



Do Managers Change Pension Plan Assumptions to Meet/Exceed Earnings Threshold? Korean Evidence

Ji-Ahn Nam, *Researcher, Busan Development Institute*

Jong-Seo Choi*, *Emeritus Professor, Pusan National University*

〈Abstract〉

This study examines whether managers are likely to exercise discretion in determining pension plan actuarial assumptions to meet or exceed earnings targets. According to current accounting standards, managers can exercise broad discretion in setting actuarial assumptions under a defined benefit (DB) pension plan. Existing literature documents that managers can manage earnings upward by manipulating pension plan assumptions. Based on sample firms with DB pension plans from 2011 to 2018, our results reveal the followings. First, managers tend to manipulate pension assumptions optimistically when the unmanaged earnings miss the targets. Second, investors do not recognize the effect of changing assumptions on reported earnings and thus react favorably to the overstated earnings. Third, manipulating firms under-perform in the long run compared to the control group despite favorable short-term performance, which suggests accrual reversal and managerial attribute effects.

Keywords: Actuarial Assumption; Defined Benefit Plan; Earnings Management; Meet or Beat Earnings Threshold; Market Response

JEL Classification: G14, M41, M48

* Corresponding Author. Address: School of Business, Pusan National University, 2 Busandaehak-ro 63, Geumjeong-gu, Busan, Korea, 46241; E-mail: jschoi@pusan.ac.kr; Tel: +82-51-704-1058; Fax: +82-51-581-3144.

Received: September 13, 2021; Accepted: February 8, 2022

우리나라 경영자는 목표이익 초과달성을 위해 연금보험수리적 가정을 변경하는가?

남 지 안 (부산연구원 부산공공투자관리센터 투자분석위원)
최 종 서 (부산대학교 명예교수)*

〈 요약 〉

우리나라의 퇴직급여제도 중 확정급여제도는 보험수리적기법에 의해 퇴직급여채무와 비용을 추정하는 방식으로 보험수리적가정의 결정과정에서 경영자의 주관적 판단과 재량이 개입될 여지가 존재한다. 특히 보험수리적가정의 소폭 변동에도 재무제표 항목에 큰 변화를 초래할 수 있다는 점과 가정의 추정과정의 복잡하여 외부검증이 어렵다는 점은 경영자가 이를 이용하여 이익을 조정할 가능성을 높인다. 본 연구에서는 경영자가 이익목표치를 달성하기 위한 수단으로서 보험수리적가정을 이용할 가능성과 이에 대한 자본시장의 반응을 검증하였다. 2011년부터 2018년까지 확정급여제도를 운영하는 기업들을 대상으로 분석한 결과 당기성과가 이익목표치에 미달하여 이익목표치 달성유인을 가질 것으로 예상되는 표본들에서 보험수리적가정이 낙관적으로 추정되는 경향이 있음을 확인하였다. 또한 시장참여자들은 단기적으로는 보험수리적가정을 이용한 이익조정 사실을 인지하지 못하여 부풀려진 초과이익에 대해서도 우호적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 한편 장기적인 관점에서는 보험수리적가정을 이용한 이익조정 기업의 수익률이 비교집단에 비해 유의하게 낮은 것으로 확인되었다. 이는 향후 나타날 수 있는 발생액의 반전효과 또는 경영자 특성효과에서 기인한 것으로 해석된다.

핵심 단어 : 보험수리적가정, 확정급여제도, 이익조정, 목표이익 초과달성, 시장반응

JEL 분류기호: G14, M41, M48

* 연락담당 저자. 주소: 부산시 금정구 부산대학교로 63번길 2 부산대학교 경영대학, 46241.
E-mail: jschoi@pusan.ac.kr, Tel: 051-704-1058; Fax: 051-581-3144.

1. 서론

기업의 재무보고 활동과 관련하여 이익조정은 만연하게 이루어지고 있는 현상으로 알려진다(Bartov, 1993). 다수의 선행연구에서 경영자의 재량적 회계선택을 통한 이익조정 가능성을 다루어 왔으며 특히 경영자는 기업성고가 이익목표치에 미달하는 경우 강력한 이익조정 유인을 가지는 것으로 보고되었다. 이는 기업이 이익목표치를 달성 또는 초과(meet or beat)하지 못하여 당기이익이 목표치에 미달하는 경우 주가의 급격한 하락이나 경영자 보상의 감소와 같은 불이익을 감수해야 하기 때문이다(DeAngelo et al., 1996; Barth et al., 1999; Bartov et al., 2002; Kasznik and McNichols, 2002; Lopez and Rees, 2001; Skinner and Sloan, 2002; Matsunaga and Park, 2011).¹⁾ Kahneman and Tversky(1979)의 프로스펙트 이론에서 증명되었듯이 투자자는 손실회피 성향을 띠고 있어 이익으로부터 얻는 심리적 만족보다 동일한 금액의 손실로부터 경험하는 심리적 고통이 더욱 심각한 것으로 알려진다.²⁾ 이러한 점에서 볼 때 경영자는 당기이익이 이익목표치(기준점, reference point)에 미달하는 경우 이를 달성하기 위한 이익조정 유인을 가질 가능성이 높다.

이익조정을 주제로 한 선행연구들 중 다수는 발생액을 이용한 이익조정을 다루어 왔으며³⁾ 주로 재량적 발생액 또는 총발생액을 이용한 분석을 제시해 왔으나 이러한 연구방법에는 상당한 측정오류의 문제가 존재한다(Bernard and Skinner, 1996; Guay et al., 1996).⁴⁾ 일부 선행연구에서는 이와 같은 한계점을 보완하고자 개별발생액(specific accruals)을 이용하여 이익조정 연구를 진행하였는데, 이러한 연구의 일환으로 퇴직급여의 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성이 연구된 바 있다(Brown, 2004; Hann et al., 2004; Bergstresser et al., 2006; Asthana, 2008; Lew, 2009; An et al., 2014; Naughton, 2019). 상기 연구들은 보험수리적가정이 재무제표 주석에 공시되므로 측정오류로부터 비교적 자유로움을 강조하였다.⁵⁾

- 1) 이익목표치를 달성한 보고이익에 대한 시장의 긍정적 반응은 기업가치를 향상시키며 이는 곧 경영자가 보유한 주식 및 옵션의 가치 뿐 아니라 주가와 연동된 경영자 보상의 증가와 같은 경영자 개인에 대한 혜택으로도 이어지게 된다(Degeorge et al., 1999; Bartov et al., 2002; Kasznik and McNichols, 2002; An et al., 2014). 반면 보고이익이 이익목표치에 미달하는 경우 이익의 미달 정도가 크지 않다하더라도 주가는 큰 폭으로 하락할 가능성이 높다(Skinner and Sloan, 2002). 이는 곧 기업가치의 하락으로 이어지며 경영자 개인에게도 막대한 손실을 입히게 된다(Matsunaga and Park, 2011).
- 2) 실증결과에 의하면 손실로 인한 비효용은 같은 금액의 이익으로 인한 효용보다 약 2~2.5배 큰 것으로 나타났다(Tversky and Kahneman, 1991; Kahneman et al., 1990).
- 3) 선행연구에서는 주로 발생액을 이용한 이익조정 또는 비정상적인 영업활동을 통한 이익조정을 다루어 왔는데, 두 가지 이익조정 수단은 미래 기업가치에 미치는 영향이 다른 것으로 알려진다(Sohn et al., 2011).
- 4) 이는 경영자의 의사결정 과정을 모형화하기 위해 요구되는 정보에 대한 접근의 한계로 인해 변수 측정의 정확성이 낮기 때문이다(Asthana, 2008). 이에 Hann et al.(2004)은 재량적 발생액을 이용한 이익조정 연구들이 제시하는 추론에 의심의 여지가 있다고 주장하였다.
- 5) Bergstresser et al.(2006)은 보험수리적가정이 특히 성장궤적과 같이 발생액의 분석에 영향을 미치는 기업 성과적 요소와는 무관하다는 점을 들어 보험수리적가정을 이용한 이익조정 연구의 장점을 강조한다.

선행연구에서는 다음과 같은 이유로 보험수리적가정이 이익조정 수단으로 이용될 가능성을 제기한다. 먼저 보험수리적가정은 추정과정에서 장기간에 걸친 미래 예측치와 같은 경영자의 사적정보를 참조한다(Ali and Kumar, 1993; Hann et al., 2004). 또한 보험수리적가정의 추정과정이 복잡하므로 외부정보이용자들은 정보접근성의 한계로 인해 보험수리적가정의 적정성을 평가하기 어렵다(Scholes and Wolfson, 1992; Lew, 2009). 이는 경영자가 보험수리적가정을 재량적으로 추정한다 하더라도 외부에서 이를 인지하기 어려움을 암시한다(Brown, 2004). 다음으로 보험수리적가정은 소폭 변동으로도 재무제표의 주요항목인 연금부채와 연금비용 산출에 중대한 영향을 미치게 된다.⁶⁾ 이러한 보험수리적가정의 특성은 보험수리적가정이 효과적인 이익조정 수단이 될 수 있음을 뒷받침한다.

퇴직연금제도의 역사가 오래된 미국에서는 관련 선행연구가 이어져왔는데 연구결과 보험수리적가정을 이익조정 수단으로 이용할 가능성이 지속적으로 제기되어왔다. 또한 보험수리적 가정 중에서도 특히 사외적립자산에 대한 기대수익률(이하 기대수익률)을 이익조정 수단으로서 주목해왔는데, 이는 기대수익률의 추정 기준이 모호하여 경영자의 재량 개입 여지가 가장 크기 때문이다. 그러나 국내에서는 퇴직급여기준이 개정됨에 따라 퇴직급여 산정 시 기대수익률이 적용되지 않으므로 기대수익률을 이용한 이익조정 가능성은 사라졌다. 따라서 국외와는 달리 국내에서는 기대수익률을 대신하여 할인율 또는 기대임금상승률을 이용한 이익조정 가능성에 주목할 여지가 있다. 나아가 보험수리적가정을 이용하여 조정된 이익수치가 보고되었을 때 투자자들이 이익조정 사실을 인지할 수 있는지를 분석하는 것 또한 흥미로운 연구주제가 될 수 있다. 보험수리적가정의 특성상 일반적으로 외부정보이용자가 보험수리적가정의 조정이 이익수준에 미치는 영향을 간파하기는 어려운 것으로 알려진다. 이는 이익조정으로 인해 목표치를 달성한 이익이 보고되는 시점에서 나타나는 시장의 단기적 반응을 통해 확인할 수 있다. 이와 더불어 보험수리적가정의 조정을 통해 목표이익을 달성한 기업이 장기적으로도 양호한 기업 성과를 보고하는지를 추적하는 것 또한 주요한 시사점을 제공할 것이다. 이는 보험수리적가정을 이용한 이익조정 효과가 단기적 성과만을 창출하는 기회주의적 수단에 불과한지, 또는 장기적인 성과를 이어나갈 수 있는 전략적 수단이 될 수 있는지를 검증할 수 있다.

이상의 내용을 요약하여 설정한 본 논문의 연구주제는 다음과 같다. 첫째, 국내에서도 경영자가 이익목표치 달성을 위해 보험수리적가정을 이익조정 수단으로 이용할 가능성이 있는지 분석한다. 둘째, 보험수리적가정을 이용한 이익조정에 대한 시장의 반응을 분석한다. 이 때 시장의 반응은 이익 공시시점을 전후하여 나타나는 시장의 단기적 반응과 이익공시 이후 2년간의 장기적 반응을 함께 살펴본다. 2011년부터 2018년까지 확정급여제도 운영기업을 표본으로 선정하여 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저 이익목표치 달성 유인이 높을수록 보험수리적가정을 낙관적으로 보고하는 경향이 발견되었다. 이는 경영자가 이익목표치 달성 수단으로서 보험수리적가정을 재량적으로 결정할 수 있음을 암시한다. 다음으로 이익 공시시점을 전후한 3일간의 시장반응을 살펴본 결과 이익조정으로 부풀려진 초과이익에 대하여 시장은 우호적인 반응을 나타냄을 확인하였다. 이는 시장이 보험수리적가정을 이용한 이익조정의 영향을 간파하지 못함을 암시한다.

6) 보험수리적가정의 1% 변동에 따른 연금부채의 변동폭은 평균 10% 내외인 것으로 나타나고 있다.

나아가 표본기업의 이익 공시시점으로부터 향후 2년간의 초과수익률을 비교한 결과 이익조정 집단의 장기수익률은 비교집단에 비해 저하되었음을 확인하였다. 이는 보험수리적가정을 이용한 이익조정 기업이 단기적으로는 이익조정의 효과를 누린다 할지라도 장기적으로는 이들 기업이 지닌 재무적 약점이 노출됨을 의미한다.

본 연구는 퇴직연금제도의 역사가 짧아 관련 선행연구가 한정적인 국내 실정에서 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성을 제기하고 이에 대한 시장반응을 분석한 최초의 연구라는 공헌점을 가진다. 본 연구의 결과는 2014년 금융감독원의 감리⁷⁾ 결과 보험수리적가정의 추정과정에서 다수의 미흡사항⁸⁾이 발견되어 투자자뿐 아니라 외부감사인들까지 지속적인 우려를 제기(Yi et al., 2016)하는 국내 상황과도 일관된다.

2. 퇴직연금제도에 관한 이론적 배경

2.1 우리나라 퇴직연금제도 규정

퇴직연금제도는 근로자의 퇴직 후 노후소득과 생활안정을 보장하기 위한 기업복지제도로, 사용자(기업)가 근로자(종업원)의 재직기간 중 퇴직금 지급재원을 외부 금융기관에 적립하고 운용하도록 하여 근로자의 퇴직시점 또는 그 이후에 일시불이나 연금의 형식으로 급여를 지급하기로 하는 약정이다. 퇴직연금제도에서 종업원에게 지급하는 급여나 이를 위해 사용자가 납부하는 기여금은 종업원 퇴직 이전에 명문의 규정이나 관행에 따라 결정된다. 퇴직연금제도의 종류는 기업의 부담금이 사전 결정되는 확정기여제도(DC)와 종업원이 받을 퇴직급여금이 사전 결정되는 확정급여제도(DB)로 나뉜다.⁹⁾

먼저 확정기여제도(DC)의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 확정기여제도는 기업이 별개의 실체(기금)에 납부하는 기여금이 노사 확정 하에 사전 결정되므로, 그 기금이 퇴직급여를 지급할 수 있을 만큼 충분한 자산을 보유하지 못하더라도 기업은 기여금의 추가 납부 의무를 지지 않는다. 기업의 책임은 매년 근로자 급여의 일정부분에서 사전 약정된 고정 금액을 퇴직연금사업자에게 지급하면 종료된다. 퇴직시점에 종업원이 지급받을 퇴직급여금은 기업이 출연한 기여금과 그 기여금 운용에 따라 발생하는 투자수익으로 결정된다. 기업이 납부한 적립금(기여금)의 운용방법은 근로자의 책임 하에 결정되므로 근로자는 자산 운용실적에 따른 퇴직금 지급액의 변동 가능성에 의한 보험수리적위험 및 투자위험¹⁰⁾을 실질적으로 부담한다.

7) 2014년 금융감독원은 보험수리적가정의 합리성에 대한 감리를 실시하였다(‘IFRS 퇴직급여부채에 대한 테마감리 결과 및 향후 감독방안’ 금융감독원 보도자료, 2015.2.13.).

8) 이는 주로 산출근거를 매년 변경하거나 임의로 설정하는 등의 미흡사항이다.

9) 기업은 1년 이상 계속 근로한 종업원에 대하여 확정기여형 또는 확정급여형 퇴직연금제도 중 하나 이상의 제도를 채택하여야 한다. 제도를 처음 선택하거나 다른 제도로 변경하고자 할 시에는 고용자의 과반수가 가입한 노동조합 또는 고용자 과반수의 동의를 얻도록 규정되어 있다.

10) 보험수리적위험이란 실제급여액이 기대급여액에 미치지 못할 위험을 의미하며, 투자위험은 기여금을 재원으로 투자한 자산이 기대급여액을 지급하기에 충분치 못할 위험을 뜻한다.

다음으로 확정급여제도(DB)의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 확정급여제도 하에서 기업의 의무는 종업원이 예상 퇴직시점에 수급하도록 사전에 약정된 금액을 종업원에게 지급하는 것으로 정의된다. 적립금의 운용방법은 기업의 책임 하에 결정되므로 보험수리적위험과 투자위험은 기업이 부담하게 되며, 적립금 운용실적이 예상보다 저조한 경우 기업의 추가 납부 의무는 증가할 수 있다. 그러나 종업원의 입장에서는 퇴직시점에 사전 약정된 퇴직급여금의 수급이 보장된다는 점에서 안정적인 제도로 평가된다.

2.2 퇴직급여 회계기준의 변경

우리나라는 2011년을 기점으로 한국채택 국제회계기준(이하 K-IFRS)의 전면 적용을 의무화하였다. 이로 인해 우리나라 회계제도는 전반적으로 큰 변화를 맞이하였는데, 그 중에서도 퇴직급여 회계기준은 종전의 기업회계기준(이하 K-GAAP)과 비교하여 주목할 만한 변화를 겪은 분야 중 하나로 꼽힌다.¹¹⁾ K-IFRS 도입 이후 연금부채를 측정 시 보험수리적 평가기법을 이용하도록 규정됨에 따라 청산가치개념에 의해 연금부채를 추정하던 K-GAAP의 기준과는 상당한 차이가 발생하게 되었다.¹²⁾ K-GAAP에서는 청산가치개념에 따라 연금부채(퇴직급여충당부채)를 평가일 현재 전 임·직원이 일시 퇴직한다는 가정 하에 지급해야 할 퇴직금에 대비하는 충당금의 개념으로 정의하였다. 이 때 퇴직급여충당금은 전 임·직원의 일시퇴직 시 기업이 실제 지급해야 할 퇴직일시금으로 계상하며, 퇴직급여원가는 당기 퇴직급여충당부채 발생분에 당기 실제 지급한 퇴직금을 가산하여 계상하였다. 한편 K-IFRS 도입 이후 연금부채 평가 시 퇴직급여충당금 방식이 아닌 예측단위적립방식(PUC)을 적용하도록 변경되었다. 예측단위적립방식이란 종업원 퇴직 시의 급여를 기준으로 연금부채를 평가하고 부담금을 산출하는 방식으로, 종업원 예상 퇴직시점에 대한 가정과 평가일 현재 기업에 속한 종업원의 정보를 고려하여 추정 퇴직급여를 산정하고 이 중 평가일 현재까지의 근무기간에 해당하는 만큼을 현재가치로 할인한 값을 연금부채(확정급여채무, PBO)로 계상한다. 퇴직급여원가는 당기근무원가와 이자원가의 합에 사외적립자산 기대수익을 차감하여 산정된다.¹³⁾

한편 2011년 11월, 우리나라는 기준서 제1019호를 개정하고 2013년부터 새로이 적용되는 퇴직급여 회계기준(개정 제1019호)을 발표하였다. 기준서 제1019호의 개정 전·후 주요한 차이를 정리하면 다음과 같다. 먼저 개정 전 확정급여채무와 사외적립자산의 인식은 재무제표 상 각 항목을 총액으로 개별 표시하는 ‘총액견해’를 따랐으나, 개정 이후 확정급여채무와 사외적립

11) 특히 2011년은 2007년 제정된 기업회계기준서 제1019호에 따른 퇴직연금 회계처리를 실시한 첫 해입과 동시에 2013년부터 적용될 새로운 회계기준(개정 제1019호)이 발표된 해로 퇴직연금회계에 있어서는 매우 중요한 의미를 가진다(Lee, 2011).

12) 이는 확정급여제도 운영 시 발생하는 주요 변경사항이다. 반면 확정기여제도의 경우 퇴직급여 발생 시 비용처리 하도로 규정하여 연금부채가 생성되지 않아 보험수리적기법은 적용되지 않는다.

13) 여기서 당기근무원가는 당기 종업원 근무용역 제공에 따라 발생하는 확정급여채무 현재가치 증가액으로, 이자원가는 퇴직급여 결제일에 한 기간만큼 더 가까워짐에 따라 발생하는 확정급여채무 현재가치증가액으로 측정한다. 사외적립자산의 기대수익은 연금자산 공정가치에 기대수익률을 곱하여 산출한다.

