



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

[Disclaimer](#)

석사 학위논문

한국주식시장에서 장부가  
-시가비율과 이익잉여금-  
시가 비율을 통한 주식수익률 분석

2021 년 8 월

서울대학교 경영대학원

재무금융 전공

심 동 명

한국주식시장에서 장부가  
-시가비율과 이익잉여금-  
시가 비율을 통한 주식수익률 분석

지도교수 이 관 휘

이 논문을 석사 학위논문으로 제출함

2021 년 4 월

서울대학교 경영대학원

재무금융 전공 심 동 명

심동명의 석사 학위논문을 인준함

2021 년 8 월

위 원 장 \_\_\_\_\_ 고봉찬

부위원장 \_\_\_\_\_ 김우진

위 원 \_\_\_\_\_ 이관휘

## 국문 초록

본 연구는 1986년부터 2020년까지 한국주식시장에서 장부가-시가 비율, 특히 장부가-시가의 구성부분인 이익잉여금-시가비율로 미래주가수익률을 분석했다. 전 표본구간 미래주가수익률 설명에 있어서 이익잉여금-시가 비율은 양의계수를 보였으나 robust 하지 못했다. 그리고 주가수익률 설명에 있어서 이익잉여금-시가 비율은 장부가-시가 비율의 설명력을 약화시키지 못했다. 하위구간을 분석한 결과 1986~2009년에서는 장부가-시가 비율이 양의 계수로 유의미하며 이익잉여금-시가 비율도 양의 계수로 유의미하게 나왔다. 하지만 2010~2020년 동안은 장부가-시가 비율과 이익잉여금-시가 비율이 주가수익률을 유의하게 설명하지 못했다.

**주요어 :** 장부가, 장부가-시가 비율, 장부가 구성부분, 이익잉여금, 이익잉여금-시가 비율

**학 번 :** 2018-26492

# 목 차

제 1 장 서론 .....	1
제 1 절 연구내용 .....	1
제 2 절 선행연구 .....	2
제 2 장 연구방법 .....	8
제 1 절 표본 .....	8
제 2 절 변수의 정의 .....	14
제 3 장 실증분석 .....	15
제 1 절 전체 표본기간(1986 년~2020 년) 패널분석 .....	15
제 2 절 하위구간(1986 년~2009 년) 패널분석 .....	21
제 3 절 하위구간(2010 년~2020 년) 패널분석 .....	26
제 4 장 결론 .....	31
참고문헌 .....	32
Abstract .....	35

## 테이블 목차

[테이블 1] .....	11
[테이블 2] .....	19
[테이블 3] .....	24
[테이블 4] .....	29

# 제 1 장: 서 론

## 제 1 절: 연구 내용

가치투자전략<sup>1</sup> 중 많이 쓰이는 것은 장부가-시가비율 (장부가를 시가로 나눈 값) 이다. 기업의 회계정보를 토대로 장부가-시가 비율을 구한 뒤 이 값이 높은 ‘가치주’ 에 투자하고 시가대비 장부가가 낮은 ‘성장주’ 를 매도하여 수익을 내는 전략이다. 많은 국내외 연구들은 가치투자전략이 유효한 것을 보여줬다. 하지만 왜 이런 현상이 나타나는지 장부가 (book value) 분해를 통한 설명은 존재하지 않았다. 장부가는 주주들이 납입하는 납입자본, 영속회사가 영업을 통해 낸 수익이 누적된 이익잉여금 그리고 환율 등 비 영업적 부분인 기타포괄손익누계액 총 세부분으로 이뤄진다. 미국시장에서 Ball (2020)은 주식수익률 설명시 장부가의 구성부분 중 기업의 펀데멘털 성격을 띄는 이익잉여금-시가 비율은 양의 회귀계수를 보이며 유의미한 것을 보였다. 그리고 이익잉여금-시가 비율을 장부가-시가 비율과 함께 주식수익률을 설명할 때 장부가-시가 비율의 주가수익률 설명력이 약화된다는 것을 밝혔다. 본 연구는 Ball (2020)의 미국시장 연구를 한국시장에 확장하였다. 구체적으로 한국시장에서 이익잉여금-시가 비율이 주가수익률을 설명하는지 알아보려고 한다. 그리고 주가수익률 설명에 있어 이익잉여금-시가 비율이 장부가-시가 비율의 설명력을 약화시키는지 연구하였다.

1986년부터 2020년까지 한국 유가증권시장과 코스피시장에 상장된 기업들의 연간 회계자료를 사용하여 관심 변수들인 장부가-시가 비율, 이익잉여금-시가 비율, 납입자본-

---

<sup>1</sup> 주식의 장부가-시가 비율, 현금흐름-시가 비율, 매출액-시가, 당기순이익-시가 비율 등 가치의 측정비율에 비해 가격이 낮은 주식을 매수하여 초과수익을 올리는 전략을 말한다. Graham and Dodd (1934) 참조

시가 비율 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율을 구했다. 패널분석에 있어 주식 월 수익률을 종속변수로 뒀고 시가총액, 직전 달 주식 수익률, 직전 한달을 제외한 과거 1년 주식 수익률, 그리고 장부가-시가 그리고 장부가 부분 비율들을 독립변수로 설정했다. 연구결과, 전체 표본구간에서 이익잉여금-시가 비율은 양의 회귀계수를 가지나 robust 하지 않았다. 그리고 미국시장과 달리 이익잉여금-시가 비율이 장부가-시가 비율의 주가수익률 설명을 약화시킨다는 근거는 찾지 못했다.

## 제 2 절: 선행 연구

장부가-시가 현상은 주가수익률 설명에 있어서 장부가-시가 비율이 독립변수로서 설명력이 높은 것을 의미한다. 장부가-시가 비율이 높은 기업의 주식 수익률이 장부가-시가 비율이 낮은 기업에 비해 평균적으로 주식수익률이 높다는 것에 착안하여 이를 토대로 한 가치주 전략은 기업의 재무 기초체력을 바탕으로 하며 장부가-시가 비율로 가치주를 정의한다. 가치주는 기업의 순자산이 시장가치에 비해 저평가 받는 기업의 주식을 말한다. 성장주는 반대로 기업의 순자산의 가치보다 시장가치가 더 높은 기업의 주식을 뜻한다. 이런 장부가-시가 비율을 바탕으로 기업들을 나열한 뒤, 장부가-시가 비율이 높은 기업(가치주)의 주식을 매입하고 장부가-시가 비율이 낮은(성장주) 주식을 매도함으로써 유의미한 수익을 내는 것이 장부가-시가 전략이다.

장부가-시가 전략은 국내와 해외의 여러 연구에서 다뤄진 바 있다. 대표적으로 미국 주식시장에서 Stattman (1980)은 장부가-시가 비율이 평균적으로 주가수익률과 양의 관계를 가지고 있음을 밝힌 바 있다. Rosenberg, Reid, Lanstein (1985)는 1973년부터 1984년 까지 미국시장 NYSE, ASE 그리고 NASDAQ 에 상장된 1,400 여개 기업을 대상으로 장부가-시가 비율이 높은 주식에 투자하고 장부가-시가 비율이 낮은 주식을 파는 ‘장부가-시가’ 전략이 유효한 것을 보여줬다. 전 표본 구간 장부가-시가 전략을 통한



알파는 양으로 유의미 했으며 세 구간으로 나눈 하위 구간의 결과도 마찬가지로 양의 알파를 보이며 유의미 함에 따라 robust 하였다. RRL 은 1973 년부터 1984 년까지 미국 주식시장에서 장부가-시가 비율이 높은 주식이 장부가-시가 비율이 낮은 주식에 비해 평균 수익률이 높다는 실증연구를 보여줬다. Fama and French (1992)연구는 1963 년부터 1990 년 사이에 미국 NYSE, AMEX 그리고 NASDAQ 에 상장된 기업들의 장부가-시가 비율을 포함한 여러 변수들로(사이즈, 시장베타, 순이익-시가 비율, 레버리지 비율) 주가수익률을 설명할 수 있는지 보았다. 연구결과는 기업의 장부가-시가 비율과 주가수익률은 양의 계수로 유의미 하였으며 사이즈 변수는 음의 계수로 유의미 한 것을 보였다. 장부가-시가 비율과 기업의 사이즈 변수가 다른 변수들인 PER, 시장베타 그리고 레버리지 비율보다 설명력이 높은 것을 보여준 것이다.

