 1.1129  | 3.9389  | 1.1553 | 0.8841 | 0.93  | 19.85  | 0.3354 | <.0001 |
|          | G       | -0.5938 | 0       | 0.9956 | 0      | 0.36  | .      | 0.5509 | .      |
|          | R       | 0       |         | 0      |        | .     |        | .      |        |
| 결제기간     | 30      | -2.1642 | -4.6669 | 1.7426 | 1.5871 | 1.54  | 8.65   | 0.2143 | 0.0033 |
|          | 60      | -1.2804 | -4.3914 | 1.7321 | 1.5534 | 0.55  | 7.99   | 0.4598 | 0.0047 |
|          | 90      | -0.7973 | -3.8506 | 1.8205 | 1.7801 | 0.19  | 4.68   | 0.6614 | 0.0305 |
|          | 120     | -1.5499 | -2.0589 | 1.8493 | 1.6482 | 0.7   | 1.56   | 0.402  | 0.2116 |
|          | 150 이상  | 0       | 0       | 0      | 0      | .     | .      | .      | .      |

<표 2.4.6>의 결과를 이용하여 위험요소별 등급간 위험상대도와 사고심도의 추정치를 모기업의 크기별로 각각 <표 2.4.7>과 <표 2.4.8>에 나타내었다. 참고로 기타 기업의 경우 수입자 신용등급의 상대도는 사고빈도 그리고 글로벌 기업의 사고심도와 달리 신용등급 R이 기준이 된다. 또한 모기업의 크기를 포함한 사고빈도 분석모형과는 달리 사고심도의 분석에서는 모기업의 크기에 따라 자료를 분리하여 각각에 대해 분석을 시행했기에 수입자의 신용등급과 결제기간의 상대도가 모기업의 크기에 따라 다르게 나타난다.

<표 2.4.7> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고심도 추정치: 글로벌 기업

|             |   | 결제기간     | 30       | 60       | 90       | 120      | 150 이상   |
|-------------|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|             |   | 상대도      | 0.114842 | 0.277926 | 0.450544 | 0.212269 | 1        |
| 수입자<br>신용등급 | A | 18.03835 | 0.904476 | 2.188902 | 3.548411 | 1.671799 | 7.875841 |
|             | B | 10.08249 | 0.505554 | 1.223481 | 1.983375 | 0.934447 | 4.402181 |
|             | C | 6.207138 | 0.311237 | 0.753218 | 1.221036 | 0.575279 | 2.710139 |
|             | D | 5.875552 | 0.294611 | 0.712981 | 1.155808 | 0.544548 | 2.565363 |
|             | E | 5.45755  | 0.273651 | 0.662258 | 1.073581 | 0.505807 | 2.382857 |
|             | F | 3.043171 | 0.15259  | 0.36928  | 0.598637 | 0.282042 | 1.328699 |
|             | G | 0.552225 | 0.02769  | 0.067011 | 0.108631 | 0.05118  | 0.24111  |
|             | R | 1        | 0.050142 | 0.121347 | 0.196715 | 0.09268  | 0.436617 |

<표 2.4.8> 위험요소의 등급별 상대위험도 및 사고심도 추정치: 기타 기업

|             |   | 결제기간     | 30       | 60       | 90       | 120      | 150 이상   |
|-------------|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|             |   | 상대도      | 0.009401 | 0.012383 | 0.021267 | 0.127594 | 1        |
| 수입자<br>신용등급 | A |          |          |          |          |          |          |
|             | B | 15.18488 | 0.181954 | 0.239668 | 0.411601 | 2.469461 | 19.35402 |
|             | C | 30.9973  | 0.371428 | 0.489241 | 0.840213 | 5.040977 | 39.50787 |
|             | D | 7.652252 | 0.091694 | 0.120778 | 0.207422 | 1.244458 | 9.753245 |
|             | E | 67.39697 | 0.807591 | 1.06375  | 1.826862 | 10.96052 | 85.90139 |
|             | F | 51.36207 | 0.615451 | 0.810665 | 1.392221 | 8.352827 | 65.46398 |
|             | G | 1        | 0.011983 | 0.015783 | 0.027106 | 0.162626 | 1.274559 |
|             | R |          |          |          |          |          |          |

### 3. 지급비율 산출

본 소절에서는 지금까지의 결과를 이용하여 각 위험요소의 등급별 지급비율을 산출한다. <표 2.4.3>과 <표 2.4.4>에서 글로벌 기업과 기타 기업의 결제기간 및 수입자 신용등급별 평균 사고발생 비율을 구하였다. 또한 사고빈도의 경우도 유사한 방법으로 위험요소 등급별 계약금액 대비 지출금액의 평균 비율을 계산하였다. 이 두 비율을 곱함으로써 각 위험요소의 등급별 지급비율을 얻게 되는데 <표 2.4.9>와 <표 2.4.10>은 그 결과를 나타낸 것이다.

<표 2.4.9> 위험요소의 등급별 지급비율: 글로벌 기업

|             | 결제기간 | 30       | 60       | 90       | 120      | 150 이상   |
|-------------|------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 수입자<br>신용등급 | A    | 0.000248 | 0.000826 | 0.001471 | 0.001190 | 0.002331 |
|             | B    | 0.000403 | 0.001342 | 0.002390 | 0.001934 | 0.003788 |
|             | C    | 0.000341 | 0.001134 | 0.002020 | 0.001634 | 0.003202 |
|             | D    | 0.000385 | 0.001282 | 0.002284 | 0.001848 | 0.003620 |
|             | E    | 0.000319 | 0.001062 | 0.001892 | 0.001531 | 0.002999 |
|             | F    | 0.000224 | 0.000746 | 0.001329 | 0.001075 | 0.002107 |
|             | G    | 0.000463 | 0.001540 | 0.002744 | 0.002220 | 0.004349 |
|             | R    | 0.003043 | 0.010132 | 0.018045 | 0.014599 | 0.028601 |

<표 2.4.10> 위험요소의 등급별 지급비율: 기타 기업

|             | 결제기간 | 30       | 60       | 90       | 120      | 150 이상   |
|-------------|------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 수입자<br>신용등급 | A    |          |          |          |          |          |
|             | B    | 0.000201 | 0.000374 | 0.000729 | 0.011938 | 0.022965 |
|             | C    | 0.000562 | 0.001049 | 0.002043 | 0.033458 | 0.064364 |
|             | D    | 0.000166 | 0.000309 | 0.000602 | 0.009865 | 0.018978 |
|             | E    | 0.001302 | 0.002429 | 0.004731 | 0.077486 | 0.149061 |
|             | F    | 0.001250 | 0.002333 | 0.004543 | 0.074410 | 0.143145 |
|             | G    | 0.000277 | 0.000517 | 0.001006 | 0.016477 | 0.031698 |
|             | R    |          |          |          |          |          |

글로벌 기업의 경우 결제기간이 120일 미만일 때 역전현상이 나타나기는 하지만 대체적으로 결제기간이 길수록 지급비율이 증가하는 추세를 나타낸다. 그러나 수입자 신용등급은 R 등급을 제외하고는 어떤 추세를 찾아보기 어렵다. 기타 기업의 경우 사고심도 분석에서와 마찬가지로 수입자 신용등급 A와 R에 대해서는 지급비율이 추정되지 않는다. 수입자 신용등급이 동일할 경우 결제기간이 길수록 지급비율이 증가하는 것으로 보인다. 그러나 결제기간이 동일할 때 수입자 신용등급과 지급비율 간 어떠한 추세를 발견하기 어렵다. <표 2.4.9>와 <표 2.4.10>은 포괄 기본요율과 상당한 차이를 나타내는데 이는 각 위험요소의 등급별 위험정도가 일반적인 상식 혹은 직관과 매우 다를 수 있다는 가능성을 나타낸다. 즉, 기본요율은 결제기간이 길수록, 수입자의 신용등급이 낮을수록 높은 요율을 적용하고 있지만 분석결과는 이와 일치하지 않다는 것이다. 뿐만 아니라 수출기업의 크기 (따라서 기업간 대외무역의 노출정도)는 지급비율에 매우 중요한 요소임을 확인할 수 있었으나 현행 기본요율은 이를 고려하지 않고 있다. 보다 충분한 데이터가 확보되었을 때 이

에 대한 분석이 다시 이루어질 필요가 있다고 여겨진다.

## 제5절 소 결

본 장에서는 국내 모기업 해외법인의 단기수출보험에 대한 자료를 이용, 수출보험과 관련한 위험요소의 등급별 지급비율을 산출해 보았다. 이를 위해 일반화 선형모형을 활용하였는데 이로써 사고빈도와 사고심도라는 위험의 두 가지 측면에 대해 보다 정교한 분석을 시도해 볼 수 있었다. 또한 모기업의 크기라는 새로운 위험요소를 추가함으로써 보다 다양한 위험요소를 감안한 모형을 설정해 보고자 하였다. 분석결과는 기존 단기수출보험의 포괄 기본요율에서 보여지는 것과는 상당한 차이를 보였다. 포괄 기본요율은 결제기간이 길수록, 그리고 수입자 신용등급이 낮을수록 높아지는데 이는 관련위험이 증가한다는 것을 반영한 것이다. 그러나 본 논문의 결과는 반드시 그러한 것은 아닐 수 있다는 점을 보여준다. 사고빈도와 사고심도 모두에서 위험요소의 등급과 지급비율 사이에 단순한 선형적 관계를 찾아보기 어려웠기 때문이다.

그러나 다른 한편 이와 같은 차이는 본 장의 향후 개선점을 나타내는 것이기도 하다. 위험요소 중 결제조건을 설명변수에 포함시킬 수 없었고 또한 수입자의 신용등급 각각에 대한 분석을 시행할 수 없었다. 그리고 사고심도의 분석결과는 글로벌기업의 경우 통계적 유의성을 확보하기 어려웠다. 뿐만 아니라 수출보험이 담보하는 또 다른 위험인 비상위험 (전쟁발발, 외환거래 제한 등)에 대한 부분은 고려할 수 없었다. 이는 분석을 위한 데이터가 충분하지 않고 또한 다양한 변수를 지니고 있지 않다는 사실에 기인한다. 이러한 이유로 본 장의 결과가 직접적인 실무적 도움을 제공하기는 어렵다 하겠다. 그러나 일반화 선형기법을 사용하여 수출보험의 위험요소를 분석한 것은 처음 시도된 것으로 여기에서 본 장의 의의를 찾고자 한다. 차후 충분한 관련 자료의 이용가능성과 더불어 보다 개선되고 유의한 모형을 찾아볼 필요가 있다.

## 제3장 사망률 개선이 책임준비금에 미치는 영향

### 제1절 연구개요

전세계 신생아의 평균수명이 매년 4.5개월 증가하였다는 연구보고 (Oeppen and Vaupel, 2002)에서 알 수 있듯 인간의 평균수명은 20세기 후반부터 급격히 증가하였다. 이러한 추세는 지속될 것으로 예견되는데 향후 20년간 80세의 사망률은 약 50%정도 낮아지고 70세의 경우 향후 40년 동안 약 75%정도 개선될 것이라 한다 (Swiss Re, 2007). 이러한 평균수명의 증가는 다양한 사회, 경제, 의학발전의 긍정적 성과임에 틀림없지만 생명보험사나 정부에게 새로운 도전을 제기하고 있다. 생명보험사의 경우 연금의 지급기간이 예상보다 큰 폭으로 연장될 것으로 예견됨에 따라 최근의 사망률 개선은 이들의 재정건전성에 큰 위협으로 등장하고 있다. 뿐만 아니라 정부의 경우 평균수명의 증가는 연금 등 사회보장제도의 유지를 위한 재원마련에 고심하게 되고 정부지출 적자의 큰 요인으로 작용하고 있다.

특히 생명보험회사의 경우 국제회계기준(IFRS)의 도입과 더불어 사망률 개선에 의한 부담은 더욱 두드러진다. 국제회계기준의 가장 큰 변화는 부채의 시가평가이다. 현행 제도하에서 부채의 중요한 비중을 차지하고 있는 책임준비금은 상품 판매시의 기초율(actuarial basis)을 계약만기 시까지 적용하고 있으나 국제회계기준은 해당 회계연도말의 기초율을 사용하여 책임준비금을 재평가할 것을 요구하고 있다. 즉, 미래 사망률과 이자율에 대한 최적의 추정치(best estimates)를 기반으로 부채를 계산해야 하는 것이다. 기초율의 변동에 따른 책임준비금의 변화는 기업의 손익계산서에 직접 반영되므로 재무제표의 변동성 역시 증가하게 된다. 생명보험사의 위험관리역량이 재무제표를 통해 직접 나타나게 되는 것이다. 이처럼 사망률의 개선은 생명보험사에게 관리를 필요로 하는 '장수 리스크(longevity risk)'로 인식된다.

본 장에서는 사망률의 개선 추세를 반영하는 사망률 예측모형을 바탕으로 생명보험사의 책임준비금의 변화를 분석하고자 한다. 이를 위해 대표적 모형인 Lee-Carter 모형의 최대우도추정방법인 포아송 로그-이중선형 (Poisson

log-bilinear) 모형을 이용하여 사망률의 개선을 반영한 미래 사망률을 추정한다. 이후 이를 바탕으로 종신보험 및 거치 종신연금의 책임준비금을 계산해 본다. 또한 이를 기존의 경험생명표에 기반하여 계산된 책임준비금과 비교함으로써 사망률의 개선 효과가 생명보험사의 부채에 미치는 영향을 분석한다.

본 장은 사망률 예측모형의 비교보다 생명보험사가 장수 리스크에 노출되어 있는 정도를 책임준비금의 관점에서 분석하는 것에 초점을 두고 있다. 정확한 사망률 예측모형을 설정하는 것 역시 매우 중요하고 선행되어야 할 작업이나 생명보험사의 관점에서 장수 리스크를 측정하고 관리할 수 있는 방안에 대한 논의가 시급한 실정이기 때문이다. 이에 본 장에서는 최대우도추정법을 이용한 LC 모형으로 사망률의 개선 효과를 나타낸다. 강중철 등 (2006)은 추세법에 의한 사망률 추정방법 중 지수모형, 일반화선형모형 그리고 LC 모형을 비교, 우리나라 연금사망률 산출체계가 의존하고 있는 지수모형보다 LC 모형이 장수 리스크를 헤징할 수 있는 개연성이 높은 모형으로 평가하였다. 또한 LC 모형은 가장 널리 사용되고 있을 뿐만 아니라 비교대상이 되는 기본 모형으로, 사망률 변동을 간결하면서도 우수하게 설명할 수 있고 사망률 예측에 있어 강건성(robustness)을 지니고 있기 때문이다 (박유성 등, 2013). 사망률 예측모형에 기반하여 사망률 개선이 보험사의 부채평가에 미치는 영향을 살펴보는 첫 연구라는 점에 본 장의 의의를 찾을 수 있다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 먼저 전통적 LC 모형을 제시하고 이의 단점을 개선하기 위한 개선모형을 간략히 살펴본다. 이후 본 장의 사망률 예측 모형이자 개선모형의 하나인 포아송 로그-이중선형 모형을 소개하고 해당 모형의 장점을 알아본다. 3절에서는 통계청에서 제공하는 30년 동안의 연령별 사망자수와 생존자수를 이용, 2절에서 소개한 포아송 로그-이중선형 모형으로 연령별 미래 사망률을 예측하고 이를 바탕으로 생명표를 작성하는 방법을 제시한다. 4절에서는 3절의 생명표를 기반으로 종신보험과 거치 종신연금의 보험수리적 현가, 연납 보험료 및 책임준비금을 계산한다. 특히 사망률의 개선을 반영한 생명표와 반영하지 않은 생명표를 이용하여 산출한 책임준비금을 비교함으로써 장수 리스크로서의 사망률 개선의 영향을 논한다. 이후 동일한 종신보험과 거치 종신연금으로 이루어진 포트폴리오에서 종신보험의 비중에 따른 책임준비금의 변화를 살펴본다. 마지막으로 5절에서는 본 장의 한계와 개선점을 제시함으로써 소결을 대신한다.

## 제2절 Lee-Carter 모형과 모수 추정

### 1. 전통적 Lee-Carter 모형

Lee와 Carter가 사망률 예측을 위해 제시한 모형은 다음과 같다 (Lee and Carter, 1992).

$$\ln \mu_x(t) = \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \epsilon_x(t) . \quad (3.2.1)$$

여기서  $\hat{\mu}_x(t)$ 는  $t$ 해  $x$ 세의 사력의 관측치이고  $\epsilon_x(t)$ 는 평균이 0이고 분산이  $\sigma_\epsilon^2$ 인 정규분포를 따르는 오차항을 나타낸다.  $\alpha_x$ 는 연령별 모수로  $\ln \hat{\mu}_x(t)$ 의  $t$ 에 대한 평균을 나타낸다.  $\beta_x$ 는 또 다른 연령별 모수로 사망률 지수 (mortality index)  $k_t$ 의 변화에 대한 연령별 민감도를 나타내는 지표로 볼 수 있다. 사망률 지수  $k_t$ 는 시간의 흐름에 따른 사망률의 변동 추세를 나타내는 것으로 사망률이 개선되는 것은 사망률 지수  $k_t$ 가 시간의 경과에 따라 감소하는 것으로 확인할 수 있다.

전통적 LC 모형의 모수 추정 방법에 대해서는 박유성 등 (2005), 백혜연 등 (2013)과 김세중 (2012b) 등 많은 문헌에 자세히 소개되어 있으므로 여기서는 간략히 소개하도록 한다. LC 모형에서 모수는 일반적인 최소제곱법 (ordinary least-squares, OLS)을 이용함으로써 추정된다. 즉,

$$\sum_{x,t} (\ln \hat{\mu}_x(t) - \alpha_x - \beta_x \kappa_t)^2 \quad (3.2.2)$$

을 최소화하는 모수를 추정하되  $\alpha_x$ 는  $\ln \hat{\mu}_x(t)$ 의  $t$ 에 대한 평균이고,  $\hat{\beta}_x$ 와  $\kappa_t$ 는 행렬  $\ln \hat{\mu}_x(t) - \hat{\alpha}_x$ 를 특이값 분해 (singular value decomposition) 후 각 행렬의 첫 번째 벡터들로부터 추정하였다. 즉,  $\hat{\beta}_x$ 는 특이값 분해 결과로 나타나는 좌측 행렬의 첫 번째 열이 되고,  $\hat{\kappa}_t$ 는 가운데 특이값 행렬의 첫 번째 원소를 우측 행렬의 첫 번째 열에 곱한 값이 되는 것이다. 또한  $\hat{\beta}_x$ 와  $\hat{\kappa}_t$ 의 유일해를 찾기 위한 조건으로 다음의

제약식이 부과된다.

$$t = 0, \quad \text{리고} \quad \sum_x \beta_x = 1. \quad (3.2.3)$$

이후 사망률 지수  $\kappa_t$ 의 모형을 설정하기에 앞서 사망자수의 관측치와 기대사망자수가 일치하도록  $\hat{\kappa}_t$ 를 다시 보정하는 절차를 수행한다. 즉,  $x, t$ 가  $t$ 해  $x$ 세의 사망자수를, 그리고  $E_{x,t}$ 가  $t$ 해  $x$ 세의 생존자수를 나타낼 때

$$\sum_x D_{x,t} = \sum_x E_{x,t} \exp(\alpha_x + \beta \hat{\kappa}_t) \quad (3.2.4)$$

가 성립하도록 사망률 지수의 추정치  $\hat{\kappa}_t$ 를 조정하는 것이다. 이후 사망률 지수는 ARIMA 시계열 모형으로 적합, 이로부터 사망률 지수의 미래 예측치를 추정한다.

국내의 경우 LC 모형을 비롯한 다양한 사망률 모형의 비교가 많이 이루어지고 있다. 박유성 등 (2005)은 연도별 총 사망자수를  $p$ 차 정수값 자기회귀적분과정으로 표현한 후 로지스틱 회귀모형을 이용하여 총 사망자수를 예측하는 PCK 모형 (Park-Choi-Kim model)과 LC 모형과 비교하였다. 김기환·정승환 (2006)은 LC 모형 및 개선모형, 그리고 시계열모형에 적합된 Heligman-Pollard 방법에 기반하여 평균여명을 계산, 비교하였다. 뿐만 아니라 LC 모형과 그리고 코호트 효과를 반영한 사망률 모형을 비교 평가한 연구 (김세중, 2012a), LC 모형과 그 확장모형, 벡터오차수정 LC 모형 그리고 Li-Lee 모형 (LL 모형)의 비교를 통해 우리 나라 통계청에서 사용하고 있는 LL 모형의 부적합성을 보여준 연구 (박유성 등, 2013) 등이 바로 그것이다.

## 2. Lee-Carter 모형의 개선

전통적 LC 모형은 모수에 대한 해석이 쉽고 모수 추정이 상대적으로 용이하며 경험적으로도 상당히 정확하다는 장점이 있다. 단순한 구조로 사망률의 변동을 잘 나타내는 반면 사망률 예측의 측면에서 볼 때 사망률 예측을 시작하는 연도에서 모

형에 의한 예측치와 실제 관측치가 일치하지 않는 탈선편의가 발생한다. Lee와 Miller (2001)는 이를 제거하기 위한 수정 LC 모형 (Lee and Miller, 2001)을 제시하였다. Booth 등 (2002)은 기간 효과(period effect)를 나타내는 사망률 지수 (mortality index) 를 보정하기 위한 방법으로 총 사망자수 대신 연령별 사망자수를 제시하여 탈선편의를 회피하였을 뿐만 아니라 모형적합에 사용되는 자료의 기간을 통계량에 의해 선택할 수 있는 방법을 제시하였다. Delwarde 등 (2007)은 이 모형을 유지하면서 연령별 사망률 개선 정도를 나타내는 모수를 부드럽게 연결 (smoothing)하여 LC 모형의 적합성을 높이고자 하였다. Li 등 (2011)은 사망률 개선 추세의 급격한 변화가 있는 경우 이를 감지하고 이에 따라 별개의 사망률 지수  $k_t$ 를 산출하는 방법을 제시하였다.

또 다른 한편에서는 연령 효과  $\beta_x$ 를 개선하고자 하는 노력이 진행되어 왔다. Cairns 등 (2008)이 지적한 바와 같이 LC 모형에서의 연령 효과  $\beta_x$ 는 시간에 의존하지 않는다. 이에 다변수 연령-기간 모형 (multifactor age-period models)이 등장하였는데 예를 들어 Renshaw와 Haberman (2003)은 LC 모형을 두 개의 기간 효과를 포함하는 모형으로 확장하였으며 Cairns 등 (2006)은 두 개의 기간 효과를 이용하여 사망률의 로그변환이 대신 로지스틱 변환에 기반한 모형을 제시하였다. 그러나 상기의 개선모형들은 태어난 해에 따라 사망률의 개선 정도가 차이는 나타내는 코호트 효과(cohort effect)를 설명할 수 없는 바, LC 모형에 코호트 효과를 추가한 모형 (Renshaw and Haberman, 2006)이 제시되었으나 이 경우 모형의 강건성 문제가 제기된다. 사용 데이터에 따라 정성적으로 다른 모수 (qualitatively different set of parameters)가 추정되는 것이다 (Cairns et al., 2008). 이외에도 p-spline을 이용하여 과적합(overfit) 문제를 완화하고자 하는 노력 (Currie 등, 2004)도 있었으나 이 경우 지나친 평활화 (smoothing)는 사망률의 과소 또는 과대평가될 수 있다는 약점이 존재한다.

### 3. 포아송 로그-이중선형 모형

전통적 LC 모형에서 특이값 분해를 통한 OLS 추정의 가장 큰 문제점 중 하나는 오차항의 등분산성 가정이다 (Cairns et al. (2008), 박유성 등 (2013)). 그러나 이

는 매우 비현실적인 가정으로 실제 관측된 사력의 로그변환값, 즉  $\ln(t)$ 는 고연령에서 큰 변동을 나타낸다. 이같은 변동은 고연령에서의 실제 사망자수가 너무 작기 때문에 발생하는 것으로 Alho (2000)는 사망자수를 포아송 분포로 적합함으로써 이 문제를 개선하고자 하였다. 즉, 사망자수는 사건의 수를 나타내는 확률변수 (a counting random variable)이므로 포아송 분포로 적합하는 것이 더 적절할 뿐만 아니라 이를 통해 최대우도추정법으로 모수를 추정할 수 있다는 것이다.

이에 따르면 사망자수는

$$x_{x,t} \sim \text{Poisson}(E_{x,t} \mu_{x,t}) \quad \text{단, } \mu_{x,t} = \exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_t) \quad (3.2.5)$$

로 표현되고 모수는 로그우도함수인 식 (3.2.6)을 최대화하도록 추정된다 (Brouhns 등, 2002).

$$L(\alpha, \beta, \kappa) = \sum_{x,t} D_{x,t} (\alpha_x + \beta_x \kappa_t) - E_{x,t} \exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_t) + \text{constant} . \quad (3.2.6)$$

전통적 LC 모형에서와 마찬가지로 유일해를 찾기 위해 식 (3.2.3)의 제약식이 적용된다. 상기의 포아송 로그-이중선형 모형은 전통적 LC 모형의 모수를 최대우도법으로 추정하는 것으로 모수  $\alpha_x$ ,  $\beta_x$  그리고  $\kappa_t$ 의 해석은 전통적 LC 모형과 동일하다. 또한 사망률 지수의 사망자수가 식 (3.2.6)에 직접 적용되었기에 전통적 LC 모형과는 달리 사망률 지수의 보정 작업을 필요로 하지 않는다. 뿐만 아니라 ARIMA 모형에 기반한 사망률 지수  $\kappa_t$ 의 예측을 통해 미래 사망률을 예측하는 절차 또한 동일하다. 따라서 포아송 로그-이중선형 모형은 전통적 LC 모형의 장점은 그대로 계승하며 LC 모형의 가장 큰 문제점 중의 하나인 등분산성 가정 (박유성 등, 2013)의 문제점을 보완한 모형이라 할 수 있겠다. 또한 최대우도추정법은 LC 모형에 코호트 효과를 추가한 확장 모형에서도 모수추정을 위해 사용되는데 전통적 LC 모형과 달리 최대로그우도값을 제시함으로써 베이즈 정보 기준(Bayes Information Criterion)을 이용하여 모형간 적합도를 비교해 볼 수 있는 장점이 있다.

다만 최대우도법에 따른 모수 추정법의 경우 공변수(covariate) 없이 이중선형 (bilinear) 항  $\beta_x \kappa_t$ 를 각각 추정해야 하기 때문에 GLIM 혹은 LEM과 같은 프로그램

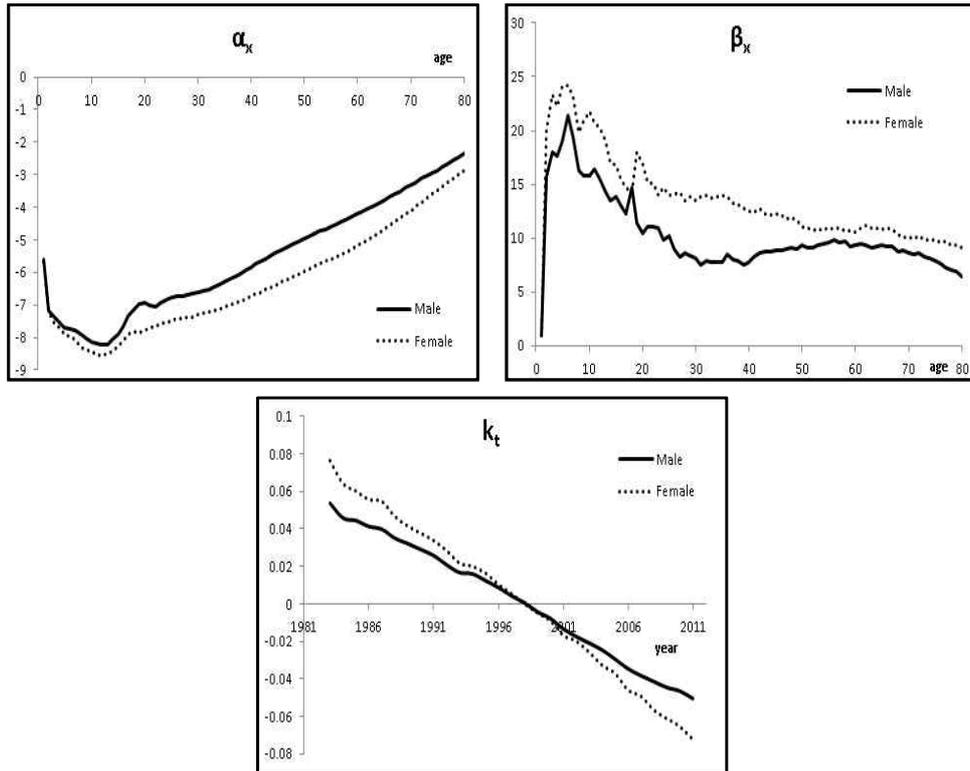
(software)을 사용해야 한다. 본 장에서는 범주형 데이터 분석에 특화된 LEM을 사용하였다. 다른 소프트웨어에 비해 추가적인 기능은 많지 않으나 무엇보다 접근이 용이한 무료 소프트웨어 (freeware)이고 사용이 간편하기 때문이다. 또한 Brouhns 등 (2002) 역시 동일한 프로그램을 이용, 분석에 사용한 코드를 제시함으로써 큰 어려움 없이 이를 수정하여 사용할 수 있다. LEM은 모수 추정을 위해 뉴튼-랩슨 방법을 사용하는데 LEM의 알고리즘과 사용법에 대해서는 Vermunt (1997)을 참고하기 바란다. 3절에서는 이 절에서 소개한 LC 모형의 최대우도추정법, 즉 포아송 로그-이중선형 모형에 기반하여 통계청에서 제공하는 실제 데이터를 이용, 연령별 미래 사망률을 예측한다.

### 제3절 사망률의 예측

사망률의 예측을 위해 본 논문에서 사용한 데이터는 통계청에서 제공하는 연령 및 성별 사망자수와 추계인구이다. 사망자수는 1983년부터 집계되어 있고 89세까지 각 연령별 사망자수를 확인할 수 있다. 고연령의 경우 90세 이상의 사망자수로 단일하게 분류되어 있다. 연령 및 성별 추계인구는 1960년부터 집계되어 있으나 연령별 분류가 단일하게 이루어지고 있지 않다. 즉, 1999년까지는 0세에서 79세까지의 연령별 인구와 80세 이상의 인구로, 2000년부터 2005년까지는 0-94세 및 95세 이상의 인구로, 그리고 그 이후부터는 0-99세 및 100세 이상 인구수로 분류되어 있는 것이다. 따라서 본 논문에서는 1983년부터 2012년까지 0세부터 79세까지의 연령 및 성별 사망자수와 추계인구로 자료를 제한하였다.

<그림 3.3.1>은 이 데이터를 이용하여 식 (3.2.6)을 만족하는 각 모수의 최대우도추정치를 성별에 따라 나타낸 것이다. 모든 추정치는 부록에서 확인할 수 있다. 최대우도추정치의 해석은 전통적인 LC 모형에서의 해석과 동일하다. 다만 <그림 3.3.1>에서 식 (3.2.3)의 제약식이 성립하지 않는 것은 LEM 프로그램을 사용할 경우 벡터  $\beta$ 의 첫 번째 행의 원소를 1이 되도록 제약식을 설정하였기 때문이다. 따라서 전통적인 LC 모형에서와 같이 식 (3.2.3)의  $\beta_x=1$ 이 성립하도록 하기 위해서는 벡터  $\beta$ 의 각 원소를 모든 원소의 합으로 나누어 주면 되며, 마찬가지로 전통적

인 LC 모형에서의 사망률 지수와 같아지도록 하기 위해서는 최대우도추정치 의 각 원소에 벡터  $\beta$  원소의 총합을 곱해주면 된다.