자산을 상계하고 남은 순액만을 확정급여부채로 표시하는 ‘순액견해’를 따르도록 변경되었다.¹⁴⁾ 다음으로 개정 전 퇴직급여 구성요소로서 손익계산서 상 인식되는 이자비용은 ‘기대수익접근법’에 따라 확정급여채무의 현재가치에 할인율을 적용하여 산출되었으며, 이와는 별개로 사외적립자산의 공정가치에 기대수익률을 적용하여 사외적립자산의 기대수익을 산출하였다. 그러나 개정 후 ‘순이자접근법’을 적용하도록 변경됨에 따라 이자비용과 기대수익을 개별 산정하는 대신 확정급여채무와 사외적립자산의 순액으로 추정되는 순확정급여부채(자산)에 할인율을 적용하여 순이자비용(수익)을 산출하게 되었다. 이와 같이 변경됨에 따라 2013년 이후 퇴직급여 산출과정에서 기대수익률의 적용은 제외되었다.¹⁵⁾ 그 밖에도 개정 제1019호에서는 확정급여채무와 사외적립자산에 대한 기초 예상금액과 기말 실제금액의 차이로 인해 발생하는 보험수리적 손익의 인식방법이 변경되었다. 기존 개정 전 보험수리적손익은 1) 당기손익으로 인식, 2) 이익잉여금에 반영, 3) 범위접근법을 이용하는 인식방법 중 한 가지를 택하도록 허용되었다. 그러나 복수의 회계처리 대안을 허용함으로써 인식방법에 따라 재무제표 표시금액이 달라지고 재무제표 이용자의 혼란을 가중시킬 수 있다는 지적이 잇따르자, 개정 제1019호에서는 보험수리적 가정을 재추정요소로 변경하고 이를 기타포괄손익으로만 인식(이익잉여금에 직접 반영) 하도록 규정하였다.¹⁶⁾ 마지막으로 공시규정의 변동사항을 살펴보면 개정 전과 달리 개정 이후 보험수리적 가정의 변동으로 인한 확정급여채무의 변동 크기를 나타내는 민감도분석에 대한 정보(이하 민감도정보)의 공시를 의무화하였다.¹⁷⁾

3. 선행연구

3.1 보험수리적가정을 이용한 이익조정

확정급여제도에서 추정되는 보험수리적가정은 퇴직급여 회계정보 산정에 있어 핵심요소로 평가된다. 보험수리적가정의 변동은 확정급여채무와 퇴직급여원가의 변동을 야기하여 손익의 변동을 초래할 수 있기 때문이다(Picconi, 2006; Hann et al., 2007; Kang, 2010). 또한 보험수리적가정은 소폭 변동만으로도 재무제표 항목에 큰 영향을 미칠 수 있어 재무보고 목적상 정확한 보험수리적가정의 중요성이 강조된다. 그러나 그 추정과정이 복잡할 뿐 아니라 추정의 근거가 되는 관련 정보들이 충분히 공시되지 않아 외부정보이용자들에 의한 적정성 검증은

14) 만약 사외적립자산의 공정가치가 확정급여채무의 현재가치보다 큰 경우에는 재무상태표 상 순확정급여자산이 보고되며 이는 상한까지만 인식할 수 있다.

15) 따라서 개정 후 퇴직급여의 구성요소는 당기근무원가, 순이자비용(수익) 및 재추정요소로 변경되었으며, 이 중 근무원가와 순이자비용(수익)은 당기손익 구성요소로, 재추정요소는 기타포괄손익으로 인식된다.

16) 기타포괄손익으로 인식되는 순확정급여부채(자산)의 재추정요소는 후속 기간에 당기손익으로 재분류할 수 없다. 그러나 이익잉여금에 국한하지 않고 자본 내에서 대체하는 것은 가능하다.

17) 이 외에도 개정 제1019호에서는 공시정보의 이해가능성과 유용성의 개선을 목적으로 특정 항목에 대한 공시범위를 확대하거나, 또는 기준변경에 따라 기존 공시사항을 공시항목에서 제외하는 등 다수의 개정사항을 제시하였다. 그러나 지면 관계상 이에 대한 자세한 내용의 기술은 생략한다.

어렵다(Scholes and Wolfson, 1992; Godwin et al., 1996; Bergstresser et al., 2006; An et al., 2014). 퇴직급여와 관련된 복잡한 정보를 정확히 이해하는 일은 일반투자자들 뿐만 아니라 전문지식을 갖춘 투자분석가들에게조차도 어려운 것으로 알려진다(Coronado and Sharpe, 2003; Franzoni and Marin, 2006; Picconi, 2006). 따라서 보험수리적가정의 추정과정에서 경영자의 재량이 개입되더라도 시장에서 그러한 사실이 명확히 드러나기는 쉽지 않다. 이는 보험수리적가정이 이익조정 수단으로 이용되기 적합하다는 평가를 자아낸다(Schipper, 1989; Scholes and Wolfson, 1992; Godwin et al., 1996; Bergstresser et al., 2006; An et al., 2014).¹⁸⁾

보험수리적가정은 기업의 재무특성 및 경영자 보고유인에 의해 영향을 받을 수 있다. Rollins(1993)는 보험수리적가정을 자주 변경하는 기업은 세율, 유동성, 이익성장성 등이 낮다고 보고하였다. Feldstein and Morck(1983)은 경영자가 부채수준을 감추거나 조세혜택을 얻기 위한 수단으로 할인율을 이용한다고 주장하였다. Asthana(1999)는 영업활동 현금흐름, 수익성, 부채비율과 같은 기업의 재무요인에 따라 보험수리적가정이 결정될 수 있음을 암시하였다. Hsu et al.(2013)은 보험수리적가정의 추정과정에서 경영자의 재량이 과도하게 허용된다는 점을 지적하며, 이로 인해 부채비율이 높거나 소유구조가 복잡한 기업, 즉, 재무적으로 불건전한 기업에서 보험수리적가정을 이익조정 수단으로 이용할 가능성을 제기하였다. 그 밖에도 Thomas(1988), Ghicas(1990), Thomas and Tung(1992)은 수익성, 조세채무, 운전자본, 신규투자비용 등과 같은 재무적 요인들이 보험수리적가정의 전략적 조정유인으로 작용할 수 있다고 밝혔다.

그 밖에 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성을 검증한 연구들은 다음과 같다. Bergstresser et al.(2006)은 IBM의 사례¹⁹⁾에 근거하여 1991년부터 2002년까지 확정급여제도 운영기업을 대상으로 기대수익률을 이용한 이익조정 의 동기를 분석하였다. 분석결과 경영자는 기업의 인수합병, 유상증자, 주식옵션 행사 등의 사건을 앞두고나 또는 당기이익이 임계치에 미달하는 경우²⁰⁾에 기대수익률을 재량적으로 증가시켜 이익을 상향조정 하려는 경향이 있음을 발견하였다. 이러한 현상은 특히 경영자에 대한 주주들의 통제력이 낮을수록 두드러지게 나타났는데, 이는 보험수리적가정을 이용한 이익조정 행위가 주주의 부에 반하는 기회주의적 의사결정임을 암시한다. Asthana(2008)는 기업의 당기이익이 재무분석가 이익예측치에 미달

18) 그 밖에도 보험계리인(actuary)은 보험수리적가정의 추정으로 인해 발생하는 손해에 대한 책임이 면제된다는 점(immunity from being sued for damages)과 계약종료에 대한 우려(fear of termination) 등을 이유로 보험수리적가정에 대한 경영자의 재량적 선택을 알면서도 적극적으로 개입하지 않는 경향을 보이는 것으로 알려진다(Asthana, 1999).

19) IBM은 자본시장 수익률과 우량회사채의 시장수익률이 감소하는 추세였던 2000년부터 2001년 동안 기대수익률이 0.5%포인트 증가함에 따라 세전이익이 약 6.7% 증가한 것으로 나타났다. 만약 기대수익률의 증가가 수반되지 않았다면 IBM의 동기간 세전이익의 증가율은 약 5.6%에 그쳤을 것으로 추산된다.

20) 임계치에 미달한다는 것은 당기이익이 전기이익보다 낮거나 순손실을 보고하는 경우, 또는 이익성장률이 산업평균보다 낮은 경우를 의미한다.

하는 경우 산업·연도 중위수 대비 높은 기대수익률을 적용함으로써 이익을 조정할 가능성을 검증하였다. An et al.(2014) 또한 이와 같은 주제를 다루며 1993년부터 2005년까지 확정급여제도 운영기업들을 대상으로 분석한 결과, 당기이익이 재무분석가 이익예측치에 미달하는 표본에서 전기 대비 높은 기대수익률을 보고하여 이익목표치를 달성하는 현상이 발견되었다.²¹⁾ 그러나 전기 대비 높은 기대수익률을 보고한 집단들을 대상으로 기대수익률의 증가분을 무작위(random)로 배분하여 분석한 결과 기대수익률의 증가로 인한 이익목표치 달성 현상은 발견되지 않았다. 이는 이익목표치 달성 기업의 전기 대비 기대수익률의 증가 현상이 우연히 발생한 것이 아닌 경영자의 기회주의적 선택일 수 있음을 암시하는 결과이다. 한편 전술한 선행연구들은 기대수익률만을 이익조정 수단으로 간주하고 있는데 이는 보험수리적가정 중에서도 기대수익률이 시장에 형성된 기대치라는 모호한 개념에 따라 추정되어 경영자의 재량 개입 여지가 가장 크다고 여겨지기 때문이다.

그러나 퇴직급여는 기대수익률 뿐만 아니라 할인율과 기대임금상승률의 변동에 의한 영향을 받으므로 이들 가정 또한 경영자의 이익조정 수단으로 이용될 여지가 있다.²²⁾ Naughton(2019)은 세 가지 보험수리적가정의 변동이 퇴직급여 수준에 미치는 영향을 시뮬레이션 결과로 제시하였는데, 이에 따르면 할인율 또는 기대임금상승률의 변동이 퇴직급여에 미치는 영향은 기대수익률의 변동에 비해 2~3배 더 큰 것으로 나타났다.²³⁾ 이와 더불어 저자는 보험수리적가정의 추정과정에 대한 규제²⁴⁾가 시행된 시점을 전후하여 규제가 보험수리적가정의 재량적 조정 여부에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 규제가 시행됨에 따라 규제의 대상(targeted)이 되는 보험수리적가정의 재량적 요소는 감소하는 것으로 나타났으나, 그에 대한 대안으로 경영자는 규제의 대상이 되지 않는(non-targeted) 보험수리적가정을 재량적으로 결정하는 경향이 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 특정 보험수리적가정에 대한 규제가 강화되어 이를 조정하기 어려운 경우 이를 대체할 다른 보험수리적가정을 조정할 가능성이 증가한다는 것이다. 이러한 결과는 보험수리적가정 간의 상호의존관계 또는 대체효과가 존재함을 보여준다.²⁵⁾ 이에 저자는

21) Asthana(2008)와 An et al.(2014) 연구방법의 주요한 차이는 전자의 경우 보험수리적가정의 산업연도 중위수를 기준으로 경영자의 재량 개입 여부를 판단하였다면 후자는 전기 보험수리적가정을 기준으로 이를 판단하였다는 점이다. Asthana(2008)의 연구방법은 다수의 선행연구에서 이용되어온 방식이나 An et al.(2014)은 이러한 방법이 실무적 개념과 일관되지 않는다고 지적하였다.

22) Naughton(2019)은 선행연구가 기대수익률만을 이익조정 수단으로 고려한 것은 경영자가 오직 기대수익률에 대해서만 재량적 선택권을 가질 수 있다는 오해와 할인율과 기대임금상승률의 변동이 보고이익에 미치는 영향이 기대수익률에 비해 크지 않을 것이라는 잘못된 믿음에서 기인한 것임을 지적하였다.

23) Adams et al.(2011)은 실무적으로 기대수익률이 변경되는 사례는 매우 드문 편이며 기대수익률의 변동이 영업이익 수준에 미치는 영향은 그다지 크지 않은 편이라고 주장하기도 하였다. 이 또한 실무적으로 기대수익률을 이용한 이익조정 가능성이 예상보다 크지 않을 수 있음을 암시한다.

24) 여기서 규제란 1)기대수익률의 재량적 결정을 규제한 2002년 SEC warning과 2)기대수익률과 할인율의 재량적 결정을 규제한 2003년 FASB 기준서 No.132R(SFAS132R:추가공시규정)를 의미한다.

25) Lew(2009) 또한 보험수리적가정 간의 상호관계가 존재함을 언급하며 개별 보험수리적가정의 재량적 조정 정도는 나머지 보험수리적가정의 수준에 따라 영향을 받는다고 주장하였다.

보험수리적가정 간 상호관계를 고려하지 않은 채 기대수익률만을 분석 대상으로 삼은 선행연구의 결과들이 편의를 가질 수 있다는 점을 지적하였다.

한편 국내에서는 아직까지 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성을 실증분석한 연구는 매우 한정적이나, Yi et al.(2016)이 K-IFRS 도입 이후인 2011년부터 2014년까지 확정급여제도를 운영하는 기업을 대상으로 분석한 결과 국내에서도 부채비율이 높거나 적자보고회피유인을 가지는 기업에서 기대임금상승률을 산업·연도 중위수보다 낮게 추정하는 경향이 있는 것으로 확인되었다. 이는 국내에서도 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성이 존재함을 암시한다.

3.2 보험수리적가정의 재량적 결정에 대한 시장반응

본 절에서는 보험수리적가정의 재량적 결정과 이를 통한 이익조정 행위에 대한 시장의 반응을 살펴보고자 한다. 보험수리적가정은 그 특성 상 외부정보이용자들에 의한 적정성 평가가 어려운 편이다(Jin et al., 2006). 특히 퇴직급여 관련정보는 매우 복잡하여 일반투자자 뿐 아니라 수준 높은 재무분석가들조차도 이로 인한 이익변동 효과를 정확하게 이해하기 어려운 것으로 알려진다(Coronado and Sharpe, 2003; Picconi, 2006).²⁶⁾ 이에 경영자가 보험수리적가정을 재량적으로 결정하더라도 시장은 그로 인한 이익변동 효과를 인지하지 못할 것이므로 보험수리적가정은 비교적 안전한 이익조정 수단으로 여겨진다(Asthana, 2008). An et al.(2014)은 보험수리적가정을 이용한 이익조정집단과 비교집단이 보고하는 초과이익에 대한 시장의 반응을 통해 시장이 이익조정 행위를 인지하는지를 분석하였다. 분석결과 시장은 이익조정집단과 비교집단이 보고하는 초과이익에 대하여 우호적인 반응을 보였으며 두 집단에 대한 시장반응에는 질적인 차이가 발견되지 않았다. 이는 투자자들이 보험수리적가정의 변동으로 인해 상향조정된 이익과 정상영업활동을 통해 발생한 이익을 구분하지 못함을 보여준다. Bergstresser et al.(2006)은 시장이 기업의 퇴직급여 관련 이익과 정상영업이익을 구분하지 못한다는 사실은 경영자로 하여금 보험수리적가정을 이용한 이익조정 동기를 증진시킨다고 하였다.

그러나 한편으로는 관련 공시가 적절하게 이루어지고 있다면 투자자들은 개별기업 및 시장이 처한 환경과 일관되지 않은 보험수리적가정의 변동과 이로 인한 이익 변동효과를 인지할 가능성도 존재한다. Asthana(2008)는 시장이 비록 복잡한 연금정보를 정확하게 이해하기는 어려울지라도 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성을 어느 정도 인지할 수 있다면 이에 대해 적절한 조정(discount) 반응을 나타낼 수 있다고 주장하였다. 이러한 사실은 시장이 보험수리적가정에 대한 공시정보를 효율적으로 이용할 수 있음을 의미한다. 그러나 분석결과에 따르면 시장이 보험수리적가정의 변동으로 인한 이익변동 효과를 어느 정도 인지하고 이에 대해 부정적인 반응을 보임으로써 이익조정 효과를 수정(adjust)하는 경향이 나타나기는 하였으나 그 과정에서 이익조정 영향이 완전하게 제거하기는 어려운 것으로 확인되었다. 따라서 이익 공시시점 이후에도 투자자들은 여전히 부풀려진 이익에 근거하여 투자 의사결정을 내리고 있는 것으로 나타났다.

26) Franzoni and Marin(2006)은 일반적으로 투자자들이 퇴직연금 과소적립 기업을 과대평가하는 경향이 있음을 밝혔는데 이 또한 투자자들이 퇴직급여 관련 정보를 정확히 이해하지 못함을 보여준다.

한편 An et al.(2014)은 보험수리적가정을 이용한 이익조정 행위가 시장에서 단기간 내 드러나기는 어려운 만큼 초과이익 보고에 따르는 단기적인 시장의 혜택을 누리기 위한 수단으로 이용될 수는 있으나, 장기적으로는 오히려 기업의 재무성과를 저하시키는 요인으로 작용할 수 있음을 밝혔다. 구체적으로 보험수리적가정을 이용한 이익조정 시점으로부터 향후 5년간의 주식수익률 및 영업성과를 비교한 결과, 이익조정을 통해 초과이익을 보고한 기업의 장기 비정상 주식수익률은 정상적으로 초과이익을 보고한 기업에 비해 유의하게 낮은 것으로 확인되었다. 또한 이익조정 집단은 향후 5년간의 영업이익, 자산수익률, 이익성장률, 연구개발비 및 자본비용의 비중 등을 통해 측정된 장기 영업성과 및 자본투자 측면에서도 상대적으로 저하된 결과를 보였다. 이는 발생액을 이용한 이익조정 이후 나타날 수 있는 발생액의 반전효과 또는 보험수리적가정의 조정과 같은 근시안적인 전략을 활용하는 경영자의 능력 부족으로부터 기인한 경영자 특성효과에 의한 것일 수 있다고 해석되었다.

4. 연구 설계

4.1 연구가설 설정

4.1.1 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성

경영자는 기업의 당기이익이 이익목표치에 미달하는 경우 이익목표치 달성을 위한 이익조정 유인을 가질 것으로 예상된다. 이는 기업이 이익목표치를 달성한 경우 주어지는 시장의 보상과 이를 미달한 경우 처하게 되는 불이익으로 인한 것이다(DeAngelo et al., 1996; Barth et al., 1999; Bartov et al., 2002; Kasznik and McNichols, 2002; Lopez and Rees, 2001; Skinner and Sloan, 2002). 본 연구에서는 이익목표치 달성을 위한 이익조정 수단으로서 퇴직급여 산정 시 추정되는 보험수리적가정에 주목하였다. 보험수리적가정은 경영자 재량에 따른 조정이 손쉬우며 재무제표 항목에 미치는 영향도 큰 편이라 효과적인 이익조정 수단이 될 수 있다(Asthana, 2008; An et al., 2014). 또한 외부정보이용자들이 보험수리적가정의 변동으로 인한 이익변동 효과를 이해하기는 어려워(Coronado and Sharpe, 2003; Beaver and Venkatachalam, 2003; Brown, 2004; Danbolt and Rees, 2008) 안전한 이익조정 수단으로 평가되기도 한다.

퇴직급여 산정에 영향을 미치는 보험수리적가정은 할인율, 기대임금상승률, 기대수익률로 구성되며 각 보험수리적가정의 추정과정에서 경영자의 재량이 개입될 여지가 존재한다. 그럼에도 국내 실정에서는 기대임금상승률이 가장 유력한 이익조정 수단이 될 것으로 예상된다. 이는 기대임금상승률은 개별기업 정책에 따라 결정될 수 있어 경영자의 주관적 판단이 반영되기 쉬운 환경에 놓여있기 때문이다(Yi et al., 2016). 할인율의 경우 추정 규정이 비교적 명확하게 제시되고 있어 경영자 재량 개입 여지가 비교적 적은 편에 속한다. 그럼에도 여전히 정책적 의사결정에 있어 경영자의 판단이 개입될 여지는 존재하므로 이익조정 수단으로서 이용될 가능성을 고려할 수 있다. 한편 국외연구에서 가장 주목해 온 기대수익률의 경우에도 추정과정에서 경영자 재량 개입 여지가 큰 편이나, 국내에서는 2013년 기준개정 이후

기대수익률을 이용한 이익조정 가능성은 사라졌다. 그러나 본 연구에서는 기준개정 이전, 즉, 2012년까지는 국내에서도 기대수익률을 이익조정 수단으로 이용하는 경향이 있었는지를 확인하고자 한다.

