

# The Effect of Discretionary Pension Actuarial Assumption on the Value Relevance of Pension Accounting Information

## 보험수리적가정의 재량적 결정이 퇴직급여 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향

Ji-Ahn Nam(First Author)

Pusan National University, School of Business  
([namjiahn@pusan.ac.kr](mailto:namjiahn@pusan.ac.kr))

Jong-Seo Choi(Corresponding Author)

Pusan National University, School of Business  
([jschoi@pusan.ac.kr](mailto:jschoi@pusan.ac.kr))

.....

This study examines the effect of discretionary pension actuarial assumption on the value relevance of pension accounting information. Extant literature document that firms' financial profiles affect pension actuarial choices. However, it is difficult for investors to judge the soundness of the actuarial assumptions due to the complexity in nature. Furthermore, the pension assumptions determined by managerial opportunistic choices are likely to affect the value relevance of pension information. Using a sample of Korean listed non-financial firms which adopt a defined benefit(DB) pension plan from 2011 to 2018, we find that firms are likely to report aggressive actuarial assumptions when leverage is high or risk of loss-reporting exists. We also find that the aggressive actuarial choices due to the financial status negatively affect the value relevance of pension information, especially when the pension sensitivity increases.

Key Words: actuarial assumptions, defined benefit pension plan, value relevance

.....

### 1. 서론

우리나라는 2011년부터 상장기업에 대한 재무제표 작성 및 공시에 있어 한국채택국제회계기준(이하 K-IFRS)의 적용을 의무화 하였으며 이에 따라 회계처리의 주요한 변화를 겪게 되었다. 그 중에서도

퇴직급여의 측정과 인식은 종전의 기업회계기준(이하 K-GAAP)과 비교하여 매우 주목할 만한 변화를 겪은 분야로 꼽힌다. K-GAAP에서는 청산가치 개념에 따라 회계기간 말 모든 임직원이 일시에 퇴직한다는 가정 하에 지급하여야 할 금액인 퇴직일시금을 퇴직급여부채로 인식하였다. 반면 K-IFRS에서는 보험수리적가정에 근거하여 종업원의 미래 퇴직

Submission Date: 02. 19. 2021

Revised Date: (1st: 04. 11. 2021)

Accepted Date: 04. 26. 2021

Copyright 2011 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

시점에 실제로 지급될 것으로 예상되는 퇴직급여 총액을 추정 후 적절한 할인율을 적용하여 현재가치로 인식하는 공정가치 개념에 따라 퇴직급여부채를 측정하고 있다. K-IFRS 하에서 요구되는 퇴직급여부채의 공정가치 회계처리는 기업이 처한 경제적 실질을 반영하여 정보이용자의 의사결정에 유용한 정보를 제공할 수 있다는 장점을 가진다(Barth 2006). 그러나 한편으로는 공정가치의 가정 및 평가절차에 경영자의 주관적 판단과 추정의 개입이 불가피함으로 인한 오류 발생 및 신뢰성 하락의 문제(Benston 2008) 뿐 아니라 경영자의 이익조정 가능성에 대한 우려가 제기되기도 한다(Landsman 2007).

이와 같은 우려는 특히 확정급여제도 운영기업에서 두드러지게 나타난다. 기업의 퇴직급여 의무가 사전 약정금액으로 한정되어 보험수리적가정을 통한 퇴직급여부채의 추정이 필요치 않은 확정기여제도(DC, defined contribution plan)와는 달리, 확정급여제도(DB, defined benefic plan)는 보험수리적가정에 근거하여 퇴직급여부채를 산출하고 있어 기업의 퇴직급여 의무가 보험수리적위험과 투자위험<sup>1)</sup>을 실질적으로 부담하게 된다. 이 과정에서 보험수리적가정은 지나치게 낙관적이거나 보수적이지 않으면서 물가상승률, 기대임금상승률, 할인율과 같은 요소들 사이의 경제적 관계를 반영하여 추정되어야 한다. 보험수리적가정은 기업 및 산업별 특성에 따라 달라질 수 있어 모든 기업이 일률적으로 적용하기는 어려우므로 경영자의 판단과 재량에 따른 추정은 어느 정도 불가피할 것으로 보인다. 그러나 보험수리적가정은 추정과정이 복잡하고 근거자료에 대

한 외부 정보이용자들의 접근이 제한되어 시장에서 정확성이 검증되기 어렵다. 또한 대부분 기업 내부적으로 산출되는 경우가 많아 경영자의 기회주의적 의도에 의해 결정될 가능성도 높다.<sup>2)</sup> 뿐만 아니라 보험수리적가정은 작은 변동에도 확정급여부채의 산정에 큰 영향을 미친다. 김정연과 안일준(2010)의 연구에 따르면 할인율(기대임금상승률)이 0.5% 변화함에 따라 확정급여채무는 최대 3.9%(4.8%)의 변동 폭을 보이는 것으로 나타났다.<sup>3)</sup> 이러한 보험수리적가정의 특성으로 인하여 확정급여제도를 운영하는 기업의 경영자가 보험수리적가정을 잠재적인 이익조정 수단으로 이용할 가능성이 제기된다.

본 연구에서는 확정급여제도 채택 기업이 공시하는 보험수리적가정을 이용하여 경영자의 재량적 회계선택으로 인한 이익조정의 유인과 이익조정이 회계정보의 질에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 여기서 경영자의 재량적 회계선택의 대응치로서 보험수리적가정을 이용하는 것은 다음과 같은 특징을 가진다. 먼저, 보험수리적가정에 대한 정보는 재무제표 주석에 상세히 공시되므로 변수의 측정오류로부터 비교적 자유로울 수 있다(Hann et al. 2004). 둘째, 보험수리적가정은 경영자의 상당한 주관적 판단이 개입되는 항목이다. 또한 보험수리적가정의 추정과정은 매우 복잡하며 장기간에 걸친 미래 예측치를 기반으로 추정되므로, 추정과정에서 개입된 경영자의 이익조정 행태가 단기간 내 드러나기는 어렵다(Brown 2004). 따라서 보험수리적가정은 경영자의 기회주의적 의도에 의한 이익조정 수단으로 이용될 가능성이 매우 높은 항목이다(Schultz and Francis

1) 보험수리적위험은 실제퇴직급여금이 기대퇴직급여금에 미치지 못할 위험을, 투자위험은 투자한 자산이 기대퇴직급여금을 지급하는데 충분치 못할 위험을 의미한다.  
 2) 외부감사인들 또한 확정급여채무 산정에 적용되는 보험수리적가정의 평가과정의 적합성 판단에 대하여 우려를 제기하고 있다(회계법인, 퇴직급여 감사에 골치' 한국경제신문. 2012.1.26.).  
 3) 류건식과 이봉주(2009)의 연구에서도 기대임금상승률과 할인율이 1% 변동 시 퇴직연금부채는 10% 내외로 변동하는 것으로 나타났다.

2003). 셋째, 재무제표 항목 중에서 규모와 중요도가 비교적 큰 항목에 속하는 확정급여채무는 보험수리적가정의 변화에 대한 민감도가 높은 편이다(Hann et al. 2004, Brown 2004). 민감도가 높을수록 경영자는 보험수리적가정을 소폭만 조정하더라도 확정급여채무를 크게 감소시키는 효과를 기대할 수 있다. 이러한 특성은 경영자가 보험수리적가정을 이용하여 재무상태를 유리하게 조정하기 좋은 여건을 조성한다.

본 연구에서는 전술한 보험수리적가정의 특성에 근거하여 다음의 두 가지 주제를 실증분석 하고자 한다. 먼저, 경영자가 기회주의적 보고유인에 의해 보험수리적가정을 재량적으로 결정할 가능성을 검증하고자 한다. 특히 선행연구에서 보험수리적가정의 대표적인 재량적 결정유인으로 제시된 부채비율과 적자보고회피유인에 의하여 보험수리적가정을 낙관적으로 결정하는 경향이 국내에서도 유의하게 나타나는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 다음으로, 이와 같이 기회주의적 보고유인에 의하여 재량적으로 결정된 보험수리적가정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석한다. 경영자에 의해 재량적으로 결정된 보험수리적가정은 기업이 처한 경제적 실질과 일치하지 않는 연금회계정보를 산출함으로써 정보의 가치를 저하시킬 것으로 예상된다.

본 연구에서는 퇴직급여채무 측정에 있어 주요한 영향을 미치는 보험수리적가정인 기대임금상승률과 할인율<sup>4)</sup>에 초점을 맞추어 분석을 진행하였다. 본 연구의 표본은 연구목적에 따라 2011년부터 2018년까지 비금융 상장기업 중 확정급여제도를 채택한 기업만을 대상으로 선정하였으며, 가설검증에 필요한

퇴직급여 회계정보에 관한 사항은 사업보고서의 주석에서 수작업으로 수집하였다. 최종 7,698 기업-연도 관찰치를 이용한 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 부채비율이 높거나 적자보고회피유인이 존재하는 기업에서 동일 산업-연도 내 기업들보다 낙관적인 보험수리적가정(즉, 산업-연도 중위수에 비해 높은 할인율 또는 낮은 기대임금상승률)을 적용하는 것으로 나타났다. 이는 기업의 부채비율이 높거나 적자보고회피유인이 강하게 나타날수록 보다 낙관적인 보험수리적가정을 적용함으로써 퇴직연금 부채 및 비용을 감소시키고 이익을 증가시키려는 경영자의 재량적 회계선택 가능성을 암시한다. 다음으로, 보험수리적가정을 낙관적으로 적용한 기업의 경우 비교집단에 비하여 연금회계정보의 가치관련성이 저하되는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 부채비율이 높을수록, 적자보고회피유인이 존재할수록, 보험수리적가정 변동에 대한 확정급여채무의 민감도가 높을수록 더욱 뚜렷하게 나타났다. 이와 같은 결과는 보험수리적가정의 재량적 결정이 기업이 처한 경제적 실질을 반영하기보다는 기회주의적 유인으로 인한 이익조정 수단으로 이용되어 연금회계정보의 가치관련성을 저하시킬 수 있음을 보여준다.

본 연구는 실무적으로 제기되어 온 보험수리적가정의 산출과정에 대한 우려를 실증적으로 분석하였다는 점에서 공헌점을 가진다. 특히 K-IFRS 도입으로 인해 변경된 퇴직급여 공정가치 평가에 대한 우려가 지속적으로 제기되어오고 있으나 관련된 국내 선행연구가 부족한 실정에서 본 연구의 의미가 더욱 클 것으로 사료된다. 본 연구의 분석결과를 K-IFRS의 퇴직연금 회계제도에서 허용되는 경영자

4) 성주호와 최동호(2010)는 회귀분석과 PBO-Index를 이용하여 다양한 보험수리적가정이 확정급여채무(PBO)에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 이자율(할인율)과 기대임금상승률이 PBO에 매우 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

의 재량행사가 회계정보의 가치관련성에 부정적인 영향을 초래할 가능성이 있음을 제시한다.<sup>5)</sup> 따라서 기업의 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성을 인지하고, 이를 방지하기 위해 보험수리적가정의 추정과정에 경영자의 재량적 요소가 최소한으로 개입될 수 있도록 하는 구체적인 기준 마련의 필요성을 시사한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 우리나라의 퇴직연금제도에 대한 법률규정과 회계기준을 설명한다. 3절에서는 관련 선행연구를 제시하고 이를 근거로 가설을 설정하며 4절에서는 가설검증을 위한 연구모형을 설계한다. 5절에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막 6절에서는 본 연구의 결론을 제시한다.

## II. 퇴직연금제도에 대한 법률규정과 회계 기준

### 2.1 퇴직연금제도 법률규정

퇴직연금제도란 종업원이 퇴직한 시점 또는 그 이

후에 일시불이나 연금의 형식으로 급여를 지급하기로 하는 약정이다. 퇴직연금제도에서 종업원에게 지급하는 급여나 이를 위해 사용자가 납부하는 기여금은 종업원의 퇴직 이전에 명문의 규정이나 관행에 따라 결정되며, 기업이 부담하여야 할 부담금 수준이 사전에 결정되어 있는 확정기여제도와 종업원이 지급받을 퇴직급여 수준이 사전에 결정되어 있는 확정급여제도로 구분된다.<sup>6)</sup>

확정기여제도(DC)에서는 기업의 퇴직급여 지급의무가 사전에 약정된 금액으로 한정된다. 따라서 사전 약정된 금액을 퇴직연금사업자에게 납부하면 기업의 책임은 종료된다. 종업원이 지급받을 퇴직급여금은 기업이 출연한 기여금과 그 기여금의 운용결과로 발생하는 투자수익에 따라 결정되는데, 그 기금이 퇴직급여를 지급할 수 있을 만큼 충분한 자산을 보유하지 못하더라도 기업은 추가납부 의무를 지지 않아 기업이 부담하는 위험은 크지 않은 편이다. 종업원의 입장에서는 자산 운용실적에 따른 퇴직급여 지급금액의 변동 가능성이 위험으로 작용할 수 있으나, 직장의 이전이 빈번한 종업원의 경우에는 이직 시 적립금의 이전이 용이하다는 장점이 있다. 또한, 재무구조가 취약하거나 임금체불 위험이 높은 사업장에서 근무하는 경우 오히려 안정성이 높은 것

- 5) 앞서 언급한 바와 같이 K-IFRS의 도입으로 인해 변경된 퇴직급여 회계기준은 종전의 K-GAAP에서 적용되던 기준과 비교하여 연금 회계정보의 가치관련성에 긍정적 또는 부정적인 영향을 미칠 가능성이 공존한다. 이와 관련하여 선행연구에서는 K-IFRS 도입 이후 연금부채의 가치관련성이 개선되었다는 주장(조석희 2014)과 연금부채의 가치관련성은 개선되었으나 연금비용의 가치관련성은 오히려 저하되었다는 주장(노정희와 최종서 2015a)들이 제기된 바 있다. 이와 같이 K-IFRS의 도입이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향에 대한 분석결과는 혼재되어 있다. 본문에는 제시하지 않았으나 본 연구에서는 K-GAAP과 K-IFRS 기간을 비교하여 변경된 퇴직급여 회계기준이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 연금부채 및 연금비용의 가치관련성은 K-GAAP 기간에 비하여 K-IFRS 도입 이후 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 이는 K-IFRS에서 적용되는 공정가치 개념에 의해 정보의 유용성이 증가하였음을 암시한다. 그러나 이와는 별개로 K-IFRS에서 허용되는 높은 수준의 유연성(flexibility)으로 인해 회계처리에 대한 경영자의 재량 개입이 자유로운 편이므로 보험수리적 평가기법을 적용하는 과정에서 경영자가 재량을 행사할 여지는 여전히 존재한다. 본 연구에서는 이 점에 주목하여 현재의 변경된 퇴직급여 회계기준 하에서 경영자에게 허용되는 재량이 긍정적 또는 부정적으로 행사되는지 검증하는 것을 연구의 목적으로 한다.
- 6) 기업은 1년 이상 계속 근무한 종업원에게 퇴직급여를 제공하기 위해 확정기여형 또는 확정급여형 중 하나 이상의 제도를 채택하여야 하며, 제도를 처음으로 택하거나 다른 제도로 변경 시에는 고용자의 과반수가 가입한 노동조합 또는 고용자 과반수의 동의를 얻어야 한다.

으로 평가된다.

