
확정급여형 퇴직연금의 적립이 신용위험에 미치는
영향: 해저드 모형을 중심으로
Effects of Defined Benefit Pension Funding on Credit
Risk : Evidence from Korea

1) 김 영 식*(Young-Sik Kim)
이 봉 주**(Bong-Joo Lee)

< 목 차 >

- I. 서론
- II. 분석 모형
- III. 실증분석 결과
- IV. 퇴직연금의 적립과 신용위험의 예측
- V. 결론

<국문초록>

본 연구는 퇴직연금제도가 확산됨에 따라 퇴직연금의 적립이 기업의 신용위험에 미치는 영향에 대한 이슈를 실증적으로 살펴본다. 국내 기존 연구들이 주로 신용등급을 이용하여 이를 살펴본 반면 본 연구는 회계정보와 시장정보를 고려한 해저드

* 제1저자, 사립학교교직원연금공단 연금연구소 부연구위원(kys@tp.or.kr)

** 교신저자, 경희대학교 경영대학 경영학과 교수(bjlee@khu.ac.kr)

드 모형을 이용하여 실증분석을 수행하였다는 점에 그 기여도가 있다. 분석을 위해 2011년부터 2019년까지 유가증권시장에 상장되어 있고, 확정급여형 퇴직연금 제도를 채택한 536개의 기업을 표본으로 선정하였다. 분석 결과, 퇴직연금의 적립 비율이 높을수록 신용위험이 감소하는 것으로 나타났다. 강건성을 위해 이인로·김동철(2015)의 해저드 모형을 검증하였는데 결과상 질적으로 차이는 없었다. 정상기업과 비정상기업 간의 적립비율 차이를 최초로 분석한 결과, 정상기업은 58.3%, 비정상기업은 52.6%로 유의한 차이를 보였다. 본 연구는 국내 퇴직연금제도가 서구권과 다른 측면이 있다 할지라도 기업의 위험관리 관점에서 관리할 필요가 있음을 강력하게 시사한다.

국문색인어 : 확정급여형 퇴직연금, 신용위험, 퇴직연금적립, 해저드 모형

<ABSTRACT>

With the maturing retirement pension system our study empirically examines if pension plan funding affects credit risk of firm. We contribute to the investigation of the issue by employing the hazard model taking into accounting and market information whereas prior studies largely focused on credit ratings for analysis. The sample consists of 536 listed firms with defined benefit pension plans from 2011 to 2019. Our findings indicate that credit risk decreases as the funding level of pension plans increases. For robustness purpose we test the hazard model by Lee and Kim(2015) and find qualitatively similar results. We first report statistically significant findings as to differences in funding level in that normal firms show 58.3% of funding ratio whereas financially impaired firms 52.6%. From the perspective of corporate risk management findings strongly suggest that management needs to pay attention to the pension plan funding even though institutional details differ from those of western countries.

Key Words : Defined Benefit Pension Plan, Credit Risk, Pension Funding, Hazard Model

I. 서론

확정급여형 퇴직연금제도(이하 DB 제도; Defined benefit pension plan)를 채택한 기업들은 근로자의 퇴직을 예상하여 퇴직급여를 연금부채로 인식하고, 이에 대응하는 자산을 연금자산으로 사외에 적립하게 된다. 근로자퇴직급여보장법(이하 ‘근퇴법’)의 제정으로 퇴직연금제도가 2005년 12월에 도입된 이래 퇴직연금 시장의 규모는 초기 예상보다는 느린 속도지만, 고령화 추세가 심화되고 정부가 사적연금 기반을 강화하려는 정책을 추진해오에 따라 꾸준히 증가하고 있다. 금융감독원에 의하면, 2019년 말 기준으로 퇴직연금의 적립금액은 221조 2천억 원이며, 전년 대비 16.4%가 증가하였다.¹⁾ 총 적립금 중 DB 제도의 적립금은 62.4%를 차지하고 있다.

퇴직연금제도의 확산과 더불어 이 제도가 국내 기업의 재무적 경영에 미치는 영향은 점증할 것이다. 이미 지속적인 금리 하락 환경 하에서 퇴직연금자산의 운용수익률이 평균입금상승률보다 낮은 상황이 발생한 바 있고, 이는 DB 제도를 도입한 기업에 적립 부족을 해소시키기 위해 추가적인 재무적 부담을 지우게 된다. 해외 사례를 보면, 이미 19세기 말부터 퇴직연금 제도를 도입한 미국에서는 퇴직연금자산 규모가 기업가치의 1/6에 해당되며, 연금부채 수준은 기업 자산의 약 35%를 차지할 정도로 기업재무의사결정에 중요한 측면으로 위치하고 있다(Cai et al., 2019). DB 제도의 연금자산과 부채를 모두 포함하여 기업의 자본구조를 통합적으로 따져보면 적립 부족 현상으로 부채비율(장부가 자산 대비 총부채)은 평균 25%에서 34%로 증가하는 것으로 보고되고 있다(Shivdasani and Stefanescu, 2010).

요컨대 DB제도의 적립 부족은 부채비율에 영향을 줄 뿐만 아니라 현금흐름에도 영향을 줄 수 있다. 퇴직연금의 적립부족분을 충당해야하는 경우 기업 성장을 위해 필요한 자본적 지출이 감소할 수 있고, 또 기타 투자에 대

1) 금융감독원, “2019년도 퇴직연금 적립금 운용현황 통계,” 2020.04.06

한 의사결정에 제약을 가져올 수 있다(Rauh, 2006; Campbell et al., 2012). 기업의 퇴직연금 적립수준이 낮을수록 기업의 채무불이행 위험이 높아지고 궁극적으로 신용위험(credit risk)이 증가한다. 미래에 지불해야 할 퇴직연금의 부채에 대응하는 자산을 적립하지 못해 논란이 된 사례들도 존재하며,²⁾ 또한 저금리와 증시의 약세 등으로 인해 지급보장기구의 존재에도 불구하고 근로자의 퇴직연금 수급권 관련 상황은 악화될 수 있다.³⁾

이처럼 퇴직연금제도와 기업경영에 있어 재무적 측면이 밀접하게 연계되어 있기에, 본 연구는 구체적으로 퇴직연금제도의 적립(funding) 측면과 신용리스크의 연관성이 한국에서는 어떠한지에 초점을 맞추고 살펴본다. 영미권에서는 이와 관련된 연구가 Bodie et al.(1985)을 필두로 Carrol and Niehaus(1998) 등 오래 전부터 이루어져왔다.⁴⁾ 21세기 들어서도 추구된 연구들을 살펴보면 다음과 같다. Wang and Zhang(2014)은 기금형 지배구조를 갖고 있는 미국에서 순연금충당부채⁵⁾가 채권등급 및 부도위험과 회수율에 미치는 영향에 대해 1981년부터 2006년까지 자료로 실증분석을 수행하였다. 그들은 순연금충당부채가 클수록 무보증채권의 신용등급은 하락하고 부도위험은 증가함을 보고함으로써 신용등급과 부도율 등이 연금부채와 관련성이 깊다는 점을 시사하였다. 이러한 효과는 퇴직연금기금의 채무 개선(악화)은 채권 등급 상향(하향)과 관련이 있음을 보인 것이다. Cardinale(2007)는 미국채권시장을 바탕으로 장기 채권보다 단기 채권에서

2) 대표적인 사례로는 미국의 United Airlines (UAL)이나 Delphi Corporation, 영국의 건설업체 Carillion이다. 이들은 파산으로 인한 연금지급의 책임을 완수하지 못해 사회적으로 지탄을 받았다. (역사적 추이에 대해서는 이봉주(2007) 참조)

3) 미국의 연금지급보장기구(PBGC)의 경우 2018년 회계연도말 누적적자 규모가 510억 달러에 이르며, 향후 잠재적인 손실 규모로 1850억 달러가 예상되고 있다. (https://www.gao.gov/highrisk/pension_benefit/why_did_study#1)

4) Bodie et al.(1985)은 과다적립된 기업의 경우 적립수준이 올라가면 채권등급도 상승함을 보였다. Carrol and Niehaus(1998)은 그 연관이 비대칭적이라는 결과를 즉, 과소적립된 기업의 경우 채권등급 하락폭이 과다적립된 기업의 상승폭보다 더 크다는 결과를 보고하였다. 자세한 설명에 대해서는 지홍민(2014) p.104 참조.

5) 순연금충당부채는 연금부채에서 연금자산을 차감한 값을 의미하며, 이수치가 높을수록 적립수준이 낮음을 의미한다.

연금기금의 과소적립에 대한 스프레드의 민감도가 더 큰 것으로 나타났다. 또한 투자적격 등급보다 투기등급의 채권에서 과소적립에 대한 스프레드 민감도가 더 큰 것으로 나타나 퇴직연금부채 상황은 채권의 부도위험 측정 시 반드시 고려되어야 함을 주장한 바 있다.

서구권과 퇴직연금제도에 있어 제도적 차이점 중 중요한 것 하나는 장수리스크의 부담 주체가 누군가이다. 영미권에서는 미국 GM 사태가 상징적으로 보여주듯 DB 제도는 기업에 상당한 재무적 부담으로 작용한다. 왜냐하면 기업들이 확정급여제도를 운영함에 있어 퇴직하는 근로자들의 장수리스크를 부담해야 하기 때문이다. 그러나 한국에서는 기업이 아니라 퇴직 근로자들이 장수리스크를 부담한다. 즉, 영미권과 달리 국내의 제도는 퇴직금제도에 준해 도입되었기에 과연 서구 기업처럼 국내 시장도 DB 제도를 신용위험을 평가할 때 반영하는가가 퇴직연금제도가 성숙해가면서 흥미로운 연구 주제로 대두된다.