먼저 기준개정 이전에는 국내에서도 기대수익률을 이익조정 수단으로 이용하였을 가능성을 예측해본다. 기대수익률은 사외적립자산의 공정가치에 적용되어 퇴직급여 산정 시 차감항목인 사외적립자산의 기대수익을 측정하기 위한 재무적가정이다. 따라서 기대수익률이 증가할수록 퇴직급여는 감소되어 이익 상향조정 효과를 기대할 수 있다. 기대수익률은 사외적립자산의 실제수익률과는 달리 회계기간 초 시장에서 형성된 기대치에 근거하여 추정되는데, 연금자산 투자수익률에 대한 기대치는 경영자 판단에 따르므로 재량 개입 여지가 큰 것으로 평가된다 (Asthana, 2008; An et al., 2014; Bergstresser et al., 2006). Amir and Benartzi(1998)는 사외적립자산의 기대수익률과 실제수익률 간 상관관계가 나타나지 않는다고 밝혔는데, 이는 기대수익률이 역사적 수익률의 추세를 반영한 시장의 기대치에 따라 추정되지 않음을 암시한다. 따라서 2012년까지는 국내에서도 기대수익률을 이용한 이익조정이 행해졌을 가능성이 존재한다.

다음으로 기대임금상승률을 이익조정 수단으로 이용할 가능성을 예측해본다. 기대임금상승률은 확정급여채무 산정기반이 되는 종업원과 종업원 예상퇴직시점에 대한 재무적가정이다. 기대임금상승률은 미래의 임금상승을 고려하여 지급하게 될 퇴직금 추정에 이용되는데, 퇴직금은 퇴직시점의 종업원 평균임금 수준에 따라 정해지며 퇴직시점의 평균임금은 매년 기대임금상승률을 기반으로 예측된다. 따라서 기대임금상승률이 감소할수록 미래 지급될 예상퇴직금이 감소하므로 확정급여채무의 현재가치는 감소하게 되며, 이를 기반으로 추정하는 퇴직급여 구성요소인 근무원가와 이자원가 또한 감소한다. Naughton(2019)의 시뮬레이션 결과²⁷⁾를 보면 기대임금상승률의 감소는 확정급여채무와 퇴직급여원가를 감소시켜 보고이익을 증가시키는 것으로 확인되었다.²⁸⁾ 기대임금상승률은 추정과정에서 경영자의 재량 개입 여지가 높은 편인데, 이는 기준서 상 기대임금상승률 추정과 관련한 명확한 규정이 제시되지 않기 때문이다. 기준서에서는 물가상승률과 같은 거시경제적 요소 이외에도 임직원의 연공, 승진 및 그 밖의 관련성 있는 요소들을 고려하여 기대임금상승률을 추정하도록 규정한다. 그러나 그 밖의 관련성 있는 요소들에 대한 구체적 명시가 없으므로 경영자의 자의적 판단이 가능하다. 또한 기대임금상승률은 개별기업의 특성 및 내부정책에 의해 결정되는 사안이라 외부정보이용자들은 관련정보에 대한 접근 부족으로 인해 기대임금상승률의 적정성을 판단하기 어렵다. 따라서 국내에서는 기대임금상승률을 이용한 이익조정 가능성이 클 것으로 보인다.

마지막으로 할인율을 이익조정 수단으로 이용할 가능성을 예측해본다. 할인율은 확정급여채무 현재가치 할인 또는 이자원가 산정 시 적용되는 재무적가정이다. 확정급여채무는 종업원 예상

27) 자세한 결과는 Naughton(2019) p. 462에 제시된 <Table 1>을 참조.

28) 구체적으로 기대임금상승률의 감소에 따라 근무원가와 이자원가 모두 감소하는 것으로 나타났다. 이 때 할인율 및 기대수익률은 동일하게 유지된 것으로 가정한다.

퇴직시점에 대한 가정을 바탕으로 추정된 퇴직급여 중 평가일 현재까지의 근무기간에 해당하는 금액을 할인하여 현재가치로 환산한 값으로 산정된다. 따라서 할인율이 증가할수록 확정급여 채무의 현재가치는 감소하게 되며, 이를 기반으로 추정하는 퇴직급여 구성요소인 근무원가와 이자원가 또한 감소한다.²⁹⁾ Naughton(2019)의 시뮬레이션 결과를 보면 할인율의 증가는 확정급여채무와 퇴직급여원가를 감소시켜 보고이익을 증가시키는 것으로 확인되었다.³⁰⁾ 할인율은 기준서 상 보고기간 말 현재 우량회사채의 시장수익률을 참조하도록 규정한다. 또한 예상지급시기를 적용하지 않은 할인율 보고 시 외부감사인에게 이를 소명하는 등 비교적 엄격한 규제를 적용받는다. 이에 할인율은 다른 보험수리적가정에 비해 경영자의 의도적 조정이 가능한 범위가 크지 않을 것으로 보인다(Bergstresser et al., 2006; Yi et al., 2016). 그럼에도 여전히 기준서 상 명시되지 않은 우량회사채의 기준을 결정하는 등의 정책적 의사결정에 있어서 경영자 재량 개입 여지가 남아있다. 또한 Naughton(2019)은 다른 보험수리적가정 보다도 할인율의 변동에 따른 이익 변동효과가 가장 크다고 주장하며 할인율의 최소 조정을 통해 최대 이익조정 효과를 기대할 수 있음을 암시하였다. 따라서 할인율의 조정 범위가 크지는 않더라도 할인율을 이용한 이익조정 가능성을 배제할 수는 없다.

이에 본 연구에서는 개별 보험수리적가정이 이익조정 수단으로 이용될 가능성에 근거하여 다음과 같이 가설 1을 설정하였다. 여기서 낙관적인 보험수리적가정이란 할인율과 기대수익률의 증가 또는 기대임금상승률의 감소를 의미하며, 이와 같은 변동을 통해 퇴직급여의 감소와 보고이익의 증가효과를 기대할 수 있다.

가설 1: 경영자는 이익목표치 달성유인에 의해 낙관적 보험수리적가정을 보고할 것이다.

4.1.2 보험수리적가정을 이용한 이익조정에 대한 시장반응

본 절에서는 보험수리적가정을 이용한 이익조정에 대한 시장의 반응을 예측해본다. 먼저 시장은 일반적으로 이익목표치를 초과하여 보고되는 이익에 대해 우호적으로 반응할 것으로 예상된다. 이 때문에 당기이익이 이익목표치에 미달하는 경우 경영자는 이익조정을 통해서라도 이익목표치를 달성하고자 할 것이다(Bhojraj et al., 2009). 그러나 시장이 이익조정 행위와 이로 인한 이익 변동효과를 인지한다면 이익조정으로 부풀려진 초과이익에 대해서는 다소 차별적인 반응을 보일 것으로 예상된다. 즉, 시장은 이익조정기업이 보고한 초과이익에 대하여 부정적인 반응(discount)을 나타냄으로써 초과이익 보고로 인해 증가한 수익률을 조정(adjust)할

29) 그러나 할인율의 변동이 이자원가에 미치는 영향은 다소 복잡하다. 이자원가는 확정급여채무의 현재가치에 할인율을 곱하여 산출되므로 할인율의 증가는 확정급여채무의 현재가치를 감소시키는 동시에 이에 적용되는 이자율을 증가시켜 상반되는 효과가 동시에 발생하기 때문이다. 따라서 이자원가의 산출방식에 따르면 할인율의 증가가 이자원가를 소폭 상승시키게 되나, 할인율 증가에 따른 확정급여채무의 현재가치 감소효과와 일부 상계된다.

30) 구체적으로 할인율의 증가에 따라 근무원가는 감소하고 이자원가는 증가하였으나 이자원가의 증가폭이 근무원가의 감소폭에 비해 작게 나타났다. 따라서 할인율의 증가는 종합적으로 퇴직급여를 감소시키는 것으로 확인되었다. 이 때 기대임금상승률 및 기대수익률은 동일하게 유지된 것으로 가정한다.

것이다. Asthana(2008)의 연구에서는 관련 정보가 충분히 공시되고 있다면 시장참여자들은 보험수리적가정의 재량적 결정과 이로 인한 이익 변동효과를 인지할 수 있으며, 이에 시장반응을 조정함으로써 정상영업활동을 통해 보고된 초과이익과 이익조정을 통해 보고된 초과이익을 차별적으로 평가한다고 보고하였다. 그럼에도 이익조정으로 인한 이익 변동효과를 완전하게 이해하여 제거하기는 어려운 것으로 나타났으며, 이에 이익 공시 이후에도 투자자들은 여전히 부풀려진 이익에 근거하여 의사결정을 하는 것으로 보고되었다.

그러나 보험수리적가정의 특성을 고려한다면 보험수리적가정의 재량적 조정으로 인한 이익조정 행위가 시장에서 쉽게 드러나기는 어려울 것으로 보인다. 특히 퇴직연금 관련정보의 복잡성으로 인해 투자자들이 이를 정확하게 이해하기 어렵다는 선행연구의 주장이 이러한 가정을 뒷받침한다(Coronado and Sharpe, 2003; Franzoni and Marin, 2006). Picconi(2006)는 이러한 현상이 일반투자자 뿐 아니라 정교한 지식을 갖춘 재무분석가에게서도 나타난다고 주장하며 퇴직급여 회계정보의 복잡함을 강조하기도 하였다. 그 밖에도 Jin et al.(2006)은 투자자들이 퇴직급여 관련 정보를 완전히 이해하지 못함으로 인해 기업가치 평가 시 잘못된 의사결정을 내릴 가능성이 높다고 하였다. 따라서 이와 같은 보험수리적가정의 특성으로 인하여 시장은 보험수리적가정의 재량적 변동으로 인한 이익 변동효과를 쉽게 인지하지 못할 것으로 예상되는 바 이익 공시시점으로부터 단기간 내 이익조정 행위를 파악하기는 어려울 것으로 보인다. 따라서 시장은 이익조정을 통해 부풀려진 초과이익에 대해서도 여전히 우호적인 반응을 보일 것으로 예측된다. An et al.(2014)의 연구 결과에서도 보험수리적가정을 이용한 이익조정기업과 이익조정을 행하지 않은 비교기업의 보고이익에 대한 시장의 반응은 질적으로 유사한 것으로 확인되었다. 이에 다음과 같이 가설 2를 설정하였다.

가설 2: 시장은 이익 공시시점을 전후하여 보험수리적가정을 이용한 이익조정을 인지하지 못할 것이다.

한편 보험수리적가정을 이용한 이익조정집단은 정상적인 영업활동을 통해 초과이익을 보고하는 집단과 비교하였을 때 경영환경 및 재무상태가 불안정할 가능성이 높다. 이에 이익조정집단이 단기적으로는 부풀려진 초과이익에 대한 시장의 혜택을 누릴 수 있을지 모르나, 장기적인 관점에서도 이익조정의 혜택이 유지될 수 있는지에 대해서는 의문이 제기된다. An et al.(2014)은 보험수리적가정을 이용한 이익조정 행위가 다음의 이유로 인하여 기업의 장기 재무성과에 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 주장한다. 첫째, 보험수리적가정을 이용한 이익조정 행위가 발생액을 이용한 이익조정에 해당하는 만큼 향후 발생액의 반전효과(accrual reversal effect)로 인한 재무성과 저하 가능성을 들 수 있다. 퇴직급여 감소를 위한 보험수리적가정의 조정은 이익의 구성요소인 발생액을 증가시켜 이익을 조정한다. 그러나 경영자가 당기 보험수리적가정을 실제보다 낙관적으로 추정할 경우 당기 보고된 보험수리적가정은 미래 기업이 처하게 될 경제적 실질과 불일치 할 것이며, 이 경우 경영자는 정확한 퇴직급여 산정을 위해 미래 보험수리적가정을 보수적으로 추정해야 할 수 있다. 이로 인해 향후 발생액이 감소하게 되면 발생액의 반전효과가 나타나게 되는 것이다. 이 때 이익조정으로 부풀려진 이익은 발생액의

비중이 큰 만큼 미래 발생액의 반전효과로 인한 이익의 감소 정도는 더욱 클 것이며, 이는 주식수익률과 같은 미래 재무성과의 저하로 이어질 수 있다(Sloan, 1996).³¹⁾

둘째, 경영자 특성효과(managerial attribute effect)로 인한 장기 재무성과 저하 가능성을 고려할 수 있다. 보험수리적가정을 이용한 이익조정은 대부분 단기적 성과창출을 위한 단순한 방법으로서 하급전략으로 평가된다. 따라서 이와 같은 전략을 수립하는 경영자 또한 근시안적인 사고를 가진 자로서 경영자의 능력이 높지 않을 가능성이 제기된다. 이들 경영자의 특성은 비교적 손쉽게 단기적 성과를 창출할 수는 있으나 장기적인 관점에서는 부진한 결과를 직면할 가능성이 높다. 반면 우수한 능력을 갖춘 경영자는 이와 같은 임시적 방편 보다는 기업의 근본(fundamentals)을 개선시킴으로써 성과를 창출하는 장기적인 전략을 수립할 것으로 예상된다(An et al., 2014). 이러한 경영자의 특성을 고려해볼 때 다른 조건이 동일하다면 경영자의 능력이 낮은 기업은 경영자의 능력이 높은 기업에 비해 장기성과가 저하될 것으로 예측된다. 따라서 보험수리적가정을 이용한 이익조정기업의 경영자는 능력이 우수하지 못할 것이라는 가정 하에 해당기업의 장기 재무성과는 저하될 것으로 예측할 수 있다. 이에 다음과 같이 [가설3]을 설정하였다.

가설 3: 보험수리적가정을 이용한 이익조정기업의 장기성과는 비교적 저조할 것이다.

4.2 연구방법 및 연구모형

4.2.1 보험수리적가정을 이용한 이익조정 효과

본 연구는 경영자가 이익목표치 달성을 위한 수단으로 보험수리적가정을 이용할 가능성을 검증하고자 한다. 이를 위해 일차적으로 이익목표치 달성 유인을 가질 것으로 예상되는 표본을 파악해야 하는데, 일반적으로 경영자는 기업의 당기이익이 이익목표치에 미달하는 경우 이를 달성하기 위한 이익조정 유인을 가질 것이다. 이 때 이익목표치 달성 여부를 판단하기 위한 대상이 되는 당기이익이란 기업의 보고이익(REPEPS)에서 반영된 이익조정 효과를 제거한 조정전이익(DEFEPS)을 뜻한다. 본 연구에서는 조정전이익이 이익목표치에 미달하는 표본은 이익조정 유인을 가질 가능성이 높다고 보았다.

보험수리적가정을 이용한 이익조정 효과를 추정하여 보고이익에서 제거하는 과정은 다음과 같다. 본 연구에서는 An et al.(2014)을 따라 보험수리적가정의 재량적 결정 여부를 측정하는 기준점을 전기 보험수리적가정으로 설정하였다. 이는 전기에 보고된 보험수리적가정과 비교하여 당기에 보고된 보험수리적가정이 낙관적인 방향으로 변동한 경우 경영자의 재량적 회계선택이

31) 일반적으로 투자자들은 의사결정 과정에서 이익의 구성요소를 고려하지 않은 채 기업의 보고이익 수준에만 고착되는 경향이 있으며, 이로 인해 발생액의 비중이 큰 기업의 이익과 발생액의 비중이 작은 기업의 이익을 동일하게 평가하는 오류를 범할 가능성이 높다(Sloan 1996). 보험수리적가정을 이용한 이익조정은 발생액의 증가를 통해 이익을 조정하는 방법에 속하는 만큼, 보험수리적가정을 이용한 이익조정으로 인해 부풀려진 이익은 정상영업활동을 통해 보고된 이익과 비교하여 발생액의 비중이 높은 편이다. 그러나 투자자들은 단기적으로 보고이익의 크기에만 고착되어 두 종류의 이익을 동일하게 평가하는 오류를 범할 수 있다.

반영된 것으로 판단하는 개념이다. 달리 말하자면 경영자가 전기 보험수리적가정과 동일한 수준의 당기 보험수리적가정을 보고한 경우 보험수리적가정의 결정과정에서 경영자의 재량이 개입되지 않은 것으로 가정한다.³²⁾

먼저 가정의 변동으로 인한 이익 변동효과를 직관적으로 파악할 수 있는 기대수익률의 이익조정 효과는 Asthana(2008) 연구모형에 따라 다음과 같이 추정되었다. 기대수익률은 사외적립자산 공정가치에 적용되어 퇴직급여 차감항목인 사외적립자산의 기대수익을 산출한다. 따라서 기대수익률의 1% 증가는 사외적립자산의 공정가치x1% 크기만큼 퇴직급여(보고이익)를 감소(증가)시키는 효과를 초래한다. 모형 (1-1)에서는 이와 같이 당기 기대수익률(ERR) 수준과 기초 주당연금자산(PA)에 기대수익률을 적용한 기대수익이 보고이익(REPEPS) 수준에 미치는 영향을 상관계수(α)를 통해 파악한다.³³⁾ 다음으로 전기 기대수익률 수준이 동일하게 유지되는 경우(즉, 기대수익률이 재량적으로 추정되지 않은 경우) 보고되었을 이익, 즉, 보고이익에서 기대수익률의 변동으로 인한 이익조정 효과를 제거한 조정전이익(DEFEPS_E)을 추정하기 위해 앞서 측정된 상관계수(α)를 모형 (1-2)에 적용한다. 모형 (1-2)에서 모형 (1-1)을 빼면 모형 (1-3)과 같이 정리된다.

$$REPEPS_t = \alpha_0 + \alpha_1 ERR_t + \alpha_2 PA_{t-1} * ERR_t + \epsilon \quad (1-1)$$

$$DEFEPS_E = \alpha_0 + \alpha_1 ERR_{t-1} + \alpha_2 PA_{t-1} * ERR_{t-1} + \epsilon \quad (1-2)$$

$$DEFEPS_E = REPEPS_t + (\alpha_1^e + \alpha_2^e PA_{t-1} * (ERR_{t-1} - ERR_t)) \quad (1-3)$$

한편 기대수익률과는 달리 기대임금상승률 또는 할인율의 변동으로 인한 이익 변동효과는 복잡하게 얽혀있다. 이들 가정의 변동은 퇴직급여 구성요소 중 근무원가 및 이자원가에 영향을 미치는데 이를 통해 최종적으로 퇴직급여원가에 미치는 영향을 현재 공시되는 정보를 통해 파악하기에는 한계가 있다. 재무제표 주석에서는 이들 가정의 변동으로 인한 퇴직급여 변동 크기에 대한 정보는 공시되지 않으나 확정급여채무의 변동 크기를 나타내는 민감도정보는 의무 공시되고 있다. 물론 가정의 변동이 확정급여채무에 미치는 영향과 퇴직급여원가에 미치는 영향이 동일하지는 않을 것이다. 그러나 근무원가와 이자원가는 공통적으로 확정급여채무

32) 보험수리적가정의 낙관적 변동 여부를 판단하는 기준점을 설정함에 있어 다수의 선행연구에서는 보험수리적가정의 산업-연도 중위수(또는 평균)를 기준으로 설정하여왔다. 그러나 An et al.(2014)은 이와 같은 연구방법이 가지는 한계점을 지적하며 실무적으로 전기 대비 당기 보험수리적가정의 변동을 고려하여 경영자의 재량적 회계선택 여부를 판단하는 것이 더욱 적절하다고 주장하였다. 이에 본문에서는 보험수리적가정의 재량적 결정 여부를 측정하는 기준점을 전기 보험수리적가정으로 설정하였다. 그러나 연구결과의 강건성을 더하기 위해 산업-연도 중위수를 기준으로 설정하여 재차 분석을 진행한 결과 또한 본문의 결과와 질적으로 유사함을 확인하였다.

33) Asthana(2008)는 Judge et al.(1980)에서 제시된 순차적 모형 선택 방법(sequential model-selection method)을 이용하여 모형 (1-1)의 독립변수를 설정하였다. 구체적으로 ERR, PA, PA*ERR 변수를 순차적으로 모형에 포함시킨 후 설명력이 가장 높은 (1-1) 형태의 연구모형을 채택하였다. 모형 (1-1)의 독립변수로 PA 변수를 추가하는 것은 설명력에 큰 변화를 초래하지는 않으나 심각한 다중공선성 문제(VIF>110)를 일으키는 것으로 보고되었다.

현재가치 변동분을 기준으로 측정된다. 따라서 가정의 변동이 확정급여채무에 미치는 영향은 퇴직급여원가에 미치는 영향과 맥락을 같이 할 것으로 보인다. 이에 본 연구에서는 가정의 변동으로 인한 퇴직급여 감소분(=보고이익 증가분)의 대응치로서 확정급여채무의 민감도정보를 이용하였다.

