

청렴한 국민연금, 든든한 노후행복

| 연구보고서 2017-13

국내주식 포트폴리오 및 강화지수

연구 : 기업 부채비율 행태를 반영한 요인(factor) 구성을 중심으로

강대일 · 태엄철



머리말

본 연구는 공적으로 규제되는(publicly regulated) 거래소 위험자산군인 주식의 장기운용성과(absolute or benchmark returns)와 초과운용성과(actively managed excess or relative returns) 개선을 위한 포트폴리오 연구로서 국내주식시장을 연구대상으로 한다.

신규 회계제도(IFRS)와 은행·연금 규제(Basel III, Solvency II)의 본격적인 적용으로 재무곤경위험(financial distress risk) 중요성 부각되고 있다. 본 연구는 그 위험 척도(measure)를 측정하고자 부채비율과정(leverage ratio process)을 사용하고, 그 척도를 사용한 주식 포트폴리오의 요인 혹은 특성에 대한 시계열 및 횡단면 실증분석을 실시한다.

실증분석 결과, 첫째, Leland and Toft (1996, 이하 LT)- 재무곤경지수(financial distress index, 이하 FDI)의 참조포트폴리오(reference portfolio or pseudo benchmark)는 BM(장부가치 Book Value/시장가치 Market Value), 규모, FDI가 강화된(enhanced) 패시브 전략에서 Collin-Dufresne and Goldstein(2001, 이하 CG)-FDI 참조포트폴리오 보다 상회하는 수익률을 실현하였다. 그리고, 금융시장이 급변하는 기간 동안 중형-중BM군 보다는 소형-고BM-고FDI군으로 강화된 액티브 전략 성과가 우수하였다. 둘째, FDI로 측정한 재무곤경요인과 시장 혹은 BM 요인을 부과하고(factors loaded), 가격오차를 줄인 참조포트폴리오를 구성하였다. 부과된 요인은 국내 주식시장에서 10년 이상 장기간에 걸쳐 존재하는 것으로 검증되었다. 이 검증된 요인들을 부과한 참조포트폴리오, 즉 강화벤치마크는 요인부과 없는 벤치마크(시장지수)에 비해 높은 장기운용성과의 실현가능성을 시사한다.

국민연금기금(National Pension Fund, 이하 NPF)의 기금운용본부는

유일한 운용조직이다. 자신의 도덕적해이에서 스스로를 방어하고자 참호(trench) 전략을 구사할 경우, NPF는 일종의 인질(hostage)이 된다. 이를 방지하고자 운용본부 분할을 논의하였으나 스웨덴 AP 사례에서 보듯 이 운용비용 대비 규모의 경제효과만 상실하며 실질적인 규율(discipline)으로서 한계를 보였다.

NPF 운용본부에 대한 실질적인 규율을 관찰하면서 NPF 성과를 증대하기 위해 NPF 최고의사결정기구인 국민연금기금위원회는 목표와 조직에 대한 다음과 같은 대안을 마련할 수 있다. 먼저, 목표로서 전략적 벤치마크를 강화지수로 채택하여 전술조직인 운용본부에 더 높은 장기운용 성과를 요구한다. 다음으로, 인공지능(AI)를 활용하여 강화지수 벤치마크를 관리하는 NPF 전략조직을 실질적으로 조직하고, 전술조직인 운용본부 역시 AI를 활용, 일선–중간직–후선(front–middle–back) 부서 효율화를 도모하는 것이다.

본 고의 검토과정에서 애정 어린 조언을 제공한 정책협의회 참석자와 익명의 검독자들께 깊이 사의를 표하는 바이다. 끝으로 본 보고서의 내용은 연구자들의 개인적인 의견이며, 국민연금공단 및 연구원의 공식 견해가 아니다.

2017년 12월

국민연금공단 이사장 김 성 주
국민연금연구원 원장 직무대리 이 용 하

목 차 | Contents

요 약	1
I. 서론	21
1. 연구 배경과 목적	21
2. 연구구성 및 절차	24
3. 주요 연구 결과	27
가. 추정방법론간 비교	27
나. 국내주식표본 대상 포트폴리오 분석 결과	28
4. 시사점 및 향후 과제	32
가. AI 거래와 시장미시구조적 위험 고려사항	38
나. 주식수익률 횡단면 요인의 불확실성 가격화	42
다. 빅데이터, 딥러닝, 기계학습과 AI 거래 체계	47
II. 문헌연구	51
1. 기업부채비율 행태 반영 구조 모형	51
2. 주식 가격 노이즈와 횡단면 수익률 특성	58
III. 구조형 재무환경위험측정 모형의 성과 분석	67
1. 부채비율 행태를 반영한 재무환경유발가치	67
2. 표본 구성과 실증분석 결과	70
가. 기초통계량	71
IV. FDI지수를 사용한 포트폴리오 분석	85
1. 주요 통계량	85

2. 분위 포트폴리오 분석	88
3. 회귀분석: 수익률 분해와 종목수익률 요인	92
4. 확장(spanning)검정	97
 [부록] 구조형 재무환경위험측정 실증모형의 구성	125
 참 고 문 헌	135

표 차례

〈표 I-1〉 국민연금 전략적 벤치마크 강화지수(enhanced index)	
사용여부와 선정사유	33
〈표 I-2〉 자국편의와 공모 펀드 대상 IR 및 TE 분석 주요결과	35
〈표 III-1〉 구조형 재무환경위험모형에서 사용하는 모수들	75
〈표 III-2〉 모수추정법별 구조형 재무환경위험모형의 분류	76
〈표 III-3〉 주요 기술 통계량 (제조업)	77
〈표 III-4〉 표본외 검정을 위한 로짓 회귀분석 결과 (제조업)	79
〈표 III-5〉 예측정확도 결과 (제조업)	80
〈표 III-6〉 주요 기술 통계량 (금융업)	81
〈표 IV-1〉 주요 통계량	102
〈표 IV-2〉 각 모형별 FDI를 기준으로 정렬한 5분위 및 10분위 포트폴리오	105
〈표 IV-3〉 각 모형별 재무환경으로 통제한 규모효과	107
〈표 IV-4〉 각 모형별 재무환경으로 통제한 BM효과	109
〈표 IV-5〉 규모로 통제한 각 모형별 재무환경 효과	111
〈표 IV-6〉 BM비율로 통제한 각 모형별 재무환경 효과	113
〈표 IV-7〉 규모, BM, FDI별 포트폴리오에 대한 수익률분해 회귀분석	115
〈표 IV-8〉 당기 종목별 주식수익률에 대한 전기 규모, BM비율, 각 구조모형별 FDI의 Fama-MacBeth 회귀분석	117
〈표 IV-9〉 월별 주식수익률로 구성한 Fama-French 3요인 및 HML_{FDI} 요인 시계열 회귀분석	118
〈표 IV-10〉 월별 주식수익률로 구성한 Fama-French 3요인 및 HML_{FDI} 요인 횡단면 회귀분석	122

그림 차례

〈그림 III-1〉 후진귀납 1·2단계반복갱신법 적용 모형간 검정력 곡선비교	81
〈그림 IV-1〉 구조형 재무환경위험모형별 총FDI지수	101
〈그림 IV-2〉 LT구조형 기업재무환경모형 기준 재무환경집단과 통제집단의 총FDI	103
〈그림 IV-3〉 CG구조형 기업부도확률모형 기준 부도집단과 통제집단의 총FDI	104

요약

1. 연구 배경 및 목적

- 2018년부터 신규 Basel 규약이 은행에 본격적으로 적용되고 보다 엄격한 국제회계기준 IFRS 2 역시 기업에 도입됨
 - 국내 회사채 신용경색은 여전히 진행 중이며, 한국은행의 통화 완화 기조 축소와 기준금리 인상도 올 해말 예상
 - 기업의 부도와 파산 등 신용위험 사건은 지속적으로 발생해 왔고, 2018년부터는 더욱 강력한 국내 가계부채 정책, 자영업 구조 조정이 예견됨
 - 양적완화 종료 이후 미국연방은행(Federal Reserve Bank 이하 Fed)의 정책 행위는 올해 하반기 들어 보다 명백해졌음
 - BIS의 강화된 금융감독 본격 이행기에 접어들어 시중의 유동성은 휘발되고 기업의 재무곤경위험(financial distress risks) 사건이 빈번해질 것으로 전망됨
- 2017년 10월 IMF 글로벌금융안정보고서(GFSR, Global Financial Stability Report)는 글로벌 금융부문에 대해서 단기위험은 지속적으로 감소하고 있으나 중기적 취약성은 증가한다고 진단
 - 미국, EU, 중국 등 주요 통화국의 안정된 통화/금융 정책이 부진한 인플레이션과 맞물리면서 세계 경제 회복의 신호는 미미하지만 파악할 수 있는 수준
 - 그러나 시장 및 신용프리미엄은 10년래 최저 수준으로 평가된 자산가치는 위험프리미엄의 감압(decompression)에 취약하다고 진

2 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

단

- GFSR은 2009년보다 덜 깊지만, 여전히 윤곽을 잡기 어려운 글로벌 침체 야기 가능성성이 존재한다고 진단
- 글로벌 금융위기 이후 연금업을 포함한 금융부문의 영업행태에는 상당히 변화
 - 2006년보다 2016년 세계 최대 은행들의 자본수익률은 1/3 이하로, 미국과 유럽은 더욱 낮은 수준으로 악화됨
 - 투자은행은 매출 34%, 자기자본수익률 46%가 감소
 - 합병자문, 채권발행 부서보다 판매, 거래, 주식 발행 부서의 매출과 수익률 감소가 더 두드러짐
 - 글로벌 회사채시장은 10년간 두 배로 성장하였으나, 주식시장 변동성은 절반으로 축소
 - 지속된 QE와 저금리로 GDP 대비 회사채 및 국채의 가치는 10년 전보다 증가
 - 운용수수료기반 사업은 2006년에 비해 2016년 세전 기준으로 30% 성장하고 자산관리산업 집중도 역시 33%에서 42%로 상승
 - 2009년보다 덜 심각한 글로벌 경기 침체가 상당히 지속될 가능성이 농후해 지면서도, 연기금업의 자산운용부문은 업종의 집중화가 진행됨
 - 신용사건, 재무곤경위험을 포함한 위험관리와 이에 대비한 포트폴리오 운용 전략의 대응이 필요
 - 더욱이 국민연금기금은 국내 자본시장에 상당한 자국편의 (home bias)된 포트폴리오를 보유하고 있고, 그 결과 채권 및

주식 투자기회에 있어 세대간 불평등이 존재

- 국내채권시장은 신흥국 국채시장 규모 대비 2% 정도이나, 국민연금 채권 전체 포트폴리오의 93%가 투자되며, 그 규모는 국내채권시장의 15%임
- 국내주식시장은 낮은 유동주식수 비율 등으로 MSCI 선진국 지수에 여전히 포함되지 못하고, 지수 산출에서 시가총액의 절반만 반영되는 비유동적인 시장임
- 그럼에도 불구하고 국민연금 주식 전체 포트폴리오의 58%가 투자되며, 그 규모는 유동주식수를 기준으로 10% 이상을 차지함
- 글로벌 자본시장 규모 대비 2%에도 미치지 못하는 국내 자본시장에 단일 금융기관인 국민연금기금이 국내자본시장의 10%~15%를 차지하고 있다는 것은 자본시장에서 과점적 지위를 누리고 있음을 의미
- 이 같은 자국편의는 채권 및 주식 가격 상승, 수익률 저하, 전반적인 벤치마크 왜곡, 매매 가격충격 비용 상승, 과수요(overdemand) 논란 등을 야기
- **자국편의**가 해소되지 않는다면 국내 자본시장에서 주식 및 채권 가격을 상승시켜서 현 세대의 투자 수익 실현을 수월하게 하면서 미래세대의 투자기회를 희생하는 불평등은 구조적으로 지속
- 특히 채권의 경우 가격 상승으로 인한 낮은 수익률 수준이 변동성 확대와 시장위험 양등이라는 역효과에도 영향을 미침
- 그러므로 국민연금기금의 연금수급권 보장을 위한 수익확보를 위해 해외부문 투자기회 집합에 대한 보다 적극적인 탐색, 국내자본시장 투자에 있어서 효율성 추구가 필요함
- 그러나 공적연금의 공공성 발현을 위해 국내경제 육성을 위한 요

4 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

청에 부응할 필요가 있으므로 자국편의를 완전히 해소하는 금융 포트폴리오 구성은 금융포트폴리오 구성 전 단계에서 제도적으로 보완하는 접근이 필요

▣ 본 연구의 목적은

- 첫째, 세대간 투자기회 불평등을 완화하면서 국내 주식시장 투자의 전략적 효율성을 제고하고,
- 둘째, 장기적으로 안정적인 초과수익 창출의 투자기회집합(액티브 위험) 존재 여부, 존재여부 판단 후 액티브로 활용 가능한 요인을 분석하며,
- 셋째, 이를 반영한 기금운용위원회 거래소 자산군 전략적 벤치마크 개선 체계 마련을 위해 수립된 장기 연구과제의 일환으로 수행됨

▣ 위험자산군으로서 국내주식부문의 전략적 가치에도 불구하고, 상당한 자국편의로 인해

- 제한된 거래행태, 금융위기 이후 빈번해지는 금융 및 신용 사건, 재무환경위험 증대, 국내주식 시장의 변화되는 투자기회 집합의 특성 등의
- 정보를 정규화하고, 투자기회 집합의 성질을 고려한 전략적 벤치마크 설정 및 국내주식 부문의 효율성 제고를 위해 이를 갱신하고 개선하는 절차는 미흡

▣ 그 결과 국민연금기금 투자 최고의사결정기구인 국민연금기금 운용위원회는

- 자산의 전략적인 자산배분, 액티브 투자기회 집합 분석, 이를 고려한 초과성과 부여에 있어서 참고해야 할 데이터베이스 및 보고체계를 상당히 개선할 여지가 있음

- 전술적 운용을 위임받은 국민연금기금운용본부는 기금운용위원회와 대리인 문제로 인해 전략적인 이해관계가 반드시 부합하지는 않음
- 국내 주식시장에 대한 포트폴리오 연구는 장기적인 국내주식수익률의 제고 가능성과 그 수준, 전략적 벤치마크 개선을 통해서 추구할 수 있는 초과수익 기회와 실현가능한 목표 수립, 전술적 기금운용조직에 대한 평가 지표 개선 등을 수행하는 근거가 됨

2. 연구 구성 및 절차

- 본 연구는 목표 부채비율로 해석되는 부채비율의 확률과정(stochastic process)에 대한 주요 모수를 통계적 추정하고, 이를 바탕으로 재무환경위험을 요인으로 측정하며, 해당 요인을 사용한 주식 포트폴리오 분석을 수행함
- 기업 부채비율에 대한 행태는 Collin-Dufresne, Goldstein, Hugonnier(Econometrica 2004)와 Collin-Dufresne and Goldstein(Journal of Finance 2001, 이하 CG)의 정의를 따름
- 본 연구에서는 위 연구를 중심으로 실증분석에서 부채비율이 확률 과정을 적합한 수학적 표현으로 재정의하고 추정방법 등을 구체화함
- Flannery, Nikolova, and Öztekin (2012)에서 부채비율 예

6 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

상치(leverage expectations)에 대한 통계적 모형을 기반으로 기업 부채비율의 행태에 대한 분석과 재무곤경위험 측정을 진행

- 규모, BM, 재무곤경위험 등 기존에 알려진 요인과 부채비율 예상치을 고려하여 포트폴리오를 구성하고 그 성과에 대하여 실증분석함
- 실증분석 결과를 바탕으로 국민연금 기금에 유효하다고 판단되는 자료체계를 선정하고 투자기회집합의 특성을 정기적으로 검토할 수 있는 체계 제안
- 국내주식 포트폴리오 구성에서 부채비율 예측치와 재무곤경위험의 측정 방식에 따른 효율성을 분석
- 2장에서 신용위험을 포함한 재무곤경위험을 CG 모형으로 해석하고, 구조형 기업재무곤경위험 측정을 위한 기존 연구를 살펴봄
- 여기서 최근 주식 포트폴리오 수익률 측정에서 쟁점이 되고 있는 노이즈(noise) 관련 문헌 검토
- 재무곤경위험의 측정방법간 재무곤경사건 예측 관련 지표 비교를 위해 기존 연구절차에 맞추어 실증분석을 실시
- 3장에서 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014), 강대일 · 황정욱 (2016), 강대일 (2017)의 연구절차에 Collin-Dufresne and Goldstein (2001)과 이 연구를 가격결정 측도의 관점에서 일반화한 Collin-Dufresne, Goldstein, and Hugonnier

(2004)의 모형을 실증분석모형에 추가하여 확장된 연구절차를 구성

- 2단계반복갱신 추정법으로 CG를 포함한 Down and Out 콜옵션 함수형태에서 필요한 모수들을 추정하는 방법을 설명하고 구조형 재무곤경위험 실증모형 Brockman and Turtle (2003, 이하 DOC), Leland and Toft (1996, 이하 LT), Longstaff and Schwartz (1995, 이하 LS), CG을 구성함
- 재무곤경사건으로 지정한 부도사건을 각 모형별로 측정하고 그 예측 성과를 비교하기 위해 횡단면 및 시계열 표본외 부도예측성과를 로짓 회귀모형을 사용하여 분석
- 4장에서 재무곤경위험을 반영한 주식 포트폴리오를 연구하기 위해 후진귀납 반복갱신으로 측정한 구조형 재무곤경위험의 실증모형 LT, CG을 사용하여 재무곤경지수를 구성
- 통상적인 1차원 및 2차원 분위 포트폴리오 분석, Fama-MacBeth 분석, 특성포트폴리오 분석을 통한 수익률 분해, 횡단면 요인 확장검정(spanning test)을 실시

3. 주요 연구 결과

- 기업재무곤경위험모형간 예측성과를 비교하기 위해 1994년부터 2012년까지 KRX 유가증권시장에 상장된 상장회사를 표본으로 구성

8 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

가. 추정방법론간 비교

- 실증분석결과 첫째, 반복갱신법을 적용한 구조모형 재무곤경위험들의 로짓 회귀계수가 대부분 통계적으로 유의함
- 특히 LT모형은 역사적변동성법을 적용한 표본외 검정 로짓 회귀계수들은 통계적으로 무의미하거나 낮은 부합도를 나타냈으나 2단계반복갱신법에서 회귀계수들은 모두 통계적으로 유의하면서 DOC 모형에 비해 1, 3년 시계열 표본외 검정에서 높은 부합도를 보임
- 로짓 회귀모형 분석과 예측정확도 비교분석 결과에서 2단계반복갱신법을 적용한 LT모형이 1, 3년 시계열 표본외 검정에서, 역사적변동성법을 적용한 CG 모형이 1년 시계열 표본외 검정에서 기업재무곤경위험 예측성과가 우수
- 둘째, 예측정확도 분석에서 LS, DOC, CG, LT 순으로 모형의 재무곤경사건 예측 정확도가 높음
- 표본외 검정, 예측정확도 분석을 종합해볼 때, 후진귀납방식 2단계반복갱신법은 가별재무곤경유발가치 구조모형의 재무곤경 위험 예측성과를 개선시킴
- 그러나 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014)의 연구 결과와 달리 후진귀납방식 2단계반복갱신법을 적용한 DOC, LT 모형 중 LT 모형이 더 우수하게 나타남

나. 국내주식표본 대상 포트폴리오 분석 결과

- 제조업을 대상으로 한 포트폴리오 실증분석은 유가증권 상장 종목(KSE)의 주식수익률 및 회계자료를 사용
- 분석결과, 첫째, 재무곤경사건으로 정의한 상장폐지의 식별능력을 비교하기 위한 표본일치 분석에서 CG 모형 재무곤경지수는 통제집단과 거의 구별되지 않다가 상장폐지 직전 수개월 전부터 이격하기 시작하고, LT 모형 FDI 지수는 두 집단이 120개월 전부터 수준과 추이가 구분됨
- 둘째, 재무곤경위험을 통제하고 규모 효과를 순위포트폴리오로 구성한 후, 최소 분위기업 포트폴리오에서 최대 분위기업 포트폴리오의 수익률을 차감한 초과수익률이 낮은 재무곤경위험 분위집단에서 높은 재무곤경위험집단에 걸쳐서 CG 패널은 모두 음(−)의 값을, LT은 일부 음(−)의 값을 보임
 - 규모효과는 재무곤경위험을 통제하고 양의 값을 나타나는 것이 정상적임
 - 본 연구에서 나타난 실증분석의 결과는 CG 패널로 재무곤경위험을 측정하고 통제하면 대체로 소형주에 대해 상대적으로 시장이 고평가하고 있다(혹은 대형주에 대하여 상대적으로 저평가하고 있다)고 해석할 수 있음
 - 다음으로 재무곤경위험을 통제하여 BM효과를 순위포트폴리오로 구성하고 최고 분위 BM 포트폴리오에서 최저 분위 BM 포트폴리오를 차감한 초과수익률이 모든 재무곤경위험 집단에 걸쳐서 음(−)의 값을 나타냄
 - BM효과가 재무곤경위험을 통제한 경우에도 양(+)의 값을 나타내

10 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

는 것이 정상적임

- 재무곤경위험을 통제한 경우 상대적으로 높은 BM 주식에 대해 시장에서 저평가하고 있다(혹은 낮은 BM 주식에 대해서 시장에서 고평가하고 있다)고 해석됨
- 셋째, Daniel and Titman (1997)과 Nijman, Swinkels, and Verbeek (2004)의 균등가중방식 특성포트폴리오를 사용한 수익률 분해 분석절차를 따라 재무곤경위험 대비 규모 효과, 재무곤경위험 대비 BM 효과를 대조함
- 규모, BM비율, 재무곤경위험을 FDI로 정의한 특성별 수익률 분해에서 국민연금 국내주식 부문 수익창출을 위한 수익률 쌓기에 두 가지를 시사
 - 첫째, 만기전 가변적인 상황에서 재무곤경사건을 고려하는 액티브 전략 LT-FDI와 만기전 외생적으로 거의 고정된 재무곤경사건을 고려하는 액티브 전략 CG-FDI를 비교하면, 국내 주식시장에서 LT-FDI의 참조포트폴리오는 ‘BM 대비 FDI’ 혹은 ‘규모 대비 FDI’ 패시브 전략으로 항상 CG-FDI를 상회함
 - 둘째, 주식시장이 급변하는 상황에서 국내주식시장은 중형주, 중BM 보다는 고BM군, 소형, 고재무곤경위험 군 종목의 특성을 감안하는 액티브 전략의 성과 좋음
 - 단, 특성을 측정한 액티브 측도(measure) 별로 액티브 성과가 다르므로 액티브 전략에 대한 개발에 주의할 필요가 있음
- 개별종목 수익률에 대한 재무곤경위험의 영향력을 분석하는 Fama-MacBeth (1973) 회귀모형 분석에서 LT 모형의 FDI, FDI 거듭제곱, BM, BM의 거듭제곱, 규모효과와 FDI지수가 결합한 변수가 통계적으로 유의미함

- 반면 CG 모형에 대한 동일한 분석에서 BM, BM의 거듭제곱만이 통계적으로 유의함
- 마지막으로 FF 3요인과 재무곤경요인으로 무차익포트폴리오를 구성하고 FF 3요인 및 FF 3요인에 재무곤경요인을 더한 4요인 모형 확장(spanning) 검정을 실시
- 본 고의 확장검정은 벤치마크 개선에 두 가지를 제안
 - 첫째, LT 패널에서 절편이 통계적으로 무의미, 곧 LT-FDI로 측정한 재무곤경요인과 시장 혹은 BM 요인만으로 획단면 수익률을 설명할 수 있음
 - 이들로 측도(measure)를 구성하고 가격오차(pricing error)를 회피하도록 벤치마크를 개선하면 대안적인 강화지수 벤치마크를 구성할 수 있음
 - 둘째, 장기적으로 존재하는 검증된 요인들을 – 즉 통계적 유의성이 확보된 요인들 – 측도에 포함시켜 강화지수 벤치마크를 설정할 수 있음
 - 단 종목단위 회귀분석에서 살펴보았듯이 재무곤경위험의 비선형성을 고려할 수 있는 추가적인 분석이 요청됨
 - 이와 같은 후속 작업을 통해서 통계적으로 유의한 요인 프리미엄을 체계적 위험으로 간주하여 (factor loading), 강화지수를 벤치마크로 설정하고, 운용역에 부여해야 할 요구수익률로 정의할 수 있음

4. 시사점 및 향후과제

- 지난 해 연구에서 국민연금 전략적 벤치마크 설정기준의 비일관

12 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

성 및 WRDS(Wharton Research Database Services) 데이터 베이스 기준 공모 펀드에 비해 국민연금 기금 펀드의 초과수익률이 낮게 형성되는 현상을 보고

- <표 I-1>에서 보는 바와 같이 국민연금기금은 국내채권의 전략적 벤치마크만 유일하게 기간프리미엄을 요인(혹은 특성)으로 간주한 강화지수(enhanced index)를 사용하고 나머지 자산은 시장지수(market index)를 설정
- 그 결과 기금운용본부에 부여하는 운용방향이 자산별로 일치하지 않음
- 국내채권 부문 운용에서 기간프리미엄을 기반한 액티브 운용의 결과로 획득한 초과수익을 기금운용본부의 성과로 인정하지 않음

〈표 Ⅰ-1〉 국민연금 전략적 벤치마크 강화지수(enhanced index) 사용여부와 선정사유

자산 구분	전략적 벤치마크 ¹⁾	요인 (혹은 특성)	선정사유	비고
국내 채권	강화지수 (enhance index, 2007년) ²⁾	기간프리미엄 신용스프레드 등	금융채보다 장 기물인 국공채 기간프리미엄 확보	국공채보다 단기인 회사채는 비교적 시장중립적으로 보유 하여 선정사유와 상충됨 ³⁾
국내 주식	시장지수 (2002년)	소형주, 가치 주, 성장주, 모멘텀, 재무 곤경위험 등	시장중립적 운용(강화지수 고안을 위해 선정된 요인 없음)	요인(혹은 특성)은 액티브 운용을 통해서 확보하는 초과수익의 원천 상당한 자국편의로 강화지수에서 사용한 요인(혹은 특성)을 설정할 경우 해당 요인(혹은 특성) 가격이 상승 하여 초과수익으로 확보되지 못할 수 있음
해외 채권	시장지수 (2008년)	국내채권과 동일	시장중립적 운용	요인(혹은 특성)은 액티브 운용을 통해서 확보하는 초과수익의 원천
해외 주식	시장지수 (2008년)	국내주식과 동일	시장중립적 운용	요인(혹은 특성)은 액티브 운용을 통해서 확보하는 초과수익의 원천

- 주 1) 각 자산군 전략적 벤치마크는 2016년 국민연금연구원 「2015년도 국민연금기금 운용성과평가」 자료를 참고, 괄호 안의 연도는 벤치마크 적용 개시연도임. 국내 채권 전략적 벤치마크의 명칭은 NPS Customized Index, 국내주식은 KOSPI, 해외채권은 Barclays Global Aggregate Index ex Korea Hedged to KRW, 해외주식은 MSCI AC World Index, ex Korea, unhedged-to-KRW임. 대체 투자 자산군의 전략적 벤치마크는 7개 세부대체투자 자산군(국내부동산, 국내 SOC, 국내사모, 해외부동산, 해외인프라, 해외사모, 해지펀드)의 벤치마크들을 각각의 실제투자비중으로 가중한 합성지수임. 각 대체투자 자산군 벤치마크는 거래소 자산군(주식, 채권)과 달리 규제된 거래소 시장의 가격을 바탕으로 산출되지 않아 벤치마크로서 적정성에 문제가 있음. 그 일례로 국민연금 해외 부동산 벤치 마크인 해외 7개국 IPD Country Index와 관련된 「해외 IPD 지수 적정성 검토」를 2015년 국민연금연구원의 「2014년도 국민연금기금운용성과평가」의 심층과제에서 다루고 있음.
- 2) 국내채권은 2014년 기준 국공채편중 강화 지수에 3개월 미만 물을 포함시키는 변경이 있음.

14 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

3) 통안채는 2년 미만 단기물로 채권 포트폴리오의 안정성을 위해 보유하며 시장 대비 상당한 편차를 두고 거래함.

자료: 강대일 (2017), “투자기회의 세대간 불평등 완화를 위한 해외주식포트폴리오 연구”에서 발췌

- 반면에, 해외채권 및 주식부문은 요인을 사용하여 획득한 초과수익을 액티브 운용의 성과로 인정하고 보상¹⁾

〈표 1-2〉 자국편의와 공모 펀드 대상 IR 및 TE 분석 주요결과

단위:비중, TE변동성, 초과수익률(%)

구분	국내주식	국내채권	미국주식	미국채권	대체투자
시장 대비 비중 ¹⁾	6.9(13.8)	16.4	N.A.	N.A.	N.A.
정책비중 ²⁾	20.0(18.4)	51.4(50.7)	13.1(15.4)	4.0(4.2)	11.5(11.4)
펀드수 ³⁾	579	118	2,918	2,109	N.A.
초과 수익률	국민연금 ⁴⁾	-0.69	0	0.17	-0.42
수익률	공모 ⁴⁾	2.04	-1.96	0.8	1.25
TE 변동성 ⁴⁾		4.24	1.32	1.29	1.2
IR		0.48	-1.48	0.62	1.04
위탁비용 ⁵⁾	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.

- 주 1) 시장 대비 비중은 2016년 말 국내주식 및 국내채권 시가평가보유액 대비 KRX 발행주식수 기준 시가총액, KIS 채권 발행시장 잔액으로 산출함. 국내 주식 시장 대비 비중 팔호 안의 수치는 MSCI 벤치마크 산출과정에서 유동주식수 기준을 산술적으로 적용할 경우 예상되는 추정치임. MSCI 유동주식수 산출 기준의 보다 자세한 내용은 2015년 MSCI 「MSCI GLOBAL INVESTABLE MARKET INDEXES METHODOLOGY」를 참조
- 2) 2016년말 기준 기금운용위원회가 목표한 각 자산군에 대한 정책비중이며, ()는

1) 국민연금 국내주식 벤치마크의 강화지수 관련 연구는 국민연금연구원 연구보고서 강대일 외, 2014, 「부도위험을 고려한 주식 포트폴리오 구성과 거래전략에 관한 연구」, 국민연금연구원 연구보고서 정문경 외, 2015, 「국민연금 국내주식 위탁운용 관리개선에 관한 연구」가 있음. 해외주식 벤치마크의 강화지수 관련 연구는 국민연금연구원 연구보고서 강대일 외, 2015, 「재무곤경위험을 고려한 해외주식 포트폴리오 구성전략에 관한 연구 - 미국시장을 중심으로」, 2016년 강대일 · 황정욱의 「해외주식운용 장기성과 개선을 위한 포트폴리오 연구」, 국민연금공단 단기연수보고서 2017년 강대일의 「거래소 자산군 장기성과 개선을 위한 연구 - 미국시장을 중심으로」가 있음.

- 실제비중임. 미국주식 및 미국채권 열에 제시된 수치는 해외주식 및 해외채권 비중임.(자료: 2016년 국민연금 기금운용 성과평가 보고서)
- 3) 5년 기준 공모 펀드 수임. 미국 펀드는 WRDS에서 제시하는 질적 특성을 만족하는 펀드만을 대상으로 선정함
 - 4) 제시된 각 거래소 자산군 초과수익률과 TE 변동성은 IR 상위 2등급에 해당하는 연율화한 중위수로 일별자료를 사용하여 GARCH 방식으로 측정함. IR 상위 2등급은 현재 기금운용위원회가 기금운용본부에 요구하는 정보 효율성 수준임. 국민연금의 초과수익률에서 미국주식과 미국채권은 각각 해외주식과 해외채권 5년 평균 초과수익률을 의미함
 - 5) 기금운용위원회의 입장에서 위탁비용은 기금운용본부가 직접운용하는 비용과 위탁운용하는 비용을 의미함. 현재 기금평가팀은 기금운용본부 직접운용부문에 대한 성과급 자료와 회계자료를 일부 보유하고 있으나 위탁운용부문 비용자료는 가지고 있지 않음. 그 결과 전략적 관점에서 정보 효율성에 대한 적정한 보상인가에 대한 분석이 이루어지고 있지 않음.
 - 6) 공모 펀드 대상 IR 및 TE 분석에 대한 보다 자세한 내용은 2016년 국민연금연구원 정책보고서 강대일 · 이지연 · 황정욱 · 태엄철 「국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브위험한도 설정 체계를 중심으로」를 참조

- 또한 비교에서 살펴볼 수 있듯이, 상당한 자국편의가 있는 국내 주식에 대해서 KOSPI를 시장지수로 사용하면서, 벤치마크에 요인(혹은 특성)을 강화하면 자국편의로 인해 선정된 요인(혹은 특성)의 초과수익(혹은 가격유인)이 사라질 수 있다고 설명
- 이 설명이 옳다면, 국내채권에서도 자국편의로 인하여 요인(혹은 특성)을 강화한 벤치마크를 사용해서는 초과수익을 획득할 수 없을 것임
- 결국 국민연금은 금융포트폴리오 액티브 운용에서 자산군 별로 상호 모순된 벤치마크 기준을 적용
- 이 모순은 자국편의가 상당한 국내채권과 국내주식 사이에 존재하며, 액티브 운용 기준의 비일관성은 초과수익에 대한 투자기회의 세대간 불평등에도 영향을 미침²⁾

2) 국민연금기금의 자국편의로 인한 투자기회의 세대간 불평등을 주식과 채권 공모펀드 초과수익률 분포를 근거로 분석한 내용은 2016년 국민연금연구원 정책보고서 「국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브위험한도 설정 체계를 중심으로」에서

16 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

- <표 I-2> 국내채권 공모 펀드 시장 패널에서 5년 평균 IR 2등급 국내채권의 초과수익 크기는 음의 값인 -1.96%으로 국내채권 시장에 의미있는 초과성과의 기회가 존재한다고 볼 수 없음
- 오히려 이 점을 고려하면, 강화지수로 설계된 국내채권 벤치마크의 이중중첩편의 효과는 국내채권 시장의 가격왜곡만을 초래하는 것일 수도 있음.³⁾
- 국내 구조조정 본격화 Fed의 금리인상 현실화로 기업 부채규모의 적정 혹은 장기 목표 성향에 대한 관심과 재무환경요인에 미치는 부채비율의 행태에 대해 주목할 필요가 있음
- 같은 표에서 국내주식의 경우 지난 수년간 기금운용본부의 초과성과 수준(5년 연평균 -0.69%p)은 공모 펀드 시장(2.04%p)과 비교하여, 국민연금기금이 목표로 하는 IR 2등급 수준에 미치지 못하고 있음.⁴⁾
- 액티브 운용의 기준이 모호한 전략적 벤치마크에서 조차 저조한 초과성과를 보이는 기금운용본부에 대한 실질적인 규율(discipline) 체계는 미미함

상세히 다루고 있음.

- 3) 국내채권 전략적 벤치마크의 이중중첩편의란 기간프리미엄을 확보하기 위해 국채와 특수채는 시장 대비 상회, 금융채는 시장 대비 하회로 벤치마크를 설정하여 자국편의와 더불어 섹터별 시장 대비 상회 혹은 하회하게 벤치마크 편입비중을 설계함을 의미함. 이중중첩편의에 대한 보다 자세한 내용은 강대일(2017)의 “투자기회의 세대간 불평등 완화를 위한 해외주식포트폴리오 연구”을 참조
- 4) 공모 펀드 대상 IR 및 TE 분석은 2016년 국민연금연구원 정책보고서 강대일·이지연·황정우·태임철 「국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브위험한도 설정 체계를 중심으로」에서 상세하고 있음

- 기금운용본부는 국민연금기금에 대한 유일한 운용조직이기 때문에, 기금운용본부가 참호(trench) 전략을 구사하는 경우 국민연금기금은 일종의 인질(hostage)이 됨.⁵⁾
 - 기금운용본부의 분할과 같은 대안들이 일부에서 논의되고 있으나,
 - 이미 스웨덴 AP의 분할 사례에서 참고할 수 있듯이 기금의 운용 비용에 대한 규모의 경제 효과만 놓치는 결과를 보일 것임
- 국민연금이 기금운용본부에 대한 실질적인 규율 개선을 관철하고도 국민연금기금의 성과를 증진할 수 있는 방안
 - 첫째, 전략적 벤치마크를 강화지수 혹은 투자기회집합에 대한 선호를 개선하는 것
 - 둘째, 최근 급속히 발전하는 인공지능(artificial intelligence, 이하 AI)를 활용하여 기금운용본부의 일선(front) – 중간직(middle) – 후선(back) 조직을 효율적으로 분산하는 방법
- 딥러닝(deep learning)과 기계학습(machine learning)의 발달로 자산운용 거래조직의 일선(front) 부서는 시장미시구조의 제도적 통합, 거래소 간 합병, 시스템 개선으로 고빈도 거래(high frequency trading, 이하 HFT), 알고리즘 거래(algorithm trading, 이하 algo) 등이 보편화됨
- 인공지능이 인간 거래전담 운용직(일선 front)에 비해 우위를 보여, 일선의 필요성, 즉 AI에 비해 우수한 성과를 장기적으

5) 즉, 국민연금기금의 성과를 해칠 수 있는 도덕적 해태(moral hazard – 예를 들어 2015년 삼성물산–제일모직 합병 찬성 건)에 대해서 실질적인 규율이 정착되기 힘들. 이와 관련된 우발채무 가능성에 대한 상세한 논의는 강대일 (2017.10) 국외출장보고서를 참조.

18 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

로 낼 수 있는 운용직의 요구가 감소하고 있음

- 가까운 미래에 자산운용조직의 위험선호를 반영하여 AI로 대부분 일선 부서를 관리할 수도 있는 상황
- 또한 블록체인(blockchain)과 같은 전자거래인증 체계는 수탁 및 신탁 업무를 포함하여 중간직-후선(middle-back) 부서의 전반적인 업무 체계 간소화, 업무 완결성 수준 향상, 전문성이 다소 미흡한 중간직-후선(middle-back)의 역량 강화, 중간직-후선(middle-back) 부문 1인당 업무 범위 확대 등의 효과를 나타내고 있음
- 국민연금이 전략 벤치마크의 강화지수 도입 및 투자기회집합 구성을 위해 진일보한 AI 기반 대안적 운용 체계를 전략적으로 고려할 필요가 있음
- 국내 부문 강화지수는 채권 부문에서 이미 채택하고 있어 주식 부문만을 도입하면 되며 자국편의로 인한 상실된 기회비용을 회복하는 비용효율성을 기대할 수 있음
- 부수적으로 국민연금기금의 전술적 운용조직인 기금운용본부의 참호전략을 방어할 수 있는 효과와 도덕적 해태에 대한 규율 확립에 도움이 될 수 있을 것임
- 국민연금이 전략 벤치마크를 강화지수로서 모든 자산군에 적용 할 경우 HFT, algo 등의 거래소 시장미시구조 발전과 flash crash 와 같은 위험을 고려할 필요가 있음
- 또한 거래소 자산군의 포트폴리오 구성은 식별된 횡단면 요인

이 거래 노이즈(trading noise)를 고려한 이후에도 금융경제학적인 실질을 반영해야 함

- ▣ 그리고 AI가 금융기관 위험 식별, 재무환경위험 측정 및 관리 모형 발전에 미치는 효과는 딥러닝과 기계학습의 발달 수준에 의해서 결정되므로 이에 대한 후속 연구와 적응 노력을 기울여야 하며 적절한 시기에 이를 도입하고 운용 체계에 이식하는 작업도 병행해야 할 것임

I. 서론

1. 연구 배경과 목적

2018년부터 신규 Basel 규약이 은행에 본격적으로 적용된다. 또한 보다 엄격한 국제회계기준 IFRS 2 역시 기업에 도입된다. 국내 회사채 신용경색은 여전히 진행 중이며, 한국은행의 통화 완화 기조 축소와 기준금리 인상도 올 해말부터 예상된다. 기업의 부도와 파산 등 신용위험 사건은 지속적으로 빈번해져 왔고, 2018년부터는 더욱 강력한 국내 가계부채 정책, 자영업 구조조정이 예견된다. 양적완화 종료 이후 미국연방은행(Federal Reserve Bank 이하 Fed)의 정책 행위는 올해 하반기 들어 보다 명백히 지고, BIS의 강화된 금융감독 본격 이행기에 접어들어 시중의 유동성은 휘발되고 기업의 재무곤경위험(financial distress risks) 사건이 부상할 것으로 전망된다.