최중서와 노정희(2017)의 연구는 Wang and Zhang(2014)과 유사한 연구지만 국내 자료를 이용하여 최초로 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 2006년부터 2015년까지의 자료를 바탕으로 퇴직연금의 적립수준이 신용등급에 미치는 영향을 살펴보았는데, 퇴직연금의 적립수준이 높을수록 차기의 회사채 신용등급은 낮은 경향을 확인하였다. 또한 적립수준이 전년도 대비 감소하는 기업일수록 다음 해에 회사채 신용등급이 하향조정 되는 경향도 보고한다. 적립수준이 낮을 경우 신용등급이 하락하는 경향은 근퇴법에서 요구하는 최소적립수준에 미달된 기업들에게서만 관찰됨을 감안할 때, 퇴직급여의 과소적립이 회사채 신용등급에 미치는 영향은 비대칭적이라고 주장한다. 지승룡 외(2017)는 퇴직연금의 적립수준이 신용위험을 포함한 전체적인 위험지표에 어떠한 영향을 미치는지를 검정하기 위해 KOSPI200기업을 대상으로 실증분석을 수행하였고, 신용위험에는 퇴직연금변수가 설명력이 높은 것으로 나타났지만, 자본의 변동성과는 큰 관련성을 찾지 못하였다고 보고한다. 이상의 기존 연구들은 신용위험의 측정과 관련하여 신용등급을 사용하고 있다는 측정방식의 한계를 갖는다. 즉, 기존 연구들은 신용위험에 대한 대리변수로 신용등급을 사용하였는데 문제점이 상존한다.

물론, 신용등급은 탐색비용을 절감하고, 정보비대칭성을 완화하여 금융시장의 효율성을 제고할 수 있다는 장점을 갖는다(강경훈 외, 2015). 그러나 Skreta and Veldkamp(2009), Griffin et al.(2013) 등은 신용등급 자체가 신용위험을 적절하게 투영할 수 있는가에 대한 측면에서 한계가 있음을 주장한 바 있다.⁶⁾

신용등급을 신용위험의 대리변수로 사용할 경우 한계는 다음과 같다. 첫째, 신용평가기관의 객관성 담보에 대한 문제점이 상존한다. 글로벌 금융위기에선 신용평가사들이 리스크를 과소평가하거나 부실문제에 능숙 대응하는 등의 문제점이 두드러진 바 있다(강경훈과 한재준, 2013). 또한, 신용평가기관은 고도로 집중화되어 있는 산업체계이며, 평가기관의 고유한 정보 및 인프라로 인해 공정성에 대한 의심의 시각이 존재한다. 또한, 이들의 평가지표에 대한 정보는 기밀사항이기 때문에 정당성의 문제도 상존한다.

둘째, 신용등급으로 한 실증분석은 표본선택편의(sample selection bias)에 심각하게 노출될 가능성이 있다. 채권을 발행한 기업들만을 대상으로 하는 신용등급은 주로 채권을 발행한 발행자의 정보를 통해 신용등급이 평가되는 경향이 있다. 기업들이 실제 자금을 조달하는 방법은 다양한 방법이 존재하기 때문에 채권을 통한 자본조달을 하지 않을 경우 신용등급이 존재하지 않는다. 실제 2018년말 기준으로 유가증권시장에 상장된 723개의 기업(금융기업 제외) 중 209개의 기업만이 채권에 대한 신용등급이 존재하였고, 약 70%의 기업(514개)에는 신용등급이 존재하지 않았다. 따라서 신용등급을 이용한 분석은 표본선택편의와 같은 한계점이 노출된다.

셋째, 시장정보를 정확하게 반영하지 못하는 문제점이 존재한다. 신용등급은 주로 과거의 재무적 정보를 이용하여 분석한다. 이는 근본적으로 재무제표가 존재하지 않게 될 경우 평가하지 못할 가능성과 재무정보가 왜곡되

6) 대표적인 사례로 등급쇼핑(rating shopping)과 등급 인플레이션(rating inflation)이 있다. 양자는 적정 등급보다 높은 판정을 받는다는 문제가 발생한다는 면에서는 유사하지만, 등급쇼핑이란 '발행기업'이 등급을 '쇼핑'하는 것을 말하고, 등급인플레이션이란 '신용평가사'가 피평가기업의 체질(fundamental)에 비해 '높은 등급'을 책정하는 것으로 행위의 주체가 상이하다는 차이점이 존재한다(강경훈 외, 2015)

어 있을 경우 정확한 평가가 이루어 질 수 없다(국찬표와 정완호, 2002). 또한 신용등급의 경우 주가처럼 매년 발표되지 않으며, 자본시장의 참가자들의 기대를 반영하지 못한다(변재권과 장영민, 2004). 이러한 문제점들은 신용위험을 적기에 반영하지 못하게 할 수 있다.

이런 한계를 인식하면서, 본 연구는 퇴직연금의 적립수준이 신용위험에 어떤 영향을 미치는가에 대한 연구 질문에 대해 새로운 시각에서 접근하고자 한다. 즉, 신용위험을 측정하는 방법을 달리 했을 때 과연 기존 연구결과가 지지되는가에 대해 실증분석을 하고자 한다.

신용위험 측정 모형은 정보의 원천에 따라 회계적 모형, 시장모형, 헤지드 모형으로 구분된다(이인로와 김동철, 2015)

첫째, 회계적 모형은 Altman(1968)의 Z-score나 Ohlson(1980)의 O-score모형이 대표적이다. Altman의 Z-score의 모형은 다변량 판별분석을 통해 다양한 회계정보 가운데 가장 영향을 미치는 회계적 변수를 판별하는 모형이다. 이를 통해 5개의 변수가 부도와 상관성이 높다는 결과를 제시하였다. 반면, Ohlson(1980)은 로짓분석을 통해 O-score모형을 도출한 바 있다. 이 모형들은 과거의 재무제표에 의존하여 신용위험을 평가하기에 과거 지향적(backward-looking)인 특성이 있다(이인로와 김동철, 2015).

둘째, 시장적 모형은 주식시장에서 관찰되는 가격정보나 변동성을 통해 신용위험을 측정하는 모형이다. 널리 알려진 Merton(1974)의 부도거리 모형이나 McQuown(1993)의 기대부도빈도(EDF; expected default frequency)를 측정하는 모형(KMV)을 제시하기도 하였다. 시장 모형을 이용하는 경우 EDF를 이용하여 채무불이행 확률이 발생할 추정치를 도출하는 것은 단순한 기대손실과는 다르며, 채무불이행 예측에 보다 효율적임을 분석한바 있다(오세경 외, 2017). 시장정보는 기업의 미래 수익에 대한 정보를 포함하고 있기 때문에 미래지향적(forward-looking)이라는 특성이 있다(이인로와 김동철, 2015).

셋째, 헤지드 모형은 전술한 회계적 모형과 시장 모형을 결합한 모형이다. 신용위험을 측정하는 회계정보와 시장정보를 통합하여 Shumway(2001)가 회계 정보와 시장정보를 헤지드 모형으로 통합한 바 있다. Campbell et

al.(2008)은 후속 연구를 통해 기존의 개별 모형보다 신용위험을 가장 잘 측정하는 최적의 모형임을 주장한 바 있다. 이인로와 김동철(2015)은 Campbell et al.(2008)의 모형을 바탕으로 국내 주식시장을 고려하여 수정한 헤지드 모형이 다른 모형보다도 신용위험의 측정에 보다 적합하다고 주장한 바 있다. 이런 맥락에서 본 연구는 이 헤지드 모형을 주로 사용한다⁷⁾.

요컨대 본 연구는 국내 기업의 퇴직연금 적립수준이 신용위험에 미치는 영향을 살펴보고자 하며, 신용등급을 측정방식으로 사용할 경우의 한계점을 극복할 수 있는 모형으로서 헤지드 모형을 이용한다. 이 지표를 선정한 이유는 기존의 부도위험(bankruptcy risk)에 이론적 기반을 두고 있으며, 시장정보를 제공하여 적시성 문제를 해결할 수 있기 때문이다. 나아가 상장기업이라면, 대부분 기업에 대하여 신용위험의 측정이 가능하므로 표본선택의 편의 문제도 완화될 수 있다. 분석을 위해 국내 2011년부터 2019년까지의 자료가 이용된다. 이를 통해 퇴직연금과 신용위험 관계에 대해 추가적인 실증적 증거를 제공하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 2장은 분석 모형에 관한 사항을 다루며, 3장은 실증분석결과를 다루게 된다. 4장은 결론이다.

II. 분석 모형

1. 표본의 선정

퇴직연금의 적립이 신용위험에 미치는 영향을 살펴보고자 설정한 표본 기간은 2011년부터 2019년까지이다. 이 기간으로 설정한 이유는 국제회계기준(IFRS) 제도가 도입되어 국내 기업들의 회계보고체제가 2011년부터 회계 정보 제공 측면에서 완결되었기 때문이다.⁸⁾ 국내 기업 가운데 2018년 말

7) 이 모형을 우리는 LK 모형이라고 요약한다.