확정급여제도(DB)는 예측단위적립방식(PUC, projected unit credit method)에 따른 보험수리적 평가기법에 의하여 미래 퇴직급여 지급액을 예측하고 적절한 할인율을 이용하여 보험수리적 현재가치(APV, actuarial present value)로 환산한 금액을 확정급여채무로 산정한다.<sup>7)</sup> 확정기여제도와는 달리 확정급여제도를 운영하는 기업은 퇴직시점에 약정된 금액을 종업원에게 지급할 의무를 지게 된다. 따라서 기업은 퇴직급여의 산정과 기여금의 운용과정에서 발생할 수 있는 보험수리적위험 및 투자위험을 실질적으로 부담하게 되며, 투자실적이 예상보다 낮아 퇴직급여를 지급할 수 있을 만큼 충분한 자산을 보유하지 못하는 경우 추가납부 의무를 지게 된다. 또한 퇴직급여에 대한 지급보증 의무에 따라 종업원의 퇴직시점에 기업의 퇴직금 지급능력을 확보하기 위하여 종업원의 근속기간 동안 일정금액 이상의 기여금을 외부 퇴직연금사업자에게 적립하도록 권고하고 있다.<sup>8)</sup> 확정급여채무 대비 사외적립자산의 적립수준이 법적으로 권고되는 최소적립금 수준에 미달

하는 경우<sup>9)</sup> 3년 이내 추가 기여금을 납부하여 이를 해소하도록 규정한다.<sup>10)</sup> 확정급여제도는 기업의 입장에서 자산 운용실적에 따른 미래 추가납부 가능성이 위험요인이 될 수 있으나, 종업원의 입장에서는 퇴직시점에 지급받을 퇴직급여금이 확정되므로 안정적인 퇴직금 확보가 가능하다는 장점이 있다. 그러나 직장을 빈번하게 이동하는 종업원의 경우에는 정산과정이 다소 복잡하다는 점과 기업이 도산하는 경우 퇴직금을 받지 못하게 되는 문제점이 존재한다.<sup>11)</sup>

## 2.2 퇴직연금제도 회계기준

K-GAAP에서는 퇴직급여충당금을 종업원의 퇴직시점에 기업이 지급하여야 할 퇴직금에 대비하여 설정하는 충당금으로 정의하였다. 이 때 충당금의 금액은 청산가치개념에 따라 모든 종업원이 기말시점에 일시에 퇴직하는 것으로 가정하였을 때 실제로 지급해야 할 금액으로 정하였다. 전술한 개념에 따라 K-GAAP에서의 퇴직급여부채는 개별 종업원의 평균임금에 누적지급률<sup>12)</sup>을 곱한 값을 합하여 산정되

- 7) 확정급여채무를 산정하는 구체적인 과정은 다음과 같다. 1. 종업원 퇴직시점의 퇴직급여를 보험수리적가정을 적용하여 추정한다. 2. 추정한 퇴직급여금을 종업원 근무기간에 걸쳐 배분한다. 3. 우량회사채의 시장수익률을 참조하여 결정한 할인율을 적용하여 각 근무기간에 배분된 금액을 현재가치로 환산한다.
- 8) 우리나라의 [근로자 퇴직급여보장법] 제 16조에서는 고용노동부령으로 정하는 방법에 따라 산정된 기준책임준비금에 대통령령으로 정하는 비율을 곱하여 산출한 금액인 최소적립금 이상을 사외적립자산으로 적립하도록 권고하고 있다.
- 9) 확정급여형 퇴직급여제도의 적립금 부족의 법적 판단기준은 최소적립금의 100분의 95를 의미한다(근로자퇴직급여보장법 시행령 제 7조).
- 10) 만약 적립수준이 법적 판단기준에 미치지 못하는 경우에는 다음의 조치를 통하여 적립금 부족을 해소하도록 규정한다(근로자 퇴직급여보장법 시행령, 제7조).
  - ① 사용자는 적립금 부족을 3년 이내 균등하게 해소할 수 있도록 부족금액에 대한 자금 조달방안, 납입 계획 등의 내용을 포함한 계획서(재정안정화 계획서)를 구체적으로 작성하고 3년간 보존할 것
  - ② 사용자는 퇴직연금사업자로부터 재정 검증 결과를 통보받은 날부터 60일 이내 근로자의 과반수가 가입한 노동조합이 있는 경우에는 그 노동조합, 근로자의 과반수가 가입한 노동조합이 없는 경우에는 전체 근로자와 퇴직연금사업자에게 재정안정화 계획서를 통보할 것
  - ③ 사용자는 적립금 부족분을 충당하기 위한 부담금을 납입하는 등 재정안정화 계획서를 성실하게 이행할 것
- 11) 이와 같이 기업의 도산으로 인해 종업원이 퇴직금을 받지 못하게 되는 위험을 방지하고자 근로기준법과 근로자 퇴직급여보장법에서는 일정 범위 내의 퇴직금채권이 담보채권 이외의 기타 채권에 비하여 우선 변제되도록 규정하고 있다.
- 12) 법정퇴직금 제도에서 누적지급률은 근속연수와 동일하다.

며, 평균임금은 평가직전 3개월 급여에 대한 1개월 평균값과 직전 1년치 상여의 1/12을 합한 값으로 계산한다. K-GAAP에서의 퇴직급여비용은 당기 말 퇴직급여충당부채에서 전기 말 퇴직급여충당부채를 차감한 값에 당기 퇴직금 지급액을 가산하여 산출된다. 또한 급여규정의 개정 및 급여인상 등으로 인해 퇴직금소요액이 증가한 경우 당기분과 전기이전분을 일괄적으로 당기비용으로 인식하도록 규정하였다.

한편 K-IFRS 도입 이후 변경된 퇴직급여 회계기준은 다음과 같다. 먼저, 확정기여제도의 회계처리는 명확하고 단순한 편이며 K-IFRS 도입 전과 후의 주목할 만한 차이는 존재하지 않는다. 확정기여제도에서는 종업원이 일정기간 동안 근무용역을 제공 시 기업이 그 근무용역과 교환하여 납부해야 할 기여금에서 기납부한 기여금을 차감한 금액을 부채(미지급비용)로 인식한다. 만약 기납부한 기여금이 보고기간 말 이전 제공된 근무용역과 교환하여 납부해야 할 기여금을 초과하는 경우, 초과기여금 만큼 미래지급액이 감소하거나 현금이 환급되는 만큼을 자산(선급비용)으로 인식한다.

반면, 확정급여제도의 회계처리는 예측급여채무의 개념을 채택하여 보험수리적 방법으로 부채를 측정하고 이를 시장수익률에 기초한 이자율을 적용하여 할인하는 새로운 개념을 도입하여 매우 복잡한 편이다. 예측단위적립방식에 따르면 임금상승률, 사망률 등의 보험수리적가정을 기반으로 종업원 예상 퇴직 시점에 지급될 퇴직금 또는 퇴직 이후 지급될 연금

액을 추정하고 이를 근무기간에 걸쳐 기간별로 할당한다. 이렇게 각 기간별로 할당된 금액을 해당연도 말부터 퇴직시점까지의 기간 동안 적절한 할인율을 적용하여 현재가치로 환산한 값을 확정급여채무로 산정하게 되며, 이 중 당기분을 당기근무원가로 인식한다. 따라서 확정급여채무의 현재가치 할인에 적용되는 이자율(할인율)이 높을수록 또는 예상 퇴직금 추정에 적용되는 기대임금상승률이 낮을수록 확정급여채무는 낮게 산정되며, 이에 따라 퇴직급여비용도 감소하게 된다. 퇴직급여비용의 구성요소는 근무원가, 순이자비용(수익) 및 보험수리적손익으로 구성된다.<sup>13)</sup> 이 때 보험수리적가정의 변경 또는 보험수리적가정과 실제로 발생한 결과의 차이로 발생하는 보험수리적손익은 발생 기간의 포괄손익계산서에 기타포괄손익으로 인식한다.<sup>14)</sup>

다음으로 사외적립자산은 기업이 퇴직급여에 대한 종업원들의 수급권을 보장하기 위해 독립적인 기금에 기여금을 납부함으로써 사외에 적립해 둔 자산을 일컫는다. 기업이 기여금을 납부하거나 기여금을 운용하여 투자수익을 얻으면 사외적립자산은 증가하며, 제도 운영과 관련된 비용의 발생 또는 종업원의 퇴직으로 인해 퇴직급여가 지급되는 경우 사외적립자산은 감소한다. 사외적립자산의 측정은 공정가치에 근거하여 이루어지며, 사외적립자산의 공정가치와 장부금액(사외적립자산의 기준변동을 포함) 간의 차이는 순확정급여부채의 재측정요소로 반영된다.

13) 2012년까지 적용되었던 개정 전 기준 제1019호에 따르면 퇴직급여비용의 구성요소는 [당기근무원가+이자원가+보험수리적 손익-사외적립자산의 기대수익] 으로 구성되었다. 그러나 2013년부터 적용된 개정 제1019호에 따르면 퇴직급여비용의 구성요소는 [근무원가+순이자비용(수익)+보험수리적손익] 으로 변경되었다. 여기서 순이자비용(수익)은 확정급여채무에서 사외적립자산을 차감한 순확정급여부채(자산)에 할인율을 곱하여 산정한다.

14) 기타포괄손익으로 인식한 보험수리적손익은 즉시 이익잉여금으로 인식하며, 이후 기간에 당기손익으로 재분류하지 않는다. 참고로 개정 전 기준 제1019호에서는 보험수리적손익을 당기손익으로 인식, 기타포괄손익으로 인식(이익잉여금 반영) 또는 범위접근법(corridor approach) 인식 중 선택할 수 있도록 허용하였다. 그러나 개정 후 보험수리적손익은 기타포괄손익으로만 인식할 수 있도록 변경되었다.

### III. 선행연구와 가설설정

확정급여제도에서 적용되는 할인율, 기대임금상승률, 기대수익률 등 보험수리적가정의 결정요인을 분석한 연구들은 주로 기업연금제도가 발달한 미국에서 이루어졌으며, 이들 연구는 특히 보험수리적가정을 이용한 경영자의 재량적 회계처리와 이익조정 가능성에 집중하였다. 보험수리적가정은 작은 변동에도 기업의 재무상태와 경영성과에 미치는 영향이 큰 한편, 추정과정이 매우 복잡하여 외부인들이 그 영향을 파악하기 어렵다는 이유로 경영자의 이익조정 수단으로 이용될 가능성<sup>15)</sup>이 제기되었다(Scholes and Wolfson 1992; Godwin et al. 1996; Bergstresser et al. 2006; An et al. 2014). 보험수리적가정의 재량적 결정을 통해 재무상태표와 손익계산서에 직접적인 영향을 미치는 확정급여채무 및 퇴직급여원가를 감소시킬 수 있기 때문이다(김상현 2015).

이렇듯 퇴직연금 산출에 이용되는 보험수리적가정의 결정은 기업의 재무특성 및 경영자의 보고유인에 의해 영향을 받을 가능성이 높다. Rollins(1993)는 보험수리적가정의 변경은 비교적 쉬운 편이나 추정과정과 회계처리의 복잡함으로 인하여 정보이용자가 이를 쉽게 인지하기 어려우므로 경영자 재량에 의한 보험수리적가정의 변경이 빈번히 이루어지고 있음을 지적하였다. 또한 보험수리적가정을 변경하는 기업의 재무적 특성을 분석한 결과, 보험수리적가정을 변경하지 않는 기업에 비해 세율, 유동성 및 이익 성장성이 낮은 것으로 나타났다. Feldstein and Morck

(1983)은 할인율을 결정함에 있어 재무보고 및 조세혜택 유인이 지대한 영향을 미치며, 이와 같은 유인으로 인해 결정된 할인율은 확정급여채무 추정액을 변동시킨다고 보고하였다. Asthana(1999) 또한 기업의 재무상태에 따라 보험수리적가정의 결정이 달라질 수 있다고 주장하였으며, 구체적으로 기업의 영업활동 현금흐름 수준, 수익성, 부채비율 등으로 인한 보험수리적가정의 재량적 결정이 이루어지고 있음을 확인하였다. 유사한 연구로 Hsu et al.(2013)은 보험수리적가정의 결정에 경영자의 재량이 과도하게 개입된다는 점을 지적하였으며, 특히 높은 부채비율이나 복잡한 소유구조 등 재무적으로 불건전한 기업에서 보험수리적가정을 재량적으로 결정하는 경향이 있음을 발견하였다. 이 외에도 Godwin et al.(1996)과 Salah and Smaoui(2014)는 높은 부채비율, 이익의 상향조정 및 기업규모를, Bergstresser et al.(2006)은 경영자 보상, 목표 이익 달성 및 정치적 비용을 보험수리적가정의 재량적 결정 유인으로 제시하였다. 특히 기업의 인수 또는 경영자의 주식 옵션 행사와 같은 사건을 앞둔 경우나 이익이 임계치에 가까운 상황에서 보고이익의 상향조정을 목적으로 보험수리적가정을 재량적으로 결정하는 경향이 강하게 나타나는 것으로 보고되었다. 이들 연구의 종합적인 결과는 경영자의 기회주의적 보고유인이 보험수리적가정의 결정에 중요한 영향을 미칠 수 있으며, 경영자는 특히 부채비율이나 보고이익 등을 유리한 방향으로 조정하기 위한 수단으로서 보험수리적가정을 이용할 가능성이 높음을 제시한다.

반면 국내에서 보험수리적가정의 결정요인을 분석

15) 확정급여제도를 운영하는 기업은 매기 보험수리적가정에 근거하여 당기손익에 반영되는 퇴직급여원가를 예측해 인식하므로 보험수리적가정의 변동이 손익변동성을 야기할 수 있다(Picconi 2006; Hann et al. 2007; 강선민 2010).

한 연구는 매우 제한적이다. 대표적인 연구로 이영란 외(2016)는 보험수리적가정 중 경영자의 재량이 가장 많이 개입될 것으로 예측되는 기대임금상승률<sup>16)</sup>이 기업의 부채비율 및 적자보고회피유인과 유의한 상관관계를 가진다고 주장하였다. 구체적으로 기업의 부채비율이 높거나 적자보고회피유인이 존재하는 경우 동일 산업-연도에 속한 기업들이 공시한 기대임금상승률의 중위수에 비해 더 낮은 기대임금상승률을 적용하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국내 기업에서도 경영자의 기회주의적 보고유인에 의한 보험수리적가정의 재량적 결정이 빈번하게 이루어지고 있을 가능성을 암시한다.

국내에서는 보험수리적가정의 변동이 확정급여채무 산출에 미치는 영향의 크기를 분석한 연구들이 주로 이루어져왔다. 류건식과 이봉주(2009)는 시나리오 분석을 통해 K-IFRS 도입 이후 할인율과 기대임금상승률의 변동이 확정급여채무 추정에 미치는 영향을 분석하였다. 또한, 김정연과 안일준(2010)과 윤상규 외(2014)도 이와 유사한 연구를 진행하였으며, 분석을 통해 임금상승률 및 할인율의 소폭 변동으로 인하여 확정급여채무는 더 큰 폭으로 변동하고 있음을 확인하였다. 구체적으로 할인율과 기대임금상승률이 1% 변동 시 확정급여채무는 약 7~10% 내외로 변동하는 것으로 나타났다. 이는 보험수리적가정의 변동이 연금부채 추정치에 상당한 영향을 미치고 있음을 의미한다. 이로 인해 보험수리적가정의 결정이 향후 이익조정 변수로 작용할 가능성이 매우 큰 만큼 보험수리적가정의 추정과정에 경영자의 자의적 요소가 최소한으로 개입될 수 있도록 하는

세부규정의 필요성을 강조하였다.

본 연구에서는 전술한 선행연구 결과에 근거하여 보험수리적가정의 결정과 경영자의 기회주의적 보고유인 간의 상관관계를 실증분석 하고자 한다. 선행 연구에서는 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 다양한 보고유인들이 제시되어 왔으나, 국내 실정에서는 특히 부채비율과 적자보고회피유인이 주요한 결정요인이 될 것으로 예상하였다. 이는 K-IFRS 도입으로 인해 변경된 퇴직급여제도가 보험수리적가정을 기반으로 추정된 퇴직급여금을 기간별로 할당하여 확정급여채무 및 당기근무원가로 인식하도록 규정하고 있기 때문이다. 이와 같은 회계처리는 부채 및 비용의 증가와 변동가능성을 증대시켜 기업의 재무구조와 경영실적에 영향을 미치므로 퇴직급여 지급 당사자인 기업에게는 큰 부담으로 작용할 수 있다. 특히 부채비율이 높거나 손실보고 위험이 있는 기업은 변경된 퇴직급여제도의 회계처리로 인해 재무적 어려움이 심화될 수 있으므로, 부채비율을 낮추거나 이익을 상향조정하기 위한 보고유인에 의해 보험수리적가정을 유리하게 결정하려는 동기를 가질 것으로 예상된다.