<그림 3.3.1>  $\alpha_x, \beta_x, \kappa_t$ 의 최대우도추정치

사망률의 예측을 위해서 Lee와 Carter는  $\hat{\kappa}_t$ 를 ARIMA (0,1,0) 모형에 적합하였다. 한국 남성 및 여성의 사망률 지수의 모형에 대한 한 연구 (김세중, 2012b)에서는 남성에 대해서는 ARIMA (0,1,0), 여성에 대해서는 ARIMA (0,1,1) 모형으로 식별하였다. 그러나 ARIMA 모형 식별은 이용 데이터와 고려하는 연령의 범위에 따라 달라질 수 있는 것으로 본 논문에서는 Lee와 Carter의 모형과 같은 ARIMA (0,1,0)을 선택하여 남성과 여성의 사망률 지수 향후 50년 예측치를 추정하였다. <표 3.3.1>은

$$\kappa_t = \kappa_{t-1} + \mu + \epsilon_t, \quad (3.3.1)$$

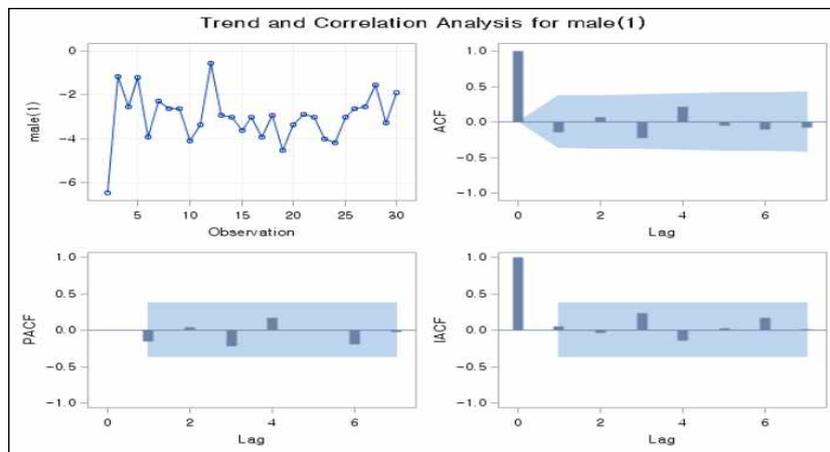
로 표현되는 ARIMA (0,1,0) 모형에서 상수  $\mu$ 의 추정결과를 성별로 나타낸 것이다.

여성 경우의 추정치가 남성의 경우보다 더 작다는 것을 알 수 있는데 이는 여성의 사망률 개선 추세가 남성의 개선 추세보다 더 빠르게 진행되고 있음을 의미한다. 차분된 사망률 지수의 시계열그림 및 상관분석은 <그림 3.3.2>에 제시하였다. 이로부터 1차 차분 후 사망률 지수의 시계열은 정상성을 나타냄을 확인할 수 있다.

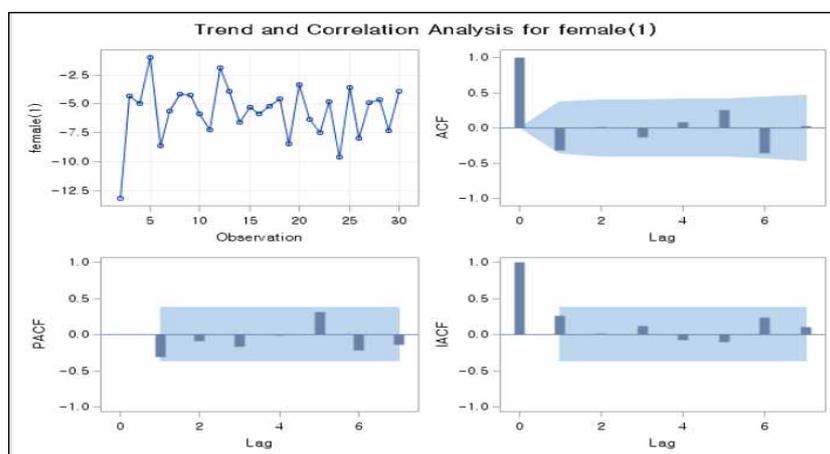
<표 3.3.1> 의 ARIMA (0,1,0) 모형

|        | Estimate | SE      | t       | sig.    |
|--------|----------|---------|---------|---------|
| Male   | -.003721 | .000267 | -13.926 | .000000 |
| Female | -.005311 | .000432 | -12.305 | .000000 |

남성



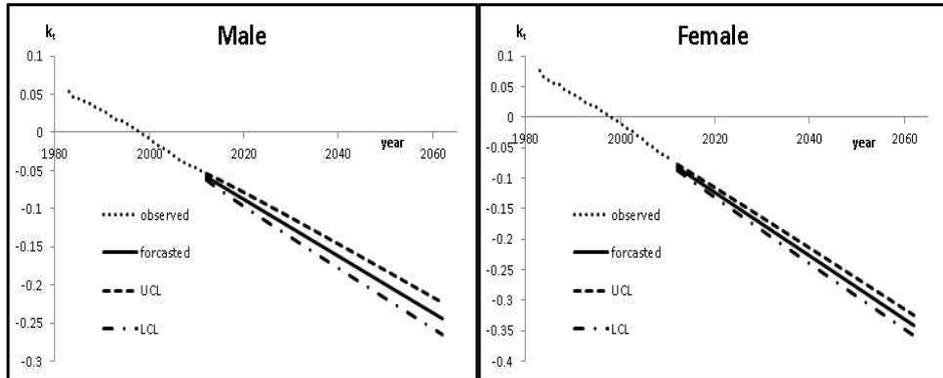
여성



<그림 3.3.2> 차분된 사망률 지수의 시계열그림 및 상관분석

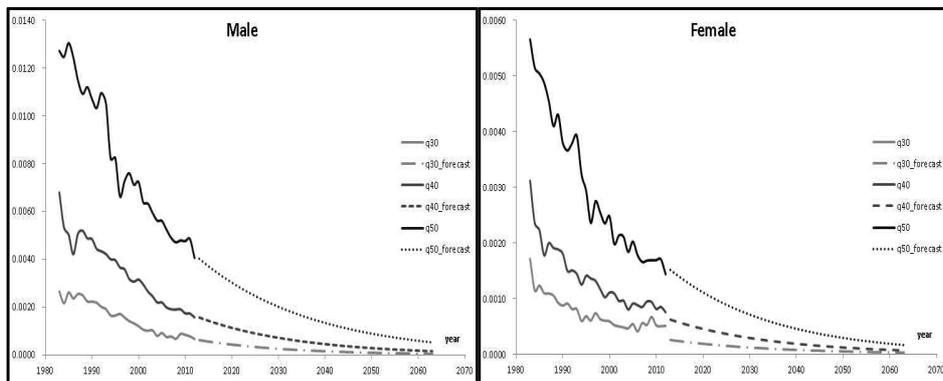
<그림 3.3.3>은 사망률 지수의 예측치와 예측치의 95% 신뢰구간을 보여준다. 남

성과 여성을 비교해 볼 때 여성 사망률 지수가 보다 빠르게 감소하고 있음을 확인할 수 있다. 연령별 사망률 자체의 비교는 다른 두 모수에 의해 달라질 수 있으나, 여성 사망률 지수의 빠른 감소는 여성의 사망률 개선 정도가 남성의 경우보다 크다는 것을 의미한다.



<그림 3.3.3> ARIMA (0,1,0) 모형에 따른  $k_t$ 의 예측치

사망률 지수  $k_t$ 의 변동에 따른 사망률의 개선을 알아보기 위해 남성 및 여성 30세, 40세 및 50세의 과거 사망률 및 향후 50년의 예측 사망률을 <그림 3.3.4>에 나타내 보았다. 저연령일수록 사망률 개선의 반영정도가 증가하여 보다 큰 폭으로 사망률이 감소함을 알 수 있다.



<그림 3.3.4> 30, 40, 50세의 사망률

보험료 및 책임준비금의 계산을 위해서는 생명표의 작성이 필요하다. 본 논문에서는 생명표의 작성을 위해 두 가지 가정을 하였다. 첫째로 79세 이후의 고연령에 대한 사망률을 추정하기 위해 고펜퍼츠 사망법칙 (Gompertz mortality law)을 가정

하였다. 고펜르츠 사망법칙은 오랜 기간 동안 고연령의 사망률 추정을 위해 사용되어 왔다 (Wetterstrand, 1981). 고펜르츠 사망법칙은 30세에서 90세까지의 사망률 추정은 매우 정확하나 큰 변동성을 나타내는 초고연령의 사망률 추정을 위해서는 고펜르츠 사망법칙을 확장, 8개의 추정모수를 사용하는 Helligman-Pollard 방법이 선호된다. 본 연구에서는 추정이 간편하고 오랫동안 고연령 사망률 추정에 이용된 고펜르츠 사망법칙을 사용한다.

고뎜르츠 사망법칙은 다음과 같이 표현된다.

$$= C^x, \quad B > 0, C > 1. \quad (3.3.2)$$

0세부터 79세까지 사력의 관측치 (1983-2012년) 및 예측치 (2013-2063년)를 이용하여 최소제곱법에 따라 매 연도 고펜르츠 사망률의 모수  $B$ 와  $C$ 를 추정한다. 즉, 해당 연도  $t$ 에 대해 로그변환 후

$$\frac{D_{x,t}}{E_{x,t}} - \ln B - x \ln C, \quad (3.3.3)$$

를 최소화하는 두 모수를 찾은 후 식 (3.3.4)를 이용하여 79세 이후의 사망률을 추정하는 것이다.

$$q_x = 1 - \exp^{-C}, \quad x = 80, 81, \dots. \quad (3.3.4)$$

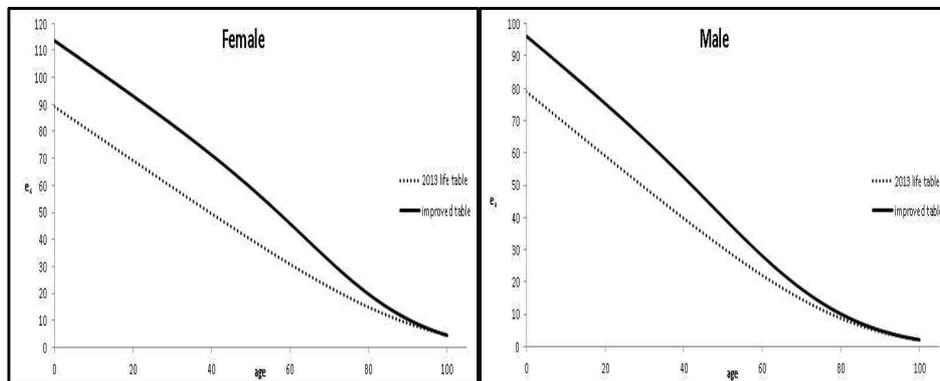
두 번째 가정은 소수연령에 대해서는 사력이 동일하다는 것이다. 즉,  $0 \leq s < 1$ 에 대해

$$\mu_{x+s} = \mu_x, \quad 0 \leq s < 1, \quad (3.3.5)$$

를 가정한다는 것이다. 이로써 식 (3.3.4)에 기반하여 생명표를 작성할 수 있게 된다. 고펜르츠 사망법칙에서는 최종생존연령(the limiting age)을 전제하지 않는다. 따라서 본 장에서는 생명표의 작성시 생존률이  $10^{-7}$ 보다 작을 경우 해당 연령의 사

망률을 1로 설정함으로써 최종생존연령을 결정하였다.

<그림 3.3.5>는 사망률 지수와 최종생존연령의 추정을 통해 작성한 생명표와 2013년의 생명표만으로 작성한 각 연령별 정수 기대여명 (curtate life expectancy)를 비교해 놓은 것이다. 예를 들어 30세 남성의 기대여명은 49.33년에서 64.27년으로 약 15년이 증가하고 동일한 연령의 여성의 경우는 59.37년에서 82.53년으로 약 23년이 증가한다. 50세의 경우 남성은 30.57년에서 40.10년으로 약 10년이, 여성은 40.01년에서 59.16년으로 약 19년이 증가한다. 4절에서는 지금까지의 논의를 바탕으로 작성된 생명표를 이용하여 보험료 및 책임준비금을 계산하고 사망률 개선의 영향에 대해 논해보기로 한다.



<그림 3.3.5> 남성 및 여성의 연령별 정수 기대여명

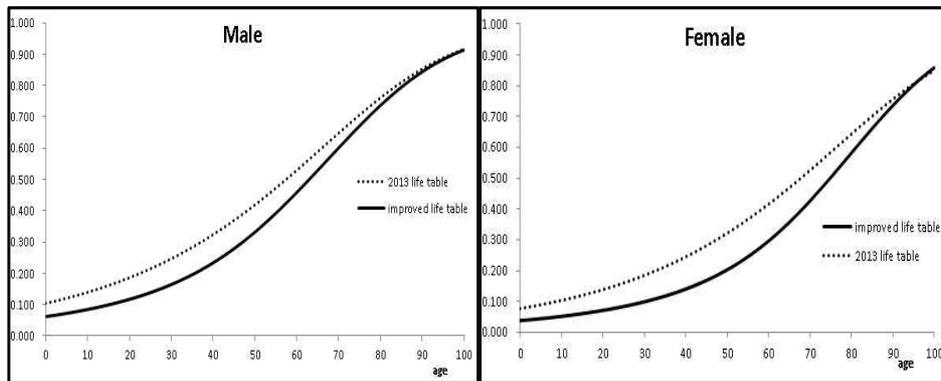
## 제4절 사망률 개선 효과의 분석

### 1. 보험수리적 현가와 연납 보험료

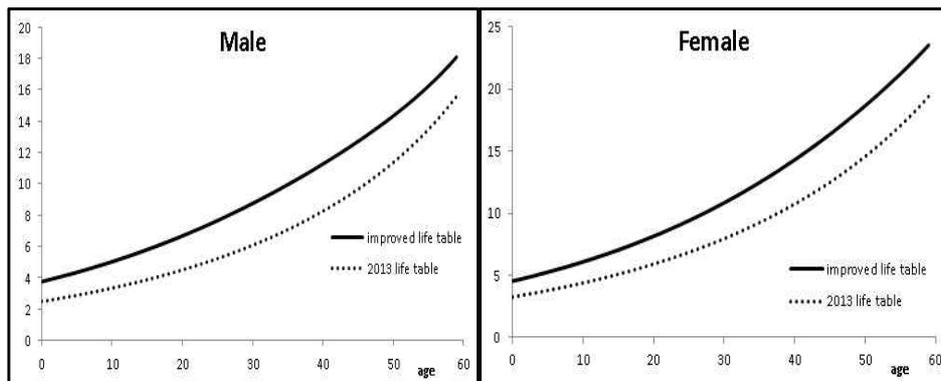
사망률 개선의 효과를 살펴보기 위해 본 장에서는 종신보험과 60세부터 연금이 개시되는 거치 종신연금을 설정하였다. 종신보험의 사망보험금은 1원이고, 보험료 납입은 종신 평균납을 가정하였다. 거치연금의 경우 연금가입자의 연령에 상관없이 60세부터 매년 초 1원이 지급되는 기시급 종신연금으로 보험료는 10년 평균납으로 정하였다. 이하의 모든 보험수리적 현가 (actuarial present value, 이하에서는 APV로 약칭)는 특별한 연금이 없는 한 연간 실이자율 3%로 계산되었다.

<그림 3.4.1>은 2013년의 단일 생명표 (이하에서는 2013 생명표)를 기반으로 계

산된 종신보험의 APV와 사망률 개선을 고려한 생명표 (이하에서는 개선 생명표)를 이용하였을 경우의 APV를 비교한 것이다. 사망률의 개선은 사망보험금의 지급시점을 지연시킴으로써 APV를 감소시킴을 알 수 있다. 연금의 경우 사망률의 개선은 연금에 종신보험과는 정반대의 영향을 미친다. 생존률의 증가로 연금 지급기간이 연장될 가능성이 커지므로 연금의 APV는 증가하는 것이다. <그림 3.4.2>에서 이러한 사실을 확인할 수 있다.



<그림 3.4.1> 연령별 종신보험의 보험수리적 현가



<그림 3.4.2> 거치 종신연금의 보험수리적 현가

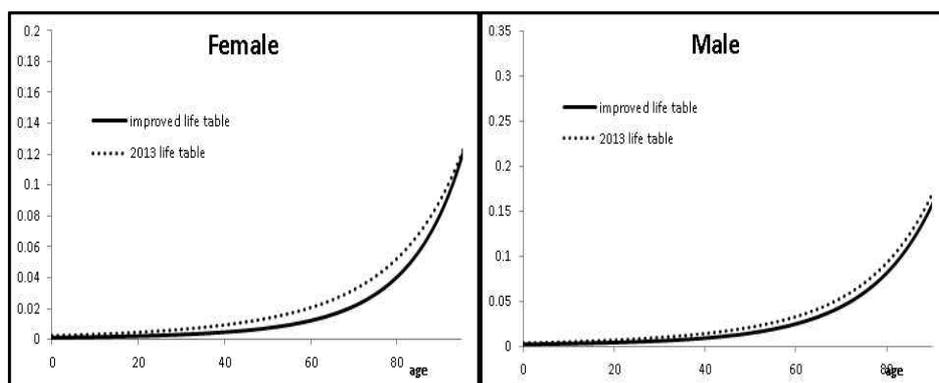
<표 3.4.1>은 2013 생명표를 이용하여 계산한 APV와 개선 생명표를 사용하여 계산한 APV의 비율을 정리해 놓은 것이다. <그림 3.4.1>과 <그림 3.4.2>에서 확인한 바와 같이 개선 생명표를 사용할 경우 보험은 APV가 감소 (즉, 비율이 1보다 작음)하고 연금은 APV가 증가 (즉, 비율이 1보다 큼)함을 알 수 있다. 이와 더불어 <표 3.4.1>은 저연령일수록 사망률 개선 효과가 APV에 더 큰 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 즉, 보험의 경우 두 APV의 비율이 저연령일수록 더 작아지고 연금의

경우 이 비율이 증가한다는 것이다. 이는 저연령의 경우 생명표의 작성시 개선된 예측사망률이 고연령에 비해 더 많이 반영되기 때문에 나타나는 결과이다.

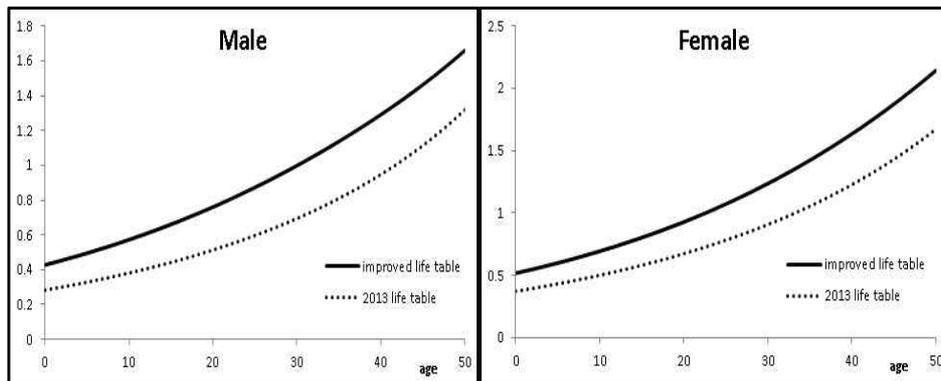
<표 3.4.1> 2013 생명표 APV 대비 개선 생명표 APV의 비율 (단위: %)

| 연령  | 종신보험  |       | 거치 종신연금 |        |
|-----|-------|-------|---------|--------|
|     | 남성    | 여성    | 남성      | 여성     |
| 20세 | 62.89 | 51.36 | 148.06  | 137.80 |
| 30세 | 66.58 | 53.61 | 143.78  | 136.19 |
| 40세 | 72.09 | 57.31 | 136.44  | 133.15 |
| 50세 | 79.20 | 63.09 | 126.14  | 128.00 |

사망률의 개선이 종신보험 및 거치 종신연금의 APV에 미치는 영향은 연납 평균보험료에도 그대로 반영되어 나타난다. 종신보험의 경우 사망률의 개선에 의해 보험금의 지급이 사망률 개선을 반영하지 않은 경우보다 늦어질 것이므로 보험료 수입을 부리시킬 수 있는 기간이 증가한다. 또한 사망에 의해 보험료 수입이 중단될 가능성이 감소함에 따라 납입 보험료는 감소하게 되는 것이다. 반면 연금의 경우는 보험의 사례와 정반대의 논리가 적용된다. 사망률의 감소로 매년 연금의 지급 가능성이 증가하게 되므로 납입해야 하는 보험료가 증가하는 것이다. 개선 생명표를 이용할 경우 종신보험의 보험료는 감소하고 거치 종신연금의 보험료는 증가함을 <그림 3.4.3> 및 <그림 3.4.4>에서 확인할 수 있다.



<그림 3.4.3> 종신보험의 연납 보험료



<그림 3.4.4> 거치 종신연금의 연납 보험료

<표 3.4.2>는 2013 생명표를 이용할 경우와 개선 생명표를 이용할 경우의 연납 평균보험료를 제시한다. 또한 <표 3.4.1>과 마찬가지로 평균보험료의 비율을 통해 보험료에 있어서도 저연령일수록 사망률 개선 효과의 반영이 더 크게 반영됨을 보여준다.

<표 3.4.2> 2013 및 개선 생명표에 의한 연납 보험료 및 보험료 비율

| 연령 | 종신보험   |        |        |        |        |        | 거치 종신연금 |        |        |        |        |        |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
|    | 남성     |        |        | 여성     |        |        | 남성      |        |        | 여성     |        |        |
|    | 2013   | 개선     | 비율     | 2013   | 개선     | 비율     | 2013    | 개선     | 비율     | 2013   | 개선     | 비율     |
| 20 | 0.0067 | 0.0039 | 0.5798 | 0.0047 | 0.0022 | 0.4763 | 0.5139  | 0.7607 | 1.4803 | 0.6738 | 0.9286 | 1.3781 |
| 30 | 0.0095 | 0.0057 | 0.6002 | 0.0066 | 0.0032 | 0.4851 | 0.6947  | 0.9984 | 1.4371 | 0.9077 | 1.2364 | 1.3621 |
| 40 | 0.0139 | 0.0089 | 0.6360 | 0.0094 | 0.0048 | 0.5035 | 0.9472  | 1.2910 | 1.3629 | 1.2272 | 1.6347 | 1.3320 |
| 50 | 0.0210 | 0.0144 | 0.6889 | 0.0138 | 0.0074 | 0.5370 | 1.3191  | 1.6600 | 1.2584 | 1.6733 | 2.1439 | 1.2812 |

## 2. 책임준비금 분석

이번 소절에서는 사망률의 개선이 책임준비금에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 이를 위해 2013년 현재 40세인 남성 및 여성 피보험자를 가정하였다. 그리고 앞서 소절과 동일한 종신보험과 종신연금을 설정하였다. 따라서 여기서 분석하게 될 종신연금은 10년 동안 보험료를 납입하는 20년 거치 종신연금이 된다. 책임준비금의 계산에 필요한 보험료는 <표 3.4.2>의 남녀 40세 해당 보험료를 이용하였다.

사망률 개선의 효과를 보기 위해 3가지 경우의 책임준비금을 계산한다:

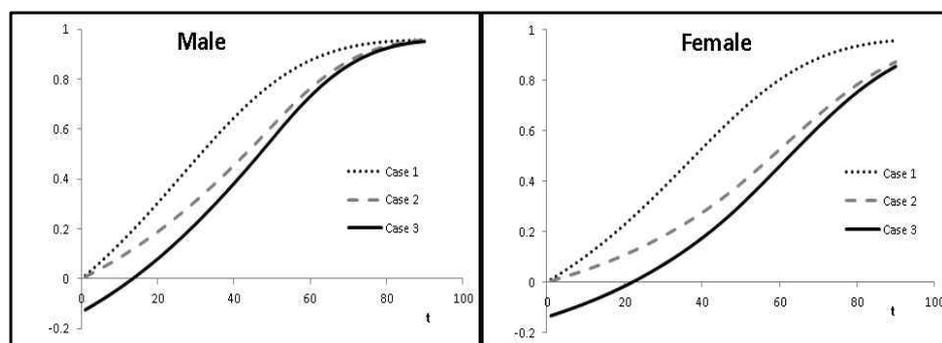
Case 1: 2013 생명표에 기반한 보험료와 책임준비금 산출

Case 2: 개선 생명표에 기반한 보험료와 책임준비금 산출

Case 3: 2013 생명표 기반의 보험료 산출, 개선 생명표 기반의 책임준비금 산출

Case 1은 보험사가 사망률의 개선을 전혀 고려하지 않는 경우를 나타낸다. 많은 보험사들의 현행 부채 평가방법이 이에 해당한다고 할 수 있겠다. Case 2는 보험료와 책임준비금의 계산에 모두 사망률의 개선이 반영된 경우이다. 국제회계기준이 요구하는 최적 예측에 기반한 부채의 시장가치 평가를 나타낸다. 보험료의 산출에도 사망률 개선의 효과가 반영되어 장수 리스크를 감안하고 있다. 향후 이루어질 신계약의 경우가 Case 2에 해당된다. Case 3의 경우 보험료는 사망률 개선의 효과를 전혀 반영하지 못한 채 책임준비금의 계산에만 사망률 개선이 반영된 생명표를 사용하는 것으로 현재 대다수의 보험사가 처해 있는 실정을 나타내는 것이라 할 수 있다. 일단 과거에 결정된 보험료는 변경될 수 없으나 부채평가는 국제회계기준이 요구하는 사망률의 개선 효과를 반영하고 있는 것이다.

<그림 3.4.5>는 앞서 제시한 3가지 경우에 따라 남녀 40세 종신보험의 책임준비금을 평가시점 1부터 90까지 나타낸 것으로 Case 1의 책임준비금이 Case 2와 Case 3의 책임준비금보다 크다는 것을 확인할 수 있다. 이로부터 사망보험의 경우 사망률의 개선은 보험사의 책임준비금, 즉 부채평가에 긍정적인 효과를 미치고 있음을 알 수 있다. 즉, 사망률 개선을 반영한 생명표를 이용할 경우 보험사의 부채는 감소하게 되는 것이다. 특히 Case 3에서 나타나듯 사망률 개선을 반영하지 않은 보험료 수입을 가정할 경우 음수인 부채가 발생할 수도 있다. 남성의 경우는 평가시점 13까지, 여성의 경우는 평가시점 20까지 책임준비금이 음수로 나타난다. <표 3.4.3>은 평가시점 10년 간격의 책임준비금을 정리해 놓은 것이다.

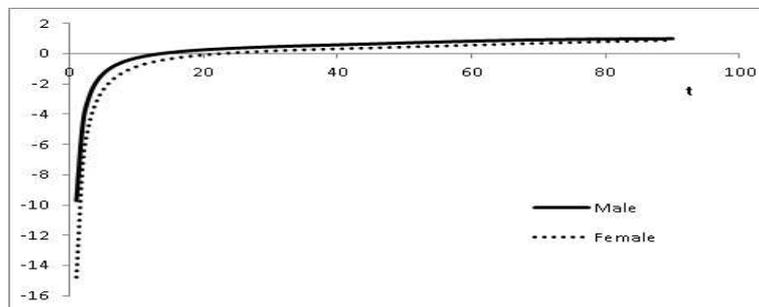


<그림 3.4.5> 경과기간별 종신보험의 책임준비금

<표 3.4.3> 종신보험의 책임준비금

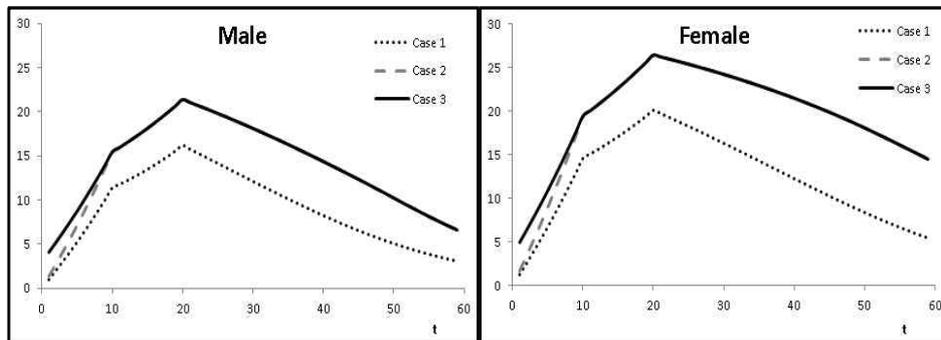
| 경과기간 | 남성 40세   |          |          | 여성 40세   |          |          |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|      | case 1   | case 2   | case 3   | case 1   | case 2   | case 3   |
| 10   | 0.140319 | 0.084369 | -0.03787 | 0.101443 | 0.046543 | -0.08546 |
| 20   | 0.303658 | 0.188128 | 0.079741 | 0.226221 | 0.106205 | -0.01754 |
| 30   | 0.478694 | 0.312127 | 0.220294 | 0.371546 | 0.180704 | 0.067271 |
| 40   | 0.645578 | 0.454665 | 0.381861 | 0.527564 | 0.273221 | 0.172597 |
| 50   | 0.782161 | 0.611583 | 0.559728 | 0.676915 | 0.388213 | 0.30351  |
| 60   | 0.875474 | 0.762854 | 0.731194 | 0.80001  | 0.523001 | 0.45696  |
| 70   | 0.92788  | 0.872101 | 0.855026 | 0.884987 | 0.659568 | 0.612434 |
| 80   | 0.950923 | 0.932983 | 0.924036 | 0.933399 | 0.780408 | 0.750005 |
| 90   | 0.956668 | 0.957465 | 0.951786 | 0.955227 | 0.870762 | 0.852869 |

사망률 개선에 따른 책임준비금의 변화를 보다 명확히 살펴보기 위해 <그림 3.4.6>에서는 Case 1의 책임준비금 대비 Case 3의 책임준비금의 비율을 나타내 보았다. 이는 이자율 등을 포함한 모든 계리적 기초 (actuarial basis)와 실제 경험치가 일치한다는 전제 하에 만약 책임준비금 계산에 사망률 개선을 반영하지 않던 보험사가 보험계약 성립 이후 사망률 개선을 반영하였을 경우의 책임준비금의 변화 비율을 나타내는 것이라 할 수 있다. 모든 평가시점에서 1보다 작은 비율을 나타냄으로써 사망률 개선을 반영할 경우 그렇지 않은 경우에 비해 보험사의 책임준비금이 감소하였음을 알 수 있다. 그러나 시간의 경과에 따라 두 책임준비금의 차이가 점차 감소하여 이 비율이 점차 1로 수렴해 가는 것을 확인할 수 있다. 이는 Case 3의 보험사는 Case 1의 보험사에 비해 책임준비금은 더 작지만, 피보험자의 연령이 증가함에 따라 더 빠른 속도로 책임준비금을 증가시켜 나아가야 한다는 것을 의미한다.



<그림 3.4.6> 종신보험의 책임준비금 비율

3가지 경우에 대한 연금의 책임준비금은 <그림 3.4.7>과 <표 3.4.4>에서 확인할 수 있다. Case 2와 Case 3은 납입 보험료만 다른 경우이므로 보험료 납입이 종료하게 되는 10시점부터는 책임준비금이 동일하다. 종신보험과의 가장 큰 차이는 Case 1의 책임준비금이 가장 작게 나타난다는 점인데, 이는 사망률 개선에 따른 장수 리스크를 의미한다. 가장 극단적인 예로 이자율이 0%일 경우 보험료 납입기간이 만료되는 10시점에서의 책임준비금은 50세의 정수 기대여명  $e_{50}$ 에 1을 더한 값이 된다. 즉, 50세의 정수 기대여명이 증가하는 만큼 보험사의 부채가 증가하는 것이다.