2017년 10월 IMF 글로벌금융안정보고서(GFSR, Global Financial Stability Report)는 글로벌 금융부문에 대해서 단기위험은 지속적으로 감소하고 있으나 중기적 취약성은 증가한다고 진단하였다. 미국, EU, 중국 등 주요 통화국의 안정된 통화/금융 정책이 부진한 인플레이션과 맞물리면서 세계 경제 회복의 신호는 미미하지만 파악할 수 있는 수준인 반면에 시장 및 신용프리미엄은 10년래 최저 수준으로 평가된 자산 가치를 감안할 때 위험프리미엄의 감압(decompression)에 취약하다고 진단하였다. 즉 자산가격 하락, 변동성 상승 우려로 QE와 같은 통화정책이 지속되거나 재기동할 유인이 증대하였다고 본다. GFSR은 2009년 보다 덜 깊지만, 여전히 윤곽을 잡기 어려운 글로벌 침체 야기 가능성 이 존재한다고 진단하였다.

글로벌 금융위기 이후 연금업을 포함한 금융부문의 영업행태에는 상

22 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

당한 변화가 있었다. 2006년보다 2016년 세계 최대 은행들의 자본수익률은 1/3 이하로, 미국과 유럽은 더욱 낮은 수준으로 악화되었다. 투자은행은 매출 34%, 자기자본수익률 46%가 감소하였다. 합병자문, 채권발행 부서보다 판매, 거래, 주식 발행 부서의 매출과 수익률 감소가 더 두드러졌다. 글로벌 회사채시장은 10년간 두 배로 성장하였으나, 주식시장 변동성은 절반으로 축소되었다. 지속된 QE와 저금리로 GDP 대비 회사채 및 국채의 가치는 10년 전보다 증가하였다. 운용수수료기반 사업은 2006년에 비해 2016년 세전 기준으로 30% 성장하고 자산관리산업 집중도 역시 33%에서 42%로 상승하였다.

2009년보다 덜 심각한 글로벌 경기 침체가 상당히 지속될 가능성이 농후해 지면서도, 연기금업의 자산운용부문은 업종의 집중화가 진행되면서 신용사건, 재무곤경위험을 포함한 위험관리와 이에 대비한 포트폴리오 운용 전략의 대응이 필요한 상황이다.

더욱이 국민연금기금은 국내 자본시장에 상당한 자국편의(home bias)된 포트폴리오를 보유하고 있고, 그 결과 채권 및 주식 투자기회에 있어 세대간 불평등이 존재한다. 국내채권시장은 신흥국 국채시장 규모 대비 2% 정도이나, 국민연금 채권 전체 포트폴리오의 93%가 투자되며, 그 규모는 국내채권시장의 15%이다. 국내주식시장은 낮은 유동주식수 비율 등으로 MSCI 선진국 지수에 여전히 포함되지 못하고, 지수 산출에서 시가총액의 절반만 반영되는 비유동적인 시장이다. 국민연금 주식 전체 포트폴리오의 58%가 투자되며, 그 규모는 유동주식수를 기준으로 10% 이상을 차지한다. 글로벌 자본시장 규모 대비 2%에도 미치지 못하는 국내 자본시장에 단일 금융기관인 국민연금기금이 국내자본시장의 10%~15%를 차지하고 있다는 것은 자본시장에서 과점적 지위를 누리고 있음을 의미한다. 이 같은 자국편의는 채권 및 주식 가격 상승, 수익률 저하, 전반적인 벤치마크 왜곡, 매매 가격충격 비용 상승, 과수요(overdemand) 논란 등을 야기한다. 자국편의가 해소되지 않는다면 국

내 자본시장에서 주식 및 채권 가격을 상승시켜서 현 세대의 투자 수익 실현을 수월하게 하면서 미래세대의 투자기회를 희생하는 불평등은 구조적으로 지속된다. 특히 채권의 경우 가격 상승으로 인한 낮은 수익률 수준이 변동성 확대와 시장위험 앙등이라는 역효과에도 영향을 미친다. 그러므로 국민연금기금의 연금수급권 보장을 위한 수익확보를 위해 해외부문 투자기회 집합에 대한 보다 적극적인 탐색, 국내자본시장 투자에 있어서 효율성 추구가 필요하다. 그러나 공적연금의 공공성 발현을 위해 국내경제 육성을 위한 요청에 부응할 필요가 있으므로 자국편의를 완전히 해소하는 금융포트폴리오 구성은 구성 전 단계에서 제도적으로 보완하는 접근이 필요하다.

국내주식 자산군을 포함한 거래소 자산군(주식, 채권)에 대한 분석 테이터는 정기적인 포트폴리오 분석을 통해 축적되어야 한다. 이를 바탕으로 장기적인 성과향상과 효율성 제고를 추구할 수 있다. 위험자산군으로서 국내주식부문의 전략적 가치에도 불구하고, 상당한 자국편의로 인해 제한된 거래행태, 금융위기 이후 빈번해지는 금융 및 신용 사건, 재무환경위험 증대, 국내주식 시장의 변화되는 투자기회 집합의 특성 등의 정보를 정규화하고, 투자기회 집합의 성질을 고려한 전략적 벤치마크 설정 및 국내주식 부문의 효율성 제고를 위해 이를 갱신하고 개선하는 절차는 미흡하다. 그 결과 국민연금기금 투자 최고의사결정기구인 국민연금 기금운용위원회는 자산의 전략적인 자산배분, 액티브 투자기회 집합 분석, 이를 고려한 초과성과 부여에 있어서 참고해야 할 데이터베이스 및 보고체계를 상당히 개선할 여지가 있다. 전술적 운용을 위임받은 국민연금기금운용본부는 기금운용위원회와 대리인 문제로 인해 전략적인 이해관계가 반드시 부합하지는 않는다. 국내 주식시장에 대한 포트폴리오 연구는 장기적 국내주식수익률의 제고 가능성과 그 수준, 전략적 벤치마크 개선을 통해서 추구할 수 있는 초과수익 기회와 실현가능한 목표 수립, 전술적 기금운용조직에 대한 평가 지표 개선 등을 수행하는 근거가 된

24 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

다.

본 연구는 세대간 투자기회 불평등을 완화하면서 국내자본시장, 그 가운데 국내주식운용부문의 장기성과 제고와 액티브운용 개선을 위해 필요한 국내주식시장 투자기회집합 발굴, 측정, 정의를 위한 자료의 범위, 축적 및 데이터베이스 구성, 포트폴리오 요인 혹은 특성별 시계열적 횡단면적 정량적 분석의 제공체계 정규화를 목적으로 수행된다. 또한 본 연구는 2014년 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱의 「재무곤경위험을 고려한 주식 포트폴리오 구성과 거래전략에 관한 연구」, 2016년 강대일 · 황정욱의 「해외주식운용 장기성과 개선을 위한 포트폴리오 연구」, 2017년 3월 강대일의 「거래소 자산군 장기성과 개선을 위한 연구 - 미국주식을 중심으로」⁶⁾를 확장한다.

2. 연구구성 및 절차

본 연구는 목표 부채비율로 해석되는 부채비율의 확률과정(stochastic process)에 대한 통계적 추정과, 이를 바탕으로 재무곤경위험을 요인으로 측정하고, 해당 요인을 사용한 주식 포트폴리오 분석을 수행한다. 기업 부채비율에 대한 행태는 Collin-Dufresne, Goldstein, Hugonnier (*Econometrica* 2004)와 Collin-Dufresne and Goldstein(*Journal of Finance* 2001, 이하 CG)의 정의를 기반으로 본 연구의 실증분석에서 적합한 수학적 표현으로 재정의하고 추정방법 등을 구체화한다. Flannery, Nikolova, and Öztekin (2012)에서 부채비율 예상치 (leverage expectations)에 대한 통계적 모형을 기반으로 기업 부채비율의 행태에 대한 분석과 재무곤경위험 측정을 진행하고 있다. 규모, BM, 재무곤경위험 등 기존에 알려진 요인과 부채비율 예상치를 고려하여 포트폴리오를 구성하고 그 성과에 대한 실증분석한다. 실증분석 결과를 바

6) 해당 보고서는 국외연수 결과보고서 (2017.03)이다.

탕으로 국민연금 기금에 유효하다고 판단되는 자료체계를 선정하고 투자기회집합의 특성을 정기적으로 검토할 수 있는 체계를 제안한다. 그리고 국내주식 포트폴리오 구성에서 부채비율 예측치와 재무곤경위험의 측정 방식에 따른 효율성을 분석한다.

2장에서 신용위험을 포함한 재무곤경위험을 CG 모형으로 해석하고, 구조형 기업재무곤경위험 측정을 위한 기존 연구를 살펴본다. 여기서 최근 주식 포트폴리오 수익률 측정에서 쟁점이 되고 있는 노이즈(noise) 관련 문헌들을 살펴본다. 주식 자료의 노이즈는 요인 검증에 있어서 판별의 유무에 영향을 미친다. 단 노이즈 처리를 실증분석 표본의 수익률 처리에서 다루지는 않고, 연구의 해석에 있어서 그 영향을 고려한다.

재무곤경위험의 측정방법간 재무곤경사건 예측 관련 지표 비교를 위해 기존 연구절차에 맞추어 실증분석을 실시한다. 3장에서 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014), 강대일 · 황정욱 (2016), 강대일 (2017)의 연구절차에 Collin-Dufresne and Goldstein (2001)과 이 연구를 가격 결정 측도의 관점에서 일반화한 Collin-Dufresne, Goldstein, and Hugonnier (2004)의 모형을 실증분석모형에 추가하여 확장된 연구절차를 구성한다. 2단계반복갱신 추정법으로 CG를 포함한 Down and Out콜옵션 함수형태에서 필요한 모수들을 추정하는 방법을 설명하고 구조형 재무곤경위험 실증모형 Brockman and Turtle (2003, 이하 DOC), Leland and Toft (1996, 이하 LT), Longstaff and Schwartz (1995, 이하 LS), CG을 구성한다. 여기서 이들에 대한 역사적변동성법을 반복갱신법과 동시에 적용한다. 재무곤경사건으로 지정한 부도사건을 각 모형별로 측정하고 그 예측 성과를 비교하기 위해 획단면 및 시계열 표본외 부도예측성과를 로짓 회귀모형을 사용하여 분석한다. 또 다른 재무곤경사건 예측성과 지표로서 예측정확도(AR: accuracy ratio) 제공한다.

4장에서 재무곤경위험을 반영한 주식 포트폴리오를 연구하기 위해 후

26 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

진귀납 반복갱신으로 측정한 구조형 재무곤경위험의 실증모형 LT, CG 을 사용하여 재무곤경지수를 구성한다. 통상적인 1차원 및 2차원 분위 포트폴리오 분석, Fama-MacBeth 분석, 특성포트폴리오 분석을 통한 수익률 분해, 횡단면 요인 확장검정(spanning test)을 실시한다. 수익률 분해분석에서 각 모형별 재무곤경지수(financial distress index, 이하 FDI)를 사용하여 재무곤경위험을 통제한 규모 및 BM 효과를 분석하고, 규모 및 BM 효과를 통제한 후 재무곤경위험의 효과를 분석한다. 재무곤경위험 분위 포트폴리오 수익률 분해 회귀분석과 개별종목에 대한 Fama-MacBeth 회귀분석을 사용하여 재무곤경위험이 포트폴리오의 특성에 반영되는가를 살펴본다. 다음으로 구조형 재무곤경위험모형에서 산출한 재무곤경위험이 선형자산가격결정모형에서 요인으로 판별되는가를 검정한다. Fama and French (1996, 이하 FF)과 Davis, Fama and French (2000) 요인포트폴리오 구성 절차를 적용하여 FF 3요인 및 체계적인 요인으로서 재무곤경위험이 존재할 수 있는가를 검정한다. 재무곤경위험이 체계적인 위험으로 주식수익률에 반영되는가를 검정하기 위해 Fama and French (1996)에서 제시한 확장(spanning) 검정 절차를 적용하였다. 재무곤경위험을 횡단면 요인으로 구축하기 위해 Fama and French (1993) 및 Davis et al. (2000) 무투자포트폴리오 구성 절차를 따랐다.

3. 주요 연구 결과

기업재무곤경위험모형간 예측성과를 비교하기 위해 1994년부터 2012년까지 KRX 유가증권시장에 상장된 회사를 표본으로 구성하였다. 재무곤경위험의 예측성과를 비교하기 위해 1년, 3년, 및 5년 시계열 표본외 검정과 횡단면 표본외 검정을 로짓 회귀모형을 수행하였다. 보완적인 예측성과 지표로 모형의 검정력을 평가하는 예측정확도를 측정하고 검정력 곡선을 제시하였다.

가. 추정방법론간 비교

실증분석결과 첫째, 반복갱신법을 적용한 구조모형 재무곤경위험들의 로짓 회귀계수가 대부분 통계적으로 유의하였다. 특히 LT모형은 역사적 변동성법을 적용한 표본외 검정 로짓 회귀계수들은 통계적으로 무의미하거나 낮은 부합도를 나타냈으나 2단계반복갱신법에서 회귀계수들은 모두 통계적으로 유의하면서 DOC 모형에 비해 1, 3년 시계열 표본외 검정에서 높은 부합도를 보였다. 로짓 회귀모형 분석과 예측정확도 비교 분석 결과 2단계반복갱신법을 적용한 LT모형은 1, 3년 시계열 표본외 검정에서, 역사적변동성법을 적용한 CG 모형은 1년 시계열 표본외 검정에서 기업재무곤경위험 예측성과가 우수하다. 둘째, 예측정확도 분석에서 LS, DOC, CG, LT 순으로 모형의 재무곤경사건 예측 정확도가 높았다. 표본외 검정, 예측정확도 분석을 종합해볼 때, 후진귀납방식 2단계반복갱신법은 가변재무곤경유발가치 구조모형의 재무곤경위험 예측 성과를 개선시킨다. 그러나 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014)의 연구 결과와 달리 후진귀납방식 2단계반복갱신법을 적용한 DOC, LT 모형 중 LT 모형이 더 우수하게 나타났다. 본 연구는 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014)의 표본의 일부를 사용하여 강대일 · 황정욱 (2016)에서 개선한 반복갱신법 절차를 진행하였다. 그 결과 역사적변동성법과 일

28 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

치할 정도로 추정 손실이 거의 없는 모수들이 추정되었다. 반면 후진귀 납방식 2단계 반복갱신법을 적용한 DOC 모형의 예측성과는 LT 모형보다 낫게 산출되었다. 이는 강대일 · 황정욱 (2016)의 개선된 반복갱신법 절차의 교정(calibration)에 개선의 여지가 있음을 의미한다.

나. 국내주식표본 대상 포트폴리오 분석 결과

제조업을 대상으로 한 포트폴리오 실증분석은 유가증권 상장 종목 (KSE)의 주식수익률 및 회계자료를 사용하였다. 분석결과, 첫째, 재무 곤경사건으로 정의한 상장폐지의 식별능력을 비교하기 위한 표본일치 분석에서 CG 모형 재무곤경지수는 통제집단과 거의 구별되지 않다가 상장폐지 직전 수개월 전부터 이격하기 시작한다. LT 모형 FDI 지수는 두 집단이 120개월 전부터 수준과 추이가 구분되었다. 고정재무곤경유 발가치를 가진 Merton 모형에 대한 기존 연구로서 1994년부터 2008년 자료를 사용하고 전진귀납방식을 채택한 강대일 · 조재호 (2011 a)의 연구결과와 CG 모형의 결과는 다르다. 그리고 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014)의 연구에서 Merton 모형 FDI가 보여준 표본일치 분석과도 차이가 있다. 그러나 가변재무곤경유발가치 LT 모형의 표본일치 분석은 앞서 언급한 두 문헌의 DOC 모형 FDI 지수와 유사한 움직임을 보였다.

둘째, 재무곤경위험을 통제하고 규모 효과를 순위포트폴리오로 구성한 후, 최소 분위기업 포트폴리오에서 최대 분위기업 포트폴리오의 수익률을 차감한 초과수익률이 낮은 재무곤경위험 분위집단에서 높은 재무곤경위험집단에 걸쳐서 CG 패널은 모두 음(−)의 값을, LT은 일부 음(−)의 값을 나타냈다. 규모효과는 재무곤경위험을 통제하고 양의 값을 나타나는 것이 정상적이다. 본 연구에서 나타난 실증분석의 결과는 CG 패널로 재무곤경위험을 측정하고 통제하면 대체로 소형주에 대해 상대적

으로 시장이 평가하고 있다(혹은 대형주에 대하여 상대적으로 저평가하고 있다)고 해석할 수 있다. 다음으로 재무곤경위험을 통제하여 BM효과를 순위포트폴리오로 구성하고 최고 분위 BM 포트폴리오에서 최저 분위 BM 포트폴리오를 차감한 초과수익률이 모든 재무곤경위험 집단에 걸쳐서 음(−)의 값을 나타냈다. BM효과가 재무곤경위험을 통제한 경우에도 양(+)의 값을 나타내는 것이 정상적이다. 재무곤경위험을 통제한 경우 상대적으로 높은 BM 주식에 대해 시장에서 저평가하고 있다(혹은 낮은 BM 주식에 대해서 시장에서 고평가하고 있다)고 해석할 수 있다.

셋째, Daniel and Titman (1997)과 Nijman, Swinkels, and Verbeek (2004)의 균등가중방식 특성포트폴리오를 사용한 수익률 분해 분석절차를 따라 재무곤경위험 대비 규모 효과, 재무곤경위험 대비 BM 효과를 대조하였다. 규모효과 대비 재무곤경위험효과 포트폴리오의 수익률을 분해 분석에서 재무곤경위험 효과는 LT 및 CG 모두 Wald 검정을 통과하지 못해 개별 요인효과는 없는 것으로 판단된다. LT 모형의 재무곤경위험으로 포트폴리오를 구성하는 경우, 소규모 포트폴리오와 중규모-고위험, 소규모-중위험, 소규모-고위험 재무곤경 결합 포트폴리오 집단이 통계적으로 유의미하였다. 미래 주식수익률의 형성에 규모효과가 일부 영향을 미치고, 규모효과와 재무곤경위험효과가 결합된 영향도 존재한다고 해석할 수 있다. CG 모형의 재무곤경위험으로 포트폴리오를 구성하는 경우는 LT 모형과 유사한 효과를 보였다. BM효과 대비 재무곤경위험효과 포트폴리오의 수익률 분해 분석에서 재무곤경위험 효과는 LT 및 CG 모두 Wald 검정을 통과하지 못해 개별 요인효과는 없는 것으로 판단된다. 중BM, 고BM, 중BM-중위험, 중BM-고위험, 고BM-중위험, 고BM-고위험 재무곤경 결합 포트폴리오 집단이 통계적으로 유의미하였다. 미래 주식수익률의 형성에 BM효과는 상당히 영향을 미치고 BM효과와 재무곤경위험효과가 결합한 영향도 동시에 존재한다.

규모, BM비율, 재무곤경위험을 FDI로 정의한 특성별 수익률 분해에

30 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

서 국민연금 국내주식 부문 수익창출을 위한 수익률 쌓기에 두 가지를 시사한다. 첫째, 만기전 가변적인 상황에서 재무곤경사건을 고려하는 액티브 전략 LT-FDI와 만기전 외생적으로 거의 고정된 재무곤경사건을 고려하는 액티브 전략 CG-FDI를 비교하면, 국내 주식시장에서 LT-FDI의 참조포트폴리오는 ‘BM 대비 FDI’ 혹은 ‘규모 대비 FDI’ 패시브 전략으로 항상 CG-FDI 전략을 상회한다. 둘째, 주식시장이 급변하는 상황에서 국내주식시장은 중형주, 중BM 보다는 고BM 군, 소형, 고재무곤경위험 군 종목의 특성을 감안하는 액티브 전략의 성과 좋다. 단, 특성을 측정한 액티브 측도(measure) 별로 액티브 성과가 다르므로 액티브 전략에 대한 개발에 주의할 필요가 있다.

개별종목 수익률에 대한 재무곤경위험의 영향력을 분석하는 Fama-MacBeth (1973) 회귀모형 분석에서 LT 모형의 FDI, FDI 거듭제곱, BM, BM의 거듭제곱, 규모효과와 FDI지수가 결합한 변수가 통계적으로 유의미하였다. 반면 CG 모형에 대한 동일한 분석에서 BM, BM의 거듭제곱만이 통계적으로 유의하였다. BM의 경우 개별주식에 대해서 비선형성이 LT 및 CG로 측정한 경우에도 동일하게 존재한다고 볼 수 있다. 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014)의 연구에서 DOC 모형 FDI는 개별종목 수익률에 대한 재무곤경위험 영향력이 없었다. 그러나 강대일 (2017)의 연구에서 LT 모형은 미국의 개별종목 단위에서도 재무곤경위험이 영향력을 행사하는 것으로 나타나 본 연구 결과를 지지한다. 다만 두 연구 모두 Merton 모형 FDI는 개별종목 수준에서 유의하지 않아 본 연구의 CG 패널 FDI와 유사한 결과를 보였다.

마지막으로 FF 3요인과 재무곤경요인으로 무차익포트폴리오를 구성하고 FF 3요인 및 FF 3요인에 재무곤경요인을 더한 4요인 모형 확장(spanning) 검정을 실시하였다. CG 및 LT 모형으로 구성한 각 재무곤경요인이 가격결정에 통계적으로 유의하다는 결과가 나타났다. 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014)에서 DOC 및 M으로 측정한 재무곤경요인

은 통계적으로 무의미하여 본 연구의 결과와 상반된다. 둘째, FF-3 요인에 대한 Wald X 및 GRS(Gibbons et al. 1989) F검정통계량은 3 요인의 경우 LT 모형이 CG모형보다 낮았고, FF-3인과 재무곤경요인을 포함한 4요인에 대한 GRS F검정통계량은 LT 모형이 CG 모형보다 높았다. 셋째, LT 모형 패널에서 FF-3요인과 재무곤경요인이 추가되는 4요인 모두 규모요인은 통계적으로 무의미 하였다. CG 모형의 경우 FF-3요인에서 규모효과는 통계적으로 유의하였으나 재무곤경요인이 포함된 4요인에서 규모효과의 통계적 유의성은 사라졌다. 이상의 실증분석결과는 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014), 강대일 · 황정욱 (2016), 강대일 (2017)과 마찬가지로 FDI지수의 식별능력에 따라 포트폴리오 특성을 설명하는 여부가 달라질 수 있다는 가설을 지지하는 증거이다. 1994년부터 2008년 동안 전진귀납방식으로 재무곤경위험을 구성한 강대일 · 조재호(2011 a)의 연구에서 LT 패널의 재무곤경위험 요인 시장요인이 통계적으로 유의하면서 Wald X 및 GRS 통계량이 M 패널에 비해 우수하였다. 표본과 재무곤경위험 산출방법 차이, 모형의 차이에 의해 실증분석결과는 차이를 보이고 있다. 모수추정의 교정(calibration) 절차, 표본 구성 차이에 따른 데이터 스누핑(data snooping), 주식 수익률 노이즈 효과에 따른 요인 식별 여부 등은 추가적 분석이 필요하다.

본 고의 확장검정은 벤치마크 개선에 두 가지를 제안한다. 첫째, LT 패널에서 절편이 통계적으로 무의미하다. 곧 LT-FDI로 측정한 재무곤경요인과 시장 혹은 BM 요인만으로 횡단면 수익률을 설명할 수 있다. 이들로 측도(measure)를 구성하고 가격오차(pricing error)를 회피하도록 벤치마크를 개선하면 대안적인 강화지수 벤치마크를 구성할 수 있다. 둘째, 장기적으로 존재하는 검증된 요인들을 – 즉 통계적 유의성이 확보된 요인들 – 측도에 포함시켜 강화지수 벤치마크를 설정할 수 있다. 단 종목단위 회귀분석에서 살펴보았듯이 재무곤경위험의 비선형성을 고

32 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

려할 수 있는 추가적인 분석이 요청된다. 이와 같은 후속 작업을 통해서 통계적으로 유의한 요인 프리미엄을 체계적 위험으로 간주하여 (factor loading), 강화지수를 벤치마크로 설정하고, 운용역에 부여해야 할 요구수익률로 정의할 수 있다.

4. 시사점 및 향후 과제

지난 해 연구에서 국민연금 전략적 벤치마크 설정기준의 비일관성 및 WRDS(Wharton Research Database Services) 데이터베이스 기준 공모 펀드에 비해 국민연금 기금 펀드의 초과수익률이 낮게 형성되는 현상을 보고하였다. <표 I-1>에서 보는 바와 같이 국민연금기금은 국내채권의 전략적 벤치마크만 유일하게 기간프리미엄을 요인(혹은 특성)으로 간주한 강화지수(enhanced index)를 사용하고 나머지 자산은 시장지수(market index)를 설정한다. 그 결과 기금운용본부에 부여하는 운용방향이 자산별로 일치하지 않는다. 국내채권 부문 운용에서 기간프리미엄을 기반한 액티브 운용의 결과로 획득한 초과수익을 기금운용본부의 성과로 인정하지 않는다. 반면에, 해외채권 및 주식부문은 요인을 사용하여 획득한 초과수익을 액티브 운용의 성과로 인정하고 보상한다⁷⁾ 또한 비교에서 살펴볼 수 있듯이, 상당한 자국편의가 있는 국내주식에 대해서 KOSPI를 시장지수로 사용하면서, 벤치마크에 요인(혹은 특성)을 강화하면 자국편의로 인해 선정된 요인(혹은 특성)의 초과수익(혹은 가

7) 국민연금 국내주식 벤치마크의 강화지수 관련 연구는 국민연금연구원 연구보고서 강대일 외, 2014, 「부도위험을 고려한 주식 포트폴리오 구성과 거래전략에 관한 연구」, 국민연금연구원 연구보고서 정문경 외, 2015, 「국민연금 국내주식 위탁운용 관리개선에 관한 연구」가 있다. 해외주식 벤치마크의 강화지수 관련 연구는 국민연금연구원 연구보고서 강대일 국시장을 중심으로」, 2016년 강대일 · 황정옥의 「해외주식운용 장기성과 개선을 위한 포트폴리오, 2015, 「재무환경위험을 고려한 해외주식 포트폴리오 구성전략에 관한 연구」, 국민연금공단 단기연수보고서 2017년 강대일의 「거래소 자산군 장기성과 개선을 위한 연구 - 미국시장을 중심으로」가 있다.

격유인)이 사라질 수 있다고 설명한다. 이 설명이 옳다면, 국내채권에서도 자국편의로 인하여 요인(혹은 특성)을 강화한 벤치마크를 사용해서는 초과수익을 획득할 수 없을 것이다. 결국 국민연금은 금융포트폴리오 액티브 운용에서 자산군 별로 상호 모순된 벤치마크 기준을 적용한다. 이 모순은 자국편의가 상당한 국내채권과 국내주식 사이에 존재하며, 액티브 운용 기준의 비일관성은 초과수익에 대한 투자기회의 세대간 불평등에도 영향을 끼친다.⁸⁾

〈표 I-1〉 국민연금 전략적 벤치마크 강화지수(enhanced index) 사용여부와 선정사유

자산 구분	전략적 벤치마크 ¹⁾	요인 (혹은 특성)	선정사유	비고
국내 채권	강화지수 (enhance index, 2007년) ²⁾	기간프리미엄 신용스프레드 등	금융채보다 장기 물인 국공채 기 간프리미엄 확보	국공채보다 단기인 회사채 는 비교적 시장중립적으로 보유하여 선정사유와 상충 됨 ³⁾
국내 주식	시장지수 (2002년)	소형주, 가치 주, 성장주, 모 멘텀, 재무곤 경위험 등	시장중립적 운용 (강화지수 고안 을 위해 선정된 요인 없음)	요인(혹은 특성)은 액티브 운용을 통해서 확보하는 초과수익의 원천 상당한 자국편의로 강화지 수에서 사용한 요인(혹은 특성)을 설정할 경우 해당 요인 (혹은 특성) 가격이 상승하여 초과수익으로 확 보되지 못할 수 있음
해외 채권	시장지수 (2008년)	국내채권과 동일	시장중립적 운용	요인(혹은 특성)은 액티브 운용을 통해서 확보하는 초과수익의 원천

8) 국민연금기금의 자국편의로 인한 투자기회의 세대간 불평등을 주식과 채권 공모펀드 초과수익률 분포를 근거로 분석한 내용은 2016년 국민연금연구책보고서 「국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브위험한도 설정 체계를 중심으로」에서 상세히 다루고 있다.

34 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

자산 구분	전략적 벤치마크 ¹⁾	요인 (혹은 특성)	선정사유	비고
해외 주식	시장지수 (2008년)	국내주식과 동일	시장중립적 운용	요인(혹은 특성)은 액티브 운용을 통해서 확보하는 초과수익의 원천

- 주 1) 각 자산군 전략적 벤치마크는 2016년 국민연금연구원 「2015년도 국민연금기금 운용성과평가」 자료를 참고하였다. 괄호 안의 연도는 벤치마크 적용 개시연도이다. 국내채권 전략적 벤치마크의 명칭은 NPS Customized Index, 국내주식은 KOSPI, 해외채권은 Barclays Global Aggregate Index ex Korea Hedged to KRW, 해외주식은 MSCI AC World Index, ex Korea, unhedged-to-KRW이다. 대체투자 자산군의 전략적 벤치마크는 7개 세부대체투자 자산군(국내부동산, 국내SOC, 국내사모, 해외부동산, 해외인프라, 해외사모, 해지펀드)의 벤치마크들을 각각의 실제투자비중으로 가중한 합성지수이다. 각 대체투자 자산군 벤치마크는 거래소 자산군(주식, 채권)과 달리 규제된 거래소 시장의 가격을 바탕으로 산출되지 않아 벤치마크로서 적정성에 문제가 있다. 그 일례로 국민연금 해외 부동산 벤치마크인 해외 7개국 IPD Country Index와 관련된 ‘해외 IPD 지수 적정성 검토’를 2015년 국민연금연구원의 「2014년도 국민연금기금운용성과평가」의 심층과제에서 다루고 있다.
- 2) 국내채권은 2014년 기존 국공채편중 강화 지수에 3개월 미만 물을 포함시키는 변경이 있었다.
- 3) 통안채는 2년 미만 단기물로 채권 포트폴리오의 안정성을 위해 보유하며 시장 대비 상당한 편차를 두고 거래한다.

자료: 강대일 (2017), “투자기회의 세대간 불평등 완화를 위한 해외주식포트폴리오 연구에서 발췌함

〈표 I-2〉 자국편의와 공모 펀드 대상 IR 및 TE 분석 주요결과

단위:비중, TE변동성, 초과수익률(%)

구분	국내주식	국내채권	미국주식	미국채권	대체투자
시장 대비 비중 ¹⁾	6.9 (13.8)	16.4	N.A.	N.A.	N.A.
정책비중 ²⁾	20.0 (18.4)	51.4 (50.7)	13.1 (15.4)	4.0 (4.2)	11.5 (11.4)
펀드수 ³⁾	579	118	2,918	2,109	N.A.
초과 수익률	국민연금 ⁴⁾	-0.69	0	0.17	-0.42
수익률	공모 ⁴⁾	2.04	-1.96	0.8	1.25
TE 변동성 ⁴⁾		4.24	1.32	1.29	1.2
IR		0.48	-1.48	0.62	1.04
위탁비용 ⁵⁾	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.	N.A.

- 주 1) 시장 대비 비중은 2016년 말 국내주식 및 국내채권 시가평가보유액 대비 KRX 발행주식수 기준 시가총액, KIS 채권 발행시장 잔액으로 산출함. 국내주식 시장 대비 비중 팔호 안의 수치는 MSCI 벤치마크 산출과정에서 유동주식수 기준을 산술적으로 적용할 경우 예상되는 추정치임. MSCI 유동주식수 산출 기준의 보다 자세한 내용은 2015년 MSCI 「MSCI GLOBAL INVESTABLE MARKET INDEXES METHODOLOGY」를 참조
- 2) 2016년말 기준 기금운용위원회가 목표한 각 자산군에 대한 정책비중이며, ()는 실제비중임. 미국주식 및 미국채권 열에 제시된 수치는 해외주식 및 해외채권 비중임.(자료: 2016년 국민연금 기금운용 성과평가 보고서)
- 3) 5년 기준 공모 펀드 수임. 미국 펀드는 WRDS에서 제시하는 질적 특성을 만족하는 펀드만을 대상으로 선정함
- 4) 제시된 각 거래소 자산군 초과수익률과 TE 변동성은 IR 상위 2등급에 해당하는 연율화한 중위수로 일별자료를 사용하여 GARCH 방식으로 측정함. IR 상위 2등급은 현재 기금운용위원회가 기금운용본부에 요구하는 정보 효율성 수준임. 국민연금의 초과수익률에서 미국주식과 미국채권은 각각 해외주식과 해외채권 5년 평균 초과수익률을 의미함
- 5) 기금운용위원회의 입장에서 위탁비용은 기금운용본부가 직접운용하는 비용과 위탁운용하는 비용을 의미함. 현재 기금평�팀은 기금운용본부 직접운용부문에 대한 성과급 자료와 회계자료를 일부 보유하고 있으나 위탁운용부문 비용자료는 가지고 있지 않음. 그 결과 전략적 관점에서 정보 효율성에 대한 적정한 보상인가에 대한 분석이 이루어지고 있지 않음.
- 6) 공모 펀드 대상 IR 및 TE 분석에 대한 보다 자세한 내용은 2016년 국민연금 연구원 정책보고서 강대일 · 이지연 · 황정우 · 태엄철 「국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브위험한도 설정 체계를 중심으로」를 참조

36 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈표 I-2〉 국내채권 공모 펀드 시장 패널에서 5년 평균 IR 2등급 국내채권의 초과수익 크기는 음의 값인 -1.96%으로 국내채권 시장에 의미있는 초과성과의 기회가 존재한다고 볼 수 없다. 오히려 이 점을 고려하면, 강화지수로 설계된 국내채권 벤치마크의 이중증첩편의 효과는 국내채권 시장의 가격왜곡만을 초래하는 것일 수도 있다.⁹⁾ 국내 구조조정 본격화 Fed의 금리인상 현실화로 기업 부채규모의 적정 혹은 장기 목표 성향에 대한 관심과 재무환경요인에 미치는 부채비율의 행태에 대해 주목할 필요가 있다.

또한 국내주식의 경우 지난 수년간 기금운용본부의 초과성과 수준(5년 연평균 -0.69%p)은 공모 펀드 시장(2.04%p)과 비교하여, 국민연금 기금이 목표로 하는 IR 2등급 수준에 미치지 못하고 있다.¹⁰⁾ 액티브 운용의 기준이 모호한 전략적 벤치마크에서 조차 저조한 초과성과를 보이는 기금운용본부에 대한 실질적인 규율(discipline) 체계는 미미하다. 기금운용본부는 국민연금기금에 대한 유일한 운용조직이기 때문에, 기금운용본부가 참호(trench) 전략을 구사하는 경우 국민연금기금은 일종의 인질(hostage)이 된다.¹¹⁾

기금운용본부의 분할과 같은 대안들이 일부에서 논의되고 있으나, 이미 스웨덴 AP의 분할 사례에서 참고할 수 있듯이 기금의 운용비용에 대한

9) 국내채권 전략적 벤치마크의 이중증첩편의란 기간프리미엄을 확보하기 위해 국채와 특수채는 시장 대비 상회, 금융채는 시장 대비 하회로 벤치마크를 설정하여 자국편의와 더불어 섹터별 시장 대비 상회 혹은 하회하게 벤치마크 편입비중을 설정함을 의미함. 이중증첩편의에 대한 보다 자세한 내용은 강대일 (2017)의 “투자기회의 세대간 불평등 완화를 위한 해외주식포트폴리오 연구”을 참조

10) 공모 펀드 대상 IR 및 TE 분석은 2016년 국민연금연구원 정책보고서 강대일·이지연·황정숙·태엄철 「국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브위험한도 설정 체계를 중심으로」에서 상세하고 있다.

11) 즉, 국민연금기금의 성과를 해칠 수 있는 도덕적 해태(moral hazard - 예를 들어 2015년 삼성물산-제일모직 합병 찬성 건)에 대해서 실질적인 규율이 정착되기 힘들다. 이와 관련된 우발채무 가능성에 대한 상세한 논의는 강대일 (2017.10) 국외출장 보고서를 참조하라.

규모의 경제 효과만 놓치는 결과를 보일 것이다.

국민연금이 기금운용본부에 대한 실질적인 규율 개선을 관철하고도 국민연금기금의 성과를 증진할 수 있는 방안은 첫째, 전략적 벤치마크를 강화지수 혹은 투자기회집합에 대한 선호를 개선하는 것과 둘째, 최근 급속히 발전하는 인공지능(artificial intelligence, 이하 AI)를 활용하여 기금운용본부의 일선(front)-중간직(middle)-후선(back) 조직을 효율적으로 분산하는 방법이 있다.

딥러닝(deep learning)과 기계학습(machine learning)의 발달로 자산운용 거래조직의 일선(front) 부서는 시장미시구조의 제도적 통합, 거래소 간 합병, 시스템 개선으로 고빈도 거래(high frequency trading, 이하 HFT), 알고리즘 거래(algorithm trading, 이하 algo) 등이 보편화되었다. 인공지능이 인간 거래전담 운용직(일선 front)에 비해 우위를 보여, 일선의 필요성, 즉 AI에 비해 우수한 성과를 장기적으로 낼 수 있는 운용직의 요구가 감소하고 있다. 가까운 미래에 자산운용조직의 위험선호를 반영하여 AI로 대부분 일선 부서를 관리할 수도 있는 상황이다. 또한 블록체인(blockchain)과 같은 전자거래인증 체계는 수탁 및 신탁 업무를 포함하여 중간직-후선(middle-back) 부서의 전반적인 업무 체계 간소화, 업무 완결성 수준 증대, 전문성이 다소 미흡한 중간직-후선(middle-back)의 역량 강화, 중간직-후선(middle-back) 부문 1인당 업무 범위 확대 등의 효과를 나타내고 있다.