먼저 부채비율이 보험수리적가정의 재량적 결정유인으로 작용할 가능성은 다음과 같다. 기업의 부채비율은 부채계약에 있어 매우 중요한 고려 대상이자 기업의 재무건전성을 평가할 수 있는 대표적인 지표이다(Citron 1992). 부채계약가설에 따르면 기업의 부채비율이 높을수록 채무이행조항의 위반 가능성이 높아지므로, 경영자는 이로 인한 계약만료 또는 이자비용의 증가를 피하고자 부채비율을 감소시

16) 기대임금상승률은 기업 내부적으로 산출되므로 경영자의 의도가 반영될 가능성이 매우 높다. 반면 할인율의 경우 우량회사채의 시장 수익률을 참조하여 결정하도록 규정되어 있으며, 예상지급시기를 적용하지 않은 할인율을 적용 시 외부감사인에게 소명해야 하는 등 상대적으로 규제가 엄격하여 경영자의 재량이 크게 작용하지 않을 것으로 가정하였다(이영란 외 2016).

키려는 유인을 가질 것으로 예측된다(Watts and Zimmerman 1986). 확정급여채무는 재무제표 항목 중에서도 규모와 중요도가 큰 편이며 보험수리적 가정 변동에 대한 민감도가 상대적으로 높은 편이다. 따라서 부채비율이 높은 기업은 확정급여채무를 낮게 추정함으로써 부채비율을 감소시키고자 보험수리적가정을 재량적으로 결정할 가능성이 높을 것으로 예상된다.

다음으로, 적자보고회피유인이 존재하는 기업에서는 이익이 임계치에 가까운 경우 보험수리적가정을 재량적으로 결정함으로써 보고이익을 상향조정하여 손실보고를 회피하고자 하는 경향이 나타날 것으로 예측된다. 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성에 관해서는 An et al.(2014)의 연구에서 재무분석가의 이익예측치를 달성하기 위하여 기업이 보험수리적가정을 이용한 이익조정을 행하고 있다는 증거가 제시된 바 있다. 구체적으로 이익예측치를 달성하거나 초과한 기업일수록 연금자산의 기대수익률이 높게 적용되는 현상이 발견되어, 기대수익률을 증가시킴으로써 이익을 상향조정하는 경향이 있는 것으로 확인되었다. 또한 Bergstresser et al.(2006)은 기업의 인수 또는 경영자의 주식 옵션 행사와 같은 사건을 앞둔 경우나 이익이 임계치에 가까운 상황에서 이익조정을 목적으로 보험수리적가정을 이용하는 경향이 나타남을 발견하였다. 이는 보험수리적가정이 이익관리 목적으로 이용되고 있음을 암시하는 결과이다. 이처럼 이익조정의 동기는 다양하게 존재하겠으나 선행연구에 따르면 이익수준이 0을 약간 초과하는 범위에서 이익보고 기업의 분포가 가장 높은 것으로 확인되었으며 이는 정상분포의 기대빈도와는 유의한 차이를 보이고 있다(Hayn, 1995; Burgstahler and Dichev 1997). 이러한 결과는 기업들이 적자보고를 회피할 목적으로 이익을 상향

조정 하는 경우가 매우 빈번하게 발생하고 있음을 암시한다. 따라서 본 연구에서는 기업의 보고이익이 0을 약간 초과하는 기업은 적자보고회피유인에 의해 이익을 상향조정 하였을 가능성이 높다고 가정하였으며, 이를 위해 보험수리적가정을 이익조정의 수단으로 이용할 것으로 예측하였다. 본 연구에서는 전술한 보고유인들이 보험수리적가정에 대한 경영자의 재량적 회계선택에 미치는 영향을 가정하여 다음과 같이 가설1을 설정하였다.

가설 1: 부채비율과 적자보고회피유인은 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 것이다.

한편 퇴직급여 회계정보의 가치관련성을 분석한 선행연구에서는 대부분 연금회계정보와 주가와 관련성이 높은 것으로 나타나고 있으나 그 방향성에 대해서는 혼재된 주장이 제기되고 있다. Daley(1984)는 이익할인모형에 따라 순이익에서 퇴직급여원가만을 별도로 구분하여 분석한 결과 퇴직급여원가와 주가 간 음(-)의 관련성을 확인하였다. Barth et al.(1993)은 퇴직급여를 그 구성요소인 근무원가, 이자비용 및 기타요소로 세분화하여 분석한 결과 이자비용은 주가와 음(-), 근무원가는 양(+),의 관련성을 가지는 것을 확인하였다. 이들은 근무원가가 나타내는 양(+),의 가치관련성에 대하여 시장이 당기근무원가를 연금부채에 대한 추정치로 고려하지 않기 때문이라고 해석하였다. 그러나 단순히 연금비용 요소들 간의 다중공선성이 원일일 가능성도 배제하지 않았다. 반면 Subramanyam and Zhang(2001)과 Hann et al.(2007)은 당기근무원가가 나타내는 양(+),의 가치관련성에 대하여 당기근무원가를 종업원의 근무용역 제공으로 인해 발생하는 가치, 즉, 인적자원에 의해 창조되는 기업가치의 대응치라

고 해석하였다.<sup>17)</sup> Barth et al.(1993)은 미국기업을 대상으로 분석한 결과 기업이 인식하는 퇴직연금 자산과 확정급여부채의 공정가치는 주가와 관련성을 가지나, 주석에 공시되는 퇴직연금비용의 구성요소는 주가와 유의한 관련성을 가지지 못한다고 보고하였다. Landsman(1986)의 연구에서는 연금자산과 연금부채의 가치관련성을 분석하기 위해 총자산과 총부채에서 퇴직급여자산 및 확정급여채무를 별도로 구분하여 분석을 진행한 결과 퇴직급여자산은 주가와 양(+), 확정급여채무는 음(-)의 관련성을 가지는 것을 확인하였다. Jin et al.(2006)은 기업이 연금자산과 연금부채에 관한 정보를 부외계정으로 보고함에도 불구하고 확정급여형 퇴직연금제도의 위험이 주식의 체계적 위험에 반영되는 현상을 발견하였다.<sup>18)</sup> 이는 연금회계정보가 주가와 높은 가치관련성을 가지고 있음을 보여주는 결과이다.

국내연구에서도 마찬가지로 연금회계정보가 가지는 가치관련성이 확인되고 있으나 그 방향성에 대해서는 혼재된 결과가 공존한다. 조석희(2014)의 연구에서는 K-IFRS 도입 이전과 이후 모두 퇴직급여부채의 양(+)<sup>19)</sup>의 가치관련성이 확인되었으며, 특히 K-IFRS 도입 이후에 연금부채의 가치관련성이 더욱 증가한 것으로 나타났다. 그는 퇴직급여부채가 일반적인 부채의 개념과는 달리 기업이 보유한 인적자원의 가치를 반영하는 무형자산적 성격을 내포하고 있어 주가와 양(+)<sup>19)</sup>의 관련성을 가지는 것으로 해석하였다. 반면 최수미와 왕수홍(2017)은 퇴직급여부채는 음(-), 퇴직급여 및 재측정요소는 양(+)<sup>19)</sup>의 가치관련성을 가진다고 주장하였다. 이들은 퇴직급여부

채를 기업이 부담하는 종업원의 퇴직급여 지급의무로 정의하여 주가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 해석한 반면, 퇴직급여는 일반비용의 소모적 성격과는 달리 인적자본이 창출하는 가치를 반영하고 있어 긍정적으로 평가되는 것으로 해석하였다. 노정희와 최종서(2015a)는 K-IFRS 도입 전·후를 비교하여 퇴직급여 회계정보의 가치관련성을 분석한 결과 확정급여부채와 퇴직급여에서 모두 유의한 음(-)의 가치관련성이 발견되었으나, K-IFRS 도입 이후 확정급여부채의 가치관련성은 더욱 증가한 반면 퇴직급여의 가치관련성은 오히려 감소하였다고 밝혔다. 또한 노정희와 최종서(2015b)에서도 퇴직연금 적립수준을 나타내는 순확정급여부채는 주가와 유의한 음(-)의 관계를 보였으며, 그 구성요소인 확정급여채무와 사외적립자산은 각각 주가와 유의한 음(-)과 양(+)<sup>19)</sup>의 관계를 가지는 것으로 나타나 퇴직연금과 관련된 회계정보의 가치관련성을 재차 확인하였다. 퇴직급여비용은 주가와 대체적으로 음(-)의 관계를 보였으나 구성항목별로 살펴본 결과 일관된 결과가 나타나지 않았다. 구체적으로 퇴직급여를 근무원가, 순이자 및 기타비용으로 분해하였으며, 이 중 근무원가는 다시 당기근무원가, 과거근무원가 및 제도의 정산으로 인한 손익으로 구분하고, 순이자는 확정급여채무의 이자원가와 사외적립자산의 기대수익으로 구분하였다. 분석결과, 당기근무원가는 주가와 음(-),<sup>19)</sup> 이자비용은 양(+), 사외적립자산의 기대수익은 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 퇴직급여와 관련하여 주석에 공시되는 정보의 가치관련성은 연구방법에 따라 일관된 결과가 나타나지 않

17) 그러나 Hann et al.(2007)의 연구에서 종업원 수와 연구개발비를 통제변수로 설정하여 재차 검증한 결과에서는 근무원가가 주가와 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

18) 이를 근거로 노정희(2017)는 주식시장의 정보적 관점에서 연금회계정보가 효율적으로 이용될 수 있다고 주장하였다.

19) 이들 연구에서는 당기근무원가와 주가 간의 양(+)<sup>19)</sup>의 관계를 통제하기 위해 Hann et al.(2007)의 연구방법을 따라 종업원 수와 연구개발비를 기타변수로 투입하였다.

았으며, 이는 투자자들에게 주식에 공시되는 정보의 중요도가 상대적으로 낮기 때문이라고 해석되었다. 이렇듯 연금회계정보의 가치관련성에 관한 연구는 그 결과가 매우 혼재되어 있으므로 국내기업을 대상으로 연금회계정보의 가치관련성을 재검증할 필요성이 대두된다.

본 연구에서는 연금회계정보의 가치관련성 분석모형을 확장하여 경영자의 보험수리적가정에 대한 재량적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이와 관련하여 남지안과 최종서(2019)는 확정급여형 연금제도를 운영하는 기업을 대상으로 사외적립자산의 적립수준이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 국외 선행연구에서 검증된 바와 같이 국내에서도 사외적립자산이 과소적립된 기업에서 보험수리적가정을 재량적으로 결정하여 적립수준을 조정할 가능성이 높은 것으로 나타났다(Amir and Benartzi 1998; Asthana 1999; Bergstresser et al. 2006; Comprix and Muller 2011; Eaton et al. 2014; Chen 2015). 이는 사외적립자산의 과소적립으로 인해 향후 기업이 감당하게 될 감시비용 및 불이익과 추가납부에 관한 부담을 회피하고자 보험수리적가정을 이용하여 연금부채를 감소시킴으로써 연금자산의 적립수준을 조정할 수 있기 때문인 것으로 볼 수 있다. 또한 과소적립 기업의 연금회계정보 가치관련성이 초과적립 기업보다 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 과소적립 기업에서 적립수준을 조정하고자 하는 기회주의적 유인이 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 가능성이 높은 만큼 이를 적용하여 산출하는 연금회계정보의 가치관련성에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

이와 같이 회계처리에서 개입되는 경영자의 재량은 그 의도에 따라 외부 정보이용자에게 경영자의

사적정보 및 미래성과에 대한 유용한 정보를 전달하는 순기능적 역할을 기대할 수도 있으나(Watts and Zimmerman 1986; Holthausen 1990; Healy and Palepu 1993), 경영자의 사적유인 및 기회주의적 보고유인에 의하여 개입될 경우 경제적 실질에서 벗어나 회계정보를 왜곡하고 정보의 유용성을 감소시킬 위험이 따른다(Schipper 1989; Healy and Wahlen 1999; McNichols 2000). 본 연구에서는 보험수리적가정이 부채비율이나 적자보고회피와 같은 기회주의적 보고유인에 의해 낙관적으로 결정되는 경향이 있을 것으로 가정하는 만큼, 보험수리적가정의 낙관적 결정이 회계정보의 가치관련성에 미치는 부정적인 영향을 가정하여 다음과 같이 가설2를 설정하였다.

가설 2: 보험수리적가정의 낙관적 결정은 연금회계정보 가치관련성을 저하시킬 것이다.

한편 부채비율과 적자보고회피유인이 보험수리적가정의 낙관적 결정요인으로 작용한다면, 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 부정적 영향은 부채비율이 높거나 적자보고회피유인이 존재하는 기업과 그렇지 않은 기업 간 차별적으로 나타날 것으로 예측된다. 다시 말해 부채비율이 높은 기업 또는 적자보고회피유인이 존재하는 기업에서 보험수리적가정을 낙관적으로 결정하는 경우, 부채비율이 낮은 기업 또는 적자보고회피유인이 존재하지 않는 기업에서 결정된 낙관적 보험수리적가정과 비교했을 때 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향이 더욱 부정적으로 나타날 것으로 예상된다. 이는 부채비율이 높거나 적자보고회피유인이 존재하는 기업의 낙관적 보험수리적가정의 결정은 기회주의적 의도에 의한 재량적 의사결정일 가

능성이 더욱 높기 때문이다. 이를 검증하기 위하여 아래와 같이 가설2-1과 가설2-2를 설정하였다.

가설 2-1: 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금 회계정보 가치관련성에 미치는 부정적인 영향은 부채비율에 따라 차별적으로 나타날 것이다.

가설 2-2: 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금 회계정보 가치관련성에 미치는 부정적인 영향은 적자보고회피유인을 가진 기업과 그렇지 않은 기업 간 차별적으로 나타날 것이다.

- 1) 금융업에 속하지 않는 12월 결산 기업
- 2) 연구기간동안 연구에 필요한 모든 재무자료의 입수가 가능한 기업
- 3) 보고기간 종료일 현재 장부상 자본잠식이 없는 기업

본 연구의 목적 상 확정기여제도나 하이브리드제도를 운영하는 기업은 표본에서 제외하였으며, 연금 회계정보 산정에 적용된 할인율과 기대임금상승률에 대한 정보가 주석에 공시되지 않거나 분석에 이용되는 기타 재무정보의 입수가 어려운 기업도 표본에서 제외하였다. 본 연구의 주요 변수인 할인율과 기대임금상승률에 대한 정보는 금융감독원의 전자공시시스템에 공시되는 기업별 감사보고서의 주석사항에서 수작업으로 수집하였으며, 그 외 재무자료는 TS2000과 Fnguide를 통해 입수하였다. 본 연구에서는 변수의 극단치가 연구결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 모든 연속변수를 상·하위 1% 내에서 조정(winsorization)하였다. <Table 1>은 표본선정과정에 대한 내용을 요약하여 제시한다.

## IV. 연구 설계

### 4.1 표본선정

본 연구는 K-IFRS가 도입된 2011년부터 2018년까지 유가증권거래소 및 코스닥시장에 상장된 기업 중 확정급여제도를 운영하는 기업만을 대상으로 다음의 조건을 만족하는 최종 7,698 기업-연도 관찰치를 표본으로 선정하였다.

### 4.2 변수의 정의 및 연구모형 설정

본 연구의 가설1은 경영자의 대표적인 기회주의적 보고유인으로 꼽히는 부채비율과 적자보고회피유인

<Table 1> Sample Selection

	Firm-Year
Non-financial firms listed on KOSPI & KOSDAQ (2011~2018)	10,503
Less:	
(-) Firms operating DC or Hybrid plan	(2,131)
(-) Unavailable actuarial assumption or financial data	(674)
Final Sample	7,698

이 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 것으로 가정하였다. 경영자가 부채비율의 감소 또는 적자보고 회피와 같은 보고유인에 따라 보험수리적가정을 재량적으로 결정한다면, 동일 산업-연도 내 속한 기업들에 비하여 낙관적인 보험수리적가정을 추정함으로써 확정급여채무 및 확정급여원가를 낮게 산정하려는 유인을 가질 것이다. 이를 위해 동일 산업-연도에 속한 기업들에 비하여 높은 할인율 또는 낮은 기대임금상승률을 적용할 것으로 예측된다. 본 연구에서는 선행연구(Brown 2004; Hsu et al. 2013; 강선민 2010; 이영란 외 2016)에서 제시된 추정법을 따라 보험수리적가정의 산업-연도별 중위수를 기준점(benchmark)으로 설정하였으며,<sup>20)</sup> 기업이 공시한 보험수리적가정과 산업-연도별 중위수의 차이를 이용하여 보험수리적가정의 낙관적 결정 여부를 나타내는 변수를 측정하였다.