8) IFRS의 도입전후로 퇴직급여채무와 사외적립자산의 처리에 큰 차이가 있었다. 퇴직급여

기준으로 유가증권시장(KOSPI)에 상장된 기업으로 총 762개의 기업이 선정되었다. 표본 기간에 상장된 비금융업 기업 가운데 DB 제도를 채택한 기업들을 표본으로 선정하고, 12월 결산법인만을 포함시켰다. 최종적으로 표본기업의 수는 총 536개이다. 자료의 수집은 DataGuide에서 수집하였으며, 자료의 안정성을 위해 연속변수들 가운데 표준편차 3단위 해당되는 상하위 1% 관측치들은 윈저라이징을 수행하여 이탈치에 대한 영향력을 최소화하였다.

2. 변수

1) 종속변수 : 신용위험의 측정

전술한 바와 같이 종속변수인 신용위험을 측정하기 위해 가장 이론적이고, 편의를 최소화하고자 LK 헤저드 모형을 바탕으로 신용위험을 측정하였다. 헤저드모형은 회계정보와 시장정보를 통합하여 부도를 예측하는 모형으로 부도 발생시점까지의 시간을 고려한다(이인로와 김동철, 2015).

그들은 Campbell et al.(2008)의 헤저드 모형을 제시하면서, 한국 주식시장이 Campbell et al.(2008)이 제시한 변수들을 통해 헤저드 모형을 추정하게 될 경우 현실과 괴리되거나 유의하지 않음을 주장하였다.⁹⁾ 이를 통해 아래와 같은 모형으로 신용위험을 측정하는 것을 제안한 바 있다.

$$HAZARD = -3.83 - 1.58NIMTA + 2.07TLMTA - 2.11EXRETA VG - 0.02RSIZE + 1.36SIGMA - 1.51CASHMTA - 0.52PRICE - 0.45SLMTA - 3.70FFOMTA \quad (1)$$

부채의 경우, 도입전에는 청산가치 개념을 채택하여, 퇴직연금채무를 측정하므로 회계연도 말 적원퇴직시 지급해야 할 퇴직금의 상당액이 부채로 인식되었다. 그러나, 국제회계기준의 도입 후에는 미래의 퇴직급여를 추정할 때, 미래의 임금상승률 등을 고려하여 시장이자율을 고려한 이자율로 할인하여 기록하였다. 이러한 회계처리 방식의 변경은 연금부채가 상승하는 효과를 가져오며, 기업의 새로운 위험으로 인식되기 시작하였다. 관련 설명은 류건식과 이봉주(2009)의 연구를 참고하기 바란다.

9) 구체적으로 변수 가운데 유의하지 않거나, 현실적으로 설명력이 낮은 변수들을 제외하였다.

본 연구는 이인로와 김동철(2015)의 연구모형을 차용하여 헤저드 모형을 추정한다. 추정방법 및 변수설명은 <부록 1>에 첨부하였으며, 이 수치가 높을수록 신용위험이 높음을 의미한다.

2) 설명변수 : 퇴직연금의 적립비율

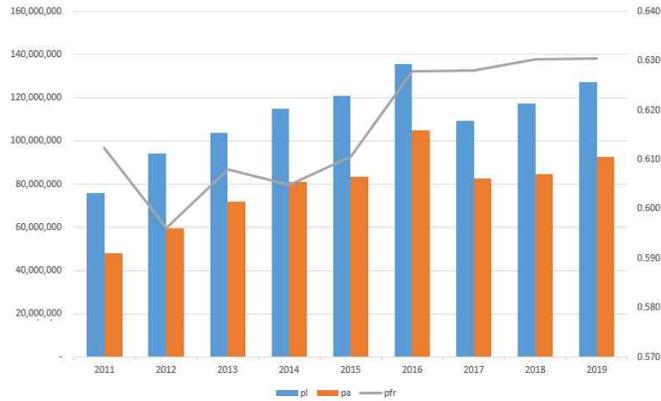
퇴직연금의 적립비율은 다양한 의미를 담고 있다. 예를 들면, 적립수준의 과대·과소를 판단하는 척도이기도 하고, 퇴직연금 적립위험으로 정의하기도 한다(An et al., 2013; 최종서와 노정희, 2017; 지승룡 외, 2017). 일부 연구에서는 퇴직연금 적립비율 정의 시 연금자산을 분모로 하는 대신에 기업의 총자산을 사용하여 표준화하기도 한다(Chaudhry et al., 2017). 또한 적립부족액(연금부채-연금자산)을 분자로 산출함으로써 과소적립에 초점을 맞춘 연구들도 다수 존재한다(Chaudhry et al., 2017; 최종서와 노정희, 2017).

본 연구는 국내 퇴직연금시장의 현실을 고려하여, 퇴직연금의 적립비율을 의미하는 PFR을 퇴직연금의 대체 측정치로 이용한다. 퇴직연금자산(PA)은 사외적립자산의 계정 금액이고, 연금부채(PBO)는 확정급여부채의 계정에 기록된 수치이다.

$$PFR = \frac{PA}{PBO} \quad (2)$$

아래의 <그림 1>은 표본기간 퇴직연금 관련 변수들의 추이를 나타낸다. 전체적으로 연금부채는 연금자산에 비해 높은 수치를 보인다. 또한, 적립비율은 점증하는 흐름을 보이지만 63% 수준에 머무르고 있다. 이는 대부분 표본기업들이 과소적립 상태에 있음을 시사한다.

<그림 1> 표본기간 동안의 퇴직연금관련 변수들의 추이



또한 산업의 급여수준이나 인적자원의 차이로 퇴직연금의 적립비율은 다르게 나타날 수 있다(김호균 외, 2018). 이에 본 연구는 산업초과 적립비율을 이용하여, 적립비율을 계산한다. 계산 방법은 김영식과 위정범(2020)의 방법을 준용한다. 구체적으로, 기업의 소속 산업 및 연도 별로 평균 퇴직연금 적립비율을 계산하고, 실제 적립비율과 평균 적립비율의 차이를 초과 적립비율로 정의한다. 이는 다음의 식 (3)으로 계산된다.

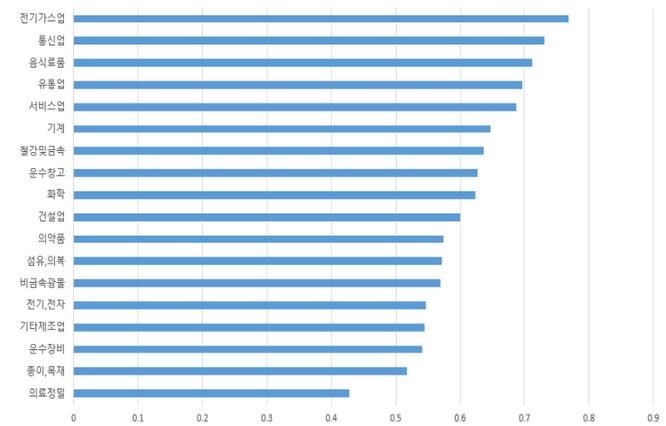
$$APFR_{i,t} = \text{개별 } PFR_{i,t} - \text{산업} \cdot \text{연도 } PFR_{j,t} \quad (3)$$

여기에서, $APFR_{i,t}$ 은 개별 PFR 에서 산업과 연도를 통제한 i 라는 기업이 속한 j 산업의 평균 PFR 을 차감한 수치이다. 산업기준은 거래소 산업기준을 준용하였다.

아래의 <그림 2>는 산업별 PFR의 평균을 나타낸다. 전기가스, 통신, 음식료, 유통의 순서로 높은 적립비율을 보인다. 반면에 운수장비, 종이목재, 의료정밀 업종은 낮은 적립비율을 보이고 있다. 즉, 산업별로 적립수준은 다

르므로 이를 통제할 수 있는 지표를 이용해야 함을 시사한다.

<그림 2> 산업별 평균 퇴직연금 적립비율



3) 통제변수

통제변수의 선정은 본 연구와 유사한 목적을 가진 Wang and Zhang(2014), 최종서와 노정희(2017)의 연구모형을 준용하여 통제변수를 선정하였다. 규모($size$)는 생략변수를 반영할 뿐 아니라 기업규모가 클수록 계속기업으로 성장하기 때문에 신용위험이 낮다(Wang and Zhang, 2014; 최종서와 노정희, 2017). 재무적 건전성(LEV)이 높을수록 채무불이행 위험이 감소하므로, 신용위험은 낮을 것으로 예상된다(Frank, 2002). 수익성(ROA)이 높을수록 여유현금흐름의 확보가 용이하여, 채무불이행 위험이 감소하므로, 신용위험이 감소할 것이다(Jiang, 2008; 최종서와 노정희, 2017). 성장성(AG)은 총자산증가율로 측정된다. 높은 성장을 하는 기업일수록 자본시장에서 높게 평가될 수 있으므로, 성장성과 신용위험 간에는 양의 관계가 예상된다(박종일 외, 2012). 이자보상비율인 ICR 은 기업의 영업이익을 이자비용으로

나누어 계산되는데, 이 수치는 이자를 지급할 수 있는 능력을 측정하므로, 신용위험과 관계가 있다(최종서와 노정희, 2017). 베타(BETA)는 36개월의 원도우를 설정하여, 시장모형으로 추정된 기율기 값을 이용한다. 베타가 클수록 변동성이 높아 부채비용이 증가하므로 신용위험도 증가할 것으로 기대된다(최종서와 노정희, 2017).

아래의 <표 1>은 본 연구에서 사용한 변수들의 산출방법을 요약하였다.