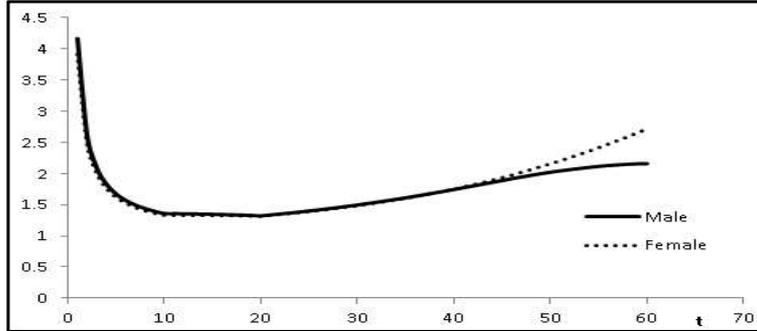
<그림 3.4.7> 경과기간별 거치 종신연금의 책임준비금

<표 3.4.4> 거치 종신연금의 책임준비금

| 경과기간 | 남성 40세  |         |         | 여성 40세  |         |         |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|      | case 1  | case 2  | case 3  | case 1  | case 2  | case 3  |
| 10   | 11.3564 | 15.4203 | 15.4203 | 14.5805 | 19.3942 | 19.3942 |
| 20   | 16.1719 | 21.3722 | 21.3722 | 20.0594 | 26.3787 | 26.3787 |
| 30   | 12.1069 | 18.1080 | 18.1080 | 16.2920 | 24.1800 | 24.1800 |
| 40   | 8.2311  | 14.3558 | 14.3558 | 12.2474 | 21.4495 | 21.4495 |
| 50   | 5.0591  | 10.2249 | 10.2249 | 8.3756  | 18.0557 | 18.0557 |
| 60   | 2.8920  | 6.2428  | 6.2428  | 5.1845  | 14.0777 | 14.0777 |

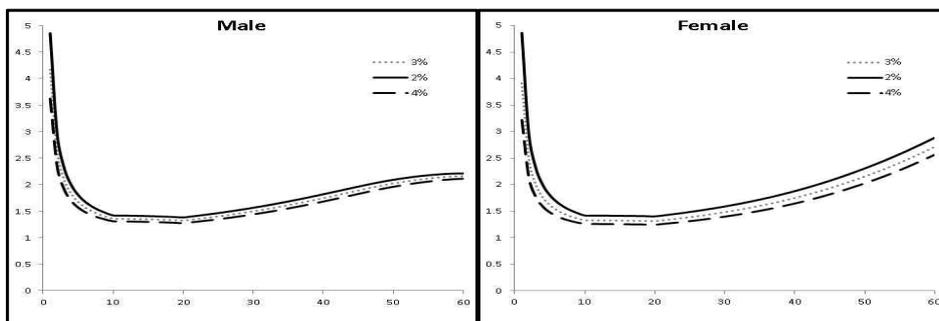
사망률 개선에 따른 책임준비금의 변화를 보다 명확히 살펴보기 위해 <그림 3.4.8>에서는 거치 종신연금의 Case 1 책임준비금 대비 Case 3의 책임준비금의 비율을 나타내 보았다. 예를 들어 보험료 납입이 종료되는 10시점에서는 이 비율이 남성과 여성의 경우 각각 1.36과 1.33으로 나타난다. 연금지급이 시작되는 20시점에서는 성별로 1.32와 1.32이던 비율이 이후부터 점차 증가하여 60시점에서는 2.16와 2.72에 이르게 된다. 이는 보험료의 산정시 사망률의 개선을 반영하지 않을 경우 보

협사의 부채가 2배 이상 증가할 수도 있음을 나타내는 것으로 사망률의 변화가 연금보험사의 재정건전성에 심각한 위협이 될 수 있음을 암시한다.



<그림 3.4.8> 거치 중신연금의 책임준비금 비율

사망률의 개선이 연금의 경우 보험사의 부채 평가에 중대한 위협으로 작용할 수 있음을 고려하여 이자율을 2%와 4%로 변경하여 비교해 놓은 것이 <그림 3.4.9>이다. 즉, 각 이자율에 대해 동일한 피보험자를 가정, 10년납 보험료를 각각 계산한 후 3가지 경우의 책임준비금을 산출하여 Case 1 대비 Case 3의 비율을 추가적으로 나타낸 것이다. <그림 3.4.9>로부터 이자율이 증가할수록 사망률의 개선에 따른 책임준비금의 증가 정도가 감소하는 것을 알 수 있다. 이는 만약 사망률의 개선을 반영하지 않을 경우 연금보험사가 처하게 되는 장수 리스크는 자산의 운용 실적을 개선함으로써 상대적으로 경감될 수 있음을 의미한다.



<그림 3.4.9> 이자율에 따른 책임준비금 비율 비교

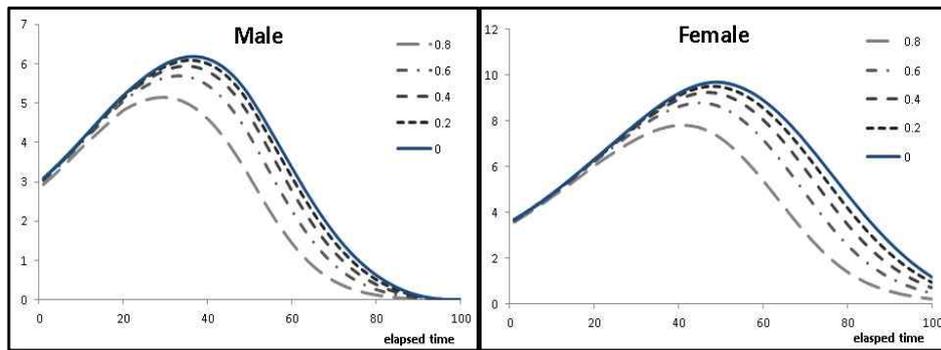
생명연금에서 책임준비금의 증가로 표현되는 장수 리스크는 보험 포트폴리오의 구성에 의해서도 경감될 수 있다. 생명보험의 경우 사망률의 개선은 책임준비금의 감소 요인이 되는 바, 생명보험과의 연계를 통해 연금에서 나타나는 준비금의 증가

폭을 경감시킬 수 있는 것이다. <그림 3.4.10>은 사망률 개선에 따른 종신보험과 거치 종신연금의 책임준비금 변화량에 전체 보험포트폴리오의 책임준비금에서 차지하고 있는 각각의 비중을 가중치로 부여하여 계산한 책임준비금의 변화이다. 다시 말해 종신보험의 비중을  $(0 \leq \omega \leq 1)$ , Case  $i_{insu}$ 와 Case  $i_{annu}$ 를 각각  $i$  사례에 해당하는 종신보험과 거치 종신연금의 책임준비금이라고 할 때 다음의 식을 경과기간별로 나타낸 것이다.

$$\omega \frac{Case\ 1_{insu} (Case\ 3_{insu} - Case\ 1_{insu}) + (1-\omega) Case\ 1_{annu} (Case\ 3_{annu} - Case\ 1_{annu})}{Case\ 1_{insu} + (1-\omega) Case\ 1_{annu}} \quad (3.4.1)$$

식 (3.4.1)의 분자의 첫 번째 괄호는 사망률의 개선에 따른 종신보험의 책임준비금 변화량을, 두 번째 괄호는 거치 종신연금의 준비금 변화량을 의미한다. 종신보험과 거치 종신연금의 준비금 규모가 다르므로 이를 보정하기 위해 전체 보험포트폴리오의 준비금에서 차지하는 종신보험과 거치 종신연금의 준비금의 비중을 가중치로 설정한 것이다.

<그림 3.4.10>로부터 종신보험의 비중  $\omega$ 가 증가할수록 거치 종신연금으로만 구성되었을 경우에 비해 책임준비금의 증가폭이 감소함을 확인할 수 있다. 예를 들어 남성 40세를 대상으로 한 거치 종신연금으로만 구성되어 있을 경우 사망률 개선에 따른 책임준비금의 증가는 경과시점 37에서 약 6.18로 가장 크게 나타난다. 식 (3.4.1)에 의하면 종신보험의 비중이 20%일 때 책임준비금의 증가는 약 6.08로 거치 종신연금으로만 구성된 경우에 비해 약 1.56% (즉,  $(6.18-6.08) / 6.18$ ) 감소한다. 동일한 방법으로 종신보험의 비중을 40%, 60%, 80% 그리고 90%까지 증가시킬 때 준비금 증가 정도를 살펴보면 각각 5.92, 5.62, 4.87 그리고 3.82로 거치 종신연금으로만 이루어질 경우에 비해 책임준비금이 각각 4.19%, 9.06%, 21.20% 그리고 38.07% 감소한다. 그러나 거치 종신연금의 책임준비금에 비해 종신보험의 책임준비금은 매우 작기에 사망률 개선에 따라 종신보험의 준비금이 감소하더라도 전체 보험 포트폴리오의 준비금 변화에 미치는 영향은 그리 크지 않음을 알 수 있다.



<그림 3.4.10> 종신보험 비중에 따른 책임준비금 변화

## 제5절 소 결

본 장은 사망률의 개선이 보험사의 부채평가에 어느 정도의 영향을 미치는지를 파악하는 것을 목적으로, 개량된 LC 모형을 이용하여 미래 사망률을 예측하고 이를 바탕으로 종신보험 및 거치 종신연금의 보험료와 책임준비금을 계산해 보았다. 특히 연금의 경우 보험료의 계산에 사망률 개선을 반영하지 않을 경우 준비금은 계약 기간의 초반부에 급속히 증가함으로써 보험사의 재정건전성에 상당한 위험요소가 될 수 있음을 확인하였다. 또한 이자율에 변화에 따른 책임준비금의 변화 비율을 비교함으로써 사망률 개선에 의한 장수 리스크가 이자율의 증가에 의해 감소될 수 있음 역시 살펴보았다. 그리고 생명보험의 경우 사망률의 개선은 책임준비금의 감소요인으로 작용하여 생명연금의 장수 리스크를 경감시킬 수 있음을 알아보았다.

사망률의 개선이 연금재정의 건전성에 미치는 위협에 대한 관심이 증가하고 있음에도 불구하고 이에 대한 실증적 분석은 찾아보기 힘들다. 본 장은 이에 대한 첫 시도로서 이 분야에 대한 다양한 후속 논의와 연구를 촉진시키는 것에 그 의의를 두고 있다. 또한 사망률의 개선 추세를 반영한 생명표를 작성, 이를 기반으로 책임준비금을 산출함으로써 국제회계기준에 부합하는 보험사 부채의 시장가치 평가 방법의 토대를 제시하고자 하였다.

그러나 국제회계기준은 ‘최선 예측’에 기반한 보험사의 부채평가를 요구하고 있는 바, 본 장의 연구는 개선의 여지를 많이 남겨두고 있다. 사망률의 예측을 위해 전통적 LC 모형의 최대우도추정법인 포아송 로그-이중선형 모형을 사용하였으나 다른 확률적 사망률 예측모형이 한국의 데이터에 더 적합할 수 있다. 뿐만 아니라

고연령에 대한 사망률 추정을 위해 본 논문에서는 고펜퍼츠 모형에 기반하였으나 이에 대해서는 보다 정교한 모형과 이에 기반한 분석이 요구된다. 따라서 본 장에서 수행한 책임준비금 분석결과를 직접 실무에 적용하기에는 무리가 있다. 따라서 상기의 문제점을 보완하는 한편 장수 리스크에 대한 위험관리를 제시할 수 있는 추가적 후속연구가 이루어질 필요가 있다.

## 제4장 포트폴리오 구성을 통한 리스크 관리

### 제1절 연구개요

지난 2013년 8월 정부는 정책금융 역할의 재정립 방안의 일부로 무역보험공사에서 독점 운영해 오던 단기수출보험시장을 민간에 개방, 경쟁체제로 전환할 계획을 발표하였다. 이에 대해 일각에서는 수익을 중요시하는 민간 손해보험사의 경우 높은 손해율을 나타내는 중소수출기업의 보험인수를 거부할 수 있고 민간 보험사 간의 경쟁보다는 대기업 손해보험사로의 일감 몰아주기와 같은 부작용을 염려하고 있다. 반면 다른 일각에서는 조세를 기반으로 한 수출보험기금의 측면에서 민간 개방이 수출기업에 대한 편향지원 문제를 해결할 수 있고 경쟁체제의 도입으로 합리적이고 저렴한 보험요율을 기대할 수 있을 것이라 주장한다. 민간 손해보험사는 단기수출보험이라는 새로운 사업영역을 확보하게 되었으나 다른 한편으로 적정 보험요율의 결정과 리스크 관리라는 새로운 도전에 직면하게 되었다.

본 장은 크게 두 가지의 목적을 지니고 있다. 첫째는 2004년부터 2013년까지 10년 동안 집계된 단기수출보험의 수입보험료와 손해율 데이터를 분석함으로써 단기수출보험시장의 현 상황을 파악하는 것이다. 둘째는 Markowitz의 포트폴리오 이론을 손해율 자료에 적용, 손해율의 표준편차로 대표되는 리스크를 최소화하거나 또는 보험사가 감당할 수 있는 리스크가 주어졌을 때 기대손해율을 최소화할 수 있는 단기수출보험의 포트폴리오를 구성하여 리스크를 관리할 수 있는 방안을 고찰해 보는 것이다. 현재까지의 단기수출보험은 수출증진이라는 정책적 목표를 위해 보험요율의 적정성 및 리스크관리에 대한 고려가 상대적으로 경시되어 만성적인 보험수지 적자 문제에 노출되어 왔다. 수익성을 고려해야 하는 민간 보험사의 경우 새로운 사업운영에 수반되는 리스크를 분석하고 관리해야 할 필요가 있다. 이러한 측면에서 손해율의 변동성으로 측정되는 리스크를 최소화하거나 또는 감당할 수 있는 리스크의 크기가 주어졌을 때 손해율을 최소화할 수 있는 포트폴리오를 추정해 봄으로써 단기수출보험 부문에서 민간 보험사의 성공적 사업운영을 위한 시사점을 찾아

볼 수 있다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 단기수출보험 데이터를 소개하고 이를 통해 현재 단기수출보험의 위험요소별 특징을 살펴본다. 3절은 여러 개의 위험자산으로 이루어진 포트폴리오에서 포트폴리오를 구성하는 각 위험자산의 비중에 따라 나타날 수 있는 포트폴리오의 기대수익률과 수익률의 표준편차의 조합점, 즉 선택가능집합(feasible set)을 구성하는 방법을 살펴본 후 이를 단기수출보험의 각 위험요인에 적용함으로써 민간 보험사의 단기수출보험 사업운영에 관한 시사점을 제시한다. 4절에서는 동일한 Markowitz의 포트폴리오 이론을 적용하여 단기수출보험의 인수가 일반보험에 미칠 수 있는 리스크 감소효과를 살펴본다. 이후 5절에서는 본 장의 내용을 요약하고 개선해야 할 점과 향후 연구방향을 논한다.

## 제2절 데이터의 소개와 분석

본 장에서 이용하는 데이터는 손해보험협회로부터 제공받은 2004년부터 2013년까지 10년 동안 집계된 단기수출보험 관련 데이터이다. 이는 단기수출보험의 지급비율 추정을 위해 사용되었던 II장의 데이터와는 별개의 데이터이다. 본 장을 위한 데이터에는 각 연도별로 단기수출보험의 원화표시 인수금액, 보험료, 지급보험금, 회수금 그리고 실질 손해율이 4가지 위험요소, 즉 수출기업의 규모, 수출대상지역, 판매형태 그리고 수출업종별로 제공된다. 데이터의 속성에 있어 한 가지 유의해야 할 사항은 인수금액, 보험료, 실질 손해율 등이 개별 위험요소로만 확인된다는 점이다. 따라서 두 가지 이상의 위험요소를 동시에 고려한 분석이 불가능하다. 예를 들어 수출기업이 중소기업일 경우의 지급보험금 액수는 파악되지만 중소기업이면서 수출대상지역이 북미인 경우의 지급보험금 액수는 알 수 없는 것이다. 이러한 데이터의 제약에 따라 이하의 데이터 소개와 이후의 모든 논의는 각 위험요소별로 이루어짐을 미리 밝혀둔다.

위험요소에 대한 간략한 소개는 다음과 같다. 먼저 수출기업의 규모는 대기업과 중소기업, 2개의 하위수준으로 구분되어 있는데 이에 대한 정확한 구분기준은 제시되어 있지 않다. 수출대상지역은 유럽, 아시아, 북미, 중남미, 오세아니아 대양주, 아프리카, 중동 그리고 기타 지역 등 총 8개의 수준으로 구성되어 있다. 이 중 기타

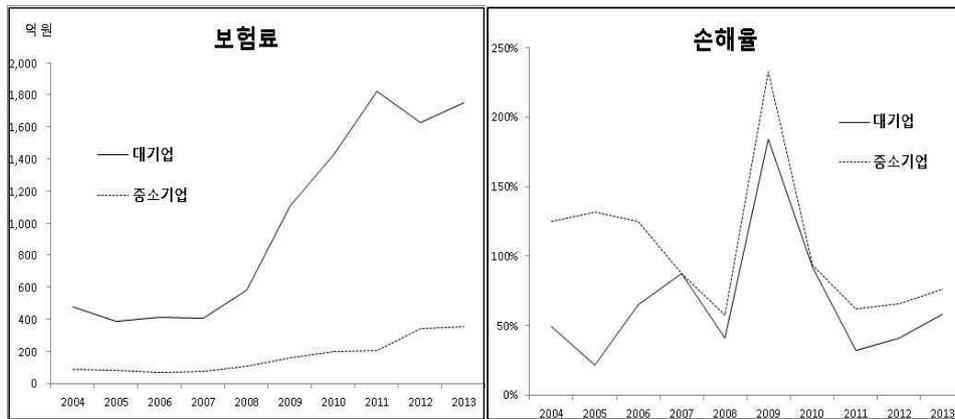
지역은 기록이 일관되게 않으며 보험인수금액이 소액일 뿐만 아니라 실질 손해율이 모두 0%로 기록되어 있어 분석에서는 제외하였다. 판매형태는 일반 및 재판매로 구분된다. 일반판매란 국내에 거주하고 있는 수출기업의 보험인수를, 재판매는 국내 모기업의 해외지사에 의한 수출거래 인수를 의미한다.

수출업종은 수출품목을 업종별로 구분해 놓은 것으로 원래의 기초 데이터에서는 총 63개의 업종을 확인할 수 있다. 수출업종의 경우 하위수준이 너무 세분화되어 있을 뿐만 아니라 이러한 구분이 데이터 집계기간 동안 일관되게 적용되지 않고 또한 보험인수 실적이 존재하지 않는 업종이 많이 존재한다. 이에 본 장에서는 단기 수출보험의 전체 보험료에서 차지하고 있는 비중을 기준으로 하여 크게 4가지로 재분류하였다. 이 중 2가지는 원래의 데이터에 나타나 있는 단일업종으로 전체 보험료 수입에서 평균 52.3%와 17.4%의 비중을 차지하고 있는 전자부품·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업과 도매 및 상품중개업이 이에 해당한다. 나머지 2가지는 유사한 산업을 묶은 것으로 전기장비 제조업, 기타 기계 및 장비 제조업, 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업 등 중공업 관련 업종을 합친 것과 섬유제품 제조업, 의류제품 제조업 등의 경공업 제조업과 기타 부문을 합친 것이 바로 그것이다. 전자는 보험료 수입의 약 10.1%, 그리고 후자는 그 나머지 비중을 차지하고 있다. 이하에서는 각 위험요소별로 보험료와 손해율을 보다 자세히 살펴 보도록 한다.

## 1. 수출기업의 규모

<그림 4.2.1>은 수출기업의 규모에 따른 수입보험료와 손해율을 나타낸 것이다. 보험료 수입을 보여주는 <그림 4.2.1>의 좌측 패널로부터 확인할 수 있듯 단기수출보험의 대부분은 대규모 수출기업으로부터의 보험인수로 이루어져 있다. 특히 대기업의 단기수출보험 가입은 2009년부터 가파르게 증가하였는데 이는 2008년 미국으로부터 촉발된 세계 금융위기의 여파로 수입업자의 신용위험이 크게 높아졌기 때문인 것으로 여겨진다. 이에 반해 중소기업의 단기수출보험은 증가추세를 보이기는 하나 대기업과 같은 급격한 증가를 나타내지는 않는다. 이러한 대기업 치중 현상은 우리나라의 수출산업구조에 의한 것으로 추측되나 수출보험의 홍보 부족이나 부담

스러운 보험요율 등 중소기업이 단기수출보험에 가입하기 어려운 기타 다른 원인이 존재할 수도 있다. 후자의 경우 단기수출보험 시장의 경쟁체제 도입이 어떠한 긍정적 효과를 미칠 수 있을지 이에 대한 후속연구가 필요하다.



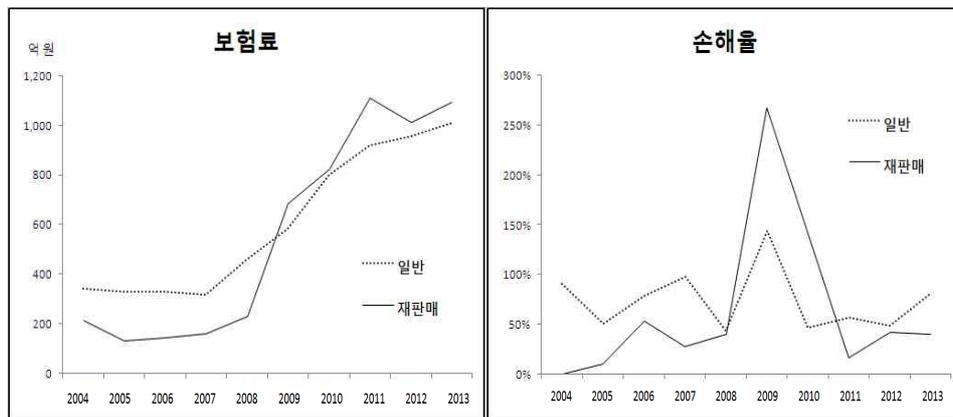
<그림 4.2.1> 보험료 수입과 손해율 추이: 수출기업규모

<그림 4.2.1>로부터 중소기업 단기수출보험의 손해율이 대기업의 손해율에 비해 높다는 것을 알 수 있다. 특히 중소기업의 기대손해율은 105.8%로 보험영업에서의 적자를 나타내고 있다. 2009년의 경우 손해율이 무려 233%에 달한다. 뿐만 아니라 손해율의 표준편차 역시 대기업은 46.87%, 중소기업은 52.50%로 중소기업의 리스크가 더 큰 것을 확인할 수 있다. 2009년의 높은 손해율은 세계 금융위기의 여파로 인한 예외적인 상황임을 감안하여 기대손해율과 표준편차를 다시 계산해 보아도 대기업은 각각 54.2%와 23.96%, 중소기업은 각각 91.7%와 29.14%로 나타나 여전히 중소기업의 기대손해율과 표준편차가 대기업보다 높은 것을 알 수 있다.

이처럼 높은 손해율과 표준편차로 대표되는 리스크는 중소기업 단기수출보험의 인수를 꺼리게 하는 요인이 될 수 있다. 그러나 2009년을 제외할 경우 중소기업의 손해율은 전반적으로 감소하는 추세를 나타낸다. 무엇보다 대기업과 중소기업 단기수출보험을 함께 인수하는 경우 손해율의 변동성으로 측정되는 리스크는 감소시킬 수 있다. 이에 대해서는 다음 절에서 보다 자세히 논하도록 한다.

## 2. 판매형태

단기수출보험에서 재판매에 의한 보험인수가 점차 증가, 그 중요성을 더하고 있다. <그림 4.2.2>에서 이를 확인할 수 있다. 재판매 형태는 2004년 216억 원에서 시작하였으나 2009년 684억 원으로 약 3.17배 증가하다 급기야 일반 판매형태를 추월, 2013년 현재 전체 단기수출보험의 52%를 차지하고 있다. 값싼 노동력이나 시장확보를 위해 해외직접투자가 증가하면서 해외에 거주하고 있는 국내 기업의 단기수출보험 가입이 증가하고 있는 것으로 추측된다.

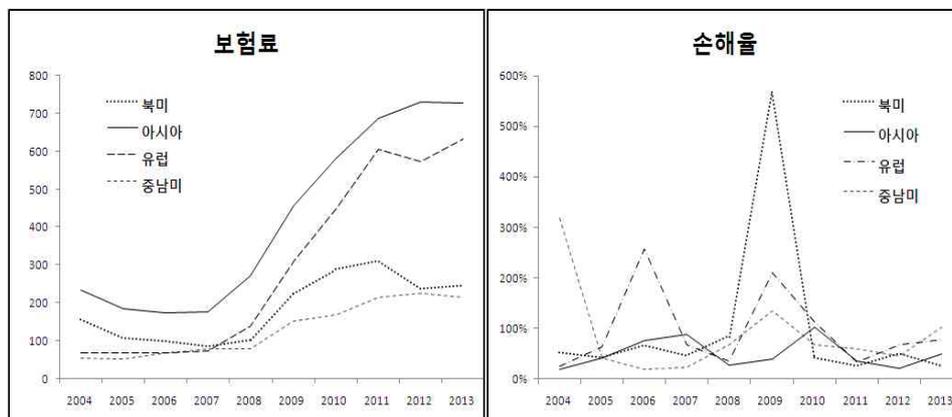


<그림 4.2.2> 보험료 수입과 손해율 추이: 판매형태

손해율의 관점에서 볼 때 재판매 형태의 단기수출보험 증가는 새로운 도전으로 등장한다. 비록 재판매의 기대손해율은 64.3%로 일반판매의 기대손해율 74.4%보다 낮으나 표준편차는 81.31%로 기대손해율보다도 높게 나타나기 때문이다. 2009년을 제외한 경우 재판매의 기대손해율과 표준편차는 각각 41.6%와 40.95%로 변동계수, 즉 기대손해율 대비 변동성은 여전히 매우 크다는 것을 알 수 있다. 이러한 리스크를 관리하기 위한 한 방안으로 포트폴리오 구성을 고려해 볼 수 있다. <그림 4.2.2>의 오른쪽 패널로부터 2009년을 제외한 나머지 연도에서 일반판매와 재판매의 손해율은 서로 다른 방향으로 변화하고 있는 것을 알 수 있다. 두 손해율의 상관계수를 구해보면 2009년을 포함할 경우 약 0.57로 계산되나 2009년을 제외할 경우 약 -0.37로 나타난다. 이처럼 손해율의 상관계수가 음수인 경우 포트폴리오 구성을 통한 리스크 관리는 보다 효과적일 수 있다.

### 3. 수출대상지역

<그림 4.2.3>은 집계기간동안의 기록이 일관적으로 나타나지 않는 기타 지역을 제외하고 보험료 수입에서 높은 비중을 차지하고 있는 아시아, 유럽, 북미 그리고 중남미 4개 지역의 보험료와 손해율 추세를 나타낸다. <그림 4.2.3>에서 알 수 있듯 보험료 수입에 있어 아시아 지역의 비중이 가장 높게 나타난다. 그러나 이 비중은 2004년 41.2%에서 2013년 34.6%로 점차 감소하여 다른 수출대상지역의 중요성이 증가하고 있음을 시사한다. 북미 역시 동일 기간 27.8%에서 11.7%로 감소한 반면 유럽의 비중은 12.0%에서 30.03%로 크게 증가하였다. 중남미의 비중은 약 10%에서 큰 변화를 나타내지 않고 중동 및 다른 지역의 비중은 2%에 채 미치지 못하고 있다.



<그림 4.2.3> 보험료 수입과 손해율 추이: 수출대상지역

손해율은 수출대상지역에 따라, 그리고 금융위기의 영향에 따라 매우 큰 차이를 보인다. 아시아의 경우 기대손해율과 표준편차는 각각 49.5%와 28.93%로 모두 제일 작게 나타난다. 이는 <그림 4.2.3>의 오른쪽 패널에서도 확인되는데 2009년과 2010년 금융위기 상황에서도 급격한 손해율의 증가를 나타내는 다른 지역과 달리 아시아의 손해율은 소폭으로 증가하였음을 알 수 있다. 가장 높은 손해율을 기록한 2010년을 제외할 경우 아시아 지역의 기대손해율과 표준편차는 43.70%와 23.62%로 2010년을 포함한 경우와 크게 차이를 나타내지 않아 상대적으로 안정적인 모습을 나타낸다. 반면 북미의 경우 2009년 손해율이 567%를 기록함으로써 높은 기대손해율(100%)과 표준편차(165%)의 원인이 되는데 이러한 극단적이고 예외적인 상황은 미국에서 시작한 금융위기의 여파가 직접적으로 영향을 미쳤기 때문인 것으로 판단

된다. 2009년을 제외한 다른 기간 동안 북미의 기대손해율과 표준편차는 48.14%와 18.34%로 아시아 지역과 마찬가지로 낮은 손해율과 낮은 리스크를 나타낸다.

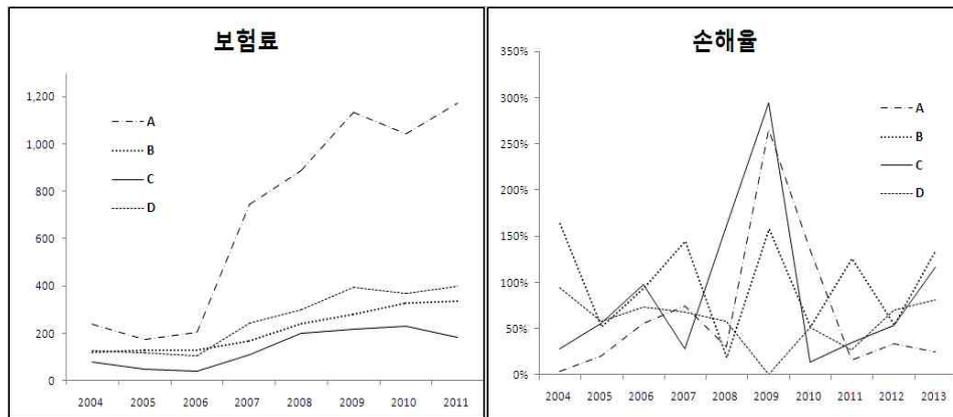
이에 반해 유럽은 2009년의 금융위기 기간 이외에도 2006년 256.3%, 중남미는 2004년 317.6%의 손해율이 발생함으로써 아시아 지역과 2009년을 제외한 북미 지역보다 높은 기대손해율 및 표준편차를 보인다. 이들 4개 주요 지역을 제외한 아프리카, 중동 그리고 오세아니아 대양주 경우 손해율의 변동성은 각각 94.45%, 59.3% 그리고 117.58%로 상대적으로 높은 리스크를 나타낸다. 아프리카나 중동의 경우 수입업자의 신용위험과 더불어 불안정한 국내 및 국제정세에 따라 비상위험이 크게 작용한 것일 수 있다. 이처럼 수출대상지역 간 나타나는 손해율의 차이는 보험인수 과정에서 적절한 지역 간 조합을 통해 리스크를 분산시킬 수 있는 가능성을 시사한다. 그러나 다른 한편 포트폴리오 구성을 통한 리스크 관리의 한계 역시 발견되는데 2009년의 금융위기처럼 전세계적으로 영향을 미치는 악재가 빈번하지는 않지만 종종 발생하고 이 경우 포트폴리오 구성에 따른 리스크 분산 효과는 기대하기 어렵다는 점이다. 따라서 보험사의 리스크관리는 이러한 극단적이고 예외적인 위험 역시 충분히 감안해야 할 필요가 있다.

#### 4. 수출업종

<그림 4.2.4>는 원래의 기초 데이터에 나와 있는 60개가 넘는 수출업종을 보험료 수입을 기준으로 다시 재분류한 후 나타난 수입보험료와 손해율의 추세이다. 이에 따르면 전자부품·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업(이하 a로 약칭)이 보험료 수입에서 차지하는 비중이 가장 높다. 한 가지 특이한 사항은 a는 원 데이터에 나와 있는 하나의 단일업종임에도 불구하고 그 비중이 2004년 42.63%에서 2013년 56.11%로 꾸준히 증가하고 있다는 점이다. 두 번째로 큰 비중을 차지하고 있는 도매 및 상품중개업(이하 b) 역시 원 데이터에는 단일업종으로 분류되어 있는데 이 비중은 시간의 경과에 따라 감소하는 추세를 보인다.