기대임금상승률 및 할인율의 변동으로 인한 연금부채의 현재가치 변동크기는 기초 연금부채의 현재가치에 가정의 변동분과 민감도정보(%)를 적용하여 산출한다. 따라서 가정의 1% 변동은 확정급여채무의 현재가치×민감도정보(%)×1% 크기만큼 퇴직급여(보고이익)를 감소(증가)시키는 효과를 초래할 것으로 가정한다. 모형 (2-1)에서는 이와 같이 당기 보험수리적가정(AA = 기대임금상승률(CR)³⁴ 또는 할인율(DR)) 수준과 기초 확정급여채무(PBO)에 보험수리적 가정과 민감도정보(SEN=CSEN 또는 DSEN)³⁵를 적용한 값이 보고이익(REPEPS) 수준에 미치는 영향을 상관계수(α)를 통해 파악한다. 다음으로 전기 보험수리적가정이 동일하게 유지되는 경우 보고되었을 이익, 즉, 보고이익에서 이들 가정의 변동으로 인한 이익조정 효과를 제거한 조정전이익(DEFEPS_A=DEFEPS_C 또는 DEFEPS_D)을 추정하기 위해 앞서 측정된 상관계수(α)를 모형 (2-2)에 적용한다. 모형 (2-2)에서 모형 (2-1)을 빼면 모형 (2-3)과 같이 정리된다.

$$REPEPS_t = \alpha_0 + \alpha_1 AA_t + \alpha_2 PBO_{t-1} * SEN_t * AA_t + \epsilon \quad (2-1)$$

$$DEFEPS_{A_t} = \alpha_0 + \alpha_1 AA_{t-1} + \alpha_2 PBO_{t-1} * SEN_t * AA_{t-1} + \epsilon \quad (2-2)$$

$$DEFEPS_{A_t} = REPEPS_t + (\alpha_1^c + \alpha_2^c PBO_{t-1} * SEN_t) * (AA_{t-1} - AA_t) \quad (2-3)$$

4.2.2 이익조정 유인의 측정 기준

본 연구에서는 전술한 과정에 의해 추정된 기업의 조정전이익(DEFEPS)이 이익목표치(EXPEPS)에 미달하는 경우 경영자는 이익 상향조정 유인을 가질 것이라고 예상하였다. 이에 조정전이익이 이익목표치에 미달하는 경우(즉, DEFEPS < EXPEPS) 1의 값을, 조정전이익이 이익목표치를 이미 달성 또는 초과하는 경우(즉, DEFEPS ≥ EXPEPS) 0의 값을 가지는 더미변수 Incentive를 설정하였다. 이 때 DEFEPS는 이익조정 수단으로 이용될 것으로 예상하는 보험수리적가정의 종류에 따라 DEFEPS_E, DEFEPS_C, DEFEPS_D를 각각 이용한다. 또한 여기서 이익목표치는 선행연구에서 제시된 대표적인 세 가지 목표치인 전기이익, 재무분석가 이익예측치 및 순이익으로 설정하였다(Burgstahler and Dichev, 1997; Degoerge et al., 1999).³⁶ 이에

34) 이 때 기대임금상승률은 나머지 보험수리적가정과 달리 기대임금상승률의 감소로 인해 확정급여채무가 감소하는 구조를 보이고 있다. 본 모형에서는 해석의 편의를 위하여 나머지 보험수리적가정의 변동성과 관련된 방향성을 유지하고자 기대임금상승률에 -1을 곱하여 분석에 이용하였다.

35) CSEN는 기대임금상승률 1% 감소 시 확정급여채무의 감소 크기를 나타내며, DSEN는 할인율 1% 증가 시 확정급여채무의 감소 크기를 나타낸다.

36) 선행연구에서는 전통적으로 전기이익과 순이익을 주요한 이익목표치로 이용해왔다(Hayn, 1995; Barth et al., 1999; Bergstresser et al., 2006; Asthana, 2008 등). 그러나 최근의 연구에서는 재무분석가의 이익예측치를 이익목표치의 대응치로 활발히 이용하는 추세이다(Hribar et al., 2006;

본 연구에서는 이익목표치 변수를 다음과 같이 세 가지로 정의한다. EXPEPS1은 전기이익으로 정의하며 전기 주당순이익(EPS)을 이용하여 측정하였다. EXPEPS2는 재무분석가의 이익 예측치로 정의하며 이익공시일(재무제표 기준)로부터 3개월 이내 발표된 증권사별 최근 EPS 추정치의 평균값을 이용하였다. EXPEPS3은 순이익으로 정의하며 순손실과 순이익을 구분하는 기준인 0의 값으로 측정하였다. 전술한 세 가지 이익목표치는 이익조정 유인의 측정 기준이 되며 각 이익목표치를 기준으로 다음과 같이 세 가지 Incentive 변수가 생성된다. Incentive1은 전기이익(EXPEPS1)을 기준으로 조정전이익이 전기이익에 미달하는 경우 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. Incentive2는 재무분석가 이익예측치(EXPEPS2)를 기준으로 조정전이익이 재무분석가 이익예측치에 미달하는 경우 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. Incentive3은 0의 이익(EXPEPS3)을 기준으로 조정전이익이 0의 이익에 미달하여 순손실을 보고하는 경우 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다.

4.2.3 가설검증모형

4.2.3.1 가설 1의 검증모형

본 연구의 가설 1은 국내에서도 경영자가 이익목표치 달성유인에 의해 보험수리적가정을 낙관적으로 보고하는 경향이 있는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 이에 이익목표치 달성 유인이 높은 집단(Incentive=1)과 낮은 집단(Incentive=0)간 보험수리적가정의 차이를 검증하고자 한다. 본 연구에서는 개별 보험수리적가정이 이익조정 수단으로 이용될 가능성을 분석하기 위해 보험수리적가정의 종류별로 검증모형을 설정하였다. 각 모형의 종속변수는 보험수리적가정의 낙관적 여부를 측정하는 기준점인 전기 보험수리적가정과 당기 보험수리적가정의 차이를 나타내는 연속변수 및 더미변수로 설정된다. 모형 (3)은 기준개정 이전까지 기대수익률을 이익조정 수단으로 이용하였을 가능성을 분석하기 위한 검증모형으로, 종속변수는 전기와 당기의 기대수익률 차이(DiffERR) 및 당기 기대수익률 증가 여부(DumERR)를 나타내는 변수로 설정되었다. 모형 (4)와 모형 (5)는 각각 기대임금상승률과 할인율을 이익조정 수단으로 이용할 가능성을 분석하기 위한 검증모형으로, 종속변수는 전기와 당기의 가정 차이(DiffCR, DiffDR) 및 당기 기대임금상승률 감소 여부(DumCR) 또는 할인율 증가 여부(DumDR)를 나타내는 변수로 설정되었다. 여기서 기대임금상승률의 경우 이익 상향조정을 위해서는 나머지 보험수리적 가정과 반대 방향으로 변동하게 된다. 이에 본 연구에서는 해석의 편의를 위해 일관된 부호를 제시하고자 기대임금상승률 변동분에 -1을 곱하여 DiffCR 변수를 측정하였다. 따라서 변수의 값이 증가할수록 전기 대비 당기 기대임금상승률은 감소한 것으로 해석한다. 모든 모형의 관심변수는 Incentive로 설정되며 이익목표치의 종류에 따라 Incentive1부터 Incentive3까지 개별적으로 분석에 이용되었다.

그 밖에도 상기 모형에서는 경영자 재량 이외에 보험수리적가정 변동에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 다음과 같이 통제변수로 설정하였다. 선행연구(Lew, 2009; Naughton, 2019)에서는

Asthana, 2008; Bhojraj et al., 2009; An et al., 2014 등). Graham et al.(2005)은 시장에서 재무분석가의 이익예측치 달성여부가 전기이익 또는 순이익과 같은 전통적인 이익목표치의 달성보다 더 중요하게 평가된다고 주장하였다.

보험수리적가정 간 상호작용의 중요성을 강조하는데, 이에 따르면 경영자는 특정 보험수리적 가정을 결정하는 과정에서 다른 보험수리적가정의 수준을 고려할 것으로 예상된다. 이에 각 모형에서는 종속변수로 설정된 보험수리적가정 이외의 가정들을 통제변수로 포함하였다.³⁷⁾ 또한 동일산업 내 속한 타기업들의 보험수리적가정 추정 경향이 개별기업의 보험수리적가정 추정 시 미칠 수 있는 영향을 통제하고자 산업·연도별 보험수리적가정의 중위수 변동값을 포함하였다. 그 밖에 보험수리적가정의 결정에 영향을 미칠 수 있는 공통요인으로 기업의 재무상태, 지배구조 및 감사인의 영향 등을 통제해 주었다. 구체적으로 기업이 처한 경제적 실질이 보험수리적가정의 결정에 미치는 영향을 통제하기 위하여 기업규모(SIZE), 영업이익(OPER), 영업현금흐름(OCF), 순자산총이익률(ROA), 부채수준(DEBT), 시장가치 대 장부가치(MTB)를 통제변수에 포함하였다. 그 외 기업의 지배구조와 감사인의 특성이 경영자의 재무적 회계선택을 통제하여 적절한 수준의 보험수리적가정을 추정하는데 영향을 미칠 것으로 판단하여 기업의 사외이사 비중(BOD), 대규모 기업집단 여부(GROUP), 최대주주 지분율(MAJOR), 외국인지분율(FOR)과 외부감사인의 BIG4 여부(BIG4)를 추가하였다. 또한 코스피시장과 코스닥시장의 차이³⁸⁾가 연구결과에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위해 시장유형을 통제하는 더미변수(KOSPI)를 포함하였다.

다음으로 기준서 상 개별 보험수리적가정의 추정과정에서 경영자가 고려하도록 명시된 비재량적 요소들을 통제변수로 설정하였다. 모형 (4)에서는 기대임금상승률 추정 시 고려되는 요소들을 다음과 같이 통제하였다. 기준서 제1019호 97절에서는 미래의 임금상승률은 물가상승률, 연공, 승진 및 그 밖의 관련성 있는 요소들을 고려하여 추정하도록 정한다. 그러나 기대임금상승률은 기준서에서 명시된 요소들 이외에도 기업의 정책과 같은 내부적 요인에 의해 영향을 받으므로 일반적인 공시정보 만으로는 임금상승률의 결정요인을 파악하기 어렵다. 본 연구에서는 기준서에 명시된 물가상승률(Inflation)과 종업원의 근속기간(Duration)을 미래 임금상승률의 비재량적 결정요인으로 설정하였다.³⁹⁾ ‘그 밖의 관련성 있는 요소들’은 기준서에서 상세히 명시되지 않는바 일반적으로 미래 임금상승률의 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 요소들로 구성하였으며,⁴⁰⁾ 이들은 개별기업의 평균임금수준(AverWage)과 직원 수(EmpNum), 그리고

37) 그러나 모형 (4)와 모형 (5)의 통제변수로 기대수익률을 포함하지는 못하였다. 기대수익률은 기준개정으로 인해 2013년부터 퇴직급여 산정과정에 반영되지 않고 공시항목에서도 제외되었다. 이에 기대수익률에 대한 데이터가 이용 가능한 연구기간이 2012년까지로 한정되므로 표본수의 불일치로 인해 통제변수로 포함되기 어렵기 때문이다. 또한 퇴직급여 산정과정에서 제외됨에 따라 경영자가 할인율의 결정과정에서 기대수익률의 수준까지 고려하지는 않을 것으로 예상된다.

38) 코스피시장과 코스닥시장은 제도적 측면에서의 차이 뿐 아니라 시장 효율성, 정보비대칭, 투자자 구성 등 다양한 측면에서 차이가 존재한다.

39) 그러나 직원 승진과 관련한 정보는 공시되지 않으므로 수집하지 못하였다.

40) 신고전주의적 임금결정모형(neoclassical wage determination model)에 의하면 임금상승률은 물가상승률과 노동생산성증가율(실질임금상승률)에 의해 결정되는 것으로 알려져 있다(Ma, 2011). 여기서 노동생산성증가율은 적정 임금을 산정 시 주로 이용되는 노동생산성지표를 이용하여 측정하였다.

거시 경제적 요소인 최저임금수준(MinWage), 노동생산성증가율(LPI) 및 명목임금상승률(NWD)로 구성된다. 모형 (5)에서는 할인율 추정 시 고려되는 요소들을 다음과 같이 통제하였다. 기준서 제1019호 91절에서는 할인율 추정 시 보고기간 말 현재 우량회사채의 시장수익률을 참조하여 결정하도록 명시하고 있다. 이에 전기와 당기의 우량회사채 시장수익률의 변동이 동 기간 할인율의 변동에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 우량회사채의 시장수익률 차이($\Delta CorpBond$)를 통제변수로 포함하였다.⁴¹⁾ 그러나 기준서 상 우량회사채의 등급에 대한 자세한 규정까지 명시되지는 않은 만큼 이와 관련한 정책적 의사결정에서 경영자의 재량이 개입될 여지는 남아있다(Yi et al., 2016). 한편 기준서 제1019호 126절에서는 사외적립자산의 기대수익은 확정급여채무가 존속하는 전체기간의 수익에 대해 회계기간 초 시장에서 형성된 기대치에 기초하여 결정하도록 규정한다. 여기서 사외적립자산 수익에 대한 시장의 기대치란 사외적립자산의 실제수익률에 관한 역사적 정보에 기초하여 형성된다.⁴²⁾ 그러나 주식에서 사외적립자산의 실제수익률에 대한 정보는 공시되지 않으므로 관련 정보 수집의 한계로 인하여 모형 (3)의 통제변수로 포함하지 못하였다.⁴³⁾ 모든 모형에는 표본의 산업·연도별 차이가 결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 산업·연도 더미변수를 통제변수로 포함하였다.

$$\begin{aligned}
 DiffERR_t (DumERR_t) = & \beta_1 + \beta_2 Incentive_{1,2,3} + \beta_3 DR_t + \beta_4 CR_t + \beta_5 TRIANGLEMERR_t \\
 & + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 OPER_t + \beta_8 OCF_t + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} DEBT_t + \beta_{11} MTB_t \\
 & + \beta_{12} BOD_t + \beta_{13} GROUP_t + \beta_{14} MAJOR_t + \beta_{15} FOR_t + \beta_{16} BIG_t \\
 & + \beta_{17} KOSPI_t + \sum YEAR + \sum INDUS + \epsilon
 \end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{aligned}
 DiffCR_t (DumCR_t) = & \beta_1 + \beta_2 Incentive_{1,2,3} + \beta_3 DR_t + \beta_4 TRIANGLEMCR_t + \beta_5 INflation \\
 & + \beta_6 Duration_t + \beta_7 AverWage_t + \beta_8 EmpNum_t + \beta_9 MinWage_t + \beta_{10} LPI_t \\
 & + \beta_{11} NW_t + \beta_{12} SIZE_t + \beta_{13} OPER_t + \beta_{14} OCF_t + \beta_{15} ROA_t + \beta_{16} DEBT_t \\
 & + \beta_{17} MTB_t + \beta_{18} BOD_t + \beta_{19} GROUP_t + \beta_{20} MAJOR_t + \beta_{21} FOR_t + \beta_{22} BIG_t \\
 & + \beta_{23} KOSPI_t + \sum YEAR + \sum INDUS + \epsilon
 \end{aligned} \tag{4}$$

41) 본 연구에서는 우량회사채 시장수익률의 대응치로 AA-등급의 회사채 수익률을 이용하였다.
 42) 개별기업의 사업보고서 주식에서는 기대수익률의 추정 시 역사적 수익률(또는 사외적립자산의 평균수익률) 추세를 고려하여 결정하였음을 명시하고 있다.
 43) 본 연구에서는 사외적립자산의 기대수익률이 장기 실제수익률(long-run actual return)과 일관되게 나타난다고 주장한 Blankley and Swanson(1995)의 연구결과에 근거하여 실제수익률의 역사적 정보의 대응치로 과거 기대수익률을 이용하고자 하였다. 그러나 Amir and Benartzi(1998)는 기대수익률과 과거 및 미래 실제수익률 간의 관련성이 매우 낮다고 주장한 바 있다. Jones and Walker(2003)의 연구 또한 일부 기업에서 기대수익률이 실제수익률보다 낙관적으로 추정되고 있음을 보여주며 기대수익률이 실제 시장성과(market performance)와 일관성을 나타내지 못한다고 주장하였다. 이와 같이 상반된 주장이 혼재되어 있는 바 실제수익률의 역사적 정보를 대체할 적절한 대응치를 찾지 못하였다.

$$\begin{aligned}
 DiffDR_t(DumDR_t) = & \beta_1 + \beta_2 Incentive_{1,2,3} + \beta_3 CR_t + \beta_4 TRIANGLEMDR_t \\
 & + \beta_5 \Delta CorpBond_t + \beta_6 SIZE_t + \beta_7 OPER_t + \beta_8 OCF_t + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} DEBT_t \\
 & + \beta_{11} MTB_t + \beta_{12} BOD_t + \beta_{13} GROUP_t + \beta_{14} MAJOR_t + \beta_{15} FOR_t + \beta_{16} BIG4_t \\
 & + \beta_{17} KOSPI_t + \sum YEAR + \sum INDUS + \epsilon
 \end{aligned} \tag{5}$$

$DiffERR_t$: 당기 기대수익률-전기 기대수익률;

$DumERR_t$: 당기 기대수익률이 전기보다 증가하였으면 1, 아니면 0;

$\Delta MERR_t$: 전기와 당기의 기대수익률의 산업·연도 중위수 차이;

$DiffCR_t$: $-1 \times$ (당기 기대임금상승률-전기 기대임금상승률);

$DumCR_t$: 당기 기대임금상승률이 전기보다 감소하였으면 1, 아니면 0;

ΔMCR_t : $-1 \times$ (전기과 당기의 기대임금상승률의 산업·연도 중위수 차이);

$DiffDR_t$: 당기 할인율-전기 할인율;

$DumDR_t$: 당기 할인율이 전기보다 증가하였으면 1, 아니면 0;

ΔMDR_t : 전기와 당기의 할인율의 산업·연도 중위수 차이;

DR_t : 당기 할인율;

CR_t : 당기 기대임금상승률;

Incentive1: DEFEPS<EXPEPS1 이면 1, 아니면 0(EXPEPS1 = 전기 EPS);

Incentive2: DEFEPS<EXPEPS2 이면 1, 아니면 0(EXPEPS2 = 재무분석가 예측치);

Incentive3: DEFEPS<EXPEPS3 이면 1, 아니면 0(EXPEPS3 = 0의 이익);

$SIZE_t$: 기초총자산의 자연로그값;

$OPER_t$: 기초영업이익/매출액;

OCF_t : 기초영업현금흐름/기초총자산;

ROA_t : 당기순이익/기초총자산;

$DEBT_t$: 기초총부채/기초총자산;

MTB_t : 보통주 시장가치/순자산 장부가치;

BOD_t : 기업의 사외이사 비중;

$GROUP_t$: 대규모 기업집단 소속기업이면 1, 아니면 0;

$MAJOR_t$: 최대주주의 보통주 지분율(%);

FOR_t : 외국인 지분율(%);

$BIG4_t$: 기업의 외부감사인이 BIG4이면 1, 아니면 0;

$KOSPI_t$: 코스피 기업이면 1, 아니면 0;

$Inflation_t$: 물가지수상승률(%);

$Duration_t$: 종업원 평균근속연수;

$AverWage_t$: 종업원 평균임금수준/매출액;

- $EmpNum_t$: 종업원수의 자연로그값;
- $Min Wage_t$: 최저임금수준의 자연로그값;
- LPI_t : 노동생산성증가율(%);
- NWI_t : 명목임금상승률(%);
- $\Delta CorpBond_t$: 전기와 당기의 우량회사채(AA-) 시장수익률의 차이;