<표 1> 변수명 및 산출방법의 요약

구분	변수정의	표기	산출방법
종속변수	신용위험	CR	이인로와 김동철(2015)의 헤지드모형
설명변수	퇴직연금적립비율	PFR	사외적립자산/확정급여채무
	산업초과적립비율	APER	기업의 PFR-산업평균의 PFR
통제변수	규모	SIZE	ln(총자산)
	건전성	LEV	총부채/총자산
	수익성	ROA	당기순이익/총자산
	성장성	AG	당기 총자산/전기 총자산 - 1
	이자지출	ICR	영업이익/이자
	체계적 위험	BETA	36개월 원도우를 이용하여, 시장모형으로 추정된 기율기

3. 연구 모형

퇴직연금의 적립비율이 신용위험에 미치는 영향을 살펴보고자 기존 연구인 Wang and Zhang(2014)와 최종서와 노정희(2017)의 연구모형을 참조하여 아래의 식(4)로 실증분석을 실시한다.

$$CR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PFR_{i,t} + \beta_i (Control\ variable_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

종속변수인 CR은 헤지드 모형으로 계산된 기업의 신용위험이다. 설명변수는 PFR과 APER이며, 각각 퇴직연금 적립비율과 초과적립비율을 의미한다. 통제변수로는 SIZE, LEV, ROA, AG, ICR, BETA, 산업더미, 연도더미이다.

III. 실증분석 결과

1. 기술적 통계량과 상관분석

실증분석결과를 살펴보기 위한 기술적 통계량은 다음의 <표 2>와 같다. 먼저 신용위험에 대한 종속변수인 CR의 평균값은 -8.306으로 나타났다. 대부분의 음수 값이 관찰되며, 실제 LK의 수치와 유사하다.

독립변수인 퇴직연금의 적립비율(PFR)은 약 61%로 나타나 대부분의 기업이 과소적립상태에 직면해 있다. 그러나 최근 기업들이 퇴직연금의 적립비율을 매우 높이고 있는 실정에서 해당 수치는 다른 기존 연구에 비해 높은 수치임을 시사한다. 초과적립비율을 의미하는 APER은 거의 0에 가깝다. 이는 대부분 산업평균에 수렴하여 적립이 이루어짐을 시사한다. 표준편차나 범위를 살펴보면, 매우 큰 값을 보이고 있어 퇴직연금 적립 정책이 안정적으로 이루어지지 않고 있음을 시사한다.

통제변수들의 기술적 통계량을 보면, 규모(SIZE)는 20.2이며, 표본 내에 규모가 큰 기업들이 표본으로 구성되어 있음을 의미한다. 레버리지를 의미하는 LEV는 0.47로 나타나 대부분의 기업들이 타인자본을 사용하기보다는 자기자본을 통한 자본조달을 하는 것으로 해석된다. ROA는 1.6%로 나타나 높지 않은 수익률을 보인다. 성장성을 의미하는 AG는 5.7%를 나타내며, 이는 평균적으로 5% 이상 자산이 성장함을 의미한다. 이자지출을 의미하는

ICR 은 1.384이며, 이는 이자대비 영업이익이 1.38원 창출된다는 의미이다. 마지막으로 체계적 위험을 의미하는 BETA의 경우 0.914로 나타나 시장의 변동성과 유사한 흐름을 나타낸다.

<표 2> 기술적 통계량

이 표는 변수들의 기술적 통계량을 나타낸다. 변수들의 의미 및 계산방법은 <표 1>을 참고하기 바란다. 표본기간은 2011년부터 2019년까지이다.

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	5 th	50 th	95 th	Obs
CR	-8.396	3.372	-13.631	-12.736	-9.210	-2.937	4,824
PFR	0.616	0.286	0.003	0.036	0.702	0.961	4,372
APFR	0.005	0.277	-0.632	-53.802	7.213	35.101	4,372
SIZE	20.217	1.644	17.163	17.895	19.986	23.509	4,824
LEV	0.470	0.199	0.077	0.145	0.474	0.788	4,824
ROA	0.016	0.073	-0.322	-0.108	0.023	0.107	4,824
AG	0.057	0.172	-0.370	-0.149	-0.019	0.332	4,823
ICR	1.384	7.532	0.001	0.005	0.057	2.575	3,906
BETA	0.914	0.671	-0.768	-0.162	0.879	2.089	4,816

피어슨 상관분석결과는 다음의 <표 3>으로 나타내었다. 먼저 종속변수인 CR의 상관관계에 대한 결과이다. AG를 제외하면, 모든 변수들은 통계적으로 유의하다. 먼저, 독립변수인 PFR와 APFR은 모두 통계적으로 CR과 유의한 음의 상관계수를 보이는 것으로 나타난다. 이는 적립비율이 높을수록 신용위험은 낮아진다는 사전의 예상과 일치한다. 규모를 의미하는 상관계수도 음의 상관계수가 나타나 규모가 작은 기업일수록 더욱 신용위험에 노출될 수 있음을 의미한다. LEV는 양의 상관계수가 나타나 레버리지가 높을수록 신용위험이 높다고 해석할 수 있다. ROA는 음의 상관계수가 관찰되는데, 이는 수익성이 높은 기업일수록 신용위험이 낮다는 것을 의미한다. 이 자보상배율(ICR)은 음의 상관계수가 나타나 이자비용의 지출이 높을 때, 신

용위험이 높다는 해석이 가능하다. 마지막으로 체계적 위험을 의미하는 BETA는 양의 상관계수가 나타나 다른 위험과도 높은 상관성을 보이는 것으로 나타났다.

<표 3> 피어슨 상관분석 결과

이 표는 피어슨 상관분석결과를 나타낸다. 변수들의 의미 및 계산방법은 <표 1>을 참고하기 바란다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 표본기간은 2011년부터 2019년까지이다.

	CR	PFR	APFR	SIZE	LEV	ROA	AG	ICR	BETA
CR	1								
PFR	-0.331***	1							
APFR	-0.314***	0.672***	1						
SIZE	-0.422***	0.175***	0.155***	1					
LEV	0.330***	-0.254***	-0.260***	0.231***	1				
ROA	-0.490***	0.207***	0.201***	0.219***	-0.307***	1			
AG	-0.129	0.010	-0.006	0.075***	0.001	0.255***	1		
ICR	-0.083***	0.075***	0.073***	-0.058***	-0.244***	0.171***	0.001	1	
BETA	0.141***	-0.046***	-0.033**	0.113***	0.206***	-0.101***	-0.044***	-0.062***	1

2. 회귀분석 결과

퇴직연금의 적립비율이 신용위험에 미치는 영향은 다음의 <표 4>로 정리하였다. 모형 (1)은 적립비율을 독립변수로 설정한 모형의 분석결과이며, 모형 (2)는 초과 적립비율을 독립변수로 분석한 결과이다. 두 모형은 동일한 결과를 보이기에 모형 (1)의 분석결과를 중심으로 기술한다.

적립비율은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 회귀계수가 나타났다. 이 결과는 상관계수의 결과에서 언급한 것처럼 퇴직연금의 적립비율이 높아짐에 따라 신용위험은 감소함을 의미한다. 이 결과는 기존의 신용등급으로 분석한 Cardinale(2007), 최중서와 노정희(2017), Wang and Zhang(2014), 지승룡 외(2017)의 결과와 유사하다. 따라서 기업의 채무 상환능력이나 채무불이행 위험을 예측하는데 퇴직연금의 적립수준은 중요한

요인임을 시사한다.

이는 기존 연구의 결과에 대한 강건성(robustness)을 제공한다. 퇴직급여 채무는 거의 모든 국가에서 일반 채권에 비해 선순위이기때, 이러한 적립수준이 낮게 되면 기업의 채무불이행위험이 높아짐을 의미한다(최종서와 노정희, 2018; Wang and Zhang, 2014). 퇴직연금 적립률이 낮아질수록 기업의 현금흐름이 낮아지고 재무적 제약이 따를 수 있다(Rauh, 2006; Campbell et al., 2012; Chaundry et al., 2018). 따라서 퇴직연금의 적립수준이 낮아질수록 기업 경영에 부정적인 영향을 미치게 됨을 재확인한다.

한국의 DB 제도는 김호균 외(2018), 김영식 외(2020), 김영식과 위정범(2020) 등에서 지적한 바와 같이 다른 국가에 비해 차이점이 있다. 예컨대, 한국의 경우 퇴직연금보증제도가 존재하지 않고, 기금형 제도가 아직 일반적이지 않으며, 최소적립에 대한 강제규정이 존재하지 않는다.¹⁰⁾ 즉, 영미권에 비해 근로자의 퇴직급여 수급권 보호 차원에서 미흡한 점이 존재한다는 것이다. 그러나 전술한 바와 같이 퇴직연금제도의 규모가 지속적으로 증가하기에 퇴직연금에 대한 정보는 자산의 가치평가에 주요한 정보로 대두될 수 있다는 것이며, 본 연구의 결과는 퇴직연금의 정보가 회계와 시장요인을 고려한 리스크 척도인 헤저드 위험에 영향을 미치고 있음을 재확인한다. 퇴직연금에 관한 정보는 위험관리 관점에서 기업 경영진이나 투자자에게 매우 중요한 의미를 시사한다고 말할 수 있다. 즉, 포괄적으로 말하면 DB 제도이든 DC 제도이든 기업의 입장에서 안정적으로 퇴직급여재원을 마련할 수 있도록 하는 역량이 중요하다는 것을 시사한다.