전기장비·기타 기계 및 장비·자동차 및 트레일러·기타 운송장비 제조업 등(이하 c)과 섬유제품·의류제품 등 경공업 제조업과 기타 부문(이하 d)은 원 데이터 상의 다수 수출업종을 결합한 것임에도 불구하고 보험료 수입의 평균 비중은 각각

9.93%와 21.14%로 그리 크지 않다. 또한 이 비중은 지속적으로 감소하고 있다. a로의 치중 현상은 우리나라 수출산업구조의 특징을 반영하고 있는 것으로 추측되는데 포트폴리오 구성을 통한 리스크관리에 있어 이러한 집중구조는 긍정적이지 않을 수 있다.



<그림 4.2.4> 보험료 수입과 손해율 추이: 수출업종

- a: 전자부품·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업
- b: 도매 및 상품중개업
- c: 전기장비·기타 기계 및 장비·자동차 및 트레일러·기타 운송장비 제조업 등
- d: 섬유제품·의류제품 등 경공업 제조업과 기타 부문

주력 수출업종인 a의 기대손해율은 65.9%로 전체 단기수출보험의 기대손해율 73.3%보다 낮게 나타난다. 그러나 손해율의 표준편차는 79.97%로 기대손해율보다도 높게 나와 a 업종의 리스크가 크다는 것을 알 수 있다. 반면 두 번째로 큰 비중을 나타내는 b 업종의 기대손해율과 표준편차는 각각 99.5%와 52.48%로 손해율은 매우 높으나 리스크는 상대적으로 낮은 것으로 파악된다. 수출업종의 손해율과 관련하여 <그림 4.2.4>의 오른쪽 패널에서 나타나는 한 가지 특이한 점은 d의 손해율은 다른 수출업종의 손해율과 전반적으로 다른 방향의 변화추세를 보인다는 점이다. 특히 주로 경공업 부문의 제조업으로 구성된 d는 2009년의 금융위기에 큰 영향을 받지 않았던 것으로 나타난다. 오히려 손해율이 음수로 기록되어 있는데 이의 정확한 원인을 파악할 수는 없었다. 다만 이전에 지급되었던 보험금이 당해 연도에 회수되어 영향을 미친 것으로 추측될 뿐이다.

### 제3절 포트폴리오 이론과 단기수출보험

본 절에서는 Markowitz의 포트폴리오 이론을 적용, 먼저 개의 위험자산으로 구성된 포트폴리오에서 위험자산의 비중 변화에 따라 나타날 수 있는 포트폴리오의 기대수익률과 리스크의 가능 조합점, 즉 선택가능집합(feasible set)을 찾는 방법을 간략히 소개한다. 선택가능집합을 찾게 되면 기대수익률이 정해졌을 때 리스크를 최소화하거나 또는 감당할 수 있는 리스크가 주어졌을 때 기대수익률을 최대화할 수 있는 선택점들의 집합 및 이때 포트폴리오를 구성하는 각 위험자산의 비중을 계산할 수 있다. 단기수출보험에 이를 적용할 경우 일정한 리스크에 대해 손해율의 기댓값을 최소로 하거나 또는 기대손해율이 주어졌을 때 리스크가 최소가 되도록 하는 선택점들의 집합과 이 선택점에서의 위험요소 내 수준별 비중, 예를 들어 수출기업 규모의 경우 대기업과 중소기업의 비중 등을 계산할 수 있다. 이하에서는 이를 관측된 실제 비중과 비교함으로써 단기수출보험의 리스크 관리에 대한 시사점을 찾아보도록 한다.

#### 1. 선택가능집합의 구성

$n$ 개의 위험자산으로 이루어진 포트폴리오의 선택가능집합은 먼저 어떠한 두 기대수익률에 대해 각각 리스크가 최소인 두 포트폴리오를 찾고 이후 이 두 포트폴리오를 이용함으로써 새로운 포트폴리오를 구성한다. 이 새로운 포트폴리오는 이를 구성하는 두 포트폴리오의 비중을 변화시킴으로써 다양하게 나타나게 되는데 이 새로운 포트폴리오의 기대수익률과 표준편차의 순서쌍을 연결하는 곡선을 찾을 수 있다.  $n$ 개의 위험자산으로 이루어진 포트폴리오의 선택가능집합은 바로 이 곡선의 안쪽에 존재하는 점들로 나타난다.

선택가능집합을 찾기 위한 상기의 두 포트폴리오는 다음과 같이 계산할 수 있다. 각 자산의 기대수익률  $\mu$ 를 원소로 하는 열벡터를  $\mu$ ,  $i$ 번째 자산의 수익률과  $j$ 번째 자산의 수익률 간의 공분산  $\sigma_{ij}$ 을 원소로 하는  $n \times n$  공분산행렬을  $\Sigma$ 라 할 때 먼저 공분산행렬의 역행렬과 기대수익률의 벡터를 곱하여 다음과 같은  $n \times 1$  열벡터를 얻는다.

$$1 = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix}. \quad (4.3.1)$$

첫 번째 포트폴리오를 구성하는 각 위험자산의 비중은 식 (4.3.1)로 표현되는 벡터의 각 원소를 원소의 총합으로 나누어 줌으로써 얻을 수 있다. 즉, 첫 번째 포트폴리오의  $i$ 번째 위험자산의 비중  $\omega_i$ 는 다음과 같다.

$$\omega_i = \frac{\alpha_i}{\sum_{j=1}^n \alpha_j}. \quad (4.3.2)$$

따라서 각 위험자산의 비중  $\omega_i$ 를 원소로 하는 열벡터를  $W_1$ 이라 할 때 첫 번째 포트폴리오의 기대수익률은  $W_1^T \mu$ , 그리고 수익률의 분산은  $W_1^T V W_1$ 이다.

두 번째 포트폴리오의 각 위험자산의 비중 역시 동일한 방법으로 계산할 수 있는데 이 경우 기대수익률 열벡터  $\mu$  대신 모든 원소가 1인 열벡터를 사용한다는 차이가 있을 뿐이다. 이렇게 얻어진 두 번째 포트폴리오 내 각 위험자산의 비중을 나타내는 열벡터를  $W_2$ 라 하면 두 번째 포트폴리오의 기대수익률과 분산은 각각  $W_2^T \mu$ 와  $W_2^T V W_2$ 이다. 이 두 포트폴리오의 공분산을  $\sigma_{1,2}$ 라 할 때 이는  $W_1^T V W_2$ 로 쉽게 구할 수 있다. 참고로 두 번째 방법으로 얻어진 포트폴리오는  $n$ 개의 위험자산으로 구성할 수 있는 모든 가능한 포트폴리오 중 수익률의 표준편차가 가장 작은 최소분산포트폴리오이다.

앞서 구한 두 포트폴리오를 혼합하여 새로운 포트폴리오를 구성할 수 있다. 첫 번째 포트폴리오의 비중을  $\beta$ , 최소분산포트폴리오의 비중을  $1-\beta$ 라 하면 이 새로운 포트폴리오의 기대수익률은

$$\beta W_1^T \mu + (1-\beta) W_2^T \mu, \quad (4.3.3)$$

이고 수익률의 분산은

$$V W_1 + 2\beta(1-\beta)\sigma_{1,2} + (1-\beta)^2 W_2^T V W_2, \quad (4.3.4)$$

이다. 식 (4.3.3)과 식 (4.3.4)에서 두 포트폴리오의 혼합비중을 나타내는  $\beta$ 에 다양한 수를 대입하여 새로운 포트폴리오의 기대수익률과 표준편차의 순서쌍을 얻을 수 있고 이를 연결하는 곡선 내의 점들이 바로  $n$ 개의 위험자산으로 구성된 포트폴리오의 선택가능집합이다.

## 2. 단기수출보험에의 적용

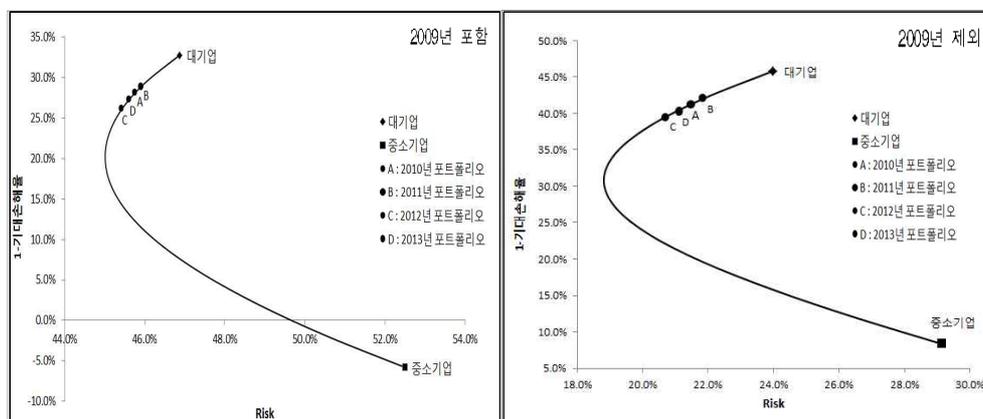
Markowitz의 포트폴리오 이론을 단기수출보험의 위험요소별 손해율 데이터에 적용하게 되면 기대손해율이 고정되어 있을 때 손해율의 분산이 최소가 되도록 하는 위험요소 수준별 비중을 찾을 수 있다. 위험자산의 기대수익률은 증가할수록 선호되지만 손해율은 그 반대로 기대손해율이 감소할수록 더 높은 선호를 나타낸다. 이러한 문제는 1에서 손해율을 차감한 새로운 변수를 설정함으로써 간단히 해결된다. 새로운 변수의 기댓값은 1에서 기대손해율을 차감한 것으로 나타나며 새로운 변수의 기댓값이 높을수록 낮은 기대손해율을 의미하므로 더 선호된다. 또한 새로운 변수의 분산은 손해율의 분산과 동일하므로 새로운 변수의 분산이 작을수록 더 높은 선호도를 의미하게 된다. 이처럼 새로운 변수를 정의한 이유는 익숙한 Markowitz의 포트폴리오 이론과 동일한 해석이 가능하도록 편의를 위한 것이다.

### (1) 수출기업의 규모

수출기업의 규모에는 단지 대기업과 중소기업, 2개의 수준만 나타나므로 선택가능집합을 찾는 것은 대기업과 중소기업의 기대손해율 및 표준편차로 측정되는 리스크, 그리고 두 손해율의 상관계수를 이용하면 된다. 식 (4.3.4)를 이용하기 위한 상관계수는 0.76으로 두 손해율 간에는 상당한 정도의 양의 상관관계가 존재하는 것으로 나타난다. 그러나 손해율의 상관계수는 2009년 금융위기 시의 손해율 데이터 포함 여부에 따라 큰 차이를 보인다. 2009년을 제외하면 대기업과 중소기업 손해율의 상관계수는 0.03으로 계산되어 두 손해율은 서로 영향을 거의 미치지 않는 것으로

로 여겨질 수도 있다. 따라서 본 절에서는 2009년 데이터를 포함하는 경우와 제외하는 경우 각각 선택가능 포트폴리오를 제시한다.

<그림 4.3.1>은 식 (4.3.4)를 이용하여 구한 선택가능집합을 나타낸다. 선택가능 집합의 두 끝점은 대기업 혹은 중소기업의 비중이 100%인 경우이다. 비교를 위해 기대손해율과 리스크는 동일하다는 가정 하에 2010년부터 2013년까지의 대기업과 중소기업의 수입보험료 비중을 이용하여 계산한 포트폴리오의 기대손해율과 리스크를 함께 표기해 두었다. <그림 4.3.1>로부터 포트폴리오의 구성에 따른 리스크 분산효과를 확인할 수 있다. 다시 말해 대기업 단기수출보험의 기대손해율 및 리스크가 중소기업의 그것에 비해 모두 작지만 중소기업의 수출보험을 인수할 경우 리스크를 감소시킬 수 있다는 것이다.



<그림 4.3.1> 선택가능 포트폴리오: 수출기업규모

<그림 4.3.1>의 선택가능집합에서 최소분산포트폴리오와 대기업 단기수출보험으로만 이루어진 포트폴리오 사이의 점들은 절대적 비교가 곤란하다. 왜냐하면 기대손해율을 감소시키게 되면 리스크는 증가하고 리스크를 감소시키게 되면 기대손해율을 증가하기 때문이다. 따라서 최종 선택은 의사결정자의 위험회피 정도에 의해 이루어지게 된다. 본 연구에서는 민간 보험사의 경우 손해율의 감소보다 변동성으로 측정되는 리스크 감소를 보다 선호하는 것으로 가정한다. 이는 손해율의 경우 어느 정도 보험요율의 조정을 통해 보험사가 관리할 수 있겠으나 손해율의 변동성은 보험사가 통제할 수 없기 때문이다.

<표 4.3.1>은 <그림 4.3.1>의 선택가능 포트폴리오 중 최소분산 포트폴리오와 2010-2013년 포트폴리오의 기대손해율과 리스크, 그리고 이 두 포트폴리오에서의

대기업과 중소기업 비중을 제시한다. <표 4.3.1>에 따르면 중소 수출기업의 비중을 증가시킴으로써 손해율의 변동성을 감소시킬 수 있는 것으로 나타난다. 2009년 포함의 경우 비록 이에 따른 리스크 감소율은 약 1.3%로 손해율의 증가율 9.8%에 비해 미약하지만 단지 중소 수출기업의 손해율이 높다는 이유로 보험인수를 거부하는 것은 보험사의 리스크관리 측면에서도 긍정적이지 않을 수 있음을 시사한다.

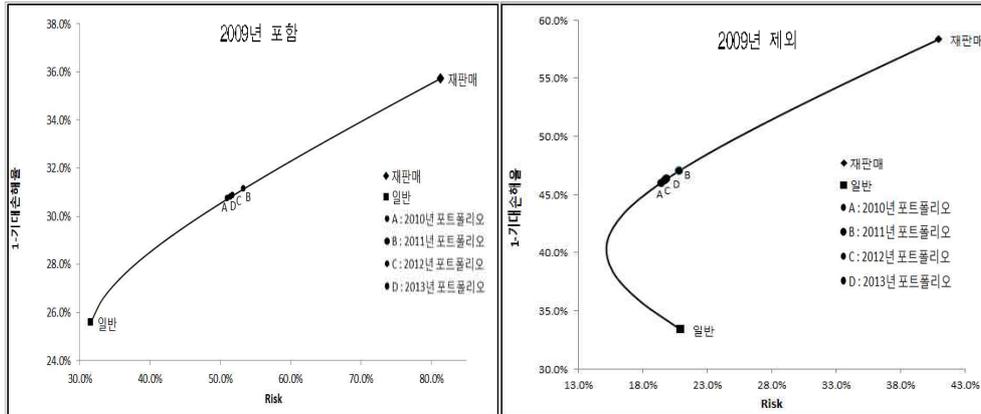
<표 4.3.1> 포트폴리오의 비교: 수출기업 규모 (단위: %)

|             |      | 비 중   |       | 포트폴리오<br>기대손해율 | 리스크   |
|-------------|------|-------|-------|----------------|-------|
|             |      | 대기업   | 중소기업  |                |       |
| 2009년<br>포함 | 최소분산 | 67.30 | 32.70 | 79.83          | 45.01 |
|             | 2010 | 87.85 | 12.15 | 71.90          | 45.75 |
|             | 2011 | 89.92 | 10.08 | 71.10          | 45.91 |
|             | 2012 | 82.63 | 17.37 | 73.91          | 45.42 |
|             | 2013 | 85.77 | 14.23 | 72.70          | 45.61 |
| 2009년<br>제외 | 최소분산 | 59.98 | 40.02 | 30.80          | 18.81 |
|             | 2010 | 87.85 | 12.15 | 41.23          | 21.47 |
|             | 2011 | 89.92 | 10.08 | 42.00          | 21.85 |
|             | 2012 | 82.63 | 17.37 | 39.44          | 20.69 |
|             | 2013 | 85.77 | 14.23 | 40.31          | 21.12 |

## (2) 판매형태

판매형태 역시 수출기업 규모와 마찬가지로 일반판매와 재판매, 두 가지 수준으로 이루어져 있으므로 수출기업 규모와 동일한 방법으로 선택가능한 포트폴리오를 쉽게 찾을 수 있다. 참고로 일반판매와 재판매 손해율의 상관계수는 0.57이다. 2009년 데이터를 제외할 경우 상관계수는 -0.37로 나타나 두 손해율 간의 상관성이 다른 방향으로 나타난다. 상관계수의 이러한 차이는 2009년 데이터를 제외할 경우 포트폴리오의 리스크 분산효과가 더 크게 나타날 것임을 시사한다.

<그림 4.3.2>는 2009년 데이터의 포함 여부에 따른 각각의 선택가능한 포트폴리오를 나타낸다. <그림 4.3.1>과 마찬가지로 이와 더불어 2010년부터 2013년까지의 포트폴리오의 기대손해율 및 리스크를 함께 표기해 두었다. 2009년을 포함하는 경우 일반판매의 비중이 100%일 때 리스크가 가장 낮게 나타나 포트폴리오 구성에 의한 리스크 감소효과를 찾아보기 어려운 반면 2009년을 제외할 경우에는 일반판매의 비중이 100%인 경우보다 더 작은 리스크를 나타내는 포트폴리오가 존재하여 리스크 분산효과가 존재함을 알 수 있다..



<그림 4.3.2> 선택가능 포트폴리오: 판매형태

2009년을 포함할 경우 포트폴리오 구성에 따른 리스크 감소효과를 기대하기 어렵다는 점은 다음의 <표 4.3.2>에서 확인된다. <표 4.3.2>에 의하면 단순히 리스크를 최소화하기 위해서는 일반판매 단기수출보험만을 인수해야 하는 것으로 나타난다. 그러나 <그림 4.2.2>의 보험료 추이에서 알 수 있듯 재판매 단기수출보험 인수는 급격히 늘어나고 있는 추세이다. 이러한 추세를 감안할 때 단순히 리스크를 최소화하기 위해 일반판매 단기수출보험만을 인수한다는 것은 비현실적인 선택이다. 다만 <그림 4.3.2>에서 알 수 있듯 재판매 비중이 증가할 경우 기대손해율은 감소하지만 반대로 리스크는 증가하므로 늘어나고 있는 추세의 재판매 단기수출보험 인수 시 이에 대한 고려가 함께 이루어져야 할 필요가 있다.

<표 4.3.2> 포트폴리오의 비교: 판매형태 (단위: %)

|             |      | 비 중    |       | 포트폴리오<br>기대손해율 | 리스크   |
|-------------|------|--------|-------|----------------|-------|
|             |      | 일 반    | 재판매   |                |       |
| 2009년<br>포함 | 최소분산 | 100.00 | 0.00  | 74.42          | 31.55 |
|             | 2010 | 49.35  | 50.65 | 69.28          | 50.99 |
|             | 2011 | 45.24  | 54.76 | 68.87          | 53.31 |
|             | 2012 | 48.48  | 51.52 | 69.19          | 51.48 |
|             | 2013 | 47.98  | 52.02 | 69.14          | 51.76 |
| 2009년<br>제외 | 최소분산 | 72.96  | 27.04 | 40.11          | 15.18 |
|             | 2010 | 49.35  | 50.65 | 46.01          | 19.42 |
|             | 2011 | 45.24  | 54.76 | 47.04          | 20.83 |
|             | 2012 | 48.48  | 51.52 | 46.22          | 19.69 |
|             | 2013 | 47.98  | 52.02 | 46.36          | 19.87 |

### (3) 수출대상지역

수출대상지역에는 7개의 수준이 존재하므로 식 (4.3.4)를 이용하기 위해 먼저 수출대상지역의 손해율 간 상관계수 행렬을 계산해야 한다. <표 4.3.3>은 그 결과를 나타낸 것이다. 참고를 위해 기대손해율과 표준편차를 함께 제시해 두었다. 두 개의 위험자산으로 이루어지는 선택가능한 포트폴리오는 <그림 4.3.1>과 <그림 4.3.2>에서와 같이 선의 형태로 표현된다. 그러나 3개 이상의 위험자산으로 포트폴리오를 구성할 경우 선택가능한 포트폴리오는 선으로 나타낼 수 없다. 대신 식 (4.3.4)에서

값의 변화에 따라 구성되는 포트폴리오를 연결하게 되면 포물선이 나오게 되는데 선택가능한 포트폴리오는 이 포물선의 안쪽에 존재하는 무수히 많은 점들로 표현할 수 있다. <그림 4.3.3>에서는 선택가능한 포트폴리오와 더불어 <그림 4.3.1>과 <그림 4.3.2>과 마찬가지로 2010년부터 2013년 포트폴리오의 기대손해율과 리스크를 함께 확인할 수 있다.

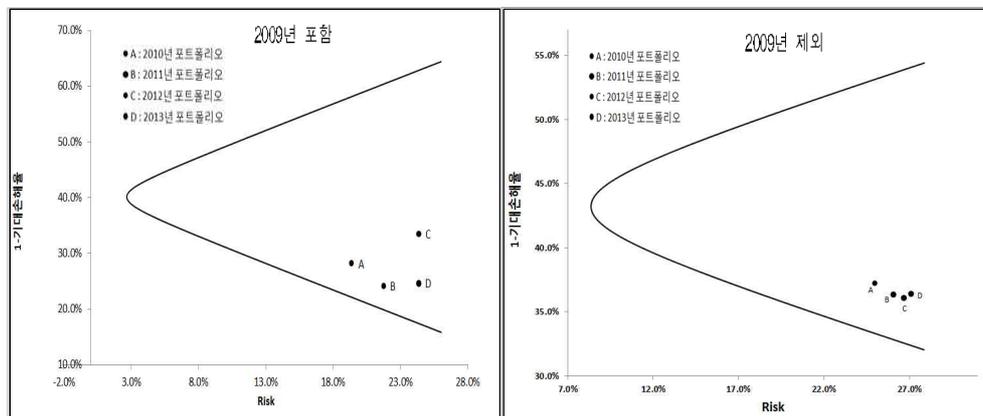
<표 4.3.3> 수출대상지역의 손해율 상관계수 행렬

| 2009 포함 | 아시아   | 중동    | 유럽    | 북미    | 중남미   | 아프리카 | 대양주 | 평균    | 표준편차   |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-----|-------|--------|
| 아시아     | 1     |       |       |       |       |      |     | 63.6  | 117.58 |
| 중동      | 0.24  | 1     |       |       |       |      |     | 100.0 | 165.00 |
| 유럽      | 0.41  | 0.40  | 1     |       |       |      |     | 49.5  | 28.93  |
| 북미      | -0.14 | 0.76  | 0.54  | 1     |       |      |     | 68.2  | 94.45  |
| 중남미     | -0.45 | -0.08 | -0.25 | 0.18  | 1     |      |     | 94.9  | 77.80  |
| 아프리카    | 0.35  | 0.04  | -0.17 | -0.16 | -0.14 | 1    |     | 88.5  | 87.76  |
| 대양주     | -0.65 | 0.14  | 0.06  | -0.11 | -0.11 | 0.70 | 1   | 65.0  | 59.30  |

| 2009 제외 | 아시아   | 중동    | 유럽    | 북미    | 중남미   | 아프리카 | 대양주 | 평균    | 표준편차   |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-----|-------|--------|
| 아시아     | 1     |       |       |       |       |      |     | 50.67 | 30.48  |
| 중동      | 0.55  | 1     |       |       |       |      |     | 50.13 | 38.51  |
| 유럽      | 0.56  | -0.02 | 1     |       |       |      |     | 82.15 | 70.55  |
| 북미      | -0.12 | -0.34 | 0.22  | 1     |       |      |     | 48.14 | 18.34  |
| 중남미     | -0.44 | -0.38 | -0.41 | -0.02 | 1     |      |     | 83.26 | 91.43  |
| 아프리카    | 0.33  | 0.17  | -0.09 | 0.11  | -0.11 | 1    |     | 73.39 | 98.66  |
| 대양주     | 0.64  | 0.35  | 0.12  | -0.23 | -0.09 | 0.69 | 1   | 66.84 | 124.23 |

<그림 4.3.3>으로부터 과거 2010-2013년 포트폴리오에 비해 더 선호되는, 즉 기대손해율과 리스크 모두 감소시킬 수 있는 포트폴리오가 존재함을 알 수 있다. 각 포트폴리오를 나타내는 점으로부터 좌상향 방향에 존재하는 선택가능집합 내의 모

든 점들은 기대손해율과 리스크가 모두 낮은 포트폴리오를 의미한다. 한 가지 유의해야 할 사항은 식 (4.3.4)를 이용하여 찾게 되는 선택가능한 포트폴리오 집합(feasible set)은 실제 선택가능하지 않을 수도 있다는 점이다. 왜냐하면 선택가능한 포트폴리오를 구성하게 되는 위험자산의 비중을 살펴볼 때 음수인 비중이 나타날 수도 있기 때문이다. 만약 비중이 음수인 위험자산이 공매(short-sell)가 가능한 자산이라면 음수 비중은 공매를 의미한다. 그러나 보험의 경우 음수인 비중을 지니는 보험인수는 존재할 수 없으므로 이러한 포트폴리오는 보험사의 선택대상이 될 수 없다. 이러한 문제는 아래에 제시되어 있는 <표 4.3.4>의 최소분산 포트폴리오의 비중에서도 확인할 수 있다.



<그림 4.3.3> 선택가능 포트폴리오: 수출대상지역

<표 4.3.4>는 앞서 수출기업 규모와 판매형태에서와 마찬가지로 최소분산 포트폴리오의 구성비와 해당 포트폴리오의 기대손해율 및 리스크를 포함하고 있다. 이에 따르면 2009년을 포함할 경우 최소분산 포트폴리오의 리스크는 3.37%로 2013년 포트폴리오 리스크 24.36%의 약 13.5%에 불과하다. 하지만 최소분산 포트폴리오를 구성하는 수출대상지역의 비중을 살펴보면 오세아니아 대양주의 비중이 음수로 나타나 이러한 보험인수 포트폴리오는 불가능함을 알 수 있다. 그러나 약간의 극단적인 경우, 예를 들어 아시아, 중동, 유럽, 북미, 중남미, 아프리카 그리고 오세아니아 대양주의 비중을 각각 73.04%, 4.94%, 3.08%, 0.93% 16.78%, 1.23% 그리고 0%로 설정하면 기대손해율은 58.9% 그리고 리스크는 22.1%로 2013년 포트폴리오에 비해 기대손해율과 리스크 모두 감소시킬 수 있다. 요컨대 리스크를 감소시킬 수 있는, 혹은 동일한 리스크 하에서 손해율을 낮출 수 있는 포트폴리오는 존재하는 바, 보

다 현실적인 비중의 포트폴리오에 대해서는 추가적 확인이 요구된다.

<표 4.3.4> 포트폴리오의 비교: 수출대상지역 (단위: %)

|           |      | 비 중    |       |       |       |       |       |        | 포트폴리오<br>기대손해율 | 리스크   |
|-----------|------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|----------------|-------|
|           |      | 아시아    | 중동    | 유럽    | 북미    | 중남미   | 아프리카  | 대양주    |                |       |
| 09년<br>포함 | 최소분산 | 78.83  | 5.76  | 2.96  | 0.27  | 15.73 | 8.62  | -12.17 | 57.93          | 3.37  |
|           | 2010 | 35.67  | 5.99  | 27.44 | 1.87  | 27.44 | 1.87  | 1.01   | 71.88          | 19.40 |
|           | 2011 | 33.84  | 7.57  | 29.85 | 1.95  | 29.85 | 1.95  | 0.86   | 75.81          | 21.75 |
|           | 2012 | 37.05  | 6.78  | 29.06 | 2.66  | 29.06 | 2.66  | 0.97   | 77.10          | 21.39 |
|           | 2013 | 35.20  | 7.48  | 29.71 | 13.01 | 10.82 | 2.48  | 0.95   | 75.38          | 24.36 |
| 09년<br>제외 | 최소분산 | -23.28 | 32.69 | 16.80 | 67.55 | 7.67  | -3.31 | 1.89   | 56.01          | 8.50  |
|           | 2010 | 35.67  | 5.98  | 27.44 | 17.68 | 10.34 | 18.12 | 1.01   | 62.79          | 24.98 |
|           | 2011 | 33.83  | 7.57  | 29.84 | 15.29 | 10.65 | 19.53 | 0.09   | 63.69          | 26.09 |
|           | 2012 | 37.048 | 6.78  | 29.05 | 11.99 | 11.50 | 26.55 | 0.97   | 63.99          | 26.70 |
|           | 2013 | 34.58  | 9.01  | 30.02 | 11.70 | 10.29 | 28.06 | 1.01   | 63.64          | 27.14 |

(4) 수출업종

수출업종은 크게 4개 업종으로 재분류, 3개 이상의 수준을 포함하고 있으므로 수출대상지역의 경우와 동일한 과정을 거쳐 모든 결과를 산출하였다. <표 4.3.5>는 이를 위해 필요한 수출업종 손해율 간의 상관계수 행렬을 나타낸 것이다. <그림 4.3.4>로부터 <표 4.3.5>와 식 (4.3.4)를 이용하여 찾은 선택가능집합을 확인할 수 있다.

<표 4.3.5> 수출업종 손해율의 상관계수 행렬

| 2009 포함 | a     | b     | c     | d | 평균   | 표준편차  |
|---------|-------|-------|-------|---|------|-------|
| a       | 1     |       |       |   | 65.9 | 79.94 |
| b       | 0.22  | 1     |       |   | 99.5 | 52.48 |
| c       | 0.65  | 0.14  | 1     |   | 88.4 | 85.86 |
| d       | -0.84 | -0.21 | -0.73 | 1 | 51.9 | 44.61 |

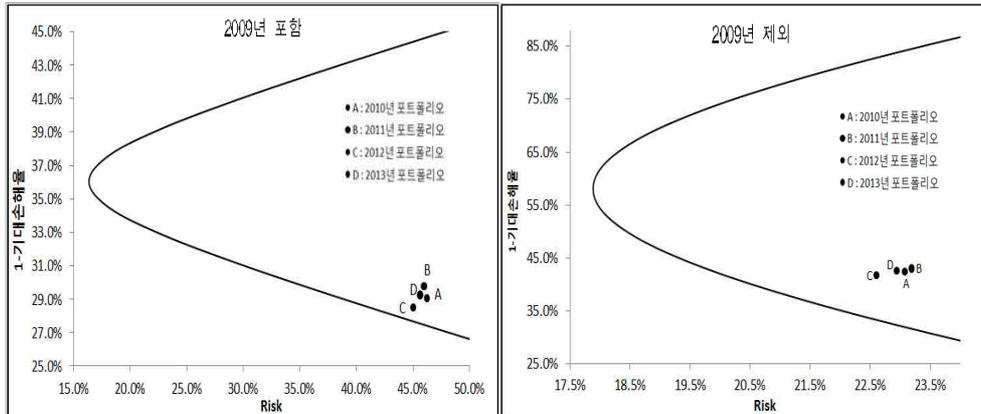
  

| 2009 제외 | a     | b     | c    | d | 평균   | 표준편차  |
|---------|-------|-------|------|---|------|-------|
| a       | 1     |       |      |   | 43.6 | 40.35 |
| b       | -0.26 | 1     |      |   | 93.0 | 51.23 |
| c       | -0.32 | -0.37 | 1    |   | 65.6 | 49.06 |
| d       | -0.22 | 0.37  | 0.14 | 1 | 64.7 | 19.38 |

a: 전자부품·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업

b: 도매 및 상품중개업

c: 전기장비·기타 기계 및 장비·자동차 및 트레일러·기타 운송장비 제조업 등  
 d: 섬유제품·의류제품 등 경공업 제조업과 기타 부문



<그림 4.3.4> 선택가능 포트폴리오: 수출업종

<그림 4.3.4>의 선택가능집합을 나타내는 포물선에서 나타나는 한 가지 특이한 사항은 리스크가 주어졌을 때 기대손해율을 최소화 하는 포트폴리오의 집합, 즉 최소분산 포트폴리오의 상단에 존재하는 포물선 부분에서는 음수인 비중을 나타내는 수출업종이 나타난다는 점이다. 최소분산 포트폴리오의 경우 2010-2013년 포트폴리오의 좌상향 방향에 존재하므로 기대손해율과 리스크 모두 감소시킬 수 있다. 그러나 최소분산 포트폴리오의 비중을 살펴보면 a로 표기되어 있는 전자부품·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업을 줄이고 경공업 중심의 제조업(d) 품목의 비중을 늘려야 함을 알 수 있다 (<표 4.3.6> 참조). 최소분산 포트폴리오 이외에도 <그림 4.3.4>에서 2010년부터 2013년까지의 포트폴리오를 나타내는 A, B, C 그리고 D와 최소분산 포트폴리오 사이의 하단 포물선 상에 존재하는 포트폴리오는 주어진 리스크에 대해 기대손해율이 가장 작은 포트폴리오는 아니지만 2010년부터 2013년까지의 포트폴리오에 비해 기대손해율과 리스크가 낮은 포트폴리오를 나타낸다. 상단 포물선 상의 포트폴리오에서는 음수인 수출업종 비중이 발생했던 반면 하단 포물선 상의 포트폴리오에서는 이러한 문제가 발생하지 않아 적어도 현재보다 기대손해율과 리스크 모두 감소시킬 수 있는 선택가능한 포트폴리오가 존재함을 알 수 있다.