미국시장뿐만 아니라 다른 국가에서도 장부가-시가 현상을 보여준 연구들이 있었다. 일본 주식시장에서도 장부가-시가 현상이 유효한 것을 보여준 연구도 존재한다. Chan, Hamao, and Lakonishok (1991)은 빠른 시가총액 성장을 보이며 1990 년 3 월 기준 전세계에서 두번째로 규모가 큰 일본을 실증연구 시장으로 선정하였다. 기간은 1971 년과 1988 년 이며 대상은 일본 동경유가시장 거래소에 상장 폐지된 기업들과 상장된 제조업과 비제조업을 포함하였다. 장부가-시가 비율을 다른 변수들(순이익-주가, 사이즈, 현금흐름 수익률)과 함께 사용하여 주식수익률을 설명하는지 보았다. 연구결과 순이익-주가와 사이즈는 주가수익률을 유의미하게 설명하지 못하였다. 반면에 장부가-시가 비율과 현금흐름 수익률은 주가수익률에 양의 유의미한 영향을 준 것을 확인하였다. 일본과 미국 말고 다른 국가들도 포함하여 진행한 연구는 Fama and French (1998)의 연구이다. Fama and French 는 장부가-시가 현상이 13 개 국가를 대상으로 국제적으로 존재하는 것을 보였다. 구체적으로 1974 년부터 1995 년 사이 미국 NYSE, AMEX 그리고 NASDAQ 에 상장되거나 상장 폐지된 기업들을 모두 포함했으며 동일한 기간 MSCI 데이터베이스를 사용하여 일본, 영국, 프랑스, 독일, 이탈리아, 네델란드, 벨기에, 스위스, 스웨덴, 오스트레일리아, 홍콩, 그리고 싱가포르에 상장하거나 상장 폐지된 기업들을 대상으로 조사했다. 연구결과 1975 년에서 1995 년 동안 13 개국 중 12 개 국가에서 평균적으로 가치주 포트폴리오

수익률이 성장주 포트폴리오보다 연간 +7.68% 유의미하게 높았으며 다른 가치지표인 순이익-시가, 현금흐름-시가 그리고 배당-시가 비율로 꾸린 포트폴리오의 결과도 마찬가지로 동일한 결과를 보였다.

장부가-시가 현상을 재무적 곤경 위험으로 설명하는 선행 연구들도 존재한다. Fama, French, Booth and Siquesfield (1993)은 1973년부터 1991년까지 NYSE에 상장된 기업들의 평균 주가수익률이 NASDAQ에 상장된 회사들의 주가수익률보다 높은 이유는 사이즈 고려한 장부가-시가 비율에서 기인한다고 밝혔다. 즉 투자자들이 기업의 파산위험에 대한 프리미엄으로 설명을 한다. 구체적으로 표본 기간 NYSE에 상장된 기업들이 평균적으로 NASDAQ에 상장된 기업들에 비해 재무적 곤경에 있는 기업들이 많았다는 것이다. 과거 좋지 못한 경영성과와 회사의 파산위험때문에 시장참여자들이 높은 위험프리미엄을 요구를 한다는 것이다. 즉, 기업가치에 비해 시장가격이 낮은 높은 장부가-시가 비율은 보이는 회사들은 높은 위험을 가지고 있다는 것이다. 그래서 이런 가치주의 파산위험에 대한 보상 형태로 수익률이 평균적으로 높은 것이라고 설명한다. Fama and French는 장부가-시가 비율과 사이즈 두 요인은 기업의 펀데멘털을 결정하는 유의미한 요인임을 실증연구를 통해 보였다. Fama and French (1995)는 표본기간은 1963년에서 1992년까지 미국 NYSE, AMEX 그리고 NASDAQ에 상장된 기업들이 대상으로 연구를 진행했다. 구체적으로 장부가-시가 비율을 기준으로 회사들을 나열하여 포트폴리오를 구성한다. 포트폴리오 구성시점에서 5년 후 높은 장부가-시가에 속한 기업들의 수익성 지표를 분석했는데, 장부가-시가 비율이 낮은 그룹에 속한 기업들보다 낮은 것을 보임으로 향후 기업의 수익성과 장부가-시가 비율이 관계가 있음을 보였다. 장부가-시가 현상이 데이터셋 생존편의에서 발생하는 현상이 아니냐는 비판이 있었는데, 장부가-시가 현상은 생존편의에 영향을 받지 않는다는 Fama and French (1996)의 연구가 있었다. 생존편의 관련 비판은 구체적으로 COMPUSTAT이 시장에 상장폐지되지 않고 존재하는 기업들의 장부가-시가 비율을 상장폐지되어 사라진 기업에 비해 더 많이 반영하는 경향이 있어서 이런 생존편의 현상으로 높은 장부가-시가 비율을 가진 회사들의 미래수익률이 강한 현상이 나타난다는 지적이다. 여기에 Fama and French는 1968년 이후로 누락된 데이터를 가진 회사들의 특성은 다른

회계정보와 특성을 지닌 폐쇄형투자회사, 리츠 그리고 ADR 등으로써 연구대상인 회사들이었음을 밝혔고, 연구 표본에 들어간 기업들과 관련이 없다고 반박하며 따라서 데이터의 생존편의로 인한 영향이 장부가-시가 효과에 영향을 주지 않는다고 설명했다.

반면에 가치주 현상은 기업의 재무적 곤경 리스크 때문이 아니라 투자자들의 행태가 원인이라고 설명하는 연구들도 존재한다. 우선 Little (1962)는 투자자들이 기업어닝을 extrapolation 하는 경향이 있다고 주장한다. 성장주의 강한 성장이 미래에도 지속될 것이라고 생각하는데, 투자자들은 시간이 지나며 기대보다 기업의 어닝 성장속도가 빠르지 않다는 것을 인식한다. 마찬가지로 투자자들은 가치주의 경우에도 어닝이 향후 계속 좋지 않을 것이라고 생각하는데, 시간이 지나며 가치주의 어닝 성장이 기대보다 빠른 것을 인지함으로써 가치주의 성과가 성장주보다 좋다는 것이다. Lakonishok, Shleifer, Vishny (1994)는 높은 장부가-시가를 가진 기업들의 높은 주식수익률은 시장참여자들의 기대의 오류에서 나온다고 주장했다. 표본기간은 1971년부터 1993년까지 NYSE, AMEX 그리고 NASDAQ 에 상장된 회사들이 대상이며 리츠, ADR, 폐쇄형펀드, 집합투자신탁 등을 제외했다. 기업들을 그룹으로 나누는데 현금흐름-시가 비율과 연간 매출액 성장률 두개를 기준으로 포트폴리오를 꾸렸다. 그리고 매년 어닝 발표시점 이후 5년의 buy and hold 수익률을 비교했더니 성장주에 비해 가치주가 초과수익률을 내는 것을 보였다. 즉, 일반적인 투자자들이 과거 기업성과의 증가/감소 추세가 향후 지속될 것이라고 가정하여 과잉반응을 보이기 때문이다. 구체적으로 과거의 재무성과가 좋지 못했던 높은 장부가-시가 비율을 가진 회사들의 미래실적을 투자자들이 과잉 반응하여 부정적으로 예상하는 것이다. 실제로 지난 기간동안 실적이 좋지 못했던 기업들의 미래성과보다 투자자들이 더 안 좋게 실적을 예상하여 주가를 더 하락 시키는 것이다. 향후 과거 가치주로 분류된 주식가격이 반등하게 되면 이 부분에서 초과수익률이 나온다는 것이다.

국내연구들도 장부가-시가 현상이 존재하는 것을 보였다. 감형규 (1997)는 한국시장에서 재무건전성을 통제한 뒤 장부가-시가 비율이 높은 기업의 수익률이 장부가-시가 비율이 낮은 그룹에 비해 평균적으로 수익률이 높은 것을 보였다. 표본은 1981년부터 1993년까지

한국거래소에 상장된 기업을 대상으로 했으며 금융업에 속하는 기업은 제외하였다. 송영출 (1999)은 한국시장에서 주식수익률을 장부가-시가 비율이 설명하는지 알아보기 위해 개별기업들을 대상으로 횡단회귀분석을 진행하였다. 표본은 1988 년에서 1995 년까지 한국거래소에 상장한 제조업 기업들이 대상이었다. 결과는 장부가-시가 비율의 주가수익률 설명은 유의미하게 나왔다.

김석진, 김지영 (2000)의 연구는 신규상장편의와 생존편의가 장부가-시가효과에 영향을 미치는지 연구를 진행하였다. 표본기간은 1990 년에서 1997 년 한국거래소에 상장된 금융업을 제외한 기업들이 대상이었다. 연구결과 한국시장에서 신규상장편의나 생존편의에 대해 강건한 장부가-시가 효과가 존재하는 것을 확인하였다. 이후 장경천(2007)의 연구는 생존편의와 규모효과를 고려해도 한국주식시장에서 가치투자전략은 유효하게 높게 나오는 것을 설명하였다. 김성표 (1999)는 한국시장에서 장부가-시가와 사이즈 효과가 재무 레버리지 리스크와 배당감소 및 현금흐름 불확실성 리스크와 관련되어 있다고 보였다. 즉, 한국시장에서 장부가-시장이 현상은 이런 기업의 위험에 대한 투자자들의 위험 프리미엄이라는 가설을 지지한다고 보였다. 표본기간은 1980 년부터 1997 년 한국거래소에 상장된 비금융기업을 대상으로 하였다. 이처럼 해외주식시장과 마찬가지로 한국시장에서도 장부가-시가 비율은 주식 수익률을 설명하는 것으로 많은 연구들이 존재한다.