통제변수의 경우도 예상된 결과와 크게 다르지 않다. 규모(SIZE)는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 부(-)의 회귀계수이다. 이 결과는 규모가 큰 기업일수록 신용위험이 낮음을 의미한다. 건전성을 의미하는 LEV는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양의 회귀계수가 추정되었다. 이는 건전성이 높은 기업일수록 신용위험이 낮음을 의미한다. 성과를 의미하는

10) 물론 최근 들어 적립 부족에 대한 과태료 제도가 시행되기 시작하였고, 적립률 100% 의무화를 위한 단계적 과정을 발표하였지만, 본 연구 기간 대부분에서는 강제 규정이 존재하지 않았다.

ROA도 1% 유의수준에서 유의한 음의 회귀계수이다. 이는 성과가 높은 기업일수록 높은 여유자금을 가지고 있기 때문에 신용위험이 낮음을 시사한다. 성장성을 의미하는 AG의 경우는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음의 회귀계수가 나타난다. 이 결과는 성장성이 높을수록 신용위험이 낮음을 의미한다. 체계적 위험을 의미하는 BETA는 통계적으로 유의한 양의 회귀계수가 나타나 체계적인 위험이 증가할수록 신용위험이 높아짐을 의미한다.

<표 4> 회귀분석 결과

이 표는 아래 모형으로 퇴직연금의 적립비율이 신용위험에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

$$CR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PFR_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 AG_{i,t} + \beta_6 ICR_{i,t} + \beta_7 BETA_{i,t} + \beta_8 IND_{i,t} + \beta_9 YR_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수들의 의미 및 계산방법은 <표 1>을 참고하기 바란다. 괄호안 수치는 t 통계량이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 표본기간은 2011년부터 2019년까지이다.

Variable	(1)	(2)
PFR	-1.438(-9.41)***	
APFR		-0.014(-9.35)***
SIZE	-0.888(-31.68)***	-0.887(-31.65)***
LEV	4.697(17.54)***	4.696(17.53)***
ROA	-17.433(-16.90)***	-17.445(-16.91)***
AG	-0.516(-1.90)*	-0.525(-1.93)*
ICR	0.006(1.03)	0.006(1.05)
BETA	0.303(4.49)***	0.304(4.51)***
YEAR	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES
F-Stats	84.95	84.90
ADJ R ²	0.439	0.439
N	3,538	3,538

3. 추가 분석 결과

본 연구는 추가적으로 퇴직연금의 적립수준에 따라 앞서 언급한 신용위험을 세분화할 때, 해저드와 회계적 위험, 시장위험을 구분하여 분석을 수행한다. 분석방법은 통제변수의 선정이나 다중공선성의 문제 등을 고려하여, 복잡한 다변량 모형을 설정하기 보다는 단변량 분석을 통해 비교분석을 수행한다. HAZARD모형은 기존의 자료를 이용하고, 회계적 자료를 이용한 분석방법은 Altman(1968)의 Z-score를 이용한다. 마지막으로 시장자료는 Bharath and Shumway(2004)가 제시한 부도거리(DD; default to distance) 모형으로 계산하였다.¹¹⁾

분석을 위해 연도별로 퇴직연금의 적립비율을 계산한 후에 그 크기에 따라 5분위수로 나누었다. 이후 5분위수에 해당되는 기업들의 신용위험에 대하여 평균들을 계산하였다. 분석결과는 다음의 <표 5>로 정리하였다.

먼저 총체적 신용위험을 의미하는 HAZARD모형의 경우 적립비율이 낮은 구간인 1에서 가장 높은 수치를 보이며(-6.87), 적립비율이 가장 높은 구간의 위험은 -9.82로 가장 낮은 수치를 보인다. HAZARD의 산출된 값이 클수록 신용위험이 큰 것으로 해석할 수 있으므로, 적립비율이 높을수록 위험이 낮아진다는 기존의 결과와 유사한 결과이다.

다음으로 회계적 자료를 기반으로 신용위험을 측정된 Z-score의 분석결과이다. 적립비율이 가장 낮은 기업은 2.52로 나타났으며, 적립비율이 가장 높은 기업들에서는 3.44로 나타났다. Z-score는 낮을수록 기업의 부도위험이 크다고 해석할 수 있다. 그러므로 회계적 자료를 기반으로 한 신용위험도 퇴직연금의 적립비율이 증가할수록 신용위험이 커진다고 해석할 수 있다.

마지막으로 시장에 기반한 자료인 DD의 분석결과이다. 참고로 추정값이

11) 지면절약을 위해 신용위험을 측정하는 방법은 부록에 상세히 기술하였다.

작을수록 부도위험이 높다는 것을 의미한다. 적립비율이 낮은 집단은 0.0078로 나타났으며, 반대로 적립비율이 높은 집단에서는 0.0041로 나타난다. 다른 모형과 달리 그 차이가 통계적으로 유의하지 않은 결과로 나타난다. 이 결과는 시장자료를 기반한 모형에서는 적립비율과 신용위험 간에는 예측된 결과가 나오지 않았다.

요약하면, 퇴직연금의 적립비율이 높을수록 종합적인 측정치인 해저드모형으로 신용위험을 측정된 결과는 신용위험이 감소한다는 결과가 나타난다. 그러나 이 같은 결과를 세분하여 살펴보면, 회계적 자료에 기반할 때, 이러한 결과는 강건하지만, 주식시장의 자료를 기반할 때 이러한 효과는 나타나지 않음을 발견하였다.

이 같은 결과에 대하여 이인로와 김동철(2015)(이하, LK(2015))의 연구를 참고할 필요가 있다. LK(2015)에서는 신용위험을 잘 예측하는 모형의 순위를 보고하였는데, 즉 해저드 모형, 회계적 자료를 이용한 판별모형, 마지막으로 자본시장의 자료를 이용한 부도거리모형 순으로 부도예측력이 나타났다. LK(2015)는 다른 나라 기업에 적용된 부도예측모형을 그대로 사용하기보다는 국내 기업에 적합하도록 수정된 모형을 사용할 경우 부도예측의 정확성을 기할 수 있다고 주장한다. LK(2015)의 결과를 바탕으로 할 때, 본 연구의 결과가 해저드 모형과 회계적 판별모형은 부도위험을 잘 반영하지만, 부도거리모형은 부도위험을 잘 나타내지 못하기 때문에 나타난 현상임을 배제할 수 없다. 따라서 퇴직연금의 적립비율과 부도거리모형의 관계가 부도위험을 잘 투영하지 못하는 모형의 특성으로 인해 부도거리모형과 퇴직연금 적립의 관계가 명확한 결과가 나타나지 않을 개연성도 존재한다.

<표 5> 추가분석결과

이 표는 추가분석결과를 나타낸다. Hazard는 이인로와 김동철(2015)의 모형이며, Z-score는 Altman(1968)의 모형을 이용한다. 마지막으로 DD는 Bharath and Shumway(2004)의 모형을 기반으로 하였다. Low는 퇴직연금 적립비율이 가장 낮은 기업들이며, High는 가장 높은 기업들이 표본이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 표본기간은 2011년부터 2019년까지이다.

Variable	LOW ← Degree of Pension Funding → HIGH	Diff.
----------	--	-------

	1LOW	2	3	4	5HIGH	5-1
Hazard	-6.8703	-7.1596	-8.6290	-9.4885	-9.8203	-2.9501***
Z-score	2.5286	2.3468	2.8297	3.3422	3.4442	0.9155***
DD	0.0078	0.0096	0.0066	0.0054	0.0041	-0.0037

한편 신용등급을 이용하여 실증분석을 추가로 실시하였고 지면에는 보고 되지 않지만 분석결과는 동일했다. 즉, 퇴직연금의 적립비율이 높을수록 신용위험은 낮은 결과를 도출하였다. 다만, 자료의 수가 약 1,100개(기존 약 3,500)로 감소하기 때문에 표본선택의 편의가 관찰될 개연성이 증가함을 시사한다.

5. 경로분석 결과

본 연구는 퇴직연금의 적립이 신용위험에 미치는 영향을 다각적으로 살펴 보았다. 이 결과는 기존 연구결과를 지지하는 강건한 결과이다. 그러나 퇴직연금이 신용위험에 영향을 미치지만, 어떠한 경로(channel)로 이루어지는가에 대한 실증적으로 논의된 바가 없다. 즉, 퇴직연금이 과소적립으로 어떠한 부정적인 재무적 활동을 통해 신용위험으로 귀결되는가에 대한 실증연구는 존재하지 않는다.

박혜진(2019)은 크게 세 가지 경로에 의해 퇴직연금의 적립이 신용위험에 미친다고 설파한다. 먼저, 퇴직연금의 적립이 미흡한 기업은 현금확보를 통해 적립을 해야 하기 때문에 신용위험이 증대될 수 있다는 견해이다. Chaundry et al.(2018)는 퇴직연금의 적립이 조세회피와 양의 상관성을 보이는데 이는 퇴직연금의 현금적립과 관련성이 있다고 주장한 바 있다.

추가적으로 적립금 납부로 인한 현금의 유출은 기업 내부의 유동성 리스크를 증가시키는 직접적인 효과 이외에도 미래 신규 투자에 드는 타인자본 조달비용을 증가시키는 간접적인 효과가 있을 수 있다. 만약 적립금 납입으로 인해 기업이 내부에 보유한 여유 자금이 감소하게 되면, 기업의 외부자

금에 대한 의존도가 더 높아지게 되고, 이는 기업의 외부자금조달비용을 증가시킬 수 있다(박혜진, 2019). Campbell et al.(2012)는 기업이 자본을 조달하는데 있어 드는 비용인 자본비용이 퇴직연금의 적립비율과 주요한 영향력이 있음을 확인하였다. 또한 Rauh(2006)는 퇴직연금의 이러한 의무적 적립으로 인하여 투자의 여력(자본적 지출)이 감소한다고 주장하였다.