국민연금이 전략 벤치마크의 강화지수 도입 및 투자기회집합 구성을 위해 진일보한 AI 기반 대안적 운용 체계를 전략적으로 고려할 필요가 있다. 국내 부문 강화지수는 채권 부문에서 이미 채택하고 있어 주식부문에 도입하면 자국편의로 인한 상실된 기회비용을 회복하는 비용효율성을 기대할 수 있다. 부수적으로 국민연금기금의 전술적 운용조직인 기금운용본부의 참호전략을 방어할 수 있는 효과와 도덕적 해태에 대한 규율 확립에 도움이 될 수 있을 것이다.

38 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

국민연금이 전략 벤치마크를 강화지수로서 모든 자산군에 적용할 경우 HFT, algo 등의 거래소 시장미시구조 발전과 flash crash 와 같은 위험을 고려할 필요가 있다. 또한 거래소 자산군의 포트폴리오 구성은 식별된 횡단면 요인이 거래 노이즈(trading noise)를 고려한 이후에도 금융경제학적인 실질을 반영해야 한다. 그리고 AI가 금융기관 위험 식별, 재무환경위험 측정 및 관리 모형 발전에 미치는 효과는 딥러닝과 기계학습의 발달 수준에 의해서 결정되므로 이에 대한 후속 연구와 적응 노력을 기울여야 하며 적절한 시기에 이를 도입하고 운용 체계에 이식하는 작업도 병행해야 할 것이다.

가. AI 거래와 시장미시구조적 위험 고려사항¹²⁾

AI를 사용한 HFT, algo 및 ATS(alternative trading system, 예 dark pool)의 AI 거래는 거래소 기반의 신규 수익 창출 기회집합으로 평가된다. 그러나 거래조직은 flash crash와 같은 위험을 고려할 필요가 있다. 아래에서 flash crash의 발생과정, 경과 후 시장미시구조 관련 조치를 일별하고 AI 거래에서 시장미시구조 관련 고려사항을 살펴본다.

Flash Crash란 미 동부시각 기준 2010년 5월 6일 오후 2시 32분부터 약 36분 동안 미국 자본시장의 선물, ETF(exchange-traded fund), 주식 시장의 일중 시스템이 위기에 처하였던 상황을 의미한다. E-mini S&P 500 주가지수 선물시장에서 최근원물(June 2010 E-mini [S&P 500 futures]) 75,000계약(약 41억 달러) 매도해지 목적 자동 프로그램(sell algorithm, sell algo)이 작동하였다. 75,000 계약 주문은 시장 유동성, 과거 주문량 등과 비교할 때 평균보다는 많으나 극단적이라고 할 만하지 않다고 업계는 평가했다. 이 매도(sell)

12) Kyongsik Eom, 2017, “미국 유럽 자본시장의 환경변화와 대한민국의 과제: Post-Crisis, Post-Crash, 시장미시구조 관점” (미발간)을 참고하였다.

거래량의 9%이었다. 또한 이 매도 algo 주문은 2010년 그 시점까지 발생한 주문당 일별 순포지션 변동 중 최대 변동을 야기하였다. 이를 받은 거래자는 크기순으로 선물시장의 HFT, 다른 대형 펀드회사, 시장 간 차익거래자(cross-market arbitrageur)이었다. 시장 간 차익거래자는 E-mini 매수와 함께 SPY(S&P500 ETF) 또는 S&P 500 Index 구 성종목을 동시에 매도하는 거래전략 채택하였다. 2시 32분과 2시 45분 사이 E-mini 가격 급락, 75,000계약 중 약 35,000계약(19억 달러)이 체결되었다. CME는 2시 45분 28초 상대편 매입주문이 1,050계약(당일 가장 물량의 1%)이 남자, 대기중인 “손절매 주문(stop-loss order)” 가격 급락 방어차 긴급 시장안정조치(Globex Stop Logic Functionality)를 결정하였다. 5초간 거래중단 후 2시 45분 33초 단일 가매매로 시장이 재개되면서 E-mini 가격은 안정 상태로 회복되었다.

DJIA는 2시 42분부터 2시 47분까지 5분간 573.26 포인트 폭락하였고, 불과 3분 만에 573.08포인트 다시 급등하였다. 이날의 장중 하락폭 1,014.14포인트는 역사상 최대 낙폭이었다. 특별한 사건, 소식이 없이 S&P 500, Nasdaq 100, Russell 2000 등 주요 지수, 주가지수 선물, 옵션, ETF는 거대한 거래량을 수반하며 극단적인 초단기 변동성을 드러내었다. 이 날 Flash Crash 30~40분 사이에 1조 달러에 해당하는 금액이 사라졌다.

Flash Crash가 나타난 2시 40분 가격에서 60% 이상 급락한 가격에 체결된 거래 가운데 약 70%가 ETF 거래임을 감안하면 파생증권, ETF, 주식 시장이 서로 긴밀히 연계되어 발생한 사건이다. CFTC-SEC는 하락장 대량 매도주문이 금융상품 가격 폭락, 시장 불확실성 증폭, algo, 손절매와 같은 자동체결프로그램 피드백 작용으로 찰나에 유동성 고갈과 시장질서 붕괴를 초래하였다고 잠정적을 결론을 내렸다.

Flash Crash의 다른 요인으로는 미국 자본시장 구조에서 기인 한 개별 거래시장별 시장 안정화장치의 부조화, 미국 자본시장들 간 연계 상

40 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

황에서 손절매, stub quote와 같은 특수 유형 주문의 영향, 지정되지는 않았으나 시장조성인 역할을 수행하던 HFT 활동 중단, ISO(intermarket sweep order)의 부정적인 가능성 등이 거론 되었다. NYSE는 LRP(Liquidity Replenishment Points) 조치로 자동거래 중단, 수동거래로 체결속도가 느려지고, 유입 대기 주문이 Reg NMS의 OPR 예외조항 적용으로 다른 거래시장에 회송되어 그곳 가격이 폭락하였다. 이 때 몇몇 거래소가 NYSE Arca에 대해 Self-Help를 선언하였고, 고립된 NYSE Arca의 유동성 휘발되면서, 주로 이곳에 상장된 대표 ETF의 가격이 타격을 받았다. 더욱 더 악화된 원인으로는 개별 거래시장의 고유한 매매중단방식에 기인한다고 여겨고 있다. 이들이 동시에 매매를 중단하면서, 유동성 증발과 서로 다른 기준에 기인한 매매 중단으로 시장 혼란이 가중하였다. 연계된 미국 자본시장 체계에서 손절매, “stub quote” 와 같은 주문으로 급락하던 주가는 시장가 매도 손절매 주문의 연쇄폭포(cascade)와 같은 자동 제출로 하락폭이 악화되었다. 또한 유동성이 말라가는 동안 시장조성인이 체결 의도 없이 의무적으로 ‘외딴 곳에 박아놓은 호가(stub quote)’ 가 체결되는 바람에 일부 주식은 1 센트로 표시되었다. 가격 이상현상이 나타나던 Flash Crash 동안에 비지정 시장조성(non-designated market maker)인 역할을 하던 HFT가 유동성을 제공하지 않아 낙폭이 확대되었다는 견해도 있었고, 이후 dark pool에 대한 의혹이 짙어졌다. Flash Crash를 보도하는 각종 매체는 ISO를 주범으로 지목하였다. 주가 급락에 따른 손실 축소를 위해 투자자들이 Reg NMS 예외조항 ISO로 공격적으로 투자하여 폭락이 증폭되었다고 주장하였다. 그러나 원인조사 보고서 CFTC-SEC(2010)는 이를 거의 언급하지 않았다. 반면 이후 발표된 학계 연구는 Flash Crash 당일 하락과 재반등에 ISO가 상당히 많은 비중을 차지했음을 고려하여 그 가능성을 높이 평가하고 있다.

Algo, HFT, dark pool의 고빈도 프로그램 거래와 새로운 대체거래

체계에서 수익 실현 가능성을 정상적인 시장미시구조에서 획득하기 위해서는 flash crash와 같은 시장미시구조 위기에 대응하기 위한 일련의 조치들이 요구된다. 거래소시장이 이와 같은 조치들로 거래의 완결성과 위기 대응 체계를 확보하였을 때 AI 기반 거래의 수익이 더 확실히 보장될 수 있다. flash crash 원인 파악과 별도로 CFTC-SEC는 Flash Crash를 수습한 후 시장 정상화를 위해 조치를 취하고 대책 마련하였다. SEC는 당일 2시 40분부터 3시까지 체결된 거래 가운데 2시 40분 가격에서 60% 이상 벗어난 거래를 모두 취소하였다. 브로커·딜러는 주문오류 혹은 신용초과 주문 입력을 사전에 차단하는 절차와 위험관리시스템을 의무적으로 구비·보수·유지하도록 하였다. SEC는 “개별 주식 서킷브레이커(individual stock circuit breakers)”를 당해 12월 초까지 한시적으로 도입하여 개별 주식의 가격이 한 거래소에서 직전 5분 동안 10% 이상 이격하면 모든 거래소에서 해당 주식의 거래를 5분간 정지하였다. 또한 SEC는 통합감사추적시스템(consolidated audit trail system: CAT) 구축을 제안하였다. 미국 자본시장은 CQS, CTS 등을 구비했음에도 Flash Crash의 원인 파악이 지연되는 최대 이유가 모든 거래(dark pool 포함)를 통합해 추적할 수 있는 장치가 없기 때문이라고 판단하였다. Flash Crash는 완전히 자동화된 거래환경에서 정보제공의 중요성을 현시하는 사례이다. 개별 거래소도 차원에서 NYSE, Nasdaq 등은 stub quote을 폐지하고 NYSE는 시장조성인(DMM) 역할을 수행하는 HFT가 시장위기 상황에 의무적으로 양방향 유동성을 공급하도록 제안하여 승인받았다(Securities and Exchange Commission, Release No. 34-62948; File No. SR-NYSE-2010-69, September 20). 그 결과 NYSE의 HFT는 최우선매수 또는 최우선매도호가의 8% 이내 가격에서만 시장조성인이 호가를 제시하도록 제한되었다. Nasdaq도 SEC가 한시적으로 시행하는 개별 주식 서킷브레이커보다 더 정치(精緻)한 시장안정화장치를 자체 개발해 도입하였다(Nasdaq Volatility

42 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

Guard). “Nasdaq Volatility Guard”는 30초 전 체결가를 기준으로 가격이 한도를 벗어나면 60초간 거래 중단, 신규 주문 누적 후, 단일가 매매로 거래 재개한다. 이는 유럽형 변동성완화장치(volatility interruption system: VI)와 동일하다.

Flash Crash 이후 미국 거래소들은, 시장 교란 행위 혹은 자동거래 체계에서 나타날 수 있는 변동성 이상급등 후 시장질서 회복을 위해서는 투자자들이 스스로 전략을 재평가해 algo 모수 등을 조정할 수 있도록 시장을 “동적으로(dynamically)” 일시 멈추는 것이 효과적일 수 있음을 체득하였다. 소위 “냉각기간(cooling-off period)”을 제공한다는 측면에서는 가격제한폭제도와 효과가 같아 보이지만 이를 동적으로 적용하므로 다른 시장미시구조 특성을 부여한다. 딜러 메커니즘으로 분류되던 미국 주식시장에서 개별 주식에 대한 위 장치는 불필요했었으나, Flash Crash는 ‘전자주문장 기반 경쟁매매 메커니즘으로의 전환’이라는 시류에 거래소 시장이 적시에 적합한 미시구조를 갖추지 못하여 치른 상당한 댓가로 평가할 수 있다.

나. 주식수익률 횡단면 요인의 불확실성 가격화¹³⁾

일부 연구자의 주식 포트폴리오 수익 분석은 횡단면 요인 혹은 특성으로 경제적 불확실성이 가격화되는가를 연구한다. 이 분야는 강화지수에서 사용하는 요인의 횡단면 가격(혹은 프리미엄)의 경제적 실질을 고찰한다. Merton(1973)은 다기간 경제에서 투자자가 미래의 소비 및 투자 기회 변동에 대한 해지 (hedge) 유인(incentive)을 가진다고 지적하였다. 소비 및 투자 기회의 변화와 상관 관계가 있는 상태 변수가 자본 시장에서 가격이 결정됨으로써 자산의 이러한 상태 변수와의 공분산이 기대 수익과 관련이 있다. 경제 지표의 노이즈가 여러 채널을 통해 기

13) 본 절은 Bali, Brown, and Tang(2017), Fama and French(2017), Arnott et.al(2015)에 기초하였다

대 수익에 상당한 영향을 줄 수 있기 때문에 거시 경제 변수는 체계적 위험 요인으로 널리 수용 된다. 투자자가 경제적 환경 변화에 따른 기회를 찾으려면 투자자가 경제적 편더멘탈에 대한 노출 정도를 달리하는 정도에 따라 위험 자산 투자 수익률에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

많은 학자들이 시간에 따른 거시 경제 충격의 조건부 변동성 변화가 실질적인 경제 활동과 자산 수익률간에 관련이 있다는 증거를 제시한다. 따라서 경제적 불확실성은 미래 소비 및 투자 결정에 영향을 미치는 변수이다. 관련 연구는 개별 주식 및 주식 포트폴리오의 횡단면 가격 결정에서 경제적 불확실성의 역할 검토한다. Jurado, Ludvigson 및 Ng (2015, 이하 JLN)의 경제 불확실성 지수를 사용하여 불확실성을 정량화하였다. 다수 경제 지표로 예측 불가능한 구성 요소의 조건부 변동성을 정의하고, 불확실성 지수에 대한 축적량을 추정하고 미래의 주식 수익률의 횡단면 변화를 예측할 때 불확실성 베타의 사전 측정값의 표본 외 성능을 제공한다. 먼저, 뉴욕 증권 거래소 (NYSE), 미국 증권 거래소 (Amex) 및 나스닥의 각 주식 거래에 대한 JLN (2015)의 경제적 불확실성 지수 초과 수익률의 60 개월 롤링 회귀를 사용하여 불확실성 베타를 추정하였다. 그런 다음 장래의 주가 수익률에서 횡단면 분산을 예측할 때 매월 불확실성 베타의 성과를 검사하였다. 특히, 지난 달 불확실성 베타에 따라 개별 주식을 십분 위 포트폴리오로 분류하고 1977년 7 월부터 2014년 12 월까지 포트폴리오의 월간 수익을 조사하였다.

분석 결과 최저 불확실성의 베타 십 분위수의 주식은 최고 불확실성 β 십분위 주식에 비해 연간 수익률이 약 6 % 높았다. Fama와 French (1993, 2015), Carhart (1997), Pastor and Stambaugh (2003), Hou, Xue의 시장, 규모, 장부/시장, 모멘텀, 유동성, 투자 및 수익성 요인, Zhang (2015)과 같이 가장 높고 낮은 불확실성 베타 (7

44 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

요인 알파)가 있는 포트폴리오의 수익률 차이는 부정적이며 매우 중요한 것으로 나타났다. 이상의 결과는 위험과 불확실성을 구별하는 문현의 보고와도 일치하며, 투자자는 자산 수익의 평균과 분산뿐만 아니라 미래의 수익 배분이 발생하는 사건의 불확실성에 대해서도 관심을 갖고 있음을 보여준다. 미래의 수익 배분은 경제 상태에 영향을 받기 때문에 경제적 불확실성은 투자자의 효용 함수로 귀착된다. 이 설정에서 분석 결과는 경제적 불확실성 프리미엄에 대한 선호도에 기반한 설명 가능성을 제시한다. 그들의 부정적인 불확실성 베타로 인해, 십분위 1의 개별 주식의 수익률은 경제적 불확실성의 증가와 부정적 상관관계가 있으므로 불확실성을 싫어하는 투자자는 부정적인 불확실성 베타가 있는 이 주식 보유로 기대할 수 있는 수익률 이상의 높은 추가 보상을 요구하였다. 다른 한편으로, 그들의 긍정적인 불확실성 베타와 함께, 십 분위수 10의 개별 주식의 수익률은 경제적 불확실성의 증가와 정(+)의 상관 관계가 있었다. 정(+) 불확실성 베타를 가진 주식은 경제적 불확실성이 증가 할 때 상대적으로 안전한 자산으로 볼 수 있기 때문에 투자자는 이러한 주식에 대해 더 높은 가격을 기꺼이 지불하고 더 낮은 수익을 받아들일 것이다. 이와 같은 부정적인 불확실성 프리미엄은 Merton (1973)과 Campbell (1993, 1996)의 시점간 자본자산가격결정 모형 (ICAPM)과도 일치한다. 경제적 불확실성의 증가는 미래의 투자 및 소비 기회를 감소시킨다. 이러한 불리한 변화에 대비하기 위해 투자자들은 경제적 불확실성으로 인해 수익이 증가하는 주식을 보유하는 것을 선호한다. 경제적 불확실성이 높아지면 투자자는 최적 소비 및 향후 투자 기회 감소로 고통을 겪는다. 그들은 이 경제적 불확실성과 양의 상관관계가 있는 주식을 보유함으로써 이 손실을 보상 할 수 있다. 이러한 일시적인 해지 수요 주장은 투자자들이 주식(잔여청구권)에 기꺼이 투자 할 의사가 있음을 의미한다.

배당금 할인 평가 모형에 기반하여 Fama와 French (FF 2015a)는

시장에 수익성 및 투자 요소를 추가하는 5 요인 자산가격결정모형 – Fama 및 French의 3 요인 모형의 크기, 가치 / 성장 요인 방식으로 검정한다(FF 1993). FF (2015a)에서 5 요인 모형 검증에 사용된 좌변 (LHS) 자산은 크기 (시가 총액)와 함께 장부가 비율 (B/M), 수익성 (OP), 투자 (Inv) 세가지 중 하나의 조합으로 구성된다. 따라서 LHS 포트폴리오는 요인을 구성하는 데 사용 된 변수에 대해 더 미세한 유형이다. 좀 더 다양한 검정을 위해 Fama와 French (FF 2015b)는 5 요인 모형에 의해 직접적으로 목표되지 않는 변칙 변수를 활용한 LHS 포트폴리오 사용한다. FF (2015a, b)의 검정은 미국 자료에 기반, 북미, 유럽, 일본 및 아시아 태평양 지역을 조사하였다. FF 결과 (2015a)로 미국 결과에 대한 표본 외 검정을 제공하기 위해 5 요인 시계열 회귀의 변형을 사용한다.

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i Mkt_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + \varepsilon_{it}$$

이 방정식에서 R_{it} 는 월 t 에 대한 자산 i 의 수익이고, R_{Ft} 는 무위험자율 (1개월 미국 재무부 채권 금리)이며, Mkt_t 는 VW (Value-Weight) 시장 포트폴리오 수익에서 무위험이자율을 뺀 값이며, ε_{it} 는 잔차. 나머지 우변 (RHS) 변수는 각종 기준으로 정렬된 포트폴리오의 차이로서 (SMB_t)는 소형에서 대형, B / M 주식 (HML_t) 고에서 저, 수익성이 강건한 주식에서 낮은 주식 (BMW_t)의 수익률, 저 / 고 투자 회사의 주식 (보수적 마이너스 공격적, CMA_t) 초과수익률이다. 미국 투자가의 관점을 취하고 모든 수익을 달러로 측정하므로 환율 위험은 추론에서 잠재적인 문제로 남아 있다. 요인 노출의 실제 값 (b_i, s_i, h_i, r_i, c_i)이 예상 달러 수익의 모든 차이를 포착하면 (1)의 절편 a_i 는 모든 좌변 (LHS) 자산에 대해 0과 구별 할 수 없다. Titman,

46 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

Wei 및 Xie (2013)는 높은 투자 대비 국제 시장에서 평균 수익률이 낮다는 사실을 입증하였다. Sun, Wei 및 Xie (2013) 및 Watanabe 외 (2013)는 이 결과를 확인하고 높은 수익성은 미래 평균 수익률이 높다는 것을 보여주었다. Fama and French (2015b)는 평균 수익률의 수익성과 투자 패턴이 규모 그룹별로 어떻게 다른지 자세히 조사하지 않으며 자산가격결정 모형에서 평균 수익률로 수익성과 투자 패턴을 포착하려고 하지는 않는다. Fama and French (2015b)는 B / M의 경우처럼 소규모 주식이 수익성 및 투자와 관련하여 가장 심각한 자산가격결정 문제를 제기한다는 것을 보여준다. 자산가격결정 검정은 모형의 5 요인 모형 변형이 국제 수익의 크기, B / M, OP 및 Inv 패턴을 설명하는지 여부를 제기하였다. FF (2015a)에서와 같이 LHS 포트폴리오는 RHS 요인을 형성하는 데 사용되는 변수 중 더 미세한 유형이다.

강화지수를 구성하는 횡단면 요인에 대한 경제적 실질, 횡단면 요인의 가격화에 대한 국제 연구들과 달리, 일부 연구는 가격의 노이즈(주문 체결가와 호가의 차이 등)가 기대수익률의 횡단면에서 풍부한 패턴을 만들 수 있음을 보여주고 있다. 특히 가격의 노이즈는 소형주와 저가주(낮은 배당 비율이나 가격 수익률이 높은 종목)가 더 높다는 의미에서 크기와 가치 효과를 위험에 의해 정당화되는 것 이상의 수익률로 설명 할 수 있었다.

이 부류의 연구는 주식의 가격이 무작위 노이즈로 내재 가치와 같다고 가정한다. 내재 가치는 경제 모형에서 계산할 수 있다. 주어진 주식에 대해 노이즈 가격 모형이 시계열에 크기와 가치 효과가 있음을 예측 한다. 즉, 시가 총액 및 배당 비율이 1 일 때 조건부 기대 수익률이 감소한다. 이 결과는 매우 직관적으로 저가 소형주는 내재 가치가 낮거나 가격 소음이 낮거나 두 가지가 혼합된 결과 일 수 있다. 내재 가치가 낮으면 공정 수익이 발생하지만 가격이 마이너스라면 주식이 저평가됨을 의미하며 이는 위험과 관련이 없는 우수한 수익으로 이어진다. 동

일한 논리가 가치주에 적용되는 반면 상호 논리는 대형 및 성장주에 적용된다. Lewellen (1999)은 장부가 비율이 주식 수익률을 예측한다는 것을 보여줌으로써 시계열 값의 효과를 보고하였다.

기대 수익률의 횡단면 모델을 개발하기 위해, 모든 주식이 동일한 사전 수익률 분포를 갖는다는 비현실적인 가정을 도입한다. 이 가정은 크기와 가치 효과에 대한 다른 이론적인 연구에서 이루어졌으며 주어진 주식의 시계열 추세는 다른 주식의 횡단면과 동일함을 의미한다. 이 속성은 시계열 크기 및 값 효과를 단면 크기 및 값 효과와 연결된다. 게다가 매개 변수에 횡단면 변화가 없기 때문에 기대 수익률의 횡단면 변화는 전적으로 노이즈 실현의 변화에 기인한다.

이 연구들은 노이즈를 크기와 가치 효과의 지배적인 출처로 제안한다. 이 견해는 경험적 자료와 일치하는 규모와 가치 프리미엄을 계산함으로써 그럴듯하다고 설명한다. 소형주 및 가치주와 관련된 프리미엄은 합리적인 노이즈 변수에 의해 좌우되며 위험에 기인하지 않는다. Berk (1995, 1997)은 기대 보수(expected payoff)과 기대 수익(expected return) 사이의 횡단면 공분산이 0인 모든 모형에서 가격과 기대 수익 간의 횡단면 상관관계가 음의 값을 가져야한다고 지적하였다. Berk의 비판에 대한 적용 가능성은 넓지만 많은 자산 가격 결정 연구의 초점이었던 크기와 가치 효과의 원천이나 크기는 설명하지 못한다. 소형 및 가치주의 우량 수익이 위험의 결과인지 여부를 아는 것이 중요하나 Berk의 비판은 이 문제에 대해 침묵하고 있다.

다. 빅데이터, 딥러닝, 기계학습과 AI 거래 체계

기계학습(Machine Learning)이 거래소 일중자료와 같은 빅데이터 (big data)와 결합하여 딥 러닝(deep learning) 절차를 거쳐 새로운 HTF, algo와 ATS의 dark pool에서 신규 거래 수익 경로를 확보하고

48 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

있다. 전략적 벤치마크로 강화지수를 도입한 이후 액티브 운용 성과는 기계학습과 빅데이터를 결합한 딥러닝 AI 기반 거래 체계에서 획득할 가능성이 있다.

딥러닝은 인공신경망(Artificial Neural Network; ANN)과 유사하며 선형 맞춤(linear fitting)과 비선형 변환(nonlinear transformation or activation)을 반복해 쌓아올린 구조이다. 딥러닝은 분류(classification) 문제, 그리고 실제 값(real-value)를 취급하는 회귀(regression) 문제에 적용할 수 있다. 초기 상태를 부여하고 후속 결과가 나아지도록 최적화(optimization)를 진행하고, 여러 개의 뉴런(선형 맞춤 + 비선형 변환)이 합쳐지면 복잡한 형상의 함수를 추정한다. Hinton 교수가 매개변수조정과정(parameter training)을 통해 지역 극소치(local minima)를 데이터의 전처리과정(pre-training)을 통해 획기적으로 해결할 수 있다는 연구를 밝힌 이후, 딥러닝은 빅데이터와 결합하였고, 현재의 딥 러닝 알고리즘은 세 가지 정도로 분류할 수 있다. 첫째, 비지도 학습방법 기반 전처리과정 혁신을 사용하는 사례 (Deep Belief Network, Deep Auto-encoder): 인간의 예측에 의해 뽑히던 특징들을 기계학습을 이용해 다단계로 특징을 추출해 학습하는 컨볼루셔널 뉴럴 네트워크(Convolutional Neural Network)의 다양한 변형들이 여기에 속한다. 둘째, 시계열 데이터를 위한 리커런트 뉴럴 네트워크(RNN; Recurrent Neural Network), 셋째 게이트 유닛들 (예: Long–Short Term Memory(LSTM)). GPU 병렬 컴퓨팅의 등장과 학습 방법의 진보하면서 딥러닝은 비약적으로 발전하였다. GPGPU (General–Purpose computing on Graphics Processing Units) 도입으로 저렴한 가격에 CPU와 병렬처리를 할 수 있는 GPU 제품 출시, 이를 효율적으로 이용하는 언어구조(예: CuDA)들이 개발되며 딥 러닝의 비용효율성이 증대하였다. 인공신경망 알고리즘 문제에서 비선형 변환에 쓰이는 Rectified Linear Unit(ReLU)의 개발과 거대 망을 선택적

으로 학습하는 드롭아웃(Drop-out)의 발견으로 딥러닝 성능 효율이 확대되었다.

HTF와 algo를 사용한 주문-체결 수익모형은 향후 거래소 빅데이터와 결합한 딥러닝으로 새로운 투자기회집합을 제공하고 있다. 한편으로 flash crash 사태에서 보듯이 AI 거래는 하방위험의 손실이 일련의 강화된 거래 알고리즘들의 복합적 상호작용으로 증폭될 수 있는 여지도 존재한다. 현재의 딥러닝 AI 수준이 이를 방지하면서 강화지수 대비 초과수익을 창출할 수 있는 정도로 발전하였는가는 판단하기 어렵고 향후 분석이 요청된다.

빅데이터와 결합한 주문-체결 수익모형은 초자연적인 능숙도를 배우는 알고리즘이 AlphaGo를 통해서 시현되면서 그 가능성이 더욱 높아졌다. 기존 AlphaGo의 트리 검색은 심층 신경망을 사용, 위치와 선택된 움직임을 평가하였고, 그 망은 인간 전문가 움직임에 의한 감독 학습과 셀프 플레이를 통한 학습 강화에 의해 훈련되었다. 반면 Nature 지에 발표된 신규 알고리즘은 인간 자료, 지침 또는 게임 규칙 이외의 영역 지식없이 강화 학습만을 기반으로하는 알고리즘을 소개하고 있다.¹⁴⁾

AlphaGo 자체가 교사로서 신경망은 AlphaGo 스스로 이동 선택과 AlphaGo 게임의 승자를 예측하도록 훈련되었다. 이 신경망은 트리 검색의 강도를 향상시켜 다음 반복에서 더 높은 품질의 이동 선택과 강력한 자가(self) 플레이를 가능하게 한다. 새로운 프로그램 AlphaGo Zero는 tabula rasa를 시작으로 이전에 발표된 챔피언 AlphaGo를 100-0으로 우승하였다. AlphaGo Fan은 2015년 10월 유럽 챔피언 Fan Hui에게 승리하였다. AlphaGo Fan은 이동 확률을 산출하는 정책망과 위치 평가를 출력하는 가치망의 두 심층 신경망을 활용하였다. 정책망은 최초 인간의 전문가 움직임을 정확하게 예측하기 위한 감독 학

14) 2017년 10월 19일 Nature 550, pp. 354-359에 공개된 Mastering the game of Go without human knowledge의 딥러닝 알고리즘의 일부이다.

50 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

습 (supervised learning)으로 훈련되고, 이후에 정책 구배 강화 학습 (policy-gradient reinforcement learning)으로 개선되었다. 가치망은 정책 네트워크가 자신을 상대로 한 게임의 승자를 예측하도록 훈련되었다. 일련의 학습 후 이 망을 Monte-Carlo Tree Search (MCTS)와 결합하여 미리보기 검색을 제공, 정책망을 사용하여 높은 확률로 이동 범위를 좁히며, 가치망을 사용, 빠른 롤아웃 정책을 사용한 Monte-Carlo 롤아웃을 기반으로 트리의 위치를 평가하였다. AlphaGo Lee로 언급한 후속 버전은 유사한 접근법을 기반으로 2016년 3월 이세돌에게 승리하였다.

반면 AlphaGo Zero는 AlphaGo Fan과 AlphaGo Lee와 몇 가지 중요한 측면에서 진보하였다. 무엇보다도 인간 자료의 감독이나 사용없이 무작위로 플레이하는 것을 시작으로 셀프 플레이 강화 학습만으로 교육을 이수하였다. 둘째, 입력 기능으로 보드의 흑백 돌만 사용하였다. 세째, 별도의 정책 및 가치 망보다는 단일 신경을 사용하였다. 마지막으로 MonteCarlo 롤아웃을 수행하지 않고 위치 및 표본 이동을 평가하기 위해 단일 신경망에 의존하는 보다 단순한 트리 검색을 사용하였다. 이상의 결과를 달성하기 위해 트레이닝 루프 내부에 선행 검색을 통합한 신규 강화 학습 알고리즘을 도입하여 신속한 개선과 정확하고 안정적인 학습을 가능하도록, 검색 알고리즘, 학습 절차 및 네트워크 아키텍처에 대한 기술적 개선을 수행하였다.

II. 문헌연구

1. 기업부채비율 행태 반영 구조 모형

신용스프레드의 이론적 모형은 재무환경의 구조모형 혹은 축약모형으로 분류할 수 있다. Jarrow, Lando and Turnbull (1997), Madan and Unal (1998), Duffie and Singleton (1999)에서 언급한 바와 같이 축약모형은 기업가치 프로세스를 요약하고 순수점프과정(pure jump process)으로 재무환경을 효과적으로 모형화한다. 반대로, 재무환경의 구조모형은 주어진 위험 결합에 대한 적절한 신용스프레드를 결정하기 위해 조건부 청구분석을 적용한다. Merton(1974)이 제안한 구조모형은 기업가치 프로세스를 규정하고 기업 가치가 채권자에게 약정한 가치보다 낮다면 만기일에 재무환경이 발생한다고 가정한다. CG모형은 Merton(1974)의 모형의 만기일 전 중간단계에서 기업이 추가적인 부채를 발행하지 못하게 한다는 점에 주목하였다. CG모형은 향후 추가 부채를 발행할 수 있는 기업의 옵션을 고려는 이전에 발행된 부채에 대한 예측 신용스프레드를 상당히 증가시키는 것을 입증하였다. 또한 이러한 옵션의 배제가 투기등급 부채에 대한 신용스프레드의 기울기가 하향하는 기간구조를 만든다는 것을 입증하였는데, 이것은 Helwege and Turner(1999)의 실증결과와 반대의 결과이다.

미래의 부채 발행에 대한 비현실적인 제약외에도 Merton(1974)의 모형은 복잡한 자본구조를 가진 기업에 적용하기는 어렵다. Longstaff and Schwart(1995)는 잔차가 시간에 따라 일정하다는 가정하에서 재무환경경계를 외생적으로 지정함으로써 이러한 문제를 피하였다. 그러나 만약 이러한 재무환경경계가 특이 재무환경수준에서 단조함수라고 가정한다면 LS모형은 시간에 따라 기하급수적으로 감소할 것으로 예측한다

52 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

는 것에 주목할 필요가 있다. 실제로 레버리지 비율은 일정하게 유지하는 것처럼 보인다. 지난 20년동안 주가지수가 10배나 증가하였음에도 불구하고 총산업 단위에서 레버리지 비율은 상당히 좁은 범위에서 유지하여 왔다. Opler and Titman(1997)은 기업 단위에서 산업 내에서 목표 레버리지 비율이 존재한다는 실증결과를 제공하였다. 또한 Fisher, Heinkel, Zechner(1989)와 Goldstein, Ju, Leland(2001)의 최적 자본구조의 동적모형에서 기업이 어떤 특정한 범위에서 레버리지 비율을 유지할 때 기업가치는 최대화된다는 것을 발견하였다.

CG모형은 일정한 레버리지 비율을 생성하는 확률적 이자율을 가진 재무환경의 구조모형을 개발하였다. 이전의 제안된 구조모형과 비교하면, CG모형은 초기 레버리지 비율이 낮은 기업에 대해 더 높은 수준의 레버리지 비율을 생성하였는데 이는 실제 관측치보다 더 높은 수준이었다. 계다가 CG모형은 투기등급 부채의 신용스프레드의 기간구조를 생성하였는데 이는 Helwege and Turner(1999)의 실증결과와 일치한다.

재무환경의 축약모형과 반대로, 구조모형의 가장 큰 단점은 최초통과 시점(first passage time) 사건으로 재무환경을 모델링하는 수리적인 복잡성에 있다. 1요인 모형에서 최초통과에 대한 밀도함수를 닫힌 형태(closed form expression)로 갖는 것은 거의 없다. 2요인모형을 다룰 때는 분석 결과가 훨씬 더 부족하다. 따라서 대부분의 분석은 이자율이 일정한 체계의 1요인 모형에 제한된다. Longstaff and Schwartsz(1995)는 그 예외이다. LS모형은 확률적 이자율과 기업가치 상황에서 재무환경의 구조모형을 개발하였다. 그러나 LS모형이 제안한 해답은 1차원의 마르코프과정에서만 유효한 Fortet(1943)의 공식을 사용하였다. 따라서 제안된 해답은 LS모형의 진정한 해답에 대한 근사치 역할만 하게 된다. CG모형은 Fortet의 공식을 일반화하고, LS모형의 접근방식을 구축하면서 CG모형과 LS모형에 적용할 수 있는 다요인체계를 갖는 기업재무환경을 책정하는 방법을 개발하였다.

다른 선행연구들은 Nielsen, Saa-Requejo, Santa-Clara(1993), Briys and de Varenne(1997), Schöbel(1999)와 같은 확률적 재무관 경경계를 고려하였다. 그러나, 이러한 모형의 경계에서 무작위성의 원천은 이자율 과정과 관련이 있으며, 일정한 레버리지 비율로 이어지지는 않는다. 이러한 모형은 재무관경경계가 현물이자율에서 선형으로 증가하는 추세를 갖는다. 이러한 가정은 재무관경의 가능성을 초래하고, 신용스프레드를 현물이자율의 수준과 독립적이게 한다. 이러한 이론적 예측은 신용스프레드가 이자율의 감소함수라고 발견한 Longstaff and Schwartz(1995)와 Duffee(1998, 1999)의 실증분석결과와 반대된다.

CG (2001) 모형에서 기업가치 확률과정이 아래와 같이 기하브라운모형을 따른다고 가정한다.

$$(2-1) \quad \frac{dV_t}{V_t} = (\mu - \delta)dt + \sigma dW_t$$

여기서 μ 는 기업수익률, δ 는 기업의 자본비용, σ 는 기업총가치의 변동성이다. 정의의 편의를 위해 $y = \log V$ 라고 하면,

$$(2-2) \quad dy_t = \left(\mu - \delta - \frac{\sigma^2}{2} \right) dt + \sigma dW_t$$

여기서 Black and Cox (1976)와 Longstaff and Schwartz(1995)는 기업가치가 어떠한 외생적인 특정 임계치에 최소 도달시에 재무관경이 유발된다고 가정하였다. 이러한 접근은 Merton(1974)의 원모형에 근거하고 있으나 원모형보다는 좀 더 유연하다고 볼 수 있다. 특히, 복잡한 부채구조, 자본비용 및 확률 이자율을 포함하고 있다. Black and Cox (1976)나 Longstaff and Schwartz(1995)의 연구와 달리 CG (2001) 모형은 시간에 재무관경 임계치가 동적으로 변한다고 가정한다.

$\log(\text{부도 임계치})$ 의 변화 k_t 에 대한 확률과정은 아래와 같다. 여기에서

54 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

ν 는 개별 기업 주식의 기대수익률이다.

$$(2-3) \quad dk_t = \lambda(y_t - \nu - k_t) dt$$

만약 k_t 가 $y_t - \nu$ 보다 작다면 기업은 k_t 을 증가할 것이고 반대로 크다면 기업은 k_t 을 감소할 것이다. CG (2001) 모형은 기업은 레버리지 비율이 목표 이하일 경우에는 부채를 발행하는 경향이 있고, 목표 이상일 경우에는 만기채를 신규 발행 부채로 교체하려고 하지 않는다. 일반적으로 재무환경 임계치가 미결산 장부가와 동일하지 않을지라도 이것들은 서로 관련되어 있다고 가정하는 것은 일리 있는 것처럼 보인다. 사실, Merton (1974) 모형은 이 두가지가 동일하다. Leland (1994) 모형에서는 $\log(\text{재무환경 임계치})$ 는 $\log(\text{미결산 부채수준})$ 과 선형의 관계를 갖는다. CG (2001) 모형은 레버리지에 대한 재무환경 임계치와 기업가치의 로그-비율로 정의할 수 있으며, 이러한 재무환경 임계치는 기업의 총부채 시장 가격을 반영한다.

로그-레버리지를 $l_t = k_t - y_t$ 로 정의하면 Ito 정리에 따라 l_t 는 1요인 마르코프 확률과정을 아래와 같이 따른다.

$$(2-4) \quad dl_t = \lambda(\bar{l} - l_t) dt - \sigma dW_t$$

$$(2-5) \quad \bar{l} \equiv \frac{-\mu + \delta + \frac{\sigma^2}{2}}{\lambda} - \nu$$

일례로 $\bar{l} = -1$, $\mu = 0.122$, $\delta = 0.03$, $\sigma = 0.2$, $\lambda = 0.18$ 를 취하면 그 결과 $\nu = 0.6$ 이다.