위의 국내외 연구결과처럼 미래 주식수익률을 설명하는 수단으로 장부가-시가 비율이 사용되고 있는 것이다. 하지만 장부가 분해를 통한 설명은 부재하였다. 왜 장부가는 미래 주식수익률을 설명해 주는 것일까? 우선 기업의 장부가는 회사의 내재가치를 의미한다. 장부가를 구성하는 계정들이 존재하는데, 장부가를 나눠보면 아래와 같이 세부분인 ‘납입자본 (Contributed capital)’, ‘이익잉여금 (Retained Earnings)’, 그리고 ‘기타포괄손익누계액 (Accumulated Other Comprehensive Income)’ 으로 구성된다.

$$\text{장부가} = \text{납입자본} + \text{이익잉여금} + \text{기타포괄손익누계액}$$

$$\text{납입자본} = \text{자본금} + \text{자본잉여금} - \text{자사주}$$

장부가 구성부분 세가지 중 두가지 항목에 비중이 쏠려 있는데, 평균적으로 기업 장부가 중 95%이상을 이익잉여금과 납입자본이 차지한다. 다시 말해, 기업의 장부는 두 구성부분의 합과 거의 일치하는 것이다. 이익잉여금은 기업이 배당을 지급 후 누적해온 과거 순이익의 합계이다. 다시 말하면, 이익잉여금은 기업의 과거 순이익의 평균치라고 할 수 있는 것이다. 납입자본의 경우 위의 식으로 분해할 수 있으며, 과거 기업의 주식발행 액면가의 총합인 ‘자본금’ 과 액면가를 초과한 부분인 ‘자본잉여금’ 을 더한 후 ‘자사주’ 를 차감한다. 이처럼 장부의 상당부분을 차지하는 ‘납입자본’ 과 ‘이익잉여금’ 은 각각 자금조달과 기업의 펀데멘털로 다른 경제적 의미를 지닌다. 따라서 장부의 구성요소들이 주식의 미래수익률을 예측하는지에 대한 연구들이 진행되어 왔다.

우선 기업의 펀데멘털을 나타내는 지표에 관한 연구 중 Ball (1978)의 연구는 기업의 순이익을 주가로 나눈 Earnings-to-Price 비율이 미래 주가 수익률을 설명하는 지표로 사용될 수 있다고 제시했었다. 하지만 회계적인 이익과 현금성 이익은 차이가 있으며, 따라서 당기순이익은 기업의 펀데멘털에 대한 정보를 온전히 반영하는데 한계가 있다. Novy-Marx (2013), Ball (2015), Ball (2016)의 연구에 따르면, 기업의 이익 인식시점에 근거한 accrual 은 미래 주가수익률에 음의 효과를 보여주며 현금흐름성 이익은 주가수익률에 양의 효과를 낸다고 설명한 바 있다. 한편 기업의 순이익이 여러 기간이 누적된 이익잉여금의 경우 수익인식 시점에 근거한 accrual 과 현금이익의 차이를 좁혀 기업의 펀데멘털을 보여줄 수 있으며 이익잉여금은 배당금과 같이 미래에 회사 주주들한테 배분될 기대 수익이라고 설명한다.

한편 장부의 상당부분을 차지하는 요소 중 하나인 납입자본은 기업의 순자금조달을 의미한다. Ikenberry (1995), Loughran, Ritter (1995), Daniel, Titman (2006), Pontiff, Woodgate (2008)의 연구는 납입자본이 많다는 사실이 반드시 회사의 위험 정도를 나타내지

않으며, 단지 투자자들이 위험을 감내할 준비가 되었다는 의미라고 설명한다. 다시 말해, 납입자본에 관한 연구들은 주가의 수익률과 관련이 없으며 미미한 음의 관계를 나타낸다.

Ball (2020)은 장부가의 주요 구성요소이자 회사의 펀데멘털과 가장 연관이 있는 이익잉여금을 연구했다. 결과는 미국시장에서 장부가-시가 비율이 주식의 미래수익률을 설명하는데 있어서 가장 크게 설명하는 부분은 이익잉여금 이라고 밝혔다. 즉, 이익잉여금-시가 비율은 횡단면 분석에서 미래 주식수익률을 설명하며, 이익잉여금-시가 비율이 독립변수로서 장부가-시가 비율과 함께 사용되었을 때 장부가-시가 비율의 주가 수익률의 설명을 약화시키는 것을 보였다.

## 제 2 장: 연구 방법

### 제 1 절: 표본

자료는 에프엔가이드 사의 Dataguide 를 이용했으며, 코스피와 코스닥의 연간 회계정보를 사용하였다. 주식수익률의 경우 월별 수익률을 사용했고, 표본 기간은 1986 년 1 월부터 2020 년 12 월까지다. 그리고 한국표준산업분류 대분류코드를 기준으로 금융 및 보험업을 제외하였다.

결산일과 주식수익률의 시점을 조정하기 위해 Ball (2020)과 같은 방법으로 기업별 결산월을 기점으로 회계정보를 6 개월 조정하였다. 만약에 한 회사의 결산 월이 12 월인 경우 해당기업의 회계정보는 다음 년도 6 월에 공시가 되도록 설정하였다. 그리고

횡단면회귀분석을 진행하기 전에, 시가총액이 지나치게 작은 회사들이 outlier 로 작용하는 것을 막기 위해 Ball (2020)과 같은 방법으로 시가총액을 기준으로 하위 20%에 해당되는 회사의 주식들을 제거하였다.

테이블 1 은 한국 코스피/코스닥 시장을 합친 표본의 분포이다. 우선 패널 A 는 장부가-시가 비율과 장부가 구성요소별-시가 비율의 분포를 나타낸다. 장부가의 구성요소로 이익잉여금-시가 비율(retained earnings-to-market), 납입자본-시가 비율(contributed capital-to-market) 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율(other book-to-market)이다. 패널 A 의 하단 부분은 장부가 대비 세 구성부분의 비중을 나타낸다. 앞에서 언급한 바와 같이, 한국시장에서 평균적으로 이익잉여금과 납입자본의 장부가 대비 98%를 차지한다. 구체적으로 이익잉여금-장부가 비중의 평균은 37%이며 중앙값은 42%이다. 납입자본-장부가 비중은 평균이 61%로 가장 높으며, 중앙값은 56%이다. 반면 기타포괄손익누계액이 장부가에서 차지하는 부분은 평균 2%이며 중앙값은 거의 0%이다. 따라서 장부가의 구성요소 중, 기타포괄손익누계액은 이익잉여금과 납입자본에 비해 비중이 매우 미미한 것을 볼 수 있다.

가치지표 중 하나인 장부가-시가 비율처럼 장부가의 세가지 구성요소들을 시가로 나누어 이익잉여금-시가, 납입자본-시가 그리고 기타포괄손익누계액-시가의 분포를 살펴보겠다. 우선 장부가-시가(book-to-market) 비율의 평균은 1.18 이며 중앙값은 0.95 이다. 그리고 이익잉여금-시가(Retained earnings-to-market)비율의 평균값은 0.46 이며, 중앙값은 0.38 이다. 그리고 장부가의 마지막 구성 부분인 기타포괄손익누계액-시가(Other Book-to-market)의 평균은 0.03 이고, 중앙값은 0 이다.

패널 B 는 기업의 시가총액과 장부가-시가 비율을 바탕으로 나눈, Fama French 의 여섯개 그룹의 장부가 구성요소가 장부가 대비 차지하는 비중을 나타낸다. 우선, 기업규모를 시가총액 중앙값을 기준으로 중앙값 보다 작으면 small 그리고 중앙값 보다 크면 big 으로 기업들을 구분하였다. 그리고 장부가-시가비율로 기업들을 세 등분 하였는데 장부가-

시가비율이 큰 그룹을 가치주, 중간그룹을 중립주 그리고 장부가-시가 비율이 가장 낮은 그룹에 해당되는 기업들을 성장주로 나눴다. 그리고 각 그룹에 속하는 기업들의 이익잉여금-시가비율, 납입자본-시가 비율, 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율의 평균값, 중앙값, 0 보다 작은 비율을 나타냈다. 우선 기업규모를 기준으로 보면, 시가총액이 큰 그룹에 속한 기업일수록 장부가 중 이익잉여금의 비중이 높으며 이익잉여금이 0 보다 작은 비중이 적은 특징을 보인다. 반면에 시가총액이 작은 기업들은 장부가 대비 이익잉여금 비중이 작으며 음의 이익잉여금을 보이는 회사들이 시가총액이 큰 그룹에 속하는 기업들에 비해 많았다. 그리고 납입자본의 비중이 더 높은 특성을 보인다. 장부가에서 기타포괄손익누계액 비중의 경우 시가총액이 큰 그룹이나 시가총액이 작은 그룹이나 큰 차이가 있지 않았다.