마지막으로 투자자의 기대와 관련이 있다는 경로이다. 근로자의 퇴직급여 채권이 다른 회사채에 비해 상대적으로 우선변제순위를 가짐으로써 다른 회사채 투자자들의 위험에 대한 노출 정도가 증가하게 되고, 이로 인해 기업의 신용등급이 낮아지게 되는 경로이다(박혜진, 2019). 이 결과는 기존연구에서 국내외를 막론한 실증연구에서 강건한 결과를 보인다(Wang and Zhang, 2014; 최종서와 노정희, 2017; 지승룡 외; 2017).

이를 검증하기 위한 모형으로 본 연구에서는 현금비율과 타인자본비용이 증가하는지에 대하여 단변량 분석을 수행한다.¹²⁾ 이전 분석과 동일하게 적립비율의 5분위수에 해당되는 기업들의 현금비율(현금자산/총자산)과 타인자본비용에 대하여 평균들을 계산하였다. 분석결과는 다음의 <표 6>으로 정리하였다.

먼저, 전체자산 대비 현금 비중의 결과는 가장 낮은 적립을 보이는 구간에서는 6.56이지만 점점 증가하여, 가장 높은 5분위에서는 7.36으로 증가하는 것으로 나타난다. 이 결과는 적립비율이 증가함에 따라 현금보유비중은 높은 것으로 해석된다. 이는 현금흐름의 여유가 있는 기업이 더욱 적립을 높게 가져가 신용위험을 낮추는 효과가 있음을 의미한다.

다음으로 타인자본을 의미하는 Bond cost의 경우, 적립은 가장 작은 집단(LOW)과 가장 높은 집단(HIGH)에서 예상된 차이를 보이거나 이전의 적립비율이 높을수록 타인자본비용이 명시적으로 감소하지 않는다.¹³⁾ 타인자본비용의 경우 명확한 결과를 보이는 것은 아니지만, 전체적인 자본비용인

12) 신용등급에 관한 부분은 기존의 연구의 한계점에 관한 부분이므로 다루지 않으며, 분석 결과도 질적으로 큰 차이를 보이지 않는다.

13) 해당 자료는 따로 계산하지 않고, FnGuide에서 계산된 자료를 사용하였다.

가중평균자본비용(WACC)의 경우 LOW는 약 6.22이고, HIGH의 경우는 약 5.63으로 나타나 적립비율이 높을수록 저렴한 자본비용으로 자본조달이 가능함을 시사한다.

<표 6> 경로분석 결과

이 표는 경로분석 결과를 나타낸다. Cash Ratio는 총자산 대비 현금비율을 의미한다. Bond Cost와 WACC는 각각 타인자본과 가중평균자본비용을 의미한다. Low는 퇴직연금 적립비율이 가장 낮은 기업들이며, High는 가장 높은 기업들이 표본이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 표본기간은 2011년부터 2019년까지이다.

Variable	LOW ← Degree of Pension Funding → HIGH					Diff
	1LOW	2	3	4	5HIGH	
Cash Ratio	6.5577	5.9003	7.2682	7.3664	7.3626	0.8049***
Bond cost	4.8024	3.5335	3.4481	2.9506	4.3444	-0.458***
WACC	6.2088	6.1352	6.1687	5.7499	5.6257	-0.583***

IV. 퇴직연금의 적립과 신용위험의 예측

본 연구의 분석결과를 일반화하기 위해서는 Campbell et al.(2008)과 LK 헤저드 모형이 본 연구의 표본에서도 신용위험이 잘 예측되는지, 퇴직연금 적립비율로 이러한 위험이 잘 설명되는지에 대한 예측력이 검증되어야 할 것이다. 본 장에서는 추가적인 관련 내용에 대하여 다룬다.

1. 헤저드 모형의 검증

우리에게 잘 알려진 Z-score나 O-score의 경우 신용위험을 잘 나타내는 지표로 인정받게 된 이유는 표본선택에 따른 편이가 적기 때문이다. 본 연구에서는 사용한 헤저드 모형의 경우는 Campbell et al.(2008)의 모형을 기초로 하며, LK가 수정한 모형이다. 그러나 표본기간이나 표본선정이 본

연구와 다르다는 점에서 헤저드 모형이 실제 신용위험을 잘 반영하는 지표인가 대한 추가적인 분석이 실시되어야 할 것이다.¹⁴⁾

먼저, 표본기간과 기업이 다른 경우에 실제 LK의 모형을 그대로 적용할 수 있는가에 대하여, 분석을 수행하였다. 표본기간에 상장폐지된 기업을 부도기업으로 가정할 때, 64개의 기업이 추가적으로 분석에 이용되어 분석기업은 기존 536개 기업을 합산하여, 총 600개의 기업이 표본이다. LK의 모형에 대하여 분석한 결과에 대한 추정치는 아래의 식(5)와 같다.¹⁵⁾

$$HAZARD^{NEW} = -3.55 - 3.25NMTA + 1.49TLMTA - 0.30EXRETA VG - 0.2ARSIZE + 0.41SIGMA - 2.09CASHMTA + 0.05PRICE - 0.11SLMTA - 0.56FFOMTA \quad (5)$$

이 식을 바탕으로 새롭게 산출된 $HAZARD^{NEW}$ 를 산출하고, 기존 연구 모형에 대하여 분석을 수행할 때, 실제 동일한 결과가 나오는지에 대하여 분석을 수행하였다. 분석결과는 아래의 <표 7>과 같다. 통계적 유의성은 10%로 낮지만 여전히 통계적으로 유의하며, 동일한 부호로 나타나는 것을 확인하였다.

<표 7> 헤저드 모형의 검증

이 표는 새로운 헤저드 모형을 이용하여, 퇴직연금의 적립비율이 신용위험에 미치는 영향을 나타낸다. 분석모형은 아래식과 같다.

$$CR_{i,t}^{NEW} = \beta_0 + \beta_1PFR_{i,t} + \beta_2SIZE_{i,t} + \beta_3LEV_{i,t} + \beta_4ROA_{i,t} + \beta_5AG_{i,t} + \beta_6ICR_{i,t} + \beta_7BETA_{i,t} + \beta_8IND_{i,t} + \beta_9YR_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수들의 의미 및 계산방법은 <표 1>을 참고하기 바란다. 괄호안 수치는 t 통계량이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 표본기간은 2011년부터 2019년까지이다.

14) 참고로 이인로와 김동철(2015)의 헤저드 모형에서는 표본기간이 2001년부터 2013년이며, KOSPI와 KOSDAQ의 전체 상장기업을 대상으로 하였다.

15) 분석결과와 지면제약으로 인해 최종결과의 산출물인 식(5)만 보고한다. 참고로 분석결과는 LK의 결과와 질적으로 큰 차이가 나타나지 않는다.

Variable	(1)	(2)
PFR	-0.045(-1.77)*	
APFR		-0.000(-1.85)*
Control Variables	Include	Include
YEAR	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES
F-Stats	151.44	151.46
ADJ R ²	0.5840	0.584
N	3,538	3,538

2. 신용위험의 예측력에 대한 평가

기존 분석결과는 정상적인 기업들에 대하여 퇴직연금의 적립비율이 신용위험에 미치는 영향을 살펴보았기 때문에 실제 비정상적인 기업들(상장폐지 혹은 부도기업)에 대한 퇴직연금에 관한 정보는 저자들이 아는 범위내에서 학계에 보고된 적이 없다. 이에 본 연구는 관련기업들의 퇴직연금 정보를 비교하고 LK 모형에서 퇴직연금 적립비율과 비정상 퇴직연금 적립비율을 추가하여 통계적 유의성을 확인해 보았다. 만약, 상장폐지 기업들이 정상적 기업들에 비해 적립비율이 낮고, LK 모형에서 퇴직연금 적립비율의 변수가 유의하다면, 이는 신용위험에 직·간접적으로 영향을 미칠 수 있는 실증적 증거로 평가될 수 있다.

먼저, 비정상기업과 정상기업간의 적립비율 차이를 분석하였다. 분석결과는 다음의 <표 8>로 정리하였다. 정상기업과 비정상기업은 0.583, 0.526이며, 그 차이는 통계적으로 유의한 차이를 보인다. 또한, 다른 대체변수인 초과퇴직연금 적립비율(APFR)도 정상기업이 0.002이며, 비정상기업이 -0.046으로 나타났다. 이 결과는 재무적 곤경을 겪는 기업들이 퇴직연금적립수준이 낮음이 확인되었다.

<표 8> 정상기업과 비정상기업의 퇴직연금적립비율 비교
이 표는 정상기업과 비정상기업의 퇴직연금의 적립비율을 비교하였다. 정상기업은 표본기간 동안에 상장되어 있는 기업이고, 비정상기업은 표본기간동안 상장폐지 된 기업들이다.

퇴직연금	①정상기업	②비정상기업	차이(①-②)
퇴직연금 적립비율(PFR)	0.583	0.526	0.056***
초과퇴직연금 적립비율(APFR)	0.002	-0.046	0.049**

다음으로 회귀분석을 통해 퇴직연금이 신용위험을 얼마나 예측할 수 있는지에 대하여 실증분석을 수행하였다. 분석결과는 유의성에서 차이만 있을 뿐 대부분의 모형에서 부의 회귀계수가 관찰된다. 이는 적립비율이 높을수록 신용위험은 감소함을 의미한다. 따라서, 퇴직연금의 적립비율은 신용위험을 예측할 수 있다는 실증적 증거가 있음을 강건한 결과가 도출되었다.