<표 4.3.6> 포트폴리오의 비교: 수출업종 (단위: %)

|             |      | 비 중   |       |       |       | 포트폴리오<br>기대손해율 | 리스크   |
|-------------|------|-------|-------|-------|-------|----------------|-------|
|             |      | a     | b     | c     | d     |                |       |
| 2009년<br>포함 | 최소분산 | 19.84 | 10.56 | 11.74 | 57.86 | 63.96          | 16.36 |
|             | 2010 | 54.51 | 14.78 | 12.21 | 18.51 | 70.99          | 46.30 |
|             | 2011 | 55.92 | 13.88 | 10.74 | 19.46 | 70.22          | 45.98 |
|             | 2012 | 52.93 | 16.73 | 11.61 | 18.73 | 71.48          | 45.02 |
|             | 2013 | 54.98 | 15.55 | 10.38 | 19.08 | 70.75          | 45.66 |
| 2009년<br>제외 | 최소분산 | 41.74 | 25.00 | 11.86 | 21.40 | 63.08          | 21.44 |
|             | 2010 | 54.51 | 14.78 | 12.21 | 18.51 | 57.51          | 23.08 |
|             | 2011 | 55.92 | 13.88 | 10.74 | 19.46 | 56.94          | 23.19 |
|             | 2012 | 52.93 | 16.73 | 11.61 | 18.73 | 58.38          | 22.62 |
|             | 2013 | 54.98 | 15.55 | 10.38 | 19.08 | 57.60          | 23.02 |

a: 전자부품·컴퓨터·영상·음향 및 통신장비 제조업

b: 도매 및 상품중개업

c: 전기장비·기타 기계 및 장비·자동차 및 트레일러·기타 운송장비 제조업 등

d: 섬유제품·의류제품 등 경공업 제조업과 기타 부문

#### 제4절 단기수출보험과 일반보험

본 절에서는 3절과 동일한 분석틀을 적용, 민간 손해보험사가 단기수출보험을 인수할 경우 이에 따른 일반보험의 리스크 경감효과를 살펴보도록 한다. 본 절의 목적은 손해율 관점에서 포트폴리오 구성에 따른 리스크 관리방안의 시사점을 찾아 보는 것으로 이것이 민간 손해보험사의 단기수출보험 인수가 필요하다는 것을 의미하는 것은 아니다. 리스크 관리 이외에도 새로운 보험종목의 사업운영에는 수많은 고려사항이 존재하기 때문이다. 다만 단기수출보험을 고려할 경우 리스크 감소효과와 이때의 포트폴리오 내 비중을 살펴봄으로써 기존 일반보험 대비 단기수출보험의 인수비중 등 개략적인 사안을 고려해 볼 수 있을 것이다.

<표 4.4.1>은 단기수출보험과 일반보험의 수입보험료와 손해율을 나타낸 것이다. 일반보험은 우리나라에서 영업 중인 국내 손해보험사 및 외국계 손해보험사를 모두 포함하는 자료이다. 우리나라 평균 수입보험료를 기준으로 볼 때 단기수출보험은 일반보험의 약 2.79%에 해당한다. 그리고 손해율의 관점에서 단기수출보험의 기대손해율과 리스크 모두 일반보험의 그것에 비해 높음을 알 수 있다. 그러나 수출기업의 규모에 따른 단기수출보험의 포트폴리오 구성에서와 마찬가지로 일반보험에 단기수출보험이 추가될 때 이 포트폴리오의 리스크는 일반보험으로만 구성된 경

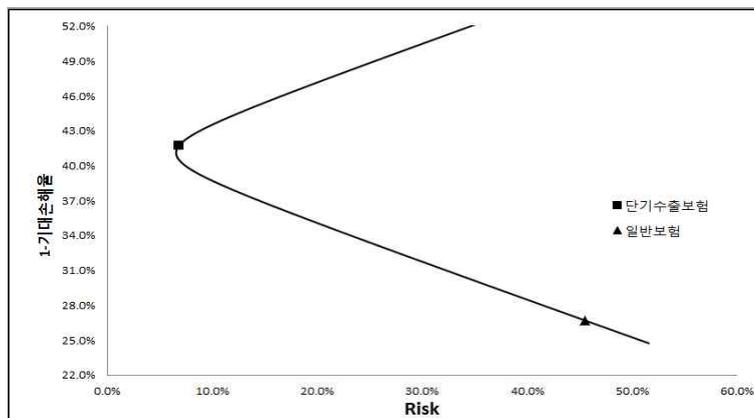
우의 리스크보다 작아질 수 있다.

<표 4.4.1> 보험료 수입과 손해율: 단기수출보험과 일반보험 (단위: 억 원, %)

|             |          | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  | 2009   | 2010  | 2011  | 2012  | 2013  | 평균    | 표준<br>편차 |
|-------------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| 보<br>험<br>료 | 단기<br>수출 | 563   | 467   | 478   | 482   | 693   | 1267   | 1625  | 2029  | 1968  | 2103  | 1168  | 707.4    |
|             | 일반       | 27370 | 30057 | 33918 | 38858 | 45112 | 43743  | 45448 | 50683 | 56947 | 46308 | 41844 | 9271.2   |
| 손<br>해<br>율 | 단기<br>수출 | 61.45 | 41.83 | 73.39 | 87.24 | 43.33 | 190.53 | 92.33 | 35.48 | 45.99 | 61.48 | 73.31 | 45.51    |
|             | 일반       | 52.20 | 50.19 | 52.53 | 53.36 | 60.69 | 60.25  | 53.55 | 68.48 | 66.17 | 65.47 | 58.29 | 6.75     |

(일반보험 관련 자료 출처: 금융감독원 금융통계정보시스템 (fisis.fss.or.kr))

<그림 4.4.1>은 <표 4.4.1>에 나와 있는 일반보험과 단기수출보험의 기대손해율과 리스크, 그리고 두 손해율의 상관관계수인  $-0.117$ 을 이용, 두 보험업종의 비중에 따른 포트폴리오의 기대손해율과 리스크를 나타낸 것이다. <그림 4.4.1>로부터 일반보험만 운영하는 것에 비해 단기수출보험이 추가될 경우 리스크를 경감시킬 수 있는 포트폴리오가 존재함을 알 수 있다. 일반보험의 기대손해율과 리스크를 나타내는 사각형과 최소분산포트폴리오를 연결하는 부분이 바로 그것이다.



<그림 4.4.1> 선택가능 포트폴리오: 단기수출보험과 일반보험

비교를 위해 선택가능 포트폴리오 중 최소분산포트폴리오의 기대손해율과 리스크 및 이 포트폴리오에서의 단기수출보험과 일반보험의 비중은 <표 4.4.2>에서 따로 제시하였다. 최소분산포트폴리오의 경우 기대손해율은 약 58.36%로 일반보험으

로만 구성된 포트폴리오의 기대손해율 대비 약 0.12% 증가하는 반면 리스크는 0.89% 감소함을 알 수 있다. 최소분산포트폴리오의 일반보험 대비 단기수출보험의 비중은 약 0.46% (0.46 / 99.54)로 앞서 <표 4.4.1>에서 살펴본 수입보험료 기준 일반보험 대비 단기수출보험의 비중 2.79%의 약 16.56%에 해당한다. 다시 말해 현 단기수출보험 시장의 16.56%를 인수할 경우 우리나라 전체 일반보험의 리스크를 보다 낮출 수 있음을 의미한다.

<표 4.4.2> 최소분산포트폴리오: 일반보험과 단기수출보험

|      | 비중    |        | 기대손해율  | 리스크   |
|------|-------|--------|--------|-------|
|      | 단기수출  | 일반     |        |       |
| 최소분산 | 0.46% | 99.54% | 58.36% | 6.69% |

일반보험을 이를 구성하는 세부 보험종목으로 나누어 Markowitz의 포트폴리오 이론을 적용해 볼 수 있다. <표 4.4.3>은 4가지 세부 보험종목의 수입보험료와 손해율을 나타낸 것이다. 선택가능 포트폴리오를 구성하기 위해 필요한 손해율의 상관계수 행렬은 <표 4.4.4>에 제시되어 있다. 일반보험의 4가지 세부 종목으로 구성된 선택가능한 포트폴리오는 <그림 4.4.2>에서 실선으로 그려진 곡선의 안쪽에 존재하는 모든 점들로 표현된다. 연도에 따른 기대손해율과 기대리스크가 동일하다는 가정 하에 2010년부터 2013년까지 수입보험료의 비중에 따라 4가지 세부 보험종목으로 구성된 일반보험 포트폴리오를 함께 표기해 두었다.

<표 4.4.3> 일반보험 세부 종목별 수입보험료와 손해율 (단위: 억 원, %)

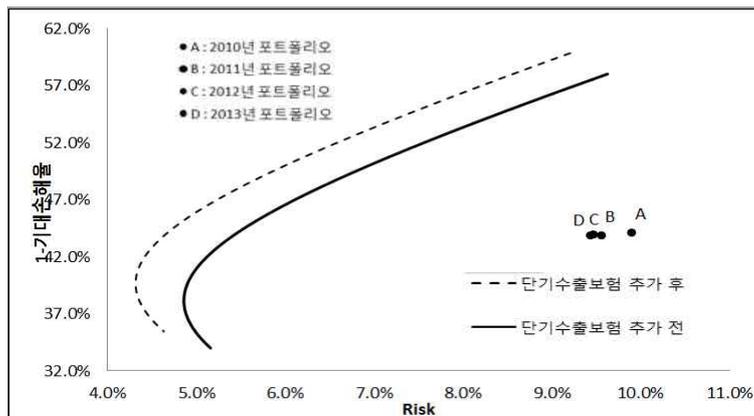
|       |    | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  | 2008   | 2009  | 2010  | 2011  | 2012  | 2013  | 평균    | 표준 편차 |
|-------|----|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 수입보험료 | 화재 | 2042  | 2442  | 2544  | 2692  | 2594   | 2028  | 1655  | 2238  | 2739  | 2045  | 2302  | 356   |
|       | 해상 | 2923  | 2764  | 2974  | 3666  | 4303   | 3533  | 3729  | 3724  | 3695  | 2544  | 3386  | 553   |
|       | 보증 | 7581  | 7692  | 8212  | 83477 | 9124   | 9771  | 10094 | 10456 | 11563 | 9283  | 16725 | 23488 |
|       | 특종 | 14824 | 17159 | 20188 | 24152 | 29091  | 28411 | 29970 | 34265 | 38949 | 32436 | 26945 | 7745  |
| 손해율   | 화재 | 56.17 | 41.39 | 39.56 | 44.05 | 39.75  | 32.00 | 38.79 | 58.56 | 59.22 | 33.87 | 44.34 | 10.05 |
|       | 해상 | 49.48 | 52.34 | 52.12 | 57.61 | 127.07 | 77.43 | 83.66 | 57.16 | 61.70 | 57.70 | 67.63 | 23.65 |
|       | 보증 | 25.33 | 1.90  | 23.41 | 19.50 | 48.86  | 58.02 | 9.29  | 54.94 | 62.34 | 76.51 | 38.01 | 25.22 |
|       | 특종 | 51.60 | 51.52 | 55.41 | 60.06 | 64.68  | 62.35 | 62.18 | 68.05 | 70.76 | 66.01 | 61.26 | 6.64  |

(출처: 금융감독원 금융통계정보시스템)

<표 4.4.4> 일반보험 세부 종목 및 단기수출보험 손해율의 상관계수 행렬

|      |        |        |       |       |    |
|------|--------|--------|-------|-------|----|
|      | 단기수출   | 화재     | 해상    | 보증    | 특종 |
| 단기수출 | 1      |        |       |       |    |
| 화재   | -0.556 | 1      |       |       |    |
| 해상   | 0.093  | -0.331 | 1     |       |    |
| 보증   | 0.072  | 0.041  | 0.162 | 1     |    |
| 특종   | -0.046 | 0.161  | 0.341 | 0.759 | 1  |

<그림 4.4.2>는 2013년 현재 일반보험 포트폴리오의 좌상향 방향에 선택가능한 포트폴리오가 존재하고 있음을 보여준다. 다시 말해 일반보험을 구성하고 있는 4가지 세부 종목의 비중을 조정함으로써 기대손해율과 리스크 모두 감소시킬 수 있는 포트폴리오를 찾아볼 수 있다는 것이다. 포트폴리오 구성에 의한 이러한 리스크 감소효과는 단기수출보험이 추가될 경우 더욱 크게 나타날 수 있다. 이는 <그림 4.4.2>에서 단기수출보험을 포함한 5가지 보험종목으로 구성된 포트폴리오의 선택가능 집합이 4가지 보험종목으로 구성된 포트폴리오의 선택가능 집합보다 더 크다는 것에서 확인된다.



<그림 4.4.2> 선택가능 포트폴리오의 확장

단기수출보험과의 포트폴리오 구성이 개별 보험사에 미치는 리스크 감소효과를 알아보기 위해 외국계 및 국내 전업손보사를 제외한 일반손해보험사 중 2013년 3월 말 현재 경과보험료 기준 전체 시장의 27.94%, 14.32% 그리고 4.57%를 차지하고 있는 세 손보사(이하 각각 X, Y, Z사로 약칭)를 대상으로 유사한 분석을 시행해 보았다. <표 4.4.5>는 단기수출보험 및 3개 손보사의 기대손해율과 손해율의 표준편차로 측정되는 리스크, 그리고 단기수출보험 손해율과의 상관계수를 나타낸 것이다. 3개 손보사의 손해율은 자동차 및 장기손해보험을 포함한 전체 손해율을 의미한다.

<표 4.4.5>에 따르면 3개 보험사 간에는 기대손해율과 리스크, 그리고 단기수출보험과의 상관관계수 등에서 큰 차이가 없는 것으로 나타난다.

<표 4.4.5> 포트폴리오 구성 이전의 기대손해율과 리스크

|       | 단기수출보험 | X사      | Y사      | Z사      |
|-------|--------|---------|---------|---------|
| 기대손해율 | 73.31% | 80.68%  | 80.66%  | 81.09%  |
| 리스크   | 45.52% | 2.68%   | 2.33%   | 3.42%   |
| 상관관계수 |        | -0.5416 | -0.5398 | -0.4895 |

(3개 보험사 자료 출처: 금융통계정보시스템의 자료를 바탕으로 계산)

<표 4.4.6>은 단기수출보험과의 포트폴리오를 구성할 경우 최소분산포트폴리오에서의 기대손해율과 리스크, 그리고 이 경우의 단기수출보험의 비중을 나타낸 것이다. 이에 따르면 단기수출보험의 인수를 통해 최소분산포트폴리오를 구성할 경우 3개사 모두 기대손해율과 리스크를 동시에 감소시킬 수 있음을 알 수 있다. 리스크는 X, Y, Z사 각각 18.63%, 18.16% 그리고 16.06%가 감소하는 것으로 나타나는데 이러한 리스크 감소효과의 차이는 <표 4.4.5>에 나와 있는 상관관계수의 차이로 설명된다. 즉, 단기수출보험 손해율과의 상관관계수가 -1에 가까울수록 포트폴리오 구성에 따른 리스크 분산효과가 더 크게 나타나는 것이다.

<표 4.4.6> 최소분산포트폴리오의 기대손해율과 리스크 및 단기수출보험 비중

|           | X사     | Y사     | Z사     |
|-----------|--------|--------|--------|
| 기대손해율     | 80.44% | 80.45% | 80.78% |
| 리스크       | 2.18%  | 1.91%  | 2.87%  |
| 단기수출보험 비중 | 3.31%  | 2.86%  | 3.93%  |

## 제5절 소 결

본 장에서는 Markowitz의 포트폴리오 이론을 단기수출보험의 손해율 데이터에 적용하여 손해율의 변동성으로 측정되는 리스크를 감소시킬 수 있는 포트폴리오 구성을 찾아보았다. 그 결과 기대손해율이 고정되어 있을 경우 리스크를 감소시키거나 동일한 리스크 하에서 기대손해율을 줄일 수 있는 단기수출보험의 포트폴리오가 존재함을 확인하였다. 최적 포트폴리오 이론을 보험에 적용한 많은 선행연구들이

최적화를 위한 보험종목별 비중을 논하고 있는 반면 단기수출보험은 하나의 단일한 보험종목으로 유사한 논의를 전개하기에는 무리가 있다. 본 논문에서는 손해율의 각 위험요소에 따라 위험요소의 수준별 비중이 포트폴리오 이론을 적용하였다는 점에 차별성을 지닌다. 이를 통해 보험인수 과정에서 보험사가 적정 리스크를 넘지 않도록 단기수출보험 위험요소의 수준별 비중을 적절히 유지함으로써 상당 부분 리스크관리가 가능할 수 있음을 시사하였다. 뿐만 아니라 일반보험과 단기수출보험, 그리고 일반보험의 세부 보험종목과 단기수출보험으로 구성되는 포트폴리오에 동일한 분석을 적용하여 단기수출보험의 인수가 일반보험의 리스크 관리에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 확인해 보았다.

상기의 결과는 10년이라는 비교적 짧은 기간 동안 집계된 데이터에 의존함으로써 분석결과를 충분히 신뢰하거나 보험사의 실제 사업운영에 직접 반영되기에는 충분한 데이터에 기반한 추가적인 후속연구를 필요로 한다. 표본 수가 충분하지 못할 경우 2009년의 금융위기와 같은 하나의 사건이 전체 데이터 분석에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 무엇보다 충분한 데이터와 더불어 수출대상지역, 수출기업 규모 등 단기수출보험의 위험요소를 동시에 파악할 수 있는 양질의 데이터가 요구된다. 데이터가 위험요소에 따라 개별로 존재할 경우 위험요소 간의 상관성이 충분히 반영될 수 없기 때문이다. 또한 본 장에서는 민간 손보사의 단기수출보험 시장진입을 전제로 리스크 관리방안의 한 측면을 제시하고 있는 것으로 새로운 보험사업 운영을 위한 다양한 측면에서의 논의가 요구된다. 예를 들어 수출보험은 수입자 및 수입국에 대한 정보 등 관련 인프라구축을 위해 막대한 초기 자본이 발생하는 것으로 알려져 있다. 따라서 이러한 비용과 보험사고를 감당할 수 있는 보험요율의 결정, 수익성 분석 등 단기수출보험의 시장개방과 관련한 활발한 후속연구가 이루어질 필요가 있다. 본 연구는 상기한 바와 같은 한계가 존재하지만 아직까지 접근이 용이하지 않은 단기수출보험 관련 데이터와 이에 기반한 개략적인 현 시장상황을 제시하고 포트폴리오 선택이론을 단기수출보험의 위험요소 내 수준에 적용함으로써 보험인수 과정에서 고려해 볼 수 있는 리스크관리 방안을 분석하였다는 점에 그 의의가 있다.

## 제5장 손해보험사 투자손익의 보험종목별 배분

### 제1절 연구개요

보험회사 투자손익의 종목별 배분은 손익과 관련한 감독당국 규정 중 하나이다. 우리나라의 경우 손해보험사는 자동차, 일반, 장기보험 등 크게 3개의 보험종목을 다루고 있다. 이에 보험업법과 이를 위한 시행령 및 시행세칙에서는 책임준비금 구성비 또는 투자재원 구성비 방식 중 선택할 수 있도록 규정하고 있다. 비록 두 방식 중 한 가지를 선택할 수 있도록 하고 있으나 손보사들은 보험종목별로 자산 계정을 구분하지 않고 다만 보험부채인 책임준비금만을 계정 분리하고 있으므로 투자재원의 구성비에 따른 손익 배분은 현실적으로 고려대상이 되기 힘들다. 손해보험사 투자손익의 종목별 구분은 한편으로는 보험회사의 유보 잉여금과 보험사 투자자인 주주의 수익 정도에 영향을 미칠 것으로 예견되지만 다른 한편으로는 보험요율 산정에까지 연계되어 보험계약자의 이해와도 관련 있는 주요 사안이다.

본 장에서는 책임준비금 배분방식의 문제점을 살펴보고 이에 대한 개선방안을 제시하고자 한다. 책임준비금 구성비에 따른 배분방식을 간단히 요약하면 다음과 같다. 보험사의 투자손익을 먼저 자본계정과 부채계정으로 구분한다. 이후 각 보험종목의 책임준비금이 전체 책임준비금에서 차지하고 있는 비율에 따라 부채계정의 투자손익을 배분한다. 이는 부채와 자기자본의 합은 총자산과 동일하다는 회계상의 원칙을 준용한 것으로 볼 수 있다. 즉, 자산계정의 보험종목별 분리가 이루어지고 있지 않은 상황에서 채무상대표 상의 부채계정과 순자산계정의 비율, 그리고 부채계정의 대부분을 차지하고 있는 책임준비금 내 보험종목별 비중에 의거하여 손익을 구분하는 것이다.

그러나 상기와 같은 투자손익의 배분방식은 책임준비금의 특성에 대한 고려 없이 보험부채를 단순히 투자재원의 일환으로 인식하고 있다는 문제점을 안고 있다. 보험회사는 높은 투자수익을 추구하도록 자산을 운용했을 경우라도 보험계약자에 대한 보험금 지급의무는 변함이 없으므로 보험금의 지급사유가 발생할 경우 적시에

지급해야 한다. 따라서 리스크를 줄이기 위한 투자 대신 적극적 자산운용의 결과로 무위험자산투자를 초과한 투자수익은 투자 리스크를 책임지는 보험사 또는 주주에게 귀속되어야 한다.

책임준비금은 보험계약자에 대한 부채이므로 이로부터 발생하는 투자수익은 보험요율의 인하를 통해 보험계약자에게 환원되어야 한다는 주장이 있기도 하다. 책임준비금이 보험계약자에 대한 일종의 부채라는 사실에는 이론의 여지가 없으나 이로부터 책임준비금의 투자이익이 모두 보험계약자에게 귀속되어야 한다고 보기에는 무리가 있다. 왜냐하면 투자행위와 관련한 모든 리스크는 보험회사가 부담할 뿐만 아니라 투자손실이 발생할 경우에도 보험회사는 보험사고 발생 시 보험계약자에 대한 의무를 이행해야하기 때문이다. 또한 위험기준 자기자본(risk-based capital)은 투자행위로부터 발생할 수 있는 손실 등 다양한 위험으로부터 보험계약자를 보호하기 위한 자기자본 규제제도로 이에 따라 감독당국이 규정하고 있는 일정 정도의 지급여력비율을 유지해야 하는 것 역시 보험회사의 책임이다.

본 장에서는 무위험이자율(risk-free rate)을 이용한 투자손익 배분의 가능성을 논의한다. 또한 손해보험 종목에 따라 책임준비금의 특성이 다를 수 있으므로 이를 무위험이자율에 어떻게 반영해 볼 수 있을지를 고찰해 보도록 한다. 이를 위해 2절에서는 책임준비금 구성비에 따른 투자손익 배분방식을 구체적으로 살펴본다. 특히 투자손익 배분에 있어 고려해야 할 사항들을 제시한다. 이후 3절에서는 손해보험협회가 제공한 자료를 이용, 우리나라 현행 책임준비금 구성비 방식과 미국 NAIC 방식을 적용하여 투자손익을 종목별로 배분하고 비교해 본다. 4절에서는 보험사의 리스크를 감안한 투자손익 종목별 배분방식을 제시하고 이에 따라 투자손익을 보험종목별로 배분한 후, 이를 앞서 3절에서 산출한 보험종목별 투자손익 배분결과와 비교한다.

## 제2절 책임준비금 구성비 방식의 분석

### 1. 책임준비금 구성비 방식의 개요

무배당보험계약의 계리구분을 명시한 보험업법 제121조의 2에 따라 보험업법시

행령 제64조의 2와 보험업감독규정 제7-80조에서는 투자손익의 구분을 위해 투자재원 구성비 방식 또는 평균책임준비금 구성비 방식을 사용할 수 있음을 언급하고 있다. 구체적인 투자손익의 분석기준은 보험업감독업무시행세칙 제5-14조에 따른 별표 16에서 제시되어 있는데 현재 금융감독원은 이 중 책임준비금 구성비 방식을 제안하고 있다. 이는 우리나라 손해보험사들이 보험종목별로 자산 계정을 구분하지 않고 다만 보험부채인 책임준비금만을 계정 분리하고 있으므로 투자재원 구성비에 따른 투자손익 배분을 적용하기에는 현실적으로 어렵기 때문이다.

<표 5.2.1>은 책임준비금 구성비에 따른 투자손익 배분과정과 각 과정에서 이용되는 산식을 정리해 놓은 것이다. 이를 간략히 설명하면 다음과 같다. 먼저 보험사의 투자손익을 먼저 자본계정과 부채계정으로 구분한다. 이후 각 보험종목의 책임준비금이 전체 책임준비금에서 차지하고 있는 비율에 따라 나머지 부채계정의 투자손익을 배분한다. 이로부터 책임준비금 구성비 배분방식은 부채와 자기자본의 합은 총자산과 동일하다는 회계상의 원칙에 기반한 것이라는 점을 알 수 있다. 자기자본으로부터의 투자자산인지 아니면 각 보험종목별 보험계약으로부터 비롯된 투자자산인지를 나타내는 ‘꼬리표’가 없기에 자본과 부채계정의 대부분을 차지하고 있는 책임준비금의 비율로 일괄적으로 구분한 것이다.

<표 5.2.1> 책임준비금 구성비 배분방식

| 산출과정                           | 산 식   |
|--------------------------------|---|
| 1. 자본계정 투자손익                   | 투자손익×수정자본 <sup>1)</sup> / (총자산 <sup>2)</sup> - 미상각 신계약비)  |
| 2. 보험종목별 손익배분 기준 <sup>3)</sup> | 투자가능자산 = 미경과보험료적립금 + 지급준비금<br>- 미상각 신계약비 - 재보험자산 - 보험미수금<br>- 미경과보험료적립금 중 사업비 해당액 <sup>4)</sup> |
| 3. 보험종목별 투자손익                  | (총투자손익-자본계정 운용손익)×보험종목별 투자가능자산 / 총 투자가능자산   |

- 1) 수정자본 = 자본계정 + 미경과 보험료적립금 중 사업비 해당액.  
자본계정금액은 자본조정 및 기타포괄손익누계액은 제외.
- 2) 총자산은 자본조정, 기타포괄손익누계액, 계약자지분조정 중 매도가능증권평가손익과 지분법적용투자주식평가손익을 제외한 금액.
- 3) 투자가능자산이 음수일 경우 다른 종목으로 배분.
- 4) 미경과보험료적립금 중 사업비 해당액 = 미경과보험료적립금 × (신계약비 / 수입보험료).

미국 역시 손해보험사의 투자손익을 종목별로 배분할 것을 규정하고 있다. 미국

의 보험감독기관인 NAIC(National Association of Insurance Commissioners)의 배분방식과 비교해 볼 때 가장 큰 차이점은 자본계정의 종목별 구분 여부이다. 미국의 경우 보험종목별로 투자손익을 반영하여 보험요율을 결정하는 것이 목적이기에 자본계정 역시 종목별로 배분, 이로부터의 투자손익을 구분할 필요가 있다. 반면 우리나라의 경우는 자본계정의 종목별 구분 없이 단일 자본계정으로부터의 투자손익을 산출한다. 이외에도 자본계정 및 종목별 투자손익을 계산하는 순서에서 차이를 나타낸다. NAIC 방식은 먼저 전체 투자손익을 각 종목별로 배분(이 금액을 ①이라 함)하고 다음으로 책임준비금으로부터 발생한 투자손익을 계산(이 금액을 ②라 함)한 후 ①에서 ②를 차감함으로써 자본계정으로부터의 투자손익을 구한다. 우리나라에서 현재 논의되고 있는 방식은 제일 처음 자본계정으로부터의 투자손익을 구하고 그 나머지를 각 종목별 책임준비금이 전체 책임준비금에서 차지하고 있는 비율에 따라 배분하고 있다. <표 5.2.2>는 이러한 차이점을 쉽게 알아볼 수 있도록 두 배분방식을 비교해 놓은 것이다.

이외에도 각 단계의 산식을 구성하는 구체적 항목에서 약간의 차이를 나타내기는 하지만 NAIC 방식과 우리나라의 책임준비금 구성비 방식은 모두 책임준비금을 기반으로 투자손익을 배분하고 있다는 공통점을 나타낸다. 그러나 책임준비금을 단순히 투자가능자산으로 인식할 경우 보험부채가 지닌 특성을 간과하게 되고 이로부터 보험회사가 자산운용과 관련한 모든 리스크를 부담하고 있다는 사실을 무시한 채 투자손익의 문제를 다루게 된다는 문제점이 발생한다.

<표 5.2.2> 미국 및 우리나라 투자손익 배분방식의 비교

| 미국 NAIC 방식*   | 한국 책임준비금 구성비 방식  |
|---|--|
| <ul style="list-style-type: none"> <li>- 목적</li> <li>: 보험종목별 투자수익을 반영하여 보험요율 결정</li> <li>- 자본계정을 종목별로 구분함</li> <li>- 순서</li> <li>① 전체 투자손익을 각 종목별로 배분</li> <li>② 책임준비금에서 발생한 투자손익을 계산</li> <li>③ ①에서 ②를 차감</li> </ul> | <ul style="list-style-type: none"> <li>- 목적</li> <li>: 계약자지분, 주주지분 구분을 위한 참조</li> <li>- 자본계정을 종목별로 구분하지 않음</li> <li>- 순서</li> <li>① 자본계정으로부터 투자손익 계산</li> <li>② 자본계정 제외 투자손익을 책임준비금 비율에 따라 배분</li> </ul> |
| 공통점: 책임준비금을 기반으로 투자손익을 배분   |  |

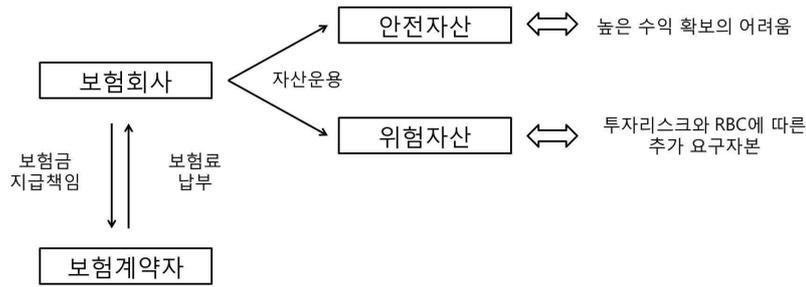
\* 미국 NAIC 방식에 대해서는 Feldblum (1997)을 참조함.