4.2.3.2 가설 2의 검증모형

본 연구의 가설 2는 외부정보이용자들이 보험수리적가정의 재량적 결정과 이로 인한 이익 변동효과를 인지하는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 표본은 크게 이익조정집단과 비교집단으로 구분되는데, 여기서 이익조정집단은 전기 대비 보험수리적가정이 낙관적으로 추정되었으며 이로 인해 이익이 상향되어 이익목표치를 달성(또는 초과)한 것으로 의심되는 표본들로 구성된다. 즉, 조정전이익은 이익목표치에 미달하나 보험수리적가정의 변동으로 인해 이익목표치를 달성한 보고이익이 공시된 표본들을 의미한다. 반면 비교집단은 ① 전기 대비 보험수리적가정이 보수적으로 추정(또는 동일하게 유지)되었으나 여전히 이익목표치를 달성(또는 초과)하는 기업, ② 전기 대비 보험수리적가정이 낙관적으로 추정되었으며 여전히 이익목표치를 달성(또는 초과)하는 기업, 3) 전기 대비 보험수리적가정이 낙관적으로 보고되었으나 여전히 이익목표치에 미달하는 기업으로 구성된다.⁴⁴⁾ 비교집단에 속한 표본들은 보험수리적가정의 변동으로 인한 이익조정 가능성이 의심되지 않는다는 공통점을 가진다. 본 절에서는 기업의 초과이익 보고에 대한 시장반응을 분석하기 위해 기업의 이익공시일(EAD)을 전후한 3일간의 주식수익률을 측정하였다. 이 때 이익공시일을 기점으로 측정한 시장수익률이 이익의 최초공시에 대한 시장의 반응과 정보효과를 충분히 반영하기 위해서는 이익 공시시점을 정확하게 파악하는 것이 중요하므로 Baik et al.(2012)의 연구⁴⁵⁾를 따라 이익공시일을 (1)영업(잠정)실적공시일, (2)이익변동공시일, (3)주주총회소집통지일 중 가장 이른 날짜로 선정하였다.

$$\begin{aligned}
 CAR_t = & \delta_1 + \delta_2 ESURP_{1,2,3} + \delta_3 EM_t + \delta_4 ESURP_{1,2,3} * EM_t + \delta_5 MKV_t + \delta_6 BTM_t + \delta_7 SIZE_t \\
 & + \delta_8 ROA_t + \delta_9 DEBT_t + \delta_{10} TRIANGLENA_t + \delta_{11} BETA_t + \alpha_{12} MOM_t + \delta_{13} \Delta DIV_t \quad (6) \\
 & + \sum YEAR + \sum INDUS + \epsilon
 \end{aligned}$$

44) 여기서 ‘여전히’라는 표현은 조정전이익과 보고이익의 이익목표치 달성여부(status)가 보험수리적가정의 변동과 무관하게 동일한 상태로 유지됨을 의미한다. 본 연구의 비교집단은 An et al.(2014)이 제시한 정의에 따라 구성되었다. 그러나 비교집단에 포함되지 못한 나머지 표본들까지 모두 비교집단으로 포함하여 재차 분석한 결과 또한 본문에서 제시하는 결과와 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

45) Baik et al.(2012)의 연구에서는 ‘영업(잠정)실적공시’를 포함하여 가장 이른 날짜를 이익공시일로 선정할 때 공시 효과가 가장 크게 나타난다는 결과를 보고하였다. 또한 ‘영업(잠정)실적공시일’이 가장 이른 공시일임에도 이를 배제하고 더 늦은 날짜를 이익공시일로 선택한 경우 이익공시일로 선택된 날에 나타나는 시장반응은 실제 이익발표에 대한 시장의 최초반응과는 다를 수 있어 최초 이익 공시시점에서 나타나는 정보효과를 정확하게 측정하기 어려운 것으로 확인되었다.

- CAR_t : 이익공시일 기준으로 [-1, +1]일 간의 시장조정 누적비정상수익률;
- $ESurp1$: 전기 EPS 초과수익 = [(REPEPS-EXPEPS1)/EXPEPS1의 절대값];
- $ESurp2$: 재무분석가 예측치 초과수익 = [(REPEPS-EXPEPS2)/EXPEPS2의 절대값];
- $ESurp3$: 0의 이익 초과수익 = [(REPEPS-EXPEPS3)/PRICE], 여기서 EXPEPS3=0;
- EM_t : 이익조정집단과 비교집단을 구분하는 더미변수
- EMD : 전기 대비 할인율의 증가로 이익목표치를 달성(초과)한 경우 1, 아니면 0;
 - EMC : 전기 대비 임금상승률의 감소로 이익목표치를 달성(초과)한 경우 1, 아니면 0;
 - EME : 전기 대비 기대수익률의 증가로 이익목표치를 달성(초과)한 경우 1, 아니면 0;
- MKV_t : 보통주 시장가치의 자연로그값;
- BTM_t : 순자산의 장부가치 대 보통주의 시장가치 비율;
- $SIZE_t$: 당기총자산의 자연로그값;
- ROA_t : 당기순이익/기초총자산;
- $DEBT_t$: 당기총부채/기초총자산;
- ΔNA_t : (당기순자산-전기순자산)/기초총자산;
- $BETA_{t-1}$: 베타;
- MOM_t : 직전 6개월간의 주식수익률;
- ΔDIV_t : (당기배당금-전기배당금)/기초총자산.

모형 (6)의 종속변수 CAR(누적평균비정상수익률)은 이익공시일을 기준으로 [-1, +1]의 기간(즉, 3일)동안의 시장수익률을 조정(market-adjusted)한 주식수익률을 누적하여 측정한다. 모형 (6)은 이익조정집단과 비교집단이 보고하는 초과이익에 대한 시장의 차별적인 반응을 측정하기 위한 것으로 관심변수는 당기 초과이익을 측정하는 ESurp 변수와 이익조정집단과 비교집단을 구분하는 더미변수인 EM 변수와의 결합변수(ESurp*EM)로 설정한다. 이 때 이익조정 수단으로 이용되었을 것으로 가정하는 보험수리적가정의 종류에 따라 기대수익률을 이용한 경우 EME, 기대임금상승률을 이용한 경우 EMC, 할인율을 이용한 경우 EMD 변수로 구분하여 정의하였다. ESurp는 기업의 보고이익이 이익목표치를 초과하는 정도를 나타내며 이익목표치 종류에 따라 ESurp1부터 ESurp3까지 구분하여 측정된다. 일반적으로 투자자들은 이익목표치에 대한 초과이익이 클수록 긍정적인 반응을 보일 것이므로 α_2 는 유의한 양의 값을 가질 것으로 예측된다. 한편 결합변수 ESurp*EM의 계수는 두 집단이 공시하는 초과이익에 대한 시장의 차별적인 반응을 측정한다. 만약 시장이 이익조정 행위를 인지하고 이로 인해 부풀려진 초과이익이 공시되었음을 이해한다면 이익조정집단이 보고한 초과이익에 대해서 비교집단과는 다소 차별적인 반응을 보일 것이다. 그러나 보험수리적가정의 특성 상 투자자들이 이를 이용한 이익 변동효과를 인지하기는 어려운 것으로 알려진 만큼 두 집단에 대한 시장의 차별적인 반응이 나타나지 않을 가능성이 높다. 이 경우 α_4 는 유의한 값을 가지지 않을 것이다.

4.2.3.3 가설 3의 검증모형

본 연구의 가설 3은 보험수리적가정을 이용한 이익조정기업의 장기 재무성과를 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이익조정 행위가 단기적으로는 시장에서 드러나지 않아 기업이 혜택을 누릴 수 있을지 몰라도 장기적으로는 혜택이 유지되지 못할 가능성이 제기되기 때문이다. 연구목적에 따라 검증의 대상은 당기 초과이익을 보고한 기업들로만 구성하며 이 중 이익조정을 행한 기업은 이익조정집단으로, 이익조정과 무관하게 초과이익을 보고한 기업은 정상이익집단으로 구분한다. 이 때 이익조정집단은 앞서 가설 2 검증을 위한 이익조정집단과 동일하게 구성되며, 정상이익집단은 앞서 정의된 비교집단 중 초과이익을 보고한 집단(즉, ①과 ②)만으로 구성된다. 검증모형 (7)에서는 기업의 장기재무성과를 측정하는 대응치로 이익공시일 이후 24개월(2년) 동안의 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 종속변수로 설정하였다.⁴⁶⁾ 관심변수는 이익조정집단과 정상이익집단을 구분하는 EML 변수로 설정하였으며, 이는 이익조정 수단으로 이용되었을 것으로 보는 보험수리적가정의 종류에 따라 EMLD와 EMLC로 정의하였다. 한편 기대수익률을 이익조정 수단으로 이용하는 경우 당기 초과이익을 보고한 표본 수는 44 기업-연도 표본에 그쳐 분석대상에서 제외하였다.⁴⁷⁾

$$BHAR_t = \gamma_1 + \gamma_2 EML_t + \gamma_3 MKV_t + \gamma_4 BTM_t + \gamma_5 SIZE_t + \gamma_6 ROA_t + \gamma_7 DEBT_t + \sum YEAR + \sum INDUS + \epsilon \tag{7}$$

$BHAR_t$: i 주식의 t년 동안의 매입-보유 초과수익률

EML_{LT} : 이익조정집단과 정상이익보고집단을 구분하는 더미변수

- EMD_{LT} : 전기 대비 할인율 증가로 이익목표치를 달성(초과)한 경우 1, 할인율의 증가 여부와 무관하게 이익목표치를 달성(초과)한 경우 0;

- EMC_{LT} : 전기 대비 임금상승률 감소로 이익목표치를 달성(초과)한 경우 1, 기대임금 상승률의 감소 여부와 무관하게 이익목표치를 달성(초과)한 경우 0;

여기서 종속변수로 설정된 BHAR은 공시기간 동안 해당 기업의 주식을 매입하여 보유할 경우 얻게 될 복리수익률에서 각 벤치마크 복리수익률을 제하여 측정한다. 이 때 벤치마크 수익률은 가치가중(vw)과 동일가중(ew) 두 가지 방식으로 제시된 시장지수를 모두 이용하였다. 모형 (8)~(10)은 BHAR의 측정과정을 제시하며 여기서 $r_{i,t}$ 는 개별기업 i의 t년도 연간 수익률을, $rm_{i,t}$ 는 시장수익률을 동일가중 및 가치가중으로 평균하여 측정한 벤치마크의 t년도 연간 수익률을 뜻한다.

$$R_{i,t} = \prod_{t=1}^2 (1 + r_{i,t}) - 1 \tag{8}$$

46) 따라서 가설 3의 분석을 위해 사용된 데이터의 기간은 2020년까지로 확장되었다.

47) 표본수 n=50은 분석에서 허용될 수 있는 최소 표본수로 알려져 있다(Velicer and Fava, 1998).

$$R_{m,t} = \prod_{t=1}^2 (1 + r_{m,t}) - 1 \quad (9)$$

$$BHAR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (10)$$

4.3 표본의 선정과 자료수집

본 연구는 K-IFRS가 전면 도입된 2011년부터 2018년까지 유가증권거래소 및 코스닥시장에 상장된 12월 결산기업 중 확정급여형 퇴직연금제도만을 채택하여 운영하는 비금융권 기업들을 대상으로 표본을 선정하였다. 그 밖에 보고기간 종료일 현재 자본잠식 기업과 연금회계정보 산정에 적용된 보험수리적가정에 대한 정보가 주식에 공시되지 않거나 분석에 이용되는 기타 재무정보의 입수가 어려운 기업은 표본에서 제외되었다. 본 연구에서는 보험수리적가정의 낙관적 추정 여부를 판단하는 기준점을 전기 보험수리적가정으로 설정하고 있어 해당 데이터가 필수적으로 요구된다. 그러나 2011년에 속한 표본의 경우 전기 보험수리적가정은 2010년에 공시 데이터를 의미하는데, 2010년은 K-IFRS가 전면 도입되기 이전의 해로서 변경된 퇴직급여 회계기준이 적용되지 않은 시기이다. 본 연구에서는 K-IFRS 도입 이후 변경된 기준 하에서 공시된 데이터만을 이용하여 자료의 일관성을 유지하고자 2010년 공시 정보는 이용하지 않았다. 따라서 데이터 이용기간은 2011년부터 2018년까지이나 실질적인 연구기간은 2012년부터 2018년까지이다.

전술한 기준을 충족한 최종 표본수는 분석대상이 되는 보험수리적가정의 종류에 따라 차이가 있다. 기대임금상승률과 할인율의 경우 조정전이익 추정과정에서 민감도정보가 이용된다. 그러나 기준개정 이전인 2012년까지는 민감도정보가 의무 공시사항으로 지정되지 않아 이를 공시한 표본의 수는 제한적이다. 이에 필수정보가 공시되지 않은 표본들을 제외한 최종 표본은 5,136 기업-연도 관찰치로 구성된다. 기대수익률의 경우 조정전이익 추정과정에서 민감도정보는 필요치 않으나 연구기간이 2012년까지로 한정되는바 최종 표본은 803 기업-연도 관찰치로 구성된다.⁴⁸⁾ 한편 FnGuide에서 수집한 재무분석가 이익예측치가 제시된 표본의 수가 제한적이므로 이익목표치를 재무분석가의 이익예측치로 설정하여 측정한 Incentive2의 경우 표본 수는 더욱 감소하게 된다. 구체적으로 기대임금상승률과 할인율을 이용한 연구모형의 경우 1,306 기업-연도 관찰치로, 기대수익률을 이용한 연구모형의 경우 330 기업-연도 관찰치로 감소한다. <표 1>의 Panel A에서는 기대임금상승률과 할인율을 대상으로 하는 연구모형의 표본선정과정을, Panel B에서는 기대수익률을 대상으로 하는 연구모형의 표본선정과정을 보여준다. 본 연구의 주요변수인 보험수리적가정, 사외적립자산의 공정가치, 확정급여채무의 현재가치, 민감도정보 등 퇴직급여에 관한 회계정보는 금융감독원의 전자공시시스템(DART)에 공시되는 기업별 감사보고서의 주식사항으로부터 수작업으로 수집하였다. 그 외 재무자료는 TS2000과 FnGuide를 통해 입수하였으며, 재무분석가 이익예측치는 FnGuide의 컨센서스 데이터를 이용하였다.⁴⁹⁾

48) 개정 제1019호가 적용되는 2013년부터 기대수익률에 대한 정보는 공시되지 않는다.

<표 1> 표본선정과정

Panel A: 할인율 및 기대임금상승률	
선정절차	단위(개)
연구기간 중 자본잠식이 없는 비금융권 상장기업	10,503
(-) 확정기여제도 및 하이브리드제도 채택 기업	(2,131)
(-) 퇴직급여정보 및 기타 재무정보의 입수가 어려운 기업	(1,248)
(-) 민감도정보의 입수가 어려운 기업	(1,988)
최종표본(Incentive1 & Incentive3)	5,136
(-) 재무분석가 이익예측치 정보의 입수가 어려운 기업	(3,830)
최종표본(Incentive2)	1,306
Panel B: 기대수익률	
선정절차	단위(개)
연구기간 중 자본잠식이 없는 비금융권 상장기업	10,503
(-) 확정기여제도 및 하이브리드제도 채택 기업	(2,131)
(-) 퇴직급여정보 및 기타 재무정보의 입수가 어려운 기업	(7,564)
최종표본(Incentive1 & Incentive3)	808
(-) 재무분석가 이익예측치 정보의 입수가 어려운 기업	(478)
최종표본(Incentive2)	330

5. 실증분석 결과

5.1 기술통계량

<표 2>에서는 본 연구를 위한 주요변수들의 기술통계량을 제시한다. 본 연구에서는 변수의 극단치가 연구결과에 미치는 영향을 통제하기 위해 모든 연속변수를 상·하위 1% 내에서 조정(winsorization)하여 이용하였다. 퇴직급여와 관련된 주요변수들의 기술통계를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 주석에 공시된 보험수리적가정의 평균(중위수, %)은 각각 기대수익률 3.9974(3.95), 기대임금상승률 4.3692(4.41), 할인율 3.0033(2.86)로 나타났다. 그 중에서도 기대임금상승률은 최소 1.1%~최대 7.71%의 분포를 나타내어 다른 가정에 비해 기업별 편차가 큰 것으로 확인된다. 이는 기대임금상승률이 기업의 내부정책이나 경영자 판단에 의해 결정될 여지가 큰 만큼 개별기업별로 판이하게 결정될 가능성을 보여준다. 다음으로 기대임금상승률과 할인율 변동에 대한 확정급여채무의 민감도는 평균 6% 수준으로, 이는 기대임금상승률의 1% 감소 또는 할인율의 1% 증가가 확정급여채무를 6% 수준으로 감소시킴을 의미한다. 민감도의 분포는 기업별로 최소 1%~최대 12% 수준으로 보고되는데 이는 보험수리적가정의 소폭

49) 개별기업에 대하여 다수의 재무분석가 이익예측치가 제시되므로 FnGuide에서는 K-IFRS 재무제표 기준으로 3개월 이내 발표된 증권사별 최근 EPS 추정치의 평균값을 제공한다. 선행연구에서는 재무분석가 이익예측치의 중위수가 평균값에 비해 이상치(outlier)에 대한 민감도가 낮으므로 대부분 중위수를 이용하여 연구를 진행하였다고 밝혔다. 그러나 Asthana(2008)의 연구에서는 재무분석가 이익예측치의 평균값을 이용한 분석결과와 중위수를 이용한 분석결과가 질적으로 유사함을 확인하였다.

변동으로도 확정급여채무 수준에 상당한 영향을 미칠 수 있음을 보여준다. 이는 나아가 퇴직급여 원가와 보고이익의 수준에도 유사한 정도의 영향을 미칠 것으로 예상되므로 보험수리적이거나 효과적인 이익조정 수단으로 이용될 가능성을 지지한다. 다음으로 주당 연금자산(PA)의 평균(중위수)은 0.8282(0.2024)로 주당 연금부채(PBO)의 평균(중위수)인 1.2116(0.3719)보다

<표 2> 기술통계량

변수명	표본수	평균	표준편차	최소값	중위수	최대값
ERR	808	3.9974	0.6104	2.34	3.95	5.75
CR	5,136	4.3692	1.3872	1.10	4.41	7.71
DR	5,136	3.0033	0.5974	2.04	2.86	4.80
PA	5,136	0.8282	1.9044	0	0.2024	12.1628
PBO	5,136	1.2116	2.5163	0.0053	0.3719	15.9024
CSEN	5,136	6.1269	2.1790	1.0213	6.1013	12.2619
DSEN	5,136	6.0985	2.1590	1.0495	6.0768	12.0050
CAR	5,136	0.3233	5.7628	-16.01	-0.07	21.93
MKV	5,136	18.7265	1.2741	16.5588	18.4889	22.7799
BTM	5,136	1.0075	0.6919	0.0896	0.8534	3.4756
MTB	5,136	0.0017	0.0016	0.0002	0.0011	0.0099
SIZE	5,136	19.0726	1.2809	16.6681	18.8752	23.1940
ROA	5,136	0.5643	10.1062	-43.3900	2.2400	22.8600
OPER	5,136	0.0376	0.1830	-0.9439	0.0406	0.6907
OCF	5,136	0.0424	0.0804	-0.2292	0.0427	0.2643
DEBT	5,136	0.3965	0.2053	0.0316	0.4001	0.8916
BOD	5,136	0.3489	0.1590	0.0000	0.3750	0.7142
GROUP	5,136	0.0909	0.0950	0	0	1
MAJOR	5,136	40.8720	14.6423	11.62	40.65	71.77
FOR	5,136	8.8204	11.9569	0	4	55.46
BIG4	5,136	0.5336	0.4989	0	1	1
KOSPI	5,136	0.4696	0.4998	0	0	1
△NA	5,136	0.0832	0.2918	-0.6468	0.0430	1.6351
BETA	5,136	0.8588	0.5780	-0.5223	0.8220	2.3904
MOM	5,136	1.3029	30.2225	-57.52	-2.625	117.81
△DIV	5,136	0.0005	0.0045	-0.0167	0.0000	0.0205
BHAR	5,136	0.2179	0.7727	-0.7770	0.0090	3.7296
Inflation	5,136	1.2840	0.4377	0.6999	1.2499	1.9599
Duration	5,136	7.2182	3.8344	1.3000	6.4000	19.1700
AverWage	5,136	0.3978	0.4058	0.0041	0.2810	2.3287
EmpNum	5,136	5.4726	1.2937	0.6931	5.4467	11.5067
MinWage	5,136	8.6775	0.1474	8.4294	8.7045	8.9266
LPI	5,136	-0.8437	1.0510	-2.4000	-1.1000	0.6000
NWI	5,136	3.6381	1.1160	2.2999	3.3999	5.7000
△CorpBond	5,136	-0.1871	0.4711	-0.8990	-0.1980	0.4390

변수의 정의: <Appendix> 참조.