패널 C 는 장부가-시가와 장부가-시가의 구성부분들인 이익잉여금-시가 비율, 납입자본-시가 비율, 기타포괄손익누계액-시가 비율 등의 상관관계를 나타낸다. 장부가의 구성부분들이 장부가의 부분이므로 장부가-시가 비율과 양의 상관관계를 보인다. 장부가에서 대부분의 비중을 차지하는 이익잉여금-시가 비율과 납입자본-시가 비율은 장부가-시가 비율과 피어슨 상관계수 +0.67 과 +0.64 그리고 스피어만 상관계수 +0.63 과 +0.59 로 높은 상관관계를 가지고 있다. 그리고 이익잉여금-시가 비율과 납입자본-시가 비율은 피어슨 상관계수 -0.12 그리고 스피어만 상관계수 -0.10 으로 음의 관계를 가진 것을 확인할 수 있다. 따라서 장부가의 대부분을 차지하는 이익잉여금과 납입자본이 다른 정보를 지니고 있다는 것을 의미한다.



## <테이블 1> 기술 통계량

테이블 1의 패널 A는 장부가와 장부가를 구성하는 부분들을 시가로 나눈 비율들의 분포다. 장부가의 구성부분은 이익잉여금(Retained Earnings), 납입자본(Contributed Capital) 그리고 기타포괄손익누계액(Accumulated Other Comprehensive Income)으로 분해된다. 패널 B의 경우 장부가-시가 비율과 시가총액으로 6개의 포트폴리오를 만든 뒤, 각 장부가 구성요소별-시가 비율의 분포를 나타낸다. 샘플은 1986년 1월부터 2020년 12월까지 코스피, 코스닥에 상장된 회사이며 시가총액기준 하위 20%를 제거했고 이익잉여금과 장부가 데이터가 존재하는 회사로 구성했다. 패널 C의 경우 장부가-시가 비율과 장부가 구성부분별-시가 비율의 상관관계이다.

Panel A: Distributions of book value of equity and its components									
Ratio	Mean	Standard Deviation	Pct<0	Percentiles					
				10th	25th	50th	75th	90th	
Distributions of book-to-market and its components scaled by the market value of equity									
Book-to-market	1.18	1.96	0.00	0.35	0.58	0.95	1.53	2.38	
Retained earnings-to-market	0.46	2.02	0.13	0.07	0.12	0.38	0.79	1.34	
Contributed capital-to-market	0.78	1.05	0.00	0.15	0.28	0.50	0.91	1.58	
Other book-to-market	0.03	0.21	0.34	0.02	0.00	0.00	0.01	0.07	
Retained earnings, contributed capital, and accumulated other comprehensive income scaled by the book value of equity									

Retained earnings (RE)	0.37	0.37	0.13	0.09	0.16	0.42	0.65	0.81
Contributed capital (CC)	0.61	0.37	0.00	0.18	0.33	0.56	0.82	1.08
Other (AOCI)	0.02	0.08	0.34	0.02	0.00	0.00	0.01	0.06

Panel B: Distributions of retained earnings, contributed capital, and accumulated other comprehensive income scaled by the book value of equity for the six Fama–French portfolios

Size	Book-to-market	RE/BE			CC/BE			AOCI/BE		
		Mean	Median	Pct<0	Mean	Median	Pct<0	Mean	Median	Pct<0
Small	Growth	0.09	0.15	0.35	0.90	0.83	0.00	0.01	0.00	0.29
	Neutral	0.34	0.41	0.14	0.64	0.57	0.00	0.02	0.00	0.32
	Value	0.48	0.52	0.06	0.50	0.45	0.00	0.02	0.00	0.34
Big	Growth	0.35	0.40	0.15	0.64	0.58	0.00	0.01	0.00	0.36
	Neutral	0.47	0.51	0.06	0.52	0.47	0.00	0.02	0.00	0.39
	Value	0.47	0.49	0.06	0.50	0.48	0.06	0.02	0.00	0.36

Panel C: Correlations among the book value of equity components

	BE/ME	RE/ME	CC/ME	AOCI/ME
Pearson correlations				
Book-to-market	1.00			
Retained earnings-to-market	0.67	1.00		
Contributed capital-to-market	0.64	-0.12	1.00	
Other book-to-market	0.21	0.02	0.00	1.00
Spearman rank correlations				
Book-to-market	1.00	0.63	0.59	0.06
Retained earnings-to-market	0.63	1.00	-0.10	0.02
Contributed capital-to-market	0.59	-0.10	1.00	-0.02
Other book-to-market	0.06	0.02	-0.02	1.00

## 제 2 절: 변수의 정의

회귀분석을 하기에 앞서 변수의 정의는 다음과 같다. 우선 기업의 시가총액의 경우 연도별 자료이다.  $\text{Log}(\text{ME})$ 는 로그값을 취한  $t-1$  년도 시가총액이다. 주가 수익률의 경우 월별 주가 수익률이며  $R(1,1)$ 은 1 개월 이전 주가수익률을 나타낸다.  $R(12,1)$ 은 직전 1 개월을 제외한 이전 12 개월 주가 수익률이다. 장부가의 경우에도 시가총액과 마찬가지로 연도별 자료이며  $\text{Log}(\text{BE}/\text{ME})$ 의 경우 로그값을 씌운 회사의  $t-1$  년도 시장가 대비 장부가 비율을 나타낸다. 이익잉여금도 연도별 자료이며,  $\text{Log}(\text{RE}/\text{ME})$ 는 로그값을 씌운  $t-1$  년도 시장가 대비 이익잉여금 비율이다. 납입자본도 연도별 자료이며  $\text{Log}(\text{CC}/\text{ME})$ 는  $t-1$  년도의 납입자본-시가 비율에 로그값을 씌웠다. 기타포괄손익누계액 역시 연도별 자료이고  $\text{Log}(\text{AOCI}/\text{ME})$ 는 로그값을 씌운  $t-1$  년도 시장가 대비 기타포괄손익누계액 비율이다. ‘ $\text{RE} \leq 0$ ’는 이익잉여금이 0 과 같거나 작을 경우 1 이 되는 더미변수이다. ‘ $\text{CC} \leq 0$ ’는 납입자본의 더미변수 이며 ‘ $\text{AOCI} \leq 0$ ’는 기타포괄손익누계액의 더미변수이다.

변수명	측정 방법	비 고
$\text{Log}(\text{ME})$	로그값을 취한 회사의 $t-1$ 년도 시가총액	연도별
$R(1,1)$	1 개월 이전 수익률	월별
$R(12,1)$	직전 1 개월을 제외한 12 개월 주가 수익률	월별
$\text{Log}(\text{BE}/\text{ME})$	로그값을 취한 회사의 $t-1$ 년도 시장가 대비 장부가	연도별
$\text{Log}(\text{RE}/\text{ME})$	로그값을 취한 회사의 $t-1$ 년도 시장가 대비 이익잉여금	연도별
$\text{Log}(\text{CC}/\text{ME})$	로그값을 취한 회사의 $t-1$ 년도 시장가 대비 납입자본	연도별
$\text{Log}(\text{AOCI}/\text{ME})$	로그값을 취한 회사의 $t-1$ 년도 시장가대비 기타포괄손익누계액	연도별
$\text{RE} \leq 0$	이익잉여금의 더미변수	연도별
$\text{CC} \leq 0$	납입자본의 더미변수	연도별
$\text{AOCI} \leq 0$	기타포괄손익누계액의 더미변수	연도별

## 제 3 장: 실증 분석

### 제 1 절: 전체 표본기간(1986 년~2020 년) 패널분석

테이블 2 의 패널 A 는, 월별 주가수익률을 장부가-시가 비율과 장부가의 구성부분인 이익잉여금-시가 비율, 납입자본-시가 비율 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율을 독립변수로 사용한 패널분석이다. 1986 년부터 2020 년 표본기간 동안 한국 코스피와 코스닥 시장에 상장된 기업들을 1 차적으로 선별하였다. 1 차 선별에 해당되는 기업 중 장부가가 음수가 아니면서 이익잉여금과 납입자본 데이터가 존재하는 기업들을 대상으로 2 차 선별을 하였다. 시가총액, 장부가-시가 비율, 이익잉여금-시가 비율, 납입자본-시가 비율, 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율에 Ball (2020) 과 동일한 방식으로 로그값을 씌웠다. 그리고 이익잉여금, 납입자본 그리고 기타포괄손익누계액이 0 보다 작은 경우 더미변수를 설정하였다.

첫번째 모델은 (첫번째 열) 미래 주가의 수익률을 장부가-시가 비율이 설명할 수 있는지 보고자 하였다. 종속변수는 월 주가 수익률이며 독립변수는 로그시가총액, 한달 이전 수익률, 직전 한달 수익률을 제외한 지난 12 개월 수익률 그리고 로그 장부가-시가 비율로 설정하였다. 패널분석 결과 장부가-시가 비율의 계수는  $-0.64$  이며  $t$  값은  $-0.93$  으로 유의미하지 않게 나왔다. 이는 선행연구에서 장부가-시가 비율의 계수가 유의미한 양의 값을 가진다는 부분과 배치되는 결과이다.