CG (2001)은 기업부채 책정을 위해 위험중립측도 가정하에서 기업가치의 확률과정은 아래와 같이 구체화하였다.

$$(2-6) \quad \frac{dV_t}{V_t} = (r - \delta) dt + \sigma dW_t^Q$$

위험중립측도 가정하에서 다른 확률과정은 아래와 같다.

$$(2-7) \quad dy_t = \left(r - \delta - \frac{\sigma^2}{2} \right) dt + \sigma dW_t^Q$$

$$(2-8) \quad dk_t = \lambda(y_t - \nu - k_t) dt$$

$$(2-9) \quad dl_t = (dk_t - dy_t) = \lambda(\bar{l}^Q - l_t) dt - \sigma dW_t^Q$$

이면 만약 $r = 0.06$ 로 취하면 \bar{l}^Q 는 아래와 같다.

$$(2-10) \quad \bar{l}^Q \equiv \frac{-r + \delta + \frac{\sigma^2}{2}}{\lambda} - \nu \approx -0.6556$$

위험중립측도 가정 하에서 로그-레버리지가 되돌아가는 수준은 기본 측도에서 로그-레버리지가 되돌아가는 수준보다 상당히 크게 추정한다는 것에 주목할 필요가 있다. 이것은 신용스프레드를 측정할 때 중요한 것이다.

CG (2001) 모형은 $\tilde{\tau}$ 를 재무환경이 발생하는 최초 시점에서 $l(t)$ 가 0에 도달하는 확률시간이라고 정의하였다. 만기가 T 인 갖는 위험할인채 가 T 기에 $\tilde{\tau} > T$ 라면 1달러를 받고, $\tilde{\tau} \leq T$ 라면 $(1-\varpi)$ 를 받을 경우 이 위험할인채의 가격은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$(2-11) \quad P^T(l_0) = e^{-rT} E^Q[l_{(\tilde{\tau}>T)} + (1-\varpi)l_{(\tilde{\tau}\leq T)}] = e^{-rT} (1-\varpi Q(l_0, T))$$

여기에서 $Q(l_0, T)$ 은 레버리지 비율이 $t=0$ 에서 l_0 로 주어졌을 때 만

56 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

기 T 기 이전에 재무곤경이 발생할 위험중립적 확률이다.

위 채권가격식은 Ornstein-Uhlenbeck 과정의 최초통과 밀도함수에 결정된다. 이러한 과정은 Ricciardi and Sato(1998)의 달한 형태의 해를 갖는다. CG (2001) 모형은 최초접촉시간 밀도함수에 대한 식이 있는 Fortet(1943)에 의한 적분식을 아래와 같이 적용하였다.

$$(2-12) \quad \prod^f(T | l_0, 0) = \int_0^T dt g(l_t = 0, t | l_0, 0) \prod^f(T | l_t = 0, t)$$

여기에서 $g(l_t = 0, t | l_0, 0)$ 은 최초접촉시간이 t 일때의 확률밀도함수이며, $\prod^f(T | l_0, s)$ 는 $\{l_t\}$ 의 식 (2-15)에서 포함되지 않는 과정을 따른다고 가정한 $l_t > 0$ 와 같은 s 기의 조건부 확률이다. 만약 이 과정이 경계 아래($l_0 < 0$)에서 시작하고 경계 위($l_t > 0$)에서 끝나는 단 하나의 방법은 최초로 경계를 통과하는 중간단계인 t 일 때이다. 이 식은 접촉시간 밀도함수를 추정하기 위해 Longstaff and Schwartz (1995)에 의해 적용되었던 마르코프과정의 1차원에서 유효하다.

CG (2001) 모형은 아래와 같은 명제를 제시하였다.

명제: 균등한 n 기간에서 이산시간에 대해 시간 $t_j = jT / n \equiv j\Delta t$, $j \in (1, 2, \dots, n)$ 라고 정의할 때, 위험채권의 가격은 식(2-11)과 같이 주어지며, 위험중립적 확률 $Q(l_0, T)$ 은 아래와 같이 주어진다.

$$(2-13) \quad Q(l_0, t_j) = \sum_{i=1}^j q_i, \quad j = 2, 3, \dots, n$$

$$(2-14) \quad q_i = \frac{N(a_1)}{N(b_{(1/2)})}$$

$$(2-15) \quad q_i = \frac{1}{N(b_{(1/2)})} \left[N(a_i) - \sum_{j=1}^{i-1} q_j N(b_{i-j+\frac{1}{2}}) \right], \quad i = 2, 3, \dots, n$$

$$(2-16) \quad a_i = \frac{M(i\Delta t)}{S(i\Delta t)},$$

$$(2-17) \quad b_i = \frac{L(i\Delta t)}{S(i\Delta t)}$$

$$(2-18) \quad M(t) = l_0 e^{-\lambda t} + \bar{l}^Q (1 - e^{-\lambda t})$$

$$(2-19) \quad L(t) = \bar{l}^Q (1 - e^{-\lambda t})$$

$$(2-20) \quad S^2(t) = \frac{\sigma^2}{2\lambda} (1 - e^{-2\lambda t})$$

CG (2001) 모형에서는 t_j , $j \in (1, N)$ 일 때 약정된 이표금액 C 을 갖는 이표채의 가격은 아래와 같이 정의하였다.

$$(2-21) \quad P^T(l_0) = \sum_{j=1}^N C e^{-rt_j} E^Q [l_{(\tau>T)} + (1 - \varpi_{coup}) l_{(\tau<T)}] + e^{-rT} [l_{(\tau>T)} + (1 - \varpi) l_{(\tau<T)}]$$

$$\equiv \sum_{j=1}^N C e^{-rt_j} (1 - \varpi_{coup} Q(l_0, t_j)) + e^{-rT} (1 - \varpi Q(l_0, T))$$

위험 부채의 대부분의 이론적 모형들은 할인채로 분석을 제한하고 있다. 하지만, CG (2001) 모형은 할인채에 의해 만들어진 신용 스프레드의 기간구조는 이표채에 의해 만들어진 신용 스프레드의 기간구조와 질적으로 차이가 있다고 보고 있다. CG (2001) 모형은 대부분 이표채로 분석한 다른 실증연구의 결과와 비교하기 위해 이표채의 신용스프레

58 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

드 기간구조를 분석하였다. 실제로 미래 이표 지급액에 대한 청구는 우선순위가 가장 낮기 때문에 재무곤경시 보상을 받을 가능성은 거의 없다(Helwege and Turner (1999)). CG (2001) 모형은 재무곤경시 보상은 미래의 기본적인 지급액이기 때문에 $\sigma_{coup}=1$ 로 설정하였다. 이표채 $Y^T=1$ 에 대한 만기 수익과 신용스프레드 CS(T)는 아래와 같이 정의하였다.

$$(2-22) \quad P_c^T(l_0) = e^{-Y^T T} + C \sum_{j=1}^N e^{-Y^T t_j}$$

$$(2-23) \quad CS(T) = Y^T - r$$

2. 주식 가격 노이즈와 횡단면 수익률 특성

많은 연구자들은 거래되는 주식가격은 주식의 내재가치와 다를 수 있다는 점을 주목해왔다. Asparouhova et.al(2013)는 진정한 가격(true price)로서의 주식의 내재가치을 언급한 Blume and Stambaugh (1983)의 논문을 참고하여, 설명을 단순화 하기 위해 진정한 가격 (true price)에서 관측된 거래가격 사이의 괴리를 교란(noisy)라고 명명하였다. 진정한 가격 (true price)은 암묵적 가격, 효율적 가격, 혹은 기본가치라고 불러져 왔다. 특히 진정한 가격(true price)과 관측된 거래가격 사이의 괴리가 거래자의 거래비용보다 잠재적으로 큰 상황에서 이러한 괴리를 가격결정오류(mispricing)이라고 불러왔다. 표시가격 교란(label noise)나 가격결정오류(mispricing)을 선호하는지 여부에 관계 없이, 만약 관측된 거래가격이 진정한 가격(true price)와 다르다면, 관측된 가격으로부터 계산된 수익률은 진정한 가격(true price)에 기반한 수익률과 다르게 될 것이다. 게다가 일부 연구자들은 실제로 관측된 수

익률의 특성에 대한 추론을 원할 수도 있지만, Asparouhova et.al(2013)에서는 많은 경우 연구자는 진정한 수익률(true return)에 대한 추론하기를 원한다고 보고 진정한 수익률(true return)의 추론에 대한 다른 대체 방법론의 특성을 평가하고자 하였다

Asparouhova et.al(2013)에서는 거래가격 교란의 특징을 보다 분명히 하고자 ‘교란은 일시적인 것이며, 시간이 지남에 따라 반전한다.’라고 보았다. 즉, 교란을 진정한 가격과 거래가격의 어떠한 일시적 편차라고 해석하고자 하였다

특히 Scholes and Williams (1977), Blume and Stambaugh (1983), Ball and Chordia (2001) 등은 입찰가 스프레드, 비동기 거래, 관측된 가격에서 교란의 원천으로서의 이산형 가격 차폐(price grid)와 같은 미시구조기반의 마찰을 강조하고 있다. 다른 저자들은 대형주문이나 축적된 주문의 불균형의 잠재적으로 중요한 역할에 초점을 맞추고 있다. Grossman and Miller (1988)는 시장조성자의 즉각적인 안정화 조치 실행으로 유동성 요구가 있는 주문은 이후 평균으로 되돌아가는 가격 변화를 초래한다는 것을 보였다. Admati와 Pfleiderer (1991)는 Grossman과 Miller 모형을 확장하였는데, 가격 불균형에 의한 대형가격 변동에 대응하여 시장에 투입되는 사실상의 시장조성자로서 행동하는 고정 참여비용을 갖는 외부 투기업자를 허용하였다. Bertsimas and Lo (1998)는 비록 가장 활발하는 거래 주식이더라도 단기적인 수요는 완전하게 탄력적이지 않다는 것을 보였고, 가격에 대해 영구적이고 임시적인 영향을 주는 주문을 갖는 대규모 거래자의 최적 실행전략 모형을 개발하였다. Hasbrouck (2007)은 천천히 소멸하는 임시적인 가격 효과를 허용하였는데, 이것은 주문 실행 후 기간까지 영향을 미치는 주문 불균형의 일시적인 가격 효과이다

미시구조기반의 선행연구는 모든 거래자가 완전히 합리적일지라도 가격은 일반적으로 교란을 가질 것이라고 추론하고 있다. 그러나 교란은

60 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

또한 비합리적인 거래자의 존재에 의해 나타날 수도 있다. Black(1986)은 교란 거래자는 정보를 갖고 있거나 정보를 갖지 않는 거래자들과 마찬가지로 즉각적인 유동성 요구를 포함하고 있다는 것에 주목하였다. 방대한 행동재무학 선행연구에서는 (Barberis and Thaler (2003)의 조사 등) 완전하게 합리적이지 않은 일부 또는 모든 거래자를 가정하였다. 이들은 기본가치와 괴리가 있는 시장가격에 의해 신념을 정확하게 업데이트하지 않기 때문이다. 모든 거래자가 행동편향(behavioral biases)을 보이거나 차익거래(arbitrage)에 대한 충분히 큰 장벽이 있는 모형은 가격은 영구적으로 바뀐다고 추론할 수 있다. 이것은 마찰이 없는 시장에서의 작동하는 합리적 거래자의 모형에 의해 추론되는 것과 비교된다. 하지만, 가치와 가격의 영구적인 괴리는 계량경제학자들에 의해서는 인식되지 않는 경향이 있고, 어쨌든 이러한 괴리는 Asparouhova et.al(2013)의 Section II에서 보이는 바와 같이 정확하거나 정확하지 않은 수익률 프리미엄 측정에 아무런 편향도 주지 않고 있다.

실증적인 증거는 일반적으로 주문 불균형이 가치로부터 가격을 임시적으로 벌어지게 할 수 있다는 것을 확인하였다. Chordia과 Subrahmanyam(2004)는 개별 뉴욕증권거래소(NYSE)의 주식에 대해 연구하였는데, 이 논문에서는 가격 변동은 동시에 발생하는 주문 불균형과 양의 관계가 있으나, 직전 4일 동안의 주문 불균형과는 음의 관계가 있음을 보였다. Andrade, Chang, Seasholes (2008)는 대만의 주식에 대해 연구하였는데, 가격 변동과 직전기의 주문 불균형 사이에서의 음의 관계가 있음을 발견하였다. 월간 단위로 측정되는 주식가격에 초점을 둔 연구자들의 잠재적으로 중요한 연구로 Hendershott et al. (2011)은 뉴욕증권거래소 주식의 월간 수익률에서의 분산의 1/4정도는 누적된 주문 불균형과 시장조성자의 주문재고 측정에 의해 부분적으로 설명되는 일시적인 가격 변동에 의한 것으로 추정하였다. Jegadeesh(1990)와 Lehmann(1990)는 각각 CRSP 보통주에 대한 가격 변동의 유의한 반

전에 대해 기술하였는데, 그 기간이 Jegadeesh(1990)는 1달 단위였고, Lehmann(1990)은 주간단위였으며, 유의한 교란을 포함한 거래가격이라는 개념은 동일하였다.

전체적으로, 선행연구에서 가격은 기본가치와 다를 수 있는데 이러한 차이는 만약 단기 유동성 공급이 완벽하게 탄력적이지 않다면 누적 주문 불균형이 가격을 변동시키기 때문이지 모든 거래자들이 완전히 합리적이지 않기 때문은 아니다. 만약 장벽들이 너무 크지 않다면, 진정한 가격(true price)과 관측된 가격의 결과적인 괴리는 시장에 진입하려는 추가적인 사실상의 유동성 공급자에 대한 기회를 마련할 수 있다. 이 메커니즘은 Harris(2003)에 잘 설명되어 있으며, 다음과 같은 의견을 말하였다. “동등한 거래자들에 의해 만들어진 대량주문과 누적주문 불균형은 가격을 그 기본가치로부터 변동시키는 원인을 제공한다. 가치 거래자나 차익거래자가 그 가격이 기본가치와 차이가 있다는 것을 인식했을 때 가격은 반전하여 변화한다. 그들의 거래는 이전으로의 가격 변화를 초래한다.” 교란(noise)¹⁰ 반전하는 기간에 대하여 Harris(2013)은 아래와 같이 말하였다. “동등한 거래자들에 의해 만들어진 대량 주문과 주문 불균형의 가격 영향은 분당, 시간당, 일간 혹은 심지어 월간으로 측정된 음의 가격 변화 자기상관(serial correlation) 를 초래할 수도 있다.”

앞서 언급 한 바와 같이, Asparouhova et.al(2013)는 실제가격과 거래가격의 일시적인 편차를 교란(noise)이라고 해석하였다. 하지만, 가격에서의 모든 일시적인 구성요소들이 반드시 교란을 가져오는 것은 아니다. Poterba와 Summers (1988) 등은 요구수익률에서의 시간변동은 가격에서 일시적인 구성요소를 가져올 수 있다는 것을 관측하였다.

기업이 목표 레버리지 수준으로 조정하느냐의 여부는 경쟁 자본 구조 이론의 신뢰성을 평가하는데 있어 중요한 문제가 되었다. 정적 및 동적 절충이론(trade-off theory)은 자본구조의 편차가 있을 때마다 기업이

62 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

최적의 부채비율로 신속하게 되돌아갈 것이라고 예측한다. 반대로, 자본조달순서(pecking order), 마켓 타이밍 및 관성이론 등 모두는 기업이 시장 가치 레버리지 목표을 가지고 있지 않으므로 기업은 최적 수준으로 신속하게 조정되지 않을 것이라는 주장이 포함되어 있다.

이전의 연구는 부분 조정 모형을 적용하여 기업의 조정속도를 추정함으로써 경쟁 자본 구조 이론들을 구분하고 있다. 빠른 조정 속도는 절충이론에 대한 뒷받침으로 해석되지만, 느린 조정은 목표 자본구조 이론과 일치하지 않는 것으로 간주한다. 예를 들면, Flannery and Rangan (2006)은 조정 속도가 연간 34.1%임을 발견하였고, 이러한 빠른 조정이 동적인 절충이론과 일치한다고 주장한다. Fama와 French (2002)는 기업이 아주 느린 속도(“snail” space)로 조정한다는 것을 보였고, 이것은 자본조달순서이론을 뒷받침해준다. Huang and Ritter (2009)는 11.3%라는 느린 조정속도는 마켓 타이밍 이론과 일치한다고 해석하였다. 이러한 연구의 결합은 목표 대비 상대적 레버리지 비율과 무관하게 COMPUTSTAT 데이터베이스에 포함된 모든 회사를 활용하여 조정 속도를 추정하였는데 있다. 이들 연구는 기업들이 일정한 조정 규칙을 따르고 조정속도가 대칭적으로 균형이 잡혀 있다고 암묵적으로 가정하고 있다. 하지만, 이러한 가정들은 타당해 보이지 않다. Xu(2007)는 기업들이 동일한 자본구조조정 메커니즘을 채용하지 않는다는 것을 보여주고자 한다. 기업들은 과거의 레버리지의 양의 혹은 음의 변화와 다르게 반응한다. 즉, 조정속도가 비대칭인 것으로 보인다. 게다가, 기업들은 최적의 부채비율에 도달하면 조정을 하지 않는다. 기업들은 조정비용의 존재로 인해 항상 균형을 재조정하지 못할 수도 있다. 기업들은 레버리지 비율의 작은 변동에는 반응할 가능성이 적다. 따라서 자본구조의 균형을 재조정할 필요가 있는지 여부와 무관하게 모든 기업을 활용하는 부분 조정모형을 추정하는 것은 추정된 조정속도에 편향(bias)을 줄 수 있고, 이로 인해 대립가설의 자본구조이론을 부정확화

게 기각할 수 있다. 반대로 Xu(2007)는 레버리지 비율의 실질적인 변화가 있었던 기업의 조정 메커니즘을 연구하였다. 이러한 접근법은 최적의 레버리지 수준 또는 그 근사치를 고려하여 기업들이 자본구조를 조정할 필요가 없을 수도 있다는 것을 고려하였다.

Xu(2007)에서 활용된 가장 근접한 실증적 설계는 Baker와 Wurgler (2002)의 논문에서 기업의 IPO (initial public offering)에 대한 후속 조정을 검토하는 데 사용한 것이다. 명확히 IPO는 주식의 유입과 기업의 부채 비율에 대한 중요한 하향 조정을 초래한다. 그러나 Xu(2005)가 보여 주듯이 조정 계수가 조정 속도를 정확히 측정하기 위해서는 민간 기업과 공공 기업의 최적 부채 비율이 동일하다고 가정해야 한다. Xu (2005)는 이러한 가정이 타당하지 않다고 보였는데, 그 이유는 민간 기업의 부채 비율이 공기업과 유사한 특성에 의해 결정되지만 절대 부채 비율은 더 높기 때문에 정적 절충모델에 대한 실증적 설계를 편향 (bias) 시킨다는 점이 있기 때문이다. 그러나 이 연구에서 활용된 연구 설계는 그러한 편향을 피할 수 있는 가능성을 가지고 있다.

Xu(2007)는 레버리지 비율이 크게 증가하거나 감소한 기업을 파악한 후 긍정적 샘플과 부정적 샘플로 분류하였다. 전형적으로 이러한 중대한 변화는 기업이 최적의 부채 비율에서 벗어나는 외생적인 충격이며, 이에 따른 조정은 레버리지 목표의 중요성을 반영할 것이다. 빠른 조정은 목표의 1차적인 중요성을 나타낸다. 그러나 사후적으로는 레버리지 변화가 목표에서 멀어지거나 목표로 돌아가는 충격인지 여부를 판단하기가 어렵다. Xu(2007)는 사후적으로 표본으로서 레버리지 비율의 양의 변화가 기업을 목표로의 기업을 이동시키는 부채발행으로 나타나고, 레버리지 비율의 음의 변화는 목표로부터 멀어지는 주식발행으로 나타난다. 로짓모형을 활용하여 유의한 변화의 예측불가능은 이러한 변화의 외생성을 나타낸다. 양의 혹은 음의 레버리지 비율을 갖는 표본기업들은 비록 타이밍을 다르지만, 높은 시장 가치에서 주식을 발행하여 마켓타이밍을

64 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

찾는다. 그러나 주식 마켓타이밍을 따르는 후속적인 자본구조는 차이가 있다. 양의 레버리지 비율을 갖는 기업들은 부채발행을 통해 레버리지 목표로 신속하게 조정한 다음 최적 수준을 유지하는데 이것은 절충이론과 일치하는 것이다. 반대로, 음의 레버리지 비율을 갖는 표본기업은 점차적으로 마켓타이밍효과를 재조정하는 것처럼 보인다. 조정에서의 차이는 두 표본기업 사이의 레버리지 목표의 차이 때문이 아니다. 게다가 두 표본기업에서 산업분포의 유의한 차이는 있지 않았다.

연립 GMM (System Generalized Method of Moments)을 사용하는 부분 조정모형에서 추정한 음의 레버리지 비율을 갖는 연간 기업의 조정 속도는 14%이다. 이러한 기업들의 재조정이 느린지를 이해하기 위해 Xu(2007)는 조정속도에 대한 조정비용의 효과를 검토하였다. 조정 비용은 기업이 레버리지 목표를 향해 신속하게 조정할 수 없도록 하는 주된 이유는 아니다. 이러한 느리게 재조정하는 기업에 대한 추가 분석을 통해 일부 기업들은 지속적으로 높은 시장가치를 활용하기 위해 주식 시장타이밍을 유지하는데 이는 목표 레버리지 비율로부터 추가적인 차이의 결과이다. 이러한 주식시장 추세거래자(equity market timer)의 지속적인 존재는 더 느린 추정 조정속도를 야기한다. 이러한 기업들에게 높은 시장가치에 의해 제공되는 “기회의 창(window of opportunity)”의 이점을 활용하는 것이 레벌리지 목표를 향해 신속하게 반전하는 것보다 중요한 것이다. 마켓타이밍이 한번뿐인 기회(one-shot deal)인지를 인식하지 못하는 것은 절충모형에 대한 추정이 편향되게 한다.

기존의 자본구조 이론은 목표 레버리지 수준에 대한 기업의 조정 메커니즘에서 서로 다른 예측을 갖고 있었다. 정적인 절충이론은 기업가치는 세금 혜택과 기대 파산비용 간의 절충에 기반을 둔 최적의 부채비율에서 최대화된다고 주장한다. 충격이 이러한 최적수준에서 벗어나게 한다면, 기업은 신속하게 목표를 향해 균형을 재조정하게 된다. 마찰이 없

는 세상에서는 조정은 즉시 완료된다.

그러나 조정비용이 있는 경우 조정은 완료되지 않는다. 동적 절충모형은 조정비용으로 인해 레버리지 비율을 자주 조정할수 없다는 것을 설명한다. 기업은 이러한 조정비용을 차선의 자본구조(suboptimal capital structure)로 운용되는 비용(일탈비용-deviation cost)에 대해 상쇄해야만 한다. 기업은 일탈비용이 조정비용보다 클 경우 재조정할 것이다. 기업은 절충이되는 세상에서 레버리지 목표를 평가하기 때문에 목표 레버리지로부터의 일탈은 일반적으로 일시적이며 조정속도는 상대적으로 빠르다.

반대로 기업이 레버리지 비율에 대해 무차별할 때 충격에 대응하는 조정은 느릴 것이다. 자본조달순서, 마켓타이밍 및 관성이론 등은 모두 목표 레버리지 비율이 없기 때문에 기업들이 레버리지 충격의 영향으로부터 신속하게 재조정하지 않을 것이라고 예측하고 있다. Myers and Majluf (1984)의 자본조달순서이론은 기업들은 내부 자금, 부채 및 주식의 순서로 자금을 조달한다고 주장한다. 경영자와 투자자 사이의 정보비대칭성의 결과로서 나타나는 역선택 비용 때문에 주식 발행은 최후의 수단으로만 발생한다. 결과적으로 부채비율은 내부자금흐름과 투자 요구에 따른 우발적인 사건이 된다. Baker and Wurgler(2002)의 마켓타이밍 이론에 따르면 기업들은 과대평가되었을 때 주식을 발행하고, 자본구조는 마켓타이밍 행위의 누적된 결과이다. 결과적으로 부채 비율은 단순히 마켓타이밍의 우발적 사건이다. 다른 관점에서 Welch (2004)의 관성 이론에 따르면 경여자는 주식수익률 변화에 반응하지 않으므로 시장 기치 부채비율(market value debt ratio)에서의 변동은 과거 주식 변동으로 설명할 수 있다. 결론적으로 이를 세가지 이론은 느리거나 혹은 존재하지 않는 조정속도를 의미한다.

따라서 조정속도는 경쟁 자본구조이론을 구별하는 필수적인 것이다. 그러나 조정속도에 대한 선행연구에서 합의가 이뤄지지는 않았다. 예를

66 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

들어, Fama와 French(2002), Huang and Ritter(2005)는 기업이 레버리지 목표를 향해 천천히 조정한다고 주장하는 반면, Jalilvand and Harris (1984)와 Flannery and Rangan(2006)은 기업이 레버리지 목표를 향해 빠르게 조정한다고 주장한다. 이 실증 분석들 간의 추정된 조정 속도의 불일치는 자본구조의 결정요인에 대한 서로 다른 함의를 가진다. 느린 조정은 과거의 자금조달 활동이 현재의 자본구조를 결정하는 중요한 역할을 한다는 것을 나타낸다. 이것은 기업들이 레버리지 목표를 가지고 있지 않거나 도달한 목표가 중요하지 않다는 것을 암시한다. 반대로, 빠른 조정은 역사적인 결과는 어떠한 역할도 하지 않으며, 비용과 금융정책과 관련된 혜택 사이의 절충이 최적의 자본구조를 결정한다는 것을 의미한다. 목표 레버리지 비율의 중요성을 연구하기 위해, Xu(2007)는 유의한 변화를 겪은 기업들이 얼마나 빨리 재조정하는지 확인하였다. 이러한 접근법은 조정의 비대칭적인 속도를 평균화하지 않을 가능성을 가지고 있다. 실증설계에서 절충이론에 대한 잠재적인 편향이 생기는 것을 피하기 위해 선택된 기업들은 IPO 발행자가 아니다.

III. 구조형 재무환경위험측정 모형의 성과 분석

1. 부채비율 행태를 반영한 재무환경유발가치

기업 부채비율의 장기 행태를 재무환경위험으로 측정하고, 주식 및 채권 가격결정에 사용한 연구는 Collin-Dufresne, Goldstein, Hugonnier(*Econometrica* 2004)와 Collin-Dufresne and Goldstein(*Journal of Finance* 2001) 이 있다. 특히 기업 부채비율의 행태가 장기적으로 목표(target) 수준을 향해 조정하더라도 그 속도에 대해서는 자본구조(capital structure) 연구분야에서 몇가지 이견(different considerations)이 존재한다.

정적 교환(static trade-off) 이론에서 기업가치는 최적부채비율에서 극대화된다고 주장한다. 여기서 교환은 세금 효익과 부채의 기대 파산비용간에 발생한다. 극대화 상태에서 벗어나는 충격이 발생할 경우, 기업은 목표 부채비율(target leverage)를 향해서 부채규모 조정을 수행한다. 마찰적 비용이 없는 완전시장(perfect market)에서, 그 조정은 즉각적이고 완전하게 수행된다. 그러나 현실적으로 조정비용(adjustment costs)가 존재하기 때문에, 그 조정은 불확실하다.

동적 교환 이론에 근거하여 Fischer, Hienkel, and Zechner(1989), Streblulaev(2004), Hennessy and Whited (2005), Leary and Roberts (2005)는 조정비용을 고려한다면 그 조정이 빈번히 일어나기는 어렵다고 분석한다. 그 결과 하위최적을 고려한 운용비용 대비 조정비용 교환이 발생한다고 주장하고 조정비용이 하위최적으로 운용하는 비용보다 적을 때 최적화를 위한 조정이 발생한다고 밝히고 있다. 교환 이론에서 기업은 부채비율의 목표를 산정하고, 목표 부채비율에서 벗어나는 경우는 일시적이며, 부채의 목표를 향한 조정 속도는 상대적으로

빠르게 진행된다고 주장한다.

반면에, 기업이 부채비율에 대해 민감하지 않다면 충격에 대한 반응으로 발생하는 조정이 느릴 것이라는 주장도 있다. pecking order, market timing, 그리고 inertia 이론에서 기업은 목표부채비율이 없기 때문에 부채비율에 대한 충격이 발생하더라도 즉각적인 조정은 발생하지 않는다고 주장한다. Myers and Majluf (1984)이 제창한 pecking order 이론에서 기업의 자금조달은 내부유보금, 부채발행, 그리고 주식 발행 순으로 진행되며, 주식발행은 경영진과 (외부) 투자자간 정보비대칭으로 말미암은 역선택 비용으로 인해 가장 비싼 자금조달 수단으로 해석됨. 따라서 pecking order 이론에 근거하면 부채비율은 내부 현금흐름과 투자의 필요 사이에서 발생한 부수적인 결과이다. Baker and Wurgler (2002)가 주장한 market timing 이론에서 기업은 주식이 고평가 될 때 발행하고, 자본구조와 부채비율은 기업의 market timing 행태에 따라 누적된 결과라고 주장하고 있다. Welch (2004)는 inertia 이론에서 경영진은 주식 수익률 변화에 반응하지 않고, 시가로 평가된 기업부채비율의 변동은 대부분 과거 수익률 변동으로 설명된다고 주장한다.

목표 부채비율을 향한 조정 속도는 자본구조 이론에서 상이하게 나타날 뿐만 아니라 실증분석에서도 그 결과는 다르게 나타난다. Fama ad French (2002)와 Huang and Ritter (2005)는 기업이 부채비율 목표를 향해서 느리게 조정한다고 분석한 근거를 제시하고 있다. 느린 조정은 과거 자본조달 활동이 현재의 자본구조를 결정하는 중요한 역할을 수행한다것을 암시한다. 그리고 느린 조정이 의미하는 것은 기업이 부채비율 목표를 가지고 있지 않거나 목표를 달성하는 것을 중요하게 여기지 않는다는 것을 의미한다.

반면 Jalivand and Harris (1984)와 Flannery and Rangan (2006)은 빠르게 조정한다는 실증분석 결과를 제시한다. 신속한 조정은

기업의 자본조달 이력은 어떤 역할도 수행하지 않고, 비용과 효익 사이의 교환이 자본조달 정책에 영향을 미치고 최적 자본비율을 결정한다는 것을 의미한다.

목표 부채비율을 향한 조정속도(speed of adjustment)를 실증적으로 측정하는 방식은 아직까지 도전과제이다. 기업의 부채비율(leverage, $L=K/(Book\ Value\ of\ Asset\ or\ Market\ Value\ of\ Asset)$)의 결정모형으로 아래 (1-1) 식을 가정할 수 있다. 일반적인 부분 조정 모형을 사용하여 추정한다면 식 (1-2)과 같은 관계식을 예상할 수 있다(Frank and Goyal 2007).

$$(1-1) \quad L_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Market\ Value}{Book\ Value} \right)_{j,t-1} + \beta_2 \left(\frac{EBITDA}{Asset} \right)_{j,t-1} + \varepsilon_t$$

$$(1-2) \quad L_{j,t} - L_{j,t-1} = \alpha (L_{j,t}^* - L_{j,t-1}) \quad \blacktriangleright \quad L_{j,t} = (1-\alpha)L_{j,t-1} + \alpha L_{j,t}^*$$

여기서 $L_{j,t}$ 는 시점 t 에서 j 기업의 부채비율을 의미한다. $L_{j,t}^*$ 는 j 기업의 목표 부채비율이다. α 는 목표로부터 부채비율이 벗어날 때 부채비율을 변화하는 정도를 의미하며, 부채비율 조정속도로서 해석된다. 즉 α 가 0이면 조정이 없는 것으로 α 가 1이면 완전히 조정하는 것을 의미한다. 목표비율은 관측되지 않기 때문에 도구변수를 사용하여 아래와 같은 기업특성벡터에 시계열 효과 ξ_t , 개별기업효과 ψ_j , 그리고 교란항 $\varepsilon_{j,t}$ 을 고려한 식을 구성한다.

$$(1-3) \quad L_{j,t}^* = \beta X_{j,t-1} + \xi_t + \psi_j + \varepsilon_{j,t}$$

$$L_{j,t} = (1-\alpha)L_{j,t-1} + \alpha \beta X_{j,t-1} + \nu_{j,t} \left(= \alpha (\xi_t + \psi_j + \varepsilon_{j,t}) \right)$$

본 고는 각시점에서 예측된 부채비율 $L_{j,t}$ 를 추정하고, 기업의 장부가치에서 부채비율을 곱하여 예상부채규모 K 를 산출한다. 그 값을 근거로 재무곤경유발가치 H_{CG} 를 계산한다.

부채비율을 추정하기 위해서 사용한 기업특성벡터에 고려되는 요인은 앞서 언급한 M/B 비율, EBITA/Asset 이외에도, 규모, 연구개발지출, 자본지출/고정자본(net property, plant, and equipment), 배당률, 현금비중, 세금 등이 있다. 본 고는 다양한 기업특성요인들을 고려하기보다 잘 알려진 (Market Value/Book Value)와 (현금배당 및 자기주식 매입/ Asset)으로 변수를 구성하고 예측된 부채비율이 주식수익률에 미치는 효과를 분석한다. 식 (1-1)과 (1-2)를 도구변수를 사용하여 GMM으로 추정한 결과를 아래 식(1-1*)와 식(1-2*)에서 회귀식으로 표현하였다. 식 (1-1*)에서 Div는 현금배당 및 자기주식 매입으로 정의하였다.

$$(1-1^*) \quad L_{j,t} = -16.5^{***} + 0.005^{***} \left(\frac{\text{MarketValue}}{\text{BookValue}} \right)_{j,t-1} + 0.02^{***} \left(\frac{\text{Div}}{\text{Asset}} \right)_{j,t-1} + \varepsilon_t$$

$$(1-2^*) \quad L_{j,t} - L_{j,t-1} = 0.0007^{***} \left(L_{j,t}^* - L_{j,t-1} \right)$$

모든 계수는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 수정 R^2 는 99.8%이다. 추정된 α 가 0.0007의 값으로 거의 0에 가까워 목표부채비율에서 벗어는 조정이 없는 것으로 해석할 수 있다.

위 식을 사용하여 추정한 부채비율에 $t-1$ 시점의 부채를 곱하여 t 시점 부채 추정량을 산출한다. H_{CG} 는 LS 모형의 재무환경유발가치를 산출하는 [부록]의 식에 따라 부도시 잔존율 및 회수율, 그리고 파산비용을 적용하여 산출한다. H_{LS} 와 달리 H_{CG} 는 추정치로서 시점마다 변화된 값을 가진다.

2. 표본 구성과 실증분석 결과

실증분석을 위해 1994년 1월부터 2012년 12월까지 KRX 종목의 주식 및 회계자료를 사용하였다. 이자율자료, 주가수익률자료, 회계자료

및 상장폐지와 관련된 재무곤경사건에 대한 자료는 (주) 한국리스크관리(KRM)으로부터 제공받았다. 기업자료 중 분기자료가 없는 시기는 반기 혹은 연간 자료를 사용하였다. 무위험이자율 대용치는 통안채 1년 이자율이다. 분석기간 중 3년 회사채이자율은 달리 산출된다. 금융투자협회 채권정보서비스 회사채이자율은 2000년 9월 30일 이전에 3년 회사채이자율로만 제공되고, 2000년 10월 1일 이후부터 3년 AA등급 회사채이자율과 3년 BBB등급 회사채이자율이 제공된다. 3년 회사채이자율은 2000년 9월 30일 이전, 3년 회사채가중이자율은 2000년 10월 1일 이후의 3년 AA등급 회사채이자율과 3년 BBB등급 이자율 평균을 뜻한다. 역사적 기업총가치, 상장폐지사건일 전 거래정지일 처리 등 표본 구성 절차는 강대일·조재호·채준·황정욱(2014)를 따른다.

가. 기초통계량 15)

〈표 III-3〉에 주요 변수의 요약 통계량을 제시한다. 연도별로 종목을 중복한 총 종목 수는 25,307개이다. 상장폐지가 재무곤경사건과 연결된 종목을 ‘곤경’ 집단으로, 상장폐지 되지 않은 종목을 ‘계속’ 집단으로 분류하였다. 곤경집단 표본은 3,520개, 계속집단 표본은 22,057개이다. 무위험이자율, 3년 회사채이자율, 3년 회사채가중이자율은 일별자료의 통계량이다. 나머지 변수들의 통계량은 연도별 표본을 기준으로 산출되었다. 변수에 대한 표본간 관측 수 차이가 있다. 각 추정법별로 산출된 표본변수의 수는 역사적변동성법을 제외하고 모두 손실이 있다. 산출된 모두 손실율은 1단계반복갱신법 LS(곤경 1.08%, 계속 2.73%), CG(곤경 1.08%, 계속 2.73%), 2단계반복갱신법 LT(곤경 1.20%, 계속

15) 본 고는 강대일·황정욱(2016)에서 기존 2단계 반복갱신법을 적용할 경우 발생하는 FDI 추정 문제를 해소하여, 1단계 반복갱신법을 적용하는 경우와 비슷한 수준으로 결측치가 발생하지 않도록 개선한 추정 프로그램을 기반으로 연구를 진행하였다. 단 국내연구는 지난 해 연구와 달리 국내 자료에 대한 FDI 산출을 위한 수치조정(calibration) 개선의 여지가 있다.

72 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

2.75%), DOC(곤경1.23%, 계속 2.75%)이다.

추정법별 기업총가치에서 곤경집단에 비해 계속집단 기업총가치가 모든 모형에서 평균적으로 크다. 기업총가치의 최대값은 1단계 반복갱신법을 적용한 LS, CG 계속집단이 곤경집단에 비해서 높고, 2단계 반복갱신법을 적용한 DOC, LT는 계속집단이 낮다. 3분위 값은 계속 및 곤경 집단 별로 4모형이 큰 차이가 없으나 최대값에서 DOC, LT의 값은 10^{80} 을 초과하는 매우 큰 수치를 나타냈고, 극단적인 추첨량에 의해 기업변동성과 기업수익률도 영향을 받았다. 기업변동성을 살펴보면 2단계 반복갱신법을 적용한 DOC, LT모형의 기업변동성 평균이 비슷하고, LS, CG 평균은 더 낮은 값으로 둘 사이가 비슷하다. 1·2단계 반복갱신법 적용 모형들에서 기업변동성 중위수는 계속집단이 곤경집단에 비해 높다. DOC모형의 기업변동성 중위수는 다른 모형에 비해 높은 수치를 보이고 있다. 추정법별 기업수익률은 기업변동성과 다르게 나타난다. 평균의 경우 $DOC > LT > CG > LS$ 순으로 나타나고, 계속집단이 곤경집단에 비해 높다. 중위수의 경우 $DOC > LT > CG \approx LS$ 와 같은 경향을 보인다.