Do Managers Change Pension Plan Assumptions to Meet/Exceed Earnings Threshold?

작은 것으로 나타났다. 이는 국내 확정급여제도 운영기업의 대부분이 연금부채 수준에 미달하는 연금자산 적립수준을 보임을 의미한다.⁵⁰⁾ 이와 같이 국내에서 연금자산 초과적립 기업의 비중이 낮은 이유는 국내의 사외적립자산 투자수익률이 낮아 기회비용 측면에서 적립유인이 적기 때문으로 해석된다(Lee, 2011).

<표 3>에서는 보험수리적가정의 연도별 분포 및 변동 추세를 보여준다. 먼저 개별 보험수리적가정의 연도별 분포 현황을 살펴보면 다음과 같다. 기대임금상승률의 경우 연도별로 일관적인 감소 추세가 관찰되고 있으나, 2011년 평균 기대임금상승률이 4.93%인 것에 비해 2018년 4.14%로 나타나 감소폭이 크지는 않음을 알 수 있다. 그럼에도 개별기업이 공시하는 기대임금상승률 분포의 편차는 비교적 큰 편인데 이는 기업별 내부정책과 경영자의 의사결정에 따라 추정된 기대임금상승률의 수준이 기업별로 큰 차이를 보일 수 있음을 의미한다. 반면 할인율의 경우 연도별로 일관적인 변화가 관찰되기 보다는 증가 또는 감소의 움직임을 번갈아 보이며 변동하는 것으로 나타났다. 그러나 연구기간 동안의 전반적인 추세를 살펴보면 2011년 평균 4.58%로 보고되었던 할인율이 2018년에는 2.65% 수준으로 나타나 대체적으로 감소 추세를 보임을 알 수 있다. 또한 일부 연도에서 전기 대비 할인율이 증가하는 것으로 나타났으나 그 증가폭이 크지는 않다.

<표 3> 보험수리적가정의 연도별 현황

연도	기대임금상승률				할인율				기대수익률			
	평균	증가	유지	감소	평균	증가	유지	감소	평균	증가	유지	감소
2011	4.93	-	-	-	4.58	-	-	-	4.32	-	-	-
2012	4.80	30%	22%	48%	3.71	1%	1%	98%	3.98	24%	12%	64%
2013	4.74	33%	23%	44%	4.01	90%	1%	9%	-	-	-	-
2014	4.50	27%	25%	48%	3.01	2%	0%	98%	-	-	-	-
2015	4.32	27%	22%	51%	2.65	3%	0%	97%	-	-	-	-
2016	4.21	29%	21%	50%	2.66	69%	2%	29%	-	-	-	-
2017	4.20	33%	23%	44%	3.06	97%	0%	3%	-	-	-	-
2018	4.14	31%	24%	45%	2.65	4%	0%	96%	-	-	-	-
전체	-	30%	23%	47%	-	41%	1%	58%	-	24%	12%	64%

다음으로 전기 대비 당기 보험수리적가정의 변동 추세를 파악하기 위해 연도별 변동 현황을 살펴보면 다음과 같다. 기대임금상승률의 경우 감소 표본 비중이 증가 또는 유지 표본 비중에 비해 일관되게 높은 것으로 나타났다. 그러나 감소 표본이 전체 표본에서 차지하는 비중은 할인율의 경우처럼 극적으로 높게 분포하고 있지는 않으며, 그보다는 기대임금상승률의 감소, 증가, 유지 표본의 비중이 비교적 고르게 분포되어 있다. 이는 연도별 변동 추세가 뚜렷한 할인율과는 달리 기대임금상승률은 동일 산업-연도 내에서도 개별기업 간 차이가 큰 편이므로 특정한 변동 추세가 두드러지지 않는 것으로 해석된다. 할인율의 경우 전기 대비 평균 할인율이

50) 표본기업 중 연금부채를 초과하여 연금자산을 적립한 표본 수는 전체표본의 약 4.6%로 나타났다.

증가한 연도(2013년, 2016년, 2017년)의 할인율 증가 표본 비중은 각 90%, 69%, 97%로 대부분의 표본이 전기 대비 증가된 할인율을 보고하였음을 알 수 있다. 그 외 나머지 연도에서는 전기 대비 평균 할인율이 감소하는 추세를 보이며 해당 연도의 할인율 감소 표본 비중은 모두 96% 이상이다. 이와 같이 연도별 평균 할인율 변동 방향에 따라 표본이 극적으로 분포되어 있다는 사실은 대부분의 경영자가 규정에 따라 할인율을 적정하게 추정하고 있을 가능성을 암시한다. 또한 2011년 대비 2018년 평균 할인율은 4.58%에서 2.65%로 감소되었는데 이는 할인율 추정 시 참조규정에서 제시된 우량회사채 시장수익률 변동 추세와 유사한 모습을 보인다.⁵¹⁾ 한편 기대수익률의 경우 연구기간이 한정되어 유의미한 정보를 얻기는 어려우나 2011년과 비교하여 2012년의 평균 수익률은 소폭 감소(64%)한 것으로 나타났다.

5.2 가설 1의 분석결과

가설 1의 검증결과를 제시하기에 앞서 <표 4>에서는 주요변수들 간 t-test 분석결과를 제시한다. 지면 문제로 인해 표에서는 t-test 분석결과 Incentive1~3의 정의로 구분된 두 집단(즉, 이익목표치 달성 유인을 가진 집단과 그렇지 않은 집단) 간 보험수리적가정의 유의한 차이가 있는 것으로 나타난 경우만을 제시하였다.

Panel A에서는 집단 간 기대수익률의 차이를 비교한 분석결과를 제시하였으며 Incentive2를 기준으로 구분된 HIGH 집단(즉, Incentive2=1, 조정전이익이 재무분석가 이익예측치에 미달하여 이익조정 유인을 가질 것으로 예상되는 집단)에서 LOW 집단(Incentive2=0)에 비해 높은 기대수익률(ERR)을 보고하는 경향이 확인되었다. 더불어 전기 대비 기대수익률이 증가한 표본의 비중(DumERR)도 HIGH 집단에서 큰 것으로 나타났다. DiffERR의 경우 두 집단 모두 음의 평균값을 나타내었는데 이는 전기 대비 기대수익률이 감소하는 추세에 있음을 보여준다. 그럼에도 HIGH 집단의 DiffERR 값이 더 큰 것으로 나타나 이들이 상대적으로 높은 기대수익률을 적용하려 했음을 알 수 있다. 이러한 결과는 Incentive2를 기준으로 구분된 집단에 한해 일관되게 나타났다. Panel B에서는 집단 간 기대임금상승률의 차이를 비교한 분석결과를 제시하였으며 Incentive2와 Incentive3을 기준으로 구분된 HIGH 집단(즉, Incentive2 또는 Incentive3=1, 조정전이익이 재무분석가 이익예측치 또는 0의 이익에 미달하여 이익조정 유인을 가질 것으로 예상되는 집단)에서 LOW 집단(Incentive2 또는 Incentive3=0)에 비해 낮은 기대임금상승률(CR)을 보고하는 경향이 확인되었다. 그러나 DiffCR이나 DumDR 변수는 두 집단 간 유의한 차이가 발견되지 않았다. Panel C에서는 집단 간 할인율의 차이를 비교한 분석결과를 제시하였으며 Incentive1을 기준으로 구분된 HIGH 집단(즉, Incentive1=1, 조정전이익이 전기이익에 미달하여 이익조정 유인을 가질 것으로 예상되는 집단)에서 LOW 집단(Incentive1=0)에 비해 높은

51) 우량회사채의 시장수익률은 AA-등급을 기준으로 2011년 4.410%에서 2018년 2.651%로 감소 추세를 보이고 있다. 또한 기준서에 따르면 회사채에 대한 거래층이 두터운 시장이 없는 경우에 한하여 국공채의 시장수익률을 참조하도록 규정하고 있는데, 국공채의 시장수익률 또한 2011년 3.420%에서 2018년 1.843%로 감소 추세를 보이고 있다. 이는 국공채 1년을 기준으로 제시한 수익률의 변화추세이며 3년, 5년, 10년, 20년 국공채의 경우에도 유사한 정도의 감소 추세가 있는 것으로 확인되었다.

Do Managers Change Pension Plan Assumptions to Meet/Exceed Earnings Threshold?

할인율(DR)을 보고하는 경향이 확인되었으며DumDR과 DiffDR도 HIGH 집단에서 큰 것으로 나타났다. DiffDR의 경우 두 집단 모두 음의 평균값을 나타내었는데 이는 전기 대비 할인율이 감소하는 추세에 있음을 의미한다. 그럼에도 HIGH 집단의 DiffDR 값이 더 큰 것으로 나타나 이들이 상대적으로 높은 할인율을 적용하려 함을 알 수 있다. 이러한 결과는 Incentive1을 기준으로 구분된 집단에 한해 일관되게 나타났다. 이상의 결과를 종합해보면 이익목표치 달성유인을 가진 집단은 보험수리적가정을 낙관적으로 추정함으로써 이익조정을 행할 가능성이 제기된다. 한편 세부 결과에서는 경영자가 달성하고자 하는 이익목표치 종류에 따라 이익조정 수단으로 이용하는 보험수리적가정의 종류가 달라질 가능성 또한 암시되었다. 그러나 단변량 분석은 방향성을 배제한 채 선택된 두 변수 사이의 선형관계만을 측정하는데 그치며 나머지 변수들의 영향이 통제되지 않아 예비적 분석으로서의 의미만을 가진다.

<표 4> t-test 분석결과: 가설 1

Panel A: 기대수익률

이익조정유인	표본수	ERR	DiffERR	DumERR
Incentive2(EXPEPS2 = 재무분석가 이익예측치)				
HIGH(1)	253	4.1225	-0.2931	0.2766
LOW(0)	77	3.9349	-0.4690	0.1428
t(HI=LO)	330	-2.03***	-1.88***	-2.40***

Panel B: 기대임금상승률

이익조정유인	표본수	CR	DiffCR	DumCR
Incentive2(EXPEPS2 = 재무분석가 이익예측치)				
HIGH(1)	1,004	4.5831	0.1236	0.4452
LOW(0)	310	4.7954	0.2252	0.4903
t(HI=LO)	1,314	2.25***	1.57***	1.39***
Incentive3(EXPEPS3 = 0의 이익)				
HIGH(1)	1,748	4.2192	0.1329	0.4679
LOW(0)	3,388	4.4529	0.1294	0.4743
t(HI=LO)	5,136	5.61***	-0.13***	0.43***

Panel C: 할인율

이익조정유인	표본수	DR	DiffDR	DumDR
Incentive1(EXPEPS1 = 전기 EPS)				
HIGH(1)	2,731	3.0285	-0.1909	0.4372
LOW(0)	2,405	2.9812	-0.2436	0.3875
t(HI=LO)	5,136	-2.75***	-3.45***	-3.61***

<표 5>에서는 가설 1의 검증을 위한 모형 (3)~(5)의 분석결과를 제시한다. 종속변수의 형태에 따라 OLS 회귀분석과 로지스틱 분석을 모두 행하였으며 그 결과를 함께 제시하였다. <표 4>와 마찬가지로 <표 5>에서도 지면 문제로 인해 관심변수인 Incentive1~3과 종속변수 간 유의한 상관관계가 발견된 경우만을 제시하였다.

먼저 컬럼 (1)과 (4)에서는 기준개정 이전까지는 기대수익률을 이익조정 수단으로 이용하였을 가능성을 제기하는 모형 (3)의 분석결과가 제시되었다. 컬럼 (1)에 제시된 OLS 분석결과에 따르면 기업의 조정전이이익이 재무분석가 이익예측치에 미달하는 경우(Incentive2=1) 기대수익률을 전기 대비 높게 추정하는 경향이 있었던 것으로 나타났다. 또한 컬럼 (4)에 제시된 로지스틱 분석결과에서도 조정전이이익이 재무분석가 이익예측치에 미달하는 경우(Incentive2=1) 전기 대비 기대수익률을 증가시키는 표본의 비중이 유의하게 높은 것으로 확인되었다. 특히 연구대상이 되는 2012년은 전기 대비 기대수익률이 감소하는 추세에 있었던 것으로 미루어 볼 때 전기 대비 높은 기대수익률을 추정한 표본기업은 기대수익률을 재량적으로 추정하였을 가능성이 높은 것을 해석된다. 그러나 Incentive1 또는 Incentive3의 경우 종속변수와 유의한 상관관계를 나타내지 않았다. 이는 경영자가 재무분석가 이익예측치라는 특정 이익목표치 달성 수단으로 기대수익률을 이용하였을 가능성을 제기한다.⁵²⁾

다음으로 컬럼 (2)와 (5)에서는 기대임금상승률을 이익조정 수단으로 이용하였을 가능성을 제기하는 모형 (4)의 분석결과가 제시되었다. 컬럼 (2)에 제시된 OLS 분석결과에 따르면 기업이 당기 손실보고 위험에 직면한 경우(Incentive3=1) 기대임금상승률을 전기 대비 낮게 추정하는 경향이 있었던 것으로 나타났다. 또한 컬럼 (5)에 제시된 로지스틱 분석결과에서도 기업이 당기 손실보고 위험에 직면한 경우(Incentive3=1) 전기 대비 기대임금상승률을 감소시키는 표본의 비중이 유의하게 높은 것으로 확인되었다. 이와 같은 결과는 기대임금상승률 변동에 영향을 미칠 수 있는 기타 비재량적 요소들의 영향을 통제한 후 나타난 것으로 기대임금상승률이 이익조정 유인에 의해 낮게 추정될 수 있음을 보여준다.⁵³⁾ 그러나 Incentive1 또는 Incentive2의 경우 종속변수와 유의한 상관관계를 나타내지 않았다. 이는 경영자가 손실보고 회피수단으로 기대임금상승률을 이용하였을 가능성을 제기한다.

마지막으로 컬럼 (3)과 (6)에서는 할인율을 이익조정 수단으로 이용하였을 가능성을 제기하는

52) 기대수익률을 대상으로 한 분석에서는 국내의 제도적 배경에 따라 연구기간을 2012년까지로 한정하고 있다. 그러나 본 연구에서는 전기 보험수리적가정 데이터를 수집함에 있어 데이터의 일관성을 유지하기 위하여 K-IFRS가 도입되기 이전인 2010년의 공시데이터는 분석에 이용하지 않으므로, 2011년 표본의 경우 전기 데이터의 부재로 인해 연구대상에서 제외되며 2012년 표본만이 연구대상으로 선정되었다. 이 때 특정 연도만을 연구대상으로 설정함으로써 연구결과에 편의가 발생할 수 있다는 점을 고려하여, 기대수익률을 대상으로 하는 분석에 대해서만 예외적으로 2011년에 속한 표본까지 포함하여 분석을 재차 수행하였다. 표본은 제시하지 않았으나 2011년 표본을 추가함으로써 분석대상이 되는 표본의 수는 Incentive1과 Incentive3을 이용한 모형의 경우 1,595 기업-연도 표본으로, Incentive2를 이용한 모형의 경우 609 기업-연도 표본으로 증가하였다. 이와 같이 연구기간과 표본의 수를 일부 확장하여 분석을 재차 수행한 결과, 여전히 Incentive2 변수와 DiffERR 및 DumERR 간 5% 수준에서 유의한 양의 상관관계가 유지됨을 확인할 수 있었다.

53) 분석결과를 살펴보면 일부 통제변수들과 종속변수 간의 유의한 상관관계가 존재함을 확인할 수 있다. 그럼에도 불구하고 모형의 설명력은 낮은 편인데 이는 기대임금상승률 추정 시 경영자는 통제변수로 포함된 요소들 이외에도 다양한 정보에 근거하고 있음을 의미한다. 그러나 기준서에서 이를 구체적으로 명시하고 있지 않을 뿐 아니라 이러한 요소들은 대부분 외부에 공시되지 않는 기업 내부정보일 가능성이 높다. 이러한 사실은 기대임금상승률이 경영자의 재량에 의해 추정될 여지가 큼을 보여준다.

모형 (5)의 분석결과가 제시되었다. 컬럼 (3)에 제시된 OLS 분석결과에 따르면 기업의 조정전이이익이 전기이익에 미달하는 경우(Incentive1=1) 할인율을 전기 대비 높게 추정하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 또한 컬럼 (6)에 제시된 로지스틱 분석결과에서도 조정전이이익이 전기이익에 미달하는 경우(Incentive1=1) 전기 대비 할인율을 증가시키는 표본의 비중이 유의하게 높은 것으로 확인되었다. 특히 연구기간동안 할인율이 대체적으로 감소하는 추세에 있었던 것으로 미루어 볼 때 할인율을 증가시킨 표본기업은 이를 재량적으로 추정하였을 가능성이 높은 것을 해석된다. 한편 Incentive2의 경우에도 DiffDR과 10% 수준에서 유의한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으나⁵⁴⁾ DumDR과는 유의한 상관관계가 확인되지 않았으며 Incentive3의 경우에도 종속변수와 유의한 상관관계를 나타내지 않았다. 이에 경영자는 전기이익이라는 특정 이익목표치 달성 수단으로 할인율을 이용하였을 가능성이 일관되게 제기된다. 그러나 할인율은 이익조정 유인과의 상관관계 유의성이 비교적 낮은 편인데 이는 경영자가 할인율을 이익조정 수단으로 이용할 가능성이 다른 가정에 비해 상대적으로 낮은 것으로 해석할 수 있다.⁵⁵⁾ 이는 할인율의 경우 비교적 엄격한 규정을 적용받아 경영자의 재량적 조정 여지가 크지 않기 때문으로 보인다.⁵⁶⁾ 이러한 결과는 경영자가 이익조정 동기를 가지는 경우 보다 검증가능성이 낮고 경영자의 재량이 개입될 여지가 높은 항목을 더욱 적극적으로 이용한다는 선행연구의 주장과도 일관된다(Moon, 2005; Sohn and Yum, 2011).

상기 분석결과는 보험수리적가정과 이익목표치 달성 유인 간의 상관관계를 발견함으로써 경영자가 이익조정 수단으로 보험수리적가정을 낙관적으로 추정할 가능성을 보여주고 있다. 이는 가설 1을 지지하는 결과이다. 다만 특정 이익목표치와 특정 보험수리적가정 간의 상관관계만이 유의하게 나타난 가운데, 경영자가 특정 이익목표치 달성을 위하여 개별 보험수리적가정을 전략적으로 이용하였을 가능성을 염두에 둘 수 있으나 정확한 근거를 제시하지는 못하였다는 점이 한계점으로 꼽힌다. 그럼에도 이상의 결과는 국내에서도 보험수리적가정과 이익조정 유인 간의 유의한 관련성이 발견됨에 따라 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성이 존재함을 밝혔다는 점에서 의의가 있다.

54) 여기서 Incentive2가 DiffDR과 유의한 상관관계를 가지는 것에 대하여 다음과 같은 해석이 가능하다. 앞서 컬럼 (1)과 (4)에서는 기업의 조정전이이익이 재무분석가 이익예측치에 미달하는 경우(Incentive2 = 1) 전기 대비 높은 기대수익률을 추정하는 경향이 있었던 것으로 확인되었으나 기준개정(2013년) 이후로는 기대수익률을 이익조정 수단으로 이용할 수 없게 되었다. 이에 2013년 이후에는 재무분석가 이익예측치 달성 수단으로서 이용되어온 기대수익률의 대응치로서 할인율이 이용될 가능성을 고려할 수 있다.

55) 참고로 컬럼 (3)과 (6)에 제시된 모형 (5)의 설명력은 다른 모형의 설명력에 비해 월등히 높음을 알 수 있다. 이는 다른 보험수리적가정에 비해 할인율은 경영자의 재량 개입 여지가 낮고 할인율 추정 시 기준서 규정에 따라 우량회사체의 시장수익률을 적절하게 참조하고 있음을 의미한다.

56) 또한 퇴직급여채무에 미치는 보험수리적가정의 영향이 기대임금상승률, 할인율, 퇴직률 순으로 나타난다고 보고한 국내 선행연구(Kim and Ahn, 2010; Kim and Ko, 2011)에 근거하여 본다면, 경영자에게는 할인율 보다는 기대임금상승률이 더욱 효과적인 이익조정 수단으로 여겨질 것으로 예상된다.