두번째 모델(두번째 열)은 장부가의 구성부분인 이익잉여금을 바탕으로 한 이익잉여금-시가 비율이 월별 주가수익률을 설명하는지 보고자 하였다. 종속변수는 월별 주가수익률로 설정하였으며 독립변수로 로그 시가총액, 1 달 이전 주가수익률, 직전 달 수익률을 제외한 지난 12 개월 주가수익률, 그리고 이익잉여금-시가 비율과 이익잉여금이 0 보다 작은 경우

더미변수도 포함하였다. 분석결과 이익잉여금-시가 비율의 회귀계수는 +0.38 과 t 값 +9.38 로 매우 유의미하게 나오며 선행연구의 미국시장 결과와 동일하게 이익잉여금-시가 비율이 추가수익률을 설명하는 것을 보였다. 하지만 본 한국시장 연구와 Ball (2020) 미국시장 연구의 차이가 있었다. 미국시장에서는 모델 1,2 번에서 이익잉여금-시가 비율의 t 값과 장부가-시가 비율의 t 값이 둘 다 양의 계수로 유의미하게 나와 장부가-시가 비율과 이익잉여금-시가 비율이 각각 월별 추가수익률을 설명하는 것을 보였다. 그러나 본 연구에서는 이익잉여금-시가 비율만 양의 계수로 유의미했다.

세번째 모델은 (세번째 열) 본 연구의 관심부분이다. 한국시장에서 추가수익률 설명에 있어서 장부가-시가와 더불어 이익잉여금-시가를 같이 설명 변수로 포함하면 장부가-시가 비율의 설명력이 약해지는지 보고자 하였다. 종속변수로 월간 추가수익률을 사용하였으며 독립변수로 로그시가총액, 1 달전 추가수익률, 직전 달을 제외한 12 개월 이전 추가수익률, 로그 장부가-시가 비율, 그리고 로그 이익잉여금-시가 비율을 사용했다. 분석결과 장부가-시가 비율의 계수는 +0.95 와 t 값 +3.08 로 유의미하게 나왔으며 이익잉여금-시가 비율의 계수는 +0.02 와 t 값은 +0.14 로 유의미하지 않았다. Ball (2020)의 미국시장 선행연구에서 독립변수로 장부가-시가 비율과 함께 이익잉여금-시가 비율을 설정하여 추가수익률을 분석하면 장부가-시가 비율의 설명력이 약화되었다. 하지만 미국 연구결과와 달리 한국시장에서 주식수익률을 설명함에 있어 이익잉여금-시가 비율을 장부가-시가 비율과 함께 독립변수로 설정하면, 장부가-시가 비율의 추가수익률 설명력이 약화된다는 근거는 찾지 못하였다.

네번째 모델은 납입자본금-시가 비율의 추가수익률 설명을 보고자 하였다. 종속변수는 월별추가수익률을 설정하였다. 독립변수로 로그 시가총액, 1 개월 이전 추가수익률, 직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 추가수익률 그리고 로그 납입자본-시가 비율을 설정했다. 분석결과 로그 납입자본-시가비율의 계수는+2.35 이며 t 값이 +2.34 로 유의미하였다. 본 연구의 선행연구인 Ball (2020)의 미국 연구에서는 로그 납입자본-시가 비율의 계수는 음으로 유의미 하였지만 한국시장과 다른 결과를 보였다.

다섯번째 모델은 장부가-시가 비율과 함께 납입자본금-시가 비율로 주가수익률을 설명할 수 있는지 보고자 하였다. 종속변수로 월별 주가수익률을 설정했으며 독립변수로 로그 시가총액, 1 개월 이전 주가수익률, 직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 주가수익률, 로그 장부가-시가 비율, 그리고 로그 납입자본-시가 비율을 설정하였다. 분석결과 로그 장부가-시가 비율은 계수값  $-2.32$  과  $t$  값  $-1.84$  로 유의미 하지 않았고 로그 납입자본금-시가 비율의 계수는  $+3.14$  와  $t$  값  $2.34$  로 유의미했다. Ball (2020) 미국연구의 로그 장부가-시가 비율은 양의 계수를 띄며 유의미 하였고 로그 납입자본-시가 비율의 계수는 유의미 하지 않았다. 반면, 본 연구에서는 로그 장부가-시가 비율이 유의미 하지 않고 4 번 모델과 마찬가지로 로그 납입자본-시가 비율은 양의 계수를 가지며 유의미 하여 반대되는 결과를 보였다.

여섯번째 모델은 기타포괄손익액-시가 비율의 주가수익률 설명을 보고자 했다. 종속변수로는 월별 주가수익률을 설정 하였으며, 독립변수로 로그 시가총액, 1 개월 이전 주가수익률, 직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 주가수익률 그리고 로그 기타포괄손익액-시가 비율을 두었다. 기타포괄손익액-시가 비율의 계수는  $-0.91$ ,  $t$  값은  $-2.50$  으로 유의미 하였다.

일곱번째 모델은 모델 6 처럼 기타포괄손익누계액-시가 비율이 주가수익률을 설명하는지 보고하 하였다. 종속변수로 월별 주가수익률을 설정하였고 독립변수로 로그 시가총액, 1 개월 전 주가수익률, 직전 1 개월 수익률을 제외한 12 개월 이전 수익률, 로그 장부가-시가 비율 그리고 로그 기타포괄손익누계액-시가 비율을 두었다. 기타포괄손익누계액-시가 비율의 계수는  $-0.91$  이었고  $t$  값은  $-2.49$  로 유의미 하였다. 이는 미국 선행연구와 다르게 나왔다. Ball (2020)에서 납입자본-시가와 장부가-시가 비율을 함께 독립변수로 포함 하였을 경우 기타포괄손익누계액-시가 비율의 계수는 유의미 하지 않게 나왔다.

마지막 여덟번째 모델은 장부가-시가의 구성부분들인 이익잉여금-시가 비율, 납입자본-

시가 비율, 기타포괄손익누계액-시가 비율을 같이 설명변수로 포함 하였을 때 이익잉여금-시가 비율이 주가수익률을 설명하는지 보고자 하였다. 기존과 마찬가지로 종속변수로 월별 주가 수익률을 독립변수로 로그 시가총액, 1 달전 주가수익률, 직전 1 달을 제외한 12 개월 이전 수익률, 로그 납입자본-시가 비율, 로그 이익잉여금-시가 비율, 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율을 포함하였다. 결과적으로 장부가의 구성부분 중 이익잉여금-시가 비율이 계수 +0.37 과 t 값 +11.47 로 가장 유의미하게 주가수익률을 설명하며 이는 미국시장과 동일한 결과를 보여준다.



## <테이블 2> 코스피 코스닥시장 장부가-시가 비율과 이익잉여금-시가 비율 회귀분석

테이블 2는 월 수익률을 설명하는 패널회귀분석으로 회귀분석 계수와 괄호안에 t 값을 나타낸다. 금융사를 제외한 코스피, 코스닥 시장에 상장된 회사가 대상이며 표본의 기간은 1986년 1월부터 2020년 12월까지이다. 장부가가 0보다 크고 시가총액기준 하위 20% 소형주식과 이익잉여금 데이터가 없는 회사는 제외시켰다. 시가총액, 1달전 수익률, 직전 1개월 수익률을 제외한 1년전 수익률, 장부가-시가는 상/하로 1% 윈저라이징을 진행했다. 납입자본, 이익잉여금, 기타포괄손익누계액이 음수면,  $\log(\text{BE}/\text{ME})$ ,  $\log(\text{CC}/\text{ME})$ ,  $\log(\text{AOCI}/\text{ME})$ 를 0으로 설정하였다.

Main regression (1986~2020)								
Regressor	Regression							
	1	2	3	4	5	6	7	8
log(ME)	-0.82 (-3.45)	-0.51 (-4.33)	-0.41 (-3.91)	-0.11 (-0.85)	-0.18 (-2.51)	-1.07 (-3.61)	-1.14 (-2.94)	-0.49 (-3.42)
r(1,1)	0.00 (-1.30)	0.00 (-0.56)	0.00 (-0.84)	-0.01 (-1.56)	0.00 (-1.02)	-0.01 (-1.37)	0.00 (-1.40)	0.00 (-0.99)
r(12,1)	-0.01 (-5.42)	0.00 (-5.89)	-0.01 (-6.57)	-0.01 (-3.33)	-0.01 (-5.86)	-0.01 (-3.48)	-0.01 (-5.52)	-0.01 (-5.82)
log(BE/ME)	-0.64 (-0.93)		0.95 (3.08)		-2.32 (-1.84)		-0.59 (-0.83)	
log(RE/ME)		0.38 (9.68)	0.02 (0.14)					0.37 (11.47)
log(CC/ME)				2.35	3.14			1.21

				(2.34)	(2.34)			(2.89)
log(AOCI/ME)						-0.91	-0.91	-0.84
						(-2.50)	(-2.49)	(-2.51)
Indicator Variables								
RE ≤ 0		15.69	16.54					14.74
		(1.90)	(1.96)					(1.87)
CC ≤ 0				0.00	0.00			0.00
				(0.00)	(0.00)			(0.00)
AOCI ≤ 0						0.67	0.71	0.03
						(4.44)	(3.35)	(0.23)
Average Adj. Rsqr	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%

## 제 2 절: 하위구간(1986 년~2009 년) 패널분석

Ball (2020)의 미국 주식시장 연구에 따르면 장부가-시가 비율은 주가수익률을 양의 계수로 유의미하게 설명한다. 하지만 한국시장 샘플기간에서 주가수익률 설명에 있어서 장부가-시가 비율이 대부분 음의 계수를 띄고 유의미하지 않았다. 그래서 이유를 찾기 위해 1986 년부터 2020 년까지 표본 기간을 두 하위기간으로 나누었다. 그리고 테이블 2 와 같이 동일한 회귀분석을 진행하여, 장부가 구성 부분인 이익잉여금-시가 비율이 주식수익률을 설명하는지, 이익잉여금-시가 비율이 장부가-시가 비율의 주가수익률 설명력을 흡수하는지 알아보았다.