1) 표본외 검정

모형별 재무곤경위험의 예측성과를 비교하고자 표본외 검정을 로짓 회귀식을 사용하여 실시하였다. 〈표 III-4〉에서 산출한 모수를 가지고 〈표 III-2〉에서 제시한 모형에 AccDOC모형을 더하여 그 가운데 10개의 재무곤경위험을 산출한다. 역사적변동성법은 V_{HV} , σ_{HV}^{BWD} 을 사용하여 BHVDOC, BHVLT, BHLS, BHCG의 재무곤경위험을, 1단계반복갱신법은 V_{1stCG}^{BWD} , σ_{1stCG}^{BWD} , μ_{1stCG}^{BWD} , V_{1stLS}^{BWD} , σ_{1stLS}^{BWD} , μ_{1stLS}^{BWD} 을 사용하여 B1stCG, B1stLS의 재무곤경위험을, 2단계반복갱신법은 V_{2ndDOC}^{BWD} , σ_{2ndDOC}^{BWD} , μ_{2ndDOC}^{BWD} , V_{2ndLT}^{BWD} , σ_{2ndLT}^{BWD} , μ_{2ndLT}^{BWD} 을 사용하여 B2ndDOC, B2ndLT의 재무

곤경위험을 산출한다. 각 모형의 산출된 재무곤경위험을 사용한 로짓모형의 우도함수는 식 (2-16)에서 표현되어 있다.

$$(2-16) \quad L(\beta|\rho_i, y_i) = y_i \log\left(\frac{1}{1+\exp(-\beta\rho_i)}\right) + (1-y_i) \log\left(1-\frac{1}{1+\exp(-\beta\rho_i)}\right)$$

여기서 ρ_i 는 각 종목의 i 년말 모형별 재무곤경위험, β 는 로짓회귀계수, $y_i=1$ 은 ‘곤경’, $y_i=0$ 는 ‘계속’을 의미한다. 로짓재무곤경위험은 식 (2-17)과 같다.

$$(2-17) \quad \pi_i = \frac{1}{1+\exp(-\beta\rho_i)}$$

식 (2-16), (2-17)을 사용한 로짓모형 표본외 검정 절차는 Brockman and Turtle (2003), Bharath and Shumway (2008), 강대일·조재호 (2011 b)를 따른다. 로짓분석에서 추정한 계수 값, 유의수준, 부합도(concordant)가 〈표 III-4〉에 병기되어 있다.

〈표 III-4〉 표본외 검정결과에서 각 단계별 반복갱신법을 적용한 표본외 검정결과는가 LS, CG, AccDOC를 제외하고 역사적변동성법을 적용한 구조모형의 표본외 검정결과에 비하여 통계적으로 유의하며 부합도도 향상되었다. CG 및 LS 모형을 3년과 5년 시계열 표본외 검정을 제외하고 반복갱신법을 적용한 재무곤경위험들의 로짓 회귀계수가 통계적으로 유의하였다. 특히 LT모형은 역사적변동성법을 적용한 표본외 검정 로짓 회귀계수들은 통계적으로 무의미하거나 낮은 부합도를 나타냈으나 2단계반복갱신법에서 회귀계수들은 모두 통계적으로 유의하면서 DOC 모형에 비해 1, 3년 시계열 표본외 검정에서 높은 부합도를 보였다. 반복갱신법을 적용한 모든 모형들은 1년 및 횡단면 표본외 검정 계수가 통계적 유의성이 매우 높은 반면, 역사적변동성법은 횡단면 표본외 검정과 CG 모형의 1년 시계열 표본외 검정을 제외하고 통계적으로 무

의미하다.

2) 예측정확도(AR: Accuracy Ratio)

예측정확도(AR)는 신용위험평가에서 모형의 식별능력(Discriminatory Power)을 측정한다. 주로 채권 평가에서 사용된다. 표본외 검정은 재무 곤경위험이 추정되지 않으면 그 표본을 분석에서 제외시킨다. 반면 AR은 재무곤경위험이 추정되지 않더라도 AR 산출에 포함한다. 모든 표본을 다루는 AR 분석은 재무곤경위험이 산출될 경우만을 표본으로 여기는 로짓회귀분석 결과를 보완한다.

재무곤경위험모형의 AR이 100%에 가까울수록 예측성과가 좋다고 해석한다. AR이 0%보다 작으면 검정능력이 없어 임의로 추정한 재무곤경 위험으로 성과를 측정하는 방법과 결과가 같음을 의미한다. AR이 1이면 완벽한 식별능력을 뜻한다. <표 II-5>에서 실증분석에 사용한 각 모형의 AR을 제시하였다. AR 분석에서 LS, DOC, CG, LT 순으로 모형의 재무곤경사건 예측 정확도가 높았다.

표본외 검정, 예측정확도 분석을 종합해볼 때, 후진귀납방식 2단계반복갱신법은 가변재무곤경유발가치 구조모형의 재무곤경위험 예측성과를 개선시킨다. 그러나 강대일·조재호·채준·황정욱 (2014)의 연구 결과와 달리 후진귀납방식 2단계반복갱신법을 적용한 DOC, LT 모형 중 LT 모형이 더 우수하게 나타났다. 본 연구는 강대일·조재호·채준·황정욱 (2014)의 표본의 일부를 사용하여 강대일·황정욱 (2016)에서 개선한 반복갱신법 절차를 진행하였다. 그 결과 역사적변동성법과 일치할 정도로 추정 손실이 거의 없는 모수들이 추정되었다. 반면 후진귀납방식 2단계 반복갱신법을 적용한 DOC 모형의 예측성과는 LT 모형보다 낮게 산출되었다. 이는 강대일·황정욱 (2016)의 개선된 반복갱신법 절차의 교정(calibration)에 개선의 여지가 있음을 의미한다.

〈표 III-1〉 구조형 재무곤경위험모형에서 사용하는 모수들

〈표 III-1〉는 구조형 기업재무곤경모형에 사용하는 모수들과 실증분석에서 사용하기 위해 각 모수들을 추정하는 방식 또는 자료구성 절차를 요약함. 각 모수별 위첨자 $[X^{[j]}]$ 는 후진귀납방식을 구분함: BWD(후진귀납방식). 아래첨자 앞부분 $[X_{[i,j]}$]은 모수추정법을 구분함: 1st(1단계반복갱신법), 2nd(2단계반복갱신법), HV(역사적변동성법). 아래첨자 뒷부분 $[X_{[i,j,k]}$]은 모형을 구분함: DOC, LT, LS, CG

모수	설명	추정법 또는 자료구성
$V(t)_{..}^{[t]}$	시점 t 기업총가치	후진귀납방식 1 2단계반복갱신, 역사적변동성
$\mu_{..}^{[t]}$	기업수익률	후진귀납방식 1 2단계반복갱신, 역사적변동성
r_f	무위험이자율	1년 통안채이자율을 연속복리율로 산출
δ	자본비용	부채자본비용 c' (부채/자산)+(배당금+자사주매입금) '(1-부채/자산)을 연속복리율로로 산출
$\sigma_{..}^{[t]}$	기업변동성	후진귀납방식 1 2단계반복갱신, 역사적변동성
K	만기부채가치	부채의 장부가액
c	부채자본비용	순금융이자보상배율 없으면 회사채수익률
T	만기	통상 1년을 사용하여 추정. 다른 경우 별기함
τ	잔존만기	$T - t$
$H_{..}^{[t]}$	재무곤경발가치	후진귀납방식 1 2단계반복갱신, 역사적변동성
$D(c)$	파산비용	0.30 (Leland (2006)의 자료 사용.
θ	재무곤경시잔존율	45.61% (2001년부터 2004년까지 대기업 재무곤경시 회수율 평균 31.95%를 사용하여 산출함)
LDR	장기부채비율	1년이상 부채 장부가액/부채의 총 장부가액
DP	부채비율	부채의 총 장부가액/자산의 총 장부가액
MKT	시가총액	보통주주식수 '보통주 시장가격(거래일종가)
ν	법인세율	법인세비용/법인세차감전손익을 연속복리율로 산출
D_s	단기부채	1년 미만 부채의 장부가액
D_L	장기부채	1년 이상 부채의 장부가액
$\rho_{..}^{[t]}$	재무곤경	후진귀납방식 1 2단계반복갱신, 역사적변동성

76 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈표 III-2〉 모수추정법별 구조형 재무곤경위험모형의 분류

〈표 III-2〉은 구조형 기업재무곤경모형에 대한 기존 모형들과 본 연구에서 구성한 실증모형들을 모수추정법별로 분류함. Leland (2006)*는 수치측정방식연구임. Eom et al. (2004)**는 구조형 채권가격결정모형에 대한 연구임. 굵은 글씨는 본 연구에서 추정하는 모형임. 앞 첫글자 B는 후진귀납방식임. 뒷부분 DOC, LT, LS, CG는 순서대로 Down and Out 콜옵션, Leland and Toft (1996), Longstaff and Schwartz (1995), Collin-Dufresne and Goldstein (2001) 모형임. 중간의 2nd는 2단계반복갱신법, 1st는 1단계반복갱신법임. 또 다른 중간 삽입구 1stCG는 1단계반복갱신법으로 추정한 CG모형의 모수를 적용한 재무곤경임을 의미함. HVCG는 역사적변동성법으로 추정한 CG모형의 모수를 적용한 재무곤경임을 뜻함.

구분	CG	LS	LT	DOC
후진귀납방식				
반복갱신법	1단계	2단계		
	B1stCG	B1stLS	B2ndLT	B2ndDOC
역사적변동성법	BHVCG	BHVLS	BHVLT	BHVDOC

〈표 III-3〉 주요 기술 통계량 (제조업)

〈표 III-3〉은 주요 변수 및 추정 모수들의 표본평균, 중위수, 표준편차, 최대값, 최소값 등임. 1992년부터 2012년까지 연말기준으로 중복 산출한 계속기업 21,476개 재무곤경기업 3,216개로 총 24,692 제조업 KOSPI 종목임. 부채는 장부가치(단위: 백만원)임.

σ_E^{BWD} 는 후진귀납방식 250일 주식수익률표준편차임. δ 와 ν 는 〈표 II-1〉에서 정의한 자본비용과 범인세율임. 무위험이자율은 364일 통안채 최종호가수익률임. 3년 회사채이자율 및 3년 회사채가중이율(3년 무보증회사채 AA/2+3년 무보증회사채 BBB/2)임. 기업총가치(단위:백만원), 기업변동성, 기업수익률 모수별 위첨자 BWD는 후진귀납방식 아래첨자 앞부분의 1st는 1단계반복갱신법, 2nd는 2단계반복갱신법, HV는 역사적변동성법 표현함. 아래첨자 뒷부분은 모형을 구분함: DOC, LT, LS, CG

변수명	집단	평균	중위수	표준편차	최소	최대	관측
부채 (단위: 백만원)	계속	314,243	34,037	1,552,860	34	54,963,618	21,454
	FDI	315,611	100,086	797,465	751	11,852,588	3,215
σ_E^{BWD}	계속	0.625	0.578	0.268	0.051	4.332	22057
	FDI	0.664	0.618	0.267	0.117	2.281	3250
δ	계속	-0.454	0.047	2.254	-11.773	12.408	22057
	FDI	0.063	0.104	1.117	-11.535	7.645	3250
ν	계속	0.142	0.147	0.172	0.000	5.206	22057
	FDI	0.129	0.000	0.181	0.000	3.247	3216
무위험이자율		0.074	0.056	0.039	0.022	0.166	5743
1년 산금채 이자율		0.003	0.001	0.006	-0.010	0.085	5743
3년 회사채이자율		0.031	0.030	0.011	0.016	0.069	3147
3년 회사채가중이율		0.007	0.004	0.013	-0.010	0.133	2596
기업총가치 (단위: 백만원)							
V_{HV}	계속	667,053	79,872	4,182,394	6	251,565,780	22,057
	FDI	413,205	141,240	1,081,186	48	23,756,418	3,250
V_{2ndDOC}^{BWD}	계속	5,192,981	100,433	7,605,546	3,330	111,389,450	21,450
	FDI	8,982,895	165,322	5,089,426	6,027	28,835,090	3,210
V_{2ndLT}^{BWD}	계속	5,192,981	89,611	7,605,546	1,008	111,389,450	21,450
	FDI	8,980,097	154,222	5,088,634	3,869	28,835,090	3,211
V_{1stLS}^{BWD}	계속	648,552	79,589	3,860,546	0	185,143,800	21,454
	FDI	409,612	140,216	1,049,790	0	22,571,760	3,215
V_{1stCG}^{BWD}	계속	648,859	79,539	3,862,669	0	185,143,800	21,454
	FDI	332,223	141,765	1,883,739	0	10,680,981	3,215

78 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

기업변동성〈표 III-3〉 계속									
변수명	집단	평균	중위수	표준편차	최소	1분위	3분위	최대	관측
σ_{2ndDOC}^{BWD}	계속	0.667	0.462	2.088	0.000	0.783	0.269	162.507	21,449
	FDI	0.609	0.282	4.710	0.007	0.549	0.162	205.069	3,210
σ_{2ndLT}^{BWD}	계속	0.664	0.438	1.887	0.000	0.750	0.256	162.507	21,449
	FDI	0.617	0.269	4.709	0.004	0.531	0.153	205.069	3,211
σ_{1stLS}^{BWD}	계속	0.579	0.415	0.570	0.000	0.700	0.248	10.385	21,452
	FDI	0.426	0.252	0.499	0.004	0.499	0.145	5.624	3,213
σ_{1stCG}^{BWD}	계속	0.576	0.415	0.561	0.000	0.702	0.248	10.091	21,452
	FDI	0.426	0.250	0.657	0.004	0.496	0.143	25.338	3,211
기업수익률									
변수명	집단	평균	중위수	표준편차	최소	1분위	3분위	최대	관측
μ_{2ndDOC}^{BWD}	계속	0.310	0.211	2.243	-34.675	0.392	0.080	162.835	21,450
	FDI	0.314	0.129	4.719	-3.304	0.263	0.043	205.480	3,210
μ_{2ndLT}^{BWD}	계속	0.124	0.054	2.153	-85.214	0.243	-0.017	162.835	21,450
	FDI	0.227	0.052	4.721	-5.790	0.188	-0.013	205.480	3,211
μ_{1stLS}^{BWD}	계속	0.000	0.008	1.113	-60.848	0.080	-0.050	124.092	21,453
	FDI	-0.067	0.009	0.445	-4.072	0.084	-0.040	5.765	3,213
μ_{1stCG}^{BWD}	계속	0.004	0.008	1.103	-59.203	0.079	-0.051	124.092	21,453
	FDI	-0.048	0.009	0.616	-3.975	0.084	-0.039	25.290	3,211

〈표 III-4〉 표본외 검정을 위한 로짓 회귀분석 결과 (제조업)

〈표 III-4〉는 각 모형이 제공하는 재무고경의 예측성과를 비교하기 위해서 표본외 로짓분석을 실시한 결과임위험이자율은 364일, 표본외 검정에 사용한 로짓모형의 우도함수 L 와 재무고경 π 는 아래와 같음.

$$L(\beta|\rho_i, y_i) = y_i \log\left(\frac{1}{1+\exp(-\beta\rho_i)}\right) + (1-y_i) \log\left(1 - \frac{1}{1+\exp(-\beta\rho_i)}\right), \quad \pi_i = \frac{1}{1+\exp(-\beta\rho_i)}$$

시계열 표본외 검정은 1년, 3년, 5년에 고, 횡단면 표본외 검정은 난수를 발생하여 전체 표본 중 80%를 모수 추정을 위해 선정하고 나머지 20%를 표본외 대상으로 삼아 로짓 회귀분석을 실시함. 모수추정은 후진귀납방식 1 2단계반복갱신법, δ 와 ν 는 〈표 I-1〉에서 정의한 자본비용과 범인세율임. 무대해서 실시하역사적변동성법을 사용함. DOC는 Down and Out 콜옵션모형(Brockman and Turtle 2003), LT는 Leland and Toft (1996)모형, LS는 Longstaff and Schwartz (1995), CGoldstein (2001)모형임. 표본외 검정 로짓분석 결과는 각 표본외 대상에서 회귀 계수 $\tilde{\beta}$ 를 위에, 부합도(단위: %)를 아래에 표기하였음(** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10%유의수준)

추정법	표본 외 대상	모형				
		$\tilde{\beta}_{DOC}$	$\tilde{\beta}_{LT}$	$\tilde{\beta}_{LS}$	$\tilde{\beta}_{CG}$	$\tilde{\beta}_{AccDOC}$
	1년	23.677*** 56.5	44.021*** 67.8	23.677*** 56.5	-173.665*** 34.4	23.677*** 56.5
후진 귀납	3년	25.522*** 52.8	103.673*** 53.4	-3.727 18.4	-4.04 17.8	-3.727 18.4
2단계 반복 갱신	5년	21.405*** 50.2	-166.813*** 45.8	-4.281 18.9	-3.952 19	-4.281 18.9
	횡단면	8.344*** 45.3	7.386*** 40.6	17.389*** 17.4	25.323*** 17.3	17.389*** 17.4
	1년	-0.317 33.2	6.276 21.9	-0.317 33.2	-10.743*** 43.4	-4.493* 59.7
후진 귀납	3년	21.390*** 65.3	8.885 28.6	20.686*** 41.6	20.676*** 37.2	33.267*** 73.4
역사적 변동성	5년	8.885 52.9	8.425 19.6	11.268** 25.7	10.695** 21.4	-30.203*** 55
	횡단면	7.217*** 57.4	13.524*** 21.2	9.270*** 32.6	9.425*** 28.2	12.064*** 59.3

80 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈표 III-5〉 예측정확도 결과 (제조업)

〈표 III-5〉는 각 모형별 재무곤경 예측정확도 결과임. 재무곤경 전체의 예측정확도는 검정력을 의미함. 예측정확도의 산출은 아래의 관계식으로 산출함.

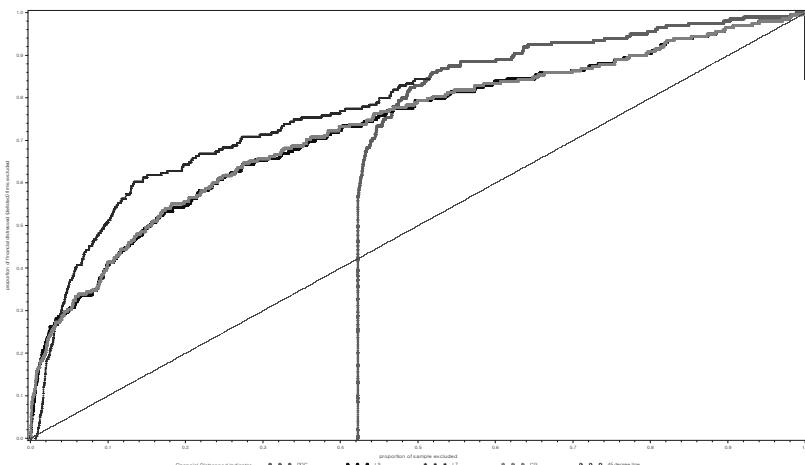
$$P_{RS} = \frac{CN(DP)}{N(S)}, \quad P_{HS} = \frac{CN(Default)}{N(DS)}, \quad AR = \left[2 \int_{P_{RS} \in [0,1]} P_{HS}(P_{RS}) d(P_{RS}) \right] - 1$$

여기서 $CN(DP)$ 는 파산확률기준 해당 순위에서 측정한 누적 표본 수이고, $N(S)$ 는 파산확률 순위 결정에 사용된 재무곤경이 발생하지 않은 표본수이고, $CN(Default)$ 는 파산확률기준 해당 순위에서 측정된 누적 파산 표본 수이고, $N(DS)$ 는 판산확률 순위 결정에 사용된 재무곤경이 발생하지 않은 표본수이고, $CN(Default)$ 는 파산확률기준 해당 순위에서 측정된 누적 파산 표본 수이고, $N(DS)$ 는 파산확률 순위 결정에 사용된 총 재무곤경 표본 수임. 모수추정방식 1 2단계반복갱신법, 역사적변동성법을 사용함. DOC는 Down and Out 콜옵션모형(Brockman and Turtle 2003), LT는 Leland and Toft (1996)모형, LS는 Longstaff and Schwartz(1995), CG는 Collin-Dufresne and Goldstein (2001)모형임.

추정법	AR_{DOC}	AR_{LT}	AR_{LS}	AR_{CG}
후진귀납2단계반복갱신	0.337	-0.251	0.302	0.180
후진귀납역사적변동성	0.337	-0.251	0.302	0.180

〈그림 III-1〉 후진귀납 1·2단계반복갱신법 적용 모형간 검정력 곡선비교

각 모형별 검정력곡선에 해당하는 예측정확도는 DOC모형이은 전 후진귀납 48.8%, LT 모형이 41.0%, LS 모형이 31.1%, CG 모형이 -0.1%, AccDOC 모형이 N.A.임



〈표 III-6〉 주요 기술 통계량 (금융업)

〈표 III-6〉은 주요 변수 및 추정 모수들의 표본평균, 중위수값, 최소값 등임. 1992년부터 2012년까지 연말기준으로 중복 산출한 계속기업 1,538개 재무곤경기업 152개로 총 1,690 금융업 KOSPI 종목임. 부채는 장부가치(단위: 백만원)임. σ_E^{BWD} 는 후진귀납방식 250일 주식수익률표준편차임. δ 와 ν 는 〈표 I-1〉에서 정의한 자본비율과 법인세율임. 무위험이자율은 364일 통안채 최종호가수익률임. 3년 회사채이자율 및 3년 회사채가중이자율(3년 무보증회사채 AA/2+3년 무보증회사채 BBB/2)임. 기업총가치(단위: 백만원), 기업변동성, 기업수익률 모수별 위첨자 BWD는 후진귀납방식 아래첨자 앞부분의 1st는 1단계반복갱신법, 2nd는 2단계반복갱신법, HV는 역사적변동성법을 표현함. 아래첨자 뒷부분은 모형을 구분함: DOC, LT, LS, CG

82 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

변수명	집단	평균	중위수	표준편차	최소	최대	관측
부채 (단위: 백만원)	계속	6,935,290	916,150	20,643,241	23	244,779,080	1,502
	FDI	9,762,761	1,585,317	21,216,445	996	97,044,758	148
σ_E^{BWD}	계속	0.589	0.511	0.455	0.054	7.709	1,849
	FDI	0.594	0.572	0.255	0.105	1.310	229
δ	계속	0.008	0.000	0.031	-0.547	0.094	1,849
	FDI	0.016	0.006	0.021	-0.001	0.099	229
ν	계속	0.116	0.000	0.167	0.000	2,286	1,849
	FDI	0.078	0.000	0.137	0.000	0.813	229
무위험이자율		0.074	0.056	0.039	0.022	0.166	5743
1년 산금채이자율		0.003	0.001	0.006	-0.010	0.085	5743
3년 회사채이자율		0.031	0.030	0.011	0.016	0.069	3147
3년 회사채기증이율		0.007	0.004	0.013	-0.010	0.133	2596
기업총가치 (단위: 백만원)							
V_{HV}	계속	6,477,229	692,582	20,365,780	1	263,111,750	1,849
	FDI	6,862,207	471,027	18,947,703	160	101,127,020	229
V_{2ndDOC}^{BWD}	계속	7,073,860	967,656	20,951,148	5,364	257,122,420	1,502
	FDI	9,149,009	1,433,056	20,900,882	12,533	100,086,620	148
V_{2ndLT}^{BWD}	계속	7,117,636	969,706	21,004,287	5,080	257,122,420	1,502
	FDI	9,281,970	1,368,871	21,036,348	12,533	100,086,640	148
V_{1stLS}^{BWD}	계속	7,537,207	1,108,007	21,424,615	6,473	257,122,420	1,502
	FDI	10,295,333	1,550,896	22,164,821	16,532	100,055,380	148
V_{1stCG}^{BWD}	계속	8,062,052	1,236,504	22,449,239	6,776	279,101,030	1,502
	FDI	10,610,000	1,661,647	22,747,676	16,532	111,734,480	148

기업변동성〈표 I-7〉 계속									
변수명	집단	평균	중위수	표준편차	최소	1분위	3분위	최대	관측
σ_{2ndDO}^{BWD}	계속	0.442	0.281	0.444	0.018	0.161	0.577	5.659	1502
	FDI	0.377	0.228	0.350	0.024	0.120	0.486	1.535	148
σ_{2ndLT}^{BWD}	계속	0.437	0.279	0.434	0.018	0.161	0.588	5.654	1502
	FDI	0.368	0.231	0.328	0.024	0.120	0.531	1.447	148
σ_{1stLS}^{BWD}	계속	0.422	0.260	0.561	0.012	0.149	0.513	12.015	1502
	FDI	0.299	0.196	0.311	0.018	0.098	0.381	1.552	148
σ_{1stM}^{BWD}	계속	0.388	0.246	0.438	0.012	0.129	0.493	4.938	1502
	FDI	0.253	0.162	0.256	0.018	0.080	0.333	1.552	148

기업수익률									
변수명	집단	평균	중위수	표준편차	최소	1분위	3분위	최대	관측
μ_{2ndDO}^{BWD}	계속	-0.088	-0.018	0.429	-5.717	-0.145	0.084	3.499	1502
	FDI	-0.211	-0.043	0.419	-1.614	-0.244	0.016	0.347	148
μ_{2ndLT}^{BWD}	계속	-0.082	-0.018	0.414	-5.712	-0.146	0.085	3.499	1502
	FDI	-0.201	-0.043	0.397	-1.518	-0.323	0.016	0.347	148
μ_{1stLS}^{BWD}	계속	0.029	0.038	0.521	-11.362	-0.074	0.179	3.503	1502
	FDI	-0.051	0.002	0.343	-1.945	-0.074	0.107	0.637	148
μ_{1stCG}^{BWD}	계속	0.150	0.117	0.394	-4.993	-0.028	0.283	4.213	1502
	FDI	0.042	0.051	0.264	-0.913	-0.037	0.192	0.812	148

IV. FDI지수를 사용한 포트폴리오 분석

앞서 분석에서 구조모형–추정법 쌍(pair)으로 산출한 FDI 대한 재무 곤경위험 예측능력을 비교하였다. LT 모형은 최적자본구조를 반영한 FDI를 산출하고 CG 모형은 목표부채비율과정을 반영한 FDI를 산출한다. 본 장은 두 FDI를 사용하여 포트폴리오를 구성하고 두 FDI의 간에 국내 시장에서 차이가 존재하는가를 주식수익률을 중점으로 비교한다.

본 연구의 포트폴리오 연구를 위해 사용한 표본은 1994년 1월부터 2012년 12월까지 KRX 주가 및 회계 병합자료이다. 주가수익률자료는 배당을 포함하였고, 균등 및 시가총액 가중 지수 역시 배당을 포함한 수익률자료이다. 이자율 자료는 3장에서 언급한 바와 같다. 본 절의 표본은 연구의 연속성을 위해서 국민연금 연구보고서 2104년 「부도위험을 고려한 주식포트폴리오 구성과 거래전략에 관한 연구」, 2105년 「재무곤경위험을 고려한 해외주식 포트폴리오 구성전략에 관한 연구: 미국시장을 중심으로」, 2016년 「해외주식운용 장기성과 개선을 위한 포트폴리오 연구」를 토대로 구성하였다.

1. 주요 통계량

본 연구는 강대일 · 조재호 (2011 a)에서와 같이 Vassalou and Xing의 판단에 입각하여 LT 및 CG모형의 재무곤경위험들을 LT 및 CG –FDI지수(FDI: financial destressed index)로서 명명한다. 단 본 연구의 FDI지수는 2장에서 살펴본 제조업 표본의 후진귀납방식 반복갱신법으로 측정한 재무곤경위험들로 구성한다.

〈그림 IV-1〉에서 각 기업별 FDI지수를 해당 월별로 균등평균한 총 FDI지수(aggregate FDI)를 보여준다. 각 모형별 총FDI지수의 크기는

서로 다르게 나타난다. LT모형은 0.1 이하에서 출발하여 1998년 0.3 근방에 이르고 이후 0.2에서 0.3 부근에서 총FDI지수가 움직인다. CG 모형은 1999말 0.3이상 급격히 치솟다가 이후 꾸준히 하락하여 0.1 부근에서 움직인다. 1998년 국내 IMF 사태와 2008년 글로벌 금융 위기에서 각 모형별 총FDI지수의 움직임도 다르다. LT의 총FDI지수는 1997년 말부터 1998년 말 전까지, 2008년 중순부터 2009년 초까지 상승한다. CG지수는 1998년 IMF 사태에서 1998년 말부터 1999년 중순까지 매우 큰 폭으로 상승하나, 2008년 금융위기에서는 큰 변화가 없고 오히려 2009년 중순부터 2010년 초까지 상승하나 그 폭은 크지 않다. 특히 2008년 말 금융위기의 시기에 LT 총FDI지수가 CG 총 FDI지수 보다 민감하다.

본 절에서 총생존률(SR: aggregate survival rate)을 $1-FDI$ 로 정의하고 각 모형별 FDI지수를 사용하여 산출한다. 총생존률의 변화 ΔSR 는 당기에서 전기 총생존률을 차감($S_t - S_{t-1}$)한다. LT, CG 총생존률(SR)과 총생존률변화(ΔSR)에 대한 요약통계량은 〈표 IV-1〉의 ‘가’에서 제시한다. SR_{CG} 의 왜도는 음수, 첨도는 4에 가까운 반면, SR_{LT} 의 왜도는 0에 근접하고, 첨도는 0에 근접한 음수이다. 국내채권자료를 사용한 재무곤경지수의 대안으로 3년 회사채가중수익률 혹은 3년 회사채 수익률에서 5년 국민주택채권수익률을 차감한 지표인 DiFF를 구성하였다. DiFF 산출을 위해 3년 회사채가중수익률은 2000년 10월 1일 이후 3년 회사채AA와 3년 회사채BBB의 평균을 사용하였다. 3년 회사채수익률은 3년 무보증회사채수익률로 2000년 9월 30일까지 사용하였다. 이 기간 전체에 걸친 3년 국채수익률이 없어 5년 국민주택채권수익률을 사용하였다. 〈표 IV-1〉의 ‘나’에서 LT, CG 총생존률변화와 DiFF 재무곤경지수의 순위검정방식 비모수상관관계측도(nonparametric correlation measure) 캔달상관계수를 측정하였다. 캔달상관계수는 총생존률변화의 크기에 덜 민감한 상관관계 측정치를 제공한다. 분석결과

를 살펴보면 1% 유의수준에서 채권의 스프레드를 사용한 DiFF 재무관 경지수와 상관관계가 있다고 볼만한 총생존률변화는 없었다. 또한 LT모형의 ΔSR_{LT} 와 CG모형의 ΔSR_{CG} 는 8.48%의 상관관계를 보였으나 통계적으로 무의미 하였다.

〈표 IV-1〉의 FF-3요인들과 각 구조 모형에서 산출한 총생존률변화에 대해 ‘다’ 패널에서 캔달상관관계분석과 ‘라’ 패널에서 단일요인 시계열 회귀분석을 실시하였다. Fama and French (1996) FF-3요인 모형에서 사용한 시가가중포트폴리오 방식으로 SMB 및 HML을 구성하고 배당을 조정한 시가가중수익률에서 무위험이자율을 차감하여 EMKT를 산출하였다. 분석결과를 살펴보면 EMKT요인과 LT모형의 총생존률변화는 통계적으로 1% 유의수준으로 의미있었으나, CG 모형은 통계적으로 무의미하였다. SMB나 HML 요인과 각 형의 총생존률변화는 두 모형 모두 1% 유의수준에서 상관관계가 나타나지 않았다. 이 결과는 ‘라’ 각 모형별 총생존률변화에 대한 FF-3요인별 시계열 회귀분석에서도 일부 나타난다. LT 모형의 회귀계수는 EMKT에서 1에 가까운 음수로서 통계적으로 유의하다. 반면 CG 모형의 회귀계수는 HML 요인에서 음의 값을 가지며 통계적으로 유의하다.

본 연구에서 산출한 각 모형별 FDI지수가 계속집단과 곤경집단을 얼마나 정확하게 식별하는가를 살펴보기 위해서 표본일치분석을 시행하고 〈그림 IV-2, IV-3〉에서 제시하였다. 표본일치분석은 Altman(1968), Aharony et al.(1980), Vassalou and Xing(2004), 강대일·조재호(2011 a), 강대일 · 조재호 · 채준 · 황정욱 (2014)에서 제시된 절차대로 수행하였다. 국내 표준산업코드 앞 2자리가 일치하고 상장폐지 전 곤경기업과 시가총액의 크기가 가장 비슷한 기업들을 통제집단으로 선택하였다. 곤경집단과 통제집단 별로 총FDI지수를 균등평균으로 산출한 후, 상장폐지 전 120개월부터 상장폐지월까지 각 집단의 총FDI지수를 비교한다. 재무곤경유발가치를 고려한 LT-FDI지수는 〈그림 IV-2〉와 같이

완연히 구분하는 궤적을 나타냈다. 반면 재무곤경유발가치를 외생적으로 부여된 CG-FDI지수는 <그림 IV-3>과 같이 20월 전까지 동행하면서 움직이다가 이후 분기하는 궤적을 보인다. CG 모형은 외생적으로 부여된 재무곤경유발가치를 감안하기 때문에 식별능력이 LT모형에 비하여 낮을 가능성은 시사하였다.

2. 분위 포트폴리오 분석

후진귀납방식 반복개신법으로 산출한 LT, CG -FDI지수와 주식수익률간의 관계를 분석하기 위해 분위 포트폴리오 분석을 실시한다. 먼저 FDI지수의 크기 순으로 5분위 및 10분위 포트폴리오를 구성하여 균등수익률과 시가가중수익률을 계산하였다. 수익률 산출은 강대일·조재호·채준·황정욱(2014)에서 제시된 절차대로 수행하였다.

<표 IV-2>에서 LT, CG -FDI지수를 기준으로 정렬한 포트폴리오의 균등수익률, 시가가중수익률, 총FDI지수, 로그값을 취한 평균규모 및 장부가치 대 시가비율(BM)의 평균을 제시한다. <표 IV-2>에서 ‘고-저’ 은 각 모형별 FDI지수를 기준으로 최고 분위 재무곤경위험 포트폴리오에서 최저 재무곤경위험 포트폴리오의 수익률 차감한 값이다. LT-FDI지수포트폴리오에서 균등수익률 및 시가가중수익률에 대해 10분위에서 ‘고-저’ 가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이며 높은 재무곤경위험에 대응하는 프리미엄을 요구한다는 시장의 상식에 일치한다. 5분위에서 ‘고-저’ 수익률은 균등 및 시가 가중 모두 통계적으로 무의미하다. 반면 CG-FDI지수포트폴리오는 균등가중수익률에 대해 5분위 및 10분위 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보였고, 시가가중수익률은 모두 통계적으로 무의미 하였다.

LT 모형에서 10분위에서 1, 2, 3 분위의 총FDI의 값이 모두 ‘0’과 같아 집단 구분이 되지 않는 현상이 나타난다. 즉 LT-FDI표본의

30% 정도에서 FDI 값이 ‘0’ 임을 뜻하며, 분위가 세분화 될 수로 낮은 FDI 분위집단들은 요인 혹은 특성의 파악이 어려울 수 있음을 의미한다.

재무곤경위험으로 통제한 규모효과와 BM효과

규모효과와 BM효과로 재무곤경위험을 해석할 수 있는가를 파악하기 위해 LT, CG FDI지수로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 분위포트폴리오를 각각 규모와 BM을 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하여 총 25개 포트폴리오를 구성하였다.

<표 IV-3>은 재무곤경위험을 통제한 분위를 세로축에, 해당분위에서 다시 규모효과를 기준으로 나눈 분위 포트폴리오를 가로축에 나타내고 있다. 재무곤경위험을 통제한 집단의 최소 포트폴리오에서 최대 포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘소-대’의 차는 LT 3분위를 제외한 모든 재무곤경 분위 포트폴리오에서 음(−)의 값을 나타내었다. 음의 초과수익률은 비슷한 재무곤경위험을 가진 종목들 가운데 소형 주식가치가 대형주에 비해 높게 평가되는 경향이 있거나 대형주가 상대적으로 낮게 평가되고 있음을 의미한다. LT FDI로 통제한 재무곤경위험 분위는 5분위로 나뉘지 않고 4분위로만 나뉘었다. 이는 4분위와 5분위 FDI 값이 ‘0’과 동일하여 나타난 현상이다. CG 패널 최저, 최고 곤경집단에서 ‘소-대’는 통계적으로 무의미하였으나 평균적으로 ‘소-대’는 통계적으로 유의한 음(−)의 값을 나타내었다. LT 패널은 최고 및 4분위에서 통계적으로 유의한 음(−)의 값을 보였고, 평균적으로는 ‘소-대’ 통계적으로 무의미하였다.

LT-FDI지수로 재무곤경위험을 통제한 후 규모효과와 BM효과는 규모별 포트폴리오(소 1, 2, 3, 4, 대 5) 내에서 세로축을 일정한 경향을 보인다. LT-FDI지수가 커질수록, 세로축 아래에서 위로, 포트폴리오가 대체로 작아지는 경향을 보인다. 반면 BM효과는 LT-FDI지수가 커질수

90 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

록, 세로축 아래에서 위로 BM비율도 커지는 경향을 보인다. 단, 최저 4분위 FDI지수와 3분위 FDI지수로 갈 때 작아진다. 반면 CG-FDI지수로 재무곤경위험을 통제한 후 규모효과와 BM효과는 규모별 포트폴리오(소 1, 2, 3, 4, 대 5) 내에서 세로축을 기준으로 재무곤경위험이 높아질수록 규모는 대체로 작아지나, BM 효과는 중위권 재무곤경위험 분위가 가장 작은 \square 자 형태이다.

<표 IV-4>는 재무곤경위험을 통제한 분위를 세로축에, BM효과를 기준으로 나눈 분위 포트폴리오를 가로축에 나타낸다. 재무곤경위험을 통제한 분위의 최고 BM포트폴리오에서 최소 BM포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘고-저’의 차는 모든 분위 포트폴리오에서 모형을 구별하지 않고 음(−)의 값이다. 음의 초과수익률은 비슷한 재무곤경위험을 기업이 재무적인 스트레스 상황을 겪는 고BM비율군 주가가 스트레스를 받지 않을 것으로 판단되는 저BM비율군 주가에 비해 고평가되고 혹은 재무적으로 양호하다고 간주되는 저BM비율군 주가가 저평가됨을 의미한다. 앞선 표와 마찬가지로 LT FDI로 통제한 재무곤경위험 분위는 5분위로 나뉘지 않고 4분위로만 나뉘었다. 4분위와 5분위 FDI 값이 ‘0’과 동일하여 나타났다. CG 패널에서 월평균 ‘고-저’ 차는 통계적으로 유의한 음(−)의 값 $-0.046\%p$ 을 나타내었다. LT 패널에서 월평균 ‘고-저’ 유의한 음(−)의 값 $-0.048\%p$ 을 보이며 CG 패널과 큰 차이를 보이지는 않았다.

각 모형 패널에서 재무곤경위험을 통제한 규모효과와 BM효과가 규모는 (고 1, 2, 3, 4, 저 5) 내에서 세로축을 기준으로 LT 패널은 재무곤경위험이 높을수록 작아지고, CG 패널은 작아지는 경향을 보이다가 최고 재무곤경분위에서는 다시 커진다. LT CG 패널 모두 최고 BM 분위에서 세로축 기준으로 FDI지수가 높아질수록 BM효과가 높아졌고 나머지 BM 분위에서는 일정한 경향이 나타자지 않았다.

<표 IV-3, 4>에서 가변 재무곤경유발가치를 가진 LT 모형이 재무곤

경유발가치가 외생적으로 주어지는 CG 모형에 비해 특성 포트폴리오 구성에서 BM효과와 규모효과의 교차효과 경향을 드러낼 수 있음을 시사한다.