## 2. 투자손익 배분에 대한 비판적 검토

보험회사 손익의 원천은 보험소비자로부터 전가된 리스크를 관리하는 보험영업과 리스크인수의 대가로 수입하는 보험료를 운용하는 투자영업으로 구분된다. 따라서 보험회사의 자산운용결과를 보험종목별로 구분해야 할 필요가 있는지, 만약 필요하다면 어떻게 구분해야 하는지에 관한 논의는 상기의 두 손익원천 중 투자영업과 직접적인 관련이 있다고 할 수 있다. 그러나 보험사의 투자손익은 보험료와, 따라서 보험영업손익과 유기적 관계를 지니고 있다. 우리나라 자동차보험에 대한 한 연구는 손해보험업계가 보험요율 인상의 근거로 만성적인 적자를 제시하고 있지만 이는 보험영업에서의 손실일 뿐 투자영업에서의 수익을 감안할 경우 자동차보험이 반드시 적자라고 하기에는 무리가 있다고 주장한다 (이원돈, 2008). 이러한 사실들은 투자손익의 종목별 배분을 논할 때 보험사업과 연관된 다양한 측면을 고려해야 함을 시사한다. 이하에서는 투자리스크의 관리, 운용가능자산의 원천, 그리고 보험요율과 투자손익의 관계라는 세 가지 측면에서 투자손익 종목별 배분의 필요성 여부를 고찰한다. 또한 배분의 필요성 여부와는 별개로 현재 논의되고 있는 책임준비금 구성비 배분방식의 문제점을 고찰하고 이의 개선방안을 고려해 본다.

### (1) 투자리스크의 관점

보험회사는 보험계약자가 납입한 보험료를 기업에 대출 형식으로 융자하거나 채권 및 주식투자를 통해 기업이 필요로 하는 자금을 공급한다. 이것이 보험회사가 금융기관(financial intermediary)으로 분류되는 이유이다. 투자자가 자산포트폴리오를 구성할 때 고려하는 사항은 수익률과 이에 동반하는 리스크임은 주지의 사실이다 (Markowitz, 1952). 자산가치가 하락할 수 있는 위험자산에 투자하는 경우 이러한 위험이 없는 무위험자산으로부터의 수익보다 높은 수익을 기대한다. 반대로 말하자면 높은 수익을 추구하는 자산포트폴리오를 구성할 경우 자산가치 하락에 따른 투자손실의 위험을 감수해야 한다는 것이다. 안전 위주의 포트폴리오를 추구할 것인지 아니면 고수익 고위험의 포트폴리오를 운용할 것인지는 투자자의 위험회피(risk aversion) 정도에 의해 결정된다.



<그림 5.2.1> 보험회사의 자산운용 시 고려사항

투자기관으로서의 보험회사 역시 자산운용에 있어 일반 투자자와 마찬가지로의 상황에 직면하게 된다. <그림 5.2.1>이 나타내듯 무위험자산 위주의 안전한 투자와 자산가치변동의 리스크를 동반한 자산운용의 양자 간에 결정을 내려야 하는 것이다. 그러나 보험회사의 경우 투자리스크로부터 보험계약자를 보호하기 위해 감독당국이 규정한 일정 정도의 보험금 지급능력을 유지해야만 한다는 제약이 존재한다. 자산운용의 결과 투자손실이 발생할 경우 보험사의 보험금 지급능력에 악영향을 미칠 수 있으므로 이에 대비한 자본을 확충해야 하는 것이다. 현행 지급능력제도인 RBC 제도는 보험사의 자산운용리스크를 시장, 금리, 신용리스크로 세분화하고 각 리스크에 대해 정해진 산식에 따라 일정 정도의 자본량을 요구하고 있다. 이처럼 보험회사의 자산운용에 관한 결정에는 보험계약자에 대한 책임, 즉 보험금 지급능력 확보가 중대한 영향을 미친다. 추가 요구자본량 확충이 어려울 경우 보험사는 무위험자산 위주의 안전한 자산운용을 선택해야만 한다.

상기한 바로부터 알 수 있는 사실은 보험회사는 자산운용과 관련한 모든 리스크를 부담하는 한편 RBC 제도에 따라 보험금 지급능력을 확보해야 하는 책임도 부담하고 있다는 점이다. 다시 말해 보험계약자는 보험사의 투자영업과 관련하여 어떠한 위험과 책임도 부담하지 않는다. 보험계약의 기본원칙은 보험계약자는 보험사고 발생시 보험금을 지급받는 것을 목적으로 적정보험료를 납입하고 보험회사는 수입하는 보험료를 대가로 보험금 지급조건이 충족될 경우 이를 지급하는 것이다. 보험영업의 이러한 기본원칙이 지켜질 수 있다면 어떻게 자산을 운용할 것인지는 보험회사의 선택이다. 이 선택과 그 결과에 상관없이 RBC 제도에 의해 보험계약자는 보호받기 때문이다. 투자손실이 발생할 경우라도 보험계약자는 이에 영향을 받지 않는 것이다. 변액보험과 변액연금처럼 보험사의 자산운용결과에 따라 보험계약자

에게 지급되는 혜택이 달라지는 보험계약이 아니라면, 다시 말해 보험계약자가 보험사의 투자리스크를 공유하는 보험상품이 아니라면 모든 자산운용의 결과는 그것이 수익이든 손실이든 운용주체인 보험사에 귀속됨이 합리적일 것이다.

### (2) 운용가능자산의 관점

투자손익의 구분이 필요한 이유로 보험사가 운용하는 자산의 상당 부분이 책임준비금으로부터 발생한 재원이므로 이로부터의 투자수익을 구분해야 할 뿐만 아니라 나아가 이를 보험계약자에게 환원할 필요가 있다는 주장을 생각해 볼 수 있다. 미국의 사례가 이 경우에 해당한다. 보험요율에는 보험사의 수익률이 반영되는 바, 이 수익률의 계산에 책임준비금을 투자하여 얻은 수익이 반영되어야 하는지에 관한 논쟁이 반세기가 넘는 기간 동안 진행되어 왔던 것이다.

책임준비금은 보험회사의 계약자에 대한 부채로 보험계약자가 납입한 보험료를 기반으로 적립된다는 사실에는 이견이 없다. 그러나 국제보험회계기준 2단계 기준서 공개초안 및 수정안은 일반보험 및 자동차보험과 같이 계약기간이 1년 이하인 단기보험계약의 경우에는 보험부채인 책임준비금의 평가에 화폐의 시간가치를 고려하지 않는다. 즉, 책임준비금을 운용가능한 자산으로 인식하고 있지 않다는 것이다. 단기보험계약에서는 보험금의 지급이 짧은 시간 내에 발생하게 되므로 보험금 지급을 위해 적립해 놓은 책임준비금을 투자하기 어렵기 때문이다. 그럼에도 불구하고 보험사가 자산운용을 결정하였다면 자산운용의 결과는 보험회사에 귀속되어야 할 것이다. 왜냐하면 실제 투자손실이 발생하더라도 보험회사는 사고발생시 보험금을 지급할 것이기 때문이다. 다시 말해 보험회사가 자산운용과 관련한 모든 리스크를 부담하고 있으므로 초과수익은 이에 대한 보상으로 인정될 필요가 있다는 것이다.

### (3) 보험요율의 관점

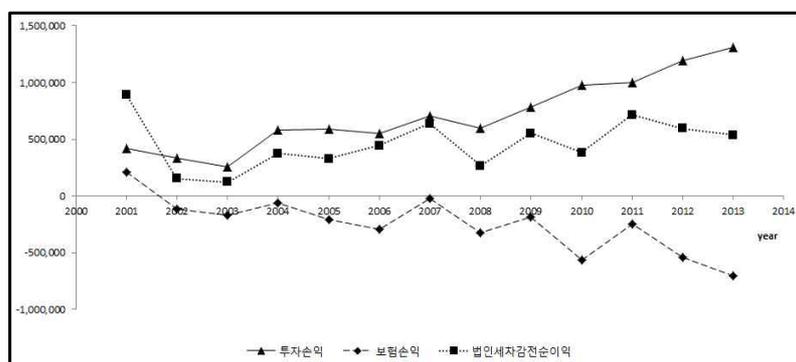
보험회사는 보험금 지급능력을 유지하는 한편 모든 자산운용리스크를 부담하고 있다는 점, 그리고 책임준비금의 평가에는 투자수익이 반영되어 있다는 점을 고려하더라도 보험가격의 측면에서 여전히 투자영업이익을 구분할 필요가 있다는 주장이 제기될 수 있다. 보험가격, 즉 보험료는 약정한 보험사고가 발생할 것에 대비하

여 계약자가 지불하는 위험전가비용으로서 지급보험금을 마련하기 위한 순보험료와 보험사업을 영위하는데 필요한 사업비 및 보험회사의 마진을 포함하는 부가보험료로 구성된다. 이처럼 보험료에는 보험영업과 관련한 이윤이 이미 포함되어 있는데 투자영업으로부터의 수익이 모두 보험회사에 귀속되는 것은 불합리하며 보험요율의 결정에는 투자수익까지 감안한 ‘적정’수익률이 반영되어야 한다는 것이다. 미국의 경우 NAIC는 보험요율의 결정시에 보험영업 및 투자영업 등 ‘모든 원천으로부터의 수익을 고려해야 한다’는 견해를 피력하였고 비록 주에 따라 차이는 있으나 전반적으로 NAIC의 견해가 받아들여지고 있다.

이와 같은 논지에 대해서는 다음과 같은 몇 가지 사항을 고려해야 할 필요가 있다. 첫째, 보험사고와 실제 사업비는 그 발생시기와 규모에 있어 불확실하다는 점이다. 이러한 불확실성을 대비하고자 보험료의 결정에 기반이 되는 여러 가지 가정들을 어느 정도 보수적으로 설정하고 있으나 이것이 보험회사가 처하게 되는 리스크를 완전히 제거할 수는 없다. 이러한 점에서 보험요율에 반영되는 보험회사의 마진은 리스크 버퍼로서의 역할을 수행하고 있다고 할 수 있다. 둘째, 보험회사의 자산운용은 리스크를 내포하고 있다는 점이다. 간단히 말해 보험회사가 투자영업으로부터 이익을 창출하고 있다고 할지라도 그 정도는 경제 및 시장상황 그리고 투자전략에 있어 크게 변동할 수 있고, 보다 극단적인 경우 자산운용의 결과 투자손실이 발생할 수 있다. 마지막으로 보험사고와 자산운용에 내재되어 있는 불확실성을 고려할 때 ‘적정’수익률을 결정하기가 매우 어렵다는 점이다. 손해율과 사업비율의 합으로 정의되는 합산비율은 단지 언더라이팅의 결과를 나타내는 것으로 투자손익까지 감안할지라도 이는 보험회사 전체 영업의 결과가 적자인지 흑자인지를 보여줄 뿐 투입자본에 대한 이익으로 정의되는 수익성을 나타내는 것은 아니다. 주주의 입장에서는 투입한 자기자본 대비 총이익을 나타내는 자기자본이익률(return on equity)과 투입자본의 기회비용을 나타내는 자본비용(cost of capital)과의 비교를 통해서만 ‘적정’수익률을 결정할 수 있는 것이다. 그러나 보험사의 자기자본이익률과 자본비용을 구한다는 것은 비록 불가능하다고 말할 수는 없으나 현실적으로 매우 지난한 일이다.

보험요율과 관련한 상기의 측면에서 우리나라 손보업계 상황을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 보험계약자로부터의 리스크 인수에 있어서는 지속적인 적자에 처해있다. <그림 5.2.2>는 손해보험사의 손익을 나타낸 것으로 이로부터 보험영업은 2002

년을 기점으로 지속적인 적자를 기록하고 있을 뿐만 아니라 적자규모가 대체적으로 증가하고 있음을 확인할 수 있다. <그림 5.2.2>는 우리나라에서 영업 중인 모든 손해보험사로부터의 회계보고서를 기반으로 작성되었고 또한 보험종목별로 구분되어 있지 않아 구체적인 분석이 어렵다는 제약이 있다. 그러나 이로부터 우리나라 손해보험의 경우 전반적으로 보험료 수입에 비해 보험금 및 사업비 지출규모가 크다는 점은 쉽게 유추해 볼 수 있다. 보험소비자를 비롯한 일부에서는 이러한 적자의 원인으로 보험사간 무리한 경쟁의 결과 언더라이팅 과정에서 위험의 적절한 구분과 선택이 제대로 이루어지지 않아 보험금 지급이 과도하게 발생하고, 방만한 기업운영으로 지나친 사업비 지출이 이루어지고 있음을 지적한다. 이와 같은 주장을 완전히 배제할 수는 없으나 보험가격 결정의 자율성 측면을 살펴볼 필요가 있다.



<그림 5.2.2> 손해보험사의 손익 추이 (단위: 백만 원)  
(출처: 금융통계정보시스템)

보험가격, 즉 보험료는 미래의 불확실한 현금흐름에 대한 여러 가지 가정을 기반으로 결정되고 보험수요자가 이해하기 어려운 측면이 있으므로 보험상품 및 가격에 대한 사전인가제도 등 가격결정에 있어 감독당국의 강한 규제가 있어 왔다. 물론 1993년 사전인가제도가 경쟁적 제도로 전환되고 1994년에는 보험요율산출기관에서 제시하는 요율을 모든 보험회사가 동일하게 사용하는 협정요율제도(tariff rating system)를 대신하여 일정범위 내에서 보험회사의 자율성이 확보된 범위요율제도가 도입되는 등 보험가격의 자율화를 위한 조치가 취해져 왔다. 특히 2000년 4월에는 부가보험료, 2001년 8월에는 순보험료의 자유화로 손해보험업계는 정부주도의 협정요율이 아닌 자사요율을 사용할 수 있게 되었다. 그러나 보험회사는 여전히 감독당국에 신고 내지 제출, 수리 절차를 밟아야 한다. 감독당국이 신고를 접수하고 인가

하지 않을 경우 자율적인 보험료 결정이 이루어질 수 없다. 무엇보다 보험요율 인상, 특히 자동차보험의 요율인상은 소비자물가와 직결되는 것으로 여겨져 물가안정과 인플레이션 억제라는 정책적 차원에서 보험가격의 자율화가 크게 제약받아 왔음은 주지의 사실이다. 이렇듯 보험사가 보험료를 ‘자율적’으로 결정하기 힘든 상황을 감안할 때 보험영업의 적자를 단순히 부적절한 언더라이팅과 방만한 기업경영의 탓으로 돌리기에는 무리가 있다.

둘째, 우리나라 손해보험업계는 실제로 자산운용리스크에 처해 있다는 점이다. <그림 5.2.2>에서는 이를 확인하기 어렵다. 오히려 <그림 5.2.2>는 보험영업에서의 손실을 투자수익이 보전하고 있음을 알려 준다. 나아가 투자수익의 규모가 전반적으로 증가하고 있음을 보여 준다. 그러나 이는 투자수익 규모의 전반적 추세만을 보여줄 뿐 그 변동성과 수익률의 저하를 나타내는 것에는 한계가 있다. 손해보험업계가 처한 어려움은 <표 5.2.3>에 잘 나타나 있다. <표 5.2.3>은 우리나라 손해보험사의 자산운용 수익률을 보여주고 있는데 이에 따르면 투자수익률은 변동하고 있으며 2009년을 기점으로 하락세를 나타내고 있음을 알 수 있다. 이러한 사실은 보험요율의 결정에 투자수익을 반영할 경우 보험가격은 보험사고의 불확실성과 더불어 자산운용의 불확실성이 더해지게 됨을 시사한다. 특히 우리나라 손해보험업계와 같이 보험영업에서 적자를 나타내고 있는 경우 보험회사가 처하게 되는 리스크는 더욱 크다 하겠다.

상기의 내용을 요약하자면 현실적으로 보험사가 보험가격을 자율적으로 결정하기 어렵고 보험영업에서 적자를 나타낼 뿐만 아니라 자산운용에서의 수익률이 감소하고 있는 상황에서는 보험요율의 결정에 투자수익을 반영하기 어렵다는 것이다. 이러한 경우 투자수익은 보험사의 영업손실을 보전하고 재정건전성을 유지하는 재원으로 사용되는 것이 더 바람직할 수 있다.

<표 5.2.3> 손해보험사의 자산운용 수익률 (단위: %)

| 연 도      | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 |
|----------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 운용자산 이익률 | 4.8  | 6.0  | 4.7  | 5.2  | 5.1  | 4.6  | 4.4  | 4.0  |

(출처: 금융감독원(www.fss.or.kr) 정보공시)

#### (4) 투자손익 배분 논의의 고려사항

미국에서는 보험요율의 결정에 투자수익이 반영되어야 하는지에 관한 논쟁에서부터 보험종목별 투자손익 배분의 필요성이 대두되었다. 이에 지금까지 투자손익의 종목별 배분방식을 논하기에 앞서 과연 우리나라에서도 이러한 배분 자체가 필요한 것인지를 보험계약자와 보험사 간의 배분문제에 비추어 논해보았다. 이를 위해 본 소절에서는 보험계약자의 권리, 다시 말해 보험사의 보험금 지급능력의 측면, 보험사가 처한 리스크의 측면, 그리고 보험가격의 측면에 초점을 맞추었다. 특히 보험사는 책임준비금과 RBC 제도를 통해 보험계약자에 대한 지급능력을 확보하는 한편 자산운용리스크를 부담하고 있다는 점, 그리고 보험사는 보험영업에서의 적자를 투자수익으로 보전하고 있고 보험가격 역시 감독당국의 규제와 관행에 의해 상당 부분 제약을 받고 있다는 사실로부터 보험요율이 소비자에게 부당하게 결정되고 있다는 일부 주장이 지나친 비약일 수 있다는 점을 강조하였다.

본 소절은 보험소비자, 보험회사 또는 감독당국 어느 일방의 입장을 대변하는 것을 목적으로 하고 있지는 않다. 배분방식 자체를 논하기에 앞서 그동안 간과되거나 소홀히 다루어져 왔던 필요성의 문제를 부각시킴으로써 배분방식에서 고려해야 할 사항들에 주의를 환기시키고자 하였다. 사실 보험사와 보험계약자 간 투자손익의 배분문제는 미국의 사례에서 살펴보았듯 당사자의 입장과 관점에 따라 매우 다르게 해석될 수 있는 여지가 크다. 그러나 사회전체적인 관점에서 보험제도의 효과를 볼 때 보험소비자와 보험회사의 관계가 영합게임(zero-sum game)의 성격으로 규정될 필요는 없다. 오히려 보험소비자는 보험료를 비용으로 막대한 경제적 피해를 입힐 수 있는 보험사고로부터 보호 받고, 보험사는 리스크인수에 대한 보상으로 보험영업 및 자산운용에서 적정한 이윤을 획득할 수 있는 상호보완적 관계(win-win game)이다. 투자손익의 종목별 배분에 관한 논의는 다양한 입장과 관점을 반영하여 신중하게 이루어질 필요가 있다. 특히 투자손익의 배분에는 보험료와 리스크전가, 리스크관리 사이에 나타나는 유기적 관계에 주목할 필요가 있다.

### 제3절 데이터를 이용한 배분방식의 분석

이하에서는 종목별 배분의 필요성 여부와는 별개로 실제 논의되고 있는 몇 가지 배분방식들을 구체적으로 분석해 보기로 한다. 이에선 손해보험협회에서 제공한 자

료가 이용된다. 이 자료에는 보험사별로 책임준비금 구성비 방식에 따라 투자손익을 구분하기 위해 요구되는 다양한 항목들, 예를 들어 총자산 규모, 자본, 평균미경과보험료적립금, 평균지급준비금, 평균미상각신계약비 등이 나타나 있다. 이 자료는 우리나라에서 영업 중인 모든 손해보험사 대신 8개의 주도적인 보험사 (삼성, 현대, LIG, 동부, 흥국, 메리츠, 한화, MG)로부터의 개별 자료를 포함하고 있을 뿐이다. 그러나 단종(single line) 전업보험사와 재보험사의 경우 종목별 투자손익의 종목별 배분문제가 발생하지 않으므로 포함될 필요가 없다. 또한 본 절의 목적은 자료를 기반으로 하여 어떠한 통계적 추론을 이끌어 내는 것이 아니라 논의되고 있는 방식에 따라 투자손익을 배분하였을 경우의 전반적인 결과를 살펴보는 것이므로 이에 큰 무리가 없을 것으로 판단된다.

### 1. 책임준비금 구성비 방식과 미국 NAIC 방식

<표 5.3.1>은 상기의 자료를 이용, <표 5.2.1>에 제시되어 있는 책임준비금 구성비 방식에 따라 투자손익을 종목별로 배분한 결과를 보여준다. 이에 따르면 자본으로부터의 투자손익은 전체 투자손익의 약 46.3%, 보험계정, 즉 책임준비금으로부터의 투자손익은 약 53.7%를 차지하고 있음을 알 수 있다. 특히 이 방식에 의해 투자손익을 구분할 경우 투자손익이 자동차보험에 집중되는 특징을 보이는데, 총투자손익의 약 39.8%, 그리고 보험계정 투자손익의 74.3%가 자동차보험의 책임준비금으로부터 발생하는 것으로 나타난다.

<표 5.3.1> 책임준비금 구성비 배분방식 (단위: 백만 원)

|                        | 장기     | 자동차       | 일반      | 계              |
|------------------------|--------|-----------|---------|----------------|
| 총투자손익                  |        |           |         | 534,128        |
| 수정자본                   |        |           |         | 16,809,126     |
| 자본총계                   |        |           |         | 16,003,674     |
| 평균보유미경과보험료             | 0      | 1,725,094 | 513,296 | 5,925,667      |
| 자산총계                   |        |           |         | 38,268,822     |
| 자본계정 투자손익              |        |           |         | <b>247,829</b> |
| 보험계정 투자손익<br>(보종별투자손익) | 17,162 | 212,785   | 56,352  | <b>286,298</b> |

|           |            |           |           |            |
|-----------|------------|-----------|-----------|------------|
| 투자가능자산    | 738,644    | 6,387,187 | 1,678,935 | 8,804,765  |
| 평균지급준비금   | 2,379,313  | 2,365,181 | 2,993,034 | 7,737,528  |
| 평균미경과보험료  | 49,225     | 5,243,014 | 2,690,700 | 7,982,938  |
| 평균재보험자산   | 295,103    | 638,149   | 2,650,805 | 3,584,057  |
| 평균보험미수금   | 510,849    | 159,543   | 1,094,553 | 1,764,945  |
| 평균미상각신계약비 | 834,075    | 0         | 0         | 834,075    |
| 실제신계약비    | 3,742,048  | 804,421   | 359,533   | 4,906,001  |
| 실제DAC증감   | 502,757    | 0         | 0         | 502,757    |
| 보유보험료     | 22,458,530 | 8,033,687 | 2,156,232 | 32,648,449 |

(출처: 손해보험협회 제공 자료에 근거하여 작성)

<표 5.3.2>는 NAIC 방식에 따라 투자손익을 배분한 결과이다. 이에 따르면 자본계정으로부터의 투자손익은 전체 투자손익의 약 62.5%를 차지하여 우리나라 책임준비금 구성비 방식에 따른 배분보다 훨씬 높은 비중을 나타낸다. 그러나 보험계정에서는 NAIC 방식이나 우리나라의 방식이나 마찬가지로 투자손익의 자동차보험으로의 치중 현상이 확인된다. 자동차보험은 전체 투자손익의 약 24%, 그리고 보험계정 투자손익의 64.1%를 차지하고 있는 것이다. 두 방식의 배분결과는 <표 5.3.3>에 요약되어 있다.

<표 5.3.2> NAIC 배분방식 (단위: 백만 원)

|                               | 장기            | 자동차            | 일반            | 계              |
|-------------------------------|---------------|----------------|---------------|----------------|
| 총투자손익                         |               |                |               | 534,128        |
| 수정자본                          |               |                |               | 17,091,368     |
| 자본총계                          |               |                |               | 16,003,674     |
| 평균보유책임준비금                     |               |                |               | 11,493,778     |
| <b>자본계정투자손익</b>               |               |                |               | <b>333,872</b> |
| <b>보험계정투자손익<br/>(보종별투자손익)</b> | <b>26,799</b> | <b>128,400</b> | <b>45,057</b> | <b>200,256</b> |
| 투자가능자산                        | 1,457,062     | 6,813,781      | 2,405,022     | 10,675,865     |
| 평균보유지급준비금                     | 2,084,253     | 2,298,294      | 1,364,256     | 5,746,803      |
| 평균보유미경과보험료                    | 49,181        | 5,088,080      | 1,259,211     | 6,396,472      |
| 평균계약자배당준비금                    | 168,415       | 0              | 0             | 168,415        |
| 계약자이익배당준비금                    | 12,215        | 0              | 0             | 12,215         |
| 배당보험손실보전준비금                   | 3,957         | 0              | 0             | 3,957          |
| 미상각신계약비                       | 834,075       | 0              | 0             | 834,075        |

|         |            |           |           |            |
|---------|------------|-----------|-----------|------------|
| 실제신계약비  | 3,742,048  | 804,421   | 359,533   | 4,906,001  |
| 실제DAC증감 | 502,757    | 0         | 0         | 502,757    |
| 일반관리비   | 1,658,415  | 763,540   | 208,804   | 2,630,759  |
| 보유보험료   | 22,458,530 | 8,033,687 | 2,156,232 | 32,648,449 |

(출처: 손해보험협회 제공 자료에 근거하여 작성)

<표 5.3.3> 책임준비금 구성비 방식과 NAIC 방식의 비교 (단위: %)

|         | 책임준비금 구성비 |       |       | NAIC  |       |      |
|---------|-----------|-------|-------|-------|-------|------|
| 자본계정 비중 | 46.4      |       |       | 62.5  |       |      |
| 보험종목    | 장기        | 자동차   | 일반    | 장기    | 자동차   | 일반   |
| 총투자수익   | 3.21      | 39.84 | 10.55 | 5.01  | 24.04 | 8.44 |
| 보험계정    | 5.99      | 74.32 | 19.69 | 13.38 | 64.12 | 22.5 |

미국 NAIC 배분방식과 우리나라 감독당국에 제시한 투자손익 배분방식은 모두 책임준비금을 투자가능자산으로 인식하고 이를 기반으로 자본계정으로부터의 투자손익과 종목별 투자손익을 계산한다는 공통점을 지니고 있다. 그러나 <표 5.3.3>으로부터 확인할 수 있듯 두 방식에 따른 배분결과는 몇 가지 점에서 차이를 나타낸다. 첫째, 우리나라의 배분방식이 자본계정으로부터의 투자손익을 상대적으로 더욱 ‘과소평가’하고 있다. 두 방식은 모두 자산운용과 관련한 모든 리스크를 보험회사와 주주가 부담하고 있다는 사실을 고려하지 않고 단지 ‘비율’에 의해서만 투자손익을 배분한다. 이러한 점에서 두 방식은 모두 자본계정으로부터의 투자손익을 ‘과소평가’하고 있다. <표 5.3.3>에 의하면 특히 우리나라의 배분방식이 더욱 그러함을 알 수 있다. 둘째, 보험계정에만 초점을 맞춰볼 때 두 방식 모두 투자손익의 배분이 자동차보험에 편중되어 있다는 공통점을 나타냄에도 불구하고 우리나라의 배분방식의 경우 그 치중현상이 더욱 심하게 나타난다. 이 차이는 장기손해보험 투자손익 비중의 차이로 설명되는 것으로 보인다. 장기손해보험의 경우 우리나라 배분방식에 따르면 보험계정의 약 6%에 지나지 않으나 NAIC 방식에 의하면 이 비율이 약 13.4%로 우리나라 방식에 비해 두 배 이상의 증가를 나타내는 것이다.

이상으로부터 알 수 있는 사실은 책임준비금을 이용하여 투자손익을 배분하는 경우 보험회사가 모든 투자리스크를 부담하면서도 RBC 제도를 통해 보험계약자에 대한 보험금 지급의무를 이행하기 위한 노력을 기울이고 있다는 점이 간과되고 있다는 점이다. 자산운용리스크에 대한 보상이 반영된 배분방식이 요구되는 이유이다.

뿐만 아니라 두 방식 모두 자동차보험으로의 배분집중이 발생하고 있는데 이는 보험종목별로 자산운용전략에 차이가 있다는 점을 고려하고 있지 않다는 점에 기인한 것으로 여겨진다. 책임준비금을 운용가능한 자금으로 볼 경우 보험종목별로 투자가 가능한 기간에 차이가 있을 수 있다. 특히 미국과 달리 우리나라의 손해보험사들은 장기손해보험계약을 다루고 있는데 장기간에 걸친 자산운용이 가능할 경우 일반적으로 보다 높은 운용자산수익률을 나타낸다고 알려져 있다. 반면 일반 및 자동차보험과 같은 단기보험계약은 보험금 지급이 빠른 시일 내에 발생함으로써 책임준비금을 운용자산으로 이용하기 어렵다. 따라서 종목별로 투자손익을 배분할 시에는 종목에 따라 투자가능기간에 차이가 있을 수 있다는 점을 감안해야 한다.

## 2. 현금수지 고려의 필요성

책임준비금 구성비 배분방식의 또 다른 중대한 문제는 운용자산이 보험영업으로부터 발생하는 현금수지차에 의해 크게 영향을 받는다는 사실을 반영하지 못한다는 점이다. 여기서 현금수지차는 보험사로의 현금유입, 즉 보험료에서 보험사로부터의 현금유출, 다시 말해 지급보험금과 지출사업비를 차감한 금액을 의미한다. 보험회사의 운용자산은 초기 자본금으로 시작하여 보험영업에서 발생하는 현금수지차에서 발생한 자금의 여유분이 더해져 투자손익을 발생시킨다. 이러한 사실을 고려하지 않고 단지 책임준비금의 비율만으로 투자손익을 배분하는 경우 실제 운용가능한 자산과 자본의 역할에 대한 오해를 불러일으킬 소지가 크다. 이해를 돕기 위해 가상의 현금흐름을 나타내는 <표 5.3.4>를 예로 들어보도록 한다.

<표 5.3.4> 현금수지차의 비교 예시

| 구 분             |       | A   | B   | C   |
|-----------------|-------|-----|-----|-----|
| 현금유입            | 보험료   | 100 | 100 | 100 |
|                 | 사업비   | 50  | 50  | 50  |
| 현금유출            | 보험금   | 50  | 70  | 10  |
|                 | 현금수지차 | 0   | -20 | 40  |
| 책임준비금           |       | 20  | 20  | 20  |
| 전년 대비 책임준비금 증감액 |       | 30  | 30  | 30  |

<표 5.3.4>는 A, B, C라는 세 가지 보험종목을 운영하는 한 보험회사를 가정해 본 것이다. 논의의 편의를 위해 모든 종목에서 보험료 수입은 100, 그리고 지출사업비는 50, 그리고 해당 시점의 추가 책임준비금액은 30으로 가정한다. A의 경우 모든 보험료가 사업비 및 보험금 지급에 사용되어 이로부터 추가적인 투자가능자산이 발생하지 않는다. 오히려 책임준비금 증가분 30은 보험사의 자본 또는 다른 보험종목으로부터의 재원으로 충당되어야 한다. B의 경우 현금수지적자를 보전하기 위해 보험회사는 자본 20을 투자해야 할 뿐만 아니라 A와 마찬가지로 책임준비금 적립을 위해 자본 30을 추가적으로 필요로 한다. 따라서 이 경우 자본계정은 50에 해당하는 투자기회를 상실하게 된다. 마찬가지로 방법으로 C는 10에 해당하는 여유 자금이 이는 추가적인 운용가능자산으로 사용될 수 있다. 이처럼 해당 기간의 보험영업에 따른 현금수지와 책임준비금의 증감에 따라 각 보험종목별로 실제 자산운용에 사용될 수 있는 자금이 달라질 수 있고 또한 이 과정에서 보험회사의 자본이 개입하게 되어 자본에 의한 투자기회에 차이가 발생한다. 그러나 책임준비금 구성비 방식에 의해 투자손익을 배분할 경우 이러한 차이에도 불구하고 상기의 예에서는 모든 종목의 책임준비금이 20으로 동일하므로 동일한 규모의 투자손익을 배분받게 되는 문제가 발생하는 것이다. 다시 말해 책임준비금은 보험영업에서 손실이 발생하는 경우에도 적립해야 하는 법정준비금이므로 보험사는 자본이나 다른 보험종목에서의 재원으로 충당할 수밖에 없다. 이 경우 해당 보험종목의 책임준비금은 계약자로부터의 보험료만으로 적립되는 투자가능한 자금으로 생각하기에는 무리가 있다. 보험종목별 투자손익의 배분에는 이러한 점에 대한 고려가 반영될 필요가 있다.