할인율의 낙관적 결정 정도를 측정하는 DISCDR 변수는 기업이 공시한 할인율(DISRATE)에서 할인율의 산업-연도 중위수(BASEDR)를 차감한 값으로 측정하였다( $DISCDR_{i,t} = DISRATE_{i,t} - BASEDR_{i,t}$ ). 기대임금상승률의 낙관적 결정 정도를 측정하는 DISCSR 변수는 기업이 공시한 기대임금상승률(SALRATE)에서 기대임금상승률의 산업-연도 중위수(BASESR)를 차감한 값에 -1을 곱하여 측정하였다( $DISCSR_{i,t} = -1 * (SALRATE_{i,t} - BASESR_{i,t})$ ). 기대임금상승률의 경우 할인율과는 반대로 산업-연

도 중위수보다 낮게 적용하는 경우 확정급여채무를 감소시킬 수 있으므로, 해석의 편의를 위하여 -1을 곱하여 측정함으로써 부호를 일관되게 조정하였다. 따라서 전술한 변수들의 값이 양(+)의 방향으로 클수록 동일 산업-연도 내 속한 기업들이 적용한 보험수리적가정의 중위수보다 더 낙관적인 보험수리적가정이 추정되었음을 의미한다.

모형(1-1)과 (1-2)에서는 전술한 보험수리적가정의 낙관적 결정 측정치를 기준으로 정의한 더미변수인 DR과 SR을 각각 종속변수로 설정하고, 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 보고유인인 부채비율(LEV)과 적자보고회피유인(LOSSAVOID)을 관심변수로 설정하여 가설1을 검증하고자 한다. 더미변수인 DR과 SR은 보험수리적 가정의 낙관적 결정 여부를 나타내며, DISCDR과 DISCSR의 값이 각각 0보다 큰 경우 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가진다. 관심변수인 LOSSAVOID는 Bergstahler and Dichev(1997)의 정의에 따라 당기순이익을 기초총자산으로 나누어(ROA) 표준화 한 후, 적자보고회피유인이 존재할 것으로 추정되는 구간을  $0 < ROA < 0.005$ ,  $0 < ROA < 0.01$ ,  $0 < ROA < 0.015$ ,  $0 < ROA < 0.02$  네 구간으로 설정하였다.<sup>21)</sup> LOSSAVOID는 기업의 이익 수준이 해당 구간에 포함되면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수이다.<sup>22)</sup>

20) 기준서 상 할인율은 우량회사의 시장수익률을 참조하여 결정하도록 규정하고 있다. 이와 관련하여 Brown(2004)은 할인율의 기준점을 30년 T-bond rate 으로 설정하여 재차 분석한 결과 기준점을 할인율의 산업-연도별 중위수로 설정한 것과 질적으로 유사한 결과가 나타남을 확인하였다.

21) 적자보고회피유인이 있을 것으로 추정되는 구간에 대한 정의는 선행연구마다 다양하게 제시되고 있으며(김지홍 외 2008; 박종일과 최성호 2014; 서영미 2017 등), 본 연구에서는 연구결과의 강건성을 확보하기 위하여 ROA의 분포를 네 구간으로 구분하여 분석을 진행하였다.

22) 본 연구의 주된 결과표에는  $0 < ROA < 0.005$  구간을 기준으로 정의된 LOSSAVOID 변수를 이용한 연구결과만을 제시하며, 나머지 구간을 기준으로 정의된 LOSSAVOID 변수를 이용한 연구결과는 주석으로 표시한다.

$$DR_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 LEV_{i,t} + \alpha_3 LOSSAVOID_{i,t} + \alpha_4 UNFD_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} + \alpha_6 OPER_{i,t} + \alpha_7 CF_{i,t} + \alpha_8 Growth_{i,t} + \alpha_9 CorpBond_{i,t} + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{모형 (1-1)}$$

- DR<sub>i,t</sub> : 할인율이 낙관적으로 적용되었으면 1, 아니면 0;
- LEV<sub>i,t</sub> : 부채비율=기초총부채/기초총자산;
- LOSSAVOID<sub>i,t</sub> : 적자보고회피유인이 있는 기업이면 1, 아니면 0;
- UNFD<sub>i,t</sub> : 연금자산 적립수준이 법적기준에 미달하면 1, 아니면 0;
- SIZE<sub>i,t</sub> : 기업규모=기초총자산의 로그값;
- OPER<sub>i,t</sub> : 경영성과=기초영업이익/기초매출액;
- CF<sub>i,t</sub> : 현금흐름수준=기초영업현금흐름/기초총자산;
- Growth<sub>i,t</sub> : (당기 매출액-전기매출액)/전기매출액;
- CorpBond<sub>i,t</sub> : 우량회사채(AA-) 시장수익률.

$$SR_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 LEV_{i,t} + \alpha_3 LOSSAVOID_{i,t} + \alpha_4 UNFD_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} + \alpha_6 OPER_{i,t} + \alpha_7 CF_{i,t} + \alpha_8 Growth_{i,t} + \alpha_9 \infty lation_{i,t} + \alpha_{10} Duration_{i,t} + \alpha_{11} Aver Wage_{i,t} + \alpha_{12} EmpNum_{i,t} + \alpha_{13} Min Wage_{i,t} + \alpha_{14} LPI_{i,t} + \alpha_{15} NWI_{i,t} + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{모형 (1-2)}$$

- SR<sub>i,t</sub> : 기대임금상승률이 낙관적으로 적용되었으면 1, 아니면 0;
- Inflation<sub>i,t</sub> : 물가상승률;
- Duration<sub>i,t</sub> : 종업원 평균근속연수;
- AverWage<sub>i,t</sub> : 종업원 평균임금수준/매출액;
- EmpNum<sub>i,t</sub> : 종업원수의 자연로그값;
- MinWage<sub>i,t</sub> : 최저임금수준;
- LPI<sub>i,t</sub> : 노동생산성증가율;
- NWI<sub>i,t</sub> : 명목임금상승률.

각 모형에서는 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 재량적 보고유인 이외에도 경영자의 재량과 무관하게 보험수리적가정의 결정에 있어 필수적으로 고려되어야 할 요인들을 통제변수로 포함하였다. 이는 Naughton(2019)의 연구방법을 차용한 것으로 보험수리적가정의 결정에 개입되는 경영자의 재량을 파악하기 위하여 보험수리적가정의 비재량적 결정요인이 미치는 영향을 통제하기 위함이다. K-IFRS 기준서 제1019호 91절에 따르면 퇴직급여 회계처리 과정에서 적용되는 할인율은 보고 기간 말 현재 우량회사채의 시장수익률을 참조하여 추정하도록 명시되어 있다. 이에 모형(1-1)에서는 할인율의 비재량적 결정요인으로 우량회사채의 시장수익률(CorpBond)을 추가하였다. 본 연구에서는 우량회사채 시장수익률의 대응치로 AA- 등급의 회사채 수익률을 이용하였다. 그러나 기준서 상 우량회사채 등급에 대한 자세한 규정이 명시되지 않은 만큼 우량회사채 등급기준 선정에 대한 정책적 의사결정에 있어 경영자의 재량이 개입될 여지는 여전히 남아있다(이영란 외 2016).

한편 기준서 제1019호 97절에서는 기대임금상승률의 추정에 대하여 미래의 임금상승률은 물가상승률, 연공, 승진 및 그 밖의 관련성 있는 요소들을 고려하여 추정하도록 명시하고 있다. 그러나 기대임금상승률은 기준서에 명시된 요소들 이외에도 기업의 내부정책과 같은 내부적 요인에 의해 중대한 영향을 받게 된다. 따라서 일반적인 공시정보만으로는 임금상승률의 결정요인을 파악하기에 한계가 있다. 본 연구에서는 기준서 상 명시된 물가상승률(Inflation), 종업원 근속기간(Duration)을 기대임금상승률의 비재량적 결정요인으로 포함하였다. 그러나 직원 승진과 관련한 정보는 수집하지 못하였다. 또한 '그 밖의 관련성 있는 요소들'에 대하여 일반적으로 미래임금

상승률의 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 경제적 요소들을 포함하였으며, 이는 개별기업의 평균임금수준(AverWage), 직원 수(EmpNum), 거시경제적 요소인 최저임금수준(MinWage), 노동생산성증가율(LPI)<sup>23)</sup> 및 명목임금상승률(NWI)을 포함한다.

그 밖에 선행연구에서 보험수리적가정의 결정에 영향을 미치는 요인으로 제시된 항목들을 각 모형의 공통적인 통제변수로 포함하였다. 대표적으로 경영자는 연금자산의 과소적립으로 인한 감시비용 및 불이익의 부담을 피하고 향후 연금자산의 추가적립으로 인해 발생하는 현금흐름감소 위험을 감추고자 보험수리적가정을 재량적으로 결정함으로써 적립수준을 조정하려는 유인을 가지는 것으로 보고되었다(Amir and Benartzi 1998; Asthana 1999; Bergstresser et al. 2006; Comprix and Muller 2011; Eaton et al. 2014; Chen 2015). 따라서 연금자산의 과소적립 상태로 인한 경영자의 재량적 회계선택 가능성을 통제하고자 연금자산의 적립수준을 구분하는 더미변수인 UNFD를 통제변수로 추가하였다. UNFD 변수는 기업의 연금자산 적립수준이 기간별로 규정된 기준책임준비금 수준<sup>24)</sup>의 100분의 95에 미치지 못하는 경우<sup>25)</sup> 과소적립 상태로 간주하여 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가지도록 정의되었다. 그 외 기업규모(SIZE), 경영성과(OPER), 현금흐름

수준(CF), 매출성장성(Growth)을 통제변수로 설정하여 기업의 재무상태로 인한 경영자의 재량적 회계선택 가능성을 통제하였다.

본 연구의 가설2는 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금회계정보의 가치관련성을 저하시킬 것으로 예상하였다. 보험수리적가정의 결정이 부채비율의 감소 또는 이익의 상향조정과 같은 기회주의적 유인의 영향을 받는다면, 이는 경제적 실질이 반영되기 보다는 경영자의 기회주의적 의도가 반영된 연금회계정보를 산출함으로써 연금회계정보의 가치관련성을 저하시킬 것으로 추론된다. 본 연구에서는 Heckman (1979)의 2단계 측정법에 따라 모형(1-1)과 모형(1-2)의 로지스틱 분석을 통해 예측되어진 IMR (Inverse Mill's Ratio) 변수를 모형(2)의 통제변수로 포함시켰다. 여기서 모형(2)의 관심변수가 DR로 설정된 경우 모형(1-1)을 통해 측정된 IMR을, 관심변수가 SR로 설정된 경우 모형(1-2)를 통해 측정된 IMR을 통제변수로 사용한다. 이는 보험수리적가정을 산업-연도 중위수보다 낙관적으로 적용하는 기업이 가지는 재무적 특성이 연금회계정보의 가치관련성에 미칠 수 있는 영향을 통제함으로써 표본선택 편의로 인해 발생 가능한 문제를 통제하기 위함이다. 모형(2)는 Ohlson(1995)의 가치평가모형을 확장하여 기업의 공시정보를 연금항목(pension)과

23) 신고전주의적 임금결정모형(neoclassical wage determination model)에 의하면 임금상승률은 물가상승률과 노동생산성증가율에 의해 결정되는 것으로 알려져 있다. 여기서 노동생산성증가율은 적정임금을 산정 시 이용되는 노동생산성지표를 이용하였다.

24) 연금자산의 기간별 최소적립비율

기간	최소적립금 수준
2012.07.26. ~2013.12.31.	60/100
2014.01.01. ~2015.12.31.	70/100
2016.01.01. ~2018.12.31.	80/100
2019.01.01. ~2020.12.31.	90/100
2021.01.01.~	100/100

25) 기업은 대통령령이 정하는 사외적립자산의 수준인 기준책임준비금 이상을 적립하도록 권고하고 있으며, 확정급여형 퇴직급여제도의 적립금 부족에 대한 법적 판단기준은 최소적립금의 100분의 95를 의미한다(근로자퇴직급여보장법 시행령 제5조, 제7조).

비연금항목(non-pension)으로 구분하였다. 즉, 순자산(순이익)에서 순확정급여부채(퇴직급여)를 가산하여 비연금성순자산(순이익)과 연금성부채(비용)를 분리하였다. 여기서 순확정급여부채는 확정급여채무의 현재가치에서 사외적립자산의 공정가치를 차감하여 산정된다.

$$\begin{aligned}
 P_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 NA_{i,t} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 NPBO_{i,t} \\
 & + \beta_5 PX_{i,t} + \beta_6 DR_{i,t} (SR_{i,t}) \\
 & + \beta_7 NPBO_{i,t} * DR_{i,t} (SR_{i,t}) \\
 & + \beta_8 PX_{i,t} * DR_{i,t} (SR_{i,t}) + \beta_9 IMR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \\
 & \dots\dots\dots \text{모형(2)}
 \end{aligned}$$

- $P_{i,t}$  : t+1년 3월말 보통주 증가;
- $NA_{i,t}$  : 비연금성 순자산 장부가치=(순자산장부가치+순확정급여부채);
- $NI_{i,t}$  : 비연금성 순이익=(순이익+퇴직급여);
- $NPBO_{i,t}$  : 연금성 부채(순확정급여부채=확정급여채무-사외적립자산);
- $PX_{i,t}$  : 연금성 비용(퇴직급여);
- $IMR_{i,t}$  : 모형(1-1) 또는 모형(1-2)에서 측정된 Inverse Mill's Ratio

모형(2)의 종속변수인 주가는 기업가치의 대응치인(우선주를 제외한) 보통주의 증가로 측정하였으며, 모든 독립변수는 보통주 발행주식수로 나누어 주당 금액으로 표준화 하여 분석에 이용하였다. 독립변수는 연금성 회계정보와 비연금성 회계정보로 분리되었으며 비연금성 순자산과 순이익은 퇴직연금제도와는 무관한 변수이다. 연금성 회계정보는 일반적으로 주가와 가치관련성을 가지는 것으로 보고되었으나 그 방향성에 대해서는 혼재된 연구결과가 공존한다. 특히 연금부채 및 연금비용은 일반적으로 기업이 종업원의 퇴직시점에 부담하는 퇴직급여 지급의무 및 지급비용으로 평가되어 주가에 부정적인 영향을 미

치는 요소로 제시되는 한편, 종업원의 근무용역 제공에 따라 발생하는 인적자본 창출가치를 반영한 무형자산적 요소로 평가하는 상반된 의견 또한 제기되고 있다. 이렇듯 혼재된 결과가 나타난 가운데 본 연구에서는 가설2의 검증에 앞서 연금회계정보 가치관련성의 재검증을 선행하였다.

다음으로 가설2의 검증을 위한 모형(2)의 관심변수는 연금회계정보(NPBO, PX)와 보험수리적가정의 낙관적 결정 여부를 측정하는 변수(DR, SR)를 곱하여 생성한 결합변수들(NPBO\*DR(SR), PX\*DR(SR))이다. 이들 변수는 보험수리적가정이 산업-연도 중위수에 비하여 낙관적으로 적용되는 경우 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 차별적인 영향을 나타낸다. 보험수리적가정을 보다 낙관적으로 적용하는 것은 기업이 처한 경제적 실질을 반영하는 결과일수도 있으나, 부채 및 이익수준의 조정과 같은 기회주의적 재무보고유인에 의한 재량적 회계선택의 가능성도 배제할 수 없다. 전자의 경우에는 낙관적인 보험수리적가정의 적용이 연금회계정보의 가치관련성에 유의한 영향을 미치지 않을 것이나, 후자의 경우에는 재량적으로 결정된 보험수리적가정을 적용하여 확정급여채무와 당기근무원가를 산정함으로써 연금회계정보의 가치관련성이 저하될 가능성이 있다.