규모 및 BM 비율로 통제한 재무곤경위험 효과

규모와 BM비율을 통제하고 재무곤경위험이 설명될 수 있는가를 분석하기 위해 LT, CG FDI를 규모 및 BM비율로 통제한 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 분위를 LT 및 CG -FDI지수 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하여 총 25개 포트폴리오를 구성하였다.

〈표 IV-5〉은 규모를 통제한 분위를 세로축에, 재무곤경위험을 기준으로 분위 포트폴리오 나누어 이를 가로축에 나타내고 있다. 규모를 통제한 분위 최고 FDI지수포트폴리오에서 최저 FDI지수포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘고-저’의 차는 LT 패널에서 최소 분위를 제외하고 통계적으로 유의한 음(−)의 값을 보였다. 규모효과를 통제한 후 재무곤경위험 기준 ‘고-저’ 차의 음(−)의 값은 비슷한 규모 종목들에서 재무곤경위험이 높은 주식에 더 적은 프리미엄을 요구함을 뜻한다. 이 결과는 일반적으로 받아들일 수 없는 시장의 상식이다. 반면 CG 패널에서는 최소 분위와 4번째로 작은 분위를 제외하고 나머지 분위에서 통계적으로 양(+)의 값을 나타내었다. Merton (1974)를 사용한 Vassalou and Xing(2004)의 연구에서는 최소 분위만 통계적으로 유의한 양(+)의 ‘고-저’ 차를 보였고, 나머지 규모 분위에서는 통계적으로 무의미하나 음(−)의 차를 보였다.

〈표 IV-6〉은 BM효과를 통제한 분위를 세로축에, 재무곤경위험 효과를 가로축에 나타내고 있다. BM효과를 통제한 분위의 최고 FDI지수포트폴리오에서 최저 FDI지수포트폴리오의 균등수익률을 뺀 ‘고-저’의 차는 M 패널을 기준으로 최고 BM 비율 분위와 차상위 BM 비율 분위를 제외하고 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 보인다. BM효과를 통

92 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

제한 후 재무곤경위험에 대한 ‘고–저’ 양의 균등수익률 차이는 비슷한 BM비율 종목에서 재무곤경위험이 높은 종목에 대해서 더 많은 프리미엄이 필요하다는 뜻이다. 이 결과는 규모가 통제된 〈표 IV-5〉의 결과와 같이 CG 패널에서 나타난 합리적인 시장의 행태로 볼 수 있다. 이상의 결과는 DOC, M 모형 FDI를 사용한 강대일·조재호·채준·황정욱 (2014) 결과, 1994년부터 2008년 자료를 사용한 강대일·조재호 (2011 a) 결과와 상이하다. 즉 LT와 CG로 산출한 FDI를 사용할 경우 DOC, M과는 다른 성질의 재무곤경위험을 반영한 포트폴리오 구성 가능성을 시사한다.

3. 회귀분석: 수익률 분해와 종목수익률 요인

후진귀납방식 반복갱신법을 적용한 LT 및 CG 구조모형에서 제공한 FDI지수를 사용하여 규모효과, BM효과, 각 FDI로 측정한 재무곤경위험효과의 1차원 및 2차원 분위를 구성하여 각 효과와 주식수익률간 경향성을 파악하였다. 다음으로 Daniel and Titman(1997)과 Nijman et al.(2004)에서 제시한 특성포트폴리오 기반 회귀분석으로 미래 수익률을 특성별로 분해하고 Fama and MacBeth(1973) 회귀분석으로 개별종목별 수익률의 설명요인을 해석하고자 한다.

수익률 분해

Nijman et al.(2004) 수익률 분해 회귀분석 절차는 특성별로 미래 수익률을 분해한다. 본 고는 LT, CG –FDI지수, 규모, BM비율 등을 주식 포트폴리오의 특성으로 사용한다. 회귀식은 개별 효과와 특성별 교차효과를 고려한다. Daniel and Titman(1997)과 Nijman et al.(2004)은 두 특성(j , k)을 반영한 포트폴리오를 사용하여 주식수익률의 조건부기대가치를 분해하고자 회귀식 (4-1)을 제안한다.

$$(4-1) \quad E_t(r_{i,t+1}) = \sum_{j=1}^{N_j} \sum_{k=1}^{N_k} \beta_{j,k} X_{i,t}(j,k)$$

여기서 $E_t(\cdot)$ 는 시점 t 조건부기대연산자, $r_{i,t+1}$ 은 시점 $t+1$ 주식 i 의 수익률, $X_{i,t}(j,k)$ 는 개별 특성 혹은 특성간 교차효과를 반영한 포트폴리오에 속하였는가에 대한 더미변수, $\beta_{j,k}$ 는 특성 j 와 k 의 특성을 가진 주식의 기대수익률이다. 본 연구에서 특성 j 와 k 는 규모와 FDI 지수 혹은 BM비율과 FDI지수다. 식 (4-1)에서 개별주식을 균등포트폴리오로 대체하면 개별주식을 나타내는 아래첨자 i 를 위첨자 P 로 전환하고, 포트폴리오로서 표현한다. 회귀식의 사영(projection)을 위해 교란항(ε_i , ε^P)를 도입한다. 단, 교란항은 교차자기상관이 '0' 즉 $E(\varepsilon_{i,t+h}, \varepsilon_{i,t})$ 또는 $E(\varepsilon_{t+h}^P, \varepsilon_t^P)$ 을 가정한다. 본 연구는 강대일·조재호·채준·황정욱 (2014)와 Vassalou and Xing(2004)의 연구와 비교가 가능하도록, Roll(1992) 및 Heston and Rouwenhorst(1994)의 마련한 회귀분석을 식 (4-2)와 같이 구성한다.

$$(4-2) \quad E_t(r_{i+1}^P) = \beta_{i,1} + \sum_{j=2}^{N_j} \beta_{j,i} X_t^P(j,\cdot) + \sum_{k=2}^{N_k} \beta_{\cdot,k} X_t^P(\cdot,k) + \sum_{j=2}^{N_j} \sum_{k=2}^{N_k} \beta_{j,k} X_t^P(j,k)$$

여기서 $\beta_{i,1}$ 은 참조포트폴리오의 수익률이다. 회귀식의 더미함정을 피하기 위해 Heston and Rouwenhorst (1994), Vassalou and Xing (2004), 강대일·조재호 (2011 a), 강대일·조재호·채준·황정욱 (2014)의 방식에 따라 설정하였다. 규모 대비 재무곤경위험 회귀분석의 참조포트폴리오는 저 FDI지수를 가진 대형주 포트폴리오이고 BM효과 대비 재무곤경위험 회귀분석의 참조포트폴리오는 저 FDI지수를 가진 저

94 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

BM비율 포트폴리오이다.¹⁶⁾

규모 및 FDI지수 기반 15개 포트폴리오의 수익률 분해 회귀분석 결과를 〈표 IV-7〉의 ‘규모효과 대비 재무곤경위험효과’ 패널에서 보인다. 15개 균등가중 포트폴리오 구성은 다음과 같다. 규모 기준으로 종목을 3분위로 나누고, 각 재무곤경위험모형의 FDI지수 기준으로 종목을 3분위로 나눈다. 그리고 독립적으로 구성한 분위들 중 서로의 분위에 포함되는 9개의 집합을 구성한다. 그리고 위 15개 분위 집합의 종목을 대상으로 15개 균등수익률 포트폴리오를 구성한다. BM비율 및 FDI지수 기준 15개 포트폴리오 수익률분해 결과를 〈표 IV-7〉의 ‘BM효과 대비 재무곤경위험효과’ 패널에서 제시한다. 포트폴리오의 구성은 규모 효과 대비 재무곤경위험효과의 수익률 분해를 위해 구성한 포트폴리오 구성절차와 동일하다. 회귀분석은 Fama-MacBeth 절차를 따른다.

LT 열에서 ‘규모 대비 FDI’ 수익률분해 회귀분석에서 Wald 결합검정결과를 적용하면 규모는 5% 유의수준으로 의미가 있고, 재무곤경 효과는 통계적으로 무의미하다. CG 열에서 Wald 검정결과를 적용하면 규모는 5% 유의수준으로 의미가 있고, 재무곤경 효과는 통계적으로 무의미하다. LT 열에서 규모와 재무곤경위험의 교차효과는 5% 이상 유의수준으로 규모(중)-FDI(고) 음(-), 규모(고)-FDI(중) 양(+)과 규모(고)-FDI(고) 양(+)의 효과를 보인다. CG 열에서 규모와 재무곤경위험의 교차효과도 5% 이상 유의수준으로 규모(중)-FDI(고) 음(-), 규모(고)-FDI(중) 양(+)과 규모(고)-FDI(고) 양(+)의 효과를 보인다. ‘규모 대비 DI’ 패널에서 규모(대)-FDI(저) 참조포트폴리오 기대수익률은 LT에서 월 156bp, CG에서 월 121bp이다. Wald 결합검정 결과를 적용한 규모(중)-FDI(중)

16) 각 모형별 참조포트폴리오의 $\beta_{1,1}$ 은 수익률로 표시되고 아래 표와 같은 수치이다.

모형	규모 대비 재무곤경효과	BM효과 대비 재무곤경효과
LT	1.56%	0.38%
CG	1.21%	-0.07%

중형포트폴리오의 월 기대수익률은 LT에서 월 156bp (=156+0+0+0)이다. 왜냐하면 LT 열에서 Wald 결합검정결과를 반영하면 개별효과 규모(중)은 통계적으로 ‘0’이며, 재무곤경위험은 개별효과가 통계적으로 ‘0’이고, 규모(중)-FDI(중) 교차효과는 통계적으로 ‘0’이기 때문이다. CG에서 Wald 결합검정 결과를 적용한 규모(중)-FDI(중) 중형포트폴리오의 월 기대수익률은 월 121bp (=121+0+0+0)이다. LT-FDI의 중형-중FDI 포트폴리오 월 기대수익률이 CG-FDI의 그것에 비해 월 35bp 상회한다.

LT 및 CG 열에서 ‘BM비율 대비 FDI’ 수익률분해에 Wald 결합검정결과를 적용하면 BM 및 재무곤경 효과에 대한 각각의 개별효과는 두 FDI 모두 BM만이 1% 유의수준에서 통계적으로 의미가 있다. BM 대비 재무곤경위험의 교차효과는 LT의 BM(중)-FDI(중)을 제외하고 LT 및 CG 열의 모든 결합 포트폴리오에서 양(+)의 값을 가지며 5%이상 유의수준에서 통계적으로 의미가 있다. ‘BM 대비 FDI’ 패널에서 BM(저)-FDI(저)인 참조포트폴리오의 기대수익률은 LT-FDI에서 월 38bp, CG-FDI에서 월 (-) 7bp이다. Wald 결합검정 결과를 적용한 BM(중)-FDI(중) 중형포트폴리오의 월 기대수익률은 LT에서 월 104bp (=38+76+0+0)이다. 왜냐하면 LT에서 Wald 결합검정결과를 반영한 개별효과 BM(중)은 통계적으로 (+) 76bp이고, 재무곤경위험의 개별효과는 통계적으로 의미가 없으며, BM(중)-FDI(중) 교차효과는 통계적으로 의미가 없기 때문이다. CG에서 Wald 결합검정 결과를 적용한 규모(중)-FDI(중)인 중형포트폴리오의 월 기대수익률은 월 104bp (=(-)7+68+0+55)이다. LT-FDI의 중형-중FDI 포트폴리오 월 기대수익률이 CG-FDI의 그것과 같다.

규모, BM비율, 재무곤경위험을 FDI로 정의한 특성별 수익률 분해에서 국민연금 국내주식 부문 수익창출을 위한 수익률 쌓기에 세 가지를 시사한다. 첫째, 만기전 가변적인 상황에서 재무곤경사건을 고려하는 액

티브 전략 LT-FDI와 만기전 외생적으로 거의 고정된 재무환경사건을 고려하는 액티브 전략 CG-FDI를 비교하면, 국내 주식시장에서 LT-FDI의 참조포트폴리오는 ‘BM 대비 FDI’ 혹은 ‘규모 대비 FDI’ 패시브 전략으로 항상 CG-FDI 전략보다 상회한다. 둘째, 주식 시장이 급변하는 상황에서 국내주식시장은 중형주, 중BM 보다는 고BM 군, 소형, 고재무환경위험 군 종목의 특성을 감안하는 액티브 전략의 성과 좋다. 단, 특성을 측정한 액티브 측도(measure) 별로 액티브 성과가 다르므로 액티브 전략에 대한 개발에 주의할 필요가 있다.

개별 주식수익률 대상 Fama–MacBeth 회귀분석

〈표 IV-8〉에서 당기의 종목수익률을 직전기의 규모, BM비율, FDI지수로 사영한 Fama–MacBeth 회귀분석을 실시하였다. 회귀식의 설명변수는 각 변수, 각 변수를 제곱, FDI지수와 규모 혹은 FDI지수와 BM비율의 곱으로 표현된 교차효과이며 선형성과 비선형성을 고려한다. 회귀분석 결과의 해석 쟁점을 피하기 위해 Vassalou and Xing(2004) 및 강대일·조재호 (2011 a)에서 제시한 직교화 절차를 진행하였다. Fama–MacBeth 회귀분석은 ‘모든 특성의 선형, 비선형, 교차효과를 고려한 모형’, ‘규모효과의 선형, 비선형을 제외한 모형’, ‘BM효과의 선형, 비선형을 제외한 모형’ 순으로 패널을 구성하였다.

종목수익률에 대한 Fama–MacBeth 분석에서 재무환경위험효과는 LT 패널에서 선형은 음(−)의 계수를 비선형은 양(+)의 계수를 가지며 5% 이상 유의수준으로 LT 패널의 각 하위 패널에서 통계적으로 의미가 있었다. 반면 CG 패널에서는 5%이상 유의수준으로 ‘규모효과의 선형, 비선형을 제외한 모형’에서만 선형의 관계가 통계적으로 의미가 있었다. BM효과는 CG 패널에서 선형 및 비선형 모두 통계적으로 유의하였으나 LT 패널에서는 선형의 통계적 유의성이 뚜렷하였다. 규모효과는 모든 FDI지수 모형에서 통계적으로 무의미하였다. 그리고 BM효과와

FDI지수가 결합된 교차효과는 두 FDI지수를 사용한 패널 모두 통계적으로 무의미하였다. 규모효과와 FDI 지수가 결합한 교차효과는 LT 패널에서 통계적으로 유의하였으나 계수 값이 매우 작아 영향력은 미미하게 나타났다.

4. 확장(spanning)검정

본 절은 규모효과, BM효과 및 후진귀납방식 반복갱신법으로 측정한 LT, CG -FDI지수를 재무곤경위험으로 정의하고 이 위험이 횡단면 요인으로서 작용하는가를 검정한다. 요인검정은 Fama and French(1996) 및 Davis et al.(2000)에서 구성한 확장(spanning)검정 절차를 따른다. 두 연구는 시장 이상성들이 FF-3요인모형으로 대부분 설명된다고 주장한다. 본 고는 확장검정으로 LT 혹은 CG로 측정한 재무곤경위험이 FF-3요인 외에 횡단면의 체계적인 주식수익률 요인으로서 식별되는가를 분석한다. Fama and French(1996) 연구 이후 SMB 와 HML는 기업의 재무곤경 정도를 반영한다고 간주된다. 본 고는 기존 문헌들과 동일한 절차를 따라 재무곤경요인 무투자포트폴리오를 구성하고 FF 3 요인에 재무곤경요인(HMLFDI)을 식 (4-3)과 같이 추가한다. dl 4요인 모형의 재무곤경요인이 체계적인 요인인가를 검정한다.

$$(4-3) \quad r_i - r_f = a_i + b_i (r_M - r_i) + s_i SMB + h_{i,BM} HML_{BM} + h_{i,FDI} HML_{FDI} + \varepsilon_i$$

강대일 · 황정욱(2016), 강대일(2017), 강대일 · 조재호 (2011 a)은 재무곤경요인 무투자포트폴리오를 고FDI지수포트폴리오의 시가가중수익률에서 저FDI지수포트폴리오 시가가중수익률의 차로 정의한다. 3요인 및 4요인포트폴리오의 시가가중수익률을 구성하고자 Davis et al.(2000)의 무투자포트폴리오 구성절차를 따른다. 규모, BM비율, FDI지수 별로 4 분위 포트폴리오를 구성하고 각 요인별 집합에 공통적으로 속하는 64개

98 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

집합을 구분하여 포트폴리오를 구성하고 그 시가가중수익률을 산출하였다. 이 가운데 8개의 포트폴리오를 선정하여 요인포트폴리오수익률을 구성한다. 8개의 포트폴리오는 규모/BM비율/FDI지수 순서로 최소/최고/최고, 최소/최고/최저, 최소/최저/최저, 최소/최저/최고, 최대/최고/최고, 최대/최고/최저, 최대/최저/최저, 최대/최저/최고이다 FF-3요인 가운데 SMB , HML_{BM} 과 HML_{FDI} 시가가중수익률은 아래와 같이 계산한다.

$$SMB = (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최고})/4 - (\text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최고})/4$$

$$HML_{BM} = (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4 - (\text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최고})/4$$

$$HML_{FDI} = (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최고})/4 - (\text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4$$

식 (4-3)의 요인 검정을 위해서 규모효과, BM효과 및 재무곤경위험에 대한 검정포트폴리오가 필요하다. 본 고는 검정포트폴리오의 구성 위해 강대일 · 조재호 (2011 a)의 절차를 따른다. 규모, BM비율, FDI지수를 기준으로 독립적인 3분위 집합을 구성하고, 각 요인의 분위에서 교차로 존재하는 종목들을 취합하여 27개 검정 포트폴리오를 시가가중수익률을 산출한다. <표 IV-9>에서 LT, CG -FDI지수를 사용한 27개 검정포트폴리오의 요인별 시계열 회귀분석 결과를 제시한다. 27개 요인 포트폴리오의 절편과 시장프리미엄 계수는 LT 및 CG 패널 FDI에서 27개 모두 통계적으로 유의하였다. 재무곤경요인을 포함한 4요인 모형에

서 재무곤경위험요인의 회귀계수 h_{FDI} 는 LT 및 CG 패널 둘 다 일부가 통계적 유의하였다. LT 및 CG 패널에서 통계적으로 유의한 회귀계수 h_{FDI} 는 양 (+) 부호를 보였다. 두 부호가 횡단면 분석과정에서 요인으로서 생존하며 횡단면 프리미엄이 존재할 가능성을 시사한다. 규모 SMB 계수와 BM효과 HML 계수는 FF-3요인 및 재무곤경위험요인을 포함한 4요인에서 두 패널 모두 27개 검정포트폴리오 가운데 부분적으로 통계적인 유의성을 나타냈다. 통계적으로 유의한 SMB 계수 s 는 두 패널에서 (+,-) 두 부호를 동시에 보여 횡단면 프리미엄이 존재하지 않을 가능성을 시사하였다. 반면 통계적으로 유의한 HML 계수 h_{BM} 는 두 패널에서 양(+)의 부호를 보여 요인으로서 가능성을 시사한다.

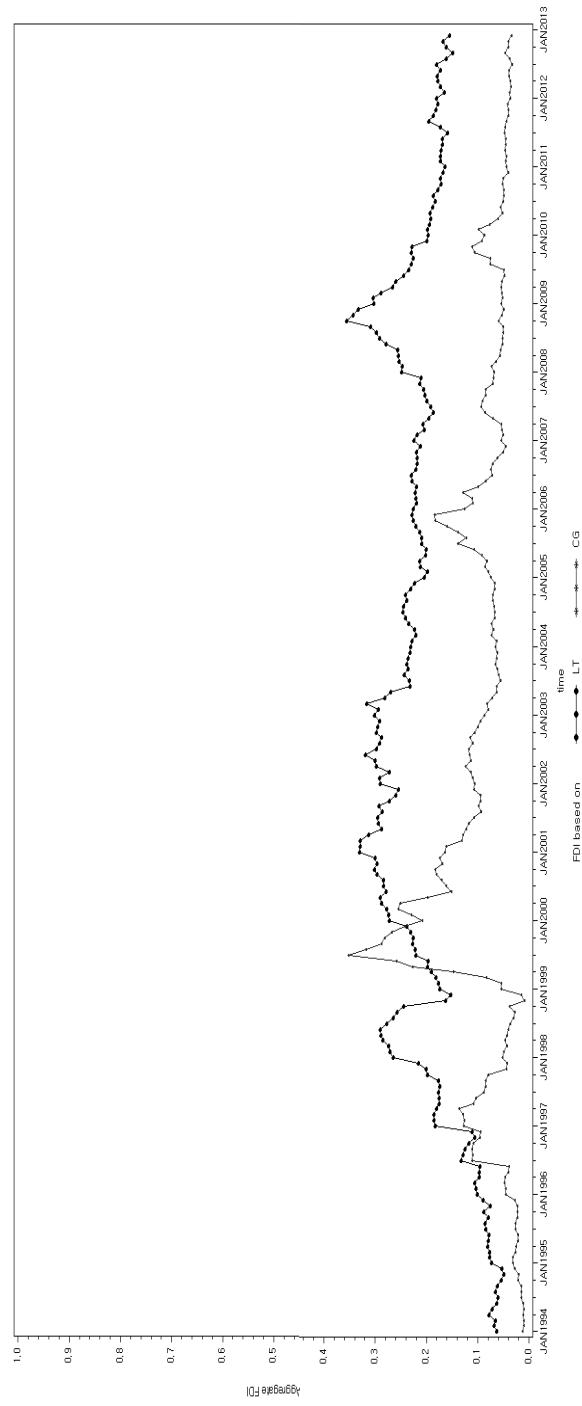
〈표 IV-10〉에서 27개 검정포트폴리오 대상으로 FF-3요인 및 재무곤경요인을 추가한 횡단면 회귀분석결과를 나타낸다. 순서대로 상수항 FF-3요인(시장, SMB, HML_{BM})과 재무곤경요인(HML_{FDI})을 나타내는 λ_0 , λ_{mkt} , λ_{SMB} , λ_{BM} , λ_{FDI} 의 유의수준 검정은 이분산성을 고려한 White(1980) 방식, 가결결정핵(혹은 가격결정커널 pricing kernel) 검정에서 계수의 편의(bias)를 제거하는 Shanken(1992)을 적용하였다. 상수항(λ_0)이 ‘0’이라는 결합검정으로 Wald X 검정 및 GRS F검정 (Gibbons et al. 1989)을 진행하였다. FF-3요인에 대한 Wald X 및 GRS F검정통계량은 LT 패널에서 각각 107.0, 3.5이며 CG 패널에서 각각 121.4, 4.1이다. 재무곤경요인을 추가한 4요인에 대한 Wald X 및 GRS F 검정통계량은 LT 패널에서 119.2, 3.9, CG 패널에서 117.4, 3.7이다. 횡단면적 설명력 수정 R^2 은 LT 패널이 CG 패널에 비해 3요인은 높고 4요인은 낮다. LT 및 CG 패널에서 시장요인프리미엄 λ_{mkt} 은 3요인 및 4요인 회귀식 LT 패널 4요인 모형을 제외하고 통계적으로 유의하였다. 여기서 LT 패널은 통계적으로 유의성과 관계없이 λ_{mkt} 가 양(+)의 프리미엄을 보였다. 반면 CG 패널은 시장 프리미엄이 (-) 3%에서 (-) 4% 수준의 음의 값을 보였다. CG 패널 절편이 높은

양(+)의 값을 드러내는 원인의 일부가 음(−)의 시장프리미엄일 가능성 이 있다. LT 모형에서 재무곤경요인프리미엄 λ_{FDI} 는 편의를 제거한 Shanken' t-값이 편의제거 전 t-값에 비해 낮아졌으나 여전히 통계적으로 유의한 양의 값 0.75%p를 보였다. CG 패널에서 λ_{FDI} 은 통계적으로 유의한 양의 값 2.25%를 보였다. 시계열 분석에 지적한 대로, LT 및 CG FDI의 시계열 계수가 양 부호(+)를 가지면서 통계적 유의성이 높았던 효과가 횡단면에서 드러난 결과로 해석된다. 재무곤경요인이 추가되면, LT 및 CG 패널에서 시장요인, BM요인의 Shanken' s t-값은 White t-값보다 작아지고 통계적 유의성도 약해지거나 사라진다. BM 요인 λ_{BM} 은 모든 패널의 회귀식에서 통계적으로 유의하나 LT 패널에서 Shanken' s t-값을 기준으로는 통계적 유의성이 약해진다. λ_{SMB} 의 통계적 유의성은 CG 패널 3요인을 제외하고 의미가 없다.

본 고의 확장검정은 벤치마크 개선에 두 가지를 제안한다. 첫째, LT 패널에서 절편이 통계적으로 무의미하다. 곧 LT-FDI로 측정한 재무곤경요인과 시장 혹은 BM 요인만으로 횡단면 수익률을 설명할 수 있다. 이들로 측도(measure)를 구성하고 가격오차(pricing error)를 회피하도록 벤치마크를 개선하면 대안적인 강화지수 벤치마크를 구성할 수 있다. 둘째, 장기적으로 존재하는 검증된 요인들을 – 즉 통계적 유의성이 확보된 요인들 – 측도에 포함시켜 강화지수 벤치마크를 설정할 수 있다. 단 종목단위 회귀분석에서 살펴보았듯이 재무곤경위험의 비선형성을 고려할 수 있는 추가적인 분석이 요청된다. 이와 같은 후속 작업을 통해서 통계적으로 유의한 요인 프리미엄을 체계적 위험으로 간주하여 (factor loading), 강화지수를 벤치마크로 설정하고, 운용역에 부여해야 할 요구수익률로 정의할 수 있다.

〈그림 IV-1〉 구조형 재무관경의 모형별 총FDI지수

총FDI지수는 해당월의 모든 표본에 대한 연간 모형별 추정한 재무관경의 CG(W)는 그림자표준편차, 최대 보증금 각각 1998년 3월 2008년 6월을 기준으로 계산되었음. 그동안 모형별 평균은 구현함.



102 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈표 IV-1〉 주요 통계량

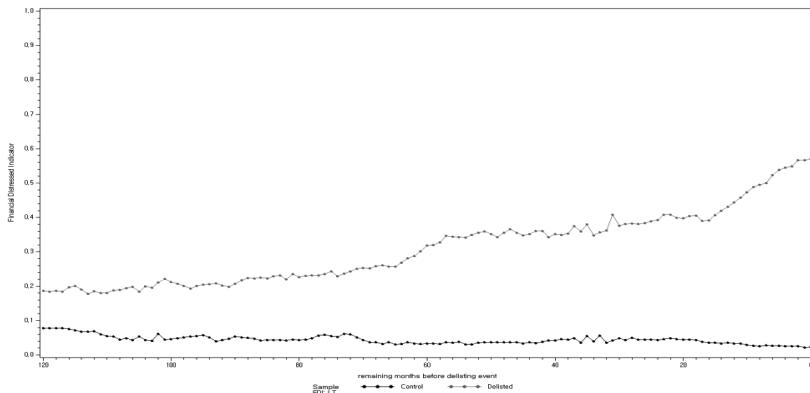
〈표 IV-1〉에서 총생존률(SR: Survival Rate)은 1에서 총재무곤경지수(DLI)를 차감한 값임. ΔSR 은 총생존률의 변화임. 두 변수에 대한 주요통계량에서 자기상관은 1기전 자기상관을 의미함. DiFF는 채권자료를 사용한 FDI로서 3년 회사채가중이자율 혹은 3년 회사채이자율에서 5년 국민주택채권이자율을 차감함. EMKT는 시가가중평균지수수익률에서 364일 통안채 이자율을 차감한 초과수익률임. 3년 회사채이자율 및 3년 회사채가중이율(3년 무보증회사채 AA/2+3년 무보증회사채 BBB/2), 364일 통안채, 5년 국민주택채권 등 이자율자료임. SMB 및 HML은 Fama and French(1993)에서 제시한 방식으로 표본을 구성하여 산출함비 시장가치비율임. 1992년 1월초부터 2012년 12월말까지 연도별로 중복 산출하여 계속기업 21,482 종목 재무곤경기업 3,217 종목로 총 24,699개 KOSPI종목을 포함하고 있음. LT, CG는 구조형 기업재무곤경모형을 구분함. 나, 다 패널의 캔달상관계수분석에서 *는 1% 유의수준을 의미함. 라 패널의 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. 라. 패널의 유의수준 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%를 의미함.

가. 각 재무곤경모형으로 추정한 총생존률 및 총 생존률변화의 통계량				
변수	통계량	LT	CG	
	평균	0.7907	0.9173	
	분산	0.0702	0.0590	
SR	왜도	0.4538	-1.8172	
	첨도	-0.3633	3.9891	
	자기상관	0.9694	0.9578	
	평균	-0.0004	-0.0001	
	분산	0.0140	0.0162	
ΔSR	왜도	-0.1046	-1.5745	
	첨도	9.0114	10.3087	
	자기상관	0.1176	0.2717	
나. 채권FDI와 각 재무곤경모형으로 추정한 총 생존률변화 캔달상관관계				
변수	DiFF	ΔSR_{CG}		
ΔSR_{LT}	0.1060			
ΔSR_{CG}	0.0225	0.0848*		
다. FF-3요인과 각 재무곤경모형으로 추정한 총생존률변화 캔달상관관계				
변수	ΔSR_{LT}	ΔSR_{CG}	EMKT	SMB
ΔSR_{CG}	0.1271	1.0000*	-0.1088	0.0028
EMKT	0.2329*	-0.1088	1.0000*	-0.4359*

SMB	-0.0639	0.0028	-0.4359*	1.0000*
HML	0.0715	-0.0916	0.1352	-0.0839
라. 총생존률변화에 대한 FF-3요인 시계열 회귀분석				
종속변수	독립변수	절편	계수	조정R-squared
	EMKT	0.003	1.167	0.02%
LT	SMB	0.007	0.866	0.01%
	HML	0.012***	-0.220	0.00%
	EMKT	0.001	-0.964***	0.02%
CG	SMB	0.006	-0.187	0.00%
	HML	0.013***	-0.694**	0.03%

〈그림 IV-2〉 LT구조형 기업재무곤경모형 기준 재무곤경집단과 통제집단의 총FDI

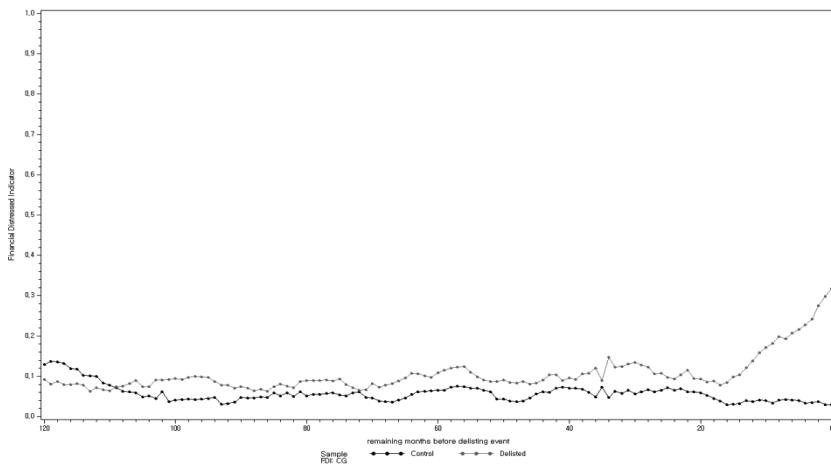
통제집단(Control)은 부도가 나지 않은 상장기업 가운데 시가총액과 업종이 유사한 경집단(Delisted)에 속한 기업은 실제로 재무곤경이 나기 2년 내지 3년전에 상장폐지됨. x 축은 상장폐지전 개월 수임.



104 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈그림 IV-3〉 CG구조형 기업부도확률모형 기준 부도집단과 통제집단의 총FDI

통제집단(Control)은 부도가 나지 않은 상장기업 가운데 시가총액과 업종이 유사한 기업을 선정하여 구성함. 부도집단(Delisted)에 속한 기업은 실제로 부도가 나기 2년 내지 3년전에 상장폐지됨. x 축은 상장폐지전 개월 수임.



〈표 IV-2〉 각 모형별 FDI를 기준으로 정렬한 5분위 및 10분위 포트폴리오.

1992년 1월부터 2012년 12월까지 각 기업의 구조형 월말 기업FDI를 기준으로 5분위 및 10분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오로 다음달의 평균수익률을 산출함. ‘수익률’은 기준별 평균수익률이며 ‘균등DLI’는 기준별 포트폴리오의 시가기증평균총FDI임. 1번 포트폴리오가 가장 낮은 재무고정비이고 10번 포트폴리오가 가장 높은 재무고정비이고 10번 포트폴리오와 낮은 재무고정비와 낮은 재무고정비로 포트폴리오의 수익률간 차이임. LT, CG으로 구조형 기업체무고정모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 67천까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. (***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함).

모형	구분	낮음					높음			높음-낮음
		1	2	3	4	5	6	7	8	
LT	균등수익률	0.030	0.011	0.003	0.008	0.028				-0.002
	균등DLI	0.143	0.277	0.398	0.551	0.806				0.662***
	시가수익률	0.010	0.002	0.004	0.004	0.004				-0.006*
	기증DLI	0.055	0.051	0.055	0.056	0.080				-0.867
	평균구모	25.073	24.593	24.405	24.296	24.206				-0.009
	평균BM	1.716	1.666	1.521	1.435	1.707				-0.005
CG	균등수익률	0.041	0.020	0.014	0.009	0.004	0.003	0.006	0.009	0.017
	균등DLI	0.102	0.185	0.247	0.306	0.366	0.430	0.504	0.597	0.718
	시가수익률	0.006	0.004	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001	0.003	0.002
	기증DLI	0.027	0.028	0.024	0.027	0.029	0.026	0.029	0.027	0.030
	평균구모	25.248	24.898	24.664	24.522	24.433	24.376	24.332	24.259	24.182
	평균BM	1.687	1.746	1.687	1.645	1.549	1.494	1.467	1.403	1.395

106 국내주식 포트폴리오 밀 강화지수 연구

모형	구분	낮음1										높음-낮음
		2	3	4	5	6	7	8	9	높음10		
CG	균등수익률	0.009	0.009	0.016	0.045	0.000						0.031***
	균등DLI	0.000	0.002	0.034	0.377	0.000						0.377***
	시기수익률	0.003	0.003	0.007	0.007	0.000						0.004
	가중DLI	0.000	0.000	0.009	0.053	0.000						0.053***
	평균구도	24.640	24.488	24.390	24.376	0.000						-0.300
	평균BM	1.710	1.392	1.213	1.415	0.000						-0.953
	균등수익률	0.010	0.006	0.008	0.009	0.012	0.021	0.036	0.052	0.034		0.034***
	균등DLI	0.000	0.000	0.001	0.004	0.016	0.053	0.165	0.589	0.589		0.589***
	시기수익률	0.001	0.000	0.002	0.001	0.002	0.001	0.005	0.004	0.003	0.001	0.001
	가중DLI	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.008	0.013	0.040	0.040	0.040***
PG	평균구도	24.769	24.687	24.593	24.519	24.456	24.417	24.364	24.294	24.459	-0.123	-0.123
	평균BM	2.100	1.801	1.621	1.442	1.341	1.245	1.182	1.221	1.619	-1.045	-1.045

〈표 IV-3〉 각 모형별 재무환경으로 통제한 규모효과

1992년 1월부터 2012년 12월까지 각 기업의 전기 월말 기업FDI을 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 시가총액기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 평균등가증수익률을 산출함. ‘작음-큼’은 재무관경군별로 가장 작은 규모포트폴리오와 가장 큰 규모포트폴리오 수익률간 차이임. ADLI은 해당 포트폴리오의 총FDI를 의미함. LT, CG로 구조형 기업재무관경모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. (***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함)

108 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈표 IV-3〉계속								
모형	평균	FDI	작음1	2	3	4	큼 5	작음-큼
수익률	높음 1	0.029	0.001	0.028	0.053	0.063	-0.031	
	2	-0.013	0.006	0.015	0.011	0.030	-0.043**	
	3	-0.012	0.000	0.006	0.010	0.019	-0.031***	
	4	-0.013	0.012	0.010	0.010	0.011	-0.025***	
	낮음 5	0.012	0.008	0.018	0.014	0.014	-0.002	
	총표본	0.000	0.005	0.015	0.019	0.027	-0.026***	
ADLI	높음 1	0.350	0.348	0.360	0.393	0.435		
	2	0.033	0.036	0.034	0.036	0.034		
	3	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002		
	4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		
	낮음 5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		
	총표본	0.077	0.077	0.079	0.086	0.094		
CG	높음 1	22.735	23.656	24.245	24.901	26.340		
	2	22.923	23.720	24.237	24.832	26.236		
	3	22.992	23.763	24.307	24.926	26.449		
	4	22.990	23.808	24.402	25.126	26.864		
	낮음 5	22.748	23.743	24.447	25.258	27.176		
	총표본	22.878	23.738	24.327	25.008	26.612		
BM	높음 1	3.090	1.352	1.129	0.897	0.881		
	2	1.775	1.284	1.130	1.017	0.933		
	3	1.889	1.482	1.372	1.203	1.077		
	4	2.283	1.839	1.735	1.496	1.238		
	낮음 5	3.188	2.632	2.399	2.275	1.644		
	총표본	2.444	1.716	1.551	1.376	1.154		

〈표 IV-4〉 각 모형별 재무환경으로 통제한 BM효과

1992년 1월부터 2012년 12월까지 각 기업별 FDI를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 BM비율 기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 평균가중수익률을 산출함. ‘높음-낮음’은 재무관경군별로 가장 높은 BM포트폴리오와 가장 낮은 BM포트폴리오 수익률간 차이임. ADLI은 해당 포트폴리오의 총 FDI를 의미함. LT, CG로 구조형 기업재무관경모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. (***, **, *는 각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함)

모형	평균	FDI	높은BM1	2	3	4	낮은BM5	높음-낮음
수익률	높음	1	-0.008	0.011	0.013	0.032	0.045	-0.052***
		2	-0.012	-0.009	0.007	0.025	0.041	-0.051***
		3	0.027	0.031	0.052	0.062	0.084	-0.044
		4	0.001	0.010	0.019	0.028	0.044	-0.042***
	낮음	5						
	총표본		0.001	0.009	0.020	0.034	0.051	-0.048***
	높음	1	0.692	0.670	0.677	0.686	0.686	
		2	0.321	0.330	0.331	0.331	0.337	
ADLI		3	0.131	0.112	0.088	0.080	0.081	
		4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
	낮음	5						
	총표본		0.294	0.286	0.284	0.284	0.286	
	높음	1	23.557	23.898	24.130	24.368	24.524	
		2	23.829	24.005	24.212	24.448	24.624	
		3	24.173	24.281	24.519	24.744	25.203	
		4	24.267	24.537	24.744	25.050	25.692	
LT	낮음	5						
	총표본		23.945	24.175	24.395	24.648	25.001	
	높음	1	4.816	1.512	0.949	0.598	0.257	
		2	3.749	1.760	1.101	0.688	0.312	
		3	3.520	1.575	0.956	0.620	0.321	
		4	3.625	1.935	1.348	0.934	0.507	
	낮음	5						
	총표본		3.948	1.702	1.095	0.715	0.351	