우선 테이블 3 은 1986 년부터 2009 년까지 하위구간이다. 모델 1 은 주가 수익률을 장부가-시가 비율이 설명할 수 있는지 보고자 하였다. 종속변수는 월 주가 수익률이며 독립변수는 로그시가총액, 한달 이전 수익률, 직전 한달 수익률을 제외한 지난 12 개월 수익률 그리고 로그 장부가-시가 비율을 종속변수로 설정하였다. 패널분석 결과 장부가-시가 비율의 계수는 +1.83 이며 t 값은 +12.44 로 유의미 하였다. 이는 선행연구에서 장부가-시가 비율의 계수가 유의미한 양의 값을 가진다는 부분과 일맥상통하는 부분이다.

다음은 이익잉여금을 바탕으로 한 이익잉여금-시가 비율이 월별 주가수익률을 설명하는지 보는 것이다. 모델 2 의 종속변수는 월별 주가수익률 이며 독립변수로 로그 시가총액, 1 달 이전 주가수익률, 직전 달 수익률을 제외한 지난 12 개월 주가수익률, 그리고 이익잉여금-시가 비율과 이익잉여금 더미변수를 포함하였다. 분석결과 이익잉여금-시가 비율의 회귀계수는 +0.67 과 t 값 +13.60 으로 매우 유의미하게 나오며 Ball (2020) 미국시장 결과와 동일하게 장부가-시가 비율이 주가수익률을 설명하는 것을 보였다.

모델 3 은 주가수익률 설명에 있어서 로그 장부가-시가와 로그 이익잉여금-시가를 같이 독립변수로 포함하면 장부가-시가 비율의 설명력이 약해지는지 보고자 하였다. 종속변수로 월간 주가수익률을 두고 독립변수로 로그시가총액, 1 달전 주가수익률, 직전 달을 제외한

12 개월 이전 주가수익률, 로그 장부가-시가 비율, 그리고 로그 이익잉여금-시가 비율을 포함하였다. 분석결과 장부가-시가 비율의 계수는 +1.40 와 t 값 +11.98 로 상당히 유의미하게 나왔으며 이익잉여금-시가 비율의 계수는 +0.25 와 t 값은 +2.79 로 유의미하였다. Ball (2020) 미국시장 선행연구에서 독립변수로 장부가-시가 비율과 함께 이익잉여금-시가 비율을 설정하여 주가수익률을 분석하면 장부가-시가 비율의 설명력이 약화되었다. 하지만 미국 연구결과와 달리 한국시장에서 주식수익률을 설명함에 있어 이익잉여금-시가 비율을 장부가-시가 비율과 함께 독립변수로 설정하면, 장부가-시가 비율과 이익잉여금-시가 비율 둘다 유의미 한 것을 볼 수 있었다. 즉, 본 연구에서는 이익잉여금-시가 비율을 독립변수로 포함하면, 한국시장에서 장부가-시가 비율의 주가수익률 설명력이 약화된다는 근거는 찾지 못하였다.

다음은 납입자본-시가 비율의 주가수익률 설명을 보고자 한다. 모델 4 의 종속변수는 월별 주가 수익률이며 독립변수는 로그 시가총액, 1 개월 이전 주가수익률, 직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 주가수익률 그리고 로그 납입자본-시가 비율이다. 분석결과 로그 납입자본-시가 비율의 계수는+0.41 이며 t 값이 7.10 로 유의미하였다. 전체 표본기간 연구결과와 마찬가지로 유의미 하여 Ball (2020)의 미국 연구와 다른 결과를 보였다. 이어서 장부가-시가 비율과 함께 납입자본금-시가 비율로 주가수익률을 설명할 수 있는지 보기 위한 부분이 모델 5 이다. 종속변수로 월별 주가수익률을 설정했고 독립변수는 로그 시가총액, 1 개월 이전 주가수익률, 직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 주가수익률, 로그 장부가-시가 비율, 그리고 로그 납입자본-시가 비율이다. 분석결과 로그 장부가-시가 비율은 계수값 +1.98 과 t 값 +16.00 으로 매우 유의미하게 나왔다. 로그 납입자본금-시가 비율의 계수는 -0.22 와 t 값 -0.92 로 유의미하지 않았다. 결과적으로 로그 납입자본-시가 비율과 함께 로그 장부가-시가 비율을 독립변수로 넣어 주가수익률을 설명하면, 로그 납입자본-시가 비율이 더 이상 유의미하지 않는 점은 Ball (2020) 미국 연구와 일치하였다.

장부가의 구성요소 중 기타포괄손익액-시가 비율의 주가수익률 설명을 보는 것이 모델 6 이다. 종속변수는 월별 주가 수익률이며 독립변수는 로그 시가총액, 1 개월 이전 주가수익률,

직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 주가수익률 그리고 로그 기타포괄손익액-시가 비율이다. 기타포괄손익-시가 비율의 계수는  $-0.01$ ,  $t$  값은  $-0.75$  로 유의미 하지 않았다. 기타포괄손익누계액-시가 비율에 장부가-시가비율을 독립변수에 포함하여 주가수익률을 설명하는지 보고자 하는 부분이 모델 7 이다. 종속변수로 월별 주가수익률을 두었고 독립변수로 로그 시가총액, 1 개월 전 주가수익률, 직전 1 개월 수익률을 제외한 12 개월 이전 수익률, 로그 장부가-시가 비율 그리고 로그 기타포괄손익누계액-시가 비율을 설정하였다. 기타포괄손익누계액-시가 비율의 계수는  $+0.02$  이었고  $t$  값은  $+0.78$  로 유의미 하지 않아 미국 선행연구인 Ball (2020)과 동일한 결과를 보였다.

마지막 여덟번째 모델은 장부가-시가의 구성부분인 이익잉여금-시가 비율, 납입자본-시가 비율, 기타포괄손익누계액-시가 비율을 이익잉여금-시가 비율과 함께 독립변수로 포함한 뒤 주가수익률을 설명하는지 보고자 하였다. 종속변수는 월별 주가 수익률이며 독립변수는 로그 시가총액, 1 달전 주가수익률, 직전 1 달을 제외한 12 개월 이전 수익률, 로그 출자자본-시가 비율, 로그 이익잉여금-시가 비율, 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율이다. 결과적으로 장부가의 구성부분 중 이익잉여금-시가 비율이 계수  $+0.69$  와  $t$  값  $+22.85$  로 가장 유의미하게 주가수익률을 설명하며 이는 미국시장 연구와 동일한 결과를 보여줬다.

### <테이블 3> 코스피 코스닥시장 하위구간 회귀분석

테이블 3은 월 수익률을 설명하는 패널회귀분석으로 회귀분석 계수와 괄호안에 t 값을 나타낸다. 금융사를 제외한 코스피, 코스닥 시장에 상장된 회사가 대상이다. 표본의 기간은 1986년 1월부터 2009년 12월까지이다. 장부가가 0보다 크고 시가총액기준 하위 20% 소형주식과 이익잉여금 데이터가 없는 회사는 제외시켰다. 시가총액, 1달전 수익률, 직전 1개월 수익률을 제외한 1년전 수익률, 장부가-시가는 상/하로 1% 원저라이징을 진행했다. 납입자본, 이익잉여금, 기타포괄손익누계액이 음수면,  $\log(\text{BE}/\text{ME})$ ,  $\log(\text{CC}/\text{ME})$ ,  $\log(\text{AOCI}/\text{ME})$ 를 0으로 설정하였다.