<표 9> LK 모형을 이용한 퇴직연금의 적립비율의 신용위험 예측력 평가
이 표는 LK모형에서 퇴직연금 적립비율을 추가하여, 신용위험의 예측력을 평가한 결과이다. 종속변수는 해당연도의 상장폐지 여부이며, 설명변수는 LK 모형에서 사용했던 변수 및 퇴직연금 적립비율이다. 변수들의 의미 및 계산방법은 <부록 1>을 참고하기 바란다. 괄호 안 수치는 t 통계량이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 표본기간은 2011년부터 2019년까지이다.

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
PFR	-0.558(-2.59)***	-0.046(2.41)**		
APFR			-0.513(-2.31)**	-0.068(-0.22)
HAZARD 변수추가	비포함	포함	비포함	포함
Pseudo R ²	0.003	0.171	0.003	0.170

V. 결론

본 연구는 한국에서 퇴직연금의 적립이 기업의 신용위험에 미치는 영향을 살펴보고 있다. 영미권에서는 기업들이 확정급여제도를 운영함에 있어 퇴직하는 근로자들의 장수리스크를 부담해야 하지만 한국에서는 기업이 아니라 퇴직 근로자들이 부담한다. Bodie et al(1985)을 필두로 영미권 기업들을 대상으로 한 여러 연구에서는 퇴직연금의 적립수준이 향상(악화)되면 신용리스크가 감소(증가)하고 즉, 채권의 신용등급도 상승한다(하락한다)는 결과를 보고하였다. 미국 GM 사태에서 보듯 DB 제도는 기업에 상당한 재무적 부담으로 작용한다. 반면 영미권과 달리 국내의 퇴직연금제도는 퇴직금제도에 준해 도입되었기에 과연 영미권과 같이 시장에서 DB 제도를 유사하게 평가할 것인지가 연구 주제로 관심을 갖게 된다. 국내 퇴직연금제도가 정착되어감에 따라 최근 들어 최종서와 노정희(2017)를 시작으로 한 기존 연구들이 이 주제를 다루기 시작했지만 주로 회계 정보와 과거지향적인 신용등급을 이용하여 신용위험을 측정하면서, 영미권에서처럼 국내 시장은 퇴직연금 적립수준을 회사채 신용등급 부여 시 반영한다는 보고를 하고 있다. 그러나 기존 연구들은 신용위험에 대한 대리변수로 신용등급을 주로 사용한다는 점에서 한계를 갖는다. 이에 본 연구에서는 회계 정보와 시장의 정보를 동시에 고려한 헤저드 모형으로 실증분석을 수행하여 강건성을 제고한 것이 차별적인 기여도이다. 즉, 본 연구의 결과는 퇴직연금의 적립비율과 신용위험은 체계적인 부(-)의 관계가 존재하는 것으로 확인하였다. 이는 신용위험을 평가하는데 있어, Wang and Zhang(2014)이나, 최종서와 노정희(2017)의 결과를 지지하는 강건한 결과이다. 특히, 신용위험이 퇴직연금의 적립수준이 반영될 경우 더욱 신용위험의 예측력이 증가된다는 사실과 상장폐지기업들의 퇴직연금적립에 관한 정보는 기존연구에서 다루지 않았던 이슈이기 때문에 본 연구의 가장 큰 기여점이라고 할 수 있다.

투자자들은 다양한 정보를 이용하여 기업에 대한 가치평가를 수행한다. 본 연구는 퇴직연금의 정보가 투자자에게 충분하게 고려해야 할 가치가 있음을 재확인한다. Jin et al.(2006)에 의하면, 기업의 퇴직연금 관련 정보는 각주사항이기 쉽게 얻을 수 없는 정보가 아니기 때문에, 배타(체계적 위험)와 관련성이 높다는 주장을 한 바 있다. 또한, Franzoni and Marin(2006)

는 퇴직연금의 과소적립에 따라 주가수익률은 하락하는 현상을 발견하였다. 이는 투자자들의 위험보상률이 높아지기 때문에 더 높은 요구수익률을 요구하기 때문이라고 주장한다. 투자자의 가치평가나 기업의 위험관리 의사결정에서 퇴직연금의 적립이나 운용정보가 중요한 정보가 될 것으로 기대된다.

부언하면 본 연구의 분석 결과는 퇴직연금이 기업의 재무의사결정에 있어 위험요인으로 부각될 수 있기에 위험관리 관점에서 적극적으로 관리할 필요가 있음을 시사한다. 퇴직연금제도가 확산되고 적립금 규모도 커지게 되면서 그리고 퇴직연금 적립에 대한 규제가 강화됨에 따라 지속가능경영 관점에서 기업은 퇴직연금에 대한 정책을 어떻게 수행해갈 것인가에 대한 고민이 필요함을 본 논문은 다시 한번 보여준다.

본 연구의 한계점으로는 사후 성과적인 측면을 고려하지 못하였다. 예를 들면, 퇴직연금의 과소적립과 신용위험의 증가가 실제 기업경영에 어떠한 영향을 미치는지 검증하지 못하였다. Jin et al.(2006)처럼 체계적인 위험과의 관계를 살펴보거나 다른 위험들에 대해서도 세부적으로 분석하여 그 시사점을 모색하는 것도 향후 연구과제로 기대된다. 마지막으로 회귀모형을 고려함에 있어 한계가 존재한다. 실증적인 측면이 강조되어 부호와 유의성에 맞춘 분석을 실시하였지만, 실제 신용위험을 낮출 수 있는 최적의 적립비율이 존재하는지와 변곡점 등이 존재하는지는 후속 연구의 과제로 남겨둔다.

참 고 문 헌

- 강경훈, 배영수, 한재준, “국내 회사채 시장의 등급인플레이션 분석,” *금융권리학회지* 44(1) (2015):221-245.
- 강경훈, 한재준(2013), 우리나라 신용평가산업의 등급인플레이션 문제와 정책과제. KIF working paper.
- 국찬표, 정완호, “기업 도산 예측에 관한 연구: 추가정보를 이용하여,” *사부연구* 15(1) (2002):217-249.
- 김영식, 위정범, “확정급여형 퇴직연금의 적립과 대리인문제 : 좋은 지배구조는 적립비율을 높이는가?” *새부동산*, 33(2) (2020):201-244.
- 김호균, 김영식, 이봉주, 성주호, “기업의 조세부담이 확정급여형 퇴직연금의 적립에 미치는 영향에 관한 실증연구,” *리스크관리연구* 29(4) (2018):79-105.
- 류건식, 이봉주, “퇴직연금 회계기준의 국제 비교 및 영향분석,” *보험금융연구* 20(1) (2009):75-105.
- 박종일, 박경호, 박찬웅, “발생액 및 실제 이익조정이 기업신용등급에 미치는 효과 :상장과 비상장기업을 중심으로,” *세무회계리뷰* 13(1) (2012):65-98.
- 박혜진, “기업 퇴직연금채무의 사회적 책임 관점 분석,” *자본시장연구원 이슈보고서* 19-09, 2019.
- 변재권, 장영민, “회사채 신용위험의 가격 추정과 Merton모형의 유효성,” *증권연구* 6(3) (2004):49-85.
- 오세경, 최정원, 장재원, 빅데이터를 이용한 딥러닝 기반의 기업 부도예측 연구, KIF Working Paper, 2017.
- 이봉주, 퇴직연금 지급보증제도의 효율체계에 관한 연구, 보험개발원 보험연구소, 정책연구자료, 2007.
- 이인로, 김동철, “회계정보와 시장정보를 이용한 부도예측모형의 평가 연구,” *새부동산* 28(4) (2015):625-665.
- 지승룡, 성주호, 김영식, 한동, “확정급여형(DB) 퇴직연금의 지급능력 위험이 기업채무위험에 미치는 영향: KOSPI200 기업을 중심으로,” *리스크관리연구* 28(4) (2017):73-93.
- 지흥민, *연금재무론*, 박영사, 2014.
- 최종서, 노정희 “확정급여형 퇴직급여채무 대비 연금자산의 적립수준이 회사채 신용등급에 미치는 영향,” *금융권리학회지* 46(2) (2017):305-342.
- Altman, E. I., “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy,” *Journal of Finance* 23(4) (1968):589-609
- An, H., Z. Huang, and T. Zhang, “What Determines Corporate Pension Fund Risk-Taking Strategy?,” *Journal of Banking & Finance* 37(2) (2013):597-613.
- Bharath, Sreedhar T. and Shumway, Tyler, Forecasting Default with the Kmv-Merton Model (December 17, 2004). AFA 2006 Boston Meetings Paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=637342> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.637342>, 2004.
- Bodie, Z., J. Light, R. Morck and R. Taggart, “Funding and asset allocation in corporate pension plans : an empirical investigation,” in Bodie, Z., J. Shoven and D. Wise (eds) *Issues in Pension Economics*, University of Chicago Press, Chicago, 1987.
- Campbell, J. Y., J. Hilscher, and J. Szilagyi, “In Search of Distress Risk,” *Journal of Finance* 63(6) (2008):2899-2939.
- Campbell, J., D. Dhaliwal, and W. Schwartz, “Financing Constraints and the Cost of Capital: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans,” *Review of Financial Studies* 25(3) (2012):868-891.
- Cardinale, M., “Corporate Pension Funding and Credit Spread,” *Financial Analysts Journal* 63(5) (2007):82-101.
- Carrol, T. and G. Niehaus, “Pension Plan Funding and Corporate Debt Rating,” *Journal of Risk and Insurance* 65(3) (1998): 427-441.