110 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈표 IV-4〉계속								
모형	평균	FDI	높은BM1	2	3	4	낮은BM5	높음-낮음
수익률	높음 1	0.018	0.043	0.061	0.064	0.076	-0.058***	
	2	-0.007	0.016	0.017	0.033	0.064	-0.071***	
	3	-0.008	0.006	0.012	0.021	0.034	-0.041***	
	4	-0.009	0.001	0.014	0.021	0.022	-0.031***	
	낮음 5	-0.005	0.007	0.016	0.025	0.023	-0.027***	
	총표본	-0.002	0.014	0.024	0.033	0.043	-0.046***	
ADLI	높음 1	0.391	0.352	0.360	0.376	0.400		
	2	0.031	0.034	0.034	0.036	0.039		
	3	0.002	0.002	0.002	0.002	0.003		
	4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		
	낮음 5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		
	총표본	0.085	0.078	0.079	0.083	0.088		
CG	높음 1	23.778	24.180	24.468	24.744	25.040		
	2	23.942	24.197	24.442	24.692	24.893		
	3	24.062	24.295	24.455	24.714	25.089		
	4	24.136	24.372	24.593	24.926	25.408		
	낮음 5	24.151	24.455	24.745	25.122	25.614		
	총표본	24.014	24.300	24.540	24.839	25.208		
BM	높음 1	4.136	1.287	0.842	0.554	0.268		
	2	2.752	1.349	0.955	0.664	0.347		
	3	3.010	1.591	1.137	0.798	0.423		
	4	3.569	2.005	1.422	0.995	0.518		
	낮음 5	4.955	2.815	1.998	1.393	0.684		
	총표본	3.682	1.808	1.270	0.880	0.448		

〈표 IV-5〉 규모로 통제한 각 모형별 재무고경 효과

1992년 1월부터 2012년 12월까지 각 기업의 전기 월말 규모를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 기업FDI 기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 평균가중수익률을 산출함. ‘높음-낮음’은 규모별로 가장 높은 FDI포트폴리오와 가장 낮은 FDI포트폴리오 수익률간 차이임. LT, CG로 구조형 기업재무고경모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. (***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함)

모형	평균	규모	높은 DL1	2	3	4	낮은 DL5	높음-낮음
수익률	작음	1	0.0100	-0.0255	0.0048	0.0520	-0.0108	0.02
		2	-0.0048	0.0022	0.0313	0.0119	-0.0086	-0.056***
		3	0.0158	0.0133	0.0360	0.0119	-0.0208	-0.047***
		4	0.0181	0.0263	0.0473	0.0153	0.0000	-0.047***
		5	0.0263	0.0348	0.0115	0.0299	0.0000	-0.047***
ADLI	작음	1	0.7892	0.5162	0.3032	0.1000	0.0001	
		2	0.6842	0.3860	0.1885	0.0045	0.0000	
		3	0.6448	0.3504	0.1078	0.0013	0.0000	
		4	0.6278	0.2638	0.0331	0.0000	0.0000	
		5	0.5575	0.1412	0.0058	0.0000	0.0000	
LT	작음	1	22.6236	22.7466	22.8086	22.9242	22.9314	
		2	23.7000	23.7065	23.6917	23.7269	23.6899	
		3	24.2969	24.2757	24.2733	24.2942	24.6802	
		4	24.9776	24.9720	24.9312	24.9829	0.0000	
		5	26.3739	26.4741	26.5361	26.7442	0.0000	
BM	작음	1	3.7816	1.9318	2.2180	2.1329	2.6502	
		2	1.4571	1.4550	1.6006	1.8134	2.0092	
		3	1.1815	1.4775	1.2841	1.7981	1.2432	
		4	1.0740	1.2186	0.9370	1.5527	0.0000	
		5	1.1018	1.1029	0.7583	1.3586	0.0000	
CG	수익률	1	0.0465	-0.0163	-0.0094	-0.0080	0.0047	0.039
		2	0.0080	0.0065	0.0000	0.0077	0.0103	-0.002
		3	0.0310	0.0156	0.0052	0.0070	0.0122	0.020*
		4	0.0487	0.0169	0.0145	0.0097	0.0149	0.035***
		5	0.0557	0.0321	0.0187	0.0120	0.0124	0.044***

112 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

모형	평균	규모	높은 DL1	2	3	4	낮은 DL5	높음-낮음
ADLI	작음 1	0.3720	0.0456	0.0049	0.0001	0.0000		
	2	0.3429	0.0272	0.0019	0.0001	0.0000		
	3	0.3608	0.0353	0.0027	0.0001	0.0000		
	4	0.3876	0.0480	0.0064	0.0003	0.0000		
	큼 5	0.3872	0.0483	0.0103	0.0007	0.0000		
규모	작음 1	22.7382	22.8628	22.8937	22.8578	22.7547		
	2	23.7139	23.7171	23.7142	23.7148	23.7162		
	3	24.3075	24.3047	24.3123	24.3130	24.3100		
	4	24.9900	24.9900	24.9835	24.9954	25.0038		
	큼 5	26.4610	26.5516	26.6706	26.7503	26.8384		
BM	작음 1	3.1331	1.8809	2.0228	2.4443	2.9957		
	2	1.3213	1.3009	1.4845	1.7876	2.5723		
	3	1.0803	1.1279	1.3193	1.6784	2.4428		
	4	0.8780	0.9847	1.1660	1.4950	2.2238		
	큼 5	0.8996	0.9424	1.1293	1.3449	1.7938		

〈표 IV-6〉 BM비율로 통제한 각 모형별 재무곤경 효과

1992년 1월부터 2012년 12월까지 각 기업의 전기 월말 BM비율을 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성하고 해당 포트폴리오 별로 기업FDI 기준 5분위 포트폴리오를 다시 구성함. 이 포트폴리오의 당기 월말 균등기증수익률을 산출함. ‘높음-낮음’은 BM비율군별로 가장 높은 FDI포트폴리오와 가장 낮은 FDI포트폴리오 수익률간 차이임. LT, CG으로 구조형 기업재무곤경모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. (***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함)

도형	평균	BM	높은 DLI1	2	3	4	낮은 DLI5	높음-낮음
수익률	높음 1	-0,012	-0,009	0,068	0,002			
	2	-0,012	0,019	0,007	0,015			
	3	0,023	0,009	0,026	0,023			
	4	0,015	0,010	0,035	0,038	0,044	-0,004	
	낮음 5	0,048	0,038	0,051	0,055	0,045	0,010	
ADLI	높음 1	0,599	0,240	0,141	0,000			
	2	0,561	0,237	0,054	0,000			
	3	0,615	0,290	0,048	0,000			
	4	0,674	0,380	0,125	0,001	0,000		
	낮음 5	0,758	0,469	0,288	0,054	0,000		
LT	높음 1	23,602	23,917	23,976	24,273			
	2	23,823	24,085	24,335	24,563			
	3	23,980	24,171	24,610	24,842			
	4	24,271	24,319	24,684	25,205	25,042		
	낮음 5	24,580	24,473	24,750	25,323	26,175		
BM	높음 1	4,932	3,975	3,970	3,622			
	2	1,768	1,856	1,654	1,861			
	3	1,154	1,181	1,062	1,189			
	4	0,744	0,746	0,710	0,761	0,713		
	낮음 5	0,321	0,328	0,340	0,385	0,373		
수익률	높음 1	0,008	-0,008	-0,007	-0,001	0,003	0,006	
	2	0,012	0,000	0,003	0,006	0,016	-0,005	
	3	0,058	0,013	0,009	0,014	0,024	0,035*	
	4	0,045	0,035	0,020	0,019	0,020	0,026**	
	낮음 5	0,079	0,063	0,058	0,032	0,030	0,049***	

114 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

도형	평균	BM	높은 DLI1	2	3	4	낮은 DLI5	높음-낮음
ADLI	높음 1	0.247	0.006	0.000	0.000	0.000		
	2	0.215	0.006	0.000	0.000	0.000		
	3	0.309	0.026	0.003	0.000	0.000		
	4	0.421	0.073	0.019	0.003	0.000		
	낮음 5	0.566	0.151	0.048	0.010	0.000		
규모	높음 1	23.725	23.968	24.155	24.281	24.339		
	2	24.011	24.171	24.320	24.534	24.827		
	3	24.243	24.310	24.431	24.673	25.163		
	4	24.567	24.555	24.670	24.875	25.472		
	낮음 5	25.077	24.800	24.900	25.138	25.607		
BM	높음 1	4.777	3.431	3.505	3.547	3.895		
	2	1.746	1.753	1.768	1.788	1.820		
	3	1.149	1.155	1.161	1.172	1.184		
	4	0.741	0.750	0.754	0.761	0.764		
	낮음 5	0.339	0.358	0.372	0.384	0.364		

〈표 IV-7〉 규모, BM, FDI별 포트폴리오에 대한 수익률분해 회귀분석

규모효과 대비 재무고경효과 분해기준에서 규모 및 FDI 기준으로 15개를 구성한 포트폴리오의 회귀분석 결과임. 규모를 기준 3분위 포트폴리오, 각 구조모형의 FDI 별로 3분위 포트폴리오, 그리고 독립적으로 구성한 분위 포트폴리오들 가운데 서로의 포트폴리오에 포함되는 9개의 포트폴리오를 구성. 규모 대비 재무고경 회귀분석의 참조포트폴리오는 낮은 DLI를 가진 대규모 기업의 포트폴리오임. BM효과 대비 재무고경효과 분해기준에서 BM비율 및 FDI 기준으로 15개의 포트폴리오를 구성한 회귀분석 결과임. 포트폴리오의 구성은 규모효과 대 재무고경효과와 같음. 회귀분석은 Fama-MacBeth 절차를 따라 아래 회귀식을 사용하여 수행함.

$$\mathbb{E}_t(r_{t+1}^P) = \beta_{1,1} + \sum_{j=2}^{N_j} \beta_{j,1} X_t^P(j, \cdot) + \sum_{k=2}^{N_k} \beta_{1,k} X_t^P(\cdot, k) + \sum_{j=2}^{N_j} \sum_{k=2}^{N_k} \beta_{j,k} X_t^P(j, k)$$

LT, CG는 구조형 기업재무고경모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성과 6기전까지 자기상관을 고려한 Newey and West(1987) 방식을 적용함. Wald 검정은 각 개별 효과의 계수가 동시에 '0' 인가를 판단하는 결합검정임.(***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함)

분해기준	계수	LT	CG
규모효과	β 규모(중)	0.0011	-0.0007
	β 규모(소)	0.0275***	0.0256***
	β FDI(중)	0.0022	0.0028
	β FDI(고)	0.0049	0.0025
	β 규모(중), FDI(중)	-0.0041	-0.0020
	β 규모(중), FDI(고)	-0.0109**	-0.0037
재무고경효과	β 규모(소), FDI(중)	0.0240***	0.0289***
	β 규모(소), FDI(고)	0.0325***	0.0393***
Wald test			
β 규모(중) = β 규모(소) = 0	6.4334**	6.6584**	
BM효과	β FDI(중) = β FDI(고) = 0	0.2552	0.2270
	β BM(중)	0.0076***	0.0068***
	β BM(고)	0.0262***	0.0254***
	β FDI(중)	0.0093***	0.0109***
	β FDI(고)	0.0120***	0.0106***
	β BM(중), FDI(중)	0.0010	0.0055**
재무고경효과	β BM(중), FDI(고)	0.0254***	0.0247***
	β BM(고), FDI(중)	0.0138**	0.0156***

116 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

분해기준	계수	LT	CG
$\beta_{BM(\text{고})}, \text{FDI}(\text{고})$	0.0278***	0.0385***	
Wald test			
$\beta_{BM(\text{중})} = \beta_{BM(\text{고})} = 0$	15.1062***	13.5878***	
$\beta_{FDI(\text{중})} = \beta_{FDI(\text{고})} = 0$	3.4848	4.0846	

〈표 IV-8〉 당기 종목별 주식수익률에 대한 전기 규모, BM비율, 각 구조모형별 FDI의 Fama-MacBeth 회귀분석

Fama-MacBeth 회귀분석을 월별 개별종목 주식수익률에 대하여 아래 회귀식을 사용하여 수행함. 규모 및 BM비율 변수는 각 모형에서 제공하는 FDI(DLI)에 대해 칙교하도록 수정하여 표본을 재구성함. 당시 월별 개별종목 주식수익률에 대하여 전기 칙교화한 규모 및 BM비율, 각 모형별 FDI를 사용함. 변수별 교차효과와 비선형성을 검정하기 위하여 각 변수를 제공한 변수와 교차하여 급한 변수와 조형 기업재무환경모형을 구분함. 유의수준 검정은 이분산성을 고려한 White(1980) 방식을 적용함. (***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함)

$$r_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 FDI_t + \beta_2 FDID_t^2 + \beta_3 \bar{r}_t^2 \text{모}_t + \beta_4 \bar{r}_t^2 \text{모}_t^2 + \beta_5 BM_t + \beta_6 BM_t^2 + \beta_7 \bar{r}_t^2 \text{모}_t + FDID_t + \beta_8 BM_t \times FDID_t$$

모형	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8
LT	0.0162**	-0.0593***	0.0786***	0.0000	0.0000	0.0132***	-0.0009	-0.0000**	-0.0002
	0.0169**	-0.0631***	0.0882***	0.0000	0.0000			-0.0000**	
CG	0.0173**	-0.0461**	0.0598***			0.0132***	-0.0010*		0.0009
	0.0150**	-0.1599	0.5306	0.0000	0.0000	0.0129***	-0.0017***	0.0000	0.0179
	0.0161**	-0.1927**	0.4037	0.0000	0.0000			0.0000	
	0.0159*	-0.0397	0.2057			0.0129***	-0.0018***		0.0040

118 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

〈표 IV-9〉 월별 주식수익률로 구성한 Fama-French 3요인 및 HML_{FDI} 요인 시계열 회귀분석

27개 포트폴리오를 대상으로 Fama-French 3요인 및 HML_{FDI} 요인 시계열 회귀분석을 수행함. 요인포트폴리오의 수익률을 구성하기 위하여 규모, BM비율, FDI 기준별로 4분위 포트폴리오를 구성하고 각 기준별 포트폴리오에서 공통적으로 속하는 64개 포트폴리오의 시가가중수익률을 산출함. 이 가운데 8개의 포트폴리오를 추출하여 요인포트폴리오수익률을 구성함. 8개의 포트폴리오는 규모/BM비율/FDI를 기준으로 최소/최고/최고, 최소/최고/최저, 최소/최저/최저, 최소/최저/최고, 최대/최고/최고, 최대/최고/최저, 최대/최저/최저, 최대/최저/최고임. Fama-French 3요인의 SMB, HML 과 HML_{FDI} 요인포트폴리오수익률은 아래와 같이 산출함.

$$\begin{aligned} SMB &= (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최고})/4 \\ &- (\text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최고})/4 \\ HML &= (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4 \\ &- (\text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최고})/4 \\ HML_{FDI} \text{ 요인} &= (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저}/\text{최고})/4 \\ &- (\text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4 \end{aligned}$$

위 요인들을 사용하여 아래와 같은 Fama-French 3(FF-3)요인 및 FF-3요인에 HML_{FDI} 요인을 추가한(FF-3요인+ HML_{FDI} 요인) 회귀분석을 실시함. LT, CG는 구조형 기업재무관경모형을 구분함. 순서대로 FF-3요인과 HML_{FDI} 요인의 추정계수인 a, b, s, h, d의 유의수준검정은 이분산성을 고려한 White(1980) 방식을 적용함. (***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미함)

$$\text{FF-3요인} : (r_i - r_f)_t = a_i + b_i(r_M - r_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{FF-3+재무관경요인} : (r_i - r_f)_t = a_i + b_i(r_M - r_f)_t + s_iSMB_t + h_iHML_t + h_iHML_{FDI,t} + \varepsilon_{i,t}$$

모형	포트폴리오	a	b	s	h	adjR ²
FF-3	요인					
	SHH	0.0231***	0.8990***	0.5386***	0.3160*	72%
	SHM	0.0181***	1.0396***	0.3277*	0.1830	77%
	SHL	0.0095***	0.8923***	0.0675	0.1095	86%
	SMH	0.0233***	0.8763***	0.0840	0.1733	80%
	SMM	0.0210***	1.0302***	-0.0967	0.1491	79%
	SML	0.0135***	0.8833***	-0.2592	0.0810	87%
	SLH	0.0235***	0.9082***	-0.4123***	-0.0694	87%
	SLM	0.0204***	0.9455***	-0.4177***	-0.1147	87%
LT	SLL	0.0180***	0.9327***	-0.5385***	-0.0697	87%
	MHH	0.0231***	0.8805***	0.5774***	0.2979*	72%
	MHM	0.0181***	1.0177***	0.3665**	0.1703	77%
	MHL	0.0097***	0.8785***	0.1136	0.1045	85%
	MMH	0.0233***	0.8683***	0.1406	0.1774	80%
	MMM	0.0209***	1.0167***	-0.0374	0.1469	79%
	MML	0.0136***	0.8746***	-0.2008	0.0828	87%
	MLH	0.0235***	0.9049***	-0.3643**	-0.0531	87%
	MLM	0.0204***	0.9404***	-0.3717**	-0.1063	87%
	MLL	0.0180***	0.9279***	-0.4905***	-0.0608	87%
(표 V-9) 계속						
	BHM	0.0185***	0.9953***	0.4155**	0.1537	78%
	BHL	0.0106***	0.8692***	0.1796	0.0917	86%
	BMH	0.0231***	0.8572***	0.2083	0.1741	83%
	BMM	0.0210***	0.9986***	0.0271	0.1432	82%
	BML	0.0140***	0.8681***	-0.1321	0.0777	88%
	BLH	0.0233***	0.9014***	-0.3004*	-0.0286	85%
	BLM	0.0205***	0.9363***	-0.3060**	-0.0932	86%
	BLL	0.0181***	0.9223***	-0.4269***	-0.0495	87%
FF-3+	요인	a	b	s	h	d
	SHH	0.0244***	0.9266***	0.3315	0.4379**	1.3273***
	SHM	0.0188***	1.0551***	0.2110	0.2516*	0.7477*
	SHL	0.0092***	0.8852***	0.1210	0.0780	-0.3428
	SMH	0.0242***	0.8961***	-0.0652	0.2611	0.9563***
	SMM	0.0216***	1.0444***	-0.2033	0.2119	0.6837**
LT	SML	0.0133***	0.8794***	-0.2296	0.0635	-0.1902
	SLH	0.0240***	0.9193***	-0.4957***	-0.0203	0.5344*
	SLM	0.0209***	0.9561***	-0.4971***	-0.0680	0.5087*
	SLL	0.0180***	0.9338***	-0.5466***	-0.0649	0.0519
	MHH	0.0243***	0.9070***	0.3781*	0.4152**	1.2775***
	MHM	0.0188***	1.0331***	0.2503	0.2387*	0.7445*
	MHL	0.0094***	0.8717***	0.1649	0.0743	-0.3289
						86%

120 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

모형	포트폴리오	a	b	s	h	adjR ²
	MMH	0.0242***	0.8877***	-0.0049	0.2630	0.9327***
	MMM	0.0216***	1.0308***	-0.1433	0.2092	0.6787**
	MML	0.0134***	0.8708***	-0.1721	0.0659	-0.1840
	MLH	0.0240***	0.9156***	-0.4445***	-0.0059	0.5137*
	MLM	0.0209***	0.9507***	-0.4491***	-0.0608	0.4958*
	MLL	0.0180***	0.9289***	-0.4979***	-0.0564	0.0478
	BHH	0.0241***	0.8900***	0.4466**	0.3862**	1.1434***
	BHM	0.0192***	1.0096***	0.3080*	0.2169	0.6889*
	BHL	0.0103***	0.8623***	0.2313**	0.0613	-0.3312
	BMH	0.0239***	0.8749***	0.0761	0.2519	0.8474***
	BMM	0.0216***	1.0117***	-0.0708	0.2008	0.6278**
	BML	0.0139***	0.8639***	-0.1006	0.0592	-0.2020
	BLH	0.0237***	0.9112***	-0.3741**	0.0148	0.4725*
	BLM	0.0209***	0.9458***	-0.3771**	-0.0514	0.4558
	BLL	0.0182***	0.9228***	-0.4310***	-0.0471	0.0262
FF-3	요인	a	b	s	h	adjR ²
	SHH	0.0225***	0.9630***	0.9333***	0.6700*	82%
	SHM	0.0168***	1.0460***	0.1930	0.1303	78%
	SHL	0.0104***	0.8773***	-0.0839	0.3324	83%
	SMH	0.0235***	0.8891***	0.1948	0.3891	83%
CG	SMM	0.0208***	1.0321***	-0.0276	0.2105	81%
	SML	0.0149***	0.8703***	-0.2081	0.3448**	86%
	SLH	0.0254***	0.8640***	-0.6012***	0.0747	88%
	SLL	0.0200***	0.8776***	-0.7739***	0.0529	88%
	MHH	0.0224***	0.9432***	0.9357***	0.6254*	82%
(표 V-9) 계속						
CG	MHL	0.0105***	0.8661***	-0.0375	0.3194	83%
	MMH	0.0233***	0.8832***	0.2401	0.3846	83%
	MMM	0.0206***	1.0209***	0.0225	0.2029	81%
	MML	0.0149***	0.8643***	-0.1549	0.3409**	86%
	MLH	0.0252***	0.8628***	-0.5594***	0.0895	88%
	MLM	0.0217***	0.8959***	-0.6091***	-0.1040	88%
	MLL	0.0199***	0.8750***	-0.7298***	0.0607	88%
	BHH	0.0222***	0.9237***	0.8993***	0.5731*	82%
	BHM	0.0172***	1.0044***	0.2656	0.1073	77%
	BHL	0.0113***	0.8588***	0.0149	0.3041	86%
	BMH	0.0230***	0.8744***	0.2938	0.3762*	84%
	BMM	0.0207***	1.0052***	0.0778	0.2054	82%
	BML	0.0153***	0.8598***	-0.1020	0.3360**	88%
	BLH	0.0249***	0.8618***	-0.5057**	0.1160	86%
	BLM	0.0216***	0.8950***	-0.5470***	-0.0853	87%

모형	포트폴리오	a	b	s	h	adjR ²	
FF-3+	요인	BLL	0.0199***	0.8724***	-0.6698***	0.0764	88%
		a	b	s	h	d	adjR2
	SHH	0.0164***	0.8428***	0.4478**	1.0796***	1.2385***	89%
	SHM	0.0155***	1.0221***	0.0962	0.2120	0.2470	78%
	SHL	0.0100***	0.8711***	-0.1090	0.3536*	0.0640	84%
	SMH	0.0197***	0.8138***	-0.1096	0.6460***	0.7766***	87%
	SMM	0.0185***	0.9863***	-0.2129	0.3668	0.4725***	82%
	SML	0.0136***	0.8449***	-0.3105*	0.4312**	0.2611	86%
	SLH	0.0227***	0.8096***	-0.8209***	0.2601	0.5603***	89%
	SLM	0.0199***	0.8623***	-0.7980***	0.0131	0.3790***	89%
	SLL	0.0189***	0.8556***	-0.8627***	0.1278	0.2264	88%
	MHH	0.0167***	0.8313***	0.4837**	1.0068***	1.1531***	89%
	MHM	0.0156***	1.0033***	0.1382	0.1898	0.2336	78%
	MHL	0.0103***	0.8613***	-0.0570	0.3359*	0.0498	83%
	MMH	0.0197***	0.8120***	-0.0477	0.6274***	0.7341***	87%
CG	MMM	0.0184***	0.9773***	-0.1534	0.3513	0.4488***	82%
	MML	0.0137***	0.8408***	-0.2498	0.4210**	0.2422	86%
	MLH	0.0226***	0.8110***	-0.7685***	0.2659	0.5334***	89%
	MLM	0.0199***	0.8609***	-0.7507***	0.0155	0.3614***	89%
	MLL	0.0189***	0.8545***	-0.8125***	0.1305	0.2111	88%
	BHH	0.0173***	0.8284***	0.5143**	0.8979***	0.9820***	87%
	BHM	0.0162***	0.9850***	0.1872	0.1734	0.2000	78%
	BHL	0.0112***	0.8564***	0.0052	0.3123	0.0248	86%
	BMH	0.0198***	0.8109***	0.0374	0.5926***	0.6541***	87%
	BMM	0.0187***	0.9658***	-0.0810	0.3394	0.4052***	83%
	BLM	0.0142***	0.8393***	-0.1849	0.4059**	0.2114	89%
	BLH	0.0225***	0.8140***	-0.6989***	0.2790	0.4929***	88%
	BLM	0.0200***	0.8631***	-0.6757***	0.0233	0.3284**	88%
	BLL	0.0190***	0.8542***	-0.7432***	0.1383	0.1870	89%

〈표 IV-10〉 월별 주식수익률로 구성한 Fama-French 3요인 및 HML_{FDI} 요인 헉단면 회귀분석

27개 포트폴리오를 대상으로 Fama-French 3요인 및 HML_{FDI} 요인 시계열 회귀분석을 수행함. 요인포트폴리오의 수익률을 구성하기 위하여 규모, BM비율, FDI 기준별로 4분위 포트폴리오를 구성하고 각 기준별 포트폴리오에서 공통적으로 속하는 64개 포트폴리오의 시가가중수익률을 산출함. 이 가운데 8개의 포트폴리오수익률을 구성함. 8개의 포트폴리오는 규모/BM비율/FDI를 기준으로 최소/최고, 최소/최저/최저, 최소/최저/최고, 최소/최고/최고, 최소/최저/최저, 최대/최고/최고, 최대/최저/최저, 최대/최고/최고임.

Fama-French 3요인의 SMB, HML과 HML_{FDI} 요인포트폴리오수익률은 아래와 같이 산출함.

$$\text{SMB} = (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최고})/4 - (\text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4$$

$$\text{HML} = (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4 - (\text{최소}/\text{최저}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4$$

$$\text{HML}_{FDI} \text{ 요인} = (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고})/4 - (\text{최소}/\text{최고}/\text{최고} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최고})/4 - (\text{최소}/\text{최고}/\text{최저} + \text{최소}/\text{최저}/\text{최저} + \text{최대}/\text{최고}/\text{최저})/4$$

위 요인들을 사용하여 아래와 같은 Fama-French 3(FF-3)요인 및 FF-3요인에 HML_{FDI} 요인을 추가한(FF-3요인+ HML_{FDI} 요인) 헉단면 회귀분석을 실시함. LT, CG는 구조형 기업재무구조모형을 구분함. 순서대로 FF-3요인과 HML_{FDI} 요인의 추정계수인 λ_0 , λ_{mkt} , λ_{SMB} , λ_{HML} , λ_{SMD} 의 유의수준검정은 이분산성을 고려한 White(1980)과 Shanken(1992) 방식을 적용함. (***, **는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 White(1980)로 측정함). Wald χ^2 검정 및 GRS F검정(Gibbons et al. 1989)은 〈표 III-9〉의 시계열 회귀분석에서 27개 포트폴리오의 철편이 모두 '0'이라는 결합가설 검증결과임

FF-3요인 : $(r_i - r_f) = \lambda_0 + \lambda_{mkt} b_i + \lambda_{SMB} s_i + \lambda_{HML} h_i + \varepsilon_i$

FF-3+ HML_{FDI} 요인 : $(r_i - r_f) = \lambda_0 + \lambda_{mkt} b_i + \lambda_{SMD} s_i + \lambda HML_{BM} h_i + \lambda HML_{FD} d_i + \varepsilon_i$

모형	요인들	통계량	λ_0	λ_{mkt}	λ_{SMB}	$\lambda_{HML_{DM}}$	$\lambda_{HML_{FDI}}$	AdjR2	Wald χ^2	GRS
LT	추정계수	-0.0245	0.0353	-0.0029**	-0.0016					
	t-value	(-0.676)	(-0.941)	(-1.822)	(-0.849)					
	Shanken's t	(-0.615)	(-0.861)	(-2.186)	(-0.937)					
FF-3+ HML _{FDI}	추정계수	-0.0263	0.0372	-0.0029**	-0.0015	-0.0002				
	t-value	(-0.606)	(-0.821)	(-1.795)	(-0.677)	(-0.124)	45%			
	Shanken's t	(-0.546)	(-0.713)	(-2.105)	(-0.692)	(-0.157)				
FF-3	추정계수	-0.0239	0.0353	-0.0022	-0.001					
	t-value	(-0.536)	(-0.766)	(-0.982)	(-0.560)					
	Shanken's t	(-0.491)	(-0.704)	(-0.972)	(-0.732)					
CG	추정계수	-0.0132	0.0242	-0.0023	-0.0014	0.0002				
	t-value	(-0.321)	(-0.572)	(-1.003)	(-0.807)	(-0.193)	44%			
	Shanken's t	(-0.305)	(-0.547)	(-1.027)	(-1.127)	(0.000)				

[부록] 재무곤경위험측정 실증모형의 구성

만기전 부도의 가능성은 고려한 구조형 재무곤경위험모형은 연구의 목적에 따라 다양한 이형이 존재한다. (Ericsson and Reneby 2005; Brockman and Turtle 2003; Eom et al. 2004; Forte and Lovreta 2009; Chen et al. 2009a; Chen et al. 2010). M, LS, LT, DOC 등 비교모형들을 구성하기 위해 기준이 되는 DOC옵션의 합수 꼴을 구성한다. 먼저 기업총가치가 식 (부록-1)과 같은 확률과정을 따른다고 하자. 식 (부록-1)은 고정된 $T(> 0)$ 를 기준으로 확률공간 (Ω, \mathcal{F}, P) 에서 정의되는 독립적인 브라운운동 $\{W(t) | 0 < t < T\}$ 에 사용하여 기하브라운운동으로 기업총가치확률과정을 표현한다.

$$(부록-1) \quad \frac{dV}{V} = (\mu - \delta) dt + \sigma dW$$

여기서 μ 는 기업총가치의 수익률이며 기업수익률을 표현한다. δ 는 기업의 자본비용이다. 자본비용은 부채자본비용(c)과 주식자본비용으로 구성한다. 부채자본비용은 기업 부채항목의 발행 사채, 대출금 등의 이자를 의미한다. 주식자본비용은 배당금과 자사주매입으로 정의한다. 자본비용은 부채자본비용에 부채비율을 곱한 값과 주식자본비용에 $(1 -$ 부채비율 $)$ 을 곱한 값을 합하여 가중평균으로 산출하고 이를 연속복리로 표현한다. σ 는 기업총가치의 변동성이며 기업변동성을 표현한다.

신용사건이 발생하는 시점은 부채의 채무가 불이행되는 시점 혹은 이자지급이 정지되는 시점이다. 금융기관은 기업의 부도에 민감하기 때문에 최종부도가 선언되기 까지 몇 단계의 유예절차가 존재하고 이에 따라 어느 단계를 어떤 기업의 부도사건으로 정의하는 문제는 매우 어렵다. 본 연구는 KRM(한국신용평가)에서 제공한 국내 상장기업 대상 부

126 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

도관련 자료를 사용하여 부도사건을 정의하였다. 실무에서 1차 부도, 2차 부도, 그리고 유예기간을 부여하는 등 다양한 협상 과정을 진행하고 실제 부도가 일어난 시점부터 최종 부도가 선언되는 시점까지 많은 시간이 요구된다. 부도사건을 연구자의 관심에 따라 다른 시점에서 정의할 수 있기 때문에 주식자료를 사용하는 부도사건연구 실증분석에서 널리 사용되는 상장폐지일을 사용한다.

옵션의 행사가격인 명목부채금액 K 과 DOC의 격발가치(trigger value)인 부채격발가치 H 가 정해진 상황에서 DOC 옵션으로 산출한 기업의 시가총액 E 경계조건은 식 (부록-2)이다.

$$(부록-2) \quad E = \begin{cases} \text{Max}[V - K, 0] & \text{if } V > H \\ 0 & \text{if } V \leq H \end{cases}$$

위험중립측도에서 Rich (1994)의 연구결과에 근거하여 식 (부록-2)의 경계조건으로 무위험이자율 r_f 과 자본비용을 배당으로 해석하여, 시가총액을 식 (부록-3)과 같은 DOC 옵션가치로 표현하였다. 여기서 τ 는 만기이고 R 은 리베이트이다. 실증분석에서 부도시 시가총액에 대한 리베이트는 없다고 간주한다. 즉 $R = 0$ 이다.

$$(부록-3) \quad E = V N(a) - K e^{-(r_f - \delta)\tau} N(a - \sigma\sqrt{\tau}) \\ - V \left(\frac{H}{V} \right)^{2\eta} N(b) + K e^{-(r_f - \delta)\tau} \left(\frac{H}{V} \right)^{2\eta-2} N(b - \sigma\sqrt{\tau}) \\ + R \left(\frac{H}{V} \right)^{2\eta-1} N(c) + R \left(\frac{V}{H} \right) N(c - 2\eta\sigma\sqrt{\tau})$$

$$a = \begin{cases} \frac{\ln(V/K) + (r_f - \delta + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K \geq H, \\ \frac{\ln(V/H) + (r_f - \delta + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K < H \end{cases}$$

$$b = \begin{cases} \frac{\ln(H^2/VK) + (r_f - \delta + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K \geq H, \\ \frac{\ln(H/V) + (r_f - \delta + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} & \text{for } K < H \end{cases}$$

$$c = \frac{\ln(H/V) + (r_f - \delta + \sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}},$$

$\eta = \frac{r_f}{\sigma^2} - \delta + \frac{1}{2}$, 여기서 $N(\cdot)$ 는 누적정규분포함수이다.

식 (부록-1)과 식 (부록-3)에서 나타나는 모수들 가운데 추정하거나 지정하는 변수들은 기업총가치 V , 기업수익률 μ , 자본비용 δ , 기업 변동성 σ , 재무곤경유발가치 H 이다. 이 가운데 재무곤경유발가치가 가변적인 모형은 2단계반복갱신법을 적용하여 모수들(V, μ, σ, H)를 추정하고 고정된 모형의 경우 1단계반복갱신법을 적용하여 모수들(V, μ, σ)를 추정한다.¹⁾

LT모형의 재무곤경유발가치

LT모형에서 재무곤경유발가치는 기업의 주식 시가총액의 가치를 극대화하는 목표함수에서 결정된다. LT모형은 파산이 일어나지 않을 경우

1) 1단계 2단계 반복갱신법 모수 추정절차에 대한 자세한 내용은 강대일 · 조재호 (2011 b)를 참조하라. 후진귀납방식은 전진귀납방식의 역방향으로 진행한다.

128 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

부채의 만기에 다다를 때, 원금과 만기가 같은 부채로 항상 갱신된다고 가정한다. 그리고 총부채원금은 부채자본비용 c 를 지불하는 K 수준으로 계속 유지된다. LT모형에서 최적 재무구조유발가치는 식 (부록-4)와 같이 산출된다.

각 모수에 대해서 LT모형 재무구조유발가치 H_{LT} 는 만기 T , 기업변동성 σ , 무위험이자율 r_f 에 대해 감소함수이고 파산비용 $D(c)$ 대하여 증가함수이다. 그리고 원금 K 의 증가분 보다 더 크게 증가한다. 여기서 ν 는 법인세이다.

$$(부록-4) \quad H_{LT} = \frac{\left(\frac{c}{r_f} \right) \left(\frac{\Lambda}{r_f T} - \Xi \right) - \frac{\Lambda K}{r_f T} - \frac{\nu c \psi}{r_f}}{1 + D(c) \psi - (1 - D(c)) \Xi}$$

여기서

$$\Lambda = 2\alpha e^{-r_f T} N(\alpha \sigma \sqrt{T}) - 2\beta N(\beta \sigma \sqrt{T}) \\ - \frac{2}{\sigma \sqrt{T}} n(\beta \sigma \sqrt{T}) + \frac{2e^{-r_f T}}{\sigma \sqrt{T}} n(\alpha \sigma \sqrt{T}) + (\beta - \alpha),$$

$$\Xi = - \left(2\beta + \frac{2}{\beta \sigma^2 T} \right) N(\beta \sigma \sqrt{T}) - \frac{2}{\sigma \sqrt{T}} n(\beta \sigma \sqrt{T}) + (\beta - \alpha) + \frac{1}{\beta \sigma^2 T}, \\ \alpha = \frac{\left(r_f + \delta + \frac{\sigma^2}{2} \right)}{\sigma^2}, \beta = \frac{\left((\alpha \sigma^2)^2 + 2r_f \sigma^2 \right)^{\frac{1}{2}}}{\sigma^2}, \psi = \alpha + \beta$$

이고, $n(\cdot)$ 는 표준정규분포함수이다.

실증분석에서 부채자본비용 c 을 산출하기는 상당히 어렵다. 왜냐하면 기업의 부채는 다양한 만기를 가진 채권뿐만 아니라 은행 대출금, 선수금 등이 포함되어 있기 때문이다. Lally and Smith (1997)은 부채자본비용이 무위험이자율에 0.5~1.5%의 프리미엄을 붙인 수준이라고 보고

한다. 본 연구는 실증분석을 위해서 부채자본비용을 다음과 같이 산출하였다. 제조업 표본에서 순금융이자보상배율이 존재하는 경우 이 비율을 근거로 부채자본비용을 산출하였다.²⁾ 해당 기업에 대해서 부채의 자본비용을 추정할 만한 계정이 없는 경우, 회사채수익률로 대체하였다. 무위험이자율은 곤경집단만기 통화안정증권으로, 제조업의 3년 무보증 회사채수익률은 2000년 9월 30일까지 사용하였고, 2000년 10월 1일 이후 3년 회사채AA와 3년 회사채BBB의 평균을 사용하였다. 이상의 방식으로 산출한 부채의 자본비용은 연속복리형태로 표현하였다. 법인세비용은 손익계산서상 법인세비용항목을 사용하였으며 법인세차감전손익 대비 연속복리법인세율로 조정하였다. LT모형에 필요한 파산비용 $D(c)$ 에 대한 국내 자료는 존재하지 않아 Leland (2006)에서 사용한 0.30를 사용하였다.

LS모형의 재무곤경유발가치

LS (1995) 모형에서 재무곤경유발가치 H_{LS} 는 부도시 부채의 잔존가치이며 식 (2-5)과 같이 부채의 원금 K 에 부도시잔존율 θ 을 곱하여 산출한다. Leland (2006)는 부도시잔존율 θ 과 파산비용 $D(c)$ 및 부도시회수율 κ 에 대해서 식 (2-6)과 같은 관계식을 제시하였다. 부도시회수율은 부도시잔존율에서 파산비용을 차감한 비율이다. 본 연구는 금융투자협회 채권정보서비스에서 200곤경집단부터 2009년까지 제공한 부도시회수율 자료 가운데 대기업 부도시회수율 9년 평균값 38.88%를 적용한다.³⁾ 이를 적용할 경우 부도시잔존율 θ 는 55.5%로 산출된다.

²⁾ 금융업(은행, 보험, 증권, 종금)인 경우 대출채권이자율 혹은 예수금 평균이자율로 추정하였다. 금융업의 경우 산금채수익률로, 1년 산금채의 경우 1995년 5월 2일부터 제공되는 호가수익률을 기준으로 하였다. 금융업에서 1년 산금채이자율도 없는 경우, 무위험이자율에 1.5% 프리미엄을 더한 값을 사용한다.