가설2-1과 가설2-2에서는 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금회계정보에 미치는 부정적 영향이 보험수리적가정의 재량적 결정요인으로 제시된 부채비율과 적자보고회피유인 여부에 따라 차별적으로 나타날 것으로 예상하였다. 이를 검증하기 위해 모형(2-1)과 모형(2-2)에서는 모형(2)의 관심변수인 결합변수에 부채비율 또는 적자보고회피유인의 대응변수를 결합한 삼중결합변수를 관심변수로 설정하였다. 이들 변수의 계수( $\beta_{11}$ ,  $\beta_{12}$ )는 부채비율이 높거나 적자보고회피유인을 가진 기업의 낙관적 보험수리적가

정이 부채비율이 낮거나 적자보고회피유인이 없는 기업의 낙관적 보험수리적가정에 비해 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 차별적인 영향을 나타낸다.

$$\begin{aligned}
 P_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 NA_{i,t} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 NPBO_{i,t} + \beta_5 PX_{i,t} \\
 & + \beta_6 DR_{i,t}(SR_{i,t}) + \beta_7 NPBO_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) \\
 & + \beta_8 PX_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) + \beta_9 LEV_{i,t} \\
 & + \beta_{10} DR_{i,t}(SR_{i,t}) * LEV_{i,t} \\
 & + \beta_{11} NPBO_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) * LEV_{i,t} \\
 & + \beta_{12} PX_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) * LEV_{i,t} + \epsilon_{i,t} \\
 & \dots\dots\dots \text{모형 (2-1)}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P_{i,t} = & \beta_1 + \beta_2 NA_{i,t} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 NPBO_{i,t} + \beta_5 PX_{i,t} \\
 & + \beta_6 DR_{i,t}(SR_{i,t}) + \beta_7 NPBO_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) \\
 & + \beta_8 PX_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) + \beta_9 LOSSAVOID_{i,t} \\
 & + \beta_{10} DR_{i,t}(SR_{i,t}) * LOSSAVOID_{i,t} \\
 & + \beta_{11} NPBO_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) * LOSSAVOID_{i,t} \\
 & + \beta_{12} PX_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) * LOSSAVOID_{i,t} \\
 & + \epsilon_{i,t} \dots\dots\dots \text{모형 (2-2)}
 \end{aligned}$$

## V. 실증분석결과

### 5.1 기술통계량

〈Table 2〉에서는 주요변수들에 대한 기초통계를 제시한다. 표에는 제시되지 않았으나 주석에 공시된 기업의 실제 적용 할인율 및 기대임금상승률의 평균(중위수)은 각각 3.2920(3.1000)과 4.4856(4.5700)으로 나타났다. 할인율의 경우 산업-연도 중위수와 의 차이 범위(-0.7300~1.4200)가 기대임금상승률

(-3.3000~3.3100)에 비해 낮은 수준으로 나타났다. 이는 할인율의 경우 보고기간 말 우량회사채 수익률을 참조하여 결정하도록 규정되어 있어 우량회사채에 대한 기준을 결정하는 것 이외에 경영자가 조정 가능한 변동 폭이 상대적으로 작은 편이기 때문으로 보인다(이영란 외 2016). 반면 기대임금상승률은 할인율과 달리 매년 산출근거를 변경하거나 임의로 설정하는 것이 쉬운 편이므로 조정 폭이 상대적으로 높다. 또한, 연금자산의 적립수준이 최소적립금 기준에 미달하는 과소적립 표본이 전체 표본의 약 49.15%를 차지하는 것으로 나타났으며, 이는 기업의 입장에서 연금자산 적립으로 인한 대규모 현금유출이 부담으로 작용하고 있음을 암시한다. 순확정급여부채를 나타내는 NPBO는 최소값이 -0.0804로 음(-)의 값을 가지고 있다. 이는 확정급여채무를 초과하는 사외적립자산을 적립한 기업(즉, 초과적립기업)이 보고하는 순확정급여자산을 의미한다. 그러나 순확정급여자산을 보고하는 기업은 전체 표본의 약 5%로 나타나 그 비중이 크지 않은 것으로 확인되었다.

〈Table 3〉에서는 보험수리적가정의 연도 및 산업별 분포 현황을 제시한다. 먼저 Panel A에서는 보험수리적가정의 산업별 분포 현황이 제시되었다. 평균적으로 가장 높은 할인율을 적용하는 산업은 운수·창고업, 가장 낮은 할인율을 적용하는 산업은 전기·가스 공급업으로 나타났다. 기대임금상승률의 경우 정보통신업에서 가장 높게 적용되고 있으며, 건설업에서 가장 낮게 적용되는 것으로 나타났다. 그러나 대부분의 산업에서 할인율과 기대임금상승률의 평균(중위수)이 3~4% 범위 내에 분포하는 것으로 나타나 산업별로 주목할 만한 차이는 발견되지 않았다. Panel B에서는 보험수리적가정의 연도별 분포 현황이 제시되었다. 평균적으로 할인율과 기대임금상승률

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

Variables	N	Mean	S.D.	Min	Median	Max
DISCDR <sub>i,t</sub>	7,698	0.0550	0.4016	-0.7300	0.0000	1.4200
DISCSR <sub>i,t</sub>	7,698	0.0582	1.3862	-3.3000	0.0000	3.3100
DR <sub>i,t</sub>	7,698	0.4810	0.4996	0	0	1
SR <sub>i,t</sub>	7,698	0.4757	0.4994	0	0	1
LEV <sub>i,t</sub>	7,698	0.4096	0.2049	0.0339	0.4107	0.8928
LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	7,698	0.0825	0.2752	0	0	1
UNFD <sub>i,t</sub>	7,698	0.4915	0.4999	0	0	1
SIZE <sub>i,t</sub>	7,698	18.9326	1.3166	16.4250	18.7167	23.1671
OPER <sub>i,t</sub>	7,698	0.0371	0.1914	-1.0403	0.0442	0.6710
CF <sub>i,t</sub>	7,698	0.0419	0.0862	-0.2470	0.0406	0.2853
Growth <sub>i,t</sub>	7,698	0.0643	0.3247	-0.6717	0.0288	1.8424
P <sub>i,t</sub>	7,698	17.5281	35.8063	0.4660	5.4200	236.50
NA <sub>i,t</sub>	7,698	17.8126	38.2173	0.2460	5.3747	247.78
NI <sub>i,t</sub>	7,698	0.9601	3.3873	-6.2698	0.2082	22.3575
NPBO <sub>i,t</sub>	7,698	0.3330	0.6862	-0.0804	0.0950	4.3510
PX <sub>i,t</sub>	7,698	0.0748	0.1554	0.0000	0.0248	1.1057

1) Variable Definition: DISCDR=DISRATE-BASEDR; DISCSR= -1\*(SALRATE-BASESR); DR=dummy variable which takes 1 if DISCDR>0, otherwise 0; SR=dummy variable which takes 1 if DISCSR>0, otherwise 0; LEV=(beginning) total liability/total asset; LOSSAVOID=dummy variable which equals 1 for firms with loss-avoid incentive, and 0 otherwise; UNFD=dummy variable which equals 1 for under-funded firm, and 0 for over-funded firm; SIZE=log(beginning total asset); OPER=(beginning)operating income/sales; CF=(beginning) operating cash flow/total asset; Growth=(changes in sales between time t and t-1)/sales at t-1; P=the price of common stock; NA=(non-pension) net asset per stock; NI=(non-pension) net income per stock; NPBO=net pension liability per stock; PX=pension expense per stock.

이 가장 높게 적용된 연도는 2011년, 가장 낮게 적용된 연도는 2018년으로 나타났으나 연도별로 주목할 만한 차이는 발견되지 않았다. 그러나 동일 산업·연도 내 보험수리적가정의 분포는 할인율의 경우 최소 2.06%에서 최대 5.62%, 기대임금상승률의 경우 최소 1.1%에서 최대 8.1%로 나타나 보험수리적가정의 분포 범위가 넓은 것으로 볼 수 있다. 이는 동일 산업·연도 내에서도 개별기업의 보험수리적가정은 기업이 처한 재무상황 또는 경영자의 주관적 판단에 따라 판이하게 결정되고 있음을 의미한다.

〈Table 4〉에서는 전체 표본을 보험수리적가정을

낙관적으로 결정한 집단(재량집단)과 비교집단(비재량집단)으로 구분하여, 두 집단 간 주요변수들의 차이를 비교하기 위한 t-test 및 z-test 시행 결과를 제시한다. 먼저 Panel A에서는 할인율을 기준으로 분류된 집단 간 차이분석 결과를 제시한다. 재량집단은 산업·연도 중위수보다 더 높은 할인율을 적용하는 표본들로 구성되며, 이들의 부채비율은 z-test 결과에 한해서만 비교집단에 비해 10% 수준에서 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이는 제한적이거나 높은 부채비율이 할인율을 증가시키는 유인이 될 수 있음을 의미한다. 또한 재량집단의 연금자산 과소적

〈Table 3〉 Descriptive Statistics for Actuarial Assumption by Year-Industry

Panel A. by Industry

Industry	N	Discount rate				Expected Salary Growth rate			
		Mean	Med	Min	Max	Mean	Med	Min	Max
Manufacturing	5,191	3.28	3.10	2.06	5.62	4.46	4.55	1.10	8.10
Service	740	3.31	3.14	2.06	5.62	4.65	4.82	1.10	8.10
Wholesale & Retail Trade	562	3.27	3.03	2.06	5.62	4.48	4.50	1.10	8.10
Construction	242	3.32	3.12	2.06	5.62	4.02	4.04	1.10	6.97
Information & Communication	647	3.27	3.09	2.06	5.50	4.69	4.99	1.10	8.10
Transportation	119	3.58	3.47	2.06	5.62	4.03	4.22	1.10	7.78
Electricity, Gas & Water Supply	197	3.33	3.12	2.06	5.62	4.40	4.50	1.10	6.97

Panel B. by Year

Year	N	Discount rate				Expected Salary Growth rate			
		Mean	Med	Min	Max	Mean	Med	Min	Max
2011	947	4.59	4.50	3.36	5.62	4.92	5.00	1.10	8.10
2012	950	3.71	3.59	2.80	5.62	4.80	5.00	1.10	8.10
2013	947	4.01	3.96	2.06	5.62	4.74	5.00	1.10	8.10
2014	958	3.01	2.94	2.06	5.40	4.50	4.82	1.10	8.10
2015	975	2.65	2.60	2.06	5.60	4.32	4.47	1.10	8.10
2016	981	2.66	2.63	2.06	5.62	4.21	4.11	1.10	8.10
2017	996	3.06	3.03	2.06	5.62	4.20	4.07	1.10	8.10
2018	944	2.65	2.60	2.06	5.62	4.14	4.00	1.10	8.10

립 비중이 54.67%로 비교집단에 비하여 유의하게 높은 것으로 나타나 연금자산의 과소적립이 할인율을 증가시키는 유인으로 작용할 가능성을 보여준다. 적자보고회피유인의 경우 재량집단과 비재량집단 간에 유의한 차이가 발견되지 않았다.<sup>26)</sup> 그러나 이는 단변량 분석결과에 지나지 않으므로 할인율의 증가에 있어 적자보고회피유인이 미치는 영향을 판단하

기에는 시기상조이다.

다음으로 Panel B에서는 기대임금상승률을 기준으로 분류된 집단 간 차이분석 결과를 제시한다. 재량집단은 산업-연도 중위수보다 더 낮은 기대임금상승률을 적용하는 표본들로 구성되며 이들의 부채비율과 적자보고회피유인<sup>27)</sup>은 비교집단에 비해 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이는 기업이 부채비율

26) LOSSAVOID는 ROA의 분포가  $0 < ROA < 0.01$ 에 해당하는 경우 적자회피보고유인이 있다고 정의한 변수에 대한 t-test 결과를 제시하고 있다. 표로 제시하지는 않았으나 적자회피보고유인을  $0 < ROA < 0.015$ ,  $0 < ROA < 0.02$ 의 분포로 정의한 경우에도 집단 간 유의한 차이는 발견되지 않았다. 다만, 적자보고회피유인을  $0 < ROA < 0.005$ 의 분포로 정의한 경우에 한하여 재량집단(0.0389)과 비재량집단(0.0300)간 5% 수준에서 유의한 차이( $t = -2.1236$ )가 나타났다.

27) 표로 제시하지는 않았으나 적자회피보고유인을  $0 < ROA < 0.005$ ,  $0 < ROA < 0.015$ ,  $0 < ROA < 0.02$ 의 분포로 정의한 경우에도 각각의 분포에서 재량집단(0.0385, 0.1434, 0.1888)과 비재량집단(0.0310, 0.1126, 0.1577)간 유의한 차이( $t = -1.8046, -4.0585, -3.6085$ )가 확인되었다.

〈Table 4〉 Comparing Groups for Statistical Differences

Panel A. Grouped by Discount rate

Variables	Discretionary (N=3,703)	Non-discretionary (N=3,995)	t-test	z-test
LEV <sub>i,t</sub>	0.4133	0.4061	-1.5366	-1.692*
LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	0.0870	0.0778	-1.4656	1.466
UNFD <sub>i,t</sub>	0.5467	0.5228	-2.1094**	-2.109**
SIZE <sub>i,t</sub>	19.0721	18.7995	-9.0867***	-6.196***
OPER <sub>i,t</sub>	0.0354	0.0353	-0.0061	-1.568
CF <sub>i,t</sub>	0.0415	0.0421	0.3249	-0.973
Growth <sub>i,t</sub>	0.0673	0.0615	-0.7905	-2.215**
P <sub>i,t</sub>	20.4546	14.7278	-7.1007***	-8.896***
NA <sub>i,t</sub>	20.6713	15.1745	-6.3373***	-7.901***
NI <sub>i,t</sub>	1.2102	0.7277	-6.2764***	-6.333***
NPBO <sub>i,t</sub>	0.3766	0.2926	-5.3936***	-4.748***
PX <sub>i,t</sub>	0.0850	0.0653	-5.5811***	-8.712***

Panel A. Grouped by Expected Salary Growth Rate

Variables	Discretionary (N=3,662)	Non-discretionary (N=4,036)	t-test	z-test
LEV <sub>i,t</sub>	0.4134	0.4052	-1.7550*	-1.483
LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	0.0953	0.0718	-3.7271***	-3.724***
UNFD <sub>i,t</sub>	0.5481	0.5209	-2.4019***	-2.401***
SIZE <sub>i,t</sub>	18.8944	18.9636	2.2932**	2.747***
OPER <sub>i,t</sub>	0.0270	0.0429	3.4801***	7.100***
CF <sub>i,t</sub>	0.0364	0.0468	5.1887***	5.948***
Growth <sub>i,t</sub>	0.0580	0.0700	1.6246	3.362***
P <sub>i,t</sub>	16.5607	18.3253	2.1805**	6.075***
NA <sub>i,t</sub>	17.2340	18.3547	1.2883	6.289***
NI <sub>i,t</sub>	0.7644	1.1376	4.8469***	8.718***
NPBO <sub>i,t</sub>	0.2950	0.3675	4.6439***	6.990***
PX <sub>i,t</sub>	0.0695	0.0796	2.8707***	8.359***

1)\*, \*\*, \*\*\* represent 10%, 5% and 1% significance respectively.

2) Variable definition: refer to 〈Table 2〉.