Main regression (1986~2009)								
Regressor	Regression							
	1	2	3	4	5	6	7	8
log(ME)	0.93 (1.08)	-0.18 (-5.64)	0.00 (0.01)	-0.16 (6.15)	-0.50 (-9.60)	-0.28 (-7.85)	0.02 (0.69)	-0.03 (-0.97)
r(1,1)	-0.05 (-9.57)	0.01 (2.09)	0.01 (1.65)	0.01 (2.52)	-0.05 (-9.55)	0.01 (2.58)	0.00 (1.69)	0.00 (1.91)
r(12,1)	0.00 (-1.67)	-0.01 (-8.75)	-0.01 (-9.87)	0.00 (-5.92)	0.00 (-1.80)	-0.04 (-5.48)	-0.01 (-8.74)	-0.01 (-8.99)
log(BE/ME)	1.83 (12.44)		1.40 (11.98)		1.98 (16.00)		1.69 (27.82)	
log(RE/ME)		0.67 (13.60)	0.25 (2.79)					0.69 (22.58)
log(CC/ME)				0.41 (7.10)	-0.22 (-0.92)			0.58 (16.32)
log(AOCI/ME)						-0.01	0.02	0.01

Indicator Variables						(-0.75)	(0.78)	(0.43)
RE ≤ 0		-1.57 (-3.84)	-0.90 (-10.90)					-2.30 (-19.15)
CC ≤ 0				0.00 (0.00)	0.00 (0.00)			0.00 (0.00)
AOCI ≤ 0						0.36 (2.27)	0.09 (0.46)	0.10 (0.60)
Average Adj. Rsqr	0.33%	0.28%	0.35%	0.08%	0.31%	0.36%	0.33%	0.27%

### 제 3 절: 하위구간(2010 년~2020 년) 패널분석

테이블 4 는 두번째 하위구간인 2010 년부터 2020 년까지의 구간이며 테이블 2 와 동일한 회귀분석을 진행하였다. 본 연구의 관심 부분의 결과부터 서술하면, 주식 수익률 설명에 있어서 독립변수로 장부가-시가 비율과 더불어 이익잉여금시가 비율을 같이 포함하면 장부가-시가 비율의 설명력이 약화된다는 근거는 찾지 못하였다. 결과를 보면 전체 표본기간 메인테이블 결과와 비슷한데, 장부가-시가 비율은 주가수익률 설명에 있어 유의하지 못했다. 그리고 이익잉여금-시가 비율은 장부가-시가 비율과 함께 독립변수로 설정했을 때 계수는  $-0.98$ ,  $t$  값이  $-2.15$  로 전체 표본기간과 다른 모습을 보였다.

회귀식 모델 1 은 매월 미래 주가의 수익률을 장부가-시가 비율이 설명할 수 있는지 보고자 한다. 종속변수는 월 주가 수익률이며 독립변수는 로그시가총액, 한달 이전 수익률, 직전 한달 수익률을 제외한 지난 12 개월 수익률 그리고 로그 장부가-시가 비율로 설정하였다. 패널분석 결과 장부가-시가 비율의 계수는  $-2.96$  이며  $t$  값은  $-1.93$  으로 유의미했다. 이는 선행연구에서 장부가-시가 비율의 계수가 유의미한 양의 값을 가진다는 부분과 반대되는 결과이다.

모델 2 는 이익잉여금-시가 비율이 월별 주가수익률을 설명하는지 보고자 하였다. 종속변수는 월별 주가 수익률이며 독립변수는 로그 시가총액, 1 달 이전 주가수익률, 직전 달 수익률을 제외한 지난 12 개월 주가수익률, 그리고 이익잉여금-시가 비율과 이익잉여금이 0 보다 작은 경우 더미변수다. 연구결과 이익잉여금-시가 비율의 회귀계수는  $-0.02$  와  $t$  값  $=0.27$  로 유의미하지 않게 나왔다. 이는 선행연구의 미국시장 결과인 이익잉여금-시가 비율이 주가수익률을 유의미한 양의 계수로 설명하는 것과 차이가 있었다.

모델 3 은 장부가-시가 비율에 이익잉여금-시가 비율을 함께 설명변수로 사용하면 장부가-시가 비율의 설명력이 약해지는지 보고자 하였다. 종속변수로 월간 주가수익률을 사용하였으며 독립변수로 로그시가총액, 1 달전 주가수익률, 직전 달을 제외한 12 개월 이전



주가수익률, 로그 장부가-시가 비율, 그리고 로그 이익잉여금-시가 비율을 사용했다. 분석결과 장부가-시가 비율의 계수는 +2.12 와 t 값 +2.32 로 유의미하게 나왔으며 이익잉여금-시가 비율의 계수는 -0.98 와 t 값은 -2.15 로 유의미하게 나왔다. 이 결과는 Ball (2020)의 미국시장 선행연구와 반대로 나왔다. 즉, 2010 년 이전 하위기간에서 장부가-시가 비율과 이익잉여금-시가 비율의 주가수익률의 계수가 미국 선행연구와 동일하게 나오다가 정반대로 나오는 것이다. 왜 2010 년 이후에 장부가-시가 효과가 선행연구와 달리 음의 계수로 반대로 나오는지 밝히지 못했지만 향후 이 부분에 대한 연구를 위해 추론을 해봤다. 우선 National Bureau of Economic Research 가 정의하는 ‘US Business Cycle’ 에 따르면 2009 년은 Global Financial Crisis 가 종료된 해이다. 이런 경제위기 이후 기업들의 투자결정 및 동기가 위축된 부분이 영향을 주지 않았을까 생각해봤다. 경제위기를 경험하기 전에 기업들이 벌어들인 이익을 장부가 누적을 통해 배당 증가 혹은 기업가치의 극대화를 위한 투자결정에 초점을 맞췄다면, 경제위기 이후 기업의 투자 동기 및 결정이 위축되어 방어적인 경영으로 기업가치를 높힐 수 있는 프로젝트 등을 보류 혹은 과소투자함으로써 기업의 가치에 부정적 영향을 끼쳤을 수 있다.

모델 4 는 납입자본-시가 비율의 주가수익률 설명을 보고자 한다. 종속변수는 월별주가수익률을 설정하였다. 독립변수는 로그 시가총액, 1 개월 이전 주가수익률, 직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 주가수익률 그리고 로그 납입자본-시가 비율이다. 분석결과 로그 납입자본-시가 비율의 계수는+4.11 이며 t 값이 +2.12 로 유의미하였다. 납입자본-시가 비율에 더해 장부가-시가 비율로 월 주가수익률을 설명할 수 있는지 보고자 하는 부분이 모델 5 이다. 종속변수는 월별 주가 수익률이고 독립변수는 로그 시가총액, 1 개월 이전 주가수익률, 직전 1 개월을 제외한 12 개월 이전 주가수익률, 로그 장부가-시가 비율, 그리고 로그 납입자본-시가 비율이다. 분석결과 로그 장부가-시가 비율은 계수값 -5.64 와 t 값 -2.35 로 유의미하게 나왔으며 로그 납입자본금-시가 비율의 계수는 +5.81 과 t 값 +2.38 로 유의미했다. 본 연구에서는 로그 장부가-시가 비율이 유의미 하지 않고 모델 4 결과와 마찬가지로 로그 납입자본-시가 비율은 양의 계수를 가지며 유의미 하여 미국 선행연구 Ball (2020)과 반대되는 결과를 보였다.

모델 6은 기타포괄손익액-시가 비율의 주가수익률 설명을 보고자 했다. 종속변수는 월별 주가 수익률이며, 독립변수는 로그 시가총액, 1개월 이전 주가수익률, 직전 1개월을 제외한 12개월 이전 주가수익률 그리고 로그 기타포괄누적손익액-시가 비율이다. 기타포괄누적손익-시가 비율의 계수는  $-1.31$ ,  $t$  값은  $-2.34$ 로 유의미 하였다. 여기에 장부가-시가 비율을 독립변수로 같이 넣은 뒤 주가수익률 설명을 보는 것이 모델 7이다. 종속변수로 월별 주가수익률을 독립변수로 로그 시가총액, 1개월 전 주가수익률, 직전 1개월 수익률을 제외한 12개월 이전 수익률, 로그 장부가-시가 비율 그리고 로그 기타포괄손익누계액-시가 비율을 설정하였다. 기타포괄손익누계액-시가 비율의 계수는  $-1.22$  이었고  $t$  값은  $-2.34$ 로 유의미 하였다. 장부가-시가 비율의 계수는  $-2.54$  와  $t$  값  $-1.88$ 로 유의미 하지 않았다. 이는 본 연구의 1986~2009년 하위기간과 선행연구와 다른 결과였다.

마지막 모델 8은 장부가-시가의 구성 부분들인 이익잉여금-시가 비율, 납입자본-시가 비율, 기타포괄손익누계액-시가 비율을 같이 설명변수로 포함하였을 때 이익잉여금-시가 비율이 주가수익률을 설명하는지 보고자 하였다. 기존과 마찬가지로 종속변수로 월별 주가수익률을 독립변수로 로그 시가총액, 1달전 주가수익률, 직전 1달을 제외한 12개월 이전 수익률, 로그 납입자본-시가 비율, 로그 이익잉여금-시가 비율, 그리고 기타포괄손익누계액-시가 비율을 포함하였다. 결과적으로 장부가의 구성부분 중 이익잉여금-시가 비율이 계수  $+0.19$  와  $t$  값  $+2.72$ 로 가장 유의미하게 주가수익률을 설명했으며 Ball (2020) 미국시장의 선행연구와 동일한 결과를 보여준다.