³⁾ Leland (2006)에서 0.3의 파산비용이 51.2%에 해당하는 부도시회수율에 해당한다고

LS모형은 본래 확률과정 무위험이자율모형을 채택한다.⁴⁾ 반면 Leland (2006)는 모형간 비교분석에서 고정된 무위험이자율을 사용하였다. 본 연구는 Leland (2006)의 방식으로 비교연구를 수행한다.

$$(부록-5) \quad H_{LS} = \theta K, \quad \theta \in [0,1]$$

$$(부록-6) \quad \kappa = (1 - D(c))\theta$$

CG모형의 재무곤경유발가치

CG (2001) 모형에서 재무곤경유발가치 H_{CG} 는 LS 모형과 같이 부도시 부채의 잔존가치이다. 단, 그 잔존가치는 부채 명목원금 K 가 아닌 목표부채비율을 향하 조정속도를 반영하는 부채비율확률과정(leverage ratio stochastic process)를 반영한다. 3장 1절 부채비율 행태를 반영한 재무곤경유발가치를 추정한 각 시점별 부채추정량 $K_{j,t}^* (= L_{j,t}^* \times (K_j + MarketValue_{j,t}))$ 에 부도시잔존율 θ 을 곱하여 산출 한다. 부도시잔존율 θ 과 파산비용 $D(c)$ 및 부도시회수율 κ 간 관계는 식 (2-6)을 따르며 부도시회수율은 LS와 같이 대기업 대상 9년 평균값 38.88%,, 부도시잔존율 θ 55.5%을 적용한다.

회계정보기반 재무곤경유발가치 산출 모형 (AccDOC)

회계 및 시장 변수를 사용한 회귀식으로 LT 모형의 재무곤경유발가치를 산출하는 모형(AccDOC: Accounting DOC)을 임시 기업재무곤경위험모형으로 설정한다. 회계정보기반 재무곤경유발가치 모형 AccDOC은 회계 및 주가 정보가 재무곤경유발가치 추정에 유효한가를 분석하고

밝히고 있다. 이 점을 감안하면 이 모수값을 그대로 적용한 본 연구의 파산비용은 실제보다 과소 추정된 값일 수 있다.

4) Eom et al. (2004)는 구조모형을 사용하여 단순부채구조를 가진 182개의 채권가격을 평가하는 실증분석모형을 설정할 때, Nelson and Siegel (1987) 및 Vasicek (1977) 모형을 사용하여 확률과정 무위험이자율모형을 구성하였다.

DOC 함수꼴 재무곤경위험 예측성과에 기여하는가를 살펴보고자 구성하였다. 회계정보를 사용한 Altman (1968) Z모형은 여러 연구결과 구조형 재무곤경위험모형보다 부도예측성과가 우수하지 못하다고 나타났다 (Brockman and Turtle 2003; Hillegesit et al. 2004; Gharghori et al. 2006).

AccDOC 모형 모수 추정 절차는 다음과 같다. ① LT 모형에서 추정된 내재부채격발가치 H_{DOC} 를 종속변수로 놓고 회계 및 주가 자료를 변수로 사용하여 회귀식을 추정한다. ② 앞의 계수를 적용한 회귀식 (2-7)에서 추정부채격발가치 H_{AccDOC} 를 산출한다. 회계변수는 장기부채비율 LDR , 부채비중 DP , 기업 주식의 시가총액 MKT 이다. 장기부채비율 LDR 은 총부채 가운데 곤경집단 이상 부채규모의 비중이고, 부채비중 DP 은 총자산 가운데 총부채규모의 비중이다.

$$(부록-7) \quad H_{AccDOC} = f(LDR, DP, MKT)$$

본 연구는 Leland (2006)에서 제시한 측도변환전 본측도를 사용하여식 (2-8)과 같이 재무곤경위험 ρ 을 산출한다. 참고로 Brockman and Turtle (2003)의 연구는 DOC 함수꼴 재무곤경위험으로 위험중립 재무곤경위험을 사용하였다.

$$(부록-8) \quad \rho = N\left(\frac{(h-v) - \left(\mu - \delta - \frac{\sigma^2}{2} \right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \right) + \exp\left(\frac{2\left(\mu - \delta - \frac{\sigma^2}{2} \right)(h-v)}{\sigma^2} \right) \\ \left[1 - N\left(\frac{-(h-v) - \left(\mu - \delta - \frac{\sigma^2}{2} \right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \right) \right]$$

132 국내주식 포트폴리오 밑 강화지수 연구

여기서 $h = \ln H$ 이고 $v = \ln V$ 이다. 본 연구는 식 (부록-8)을 사용하여 DOC, LS, LT, CG 및 AccDOC 모형의 재무곤경위험을 산출한다.

역사적변동성법을 사용한 모수추정

본 연구는 일별 이동평균방식 역사적변동성법을 사용한다. 본 연구는 부채의 장부가치에 시가총액을 합산한 기업총가치 V_{HV} ($\equiv V_{int}$) 의 250일 전 후진귀납방식 이동평균의 표준편차를 역사적변동법 기업변동성 σ_{HV} 으로 사용한다. 역사적변동성법에서 재무곤경위험을 산출할 때, 몇몇 연구는 이동평균 기업수익률 μ_{HV} 이 아닌 무위험이자율 r_f 을 사용하여 위험중립 재무곤경위험을 계산한다. 위험중립 재무곤경위험으로 구조모형간 재무곤경위험 예측성과를 비교한 연구는 Brockman and Turtle (2003), Chen et al. (2009a)와 Chen et al. (2010)을 들 수 있다.

최초통과시점화률과정을 사용하는 구조모형의 핵심 모수는 재무곤경유발가치 산출방식에 있다. 본 연구는 임시 재무곤경유발가치를 사용한 재무곤경위험과 기존 구조모형의 재무곤경위험의 예측성과를 비교하여 재무곤경유발가치의 성질을 분석하고자 한다. 회귀식으로 추정한 재무곤경유발가치는 2단계 반복갱신법으로 재무곤경유발가치를 산출하는 DOC, LS 모형에 비해서는 단순하지만 재무곤경유발가치를 고정시킨 LS, CG 모형보다는 많은 정보를 사용한다. Acc계열이 재무곤경위험모형의 FDI를 산출하기 위해 먼저 2단계 반복갱신법(또는 역사적변동성법)을 사용한 각 모형의 내재재무곤경유발가치를 종속변수로 LDR , DP , MKT 독립변수로 사용하는 회귀분석을 실시한다. 선형과 비선형 회귀식의 조합 가운데 가장 좋은 추정치를 보여준 회귀식 (부록-9)을 선정하였다.

(부록-9)

$$\begin{aligned}
 H_{AccDOC} = & \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \ln(LDR_{i,t}) + \hat{\gamma}_2 (\exp(DP_{i,t}) - 1) \\
 & + \hat{\gamma}_3 (\ln(LDR_{i,t}) (\exp(DP_{i,t}) - 1)) + \hat{\gamma}_4 \ln(MKT_{i,t}) \\
 & + \hat{\gamma}_5 (\ln(LDR_{i,t}) \ln(MKT_{i,t})) + \hat{\gamma}_6 ((\exp(DP_{i,t}) - 1) \ln(MKT_{i,t})) + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

여기서 $\hat{\gamma}_j, j \in \{0, \dots, 6\}$ 는 내재재무곤경유발가치를 종속변수로 LDR , DP , MKT 독립변수 사용하는 식 (부록-9)꼴의 비선형 회귀식에서 추정한 계수들이다.

참 고 문 헌

- 강대일, 조재호, 2011 a, “최초통과시점 확률과정을 사용한 부도포트 폴리오 연구”, 재무관리연구 제28권 제2호, 149–187
- 강대일, 조재호, 2011 b, “새로운 모수추정법을 사용한 구조형부도확률모형의 예측성과” 재무연구 제24권 제4호, 1021–1067
- 강대일, 조재호, 채준, 황정욱, 2014, “부도위험을 고려한 주식포트폴리오 구성과 거래전략에 관한 연구”, 국민연금연구원 연구보고서 2014–12
- 강대일, 조재호, 채준, 황정욱, 2015, “재무곤경위험을 고려한 해외주식 포트폴리오 구성전략에 관한 연구—미국시장을 중심으로”, 국민연금연구원 연구보고서 2015–15
- 정문경, 박영규, 황정욱, 2015, “국민연금 국내주식 위탁운용 관리개선에 관한 연구”, 국민연금연구원 연구보고서 2015–06
- 강대일, 이지연, 황정욱, 태엄철, 2016, “국민연금 액티브운용 관리체계에 관한 연구 : 액티브위험한도 설정 체계를 중심으로”, 국민연금연구원 연구보고서(비공개보고서)
- 강대일, 황정욱, 2016, “해외주식운용 장기성과 개선을 위한 포트폴리오 연구”, 국민연금연구원 연구보고서 2016–09
- 강대일, 2017, “거래소 자산군 장기성과 개선을 위한 연구—미국시장을 중심으로”, 국민연금공단 단기연수보고서
- Admati, Anat R., and Paul Pfleiderer, 1991, Sunshine Trading and Financial Market Equilibrium, Review of Financial Studies 4, 443–481.
- Aharony, Joseph, Charles P. Jones, and Itzhak Swary, 1980,

- An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data, *The Journal of Finance* 35, 1001–1016.
- Altman, Edward I., 1968, Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy, *Journal of Finance* 23, 589–609.
- Andrade, Sandro C., Charles Chang, and Mark S. Seasholes, 2008, Trading Imbalances, Predictable Reversals, and Cross-stock Price Pressure, *Journal of Financial Economics* 88, 406–423.
- Arnott, Robert D., Jason C. Hsu, Jun Liu, Harry Markowitz, 2015, Can noise create the size and value effects, *Management Science* 61, 2569–2579.
- Asparouhova, Elena, Hendrik Bessembinder, and Ivalina Kalcheva, 2013, Noisy Prices and Inference Regarding Returns, *Journal of Finance* 68, 665–714.
- Barberis, Nicholas, and Richard Thaler, 2003, A Survey of Behavioral Finance, in George M. Constantinides, Milton Harris, and René M. Stulz, eds.: *Handbook of the Economics of Finance* (North Holland, New York, NY).
- Baker, Malcolm, and Jeffrey Wurgler, 2002, Market Timing and Capital Structure, *Journal of Finance* 57, 1–32.
- Bali, Turan, Stephen J. Brown, Yi Tang, 2017, Is economic uncertainty priced in the cross-section of stock returns?, *Journal of financial Econoics* 126, 471–489.
- Ball, Clifford A., and Tarun Chordia, 2001, True Spreads and Equilibrium Prices, *Journal of Finance* 56, 1801–1835.

- Bharath, Sreedhar T., and Tyler Shumway, 2008, Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model, *Review of Financial Studies* 21, 1339–1369.
- Black, Fisher, 1986, Noise, *The Journal of Finance* 41, 529–543.
- Black, Fischer, and John C. Cox, 1976, Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indentures Provisions, *Journal of Finance* 31, 351–367.
- Blume, Marshall E., and Robert F. Stambaugh, 1983, Biases In Computed Returns: An Application to The Size Effect, *Journal of Financial Economics* 12, 387–404.
- Brockman, Paul, and H. J. Turtle, 2003, A Barrier Option Framework for Corporate Security Valuation, *Journal of Financial Economics* 67, 511–529.
- Chen, Dar-Hsin, Heng-Chih Chou, David Wang, and Rim Zaabar, 2009a, The Predictive Performance of a Barrier-Option Credit Risk Model in an Emerging Market, working paper www.ssrn.com.
- Chen, Long, Pierre Collin-Dufresne, and Robert S. Goldstein, 2009b, On the Relation Between the Credit Spread Puzzle and the Equity Premium Puzzle, *Review of Financial Studies* 22, 3367–3409.
- Chen, Ren-Raw, Cheng-Few Lee, Han-Hsing Lee, and Taiwan Hsunchu, 2010, Default Prediction of Alternative Structural Credit Risk Models and Implications of Default Boundaries, FMA Working Paper, http://69.175.2.130/~finman/Reno/Papers/DefaultPrediction_Boundary_

FMA.pdf.

- Chordia, Tarun, and Avanidhar Subrahmanyam, 2004, Order Imbalance and Individual Stock Returns: Theory and evidence, *Journal of Financial Economics* 72, 485–518.
- Collin-Dufresne, P., R. Goldstein, and J. Hugonnier, 2004, A General Formula for Valuing Defaultable Securities, *Econometrica* 72, 1377–1407.
- Collin-Dufresne, Pierre, and Robert S. Goldstein, 2001, Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios?, *Journal of Finance* 56, 1929–1957.
- Daniel, Kent, and Sheridan Titman, 1997, Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns, *Journal of Finance* 52, 1–33.
- Davis, James L., Eugene F. Fama, and Kenneth R. French, 2000, Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929 to 1997, *Journal of Finance* 55, 389–406.
- Duffee, Gregory R., 1998, The Relation Between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads, *Journal of Finance* 53, 2225–2241.
- Duffee, Gregory R., 1999, Estimating The Price of Default Risk, *The Review of Financial Studies* 12, 187–226.
- Eom, Kyongsik, 2017, “미국, 유럽 자본시장의 환경변화와 대한민국의 과제 : Post-Crisis, Post-Crash”, (미발간)
- Eom, Young Ho, Jean Helwege, and Jing-Zhi Huang, 2004, Structural Models of Corporate Bond Pricing: An Empirical Analysis, *Review of Financial Studies* 17, 499–544.

- Ericsson, Jan, and Joel Reneby, 2005, Estimating Structural Bond Pricing Models, *Journal of Business* 78, 707–735.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1996, Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance* 51, 55–84.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 2002, Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt, *The Review of Financial Studies* 15, 1–33.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 2017, International tests of a five-factor asset pricing model, *Journal of Financial Economics* 123, 441–463.
- Fama, Eugene F., and James D. MacBeth, 1973, Risk, Return, and Equilibrium: Empirical tests, *The Journal of Political Economy* 81, 607–636.
- Fischer, Edwin O., Robert Heinkel, and Josef Zechner, 1989, Dynamic Capital Structure Choice, *Journal of Finance* 44, 19–40.
- Flannery, Mark J., and Kasturi P. Rangan, 2006, Partial Adjustment and Target Capital Structures, *Journal of Financial Economics* 79, 469–506
- Fortet, Robert, 1943, Les Fonctions Aléatoires du Type de Markoff Associées à Certaines Équations Lineaires aux Dérivées Partielles du type parabolique, *Journal de Mathematiques Pures et Appliquees* 22, 177–243.
- Forte, Santiago, and Lidija Lovreta, 2009, Pseudo Maximum Likelihood Estimation of Structural Credit Risk Models with Exogenous Default Barrier, working paper

[www.ssrn.com.](http://www.ssrn.com)

- Frank, Murray Z., and Vidhan K. Goyal, 2007, Trade-off and pecking order theories of debt, *Handbook of Empirical Corporate Finance Vol 2*, 135–202
- Gharghori, Philip, Howard Chan, and Robert Faff, 2006, Investigating the Performance of Alternative Default–Risk Models: Option–Based Versus Accounting–Based Approaches, *Australian Journal of Management* 31, 207–234.
- Gibbons, Michael R., Stephen A. Ross, and Jay Shanken, 1989, A Test of the Efficiency of a Given Portfolio, *Econometrica* 57, 1121–1152.
- Goldstein, Robert, Nengjiu Ju, and Hayne Leland, 2001, An Ebit–Based Model of Dynamic Capital Structure, *Journal of Business* 74, 483–512.
- Grossman, Sanford J., and Merton H. Miller, 1988, Liquidity and Market Structure, *Journal of Finance* 43, 617–633.
- Harris, Lawrence, 2003, *Trading and Exchanges* (Oxford University Press, Oxford).
- Helwege, Jene, and Christopher M. Turner, 1999, The Slope of The Credit Yield Curve for Speculative-grade Issuers, *Journal of Finance* 54, 1869–1884.
- Hendershott, Terrence, Sunny Li, Albert J. Menkveld, and Mark S. Seasholes, 2011, Risk Sharing, Costly Participation, and Monthly Returns, Working paper, UC Berkeley.
- Heston, Steven L., and K. Geert Rouwenhorst, 1994, Does

- Industrial Structure Explain the Benefits of International Diversification?, Journal of Financial Economics 36, 3–27.
- Hillegeist, Stephen A., Elizabeth K. Keating, Donald P. Cram, and Kyle G. Lundstedt, 2004, Assessing the Probability of Bankruptcy, Review of Accounting Studies 9, 5–34.
- Hirtle, Beverly J., 2003, What market risk capital reporting tells us about bank risk, FRBNY Economic Policy Review /September.
- Huang, Rongbing, Jay Ritter, 2009, Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment, Journal of Financial and Quantitative analysis 44, 237–271
- IMF, Apr. 2017, Global Financial Stability Report.(October)
- Jalilvand, Abolhassan, Roberts S. Harris, 1984, Corporate Behavior in Adjusting to Capital Structure and Dividend Targets: An Econometric Study, Journal of Finance 39, 127–145.
- Jarrow, Robert A., David Lando, and Stuart Turnbull, 1997, A Markov Model for The Term Structure of Credit Spreads, The Review of Financial Studies 10, 481–523.
- Jegadeesh, Narasimhan, 1990, Evidence of Predictable Behavior of Security Returns, Journal of Finance 45, 881–898.
- Lally, Martin T., and G. Stevenson Smith, 1997, Capital Charging and Asset Revaluations: New Choices in Governmental Financial Reporting?, International Journal of Accounting 32, 45–62.

- Lehmann, Bruce N., 1990, Fads, Martingales, and Market Efficiency, *Quarterly Journal of Economics* 105, 1–28.
- Leland, Hayne E., 2006, Predictions of Default Probabilities in Structural Models of Debt, in H. G. Fong, ed., *The Credit Market Handbook: Advanced Modeling Issues*, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken.
- Leland, Hayne E., and Klaus Bjerre Toft, 1996, Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads, *Journal of Finance* 51, 987–1019.
- Liu, Bo, Ahmet E. Kocagil, and Greg M. Gupton, 2007, Fitch Equity Implied Rating and Probability of Default Model, FitchSolutions paper.
- Longstaff, Francis A., and Eduardo S. Schwartz, 1995, A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt, *Journal of Finance* 50, 789–819.
- Madan, Dilip B., and Haluk Unal, 1998, Pricing the Risks of Default, *Review of Derivatives Research* 2, 121–160.
- Merton, Robert C., 1973, Theory of Rational Option Pricing, *The Bell Journal of Economics and Management Science* 4, 141–183.
- Merton, Robert C., 1974, On the Pricing of Corporate Debt: the Risk Structure of Interest Rates, *Journal of Finance* 29, 449–470.
- Myers Stewart C., and Nicholas S. Majluf, 1984, Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have, *Journal of*

- Financial Economics 13, 187–221.
- MSCI, 2016, MSCI Global Investable Market Indexes Methodology, MSCI
- Nelson, Charles R., and Andrew F. Siegel, 1987, Parsimonious Modeling of Yield Curves, *Journal of Business* 60, 473–489.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, 1987, A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55, 703–708.
- Nielsen, Lars T., Jesus Saa-Requejo, and Pedro Santa-Clara, 1993, Default Risk and Interestrate Risk: The Term Structure of Default Spreads, Working paper, Insead.
- Nijman, Theo, Laurens Swinkels, and Marno Verbeek, 2004, Do Countries or Industries Explain Momentum in Europe?, *Journal of Empirical Finance* 11, 461–481.
- Pflug, Georg Ch., and Andrzej Ruszczyński, 2005, Measuring Risk for Income Streams, *Computational Optimization & Applications* 32, 161–178.
- Poterba, James M., and Lawrence H. Summers, 1988, Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications, *Journal of Financial Economics* 22, 27–59.
- Ricciardi, Luigi, and Shunsuke Sato, 1988, First Passage Time Density and Moments of the Ornstein Uhlenbeck process, *Journal of Applied Probability* 25, 43–57.
- Rich, Don R., 1994, The Mathematical Foundations of Barrier Option-Pricing Theory, in D. M. Chance and R. R.

- Trippi, eds, Advances in futures and options research. Volume 7., Greenwich, Conn. and London: JAI Press.
- Roll, Richard, 1992, Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices, *The Journal of Finance* 47, 3–41.
- Scholes, Myron, and Joseph Williams, 1977, Estimating Betas from Nonsynchronous Data, *Journal of Financial Economics* 5, 309–327.
- Schobel, Rainer, 1999, A Note on The Valuation of Risky Corporate Bonds, *OR Spektrum* 21,35–47.
- Vasicek, Oidrich, 1977, An Equilibrium Characterization of The Term Structure, *Journal of Financial Economics* 5, 177–188.
- Vassalou, Maria, and Yuhang Xing, 2004, Default Risk in Equity Returns, *Journal of Finance* 59, 831–868.
- Welch, Ivo., 2004, Capital Structure and Stock Return, *Journal of Political Economy* 112, 106–131.
- White, Halbert, 1980,A Heteroskedasticity–Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48, 817–838.
- Xu, Zhaoxia. 2007, Do Firms Adjust Toward a Target Leverage Level?, working paper, Bank of Canada.

국민연금연구원 발간보고서 목록

2016년도

연구보고서 2016-01	북한 노후소득보장 제도 및 실태 연구	민기채, 조성은 외	2017.1.
연구보고서 2016-02	베이비붐 세대의 부양부담이 노후준비에 미치는 영향	송현주, 임란	2017.1.
연구보고서 2016-03	가입기간별 가입자 추계 2016	박성민	2017.3.
연구보고서 2016-04	국민연금의 소득계층별 수급부담 통계모형	최기홍, 신승희 외	2017.3.
연구보고서 2016-05	국민연금의 일반균형 세대간회계 연구	최기홍, 김형수	2017.3.
연구보고서 2016-06	국민연금 신규수급자의 연금액 추계 2016	한정림, 신승희	2017.3.
연구보고서 2016-07	국민연금 보험료수입 추계 2016	한정림, 김형수 외	2017.3.
연구보고서 2016-08	국민연금 가입자 추계 2016	김형수	2017.3.
연구보고서 2016-09	해외주식운용 장기성과 개선을 위한 포트폴리오 연구 (비공개)	강대일, 황정욱	2017.3.
연구보고서 2016-10	국민연금 노령연금 및 반환일시금 추계 2016	신경혜, 송창길 외	2017.3.
연구보고서 2016-11	국민연금 유족연금 및 장애연금 추계 2016	신경혜, 송창길	2017.3.
연구보고서 2016-12	공적연금 연계모형 구축과 기초율 산정 연구 2016	박성민, 송창길 외	2017.3.
연구보고서 2016-13	장기 거시경제 전망모형 연구	성명기	2017.3.
연구보고서 2016-14	국민연금의 장기 거시경제 영향 연구	성명기, 홍기석	2017.3.
연구보고서 2016-15	자산군 프로파일 변경에 기반한 전략적 자산배분에 관한 연구	최영민, 손경우 외	2017.3.

연구보고서 2016-16	팩터 기반 인덱스의 전술적 활용 방안-해외 주식시장을 중심으로	손경우, 최영민 외	2017.3.
연구보고서 2016-17	국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브 위험 한도 설정 체계를 중심으로(비공개)	강대일, 이지연 외	2017.4.
연구보고서 2016-18	독자적 투자전략과 펀드성과의 관계 분석	이지연	2017.3.
정책보고서 2016-01	우리나라 유족보장의 개선방안연구 -유족기초연금의 도입을 중심으로-	이용하, 최인덕 외	2017.1.
정책보고서 2016-02	성직자 노후보장실태와 국민연금 가입 제고 방안	유희원, 한신실	2017.1.
정책보고서 2016-03	기초연금 운영국가의 급여수준 검토 및 시사점	최옥금, 한신실	2017.1.
정책보고서 2016-04	국민연금 크레딧제도 개선방안	유호선, 유현경	2017.1.
정책보고서 2016-05	청년층의 국민연금 가입 제고방안 연구	정인영, 유희원 외	2017.1.
정책보고서 2016-06	은퇴 예정자를 위한 노후준비 교육 프로그램 개발	성혜영, 김아람	2017.3.
정책보고서 2016-07	지역가입자 소득수준 및 규모 전망 연구	윤병욱, 송창길 외	2017.3.
정책보고서 2016-08	국내채권 기대수익률 산출체계 개선에 관한 연구	이상현	2017.3.
정책보고서 2016-09	노인기초보장제도의 관리운영방식에 관한 국제비교	이용하, 최옥금 외	2017.4.
정책보고서 2016-10	2015년 국민연금기금의 성과평가	강대일, 이지연 외	2017.3.
정책보고서 2016-11	해외투자시 동태적 환헤징 전략에 관한 연구	주상철	2017.3.
정책보고서 2016-12	해외 주요 연금의 기금운용부문 개혁 사례와 시사점	박태영, 이정화	2017.3.
정책보고서 2016-13	국민연금의 직접운용과 위탁운용 비교에 관한 연구 (비공개)	정문경, 태엄철 외	2017.3.
조사보고서 2016-01	중·고령자의 경제생활 및 노후준비 실태 -제6차(2015년도) 국민노후보장패널조사(KReIS) 기초분석보고서-	송현주, 임란 외	2017.1.

조사보고서 2016-02	재정목표 및 재정지표의 국제비교 연구	국민연금 연구원 연금제도팀	2017.3.
연차보고서 2016-01	2017년 국민연금기금의 자산배분: ALM분석을 중심으로(비공개)	최영민, 박태영 외	2017.3.
용역보고서 2016-01	국민연금 재정추계를 위한 거시경제변수 전망	김성태, 권규호 외	2017.5.
요약보고서 2016-01	2016년도 연구분야별 주요 연구결과 요약집		2017.6.
워킹페이퍼 2016-01	국민연금 국내주식의 위탁규모 증가가 성과에 미치는 영향	정문경, 이정화	2017.4.
연구자료 2016-01	2016년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서	황정욱, 태엄철	2017.4.
프로젝트 2016-01	해외 연기금의 책임투자관련 주요 현황	이정화, 원상희	2017.3.
프로젝트 2016-02	통일 대비 효율적인 연금통합 방안 연구	이용하, 이철수 외	2017.4.
프로젝트 2016-03	2016년 기초연금의 사회경제적 효과 분석 연구	최옥금, 이상봉 외	2017.4.
프로젝트 2016-04	국민연금과 국민경제 연구	성명기 편	2017.5.
단기과제 2016-01	단기연구과제1 (장애인연금과 장애인연금의 역할정립 및 연계방안, 국민연금법과 장애인복지법의 장애판정기준 연계방안)	오옥찬, 이재은	2017.4
단기과제 2016-02	단기연구과제2 (공단 내 외부 데이터를 융합한 가치 창출 및 업무 활용방안, 빅데이터를 활용한 국민연금 부정수급 예측모형 개발 방안)	유호선, 왕승현, 이은영	2017.4
단기과제 2016-03	단기연구과제3 (60세 이후 연령대별 필요 생활자금 조사, 노후준비 교육의 체계 및 주제 분류, 내연금 사이트 종합재무설계 내용 개선)	성혜영, 김아람	2017.4

2015년도

연구보고서 2015-01	자녀세대의 부모에 대한 소득이전과 노후준비	송현주, 임란	2016.3.
연구보고서 2015-02	결측치 대체방법 연구 -국민노후보장패널 소득관련 자료를 이용하여	박주완, 김호진	2016.3.
연구보고서 2015-03	중기 거시경제 전망모형 연구	성명기	2016.3.
연구보고서 2015-04	국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향 연구	성명기, 이준상	2016.3.
연구보고서 2015-05	미국의 경기국면의 예측과 투자전략	손경우, 최영민	2016.3.
연구보고서 2015-06	자산소유자를 대상으로 한 GIPS®기준의 국민연금 성과평가 적용에 관한 연구	정문경, 이지연 외	2016.3.
연구보고서 2015-07	노인가구의 경제적 가치 수준과 빈곤완화 효과 분석 -한국, 미국, 영국의 패널자료를 이용하여	이상봉, 이은영 외	2016.3.
연구보고서 2015-08	국민연금가입자 중기전망방법 개선 연구	박성민, 송창길	2016.3.
연구보고서 2015-09	기초연금 재정시뮬레이션	신경혜, 김형수	2016.3.
연구보고서 2015-10	국민연금 보험료수입 및 신규수급자의 기본연금액 추계를 위한 소득지수 개선방안 연구	한정림, 송창길	2016.3.
연구보고서 2015-11	사망률 전망 모형의 선택과 전망된 사망률에 기초한 국민연금의 수익비와 재정효과 분석	최장훈, 권미애 외	2016.3.
연구보고서 2015-12	출산율과 사망률 변경에 따른 인구전망	최장훈, 김형수	2016.3.
연구보고서 2015-13	미시모의실험 모형에 의한 국민연금의 세대간·세대내 소득재분배 측정	최기홍, 신승희	2016.3.
연구보고서 2015-14	국민연금의 재정안정화정책의 평가: OG모형 파레토 개선 접근법	최기홍, 신성희 외	2016.3.
연구보고서 2015-15	재무공경위험을 고려한 해외주식 포트폴리오 구성전략에 관한 연구 -미국시장을 중심으로	강대일, 조재호 외	2016.3.

연구보고서 2015-16	외부 위탁운용 매니저의 군집투자 행태(herding)와 유인에 관한 연구	이지연, 태엄철	2016.3.
연구보고서 2015-17	국민연금 가입자 평균소득 전망방법 개선 연구	한정림, 허재준 외	2016.5.
정책보고서 2015-01	기초연금 급여적정수준 유지를 위한 연동방법 검토	최옥금, 한신실 외	2016.3.
정책보고서 2015-02	고령화의 진전과 공사적 연금자산 성장이 국민연금 기금운용에 미치는 영향과 대응방안	박태영, 원상희	2016.3.
정책보고서 2015-03	국민연금기금의 통화 오버레이 전략에 관한 연구	주상철, 노상윤	2016.3.
정책보고서 2015-04	국민연금 부동산투자 다각화 방안에 관한 연구	노상윤, 주상철 외	2016.3.
정책보고서 2015-05	CVaR를 사용한 전략적 자산 배분에 관한 연구	최영민, 손경우 외	2016.3.
정책보고서 2015-06	국민연금 국내주식 위탁운용 관리개선에 관한 연구	정문경, 황정욱 외	2016.3.
정책보고서 2015-07	2014년도 국민연금기금의 성과평가	강대일, 정문경 외	2016.3.
정책보고서 2015-08	국민연금 사업장가입자 증가요인분석과 확대 방안에 관한 연구	이용하, 김원섭 외	2016.3.
정책보고서 2015-09	공적연금제도와 고령자 고용정책의 보완적 발전 방안	정인영, 민기채 외	2016.3.
정책보고서 2015-10	생애주기별 소비 및 저축실태 분석에 따른 노후준비 전략	성혜영, 이은영	2016.3.
정책보고서 2015-11	국민연금 목표초과 수익률 산출체계 개선 방안에 관 한 연구	강대일, 정문경 외	2016.3.
정책보고서 2015-12	정년제와 공적연금제도 변화과정에 관한 연구	김현수, 유현경	2016.5.
조사보고서 2015-01	중·고령자의 일상적 스트레스와 대처 전략 -국민노후보장패널 5차 부가조사 기초분석보고서	송현주, 박주완 외	2016.3.
연차보고서 2015-01	2016년 국민연금기금의 자산배분: ALM분석을 중심 으로	최영민, 박태영 외	2016.3.

연차보고서 2015-02	국민연금 중기재정전망(2016-2020)	박성민, 신경혜 외	2016.5.
용역보고서 2015-01	싱가포르 공적연금 기금운용의 시사점	이준희	2016.5.
용역보고서 2015-02	국민연금기금의 공공사회서비스 인프라 투자	주은선, 김진석 외	2016.5.
용역보고서 2015-03	기금규모 증가에 따른 국민연금의 시장영향력 분석	이재현	2016.5.
워킹페이퍼 2015-01	가입자 및 수급자 추계의 기초율 추정	김진미	2016.3.
연구자료 2015-01	2015년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가 보고서	황정욱, 태엄철	2016.5.
프로젝트 2015-01	해외 연기금의 기금관련 주요 현황	이정화, 원상희	2016.3.
프로젝트 2015-02	주요 동유럽 체제전환 국가의 경제사회적 성과 비교 -동독, 체코, 헝가리, 폴란드를 중심으로	이용하, 민기채 외	2016.5.
프로젝트 2015-03	우리나라 노후소득보장의 종합적 고찰	이용하, 김원섭 외	2016.5.

2014년도

연구보고서 2014-01	가입기간별 기초율을 적용한 국민연금 장기재정전망(Ⅱ)	박성민	2014.12
연구보고서 2014-02	공적연금 가입자 추계 방법 연구	박주완, 한정림	2014.12
연구보고서 2014-03	국민연금 이력자료에 의한 계층별 특성치의 통계적 추정	최기홍, 신승희	2014.12
연구보고서 2014-04	국민연금제도변수 종기 전망 연구	성명기, 최장훈	2014.12
연구보고서 2014-05	국민연금과 거시경제 모의실험모형 연구	성명기	2014.12

연구보고서 2014-06	국민연금 포트폴리오의 최적공분산 추정에 관한 연구	최영민	2014.12
연구보고서 2014-07	경제적불평등과 노후최저보장제도의 관계 및 시사점 -OECD국가를 중심으로	이상봉, 서대석	2015.3
연구보고서 2014-08 (비공개)	국민연금 기타 대체투자의 수익과 위험에 관한 연구	정문경, 최장훈 외	2015.3
연구보고서 2014-09	국민연금의 재정평가 지표에 대한 비교연구	최기홍, 김형수	2015.3
연구보고서 2014-10	남부유럽 연금개혁 연구	권혁창, 정창률 외	2015.3
연구보고서 2014-11	독거노인의 생애노동이력과 이전소득 효과 연구	송현주, 성혜영 외	2015.3
연구보고서 2014-12	부도위험을 고려한 주식 포트폴리오 구성과 거래전략 에 관한연구	강대일, 조재호 외	2015.3
연구보고서 2014-13	고연령 사망률 추정과 미래 사망률 전망방식 개선에 관한 연구	최장훈, 김형수	2015.3
연구보고서 2014-14	시간변동성 성과평가지표를 이용한 국민연금기금의 성과평가에 관한 연구	정문경, 황정욱 외	2015.3
연구보고서 2014-15	우리나라 다층노후소득보장체계의 연금소득 추정	한정림, 박주완	2015.3
연구보고서 2014-16	유족연금 및 중복급여 산출방법 개선방안	신경혜, 신승희	2015.3
연구보고서 2014-17	환경, 사회, 지배구조요인(ESG)을 이용한 투자 전략 에 관한 연구	손경우, 주상철	2015.3
연구보고서 2014-18	ALM을 사용한 기금운용 통합관리방안(II)(비공개)	강대일, 김배호 외	2015.3
정책보고서 2014-01	국민연금 국내부동산 벤치마크 사용자지수 산출에 관 한 연구	노상윤, 민성훈 외	2014.12
정책보고서 2014-02	국민연금기금의 액티브 외화관리전략에 관한 연구	주상철, 손경우	2014.12
정책보고서 2014-03	공적연기금 리스크 관리체계의 국제비교	최영민, 박태영 외	2014.12
정책보고서 2014-04	국민연금 국내 인프라투자 벤치마크 지수 개선방안 연구	노상윤, 유승동 외	2014.12

정책보고서 2014-05	정년연장이 국민연금제도에 미치는 영향에 관한 연구	김현수, 김원식 외	2015.3
정책보고서 2014-06	2013년 국민연금 기금운용 성과평가 (공개)	강대일, 정문경 외	2015.3
정책보고서 2014-07	2013년 국민연금 기금운용 성과평가 (비공개)	강대일, 정문경 외	2015.3
정책보고서 2014-08	국민연금 기금운용지침 개선방안	박태영, 이정화	2015.3
정책보고서 2014-09	국민연금사각지대 완화를 위한 지역가입자 관리개선 방안연구	정인영, 김경아 외	2015.3
정책보고서 2014-10	노인기초보장제도와 국민연금 간 역할분담관계에 관한연구	이용하, 최옥금 외	2015.3
정책보고서 2014-11	단시간 근로자 실태와 국민연금 적용방안	최옥금, 조영은	2015.3
정책보고서 2014-12	연금교육 활성화를 통한 노후준비 수준 제고 방안	성혜영, 송현주 외	2015.3
정책보고서 2014-13	우리나라 노년층의 노후소득격차 발생요인 분석과 지원방안연구	김경아, 김현수 외	2015.3
정책보고서 2014-14	우리나라 중·고령자들의 노동시장 특성과 국민연금 제도 가입확대방안	유호선, 박주완 외	2015.3
조사보고서 2014-01	유족연금제도의 국제비교 연구	유호선, 김경아 외	2015.3
조사보고서 2014-02	장애인 소득보장체계의 국제비교연구	이용하, 정인영 외	2015.3
조사보고서 2014-03	중·고령자의 경제생활 및 노후준비실태 -제5차(2013년도)국민노후보장패널(KReIS)분석보고서-	송현주, 이은영 외	2015.3
연차보고서 2014-01	2015년 국민연금기금의 자산배분 -ALM분석을 중심으로(비공개)	기금정책팀	2014.12
연차보고서 2014-02	국민연금 중기재정전망(2015~2019)	박성민, 신경혜 외	2015.3
용역보고서 2014-01	최적사회보장과 창조경제 -국민연금기금의 효율적 투자방안을 중심으로	임양택	2014.12

용역보고서 2014-02	1. 독일연금통합의 전개과정 평가 (고려대학교 산학협력단) 2. 북한사회보장과 연금제도 운영실태 분석 (신한대학교 산학협력단)	김원섭 이철수 외	2015.3
용역보고서 2014-03	국민연금 사각지대 개선방안 연구 (인제대학교 산학협력단, 충북대학교 산학협력단)	김재진, 이정우 외	2015.3
용역보고서 2014-04	반납·추납 보험료 대여사업 사업타당성 분석 및 수 요도 조사(대구대학교 산학협력단)	전승훈	2015.3
용역보고서 2014-05	일반국민과 공무원의 노후보장체계 국제비교 연구	김상호, 배준호 외	2015.6
워킹페이퍼 2014-01	연간 거시경제계량모형 개발	박무환	2015.3
연구자료 2014-01	2014년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서	황정욱, 태엄철	2015.3
프로젝트 2014-01	OECD 주요 국가의 기초보장 급여적정성 평가방법	이용하, 최옥금 외	2015.3
단기과제 2014-01	단기과제 I	성혜영, 송현주 외	2015.6
단기과제 2014-02	단기과제 II	이용하, 유호선 외	2015.6

저자 약력

• 강 대 일

서울대학교 경영학 박사

Visiting Scholar of Economics, U.C.Berkeley

한국재무학회 이사

현 Partner of Consortium for Data Analytics in Research
(CDAR), U.C. Berkeley

현 국민연금연구원 부연구위원

• 태 엄 철

서울시립대학교 경제학과

고려대학교 경제학 석사

에너지경제연구원 위촉연구원

현 국민연금연구원 주임연구원

정책보고서 2017-13

국내주식 포트폴리오 및 강화지수 연구:

기업 부채비율 행태를 반영한 요인(factor) 구성을 중심으로

2018년 4월 인쇄

2018년 4월 발행

발행인 : 김 성 주

편집인 : 이 용 하

발행처 : 국민연금공단 국민연금연구원

전북 전주시 덕진구 기지로 180(만성동)

TEL : 063-713-6778 / FAX : 063-715-6564

ISBN 978-89-6338-395-8