을 감소시키거나 적자보고를 회피하기 위해 이익을 상향조정하려는 목적으로 기대임금상승률을 낮게 추정할 가능성이 있음을 암시한다. 또한 재량집단의

연금자산 과소적립 비중이 54.81%로 비교집단에 비해 유의하게 높은 것으로 나타나 연금자산의 과소적립이 기대임금상승률의 감소 유인이 될 수 있음을

〈Table 5〉 Pearson and Spearman Correlation

Panel A. Variables for Model(1-1)&(1-2)									
Variables	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)	8)	9)
<sup>1)</sup> DR <sub>i,t</sub>	1.000	0.216	0.953	0.034	0.051	0.176	0.022	0.017	0.031
<sup>2)</sup> SR <sub>i,t</sub>	0.066	1.000	0.040	0.019	0.045	-0.037	-0.076	-0.075	-0.041
<sup>3)</sup> LEV <sub>i,t</sub>	0.013	0.040	1.000	0.028	0.235	0.177	-0.176	-0.112	-0.015
<sup>4)</sup> LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	0.014	0.045	0.062	1.000	0.044	0.072	-0.007	-0.052	0.010
<sup>5)</sup> UNFD <sub>i,t</sub>	0.051	0.045	0.235	0.044	1.000	-0.149	-0.177	-0.141	0.007
<sup>6)</sup> SIZE <sub>i,t</sub>	0.176	-0.037	0.177	0.072	-0.149	1.000	0.238	0.097	-0.045
<sup>7)</sup> OPER <sub>i,t</sub>	0.022	-0.076	-0.176	-0.007	-0.177	0.238	1.000	0.424	-0.089
<sup>8)</sup> CF <sub>i,t</sub>	0.017	-0.075	-0.112	-0.052	-0.141	0.097	0.424	1.000	-0.074
<sup>9)</sup> Growth <sub>i,t</sub>	0.031	-0.041	-0.015	0.010	0.007	-0.045	-0.089	-0.074	1.000

  

Panel B. Variables for Model(2)&(3)							
Variables	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)
<sup>1)</sup> P <sub>i,t</sub>	1.000	0.216	0.953	0.034	0.491	-0.024	-0.039
<sup>2)</sup> NA <sub>i,t</sub>	0.669	1.000	-0.040	0.019	0.711	0.020	-0.017
<sup>3)</sup> NI <sub>i,t</sub>	0.599	0.724	1.000	0.028	0.532	-0.017	-0.052
<sup>4)</sup> NPBO <sub>i,t</sub>	0.262	0.447	0.279	1.000	0.509	-0.036	-0.068
<sup>5)</sup> PX <sub>i,t</sub>	0.491	0.711	0.532	0.509	1.000	-0.018	-0.048
<sup>6)</sup> DR <sub>i,t</sub>	-0.024	0.020	-0.017	-0.036	-0.018	1.000	0.798
<sup>7)</sup> SR <sub>i,t</sub>	-0.039	-0.017	-0.052	-0.068	-0.048	0.798	1.000

1) Variable definition: refer to 〈Table 2〉.

보여준다. 또한 경영성과, 수익성, 현금흐름, 성장성 등 재무환경을 반영하는 변수들의 수준도 재량집단이 비교집단에 비해 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 기업의 재무환경이 어려울수록 기대임금상승률이 낮게 추정됨을 의미한다.

〈Table 5〉에서는 주요변수들 간 상관관계 분석결과를 제시한다. 표의 좌측 하단에서는 Pearson 상관관계를, 우측 상단에서는 Spearman 상관관계 분석결과를 제시하였다. 먼저 Panel A에서는 모형(1-1)과 모형(1-2)의 변수들 간 상관관계 분석결과를 제시한다. 여기서 지면상 각 보험수리적가정에 대한 비재량적 결정요인으로 간주된 외생변수들은

제외하고 모형(1-1)과 모형(1-2)에 공통적으로 제시된 변수들을 대상으로 한 상관관계 분석결과를 제시하였다. 부채비율과 적자보고회피유인은 예상과 같이 보험수리적가정의 낙관적 결정과 유의한 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 즉, 기업의 부채비율이 높거나 적자보고회피유인이 존재하는 경우 보험수리적가정을 보다 낙관적으로 추정하는 경향이 있음을 의미한다. Panel B에서는 모형(2)의 변수들 간 상관관계 분석결과를 제시한다. 통상적으로 기업의 순자산과 순이익은 증가와 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타난 가운데, 연금부채와 연금비용 또한 증가와 양(+)의 관련성을 나타냈다. 이

는 연금항목이 일반적인 부채나 비용의 성격과는 달리 인적자원의 창출가치를 반영하는 무형자산적 성격을 가진다는 선행연구의 주장과 일관된다. 그러나 이 또한 단변량 분석에 지나지 않으므로 이를 근거로 결과를 예단하기는 어렵다.

## 5.2 회귀분석 결과

### 5.2.1 보험수리적가정의 결정 요인

본 연구에서는 선행연구의 결과에 근거하여 보험수리적가정의 재량적 결정요인으로 부채비율과 적자보고회피유인을 가정하였다. 부채비율이 높거나 손실보고 위험에 처해있는 기업은 보험수리적가정을 보다 낙관적으로 추정함으로써 확정급여채무와 퇴직급여를 낮게 산정하여 부채 및 이익수준을 유리하게 조정할 수 있기 때문이다.

〈Table 6〉에서는 모형(1-1)과 모형(1-2)의 로지스틱분석 결과를 제시한다. 1열에서는 할인율의 낙관적 결정 여부를 나타내는 더미변수인 DR을 종속변수로 하는 모형(1-1)의 분석결과를, 2열에서는 기대임금상승률의 낙관적 결정 여부를 나타내는 더미변수인 SR을 종속변수로 하는 모형(1-2)의 분석결과를 제시한다. 분석결과, 부채비율(LEV)은 SR에 대해서만 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 부채비율이 높은 기업의 경영자가 기대임금상승률을 보다 낮게 적용함으로써 확정급여채무를 감소시켜 기업의 부채비율을 낮추고자 하는 경향이 있음을 보여주는 결과이다. 그러나 할인율의 경우 LEV의 회귀계수가 유의한 값

을 나타내지 않았다. 이러한 결과는 부채비율이 높은 기업의 경영자가 부채비율을 낮추고자 할 때 할인율 보다는 기대임금상승률을 적극적으로 이용할 가능성을 보여준다.

적자보고회피유인(LOSSAVOID)의 경우 SR과 DR에 대하여 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.<sup>28)</sup> 이는 손실보고 회피가 의심되는 기업, 즉, 순이익이 0보다 약간 상회하는 구간에 분포된 기업들이 보험수리적가정을 보다 낙관적으로 적용함으로써 퇴직급여원가를 낮게 산정하여 기업의 이익수준을 높이려는 경향이 있음을 보여주는 결과이다. 한편 SR에 대한 LOSSAVOID의 계수는 0.3134로 1% 수준에서 유의한데 반해 DR에 대한 LOSSAVOID의 계수는 0.1757로 10% 수준에서 유의한 값을 나타냈다. 이 또한 적자보고회피유인을 가진 경영자가 이익을 상향조정함에 있어 할인율 보다는 기대임금상승률을 더욱 적극적으로 이용할 가능성을 보여준다.

이 같은 결과는 우량회사채의 시장수익률을 참조하도록 규정되어 경영자가 조정할 수 있는 변동 폭이 크지 않은 할인율에 비해, 기대임금상승률은 기업 내부적으로 산출되어 경영자의 재량이 개입할 수 있는 여지가 더 큰 편이기 때문으로 해석할 수 있다. 이는 경영자가 이익조정의 동기를 가지는 경우 검증 가능성이 낮으면서 경영자의 재량이 개입될 여지가 높은 항목을 적극적으로 이용한다는 선행연구의 결과와 일관된다(문현주 2005; 손성규와 염지인 2011). 그럼에도 결론적으로 〈Table 6〉에서 제시된 분석결과는 경영자가 부채비율의 감소 및 이익의 상향조정과 같은 기회주의적 보고유인에 의하여 보험수리적

28) 표로 제시하지는 않았으나 적자회피보고유인을  $0 < ROA < 0.005$ ,  $0 < ROA < 0.015$ ,  $0 < ROA < 0.02$ 의 분포로 정의한 경우에도 질적으로 유사한 결과를 나타냈다.

<Table 6> Decision Incentives for Actuarial Assumption

Variables	DR <sub>i,t</sub>	SR <sub>i,t</sub>
<i>intercept</i>	-1.2252***	12.4539**
LEV <sub>i,t</sub>	-0.0286	0.3273***
LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	0.0315*	0.2253***
UNFD <sub>i,t</sub>	0.0113	0.2012***
SIZE <sub>i,t</sub>	0.0598***	-0.0826***
OPER <sub>i,t</sub>	-0.0000	-0.0019*
CF <sub>i,t</sub>	-0.0464	-1.0191***
Growth <sub>i,t</sub>	0.0491***	-0.1683***
CorpBond <sub>i,t</sub>	0.0359***	
Inflation <sub>i,t</sub>		-0.0207
Duration <sub>i,t</sub>		-0.0081***
AverWage <sub>i,t</sub>		-0.0467***
EmpNum <sub>i,t</sub>		0.0373*
MinWage <sub>i,t</sub>		0.0001*
LPI <sub>i,t</sub>		-0.0491**
NWI <sub>i,t</sub>		-5.2895***
Year dummy	Included	Included
Indus dummy	Included	Included
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0384	0.0303
N	7,698	7,698

1)\*, \*\*, \*\*\* represent 10%, 5% and 1% significance respectively.

2) Variable definition: refer to <Table 2>.

가정을 재량적으로 결정할 가능성을 나타내고 있어 가설1을 지지한다.<sup>29)</sup>

그 외 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되어 통제된 변수들을 살펴보면, 기업의 수

익률이나 현금흐름 수준이 낮을수록 보험수리적가정을 낙관적으로 추정하는 것으로 나타났다. 더불어 성장성이 높은 기업일수록 할인율과 기대임금상승률이 높게 추정되는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이

29) 그러나 부채비율 또는 적자보고회피유인과 기대임금상승률 간의 상관관계는 노동시장 내에서 나타나는 종업원들의 임금 교섭력(bargaining power)에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 선행연구에서는 노동시장에서 기업부채의 증가가 기업의 고용위험을 증가시키므로 종업원들은 기업의 부채비율이 높은 경우 위험에 대한 보상 차원에서 사전적으로(ex ante) 더 많은 임금을 요구한다는 주장이 제기된 바 있다(Titman 1984; Berk et al. 2010; Chemmanur et al. 2013). 반면 Perroti and Spier(1993)는 부채비율이 임금수준에 미치는 사후적인 영향(ex post effect)에 초점을 맞추어, 기업의 당기 이익수준이 낮고 종업원의 임금을 보장하기 위해서 추가적인 투자활동이 필수적인 경우 경영자는 부채비율을 전략적으로 이용하여 종업원의 임금 축소(wage reduction)를 야기한다고 주장하였다. 이와 같이 부채비율이 높을수록 임금수준이 낮아지는 현상은 특히 재무적 곤경(financial distress)에 처해있는 기업에서 나타나고 있다(Chemmanur et al. 2013). 따라서 부채비율이 높거나 적자보고회피유인을 가진 기업에서 기대임금상승률이 상대적으로 낮게 추정되는 경향은 본 연구의 주장과 같이 부채비율 및 이익수준을 조정하기 위한 경영자의 재량에 의한 것일 수도 있으나, 이와는 달리 기업의 부채수준과 재무적 곤경 등의 재무상태에 따른 종업원의 임금교섭력의 영향으로 인한 임금수준의 변화를 나타내고 있을 가능성을 배제할 수는 없다.

는 기업이 처한 재무상황이 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 또한 연금자산이 과소적립 상태인 기업에서 기대임금상승률을 낙관적으로 추정하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 그러나 연금자산이 과소적립 상태인 기업에서 할인율을 낙관적으로 추정하는 경향은 유의하게 나타나지 않았는데, 이 또한 할인율에 비해 기대임금상승률이 더욱 적극적인 이익조정 수단으로 이용되고 있음을 암시한다.

한편 보험수리적가정의 비재량적 결정요인으로 제시된 변수들이 보험수리적가정의 수준에 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같다. 할인율의 경우 우량회사채 시장수익률로 측정된 CorpBond와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 할인율을 추정하는 과정에서 기준서 상 명시된 바와 같이 우량회사채의 시장수익률을 고려하고 있음을 암시한다. 기대임금상승률의 경우 직원 수가 많을수록 또는 최저임금수준이 높을수록 낮아지는 경향이 있는 반면, 근로자의 평균근속연수, 평균급여수준, 노동생산성증가율, 명목임금상승률이 높을수록 기대임금상승률이 높아지는 경향이 있는 것으로 나타났다.

### 5.2.2 보험수리적가정의 재량적 결정이 연금회계 정보 가치관련성에 미치는 영향

전술한 가설1의 검증 결과는 기업의 보험수리적가정이 경영자의 기회주의적 보고 유인에 의하여 재량적으로 결정될 가능성이 존재함을 보여준다. 이는 보험수리적가정의 작은 변동에도 기업의 재무상태와 경영성과에 미치는 영향이 큰 한편 추정과정의 복잡함과 경영자의 재량 개입 여지가 크다는 점을 이유로 경영자의 이익조정 수단으로 이용될 가능성을 제기한

선행연구(Scholes and Wolfson 1992; Godwin et al. 1996; Bergstresser et al. 2006; An et al. 2014)를 지지하는 결과이다.

본 연구에서는 이와 같이 경영자가 이익조정의 목적으로 보험수리적가정을 재량적으로 결정한다면 이를 근거로 산정된 연금회계정보는 기업이 처한 경제적 실질을 반영하기 보다는 경영자의 사적 유인에 의해 유리하게 산정되었을 가능성이 높을 것으로 예측하였다. 보험수리적가정의 변경은 확정급여채무와 퇴직급여원가의 산정에 직접적인 영향을 미치게 되므로 경영자가 보험수리적가정을 낙관적으로 추정하는 경우 연금부채 및 비용은 실제보다 낮게 산정된다. 따라서 기회주의적 보고유인에 의한 보험수리적가정의 재량적 결정은 연금회계의 정보가치에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

〈Table 7〉에서는 가설2를 검증하기 위한 모형(2)의 회귀분석 결과를 제시한다. 표의 1열에서는 가설 검증에 앞서 본 연구의 관심변수인 결합변수들이 포함되지 않은 모형을 이용한 연금회계정보의 가치평가 결과를 제시한다. 2열에서는 관심변수를 연금회계정보와 DR의 결합변수로, 3열에서는 연금회계정보와 SR의 결합변수로 설정하여 분석한 결과를 제시한다. 모든 분석을 진행함에 있어 표본선택 편의로 인한 오류를 통제하기 위해 모형(1-1)과 모형(1-2)의 로지스틱 분석을 통해 추정된 IMR 변수를 각각 DR과 SR을 관심변수로 설정한 모형의 통제변수로 추가하였다.

표의 1열에서 제시된 연금회계정보의 가치관련성 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 비연금성 순자산과 순이익은 주가와 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 기업의 순자산과 순이익은 미래 경제적 효익의 유입 가능성이 높아 주가를 상승시키는 긍정적 요소로 인식되고 있음을 의미한다. 표에

(Table 7) The Effect of Discretionary Actuarial Assumption on the Value Relevance of Pension Information

Variables	(1)	(2)	(3)
	-	DR <sub>i,t</sub>	SR <sub>i,t</sub>
<i>intercept</i>	9.1965***	11.1342	11.4601***
NA <sub>i,t</sub>	0.7197***	0.6771***	0.7452***
NI <sub>i,t</sub>	3.4922***	3.4507***	3.3777***
NPBO <sub>i,t</sub>	-4.0352***	-5.9272***	-9.8520***
PX <sub>i,t</sub>	18.8578***	33.6641***	20.9909***
DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )		-4.7123***	-2.2323
NPBO <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )		2.1049**	9.1918***
PX <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )		-2.0216*	-15.5106*
IMR		49.5803***	-10.5540***
Year dummy	Included	Included	Included
Indus dummy	Included	Included	Included
adj. R <sup>2</sup>	0.3275	0.3301	0.3335
N	7,698	7,698	7,698

1)\*, \*\*, \*\*\* represent 10%, 5% and 1% significance respectively.

2) Variable definition: refer to (Table 2).

는 제시되지 않았으나 순자산을 총자산과 총부채로 나누어 분석한 결과 자산은 증가와 양(+)의 관련성을, 부채는 음(-)의 관련성을 나타냈다. 이는 부채가 미래 기업의 경제적 효익의 유출 가능성이 높아 주가를 하락시키는 부정적 요소로 인식됨을 의미한다. 다음으로 연금항목의 가치관련성 분석결과를 살펴보면 연금부채는 증가와 음(-)의 관련성을,<sup>30)</sup> 연금비용은 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 확정급여부채가 향후 종업원의 퇴직시점에 퇴직금 지급을 위하여 기업이 부담해야 할 채무적 성

격을 가짐을 의미한다. 반면 퇴직급여는 일반적인 비연금성 비용의 소비적인 성격을 가지기 보다는 종업원의 근무용역으로 인해 창출된 경제적 효익과 인적자본의 가치를 대변하는 것으로 해석된다.<sup>31)</sup>

다음으로 보험수리적가정의 재량적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 검증하기 위한 모형(2)의 분석결과는 (Table 7)의 2열과 3열에 제시되었다. 관심변수(NPBO<sub>i,t</sub>\*DR<sub>i,t</sub>(SR<sub>i,t</sub>), PX<sub>i,t</sub>\*DR<sub>i,t</sub>(SR<sub>i,t</sub>))의 계수는 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금 회계정보 가치관련성에 미치는 차별적인 영향

30) 표에는 제시되지 않았으나 확정급여부채를 사외적립자산과 확정급여채무로 구분하여 분석한 결과 사외적립자산은 증가와 양(+)의 관련성을 나타냈다. 이는 연금자산이 기업이 종업원 퇴직시점에 퇴직금 지급 능력을 확보하기 위하여 독립적인 기금에 적립해 둔 기업의 자산으로 평가됨을 의미한다.