### <테이블 4> 코스피 코스닥시장 하위구간 회귀분석

테이블 4는 월 수익률을 설명하는 패널회귀분석으로 회귀분석 계수와 괄호안에 t 값을 나타낸다. 금융사를 제외한 코스피, 코스닥 시장에 상장된 회사가 대상이다. 표본의 기간은 2010년 1월부터 2020년 12월 까지다. 장부가가 0보다 크고 시가총액기준 하위 20% 소형주식과 이익잉여금 데이터가 없는 회사는 제외시켰다. 시가총액, 1달전 수익률, 직전 1개월 수익률을 제외한 1년전 수익률, 장부가-시가는 상/하로 1% 윈저라이징을 진행했다. 납입자본, 이익잉여금, 기타포괄손익누계액이 음수면,  $\log(\text{BE}/\text{ME})$ ,  $\log(\text{CC}/\text{ME})$ ,  $\log(\text{AOCI}/\text{ME})$ 를 0으로 설정하였다.

Main regression (2010~2020)								
Regressor	Regression							
	1	2	3	4	5	6	7	8
log(ME)	-2.96 (-2.60)	-1.76 (-2.72)	-0.24 (-3.35)	-1.50 (-4.06)	-1.70 (-2.83)	-2.67 (-2.82)	-2.95 (-2.58)	-1.32 (-2.81)
r(1,1)	-0.04 (-26.11)	-0.03 (-9.11)	0.01 (2.75)	-0.04 (-11.14)	-0.04 (-21.06)	-0.04 (-17.35)	-0.04 (-26.73)	-0.03 (-10.18)
r(12,1)	-0.01 (0.00)	-0.01 (-4.29)	0.00 (-5.39)	-0.01 (-2.65)	-0.01 (-3.25)	-0.01 (-2.92)	-0.01 (-3.32)	-0.01 (-3.97)
log(BE/ME)	-2.96 (-1.93)		2.12 (2.32)		-5.64 (-2.35)		-2.54 (-1.88)	
log(RE/ME)		-0.02 (-0.27)	-0.98 (-2.15)					0.19 (2.72)
log(CC/ME)				4.11 (2.12)	5.81 (2.38)			1.95 (2.30)
log(AOCI/ME)						-1.31	-1.22	-1.42

						(-2.34)	(-2.34)	(-2.34)
Indicator Variables								
RE ≤ 0		30.66	32.95					29.29
		(2.18)	(2.21)					(2.18)
CC ≤ 0				0.00	0.00			0.00
				(0.00)	(0.00)			(0.00)
AOCI ≤ 0						0.54	0.21	1.11
						(1.00)	(0.44)	(1.28)
Average Adj. Rsqr	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%

## 제 4 장: 결 론

미국 주식시장에서 Ball (2020)은 이익잉여금-시가 비율은 주가수익률을 양의 계수로 유의미하게 설명하는 것을 밝혔다. 그리고 이익잉여금-시가 비율을 장부가-시가 비율과 같이 독립변수로 주가수익률을 설명할 경우 이익잉여금-시가 비율이 장부가-시가 비율의 설명력을 약화시킴을 보였다. 본 연구는 Ball (2020) 연구를 한국 주식시장에 적용하기 위해 코스피, 코스닥 시장에 상장한 1986년부터 2020년까지 기업을 표본으로 설정했다. 연구결과 한국시장에서 이익잉여금-시가 비율은 양의 계수를 가지나 robust 하게 나오지 않았다. 둘째로 미국 연구와 달리 이익잉여금-시가 비율이 장부가-시가 비율의 주가수익률 설명력을 흡수한다는 증거는 찾지 못하였다.

본 연구에서 주식 수익률 설명에 있어 장부가-시가의 계수가 유의미하지 않게 나왔다. 따라서 표본 구간을 1986년 ~ 2009년 과 2010년 ~ 2020년 두 하위구간으로 나누어서 패널분석을 진행하였다. 두 하위 샘플 기간을 비교하면 2009년 이전에는 장부가-시가 비율은 양의 주가수익률을 설명을 보였으나, 2009년 이후 장부가-시가 비율이 유의미한 음의 계수를 보여 선행연구와 반대되는 결과가 나왔다.

본 연구에서 2009년 이후 장부가-시가의 계수가 음수로 나타나는 현상에 대한 이유는 찾지 못하였지만 향후 이 부분을 다룰 연구를 위해 추론 해봤다. 우선 NBER이 정의하는 ‘US Business Cycle’에 따르면 2009년은 Global Financial Crisis가 종료된 해이다. 이런 경제위기 이후 기업들의 투자결정 및 동기가 위축되어 영향을 준 것이 아닌가 생각해봤다. 즉 경제위기를 경험하기 전에는 기업들이 벌어들인 이익을 장부가 누적을 통해 배당 증가 혹은 기업가치의 극대화를 위한 투자결정에 초점을 맞췄지만 경제위기 이후 기업의 투자 동기 및 결정이 위축되어 기업의 가치를 향상시키는 투자 보다 이익잉여금으로 쌓아둠으로써 기업의 가치에 부정적 영향을 끼쳤을 수 있다.

## 참고 문헌

- Bondt, Werner F.M., and Richard H. Thaler, 1985, Does the stock market overreact? , *Journal of Finance* 40, 793–805.
- David Ikenberry, Josef Lakonishok, and Theo Vermaelen, 1995, Market underreaction to open market share repurchases. *Journal of Financial Economics* 39, 181–208
- Ray Ball, Joseph Gerakos, Juhani T. Linnainmaa, and Valeri Nikolaev, 2020, "Earnings, retained earnings, and book-to-market in the cross section of expected returns," *Journal of Financial Economics* 135, 231–254
- Barr Rosenberg, Kenneth Reid, and Ronald Lanstein, 1985, Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management* 11, 9–16
- Radin, Charles. "US Business Cycle Expansions and Contractions." NBER Data Archive. June. 2020. National Bureau of Economic Research <<http://nber.org>>
- Fama, Eugene F, and Kenneth R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47, 427–465
- Fama, Eugene F, Kenneth R. French, David Booth, and Rex Sinquesfield, 1993, Differences in the Risks and Returns of NYSE and NASD Stocks, *Financial Analysts Journal* , 37–41
- Fama, Eugene F., 1998, Market efficiency, long-term returns and behavioral finance, *Journal of Financial Economics* 49, 283–306

Fama, Eugene F, and Kenneth R. French, 2006, Average Returns, B/M, and Share Issues.  
*Journal of Finance* 63, 2971–2995

Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, 1994, Contrarian investment,  
extrapolation and risk, *Journal of Finance* 49, 1541–1578

Little, I.M.D., 1962, Higgledy piggedly growth, *Bulletin of the Oxford University Institute of  
Economics and Statistics* 24, 387–412.

김형규, 1997, “기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구,” *재무관리연구*, 14(2),  
21–55.

송영출, 1999 “규모와 가치비율의 수익률 차이 설명력에 대한 연구” , *증권학회지*, 제 24 권, 83–  
99.

김성표, 윤영섭, 1999, “기본적 변수, 거시경제요인, 기업 특성적 위험과 주식수익률” ,  
*재무관리연구*, 제 16 권 제 2 호, 179–213.

김석진. 김지영, 2000, “기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계,” *재무연구*, 13(2),  
21–47

김규영. 김영빈, 2001, “한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?” *한국증권학회지*,  
28(1), 57–85.

김병호, 2002, “우리나라 자본시장에서 가치주의 수익률과 위험에 대한 연구”, *회계학연구*, 27(2),  
27–53.

이윤구, 2014, “주식수익률에 대한 기업규모와 B/M 비율의 영향, *경영컨설팅연구*, 14(1), 145-163.



## Abstract

# Decomposing book value components-to-market in the cross-section analysis of stock returns

Dongmyoung Shim

Department of Finance

The Graduate School of Business Administration

Seoul National University

The research is to find the explanatory power of retained earnings-to-market over future stock returns in the Korea stock market (KOSPI and KOSDAQ). Between 1986 and 2020, book-to-market explains future stock returns when it is used as an explanatory variable with retained earnings-to-market. Retained earnings-to-market ratio shows a positive coefficient but not robust when it is used instead of book-to-market ratio. The paper does not find evidence that retained earnings-to-market ratio weakens the return explanation power of book-to-market ratio. For the subperiod between 1986 and 2009, book-to-market ratio and retained earnings-to-market show positive and statistically significant coefficients. On the other hand, for the other subperiod between 2010 and 2020, book-to-market

coefficient is negative and the coefficient sign of retained earnings-to-market is not significant.

keywords : Book-to-market, Retained earnings-to-market, book value, value effect

*Student Number* : 2018-26492