〈표 5〉 다변량 분석결과: 가설 1

변수의 정의: <Appendix> 참조. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

변수명	OLS 회귀분석			Logistic 분석		
	(1) DiffERR	(2) DiffCR	(3) DiffDR	(4) DumERR	(5) DumCR	(6) DumDR
intercept	8.2064	1.7846	0.1080	-14.2824	-11.2026	2.3225
Incentive 1			0.0113*			0.2296*
Incentive 2	0.1942**			0.0899**		
Incentive 3		0.0494**			0.1725**	
DR _t	0.2782***	0.0105		0.1249**	0.0030	
CR _t	0.0060		-0.0035**	-0.0095		-0.0910**
△MERR _t	2.4701**			1.6963		
△MCR _t		0.4215***			0.4141***	
△MDR _t			0.9522***			4.4019***
Inflation _t		-0.0513			-0.2436	
Duration _t		0.0021*			0.0379***	
AverWage _t		0.0170			-0.0816	
EmpNum _t		-0.0306**			-0.0479	
MinWage _t		-0.3671			2.7764	
LPI _t		0.0144			0.0519	
NWI _t		0.1994			-13.9177	
△CorpBond _t			0.0272***			2.0868***
SIZE _t	-0.0081	0.0344	-0.0061***	0.0502	0.0250**	-0.1807***
OPER _t	0.3094	0.0004	-0.0100	0.2848	0.0415	-0.3338
OCF _t	0.7782	-0.0071	0.0026	0.0994	-0.2415	0.1412
ROA _t	0.0042	-0.0030***	0.0003	0.0007	-0.0027	0.0174***
DEBT _t	0.5531**	-0.0114	0.0208	-0.0045	-0.0317	0.3701
MTB _t	-0.3991	-0.0746	0.0331	-0.4172*	-0.1231	0.2939
BOD _t	-0.3353	0.2212**	-0.0176	-0.2188	0.3912	-0.8880***
GROUP _t	-0.6834*	-0.0159	0.0059	-0.1788	0.9739*	-0.1649
MAJOR _t	-0.0002	0.0909	-0.0002	0.0008	0.0044**	-0.0017
FOR _t	0.0001	-0.0017	0.0003	-0.0026	0.0029	0.0098
BIG4 _t	-0.0251	-0.0159	0.0061	-0.0663	-0.0503	0.0805
KOSPI _t	-0.0279	-0.0093	-0.0154**	-0.0991	-0.0143	-0.2374*
산업·연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adj.R ²	0.0440	0.1489	0.8054	-	-	-
Pseudo R ²	-	-	-	0.0710	0.0665	0.6353
N	330	5,136	5,136	330	5,136	5,136

5.3 가설 2의 분석결과

가설 2의 검증결과를 제시하기에 앞서 <표 6>에서는 주요변수들 간 t-test 분석결과를

제시한다.⁵⁷⁾ 전술한 바와 같이 모형 (6)의 주요변수 EM은 세부적으로 EME, EMC, EMD 변수로 구분하여 정의되었는데, 이 때 경영자가 어떤 보험수리적가정을 이익조정 수단으로 이용하였는지, 그리고 어떤 이익조정 유인에 의해 보험수리적가정을 조정하였는지를 고려한다. 이를 위해 가설 1의 검증결과를 참고하여 다음과 같이 개별 변수를 정의하였다. 먼저 기대수익률은 재무분석가 이익예측치 달성 수단으로 이용될 가능성이 제기된 만큼 이익조정집단(EME=1)은 기대수익률을 이용해 재무분석가 이익예측치를 달성한 것으로 의심되는 표본들로 구성된다. 즉, 조정전이익은 이익예측치에 미달했으나 전기 대비 기대수익률이 증가하면서 이익예측치를 초과하는 보고이익을 공시한 기업들(DEFEPSE<EXPEPS2≤REPEPS)로 구성된다. 그러나 기대수익률의 변동과 무관하게 조정전이익과 보고이익의 이익목표치 달성 여부가 동일하게 유지되는 표본은 비교집단(EME=0)으로 구분하였다.⁵⁸⁾ 마찬가지로 기대임금상승률을 이용한 이익조정집단(EMC=1)은 조정 전 손실보고 위험이 있었으나 전기 대비 기대임금상승률이 감소하면서 순이익을 보고한 기업들(DEFEPSC<EXPEPS3≤REPEPS)로, 기대임금상승률의 변동과 무관하게 조정전이익과 보고이익의 이익목표치 달성 여부가 동일하게 유지되는 표본은 비교집단(EMC=0)으로 구분하였다. 할인율을 이용한 이익조정집단(EMD=1)은 조정전이익이 전기이익에 미달했으나 전기 대비 할인율이 증가하면서 전기이익을 초과하는 보고이익을 공시한 기업들(DEFEPD<EXPEPS1≤REPEPS)로, 할인율의 변동과 무관하게 조정전이익과 보고이익의 이익목표치 달성 여부가 동일하게 유지되는 표본은 비교집단(EMD=0)으로 구분하였다.⁵⁹⁾ 이와 같이 각 변수의 정의에 따라 이에 부합하는 표본 수도 달라지게 된다. 개별 변수의 구체적인 표본 수와 구성은 <표 6>에서 제시된다.

<표 6>의 Panel A~C 에서는 개별 변수들을 기준으로 구분한 두 집단 간 이익 공시시점을 전후 3일간의 단기 주식수익률(RAW) 및 누적초과수익률(CAR)의 차이가 있는지를 분석한다.⁶⁰⁾ 분석결과 모든 경우에서 이익조정집단과 비교집단 간 단기 수익률의 유의한 차이는 발견되지 않았다. 이는 시장에서 두 집단이 유사하게 평가되고 있음을 의미하며 시장이 이익조정 행위를 쉽게 인지하지 못할 가능성을 암시한다. Panel D에서는 두 집단이 보고한 초과이익에 대한 시장반응의 차이를 비교하기 위해 chow test를 시행한 결과를 제시한다. 컬럼 (1)에서는 EME로 구분된 두 집단 간 재무분석가 이익예측치를 초과한 이익에 대한 시장반응의 차이를, 컬럼 (2)에서는 EMC로 구분된 두 집단 간 순이익 보고에 대한 시장반응의 차이를, 컬럼 (3)에서는

57) 이에 앞서 전체표본에 대한 CAR의 통계적 유의성을 분석하기 위해 이익공시일 기준으로 [-1, +1]일 3일간의 CAR의 변동 및 t검증 결과를 제시한다. 분석결과 전체표본에서 CAR의 유의성이 관찰되었다.

58) EME가 1 또는 0의 값을 가지는 표본수는 총 101개에 그친다. 그러나 이는 모집단과 동일한 요인구조 산출을 위한 최소한의 표본수 기준을 충족(Velicer and Fava, 1998; Jeong and Seo, 2013)하므로 분석에 있어 중대한 문제를 야기하지는 않을 것으로 보인다.

59) 가설 1의 검증결과 DiffDR은 Incentive2와도 10%의 상관관계를 나타냈으나 로지스틱 분석결과에서 유의성이 나타나지 않아 Incentive2를 할인율의 대표적인 조정 유인으로 해석하기에는 한계가 있다.

60) 여기서 RAW는 이익 공시시점을 전후한 3일간의 개별기업 주식수익률을 합하여 측정하였으며, CAR은 동일기간 개별기업 주식수익률에서 일자별 시장수익률을 조정한 값을 누적하여 측정하였다.

EMD로 구분된 두 집단 간 전기이익을 초과한 이익에 대한 시장반응의 차이를 분석한 결과를 제시하였다. 분석결과 모든 경우에서 초과이익 공시에 대한 시장의 우호적 반응이 확인되었으며 두 집단 간의 시장반응 차이는 발견되지 않았다(F -stat = 0.01, 1.19, 0.61). 이 또한 시장이 이익조정 행위를 인지하지 못하여 이익조정으로 부풀려진 초과이익에 대해서도 정상영업활동을 통해 보고된 초과이익과 동일하게 평가하고 있음을 암시하는 결과이다.

<표 6> t-test 분석결과: 가설 2

Panel A: EME			
	표본수	RAW	CAR
이익조정집단(EME=1)	12	1.5441	0.7375
비교집단(EME=0)	89	1.5424	0.7402
t (이익조정집단=비교집단)	101	-0.00***	0.00***
Panel B: EMC			
	표본수	RAW	CAR
이익조정집단(EMC=1)	301	0.8829	0.9144
비교집단(EMC=0)	3,544	0.4455	0.3710
t (이익조정집단=비교집단)	3,845	-1.14***	-1.47***
Panel C: EMD			
	표본수	RAW	CAR
이익조정집단(EMD=1)	256	0.0923	0.2245
비교집단(EMD=0)	2,687	0.4909	0.5453
t (이익조정집단=비교집단)	2,943	0.92***	0.76***
Panel D: Chow test 결과			
종속변수 = CAR	(1)	(2)	(3)
	EME-ESurp2	EMC-ESurp3	EMD-ESurp1
이익조정집단(EM=1)	0.1369***	0.9296***	0.0694***
비교집단(EM=0)	0.1537***	1.7317***	0.1181***
F -stat	0.01***	1.19***	0.61***

<표 7>에서는 [가설 2의 검증을 위한 모형 (6)의 분석결과를 제시한다. 각 컬럼에서는 전술한 바와 마찬가지로 개별 EM 변수와 이에 대응하는 ESurp 변수를 결합하여 분석한 결과를 제시하였다. 분석결과를 살펴보면 개별 이익목표치에 대한 초과이익으로 정의된 ESurp1~3은 종속변수와 유의한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 이익목표치를 초과하여 보고된 이익에 대해 시장이 우호적인 반응을 보이며 이로 인한 혜택을 누리기 위해 경영자들은 이익목표치 달성 유인을 가진다는 선행연구 주장과 일관된다(Bartov et al., 2002; Kasznik and McNichols, 2002).⁶¹⁾ 그러나 관심변수이자 이익조정집단과 비교집단의 초과이익에 대한

61) 한편 이익목표치 중에서도 재무분석가의 이익예측치를 초과하는 이익에 대한 시장의 긍정적 반응은 전기이익을 초과한 이익 또는 당기순이익에 대한 시장의 반응에 비해 비교적 약한 것으로 나타났다.

Do Managers Change Pension Plan Assumptions to Meet/Exceed Earnings Threshold?

시장반응의 차이를 측정하는 ESurp*EM의 계수는 모든 경우에서 유의한 값을 나타내지 않았다. 이는 두 집단 간 초과이익에 대한 시장반응에 유의한 차이가 없음을 뜻한다. 즉, 시장은 이익조정을 통해 부풀려진 초과이익을 인지하지 못하고 두 집단의 초과이익에 대해 동일하게 긍정적인 평가를 나타내고 있음을 알 수 있다. 이는 가설 2를 지지한다.⁶²⁾

<표 7> 다변량 분석결과: 가설 2

변수의 정의: <Appendix> 참조. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

변수명	종속변수=CAR		
	(1) ERR (ESurp2/EME)	(2) CR (ESurp3/EMC)	(3) DR (ESurp1/EMD)
intercept	-5.1873	5.5038*	3.8051
ESurpt	0.1825*	1.6865***	0.0559***
EMt	-1.7174	0.6313	0.7611
ESurpt*EMt	0.1021	-0.6867	0.1845
MKV _t	4.6639**	0.8096***	0.4376**
BTM _t	-1.7637	0.0014***	-0.8375
SIZE _t	0.7278**	1.0215***	0.6484**
ROA _t	0.0227**	0.0177*	0.0449***
DEBT _t	-2.3675*	-2.5768***	-2.0282***
△NA _t	0.4125	0.2904**	0.3761***
BETA _t	0.3834	0.2941	0.1908
MOM _t	0.0553	0.0054	0.0074
△DIV _t	12.2134	65.9414***	40.3870***
연도·산업더미	포함	포함	포함
Adj.R ²	0.0194	0.0172	0.0247
N	101	3,845	2,943

이는 재무분석가의 이익예측치를 주요한 이익목표치로 평가하는 해외시장과는 달리, 국내시장에서는 재무분석가의 이익예측치가 전통적인 이익목표치에 비해 상대적으로 저평가되는 경향이 있음을 의미한다. 이에 대해 Kim(1998)은 우리나라 재무분석가의 이익예측능력이 미국의 경우와는 상당히 다르며 국내 재무분석가의 전문성이 상대적으로 결여되어 있어 예측정확성이 낮은 편이라고 주장하였다. 우리나라의 경우 미국과 같은 선진국과 비교하여 재무분석가의 담당종목이 과다하고 예측업무가 전문화되어 있지 않으며 예측성과에 대한 경제적 유인장치도 대부분 결여되어 있는 것으로 알려진다. 이와 같은 업무환경을 고려해볼 때 재무분석가들이 충분한 기업분석을 통해 이익예측치를 공표하였다고 판단하기에는 어려운 점이 있다(Jeong, 2003). 더불어 Shin and Jung(2009)의 연구에서는 재무분석가의 이익예측치가 미래초과수익률에 대한 예측력을 가지지 못하는 것으로 나타나 이익예측치의 정보성에 한계가 있는 것으로 보고되었다. 이러한 점으로 미루어 볼 때 국내에서는 아직까지 재무분석가의 이익예측치에 대한 신뢰도가 상대적으로 낮은 편임을 알 수 있다.

62) <표 7>에서는 CAR을 종속변수로 설정한 모형 (6)의 분석결과를 제시하였다. 표로는 제시하지 않았으나 종속변수를 RAW로 대체한 분석결과 또한 이와 질적으로 유사한 것으로 확인되었다.

5.4 가설 3의 분석결과

가설 3의 검증결과를 제시하기에 앞서 <표 8>에서는 주요변수들 간 t-test 분석결과를 제시한다. Panel A와 B에서는 각각 기대임금상승률과 할인율을 이용한 이익조정집단과 정상이익집단을 구분하는 EML 변수를 이용하여 두 집단 간 BHAR의 차이를 비교하였다. 여기서 BHAR은 가치가중 평균 시장수익률(BHAR_vw)과 단순가중 평균 시장수익률(BHAR_ew)을 벤치마크로 설정한 값을 모두 이용하였다. 분석결과 모든 경우에서 이익조정집단의 BHAR이 정상이익집단에 비해 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이는 이익조정집단의 장기수익률이 정상이익집단에 비해 저하됨을 의미한다. 즉, 이익조정집단은 보험수리적가정을 이용하여 단기적으로는 시장에서 이익조정 행위를 들이지 않고 초과이익 보고에 대한 시장의 혜택을 누릴 수 있을지 모르나 장기적으로는 수익률이 비교적 감소하는 추세를 보이는 것으로 해석된다. 이는 앞서 언급한 바와 같이 발생액을 이용한 이익조정으로 인한 발생액의 반전효과 또는 경영자의 특성효과에서 기인한 현상일 수 있다(An et al., 2014).

<표 8> t-test 분석결과: 가설 3

변수의 정의: <Appendix> 참조. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

Panel A: EMLC

	표본수	BHAR_vw	BHAR_ew
이익조정집단(EMLC=1)	301	0.0879	0.1518
정상이익집단(EMLC=0)	3,037	0.2396	0.3100
<i>t(이익조정집단-정상이익집단)</i>	3,338	-2.64***	-2.84***

Panel B: EMLD

	표본수	BHAR_vw	BHAR_ew
이익조정집단(EMLD=1)	256	0.0950	0.1220
정상이익집단(EMLD=0)	1,747	0.2133	0.2454
<i>t(이익조정집단-정상이익집단)</i>	2,003	-1.76*	-1.92*

<표 9>에서는 가설 3의 검증을 위한 모형 (7)의 분석결과를 제시한다. 표에서는 지면 문제로 BHAR_vw를 종속변수로 설정하여 분석한 결과만을 제시하였으나 BHAR_ew로 대체하여 분석한 결과 또한 이와 질적으로 유사한 것을 확인하였다. 분석결과를 살펴보면 EMLC와 EMLD 변수는 종속변수인 BHAR과 각각 1% 수준에서 유의한 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 기대임금상승률 또는 할인율을 이용한 이익조정집단의 장기수익률이 정상이익보고집단에 비해 유의하게 낮아짐을 의미한다. 이는 가설 3을 지지하는 결과이다. 이러한 현상의 원인으로는 이익조정 시점에 보험수리적가정을 낙관적으로 추정하여 발생액을 부풀림으로써 증가했던 이익이 이후 보험수리적가정을 경제적 실질과 가깝게 보수적으로 추정하면서 발생할 수 있는 발생액의 반전효과로 인해 감소하였기 때문일 가능성이 제기된다. 더불어 보험수리적가정을 이용한 이익조정의 효과는 단기성과 창출에 국한된 것으로 비교적 능력이 우수하지 못한 경영자에

의해 수립되는 하급전략으로 평가된다. 따라서 정상영업활동을 통해 초과이익을 보고한 정상 이익집단의 경영자와 비교했을 때 이익조정집단의 경영자는 우수한 장기재무성과를 창출할 만한 능력이 부족할 것으로 예상된다. 따라서 이러한 결과는 An et al.(2014)이 제시한 발생액의 반전효과 및 경영자 특성효과에 관한 가설을 지지한다.

〈표 9〉 회귀분석결과: 가설 3

변수의 정의: <Appendix> 참조. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

변수명	종속변수=BHAR_vw	
	(1) CR (EMLC)	(2) DR (EMLD)
intercept	1.0066*	1.8941
EML	-0.1642***	-0.1790***
MKV _t	-0.0774	-0.0431
BTM _t	0.1676***	0.1148***
ROA _t	0.0015	-0.0019
SIZE _t	-0.1286**	-0.1388**
DEBT _t	0.2166	0.2693
연도·산업더미	포함	포함
Adj.R ²	0.0416	0.0734
N	3,338	2,003

5.5 강건성 분석

본문에서는 An et al.(2014)의 연구에 따라 보험수리적가정의 낙관적 추정을 판단하는 기준으로 전기 보험수리적가정을 이용하였다. 그러나 대부분의 관련 선행연구(Brown, 2004; Hann et al., 2004; Asthana, 2008; Hsu et al., 2013; Kang, 2010; Yi et al., 2016 등)에서는 기준점을 보험수리적가정의 산업·연도 중위수로 설정하여 분석을 진행하였다.⁶³⁾ 이는 보험수리적가정의 산업·연도별 변동성을 통제한 후에도 여전히 남아있는 보험수리적가정의 체계적 변동성(systematic variation)이 경영자의 재량적 회계선택을 반영하는 것이라는 Thomas and Tung(1992)의 주장과 일관되는 개념이다. 본 연구에서는 분석결과의 강건성을 더하기 위해 기준점을 산업·연도 중위수로 대체하여 재차 분석을 수행하였다. 지면 문제로 인해 표로는 제시하지 않았으나 기준점이 변경됨에 따라 새롭게 측정된 변수들을 이용하여 분석한 결과 또한 본문에 제시된 결과와 질적으로 유사함을 확인하였다.

추가적으로 보험수리적가정을 이용한 이익조정에 대한 시장반응을 분석함에 있어 비교대상이 되는 표본집단의 구분을 달리하여 재차 분석함으로써 연구결과에 강건성을 더하고자 한다.

63) Brown(2004)의 연구에서는 보험수리적가정의 산업·연도 중위수를 비재량적 보험수리적가정의 대응치로 이용하는 연구방법의 타당성을 검증한 바 있다. 저자는 할인율의 참조규정으로 제시되는 U.S. T-bond rate와 할인율의 산업·연도 중위수를 비재량적 할인율의 대응치로 설정하여 분석을 진행한 결과 두 경우에서 질적으로 유사한 결과가 나타남을 확인하였다. 이는 보험수리적가정의 산업·연도 중위수가 기준서상 제시되는 비재량적 보험수리적가정의 기준과 유사한 성격을 가질 수 있음을 암시한다.

본문에서는 이익조정집단과 비교집단을 구분함에 있어 보험수리적가정의 변동 여부와 조정전이익과 보고이익의 이익목표치 달성 여부를 함께 고려하였으나 과연 실무적 관점에서 시장참여자들이 기업 가치평가 시 이러한 사항들을 모두 고려할 수 있을지에 대한 의문이 생길 수 있다. 오히려 시장참여자들은 단순히 기업이 보고하는 보험수리적가정이 전기 대비 낙관적으로 변동하였는지 여부만을 가지고 이익조정 가능성을 판단할 가능성도 고려할 수 있다. 이에 시장반응 분석모형인 모형 (6)에서 표본집단을 구분하는 EM 변수를 전기 대비 보험수리적가정의 낙관적 변동 여부를 나타내는 더미변수(즉, 개별 보험수리적가정이 전기보다 낙관적으로 추정되었으면 1, 아니면 0)의 값을 가지는 더미변수로 대체하여 재차 분석한 결과 <표 7>과 질적으로 유사한 결과가 유지됨을 확인하였다. 이는 시장참여자들이 보험수리적가정의 변동과 이로 인한 이익 변동효과를 이해하지 못해 차별적인 반응을 나타내지 못함을 의미한다.