31) K-IFRS의 변경된 퇴직급여제도는 과거 제공된 근무용역에 대한 대가 뿐 아니라 미래 제공될 근무용역가치의 상승효과까지 퇴직급여의 가치평가에 반영하도록 규정하고 있으며, 기업은 실제 종업원 급여와 교환하여 제공된 근무용역으로 인해 발생하는 경제적효익을 소비하는 시점에 퇴직급여를 인식한다.

을 나타내고 있다. 먼저 2열에서 제시된 DR과의 결합변수를 이용한 분석결과에서는 할인율을 중위수보다 높게 적용한 기업의 연금정보 가치관련성이 비교집단에 비해 상대적으로 저하되는 현상이 발견되었다. 또한 이러한 현상은 3열에서 제시된 SR과의 결합변수를 이용한 분석결과에서도 동일하게 나타났다. 즉, 기대임금상승률을 중위수보다 낮게 적용한 기업의 연금정보 가치관련성이 비교집단에 비해 상대적으로 저하되는 것으로 확인되었다. 이와 같은 결과는 경영자가 기회주의적 보고유인에 의해 낙관적으로 결정한 보험수리적가정이 연금회계정보의 가치관련성을 저하시킬 가능성을 보여주며 가설2를 지

지한다. 그러나 기회주의적 유인에 의한 할인율의 재량적 결정은 기대임금상승률에 비해 낮은 것으로 나타난 만큼 할인율의 낙관적 결정이 연금정보의 가치관련성에 미치는 부정적 영향 또한 상대적으로 적은 것으로 나타났다.

〈Table 8〉에서는 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향이 기업의 부채비율에 따라 차별적으로 나타나는지를 검증한다. 앞서 가설1의 검증결과 부채비율이 높은 기업에서 기대임금상승률을 낮게 추정하는 경향이 있는 것으로 발견되었으나, 할인율에 대해서는 주목할 만한 현상이 발견되지 않았다. 이는 경영자가 기대

〈Table 8〉 Differential Effect of Discretionary Actuarial Assumption on the Value Relevance of Pension Information by Leverage Level

Variables	(1)DR <sub>i,t</sub>	(2)SR <sub>i,t</sub>
<i>intercept</i>	6.4071	7.7065
NA <sub>i,t</sub>	0.6916***	0.7697***
NI <sub>i,t</sub>	3.5239***	3.3723***
NPBO <sub>i,t</sub>	-6.4395***	-10.8329***
PX <sub>i,t</sub>	40.7182*	36.1529***
DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	-3.3659	-5.6224**
NPBO <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	2.3457**	8.8576***
PX <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	17.9600	-29.4858*
LEV <sub>i,t</sub>	3.7020	3.7599
DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*LEV <sub>i,t</sub>	-15.5371***	-2.5017*
NPBO <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*LEV <sub>i,t</sub>	5.6837	1.9912**
PX <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*LEV <sub>i,t</sub>	-3.5511	18.8903
IMR	50.6290***	-13.0364***
Year dummy	Included	Included
Indus dummy	Included	Included
adj. R <sup>2</sup>	0.3314	0.3350
N	7,698	7,698

1) \*, \*\*, \*\*\* represent 10%, 5% and 1% significance respectively.

2) Variable definition: refer to 〈Table 2〉.

임금상승률을 부채비율을 감소시키려는 수단으로 이용할 수 있음을 보여준다. 따라서 기대임금상승률의 낙관적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 부정적 영향은 부채비율이 높을수록 더욱 크게 나타날 것으로 예상된다. 2열에 제시된 기대임금상승률을 대상으로 한 분석결과에서는 기대임금상승률의 낙관적 결정으로 인한 확정급여채무의 가치관련성 저하현상이 부채비율이 높을수록 더욱 크게 나타나는 것으로 확인되었다. 이는 부채비율이 높은 기업에서 확정급여채무를 감소시켜 부채비율을 조정하려는 유인에 의해 기대임금상승률을 재량적으로 결정함으로써, 이를 적용하여 산출한 확정급여채무의 가치관련성이 저하되었음을 보여준다. 이는 가설2-1을 지지하는 결과이다. 한편 1열에 제시된 할인율을 대상으로 한 분석결과에서는 부채비율에 따른 차별적 영향이 발견되지 않았다. 이는 할인율이 부채비율의 감소 수단으로 이용될 가능성이 낮음을 재차 확인해주는 결과이다.<sup>32)</sup>

〈Table 9〉에서는 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향이 적자보고회피유인을 가진 집단과 그렇지 않은 집단 간 차별적으로 나타나는지를 검증한다. 앞서 가설1의 검증결과 적자보고회피유인이 존재하는 기업에서 할인율 및 기대임금상승률을 낙관적으로 결정하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 할인율

및 기대임금상승률을 이익을 상향조정하기 위한 수단으로 이용할 수 있음을 보여준다. 따라서 할인율 및 기대임금상승률의 낙관적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 부정적 영향은 적자보고회피유인이 존재하는 집단에서 더욱 두드러지게 나타날 것으로 예상된다. 분석결과 할인율과 기대임금상승률 모두 적자보고회피유인이 존재하는 집단에서 보험수리적가정의 낙관적 결정으로 인한 퇴직급여의 가치관련성 저하현상이 나타나는 것으로 확인되었다. 이는 특히 적자보고가 우려되는 기업의 경영자가 퇴직급여를 감소시켜 이익을 상향조정 하고자 보험수리적가정을 재량적으로 결정함으로써, 이를 적용하여 산출한 퇴직급여원가의 가치관련성이 저하되었음을 보여준다. 이는 가설2-2를 지지하는 결과이다.<sup>33)</sup>

이상의 연구결과는 보험수리적가정이 기업의 기회주의적 보고유인에 의해 재량적으로 결정될 수 있으며, 이로 인해 보험수리적가정을 근거로 산정되는 연금회계정보의 가치관련성이 저하될 수 있음을 보여준다. 추가적으로 연구결과에 강건성을 더하기 위하여 모형(1)과 모형(2)의 더미변수(DR, SR)를 연속변수(DISCSR, DISCSR)로 대체하여 분석을 재차 수행하였다. 표로는 제시하지 않았으나 연속변수로 대체한 분석결과 또한 앞서 제시된 주요결과와 질적으로 유사함을 확인하였다.

32) 그러나 이와 같은 결과는 3중 결합변수의 사용으로 인하여 주요효과(main effect)와 한계효과(marginal effect)를 계산하기가 어렵다는 문제점을 가지므로 결과를 해석함에 있어 주의를 요한다. 이와 같은 문제점을 보완하기 위하여 본 연구에서는 부채비율을 기준으로 표본을 부채비율이 중위수보다 높은 집단(HIGH)과 낮은 집단(LOW)으로 구분하여 각 집단별로 모형(2)를 실증분석한 결과를 비교하였다. 이 경우 3중 결합변수가 사용되지 않아 모형(2-1)의 분석에서 발생할 수 있는 문제점으로부터 자유로울 수 있다. 표로 제시하지는 않았으나 이와 같은 방법으로 분석한 결과는 〈Table 8〉에 제시된 분석결과와 질적으로 유사한 것으로 확인되었다.

33) 이 경우에도 마찬가지로 3중 결합변수의 사용으로 인하여 주요효과(main effect)와 한계효과(marginal effect)를 계산하기가 어렵다는 문제점을 가지므로 결과를 해석함에 있어 주의를 요한다. 이와 같은 문제점을 보완하기 위하여 본 연구에서는 LOSSAVOID 변수가 1의 값을 가지는 집단과 0의 값을 가지는 집단으로 구분하여 각 집단별로 모형(2)를 실증분석한 결과를 비교하였다. 이 경우 3중 결합변수가 사용되지 않아 모형(2-2)의 분석에서 발생할 수 있는 문제점으로부터 자유로울 수 있다. 표로 제시하지는 않았으나 이와 같은 방법으로 분석한 결과는 〈Table 9〉에 제시된 분석결과와 질적으로 유사한 것으로 확인되었다.

〈Table 9〉 Differential Effect of Discretionary Actuarial Assumption on the Value Relevance of Pension Information by Loss Avoidance

Variables	(1)DR <sub>i,t</sub>	(2)SR <sub>i,t</sub>
<i>intercept</i>	10.6717	11.8421
NA <sub>i,t</sub>	0.6969***	0.7481***
NI <sub>i,t</sub>	3.4408***	3.3287***
NPBO <sub>i,t</sub>	-9.5979***	-9.7770***
PX <sub>i,t</sub>	52.1654***	48.3052***
DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	-2.3541*	-2.3136
NPBO <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	8.9575***	9.1088***
PX <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	-13.0976	-13.1541
LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	-3.1780	-2.0741
DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	-0.1383	-1.1090
NPBO <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	3.8883	4.2564
PX <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*LOSSAVOID <sub>i,t</sub>	-20.9498*	-21.1065*
IMR	48.6820***	-9.7976***
Year dummy	Included	Included
Indus dummy	Included	Included
adj. R <sup>2</sup>	0.3348	0.3335
N	7,698	7,698

1) \*, \*\*, \*\*\* represent 10%, 5% and 1% significance respectively.

2) Variable definition: refer to 〈Table 2〉.

### 5.3 추가 분석

본 절에서는 보험수리적가정의 낙관적 결정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 부정적 영향이 보험수리적가정의 변동에 대한 확정급여채무의 민감도(이하 민감도)가 높을수록 더욱 심화되어 나타날 것으로 예상하였다. 민감도는 보험수리적가정의 1% 변동으로 인한 확정급여채무의 변동 비율을 나타낸다. 민감도가 높을수록 보험수리적가정을 이용하여 부채비율의 감소나 보고이익의 상향조정 목적을 달성하기 위한 보다 효과적인 여건이 조성된다(이영란 외 2016). 따라서 보고유인을 가진 경영자가 보험

수리적가정을 재량적으로 결정할 가능성은 민감도가 높을수록 더욱 클 것으로 예상되며, 이에 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 부정적 영향 또한 민감도가 높을수록 더욱 크게 나타날 것으로 예상된다.

이를 검증하기 위해서는 민감도 정보가 필수적으로 요구되나 2012년까지는 민감도 정보의 공시가 의무화되지 않았으므로 공시 표본수가 제한적이다. 따라서 민감도 정보를 공시하지 않은 표본을 제외한 나머지 5,710 기업-연도 관찰치를 대상으로 연구를 진행하였다. 아래 모형(3)에서는 낙관적인 보험수리적가정이 민감도에 따라 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 증분적인 영향을 분석하기 위하여 모형(2)의

결합변수에 민감도 변수를 한 번 더 결합한 삼중 결합변수를 관심변수로 설정하였다. 할인율의 민감도 (SENDR)와 기대임금상승률의 민감도(SENSR)는 주석에 공시된 민감도 정보를 수작업으로 수집하였으며<sup>34)</sup> 삼분위수로 측정하여 분석에 이용하였다.

$$P_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 NA_{i,t} + \beta_3 NI_{i,t} + \beta_4 NPBO_{i,t} + \beta_5 PX_{i,t} + \beta_6 DR_{i,t}(SR_{i,t}) + \beta_7 NPBO_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) + \beta_8 PX_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) + \beta_9 SENDR_{i,t}(SENSR_{i,t}) + \beta_{10} DR_{i,t}(SR_{i,t}) * SENDR_{i,t}(SENSR_{i,t})$$

$$+ \beta_{11} NPBO_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) * SENDR_{i,t}(SENSR_{i,t}) + \beta_{12} PX_{i,t} * DR_{i,t}(SR_{i,t}) * SENDR_{i,t}(SENSR_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \dots \dots \dots \text{모형 (3)}$$

SENDR<sub>i,t</sub> : 할인율 1% 증가에 대한 확정급여채무의 민감도 (삼분위수);

SENSR<sub>i,t</sub> : 기대임금상승률 1% 감소에 대한 확정급여채무의 민감도 (삼분위수);

표로는 제시하지 않았으나 민감도 변수의 기초통계를 살펴보면 할인율이 1% 증가함에 따라 확정급

<Table 10> The Role of Sensitivity on the Effect of Discretionary Actuarial Assumption on the Value Relevance of Pension Information

Variables	DR <sub>i,t</sub> , SENDR <sub>i,t</sub>	SR <sub>i,t</sub> , SENSR <sub>i,t</sub>
<i>intercept</i>	5.4260	9.9076
NA <sub>i,t</sub>	0.6671***	0.7104***
NI <sub>i,t</sub>	4.0207***	3.7355***
NPBO <sub>i,t</sub>	-5.6638***	-4.7671***
PX <sub>i,t</sub>	17.0844***	16.0295***
DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	0.2830	-1.5335
NPBO <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	-3.9064**	0.3585
PX <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )	5.2779	-7.1614
SENDR <sub>i,t</sub> (SENSR <sub>i,t</sub> )	-0.5818	1.4347
DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*SENDR <sub>i,t</sub> (SENSR <sub>i,t</sub> )	-2.6218	0.6504
NPBO <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*SENDR <sub>i,t</sub> (SENSR <sub>i,t</sub> )	1.5817*	1.5210**
PX <sub>i,t</sub> *DR <sub>i,t</sub> (SR <sub>i,t</sub> )*SENDR <sub>i,t</sub> (SENSR <sub>i,t</sub> )	-5.2428*	-12.6490**
IMR	33.1849***	-9.0937***
Year dummy	Included	Included
Indus dummy	Included	Included
adj. R <sup>2</sup>	0.4938	0.4781
N	5,710	5,710

1) \*, \*\*, \*\*\* represent 10%, 5% and 1% significance respectively.

2) Variable definition: refer to <Table 2>.

34) 주석에 보험수리적가정 1% 변경에 대한 확정급여채무의 민감도가 공시되어 있는 경우 해당 정보를 수집하여 분석에 이용하였으며, 보험수리적가정 1% 변동에 대한 확정급여채무의 감소분 정보만이 공시되어 있는 경우에는 [민감도=가정의 1% 변동으로 인한 확정급여채무 감소액/전기 확정급여채무]로 측정하였다.

여채무는 약 6.11% 감소하며, 기대임금상승률이 1% 감소함에 따라 확정급여채무는 약 6.09% 감소하는 것으로 나타나고 있다. 민감도의 분포는 최소 0.9%에서 최대 12%까지 큰 차이를 보이는 것으로 확인되었다. 또한 재량집단과 비교집단 간 민감도 변수의 t-test 시행결과 재량집단이 비교집단에 비해 할인율과 기대임금상승률의 민감도가 1% 수준에서 유의하게 높은 것으로 확인되었다. 이는 민감도가 높을수록 경영자가 보험수리적가정을 재량적으로 결정할 가능성이 높음을 암시한다.

<Table 10>에서는 모형(3)의 회귀분석 결과를 제시한다. 1열에서는 할인율을 대상으로, 2열에서는 기대임금상승률을 대상으로 분석한 결과를 제시하였다. 분석결과 할인율과 기대임금상승률의 낙관적 결정이 연금회계정보에 미치는 부정적 영향은 민감도가 높을수록 더욱 뚜렷하게 발견되었다. 이는 민감도가 높을수록 경영자의 기회주의적 보고유인에 의하여 보험수리적가정을 낙관적으로 결정할 가능성이 더 높음을 의미한다.