현금수지차를 이용한 투자손익의 종목별 배분은 책임준비금 구성비 방식에 대한 하나의 대안 또는 고려사항으로 손해보험협회에 의해 제시되었다. <표 5.3.5>는 이 방식에 따라 투자손익을 배분한 결과를 나타낸다. 배분과정은 다음과 같다. 자본계정으로부터의 투자손익은 책임준비금 구성비 방식과 기본적으로 동일하다. 총투자손익에 총자산 대비 (수정)자본이 차지하고 있는 비중을 곱함으로써 산출된다. 종목별 투자손익을 계산하기 위해 먼저 종목별로 투자가능자산을 산출한다. 책임준비금 구성비 방식은 기본적으로 책임준비금을 투자가능자산으로 인식하였던 반면 현금수지차 방식에서는 종목별 현금수지로 이를 대체한다는 점이 특징이다. 특정연도의 손해율 및 사업비 등이 이례적으로 높거나 낮을 경우 해당 연도의 현금수지가 크게 변동할 가능성이 있다. 따라서 <표 5.3.5>의 종목별 투자가능자산은 직전 3년 동안

의 평균을 바탕으로 계산된 것이다. 각 항목의 구체적인 계산방법은 <표 5.3.5>의 아래에 제시하였다.

<표 5.3.5> 현금수지차를 이용한 투자손익 배분 (단위: 백만 원)

|  | 장기             | 자동차          | 일반            | 계              |
|--|----------------|--------------|---------------|----------------|
| 총투자손익  |                |              |               | 501,039        |
| 수정자본 <sup>1), 2)</sup>                             |                |              |               | 13,648,594     |
| 자본총계 (+)   |                |              |               | 15,204,703     |
| 자본조정 (-)   |                |              |               | -604,727       |
| 기타포괄손익누계액 (-)                                      |                |              |               | 2,836,149      |
| 미경과보험료 중사업비해당액 (+)                                 |                |              |               | 675,313        |
| 자산총계   |                |              |               | 36,906,689     |
| <b>자본계정 투자손익<sup>3)</sup></b>                      |                |              |               | <b>190,674</b> |
| <b>보험계정 투자손익<sup>4)</sup></b><br><b>(보종별 투자손익)</b> | <b>246,774</b> | <b>4,905</b> | <b>58,034</b> | <b>310,366</b> |
| 투자가능자산 <sup>5)</sup>                               | 2,224,556      | 41,856       | 543,113       | 2,809,525      |
| 보유보험료(+)   | 12,900,711     | 9,597,993    | 2,348,244     | 24,846,948     |
| 보유보험금(-)   | 5,159,686      | 7,704,301    | 1,357,699     | 14,221,687     |
| 사업비(-)   | 6,595,770      | 2,115,328    | 461,576       | 9,172,675      |
| 수수료차(+)  | 1,073,340      |              |               | 1,073,340      |

(출처: 손해보험협회 제공)

- 1) 수정자본 = 자본총계 - 자본조정 - 기타포괄손익누계액 + 미경과보험료 중 사업비 해당액
- 2) 미경과보험료 중 사업비 해당액 = 평균보유미경과보험료 × (실제신계약비-실제DAC증감) / 보유보험료
- 3) 자본계정 투자손익 = 총투자손익 × 수정자본 / (자산총계-평균미상각신계약비)
- 4) 보험계정 투자손익 = (총투자손익-자본계정 투자손익) × 보종별 투자가능자산 / 총투자가능자산
- 5) 투자가능자산 (직전3년 평균) = MAX(보유보험료 - 보유보험금 - 순사업비 + 수수료차, 0)
  - (1) 보유보험료 = AI059 보유보험료 (원수보험료+수재보험료 - 출재보험료) (저축보험료부분 제외)
  - (2) 보유보험금 = AI059 (원수보험금 + 수재보험금 - 출재보험금) (단, 사고보험금에 한함)
    - \* 원수보험금 = 원수(보험금 - 환입 + 지급손해조사비)
    - \* 수재보험금 = 수재(보험금 - 환입 + 지급손해조사비)
    - \* 출재보험금 = 출재(보험금 - 환입 + 지급손해조사비)
  - (3) 사업비 = 이연전 순사업비
    - \* 장기보험의 경우 이연전 순사업비 = AI059(순사업비) + 이연 - 상각
    - \* 일반, 자동차 = AI059(순사업비)
- 4) 수수료차 = AI009일반계정의 특별계정수입수수료 - 특별계정지급수수료

손해보험협회에서 제시한 현금수지차 배분방식은 배분 논리에 있어 일관성을 나타내지 못하는 단점이 있다. 자본계정의 투자손익은 책임준비금 구성비 방식과 동일하게 총자산에서 자본계정이 차지하고 있는 비중을 이용하여 결정하고 나머지 부

채계정의 투자손익에 대해서는 종목별 책임준비금 대신 현금수지차의 비율에 따라 배분하고 있는 것이다. 이로 인해 현금수지차 계산항목의 일부가 자본계정에도 반영되어 있어 자본과 다른 투자가능자산의 중복 가능성이 발생할 수 있다. 또한 자본계정의 투자손익은 단순히 비율에 따라 할당됨으로써 책임준비금 구성비 방식과 마찬가지로 자산운용리스크는 모두 보험회사와 주주가 부담하고 있다는 것에 대한 고려가 배제되어 있다. 또한 <표 5.3.5>에서 알 수 있듯 현금수지차 방식을 이용할 경우 장기손해보험에 투자손익이 집중되는 결과를 나타낸다. 책임준비금 구성비 방식은 자동차보험에 투자손익을 집중 배분하게 됨은 이미 앞서 살펴본 바와 같다. 이러한 결과는 자의적인 방법에 따라 인위적으로 투자손익을 배분하기에 발생하는 것으로 판단된다. 이하에서는 앞서 살펴본 책임준비금 구성비 방식과 현금수지차 방식의 문제점을 보완할 수 있는 종목별 투자손익 배분방법을 제시한다. 이 역시도 완전한 배분방법이라 할 수는 없겠으나 보험부채의 속성, 자산운용의 리스크 그리고 국제보험회계기준 수정 공개초안과의 정합성 등 다양한 측면을 고려함으로써 배분원칙에 대한 합리성, 일관성을 높일 수 있다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다.

#### 제4절 책임준비금 구성비 방식의 수정방안

본 장에서 제시하는 투자손익의 종목별 배분방법은 다음과 같다. 이 배분방법이 근거하고 있는 원칙과 논리 등을 구체적으로 살펴보도록 한다.

|              |                                   |
|--------------|-----------------------------------|
| 1. 종목별 투자손익  | 책임준비금내 계약자기여분 × 무위험수익률 × 투자기간조정계수 |
| 2. 자본계정 투자손익 | 총 투자손익 - 보험계정의 투자손익 (종목별 투자손익의 합) |

첫째, 앞서 살펴본 두 배분방식과 비교해 볼 때 가장 두드러진 차이는 자본계정의 투자손익이 총자산에서 차지하고 있는 자본의 비중으로 계산되는 것이 아니라는 점이다. 이는 자산운용과 관련한 모든 리스크는 보험회사가 부담하는 반면 보험계약자는 이에 대해 어떠한 책임도 지지 않는다는 점을 반영하기 위함이다. 만약 투자손익을 자본계정 그리고 보험계정이 자산에서 차지하고 있는 비율로 배분한다면 이는 자본과 보험계정 모두 동일한 정도로 투자리스크를 떠안고 있음을 의미하는

것이다. 그러나 보험계약자는 투자손실이 발생하는 경우에도 보험사고 발생시 보험금을 지급받는다는 것에는 변함이 없다. 오직 보험회사만이 투자리스크를 부담하고 있다. 오히려 RBC 제도는 보험회사의 투자행위에 따른 리스크로부터 보험계약자를 보호하기 위해 추가적으로 적립해 두어야 하는 자본량을 요구함은 이미 살펴본 바와 같다. 모든 운용가능자산에 자본에서 기인한 것인지 아니면 어떤 보험종목으로부터 기인한 자산인지를 확인할 수 있는 ‘꼬리표’가 있다 할지라도 투자손익을 이 ‘꼬리표’에 따라 일률적으로 배분한다면 이 역시 보험회사만이 투자리스크를 감당하고 있음을 간과하게 되는 것이다.

총 투자손익에서 보험계정의 투자손익을 먼저 차감하고 나머지를 자본계정의 투자손익으로 배분하면 실제 자산운용의 ‘리스크’를 보험회사와 주주가 부담하게 되는 효과가 있다. 낮은 투자수익이 발생할 경우 먼저 보험계정에 일정한 방식으로 계산된 투자손익을 배분함으로써 자본계정에 귀속되는 투자수익은 적게 되고 반대로 높은 투자수익이 발생하게 되면 상대적으로 많은 투자수익이 자본계정에 남게 되어 보험회사와 주주는 성공적인 자산운용에 대한 대가를 받게 된다는 것이다. 즉, 보험회사는 자산운용의 결과에 따라 자본계정의 투자손익이 달라지게 되는 ‘투자리스크’에 직면하게 된다.

이상에서처럼 보험계정에 투자수익을 먼저 배분하고 이후 나머지 투자수익을 자본계정에 귀속시키는 경우 두 가지 예외적인 상황이 발생할 수 있다. 투자손실이 발생하거나 실제 투자수익이 위의 산식에 따라 계산된 보험계정의 투자수익보다 작은 경우가 바로 그것이다. 본 연구에서의 원칙, 즉 모든 자산운용리스크는 보험회사가 부담하고 있다는 사실에 의하면 투자손실의 경우 모든 손실은 자본계정에 귀속됨이 마땅하다. 이것이 바로 RBC 제도가 존재하는 이유이며 투자수익의 경우 보험회사가 높은 지분을 주장할 수 있는 근거이기 때문이다. 또한 이와 마찬가지로 실제 투자수익이 보험계정의 투자수익보다 작다면 이는 모두 보험계정에 배분되어야 하고 이 경우 보험계정의 투자수익은 종목별 책임준비금의 비율에 따라 배분하는 방안을 생각해 볼 수 있다. 이러한 점에서 보험회사는 리스크를 줄이면서 높은 수익을 확보할 수 있도록 효과적으로 자산을 운용할 필요가 있다.

둘째, 보험종목별 투자손익 배분에는 보험부채로서의 책임준비금, 종목별 책임준비금의 특성, 그리고 국제보험회계기준이 제시하는 책임준비금 평가에 대한 고려가 반영되어 있다. 종목별 투자손익의 첫 번째 구성요소는 책임준비금 중 계약자기여

분으로 여기에는 책임준비금이 보험계약자에 대한 ‘부채’라는 점이 강조되어 있다. 즉, 책임준비금은 보험계약자가 미리 납입한 보험료를 바탕으로 형성되는 적립금이므로 계약자에 대한 보험회사의 ‘부채’이고 이를 운용하여 발생하는 투자수익은 ‘일정 부분’ 보험계약자의 몫으로 배분될 필요가 있다는 것이다. 여기서 일정 부분이라는 것은 운용주체인 보험회사가 모든 투자리스크를 부담하고 있다는 것을 감안한 투자수익을 의미한다.

책임준비금이 보험계약자에 대한 부채임에는 틀림없지만 이 책임준비금이 계약자로부터의 보험료에 의해서만 적립되는 것은 아니다. 책임준비금은 보험금 지급불능 가능성으로부터 계약자를 보호하기 위해 보험회사가 적립해 두어야 하는 최소한의 안전장치로 이는 법규에 의한 요구사항이다. 즉, 보험영업이나 자산운용에 손실이 발생할 경우라도 잉여금이나 추가 자본확충을 통해서라도 마련해 두어야 하는 법정적립금이라는 것이다. 따라서 책임준비금을 이용하여 투자수익의 계약자지분을 결정할 시에는 이를 반영해야 할 필요가 있다. 앞서 현금수지차 배분방식이 제기된 배경으로 보험료 수입보다 더 많은 보험금이 지급됨으로써 현금수지의 적자가 발생하여 자산운용이 어려움에도 불구하고 단순히 책임준비금을 기준으로 투자수익을 배분할 경우에는 이러한 상황에 대한 오해가 발생할 수 있음을 살펴보았다. 이에 본 연구에서는 종목별 책임준비금의 ‘계약자 기여부분’을 보험계약자로부터 기인한 운용가능자산으로 인정하고 이를 이용하여 투자수익을 결정할 것을 제안한다. 실제 책임준비금 중 계약자 기여부분을 어떻게 결정할 것인지는 매우 어려운 문제로 본 장에서는 책임준비금에 현금수지차를 반영함으로써 이를 대신한다.

$$\text{책임준비금의 계약자 기여분} = \text{책임준비금} - \max(\text{합산비율} - 1, 0) \times \text{경과보험료}$$

상기의 식에서 책임준비금은 책임준비금 구성비 방식의 종목별 투자가능자산을 의미한다. 식의 우변 중 차감항목에서 현금수지차 대신 합산비율을 사용한 이유는 순수한 보험영업손실의 경우만을 감안하기 위해서이다. 합산비율이 1보다 클 때 영업손실이 발생한 것으로 볼 수 있고 이 경우 보험사의 자본 또는 보험사 및 주주에게 귀속되어야 할 투자수익이 책임준비금의 적립을 위해 투입된 것으로 인식한다는 것이다. 따라서 이를 차감함으로써 책임준비금의 계약자 기여분을 추정한다. 자동차보험처럼 만성적인 보험영업적자를 호소하는 종목의 경우 새로운 현금자산으로부터

투자가능자금이 형성되기는 어려울 것이다. 상기의 식은 책임준비금을 보험계약자로부터의 투자가능자금으로 인식하되 이러한 현금수지적자의 문제를 감안하고 있다.

종목별 투자가능자산을 계산할 때 미상각신계약비 및 사업비 관련 비용을 차감한다는 것은 앞서 살펴본 바와 같다. 합산비율은 손해율과 사업비율의 합으로 정의되는 바, 따라서 사업비 관련 부분을 중복하여 차감한 것이라는 오해가 발생할 수 있다. 상기의 식에서 합산비율은 단지 보험료 수입이 보험금 및 비용 지출을 감당하는지의 여부를 나타내는 현금수지상의 지표일 뿐이다. 책임준비금의 계약자 기여분을 추정하기 위해 이를 이용하는 것이 실제 사업비 관련 지출부분을 차감하는 것이 아니다. 사업비 관련 지출부분의 차감은 책임준비금 구성비 방식에 따라 종목별 투자가능자산을 계산할 때 이루어진다. 사업비와 관련한 지출항목이 두 번 중복되어 차감되는 것은 아니라는 것이다..

종목별 투자손익의 두 번째 요소는 무위험수익률이다. 이는 보험계약자가 자산 운용과 관련한 어떠한 리스크도 부담하지 않으므로 종목별 투자수익은 책임준비금의 계약자 기여부분에 무위험수익률을 적용하는 것이 합리적임을 의미한다. 자산운용전략은 모든 리스크를 감당하고 있는 보험회사의 선택으로 만약 무위험수익률보다 높은 수익을 획득한다면 이 초과수익은 위험부담에 대한 보상으로 보험회사에 귀속되어야 한다. 책임준비금의 적정수익률로 무위험수익률을 적용하는 것은 국제보험회계기준에도 부합한다. IFRS 4 수정 공개초안에 따르면 화폐의 시간가치를 반영하기 위해 책임준비금을 계산할 시에는 무위험수익률을 사용할 것을 권고하고 있다. 무위험수익률을 이용할 경우 보험부채, 즉 책임준비금은 증가하게 되어 보험회사에게는 재무적 부담으로 작용하게 된다. 이에 업계에서는 책임준비금과 연계되어 있는 자산의 수익률을 이용하는 방안을 제안하였고, 이에 국제회계기준위원회는 수정 공개초안에서 이 경우라도 연계자산 고유의 리스크는 제거한, 조정된 수익률을 사용할 것을 명시하였음은 앞서 언급한 바와 같다.

책임준비금의 평가에 무위험수익률을 사용한다는 것은 반대로 책임준비금을 운용자산으로 투자할 경우 이에 적합한 수익률은 무위험수익률임을 의미한다. 이는 보험부채인 책임준비금을 안전하게 운용함으로써 보험회사의 지급능력이 위협에 처하지 않게 하려는 의도로 파악해 볼 수 있다. 그러나 다른 한편으로 책임준비금을 투자재원으로 운용할 경우 보험계약자가 주장할 수 있는 투자수익은 무위험수익률

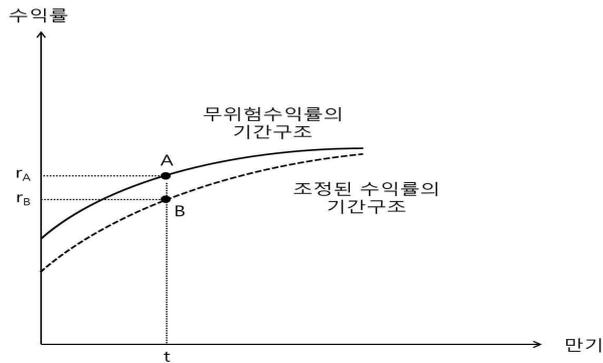
에 해당하는 수익이 되어야 한다는 것을 의미한다. 왜냐하면 계약자는 자산운용과 관련한 어떠한 리스크도 부담하지 않기 때문이다. 뿐만 아니라 국제보험회계기준은 단기보험계약의 경우 책임준비금의 평가에 화폐의 시간가치를 반영하지 않음으로써 일반 및 자동차보험의 경우 원칙적으로는 책임준비금을 운용가능자산으로 인정하기 어렵다는 것을 시사하고 있다. 본 연구는 보험계정에 배분될 투자수익의 계산을 위해 무위험수익률을 사용할 것을 제시함으로써 IFRS4의 공개초안에 나타나 있는 국제회계기준위원회의 원칙에 부합되도록 하였다.

종목별 투자손익의 마지막 요소는 투자기간조정계수로 이는 투자가능기간의 차이를 반영하기 위해 제시되었다. 다시 말해 책임준비금을 투자가능자산으로 운용한다고 할지라도 보험사고의 발생시점에 따라 투자가능기간에 차이가 있을 수 있다는 것이다. 우리나라 손해보험업계의 경우 일반보험과 자동차보험만을 판매하는 미국 손해보험업계와는 달리 장기손해보험계약을 취급하고 있다. 따라서 단기보험인 일반 및 자동차보험과 장기손해보험은 책임준비금을 운용할 수 있는 기간에 차이를 나타내게 된다. 단기보험의 경우 보험금 지급이 보험계약 체결일로부터 비교적 빠른 시일 내에 발생할 가능성이 크므로 보험계약으로부터 발생하는 현금유입과 책임준비금을 장기간에 걸쳐 투자하기 어려운 것이다. 따라서 본 연구에서는 이를 반영하기 위해 투자기간조정계수를 고려하였다.

또한 투자기간조정계수에는 보험사고 발생의 불확실성에서 기인하는 유동성 리스크가 감안되어 있다. 종목별 투자손익의 두 번째 요소인 무위험수익률은 지급시점이 확정되어 있는 (즉, 만기가 정해져 있는) 무위험자산에 적용되는 것이므로 이를 그대로 책임준비금에 적용하기에는 무리가 있다. 책임준비금을 무위험자산에 투자할 경우 보험사는 보험금 지급시점과 운용자산의 현금화 시점이 일치하지 않는 유동성 리스크에 노출되어 있기 때문이다. 본 연구는 투자기간조정계수를 이용하여 무위험수익률을 조정, 보험사가 처한 유동성 리스크를 고려해야 할 필요가 있음을 제시한다. <그림 5.4.1>을 통해 이해를 돕도록 한다.

<그림 5.4.1>에서 실선은 무위험수익률의 기간구조(term structure)를 나타낸다. 만약 어떤 보험의 잔여계약기간이 일 때 이에 해당하는 무위험수익률은  $r$  이다. 그러나  $r_A$ 는 지급시점이  $t$ 로 확정되어 있는 무위험자산의 수익률로 청산시점을 알 수 없는 책임준비금에 그대로 적용할 경우 보험사가 부담하고 있는 유동성 리스크를 간과하게 된다. 따라서 이를 감안한, 조정된 수익률  $r_B$ 를 사용하는 것이 합리

적일 것이다. 투자기간조정계수에는 투자가능기간에 대한 고려와 더불어 무위험수익률의 조정기능을 내포하고 있다.



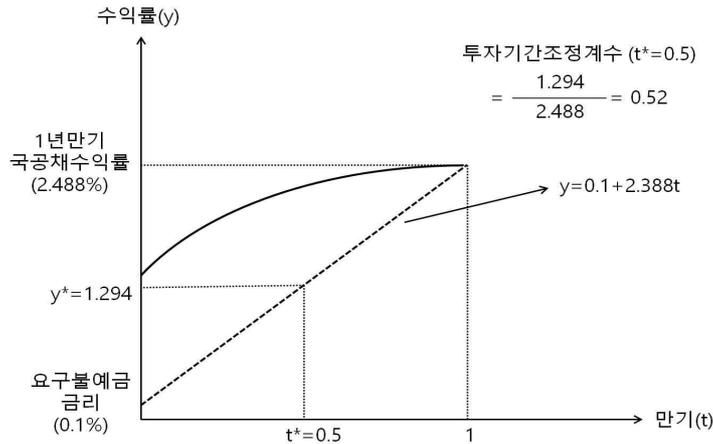
<그림 5.4.1> 유동성 리스크를 감안한 수익률의 기간구조

본 논문에서는 무위험수익률과 요구불예금의 금리 그리고 책임준비금의 투자가능기간을 이용하여 투자기간조정계수를 결정하는 방안을 제시한다. 요구불예금의 금리를 이용하는 이유는 보험사가 처한 유동성 리스크를 감안하기 위함이다. 만약 책임준비금이 요구불예금에 투자된다면 유동성 리스크는 발생하지 않는 반면 요구불예금의 낮은 금리에 해당하는 수익을 기대할 수 있다. 따라서 유동성 리스크를 감안하여 무위험수익률을 조정할 경우 이 수익률은 무위험수익률과 요구불예금 금리 사이에서 형성될 것임을 알 수 있다. 그리고 이 수익률은 무위험수익률의 기간구조(term structure)와 마찬가지로 투자가능기간에 따라 약간의 차이를 나타내게 될 것이다.

<그림 5.4.2>는 상기의 방안에 따라 실제 투자기간조정계수를 결정하는 과정을 나타낸다. 먼저 <그림 5.4.2>에서와 같이 요구불예금의 금리와 무위험수익률을 연결하는 점선을 상정한다. 무위험수익률로는 한국은행 경제통계시스템으로부터 확인한 2014년 8월 1년만기 국공채수익률 2.488%를 사용하였다. 요구불예금 금리로는 2014년 8월 4대 시중은행 (국민, 하나, 우리, 신한)의 요구불예금 금리 0.1%를 적용하였다. 다음으로 책임준비금의 투자가능기간을 요구불예금금리와 무위험수익률을 연결하는 직선의 식에 대입, 이에 해당하는 직선상의 수익률을 찾는다. <그림 5.4.2>에서는 투자가능기간이 0.5인 경우 이에 해당하는 직선상의 수익률은 1.294%를 나타낸다. 투자기간조정계수는 무위험수익률 대비 투자가능기간  $t^*$ 에 해당하는

직선상의 수익률 비율로 결정된다. 투자가능기간이 0.5인 경우 투자기간조정계수는 다음과 같다.

$$\frac{1.294}{.488} = 0.52$$



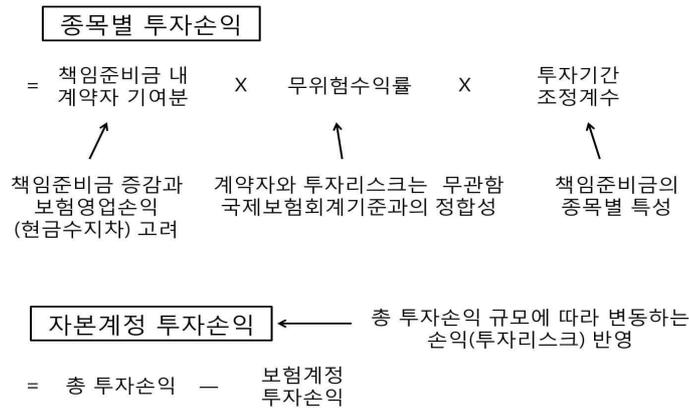
<그림 5.4.2> 요구불예금금리와 투자가능기간을 고려한 조정계수의 결정

<표 5.4.1>은 상기의 결정방법을 이용하여 계산된 월별 투자가능기간에 따른 투자기간조정계수를 제시하고 있다. <표 5.4.1>은 투자손익의 배분이 1년 단위로 이루어지는 것을 가정하고 있다. 따라서 책임준비금의 투자가능기간이 1년 이상인 경우 투자기간조정계수는 1이 적용된다. 1년이 지난 후 투자손익을 배분할 시에는 나머지 잔여투자가능기간을 기준으로 투자기간조정계수를 결정할 수 있다. 예를 들어 투자가능기간이 2.5년인 장기손해보험계약의 책임준비금이 있다고 할 때 첫 번째 해의 투자기간조정계수는 1이 된다. 만약 1년 후에도 해당 보험계약이 유지되고 있다면 잔여투자가능기간은 1.3이 되고 두 번째 해의 투자기간조정계수 역시 1이 적용된다. 다시 1년 후 보험계약이 유지되고 있다면 투자가능기간은 0.5이므로 세 번째 해의 투자기간조정계수로는 0.44 (<표 5.4.1> 참조)가 사용되는 것이다. 이상에서와 같이 조정계수를 결정할 시에는 투자가능기간이 1년 이상일 경우 투자기간조정계수가 1이 나오게 됨으로써 유동성 리스크를 감안하지 못하게 되는 결과가 초래되는 단점이 있다. 차후 유동성 리스크가 감안된 투자가능기간별 적정 무위험수익률에 대한 추가적인 연구가 이루어질 필요가 있다.

<표 5.4.1> 투자가능기간별 투자기간조정계수

|              |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|--------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| (개월)         | 1    | 2    | 3    | 4    | 5    | 6    | 7    | 8    | 9    | 10   | 11   | 12   |
| 투자기간<br>조정계수 | 0.12 | 0.20 | 0.28 | 0.36 | 0.44 | 0.52 | 0.60 | 0.68 | 0.76 | 0.84 | 0.92 | 1.00 |

<그림 5.4.3>은 대안방식에 따른 투자손익 배분방법과 각 항목이 나타내는 투자손익 배분시의 고려사항을 간략히 나타낸다.



<그림 5.4.3> 대안방식의 배분방법과 고려사항

<표 5.4.2>는 본 장에서 제시하는 배분방법에 따라 보험종목별 투자손익과 자본계정의 투자손익을 산출하고 이를 책임준비금 구성비 및 미국 NAIC 방식에 따른 배분결과와 비교해 놓은 것이다. 보험계정의 종목별 투자가능자산으로 책임준비금 중 계약자 기여부분을 이용해야 하지만 이에 대한 자료부족으로 <표 5.3.1>과 <표 5.3.2>에 나와 있는 투자가능자산을 임시로 사용하였다. 또한 무위험수익률로는 2%와 3%를 각각 적용해 보았다. 투자기간조정계수로는 장기손해보험의 경우는 1, 그리고 일반 및 자동차보험은 유사한 규모의 보험금 지급이 균등하게 발생한다는 가정 하에 0.5를 임의로 사용하였다.

<표 5.4.2> 세 가지 방식에 따른 투자손익 배분결과 비교\* (단위: 백만 원)

| 구분   | 책임준비금<br>구성비 | NAIC   | 대안방식                |        |             |        |
|------|--------------|--------|---------------------|--------|-------------|--------|
|      |              |        | 책임준비금 구성비<br>투자가능자산 |        | NAIC 투자가능자산 |        |
|      |              |        | 2%                  | 3%     | 2%          | 3%     |
| 장기** | 17,162       | 26,799 | 14,773              | 22,159 | 29,141      | 43,712 |

|      |         |         |         |         |         |         |
|------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 자동차  | 212,785 | 128,400 | 63,872  | 95,808  | 68,138  | 102,207 |
| 일반   | 56,352  | 45,057  | 16,789  | 25,184  | 24,050  | 36,075  |
| 자본계정 | 247,829 | 333,872 | 438,694 | 390,976 | 412,798 | 352,134 |
| 합계   | 534,128 | 534,128 | 534,128 | 534,128 | 534,128 | 534,128 |

\* 책임준비금의 계약자 기여분 대신 <표 5.4.5>와 <표 5.4.6>의 투자가능자산 사용.

\*\* 자동차, 일반 그리고 장기손해보험의 투자기간조정계수로는 각각 0.5, 0.5, 1을 사용.

<표 5.4.2>로부터 본 연구에서 제시한 배분방법을 이용할 경우 자본계정의 투자손익이 대체적으로 증가함을 알 수 있다. 그 증가정도는 사용되는 무위험수익률에 따라 달라진다. 높은 무위험수익률을 사용할수록 보험계정에 배분되는 투자수익이 증가하므로 자본계정에 귀속되는 투자수익이 감소하게 된다. 그러나 이 배분방법을 사용할 경우 보험회사는 리스크를 부담하는 것에 대한 급부로 높은 투자수익을 획득할 경우 더 많은 투자수익을 배분받을 수 있다. 만약 현금수지차를 반영한 책임준비금을 이용할 경우 자본계정에 배분되는 투자수익은 보다 증가하게 될 수도 있다. 이를 알아보기 위해 현금수지차를 고려한 책임준비금의 계약자 기여분이 100%, 95% 그리고 90%일 경우를 가정하여 비교해 놓은 것이 <표 5.4.3>과 <표 5.4.4>이다. <표 5.4.3>은 책임준비금 구성비 방식의 투자가능자산을 이용하였을 경우를, <표 5.4.4>는 미국 NAIC 방식의 투자가능자산을 사용하였을 경우를 나타낸다.

<표 5.4.3> 계약자기여분 가정별 비교: 책임준비금 구성비 투자가능자산 (단위: 백만 원)

| 투자가능자산             | 책임준비금구성비<br>투자가능자산 |         |         |         |         |         |
|--------------------|--------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                    | 2%                 |         |         | 3%      |         |         |
| 투자가능자산내<br>계약자 기여분 | 100%               | 95%     | 90%     | 100%    | 95%     | 90%     |
| 장기*                | 14,773             | 14,034  | 13,296  | 22,159  | 21,051  | 19,943  |
| 자동차                | 63,872             | 60,678  | 57,485  | 95,808  | 91,018  | 86,227  |
| 일반                 | 16,789             | 15,950  | 15,110  | 25,184  | 23,925  | 22,666  |
| 자본계정               | 438,694            | 443,466 | 448,237 | 390,977 | 398,135 | 405,292 |
| 합계                 | 534,128            | 534,128 | 534,128 | 534,128 | 534,128 | 534,128 |

(출처: 손해보험협회 제공 자료를 이용하여 계산)

\* 자동차, 일반 그리고 장기손해보험의 투자기간조정계수로는 각각 0.5, 0.5, 1을 사용.

<표 5.4.4> 계약자기여분 가정별 비교: NAIC 투자가능자산 (단위: 백만 원)

| 투자가능자산         | NAIC 투자가능자산 |         |         |         |         |         |
|----------------|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                | 2%          |         |         | 3%      |         |         |
| 무위험수익률         | 100%        | 95%     | 90%     | 100%    | 95%     | 90%     |
| 투자가능자산내 계약자기여분 | 100%        | 95%     | 90%     | 100%    | 95%     | 90%     |
| 장기*            | 29,141      | 27,684  | 26,227  | 43,712  | 41,526  | 39,341  |
| 자동차            | 68,138      | 64,731  | 61,324  | 102,207 | 97,097  | 91,986  |
| 일반             | 24,050      | 22,848  | 21,645  | 36,075  | 34,271  | 32,468  |
| 자본계정           | 412,799     | 418,865 | 424,932 | 352,134 | 361,234 | 370,333 |
| 합계             | 534,128     | 534,128 | 534,128 | 534,128 | 534,128 | 534,128 |

(출처: 손해보험협회 제공 자료를 이용하여 계산)

\* 자동차, 일반 그리고 장기손해보험의 투자기간조정계수로는 각각 0.5, 0.5, 1을 사용.