6. 결론

본 연구는 국내기업을 대상으로 퇴직급여 산정 시 추정되는 보험수리적가정이 이익조정 수단으로 이용될 가능성과 이에 대한 시장반응을 분석하였다. 보험수리적가정은 퇴직급여 산정에 있어 핵심요소이며 가정의 소폭 변동으로도 퇴직급여와 보고이익에 미치는 영향이 상당한 편이다. 이렇듯 이익수준에 영향을 미칠 수 있는 보험수리적가정은 그 추정과정에서 경영자의 주관적 판단과 재량이 개입될 여지가 존재한다. 또한 보험수리적가정의 추정과정과 가정의 변동이 퇴직급여 수준에 미치는 영향은 매우 복잡하여 경영자가 이와 관련하여 재량적인 선택을 하더라도 외부정보이용자들은 이를 인지하기 어렵다. 이에 보험수리적가정은 효과적이고 안전한 이익조정 수단으로 이용될 수 있다. 더불어 본 연구에서는 보험수리적가정을 이용한 이익조정에 대한 시장반응을 살펴보았다. 전술한 보험수리적가정의 특성 상 가정의 재량적 조정과 이로 인한 이익 변동효과가 시장에서 즉시 드러나기는 어려울 것으로 보인다. 이 경우 시장은 이익조정 행위를 인지하지 못하고 정상영업활동을 통해 발생한 초과이익과 이익조정을 통해 부풀려진 초과이익을 동일하게 평가할 것으로 예상된다. 그러나 이는 이익조정에 따른 단기적인 시장의 혜택일 뿐이며 장기적 성과창출을 위해서는 효과적인 전략이 되지 못할 것으로 보인다.

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 국내에서도 경영자가 이익목표치 달성을 위한 이익조정 수단으로서 보험수리적가정을 낙관적으로 보고하는 경향이 있음을 발견하였다. 둘째, 이러한 이익조정에 대하여 시장은 차별적인 반응을 보이지 않았다. 즉, 투자자들은 정상영업활동을 통해 보고된 초과이익과 이익조정을 통해 부풀려진 초과이익을 구별하지 못하고 동일하게 우호적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 보험수리적가정을 이익조정 수단으로 이용함으로써 단기적인 시장의 보상을 누릴 수 있음을 암시한다. 그럼에도 마지막 분석결과는 보험수리적가정을 이용한 이익조정 행위가 단기 성과창출 측면에서는 적합할지 모르나 장기적으로는 오히려 성과를 저하시키는 요인이 되는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 발생액의 반전효과 또는 경영자 특성효과에서 기인하였을 것으로 보인다.

본 연구는 국내에서 퇴직급여 산정에 영향을 미치는 세 가지 보험수리적가정을 모두

Do Managers Change Pension Plan Assumptions to Meet/Exceed Earnings Threshold?

분석대상으로 설정하여 보험수리적가정을 이용한 이익조정 가능성을 종합적으로 분석한 최초의 연구라는 점에서 의의가 있다. 본 연구는 기대수익률에만 초점을 맞춰온 국외 선행연구와는 차이가 있는데 이는 국내와 국외의 퇴직급여기준이 다르기 때문이다. 국내에서는 2013년부터 퇴직급여 산정과정에 기대수익률이 적용되지 않으므로 이러한 실정을 반영하여 기대수익률의 대체재로써 기대임금상승률과 할인율의 재량적 조정 가능성이 증가할 것으로 예상하고 이들을 모두 분석대상으로 설정하였다. 국내에서도 금융감독원 감리결과 보험수리적가정의 산출과정에서 미흡사항이 다수 발견되었는데, 이에 대한 투자자와 외부감사인의 우려가 지속적으로 제기되고 있음에도 불구하고 여전히 관련 국내선행연구는 부족한 실정이다. 따라서 본 연구의 결과는 경영자가 효과적이고 안전한 이익조정 수단으로서 비교적 잘 알려지지 않은 보험수리적 가정을 이용할 가능성을 검증하여 학문적·실무적 공헌점을 가진다. 더불어 투자자로 하여금 기업 가치평가 시 퇴직연금과 보험수리적가정에 대한 공시정보를 주의 깊게 분석하고 이용해야 할 필요성을 강조하여 실무적 시사점을 제시한다. 또한 본 연구의 분석결과에서는 보험수리적 가정을 이용한 이익조정 행위가 시장에서 단기간 내 드러나기는 어려운 것으로 나타났는데, 이는 현행기준에서 공시되는 정보만으로는 정보이용자들이 복잡한 보험수리적가정의 변동 효과를 이해하기 어렵기 때문으로 해석된다. 이러한 결과는 근본적으로 보험수리적가정의 기회주의적 선택을 방지하기 위한 관련 기준의 세부적인 개정의 필요성을 강조하는 동시에 투자자들이 보험수리적가정의 변동으로 인한 이익 변동효과를 충분히 이해할 수 있도록 관련 정보 공시 규정을 강화할 필요성을 시사한다.

References

- Adams, B., M. M. Frank, and T. Perry, 2011, The Potential for Inflating Earnings through the Expected Rate of Return on Defined Benefit Pension Plan Assets, *Accounting Horizons*, Vol. 25 (3), pp. 443-464.
- Ali, A., and K. R. Kumar, 1993, Earnings Management under Pension Accounting Standards: SFAS 87 versus APB 8, *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 8 (4), pp. 427-446.
- 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*, Vol. 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*, Vol. 14 (3), pp. 321-342.
- Asthana, S., 1999, Determinants of Funding Strategies and Actuarial Choices for Defined-benefit Pension Plans, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 16 (1), pp. 39-74.
- Asthana, S., 2008, Earnings Management, Expected Returns on Pension Assets, and Resource Allocation Decisions, *Journal of Pension Economics & Finance*, Vol. 7 (2), pp. 199-220.
- Baik, B. H., Y. J. Kim, and J. I. Lee, 2012, A Study on the Exact Timing of Annual Earnings Announcements in the Korean Market, *Korean Accounting Review*, Vol. 37 (4), pp. 253-293.
- Barber, B. M., and J. D. Lyon, 1997, Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics, *Journal of Financial Economics*, Vol. 43 (3), pp. 341-372.
- Barth, M., J. Elliott, and M. Finn, 1999, Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings, *Journal of Accounting Research*, Vol. 37 (2), pp. 387-413.
- Bartov, E., 1993, The Timing of Asset Sales and Earnings Manipulation, *The Accounting Review*, Vol. 68 (4), pp. 840-855.
- Bartov, E., D. Givoly, and C. Hayn, 2002, The Rewards to Meeting or Beating Earnings Expectations, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 33 (2), pp. 173-204.
- Beaver, W. and M. Venkatachalam, 2003, Differential Pricing of Components of Bank Loan Fair Values, *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 18 (1), pp. 41-68.
- Bergstresser, D., M. Desai., and J. Rauh, 2006, Earnings Manipulation, Pension Assumptions, and Managerial Investment Decisions, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121 (1), pp. 157-195.

Do Managers Change Pension Plan Assumptions to Meet/Exceed Earnings Threshold?

- Bernard, V. L. and D. J. Skinner, 1996, What Motivates Managers' Choice of Discretionary Accruals?, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 22 (1-3), pp. 313-325.
- Bhojraj, S., S. Hribar, M. Picconi, and J. McInnis, 2009, Making Sense of Cents: An Examination of Firms that Marginally Miss or Beat Analyst Forecasts, *Journal of Finance*, Vol. 64 (5), pp. 2361-2388.
- Blankley, A. I., and E. P. Swanson, 1995, A Longitudinal Study of SFAS 87 Pension Rate Assumptions, *Accounting Horizons*, Vol. 9 (4), pp. 1-21.
- Brown, S., 2004, The Impact of Pension Assumptions on Firm Value, *Working Paper*.
- Coronado, J., and S. Sharpe, 2003, Did Pension Plan Accounting Contribute to a Stock Market Bubble? *Brookings Papers on Economy Activity*, Vol. 2003 (1), pp. 323-371.
- Danbolt, J., and W. Rees, 2008, An Experiment in Fair Value Accounting: UK Investment Vehicles, *European Accounting Review*, Vol. 17 (2), pp. 271-303.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. Skinner. 1996, Reversal of Fortune: Dividend Signaling and the Disappearance of Sustained Earnings Growth, *Journal of Financial Economics*, Vol. 40 (3), pp. 341-371.
- Dechow, P., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney, 1996, Causes and Consequences of Earnings Manipulations: An Analysis of Firms subject to Enforcement Actions by the SEC, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 13 (1), pp. 1-36.
- DeGeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser, 1999, Earnings Management to Exceed Thresholds, *Journal of Business*, Vol. 72(1), pp. 1-33.
- Feldstein, M., and R. Morck, 1984, Pension Funding Decisions, Interest Rate Assumptions and Share Prices, University of Chicago Press, Financial Aspects of the U. S. Pension System.
- Franzoni, F., and J. Marin, 2006, Pension Plan Funding and Stock Market Efficiency, *Journal of Finance*, Vol. 61 (2), pp. 921-956.
- Ghicas, D. C., 1990, Determinants of Actuarial Cost Method Changes for Pension Accounting and Funding, *The Accounting Review*, Vol. 65 (2), pp. 384-405.
- 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*, Vol. 11 (2), pp. 305-323.
- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal, 2005, The Economic Implications of Corporate Financial Reporting, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 40 (1-3), pp. 3-73.
- Guay, W. R., S. P. Kothari, and R. L. Watts, 1996, A Market-based Evaluation of Discretionary Accrual Models, *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, pp. 83-105.
- 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.
- Hayn, C., 1995, The Information Content of Losses, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20 (2), pp. 125-153.
- Hribar, P., N. Jenkins, and W. Johnson, 2006, Stock Repurchase as an Earnings Management Device, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 41 (1-2), pp. 3-27.
- 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*, Vol. 16 (1), pp. 1-23.
- Jeong, S. W., 2003, Factors Associated with Analyst Following and Forecast Characteristics, *Korean Accounting Review*, Vol. 28 (4), pp. 61-84.
- Jung, S. and S. Seo, 2013, A Comparative Study on Factor Recovery of Principal Component Analysis and Common Factor Analysis, *The Korean Journal of Applied Statistics*, Vol. 26 (6), pp. 933-942.
- 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*, Vol. 81 (1), pp. 1-26.
- Jones, C. and M. Walker, 2003, Pension Assets, Corporate Earnings, and Expected Return Assumptions, *Journal of Investing*, Vol. 12 (2), pp. 25-32.
- Judge, G., W. Griffith, R. Hill, and T. Lee, 1980, *The Theory and Practice of Econometrics*, New York: John Wiley & Sons.
- Kahneman, D., and A. Tversky, 1979, An Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk, *Econometrica*, Vol. 47, pp. 263-291.
- Kahneman, D., J. Knetsch, and R. Thaler, 1990, Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem, *Journal of Political Economy*, Vol. 98 (6), pp. 25-48.
- Kang, S. M., 2010, IFRS Post-employment Benefits Cases: an Early Adoption Company and Preparing the Introduction of a Company, *Korean Accounting Journal*, Vol. 19 (2), pp. 117-147.
- Kasznik, R. and M. McNichols, 2002, Does Meeting Earnings Expectations Matter? Evidence from Analyst Forecasts and Share Prices, *Journal of Accounting Research*, Vol. 40 (3), pp. 727-759.
- 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*, Vol. 23 (3), pp. 57-181.
- Kim, S. S., and W. S. Ko, 2011, A Case Study on the Incremental Audit Risk and Audit Procedure Related to Post-employment, *Korean Accounting Journal*, Vol. 20 (2), pp. 561-589.
- Lee, B. Y., 2011, Accounting for Defined Benefit Plans After Adopting K-IFRS in 2011,

Do Managers Change Pension Plan Assumptions to Meet/Exceed Earnings Threshold?

- Korea Journal of Business Administration*, Vol. 26 (5), pp. 1239–1261.
- Lew, J. F., 2009, Pension Actuarial Incentives for Earnings Management, *Asia Pacific Management Review*, Vol. 14 (3), pp. 313–334.
- Lopez, T. and L. Rees, 2001, The Effect of Meeting Analysts' Forecasts and Systematic Positive Forecast Errors on the Information Content of Unexpected Earnings, Working Paper, Texas A&M University.
- Ma, S. Y., 2011, Simulation-Based Pricing of National Pension, *Journal of Pension Studies*, Vol. 1 (1), pp. 37–63.
- Matsunaga, S. and C. Park. 2001, The Effect of Missing a Quarterly Earnings Benchmark on the CEO's Annual Bonus, *The Accounting Review*, Vol. 76 (3), pp. 313–332.
- Moon, H. J., 2005, The Discretionary Behaviors of Loan Loss Provisions for Banks and Their Value Relevance, *Korean Accounting Journal*, Vol. 14 (1), pp. 1–26.
- Naughton, J. P., 2019, Regulatory Oversight and Trade-offs in Earnings Management: Evidence from Pension Accounting, *Review of Accounting Studies*, Vol. 24, pp. 456–490.
- Picconi, M., 2006, The Perils of Pensions: Does Pension Accounting Lead Investors and Analysts Astray? *Accounting Review*, Vol. 81, pp. 925–955.
- Rollins, T. P. 1993. Characteristics of Firms Making Actuarial Assumption Changes, *Advances in Accounting*, Vol. 11, pp. 65–82.
- Schipper, K. 1989. Commentary on Earnings Management, *Accounting Horizons*, Vol. 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.
- Shin, I. S., and D. J. Jung, 2009, Properties of Financial Analysts' Earnings Forecasts: Informativeness, Rationality, Symmetry, *Journal of Money & Finance*, Vol. 23 (3), pp. 83–117.
- Skinner, D. J. and R. G. Sloan, 2002, Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns or don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio, *Review of Accounting Studies*, Vol. 7 (2–3), pp. 289–312.
- Sloan, R. G. 1996, Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?, *The Accounting Review*, Vol. 71, pp. 289–315.
- Sohn, S. K., and J. I. Yum, 2011, The Relation between Investment Asset Impairment Reversal and Earnings Management, *Korean Accounting Review*, Vol. 26 (2), pp. 31–67.
- Sohn, S. K., J. M. Goh, and W. C. Ki, 2011, Do Insiders have Long Term Perspective in Choosing Earnings Management Method?, *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 40 (4), pp. 579–607.
- Thomas, J. K., 1988, Corporate Taxes and Defined Benefit Pension Plans, *Journal of Accounting*

- and Economics*, Vol. 10 (3), pp. 199-237.
- Thomas, J. K. and S. Tung, 1992, Cost Manipulation Incentives under Cost Reimbursement: Pension Costs for Defense Contracts, *The Accounting Review*, Vol. 67 (4), pp. 691-711.
- Tversky, A. and D. Kahneman, 1991, Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-dependence Model, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 1039-1061.
- Velicer, W. F. and J. L. Fava, 1998, Effects of Variable and Subject Sampling on Factor Pattern Recovery, *Psychological Methods*, Vol. 3 (2), pp. 231-251.
- Yi, Y. R., J. S. Han, and S. M. Kim, 2016, Discretionary Decision on Actuarial Assumption of Defined Benefit Obligations, *Korean Accounting Journal*, Vol. 25 (4), pp. 177-207.

〈Appendix〉 변수의 정의

변수명	변수정의 및 측정방법
REPEPS	당기 보고된 주당순이익;
DEFEPS _E	주당순이익에서 기대수익률의 변동으로 인해 조정된 이익을 제거한 값;
DEFEPS _D	주당순이익에서 할인율의 변동으로 인해 조정된 이익을 제거한 값;
DEFEPS _C	주당순이익에서 기대임금상승률의 변동으로 인해 조정된 이익을 제거한 값;
ERR	당기 기대수익률;
ERR _{t-1}	전기 기대수익률;
DiffERR	당기 기대수익률-전기 기대수익률;
DumERR	당기 기대수익률이 전기보다 증가했으면 1, 아니면 0인 더미변수;
△MERR	전기와 당기의 기대수익률의 산업·연도 중위수 차이;
CR	당기 기대임금상승률;
CR _{t-1}	전기 기대임금상승률;
DiffCR	-1x(당기 기대임금상승률-전기 기대임금상승률);
DumCR	당기 기대임금상승률이 전기보다 증가했으면 1, 아니면 0인 더미변수;
△MCR _t	-1x(전기와 당기의 기대임금상승률의 산업·연도 중위수 차이);
DR	당기 할인율;
DR _{t-1}	전기 할인율;
DiffDR	당기 할인율-전기 할인율;
DumDR	당기 할인율이 전기보다 증가했으면 1, 아니면 0인 더미변수;
△MDR _t	전기와 당기의 할인율의 산업·연도 중위수 차이;
PA	주당 사외적립자산 = 사외적립자산의 공정가치/보통주식수;
PBO	주당 확정급여채무 = 확정급여채무의 현재가치/보통주식수;
CSENST	기대임금상승률 1% 감소에 따른 확정급여채무 감소분(%);
DSNST	할인율 1% 증가에 따른 확정급여채무 감소분(%);
CAR	이익공시일을 전후한 3일간의 시장조정 누적초과수익률;
MKV	보통주 시장가치의 자연로그값;
BTM	순자산 장부가치 대 보통주 시장가치 비율;
SIZE	당기 총자산의 자연로그값;
ROA	총자산순이익률 = 당기순이익/기초총자산;
DEBT	부채비율=당기총부채/기초총자산;
△NA	순자산 변동분 = (당기순자산-전기순자산)/기초총자산;
BETA	시장베타;
MOM	직전 6개월간의 주식수익률;
△DIV	배당금 변동분 = (당기배당금-전기배당금)/기초총자산;
BHAR	이익공시일로부터 2년 동안의 매입-보유 초과수익률;
R _{i,t}	i 주식의 t년 수익률;
R _{m,t}	벤치마크의 t년 수익률;
Incentive1	DEFEPS<EXPEPS1이면 1, 아니면 0인 더미변수;
Incentive2	DEFEPS<EXPEPS2이면 1, 아니면 0인 더미변수;
Incentive3	DEFEPS<EXPEPS3이면 1, 아니면 0인 더미변수;
EXPEPS1	전기 EPS;
EXPEPS2	재무분석가 이익예측치;

변수명	변수정의 및 측정방법
EXPEPS3	0의 이익;
ESurp1	전기 EPS 초과수익 = [(REPEPS-EXPEPS1)/EXPEPS1의절대값];
ESurp2	채무분석가 예측치 초과수익 = [(REPEPS-EXPEPS2)/EXPEPS2의절대값];
ESurp3	0의 이익 초과수익 = [(REPEPS-EXPEPS3)/PRICE], 여기서 EXPEPS3=0;
EME	기대수익률을 이용한 이익조정집단은 1, 비교집단은 0인 더미변수;
EMC	기대임금상승률을 이용한 이익조정집단은 1, 비교집단은 0인 더미변수;
EMD	할인율을 이용한 이익조정집단은 1, 비교집단은 0인 더미변수;
EMLC	기대임금상승률을 이용한 이익조정집단은 1, 정상이익보고집단은 0인 더미변수;
EMLD	할인율을 이용한 이익조정집단은 1, 정상이익보고집단은 0인 더미변수;
△CorpBond	전기와 당기의 우량회사채(AA-) 시장수익률 차이;
OPER	기초영업이익/매출액;
OCF	기초영업현금흐름/기초총자산;
MTB	보통주 시장가치/순자산 장부가치;
BOD	기업의 사외이사 비중;
GROUP	대규모 기업집단 소속기업이면 1, 아니면 0;
MAJOR	최대주주의 보통주 지분율(%);
FOR	외국인 지분율(%);
BIG4	기업의 외부감사인이 BIG4이면 1, 아니면 0.
KOSPI	코스피 기업이면 1, 아니면 0;
Inflation	물가지수상승률(%);
Duration	종업원 평균근속연수;
AverWage	종업원 평균임금수준/매출액;
EmpNum	종업원수의 자연로그값;
MinWage	최저임금수준의 자연로그값;
LPI	노동생산성증가율(%);
NWI	명목임금상승률(%).