## VI. 결론

회계선택에 있어 허용되는 경영자 재량에 대한 논쟁은 활발히 이어져오고 있으며 이에 대한 주장은 여전히 혼재되어 있다. 먼저 경영자의 재량적 회계선택을 허용하는 것은 경영자가 기회주의적으로 회계수치를 조정할 수 있는 환경을 조성한다는 부정적 의견이 제기되고 있다(Schipper 1989; Healy and Wahlen 1999; McNichols 2000). 반면 이와는 반대로 경영자의 재량적 회계선택을 허용함으로써 경영자의 사적정보를 외부 정보이용자에게 전달하는

순기능적 측면을 주장하는 상반된 의견도 공존하고 있다(Watts and Zimmerman 1986; Holthausen 1990; Healy and Palepu 1993). 본 연구에서는 이들 연구와 유사한 맥락에서 경영자의 재량적 회계선택이 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 특히 K-IFRS 도입 이후 변경된 퇴직급여 회계제도에서 주요한 영향력을 가지는 보험수리적가정을 대상으로 보험수리적가정의 추정과정에서 허용되는 경영자의 재량에 연구의 초점을 맞추었다.

보험수리적가정은 기업이 처한 경제상황이나 기업별·산업별 특징에 따라 달라질 수 있으므로 모든 기업이 일률적인 보험수리적가정을 적용하기에는 실무적인 어려움이 따른다. 또한 보험수리적가정을 추정함에 있어 장기간에 걸친 미래 예측치를 기반으로 한 경영자의 사적정보를 이용하므로 경영자의 재량과 주관적 판단의 개입은 어느 정도 불가피한 것으로 보인다. 그러나 보험수리적가정의 특성 상 외부 정보이용자들이 보험수리적가정의 유효성 및 정확성을 검증하기 매우 어려우며, 대부분 기업 내부적으로 산출되는 경우가 많아 경영자의 의도에 따른 변경이 비교적 쉬운 편이다. 더불어 보험수리적가정의 소폭 변동으로도 연금회계정보의 산정에는 더 큰 폭의 변동을 초래하게 되므로 경영자의 기회주의적 이익조정 수단으로 삼기에 매우 적합한 요소로 평가된다.

본 연구에서는 보험수리적가정의 추정과정에서 개입되는 경영자의 재량이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 산업-연도 중위수에 비해 낙관적인 보험수리적가정을 적용하는 기업을 대상으로 보험수리적가정이 기회주의적 보고유인에 의해 결정되었을 가능성을 가정하고 분석을 진행하였다. 본 연구의 주요한 분석결과는 다음과 같다. 먼저 경영자는 부채비율이 높거나 적자보고회피

유인을 가지는 경우 보험수리적가정을 낙관적으로 결정하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이는 기회주의적 보고유인이 존재할 때 경영자가 재무상태를 유리하게 조정하기 위한 수단으로 보험수리적가정을 이용할 수 있음을 의미한다. 다음으로 재량적으로 결정된 보험수리적가정은 연금회계정보의 가치관련성을 저하시키는 것으로 나타났다. 이는 보험수리적가정의 재량적 결정이 기업이 처한 경제적 실질을 반영하기 보다는 기회주의적 보고유인에 의한 선택임을 암시하는 결과이다. 마지막으로 보험수리적가정의 재량적 결정으로 인한 연금회계정보의 가치관련성 저하 현상은 보험수리적가정 변동에 대한 확정급여 채무의 민감도가 높을수록 더욱 뚜렷하게 나타났다.

본 연구의 분석결과는 보험수리적가정의 추정과정에서 경영자의 재량을 허용하는 것이 경영자의 사적 정보 전달이라는 순기능적 역할을 도모하기 보다는 보험수리적가정을 이용한 이익조정 행태를 조장하는 역기능의 문제를 초래할 수 있음을 보여준다. 국내에서는 금융감독원의 실태 조사<sup>35)</sup> 이후 보험수리적가정의 적정성에 대한 시장의 우려가 제기되는 가운데 이를 주제로 한 구체적인 연구는 매우 부족한 실정이다. 본 연구는 기업의 퇴직연금 관련 공시데이터를 수작업으로 수집하여 보험수리적가정의 낙관적 결정과 기회주의적 보고유인 간의 관련성을 발견하였으며, 이와 같이 재량적으로 추정된 보험수리적가정이 연금회계정보의 가치관련성에 미치는 부정적인 영향을 확인하였다. 이는 본 연구의 학문적, 실무적인 공헌점이 될 것으로 사료된다. 본 연구의 결과는 연금회계정보 산정에 적용되는 보험수리적가정을 결

정함에 있어 경영자의 재량행사에 대한 감시와 견제의 필요성 및 이를 위한 구체적인 기준 마련의 필요성을 시사한다.

## 참고문헌

- Amir, E. and S. Benartzi(1998), "The Expected Rate of Return on Pension Funds and Asset Allocation as Predictors of Portfolio Performance," *The Accounting Review*, 73(3), pp.335-352.
- An, H., Y. W. Lee., and T. Zhang(2014), "Do Corporations Manage Earnings to Meet/Exceed Analyst Forecasts?" *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*, 14(3), pp. 321-342.
- Asthana, S. (1999), "Determinants of Funding Strategies and Actuarial Choices for Defined-benefit Pension Plans," *Contemporary Accounting Research*, 16(1), pp.39-74.
- Barth, M. E. (2006), "Including Estimates of the Future in Today's Financial Statements," *Accounting Horizons*, 20(3), pp.271-285.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, and W. R. Landsman (1993), "A Structural Analysis of Pension Disclosures under SFAS 87 and Their Relation to Share Prices," *Financial Analysts Journal*, 49(1), pp.18-26.
- Benston, G. J. (2008), "The Shortcoming of Fair Value Accounting Described in SFAS 157," *Journal of Accounting and Public Policy*,

35) 2014년 금융감독원은 보험수리적 가정의 합리성에 대한 감리를 실시하였다. 그 결과 보험수리적가정의 산출근거를 매년 변경하거나 임의로 설정하는 등 미흡사항이 다수 발견되었다(IFRS 퇴직급여부채에 대한 테마감리 결과 및 향후 감독방안' 금융감독원 보도자료, 2015.2.13.) 특히 전반적으로 적정하게 적용된 것으로 나타난 할인율에 비해 기대입금상승률의 미흡사항이 더욱 심각한 것으로 보고되었다.

- 27(2), pp.101-114.
- Bergstresser, D., M. Desai, and J. Rauh(2006), "Earnings Manipulation, Pension Assumptions, and Managerial Investment Decisions," *The Quarterly Journal of Economics*, 121(1), pp.157-195.
- Berk, J., R. Stanton, and J. Zechner(2010), "Human capital, bankruptcy, and capital structure," *Journal of Finance*, 65, pp.891- 925.
- Brown, S.(2004). "The Impact of Pension Assumptions on Firm Value," SSRN working paper.
- Burgstahler, D. and I. Dichev(1997), "Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses," *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), pp.99-126.
- Chemmanur, T. J., Y. Cheng, and T. Zhang(2013), "Human capital, capital structure, and employee pay: An empirical analysis", *Journal of Financial Economics*, 110(2), pp.478-502.
- Chen, Y.(2015), "Funding Status of Defined Benefit Pension Plans and Idiosyncratic Return Volatility," *The Journal of Financial Research*, 38(1), pp.35-57.
- Cho, S. H.(2014), "A Study on the Value Relevance of Retirement Benefits Liability," *Korea International Accounting Review*, 53, pp. 173-189.
- Choi, S. M. and X. Wang(2017), "The Value Relevance of Retirement Benefits Accounting Information," *Korean Journal of Accounting Research*, 22 (4), pp.25-48.
- Citron, D. B.(1992), "Accounting measurement rules in UK bank loan contracts," *Accounting and Business Research*, 23(89), pp.21-30.
- Comprix, J. and K. Muller(2011), "Pension Plan Accounting Estimates and the Freezing of Defined Benefit Pension Plans," *Journal of Accounting and Economics*, 51, pp.115-133.
- Daley, L. A.(1984), "The valuation of reported pension measures for firm Sponsoring defined benefit plans," *The Accounting Review*, 59 (2), pp.177-198.
- Eaton, T. V., J. R. Nofsinger, and A. Varma(2014), "Institutional Investor Ownership and Corporate Pension Transparency," *Financial Management*, 43(3), pp.603-630.
- Feldstein, M. and R. Morck(1983), "Pension Funding Decisions, Interest Rate Assumptions and Share Prices," *Financial Aspects of the U.S. Pension System*, University of Chicago Press, pp.177-210.
- Godwin, H., S. P. Goldberg, and J. E. Duchac (1996), "An Empirical Analysis of Factors Associated with Change in Pension-plan Interest-rate Assumptions," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 11(2), pp. 305-323.
- Hann, R., Y. Lu, and K. R. Subramanyam(2004), "Does Discretion Improve or Impair Value Relevance? Evidence from Pricing of the Pension Obligation," Working paper, University of Southern California.
- Hann, R. N., F. Heflin, and K. R. Subramanyam (2007), "Fair-value Pension Accounting," *Journal of Accounting and Economics*, 44 (3), pp.328-358.
- Hayn, C.(1995), "The Information Content of Losses," *Journal of Accounting and Economics*, 20 (2), pp.125-153.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu(1993), "The Effect of Firms' Financial Disclosure Policies on Stock Prices," *Accounting Horizons*, 7(1), pp.1-11.
- Healy, P. M. and J. M. Wahlen(1999), "A Review of

- the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting," *Accounting Horizons*, 13(4), pp.365-383.
- Heckman, J.(1979), "The Simple Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), pp.153-162.
- Holthausen, R. W.(1990), "Accounting Method Choice: Opportunistic Behavior, Efficient Contracting and Information Perspectives," *Journal of Accounting and Economics*, 12 (1-3), pp.207-218.
- Hsu, A. W., C. Wu, and J. Lin(2013), "Factors in managing actuarial assumptions for pension fair value: Implication for IAS 19," *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 16(1), pp.1-23.
- Jin, L., R. C. Merton, and Z. Bodie(2006), "Do a firm's equity returns reflect the risk of its pension plan?" *Journal of Financial Economics*, 81(1), pp.1-26.
- Kang, S. M.(2010), "IFRS Post-employment Benefits Cases: an Early Adoption Company and Preparing the Introduction of a Company," *Korean Accounting Journal*, 19(2), pp.117-147.
- Kim, J. H., J. M. Goh, and Y. S. Koh, (2008), "Real earnings management to avoid loss and smooth income," *Korean Accounting Journal*, 17(4), pp.31-63.
- Kim, J. Y. and I. J. Ahn(2010), "A Study on the Earning Management Effects of Post-Retirement Benefit based on Pension Accounting," *Accounting Information Review*, 28(4), pp.77-103.
- Kim, S. H.(2015), "The Effect of Characteristics of Outside Director, Corporate Governance Level and Audit Quality on Defined Benefit Liability," *Korea International Accounting Review*, 61, pp.79-100.
- Landsman, W. R.(1986), "An Empirical Investigation of Pension Fund Property Rights," *Accounting Review*, 61(4), pp.662-691.
- Landsman, W. R.(2007), "Is Fair Value Accounting Information Relevant and Reliable? Evidence from Capital Market Research," *Accounting and Business Review*, 37(sup1), pp.19-30.
- McNichols, M.(2000), "Research Design Issues in Earnings Management Studies," *Journal of Accounting and Public Policy*, 19(4-5), pp. 313-345.
- Moon, H. J.(2005), "The Discretionary Behaviors of Loan Loss Provisions for Banks and Their Value Relevance," *Korean Accounting Journal*, 14(1), pp.1-26.
- Nam, J. A. and J. S. Choi(2019), "The Effect of Pension Funding Status on the Value Relevance of Defined Benefit Pension Accounting Information," *Accounting Information Review*, 37(3), pp.281-311.
- Naughton, J. P.(2019), "Regulatory oversight and trade-offs in earnings management: evidence from pension accounting," *Review of Accounting Studies*, 24, pp.456-490.
- Noh, J. H.(2017), "Evaluating the Risk of Unfunded Pension Liabilities: Evidence from the Korean Stock Market," *Korean Journal of Financial Studies*, 46(5), pp.1157-1196.
- Noh, J. H. and J. S. Choi(2015a), "The Value Relevance of Defined Benefit Pension Accounting Information before and after the Adoption of K-IFRS," *Korean Journal of Business Administration*, 28(12), pp.3379-3402.
- Noh, J. H. and J. S. Choi(2015b), "Value Relevance

- of Defined Benefit Pension Accounting Information per K-IFRS No. 1019," *Journal of Industrial Economics and Business*, 28(6), pp.2585-2614.
- Ohlson, J. A.(1995), "Earnings, book values, and dividends in equity valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11(2), pp.661-687.
- Park, J. I. and S. H. Choi(2014), "The Effect of Audit Quality of Big 4 Auditors in the Non-listed Market on Avoid Losses and Earnings Decreases," *Journal of Taxation and Accounting*, 15(5), pp.57-95.
- Perotti, E., and K. Spier(1993), "Capital structure as a bargaining tool: the role of leverage in contract negotiation", *American Economic Review*, 83, pp.1131-1141.
- Picconi, M.(2006), "The Perils of Pensions: Does Pension Accounting Lead Investors and Analysts Astray?" *Accounting Review*, 81, pp.925-955.
- Rollins, T. P.(1993). "Characteristics of Firms Making Actuarial Assumption Changes," *Advances in Accounting*, 11, pp.65-82.
- Ryu, K. S. and B. J. Lee(2009), "Comparison and Impact Analysis of Pension International Accounting Standards," *Journal of insurance and finance*, 20(1), pp.75-105.
- Salah, I. B. and H. Smaoui(2014), "Determinants of Actuarial Choices for Defined-benefit Pension Plans: Canada Evidence," *International Review of Business Research Papers*, 10(2), pp.192-207.
- Schipper, K.(1989), "Commentary on Earnings Management," *Accounting Horizons*, 3(4), pp. 91-102.
- Scholes, M. S. and M. A. Wolfson(1992), "Taxes and business strategy: A planning approach," *Englewood Cliff, NJ: Prentice Hall*.
- Schultz, E. E. and T. Francis(2003), "For Pension Plans, Risky is Fine: Accounting Rules Let Companies Benefit from Investment Upside, Escape Consequences of Mistakes," *The Wall Street Journal*, December 10, C1.
- Seo, Y. M.(2017), "Loss Avoidance and Goodwill Impairment," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 59(2), pp.93-132.
- Sohn, S. K. and J. I. Yum(2011), "The relation between Investment Asset Impairment Reversal and Earnings Management," *Korean Accounting Review*, 26(2), pp.31-67.
- Subramanyam, K. R. and Y. Zhang(2001), "Does stock price reflect future service effects not included in the projected benefit obligation as defined in SFAS 87 and SFAS 32?" Working paper, University of Southern California and Columbia University.
- Sung, J. H. and D. H. Choi(2010), "A Quantitative Analysis of The Effect of Economic Variables on PBO," *Korean Insurance Journal*, 86, pp. 113-137.
- Titman, S.(1984), "The effect of capital structure on a firm's liquidation decision", *Journal of Financial Economics*, 13, pp.137-151.
- Yi, Y. R., J. S. Han, and S. M. Kim(2016), "Discretionary Decision on Actuarial Assumption of Defined Benefit Obligations," *Korean Accounting Journal*, 25(4), pp.177-207.
- Yoon, S. K., K. H. Cho, and Y. J. Kim(2014), "Determinants of Discretionary Choices for Defined-Benefit Pension Plans," *Korean Corporation Management Review*, 57, pp.1-17.
- Watts, R. and J. Zimmerman(1986), "Positive Accounting Theory," Prentice-Hall Inc. SSRN working paper.

- The author Ji-Ahn Nam is currently Ph.D candidate in the college of business administration at Pusan National University. She graduated bachelor's degree of Commerce in Accounting from Macquarie University in Australia, master's degree of Business Administration from Pusan National University. Her main research interests are on goodwill, pension accounting, accounting quality, value relevance.
- The author Jong-Seo Choi received his bachelor's degree from Pusan National University as summa cum laude, master's degree from Seoul National University, and doctorate from Pusan National University. He has served the deanship of the School of Business (Graduate School of Management) at Pusan National University. He was invited to Waseda University, Ritsumeikan University, Kyoto University, LaTrobe University, Monash University of Australia, Jiangxi University of Finance and Economics in China, and University of Science Malaysia in Malaysia as visiting professor and invited lecturer. He has served as editor of numerous peer-reviewed domestic and international journals and is currently serving as the editor-in-chief of Korean Accounting Review. His primary research interests are on managerial accounting discretion, economic consequence of accounting choice, fair value measurement and CSR among others.