- Chaudhry H. H., A. Yong, and C. Veld, "Tax Avoidance in Response to a Decline in the Funding Status of Defined Benefit Pension Plans," *Journal of International Financial Markets Institutions and Money* 48 (2017):99-116.
- Frank, M. M., "The Impact of Taxes on Corporate Defined Benefit Plan Asset Allocation," *Journal of Accounting Research* 40 (2002):1163-1190.
- Franzoni, F. and J. M. Marin, "Pension Plan Funding and Stock Market Efficiency," *Journal of Finance* 61(2) (2006):921-956.
- Griffin, J. M., J. Nickerson and D. Y. Tang, "Rating Shopping or Catering? An Examination of the Response to Competitive Pressure for CDO Credit Ratings", Working Paper, 2013.
- Jiang, J., "Beating Earnings Benchmarks and the Cost of Debt," *Accounting Review* 83(2) (2008):377-416.
- Jin, L., R. C. Merton, and Z. Bodie, "Do a Firm's Equity Returns Reflect the Risk of its Pension Plan?," *Journal of Financial Economics* 81 (2006):1-26.
- McQuown, J. A., A Comment on Market vs. Accounting-Based Measures of Default Risk (San Francisco, Moody's KMV), 1993.
- Merton, R. C., "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance* 29(2) (1974):449-470.
- Ohlson, J. A., "Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy," *Journal of Accounting Research* 18(1) (1980): 109-131.
- Rauh, J. D., "Investment and Financing Constraints: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans," *Journal of Finance* 61(1) (2006):33-71.
- Shivdasani, A. and I. Stefanescu, "How Do Pensions Affect Corporate Capital Structure Decisions?," *Review of Financial Studies* 23(3) (2010):1287-1323.
- Shumway, T., "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model," *Journal of Business* 74(1) (2001):101-124.
- Skreta, V., and L. Veldkamp, "Ratings Shopping and Asset Complexity: A Theory of Ratings Inflation," *Journal of Monetary Economics* 56 (2009):678-695.
- Wang, F. A., and T. Zhang, "The Effect of Unfunded Pension Liabilities on Corporate Bond Ratings, Default Risk, and Recovery Rate," *Review of Quantitative Finance and Accounting* 43 (2014):781-802.

<부록 1> HAZARD 모형의 변수명 및 계산방법

이인로와 김동철(2015)의 HAZARD 모형은 아래의 식으로 계산된다.

$$HAZARD = -3.83 - 1.58NIMTA + 2.07TLMTA - 2.11EXRETA VG - 0.02RSIZE + 1.36SIGMA - 1.51CASHMTA - 0.52PRICE - 0.45SLMTA - 3.70FFOMTA$$

각 계산방법은 아래의 표와 같다.

변수명	계산방법
시 장 순 수 익 률 (NIMTA)	당기순이익/시장총자산(주식가치+ 부채가치)
시 장 부 채 비 율 (TLMTA)	총부채/시장총자산
초 과 수 익 률 (EXRETA VG)	$\frac{1-\varnothing}{1-\varnothing^{12}}(EXRETA VE_{t-1} + \dots + \varnothing^{11}EXRETA VE_{t-12})$ 단) $\varnothing = 2^{-\frac{1}{3}}$, $EXRET = \log(1 + \text{주식수익률}_{i,t}) - \log(1 + \text{주식수익률}_{i,t-1})$
상 대 규 모 비 율 (RSIZE)	$\log\left(\frac{\text{개별기업의 시가총액}}{KOSPI의 시가총액}\right)$
변동성(SIGMA)	일간수익률의 변동성
현 금 비 율 (CASHMTA)	$\frac{\text{현금 및 현금성자산} + \text{단기투자자산 (CASH)}}{\text{시장총자산}}$
주식가격(PRICE)	주식가격이 15,000원 이하면 주당가격/1,000, 그렇지 않으면 15
시 장 총 자 산 회 전 율 (SLMTA)	매출액/시장총자산
시 장 현 금 유 입 비 율 (FFOMTA)	영업현금유입/시장총자산

<부록 2> 신용위험 측정방법

1. Altman(1968)의 Z-score 모형

Altman(1968)의 Z-score 모형은 아래의 식으로 계산된다.

$$Z = 1.2WCTA + 1.4RETA + 3.3NITA + 0.6METL + 1.0SLTA$$

여기서 WCTA는 운전자본비율, RETA는 유보이익률, NITA는 영업이익률, METL는 시장가-총부채비율, SLTA는 총자산회전율이다.

2. Bharath and Shumway (2004) 모형

Bharath and Shumway (2004) 모형은 Merton(1974)의 모형에 기초하고 있다. Merton(1974)의 모형은 다음의 식(1)로 나타낼 수 있다. 기업가치 V 는 식(1)의 확률과정을 따른다.

$$dV_t = \mu_v V_t dt + \sigma_v V_t dz \tag{1}$$

여기서, V : 기업가치
 μ_v : 기업가치의 기대수익률
 σ_v : 기업가치 변동성
 z : 위너과정

Black and Scholes(1973)의 유럽형 콜옵션가격결정모형을 이용하여 자기자본 가치인 E_0 를 계산할 수 있다.

$$E_0 = V_0 N(d_1) - D_T e^{-rT} N(d_2) \tag{2}$$

t 시점의 기업의 부도확률은 다음의 식(3)과 같이 계산된다.

$$\Pr[V_T \leq D_T | V_t] = \Pr[\ln V_T \leq \ln D_T | \ln V_t] \tag{3}$$

현재시점의 기업가치 V_0 가 주어져 있을 때, T 시점에서의 기업가치는 식(4)와 같다.

$$\ln V_T = \ln V_0 + \left(\mu_v - \frac{\sigma_v}{2}\right)T + \sigma_v \sqrt{T} z \quad (4)$$

식 (4)를 식(3)에 대입하면, t 시점 기업의 위험중립 부도확률은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} \Pr[\ln V_T \leq \ln D_T | \ln V_T] & \quad (5) \\ &= N\left(\frac{\ln D_T - [\ln V_0 + (r_f - \sigma_v^2/2)T]}{\sigma_v \sqrt{T}}\right) \\ &= N\left(-\frac{\ln D_T - [\ln V_0 + (r_f - \sigma_v^2/2)T]}{\sigma_v \sqrt{T}}\right) \end{aligned}$$

식(5)의 괄호 안은 식(2)의 d_2 와 마이너스 부호를 제외하고는 동일하다. 따라서, $N(-d_2)$ 는 만기 시 기업의 위험중립 부도확률을 나타낸다(Hull, 2003). $N(-d_2)$ 의 계산은 r_f , D_T , T , V_0 , σ_v 의 값을 필요로 하나, V_0 와 σ_v 는 현재시점에서 관측되지 않는다. 그러나 이토정리(Ito's Lemma)로부터 다음의 식 (6)을 얻을 수 있다. σ_E 는 자기자본가치의 변동성이다.

$$\sigma_E E_0 = \frac{\partial E}{\partial V} \sigma_v V_0 \quad \text{또는} \quad \sigma_E E_0 = N(d_1) \sigma_v V_0 \quad (6)$$

기업의 주가자료를 활용하여, σ_E 와 E_0 의 추정이 가능하다. 추정된 $\hat{\sigma}_E$ 와 \hat{E}_0 을 이용하여 식(2)와 (6)의 연립방정식 해를 구함으로써 기업가치 V_0 와 기업가치 변동성 σ_v 에 대한 해를 얻을 수 있다. 일반적으로 연립방정식의 해를 구하기 위해 무위험이자율인 r_f 는 국고채 1년물 금리를, 자기자본의 현재가치 E_0 는 12월말 보통주의 시가총액을, 자기자본가치의 변동성 σ_E 은 일별수익률의 표준편차에 영일일수 제곱근의 곱을, 만기 T 는 1년을 사용한다. Merton(1974)에 따르면, 기업의 부도는 만기에 기업이 상환해야 할 부채가

자산의 시장가치(기업가치)보다 클 때 발생한다. 아래 식 (7)의 DD 모형은 만기에 자산의 가치가 부도 발생점(default point)으로부터 평균적으로 얼마나 떨어져 있는가를 측정한다. 따라서 DD 모형은 값이 클수록 기업의 부도 발생 가능성이 감소하는 것을 의미하기 때문에 부도위험을 측정할 수 있는 지표로 활용될 수 있다(이인로와 김동철, 2015).

$$DD = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{X}\right) + (\mu - 0.5\sigma_A^2)T}{\sigma_A \sqrt{T}} \quad (7)$$

Bharath and Shumway (2004)는 자산의 시장가치(V_A)와 자산의 변동성(σ_A)을 반복갱신법 (iterative method)으로 추정하여 DD값을 계산하였다. 이 과정은 자산의 시장가치가 일정 오차범위라고 할 수 있는 10^{-3} 내의 값으로 수렴할 때까지 반복한다. 무위험이자율(r_f)은 국고채 1년물 금리, 부채의 액면가(X)는 유동부채+ $0.5 \times$ 비유동부채, 그리고 만기까지 남은기간(T)은 1년으로 설정하였다.