그러나 보험계정내 종목별 배분결과를 살펴보면 여전히 자동차보험으로의 배분 집중이 존재한다. 이는 책임준비금 구성비 방식이나 미국 NAIC 방식과 마찬가지로 본 장에서 제안하는 배분방법 역시 보험종목별 책임준비금을 기반으로 투자수익을 배분하기 때문이다. 그러나 대안방법을 사용할 경우 보험계장 투자손익에서 자동차 보험이 차지하는 비중은 약 67%로 현재 논의되고 있는 책임준비금 구성비 방식의 경우(약 74%)보다는 완화됨을 알 수 있다.

마지막으로 <표 5.4.5>는 실제 합산비율을 이용하여 책임준비금의 계약자 기여분을 계산하고 이를 바탕으로 투자손익을 배분한 결과이다. 책임준비금으로는 책임준비금 구성비 방식에 의한 투자가능자산을 이용하였다. 손해보험협회가 제공한 자료에는 종목별 합산비율이 나타나 있지 않아 금융감독원 금융통계정보시스템의 2013년 국내 손해보험사의 사업실적표 상에 나타나 있는 합산비율이 사용되었다. 또한 본 연구에서 제시한 배분방식에 따르면  $\max(\text{합산비율}-1, 0)$ 에 경과보험료를 곱한 값을 차감하는 것이지만 손해보험협회 제공자료에는 책임준비금에 대응하는 경과보험료를 확인할 수 없어 <표 5.4.5>의 보유보험료로 이를 대체하였다.

<표 5.4.5> 대안방식에 따른 투자수익 종목별 배분 (단위: 백만 원)

| 구 분           | 합산비율 (%) | 종목별 투자수익      |                |
|---------------|----------|---------------|----------------|
|               |          | 무위험수익률 2%     | 무위험수익률 3%      |
| 총 투자손익        |          | 534,128       | 534,128        |
| <b>보험계정합계</b> |          | <b>89,007</b> | <b>133,511</b> |
| 자동차           | 108.78   | 57,445        | 86,167         |
| 일반            | 86.69    | 16,789        | 25,184         |

|             |       |                |                |
|-------------|-------|----------------|----------------|
| 장기손해보험*     | 94.75 | 14,773         | 22,159         |
| <b>자본계정</b> |       | <b>445,121</b> | <b>400,617</b> |

(출처: 손해보험협회 제공 자료를 이용하여 작성)

\* 자동차, 일반 그리고 장기손해보험의 투자기간조정계수로는 각각 0.5, 0.5, 1을 사용.

<표 5.4.5>의 결과를 <표 5.4.3>과 비교해 볼 때 다음을 확인할 수 있다. 먼저 일반 및 장기손해보험의 종목별 투자수익에는 차이가 없다. 두 종목의 경우 합산비율이 1보다 작으므로 책임준비금에서 차감되는 부분이 발생하지 않는다. 따라서 <표 5.4.3>의 계약자 기여분이 100%라고 가정한 경우의 배분결과와 동일한 결과를 얻게 된다. 반면 자동차보험의 경우는 합산비율이 1보다 크므로, 다시 말해 보험영업손실이 발생하므로 이에 따른 현금수지적자를 책임준비금으로부터의 차감하게 된다. 이로 인해 자동차보험에 배분되는 투자수익은 줄어들게 되고 반대로 자본계정에 귀속되는 투자수익은 증가함을 <표 5.4.5>에서 확인할 수 있다. 자동차보험에 배분되는 투자수익은 차감부분에 의해 일정정도 감소하였으나 여전히 자동차보험에 집중배분되는 현상은 크게 달라지지 않는다. 책임준비금을 기준으로 투자손익을 배분하는 한 이 집중현상은 쉽게 해결되지 않는다. 전체 투자손익을 자의적인 방법에 따라 배분하는 한 이와 같은 문제는 필연적일 수밖에 없으므로 그 결과를 해석하고 이용하는 데에는 큰 주의를 요한다.

## 제5절 소 결

보험회사의 투자손익 배분은 매우 복잡한 문제이다. 투자손익은 재무제표상 투자영업이익(또는 손실)로 나타나는 단순한 하나의 항목이지만 이를 자본계정으로부터의 투자수익과 보험계정으로부터의 투자수익으로, 그리고 보험계정의 투자수익을 다시 보험종목별로 배분하는 것에는 보험회사의 또 다른 손익원천, 즉 보험영업손익과 밀접하게 연관되어 있기 때문이다. 또한 이 문제는 나아가 보험료 결정의 문제, 리스크인수에 대한 적정 이윤의 문제 등 보험사업과 관련한 보다 근본적인 사안들과 유기적으로 혼재되어 있기 때문이다.

이처럼 투자손익은 보험사업의 모든 과정에 걸쳐 상호 유기적으로 연계되어 있으므로 투자손익 배분문제는 투자손익 별개의 문제로 다루기는 힘들다. 보험영업에

서의 적정이율이 확보될 수 없는 여건 하에서 회계상 순수한 투자손익의 개념이 형성되기 어려운 것이다. 이를 간과한 채 투자손익을 획일적으로 배분하여 보험계정으로부터의 투자손익을 보험계약자 지분으로 인식한다면 투자영업손익이 보험회사 당기순이익의 한 구성항목으로 처리되는 현재 회계규정의 원칙과도 상충하는 결과를 초래할 수 있다. 투자손익과 관련한 상기의 다양한 측면을 고려해 볼 때 현 시점에서 투자손익의 종목별 배분을 논하기에는 많은 제약이 존재한다 하겠다. 미국에서도 투자손익의 종목별 배분문제가 발생하였으나 오랜 시간에 걸쳐 다양한 논의가 진행되어 왔다. 이로부터 투자손익의 배분은 보험계약자와 보험회사 및 주주 모두에게 매우 민감한 사안임을 알 수 있었다. 향후 투자손익 배분결과가 외부공시될 경우 불리하게 될 과장을 고려할 때 그 필요성과 목적, 시행여부를 보다 신중히 검토해야 할 필요가 있다.

현 시점에 투자손익 배분문제를 논하기 어려운 상기의 여건과는 별개로 투자손익의 배분 자체에 있어서도 고려해야 할 많은 문제들이 존재한다. 보험영업의 결과 보험료 수입의 대가로 보험사고 발생 시 보험금을 지급해야 할 의무가 발생한다. 보험회사의 보험금 지급불능 가능성으로부터 보험계약자를 보호하기 위한 제도적 장치로는 책임준비금과 RBC 제도가 있다. 특히 RBC 제도는 보험회사의 투자리스크를 세분화하고 각각의 리스크에 해당하는 요구자본량을 설정함으로써 보험회사의 자산운용리스크로부터 보험금 지급능력을 확보하고자 한다. 반면 보험계약자는 자산운용과 관련한 어떠한 리스크도 부담하고 있지 않다.

본 장에서는 미국에서 시행되고 있는 NAIC 배분방식과 현재 우리나라에서 논의되고 있는 책임준비금 구성비 방식 모두 단순 비율에 근거하여 투자손익을 배분함으로써 보험사와 계약자간에 존재하는 리스크 부담의 불균형 문제를 간과하고 있음을 지적하였다. 그리고 이에 대한 개선안으로 책임준비금을 운용가능한 자산으로 인정하되 보험계약자가 책임준비금의 적립에 기여한 부분만을 고려하여 보험계정의 종목별 투자손익을 산출해야 하고 여기에는 무위험수익률이 사용되어야 할 뿐만 아니라 종목별로 투자가능기간에 대한 고려가 반영되어야 함을 제시하였다. 그리고 이 방법에 따른 배분결과를 다른 배분방식과 비교함으로써 상당 부분 보험회사와 주주가 리스크를 부담하는 것에 대한 보정이 이루어지고 자동차보험으로의 집중배분 문제가 완화될 수도 있음을 제시하였다. 그러나 이 역시도 자의적인 방법으로 투자손익을 배분하는 바, 그 결과를 해석하고 그 결과에 기반하여 어떠한 판단 및

결정을 내리는 것에는 주의해야 한다. 결국 이러한 근본적 한계에도 불구하고 투자 손익 배분이 이루어져야 한다면 투자손익 배분과 관련한 여러 가지 문제점을 뛰어넘을 수 있는 배분의 필요성과 목적, 그리고 그 이점에 대한 전반적 합의가 선행되어야 한다.

## 제6장 결 론

### 제1절 요약 및 시사점

보험사는 리스크 인수에 대한 반대급부로 이윤을 추구하는 영리집단이다. 영리 추구를 목적으로 하는 모든 기업은 필요한 자금을 여러 가지 형태로 조달한다. 주식회사의 경우 주식을 소유한 주주는 해당 기업의 투자자인 동시에 소유자로 기업의 영업활동으로 발생한 이익에 대한 권리를 지닌다. 만약 투자자에게 적정수익이 보장되지 않는다면 투자자는 새로운 투자기회를 찾고자 기업으로부터 자산을 회수 하게 되고 기업은 수익성의 저조로 새로운 자본의 유치가 어려워져 결국 기업을 폐쇄하게 될 것이다. 이 경우 기업이 공급하던 재화나 서비스의 이용이 불가능하게 되어 사회적, 경제적 손실이 발생하게 된다 (이경룡, 1984).

특히 보험사는 보험업의 특성에 의해 사회적 공공성을 지니고 있다. 보험사는 주요 금융기관으로서 중요한 자금중개 역할을 담당한다 (Dorfman and Cather, 2013). 보험계약자가 납입한 보험료는 기업에 대출 형식으로 용자되거나 채권 및 주식투자를 통해 기업이 필요로 하는 자금으로 공급되는 것이다. 특히 장기보험을 취급하는 보험사가 중개하는 자금은 은행의 대출에 비해 장기 자본의 성격을 나타낸다. 따라서 은행보다는 보험회사가 기업의 생산활동에 장기적으로 활용할 수 있는 자본을 공급하는데 더욱 중요한 역할을 한다. 따라서 리스크 인수에 대한 보상으로 적정한 이윤을 보장하는 한편 보험사고 발생 시 약정된 보험금의 지급이 원활이 이루어질 수 있도록 보험사의 지급능력을 확보하는 것은 보험계약자 개인의 보호뿐만 아니라 자본시장의 발달에 매우 중요한 문제라 할 수 있다.

보험가격, 즉 보험료는 일반 제조품 또는 서비스 상품의 가격과 달리 보험사고 발생 및 사업비 지출에 대한 확률적 예측을 기반으로 결정된다. 회계적 관점에서 볼 때 보험수익의 인식 시기와 보험원가의 발생시기에 차이가 있다는 것이다. 보험회사의 경우 보험원가의 발생, 다시 말해 보험금 지급사유의 발생 이전에 보험료가 결정되고 수입되어 비용 발생에 선행하는 것이다. 따라서 보험료는 실제 발생 보험원가가 아닌 과거의 경험 등을 바탕으로 한 예정 보험원가에 의해 산정되고 영업활

동의 재무적 위험은 미래에 발생할 실제원가, 즉 미래에 발생할 보험금 예측의 부정확성에서 비롯된다 (Dorfman and Cather, 2013). 결국 보험원가의 결정이 미래 발생하게 될 보험비용 및 사업비에 대한 확률적 예측에 기반하고 있다는 사실로부터 보험회사가 처하게 되는 리스크를 확인할 수 있다. 감독당국은 이러한 보험사의 리스크로부터 보험계약자를 보호하기 위해 법정 책임준비금 제도를 규정하고 있을 뿐만 아니라 보험사의 투자자산가치 하락으로부터 보험금 지급능력을 일정 정도 확보하기 위해 지급여력제도를 운영하고 있다.

상호회사 형태의 보험회사는 계약자가 경영의 모든 결과를 기업과 함께 책임을 부담함으로써 이익배당을 받을 수 있는 권리도 있으나 때때로 보험료 수입으로 감당할 수 없는 손실이 발생할 경우 보험료의 추가 인상을 통해 이를 보전할 수 있는 여지가 있다 (이경룡, 1990). 그러나 주식회사 형태의 보험회사는 손실 보전의 책임을 보험계약자와 공유할 수 없다. 보험회사는 보험계약자가 계약상의 보험료를 납입하는 한 보험사고 발생 시 보험계약자에게 약정된 보험금을 지급해야 할 법적 의무와 책임이 있으며 따라서 보험료 수입으로 감당하기 어려운 경우 자기자본으로 이를 충당해야 한다. 보험사의 잉여금은 비정상적인 보험인수손실과 보험영업비용의 증가뿐만 아니라 투자자산가치의 하락과 같은 투자위험을 흡수하는 완충장치로서의 역할을 수행한다 (김성재, 1989). 결국 보험료와 보험영업손익, 그리고 투자손익과 자본, 책임준비금과 지급여력제도는 상호 유기적으로 연계되어 있는 것이다.

이에 본 논문은 보험영업과 관련한 다양한 측면에서 보험사의 리스크 관리르고찰해 보았다. II장에서는 리스크 관리의 첫 단계로서 적정 보험료 산출을 위한 가입보험금대비 보험금 지급비율을 추정하고자 단기수출보험 데이터에 일반화선형모형을 적용해 보았다. 이를 통해 민간 보험사에 새로운 사업영역으로 등장하게 된 단기수출보험에서의 한 보험요율 결정방식을 제시해 보았다. 또한 III장에서는 장수리스크를 감안할 시와 그렇지 않은 경우 각각의 책임준비금 추정을 통해 향후 보험계약관련 국제회계기준의 도입에 따라 생명보험사의 재무건전성에 심각한 위협이 될 수 있음을 확인하였다. 책임준비금의 증가는 회계상 비용으로 처리되는 바, 해당 회계연도의 보험영업이익으로 이를 감당할 수 없을 경우 보험사는 잉여금 또는 자기자본으로서 이를 충당해야 하기 때문이다. 이후 IV장에서는 또다른 단기수출보험 데이터를 활용하여 보험 포트폴리오의 구성 또는 위험요소의 수준별 비중을 조정함으로써 수익률의 변동성으로 측정되는 리스크의 분산효과를 확인하였다. 마지막으

로 V장에서는 보험사의 또다른 영업부문인 투자영업손익의 보험종목별 배분을 살펴봄으로써 보험사의 리스크를 유기적 관점에서 고려해야 할 필요가 있음을 강조하였다. 보험영업과 투자영업 그리고 보험감독제도를 개별 사안으로 다룰 경우 보험사의 리스크 관리에, 따라서 보험업의 전반적 발전에 저해가 될 소지가 있다.

## 제2절 향후 과제

본 논문의 각 장에서 나타나는 공통적인 향후 개선사항으로는 보다 신뢰할 수 있는 데이터의 확보이다. 단기수출보험 데이터를 이용한 II장과 IV장에서는 데이터의 집적기간이 상대적으로 짧아 분석결과의 해석에 주의를 필요로 한다. 구체적으로 II장에서는 몇몇 위험요소의 등급에 사고빈도가 존재하지 않아 해당 위험요소의 등급에 대해서는 지급비율을 추정할 수 없었다. 또한 단기수출보험은 신용위험과 비상위험을 담보하는 것임에도 불구하고 비상위험에 대한 데이터를 확보할 수 없어 지급비율 추정에 비상위험을 감안할 수 없었다. 또다른 단기수출보험의 데이터를 이용한 IV장의 경우 수출기업규모, 수출대상지역 등 각 변수별로 데이터가 집적되어 있어 다양한 변수들간의 상관관계를 파악하기 힘들다는 한계가 존재한다. 이에 따라 단기수출보험의 리스크를 감소시키기 위한 포트폴리오 구성의 비중을 변수별로 개별적으로 제시하게 되었다. 충분한, 그리고 신뢰할 수 있는 관련 데이터의 확보를 통해 본 논문의 분석결과를 다시금 재검토하는 추가적 연구가 요구된다.

III장의 사망률 추정에서는 일반 국민 전체를 대상으로 하는 통계청 자료를 사용함으로써 상대적으로 장기간에 걸친 데이터를 이용할 수 있었으나 이에 반해 보험계약자 집단이 나타내는 선택효과(select effect)를 감안하기 어려웠다. 무엇보다 90세 이상의 초고연령의 데이터는 절단(censored)되어 있어 사망자수와 생존자수의 데이터를 이용할 수 없었다. 초고연령의 경우 데이터의 신뢰성이 낮을 뿐만 아니라 사망률의 변동성이 매우 크게 나타나는 것으로 알려져 있다. 따라서 보다 정확하고 신뢰할 수 있는 사망률 추정을 위해서는 이에 대한 체계적인 자료의 집적과 관리가 우선되어야 할 필요가 있다.

이외에도 분석방법 및 모형설정에 있어 정교화와 다변화가 필요하다. II장의 경우 단기수출보험의 지급비율 추정을 위해 일반화선형모형을 적용해 보았다. 일반화

선형모형은 확률변수가 어떠한 분포를 따를 것이라는 가정 하에 최대우도법에 기반한 모수 추정치를 제시한다. 그러나 데이터가 충분하지 못하여 분포가정이 어려울 경우 일반화선형모형의 대안으로 유사우도법(quasi-likelihood)을 고려해 볼 수 있다. 본 논문의 III장에서는 사망률의 개선효과를 반영한 사망률 추정모형으로 Lee-Carter 모형을 사용하였다. Lee-Carter 모형은 모수의 추정이 상대적으로 간단하고 해석이 쉽다는 장점이 있으나 특정 연도에 출생한 사람들이 나타내는 사망률에서의 특정 패턴, 즉 코호트효과(cohort effect)를 반영하지 못하는 단점이 있다. 우리나라의 경우 남성 및 여성 모두 코호트효과가 존재하는 것으로 알려져 있다. 따라서 코호트효과를 반영한 2요소 모형 (Renshaw and Haberman, 2006) 등을 적용할 경우 보다 우리나라 상황에 맞는 사망률 추정이 가능할 것으로 여겨진다. 또한 본 논문에서는 초고연령의 사망률 추정에 Gompertz 사망법칙을 적용하였으나 Helligman과 Pollard가 제안한 HP8 모형 그리고 Coale-Kisker 방법 등을 고려해 볼 수 있다. 그러나 무엇보다 초고연령의 사망률 추정에 사망률의 개선효과를 반영한 모형의 개발이 필요하다. HP8이나 Coale-Kisker 방법은 초고연령에 해당하는 사망률을 추정할 수 있을 뿐 시간의 경과에 따른 사망률의 변화추세를 반영하고 있지 못하기 때문이다.

## 참 고 문 헌

- Alho, J. (2000). Discussion of "The Lee-Carter method for forecasting mortality, with various extensions and applications" by R. Lee. *North American Actuarial Journal*, **4** (1). 91-93.
- Amsden, A. (1989). *Asia's Next Giant: South Korea and Late Industrialization*. Oxford University Press, Oxford.
- Booth, H., Maindonald, J., and Smith L (2002). Applying Lee-Carter under conditions of variable mortality decline, *Population Studies*, **56**. 325-336.
- Branden, M., Vidmar, T. J. and McKean, J. W. (1988). *Drug Interaction and Lethality Analysis*. CRC Press, Boca Raton.
- Brouhns, N., Denuit, M., and Vermunt, J. (2001). A Poisson log-bilinear regression approach to the construction of projected lifetables, *Insurance: Mathematics and Economics*, **31**. 373-393.
- Cairns, A., Blake, D. and Dowd, K. (2006). A two-factor model for stochastic mortality with parameter uncertainty: theory and calibration, *Journal of Risk and Insurance*, **73**. 687-718.
- Cairns, A., Blake, D. and Dowd, K. (2008). Modelling and management of mortality risk: a review, *Scandinavian Actuarial Journal*, **2**. 79-113.
- Cummins, J., and Nye, D. J. (1981). Portfolio optimization models for property-liability insurance companies: An analysis and some extensions, *Management Science*, **27** (4). 414-430 .
- Cummins, J. and Phillips, R. (2005). Estimating the cost of equity capital for property-liability insurers, *Journal of Risk and Insurance*, **72** (3). 441-478.
- Currie, I., Durban, M., and Eilers, P. (2004). Smoothing and forecasting mortality rates, *Statistical Modelling*, **4**. 279-298.
- Dahl, M. (2004). Stochastic mortality in life insurance: market reserves and mortality-linked insurance contracts, *Insurance: Mathematics and Economics*, **35**. 113-136.
- De Jong, P. and Heller, G. (2008). *Generalized Linear Models for Insurance Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Delwarde, A., Denuit, M., and Eilers, P. (2007). Smoothing the Lee-Carter and Poisson log-bilinear models for mortality forecasting, *Statistical Modelling*, **7**. 29-48.
- Dobson, A. *An Introduction to Generalized Linear Models*. CRC Press, Florida.
- Feldblum, S. (1997). The insurance expense exhibit and the allocation of investment income, Addendum presented by Casualty Actuary Society. Available from: <http://www.casact.org/pubs/forum/94wforum/94wf129.pdf>.

- Fu, L. and Moncher R. Severity distributions for GLMs: gamma or lognormal? Evidence from Monte Carlo simulations, 149–230. Available from: [www.casact.org/pubs/dpp/dpp04/04dpp149.pdf](http://www.casact.org/pubs/dpp/dpp04/04dpp149.pdf).
- Haberman, S. and Renshaw A. (1996). Generalized linear models and actuarial science, *Journal of the Royal Statistical Society, Series D*, **45** (4). 407–436.
- Hardy, M. and Panjer, H. (1998) A credibility approach to mortality risk, *Astin Bulletin*, **28** (2). 269–283.
- Holler, K., Sommer, D. and Trahair, G. (1999). Something old, something new in classification ratemaking with a novel use of GLMs for credit insurance, *Discussion Paper*, 31–84. Available from: [www.casact.org/pubs/forum/99wforum/wf99031.pdf](http://www.casact.org/pubs/forum/99wforum/wf99031.pdf)
- Johnson, C. (1982). *MITI and the Japanese Miracle: The Growth of Industrial Policy, 1925–1975*. Stanford: Stanford University Press.
- Kahane, Y., and Nye, D. J. (1975). A portfolio approach to the property–liability insurance industry, *Journal of Risk and Insurance*, **42** (4). 579–598.
- Lee, R. and Carter, L. (1992). Modeling and forecasting US mortality, *Journal of the American Statistical Association*, **87**. 659–671.
- Lee, R. and Miller, T (2001). Evaluating the performance of Lee–Carter mortality forecasts, *Demography*, **38**. 537–549.
- Li, J., Chan, W. and Cheung, S. (2011). Structural changes in the Lee–Carter mortality indexes, *North American Actuarial Journal*, **15** (1). 13–31.
- Mack, T. (1994). Which stochastic model is underlying the chain ladder method? *Insurance: Mathematics and Economics*. **15** (2/3). 133–138.
- Markowitz, Harry. (1952) Portfolio selection, *Journal of Finance*, **7** (1). 77–91
- McNeil, A. and Wendin, J. 2007. Bayesian inference for generalized linear mixed models of portfolio credit risk, *Journal of Empirical Finance*, **14** (2). 131–149.
- Murphy, K., Brockman, M. and Lee, P. (2000). Using generalized linear models to build dynamic pricing systems, *Discussion Paper*. Available from: [www.casualtyactuarialsociety.net/pubs/forum/00wforum/00wf107.pdf](http://www.casualtyactuarialsociety.net/pubs/forum/00wforum/00wf107.pdf)
- Myers, R., Montgomery, D., and Vining, G. (2002). *Generalized Linear Models with Applications in Engineering and the Sciences*. John Wiley & Sons, New York.
- National Association of Insurance Commissions. (1984). Report of the Investment Income Task Force to the NAIC.
- Nelder, J. and Wedderburn, R. 1972. Generalized linear models, *Journal of Royal Statistical Society, Series A*, P8. 135–370.
- Neves, C. and Migon, H (2007). Bayesian graduation of mortality rates: an application to reserve evaluation, *Insurance: Mathematics and Economics*, **40**. 424–434.
- Oeppen, J. and Vaupel, J. (2002). Broken limits to life expectancy, *Science*, **296**. 1029–1031.

- Olivieri, A. (2001). Uncertainty in mortality projections: an actuarial perspective, *Insurance: Mathematics and Economics*, **29**. 231-245.
- Renshaw, A. and Haberman, S. (2006). A cohort-based extension to the Lee-Carter model for mortality reduction factors, *Insurance: Mathematics and Economics*, **38**. 556-570.
- Renshaw, A. and Haberman, S (2003). "Lee-Carter mortality forecasting with age-specific enhancement," *Insurance: Mathematics and Economics*, **33**. 255-272.
- Richards, S. and Currie, I. (2009). Longevity risk and annuity pricing with the Lee-Carter model, *British Actuarial Journal*, **15** (2). 317-365.
- Schnieper, Rene. (2000). Portfolio optimization, *Astin Bulletin*, **30** (1). 195-248.
- Swiss Re (2007). *Annuities: a private solution to longevity risk*. Available from: [http://www.swissre.com/media/news\\_releases/swiss\\_re\\_sigma\\_study\\_annuities\\_a\\_private\\_solution\\_to\\_longevity\\_risk.html](http://www.swissre.com/media/news_releases/swiss_re_sigma_study_annuities_a_private_solution_to_longevity_risk.html)
- Vermunt, J. K. (1997). *LEM: A General Program for the Analysis of Categorical Data*. Department of Methodology and Statistics, Tilburg University. Available from: <https://members.home.nl/jeroenvermunt/#Software>.
- Wade, R. (1990). *Governing the Market: Economic Theory and the Role of Government in East Asian Industrialization*. Princeton University Press. Princeton
- Wetterstrand, W. H. (1981). Parametric Models for Life Insurance Mortality Data: Gompertz's Law over Time, *Transactions of Society of Actuaries*, **33**. 159-175.
- 강중철 · 이도수 · 성주호 (2006). 장수리스크를 고려한 사망률 추정방법에 관한 연구, *리스크 관리연구*, **17** (1). 153-178.
- 기승도 · 김대환 (2009). 일반화 선형모형(GLM)을 이용한 자동차보험 요율상대도 산출방법 연구. 보험연구원 연구보고서. *보험연구원*, 서울.
- 김기환 · 정승환 (2006). 우리나라 생명표의 연령구간 확장 및 기대여명 예측, *Journal of the Korean Data Analysis*, **8** (5). 1723-1733.
- 김동훈 · 이기형 (2002). 손해보험산업의 적정수익률 결정방법에 관한 연구, *보험개발연구*, **13** (2). 3-42.
- 김세중 (2012a). 장수리스크 측정을 위한 확률적 사망률 모형 비교연구, *보험학회지*, **93**. 213-235.
- 김세중 (2012b). Lee-Carter 모형을 이용한 사망률 예측에 관한 연구, *계리학연구*, **4** (2). 48-66.
- 김희국 (2012). 글로벌 금융위기 이후 단기수출신용보험이 수출에 미친 영향 비교, *무역보험 연구*, **13** (2). 29-46.
- 김희창 (2014). 생명보험회사의 자산포트폴리오 다각화와 수익성, 효율성 및 리스크에 관한 실증분석, *보험학회지*, **97**. 29-57.
- 박유성 · 김기환 · 이동희 · 이연경 (2005). 사망률 예측을 위한 모형 비교, *응용통계연구*, **18** (3). 115-125.

- 박유성 · 장선화 · 김성용 (2013). 사망률 추계를 위한 오차수정 LC 모형, *조사연구*, **14** (2). 115-125.
- 박진근 (2002). 현행 수출보험요율의 문제점과 적정화 방안: 단기수출보험을 중심으로, *수출보험학회지*, **3** (1). 53-64.
- 박진근 · 신동천 (2000). 수출보험의 적정기금규모와 손해율에 관한 연구, *수출보험학회지*, **1**. 63-92.
- 백혜연 · 노주희 · 이항석 (2013). Lee-Carter 모형에서 사망률 추정과 보험수리적 현가 분석, *한국자료분석학회지*, **15** (3). 1553-1572.
- 신용도 · 김희국 (2011). 구조적 벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 수출신용보험이 수출에 미치는 효과 분석, *무역보험연구*, **12** (3). 23-40.
- 이경룡 (1984). 보험기업의 수익성에 관한 이론적 고찰, *보험학회지*, **23**. 233-257.
- 이경룡 (1990). 생명보험기업의 잉여금배분에 관한 연구, *보험학회지*, **36**. 37-66.
- 이원돈 (2008). 자동차보험은 적자산업인가? *보험학회지*, **79**. 221-245.
- 이인주 · 이은재 (2000). 수출간접지원제도인 수출보험이 수출에 미치는 영향에 관한 실증연구, *수출보험보협학회지*, **1**. 235-288.
- 이정민 · 주효찬 · 이항석 (2015). 변액연금과 지수연동형 연금의 포트폴리오 리스크 관리, *보험학회지*, **101**. 33-66.
- 정창근 · 김광서 (2011). 중소수출기업의 단기수출보험과 수출신용보증 활용이 수출성과에 미치는 영향에 관한 연구, *무역보험연구*, **12** (2). 1-30.
- 조명수 · 오태형 (2012). 손해 보험사의 최적 사업 포트폴리오 추정에 관한 연구: “Markowitz의 Portfolio Selection”이론을 중심으로, *금융지식연구*, **10** (2). 75-90.
- 최창희 (2014). RBC를 고려한 보험회사 포트폴리오 최적화, *보험금융연구*, **25** (2). 3-32.
- 한국무역보험공사. 무역보험용어집. Available from:  
[https://www.ksure.or.kr/jsp/info/pop\\_GlsInq.jsp](https://www.ksure.or.kr/jsp/info/pop_GlsInq.jsp)
- 홍봉영 · 양서영 (2000). 손해보험회사의 포트폴리오 선택모형, *보험학회지*, **57**. 25-43.
- 홍순구 (2002). 금융재보험과 보험포트폴리오의 위험다각화, *보험학회지*, **63**. 1-29.

## ABSTRACT

### Mortality Projection, Ratemaking, and Insurer's Return

Ju, Hyo Chan

Mathematics

Sungkyunkwan University

Insurer's profit has attracted a huge amount of interest from the insureds, investors and insurance supervisory authority. Given that profit is the outcome of managing various risks in underwriting and investment, I, in this dissertation, focus on analyzing ratemaking, valuation, and insurance portfolio management as a way of understanding risk management in insurance industry. The allocation of investment income is also part of the dissertation since investment income is another source for insurer's profit. To this end, I take, as an example of each of various aspects in risk management, the estimation of the expected loss per exposure of the short-term export insurance, the analysis in the effect of longevity risk on valuation of benefit reserves, portfolio management in the short-term export insurance, and the allocation of investment income by business line in property and liability insurance.

First, using data on short-term export insurance contracts, I calculate the expected loss per exposure by combining the effect of risk factors on loss frequency and loss severity in different levels. Applying generalized linear models (GLM), I first fit loss frequency and loss severity to negative binomial and lognormal distributions respectively, and then estimate the loss frequency rate per contract and the ratio of loss severity to coverage amount. Finally, I calculate the expected loss per exposure for each level of risk factors by combining these two rates.

Secondly, to analyze the change in benefit reserve caused by mortality improvement, I project age-gender specific mortality rates using Poisson log-bilinear model based on demographic data for the past 30 years. Then, I construct age-specific life tables to calculate actuarial present values, net annual premium and reserves for whole life insurance and deferred life annuity. By comparing this benefit reserve with original reserved computed without the projection, I show that mortality improvement can be a severe threat to insurer's financial sustainability in the case of life annuity.

The third chapter of the dissertation provides an analysis fo data on premium and loss ratio classified by four factors, and also elicits some implication for the short-term export insurance risk management from the application of Markowitz's portfolio selection theory to loss ratio. The result shows that adjusting the weight of levels in each of four factors could reduce the risk of the short-term export insurance in the process of underwriting. Constructing insurance portfolio with the short-term export insurance could also decrease the risk of general insurance.

For Korean property and liability insurance companies, investment income needs to be allocated by line of business to assess profit for each business line. Investment income should also be earmarked for benefit reserves from insurance contracts and capital from investors and the insurer. The last chapter of the dissertation provides a way to allocate investment income, reflecting that the insurer is in charge of investment risk and liquidity risk as well.

**Key Words: Lee-Carter model, generalized linear models, benefit reserves, insurance portfolio, allocation of investment income**