

# 한국 주식시장의 규모 프리미엄과 자기자본비용의 추정

오세경 \* · 박기남 \*\*

## <요약>

한국 상장기업들의 자기자본비용은 얼마나 될까? 한국 주식시장에서 규모 프리미엄은 과연 사라졌는가? 본 연구의 목적은 신뢰할 수 있는 우리나라 주식시장의 최장 기간(1987년부터 2013년까지)의 자료를 사용해서 규모 프리미엄과 자기자본비용을 다양한 방법을 통해 추정해서 비교해 보는 것이다. 이를 위해 먼저 규모 프리미엄을 추정하고 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률 간의 상반관계가 성립하는지를 분석한다. 그런 다음 실무적으로 많이 사용되는 Ibbotson의 적산법(build-up method)과 규모 프리미엄이 추가된 CAPM, HML 요인이 제외된 Fama-French 모형에 의해 자기자본비용을 추정하여 비교하고자 한다.

주요 결과는 첫째, 무위험 이자율은 주식 위험 프리미엄과 자기자본비용 추정에 있어서 시장 포트폴리오 못지않게 중요함을 발견하였다. 둘째, 시장 포트폴리오의 대응치로 동일가중지수를 사용할 때와 베타를 sum-베타 방식으로 추정할 때 규모 효과가 가장 작아지는 반면 주식 위험 프리미엄은 오히려 커지기 때문에, 주식 위험 프리미엄과 규모 효과 간의 상호작용을 함께 고려하는 것이 중요함을 발견하였다. 셋째, 동일가중/1개월 보유/5년 추정/sum-베타 방식으로 추정한 수정 CAPM이 자기자본비용 추정에 있어서 가장 적합함을 발견하였으며 이때, 자기자본비용은 30.24%이고 규모 프리미엄은 10.40%로 추정되었다. 넷째, 시가총액이 큰 복합기업이 포함된 산업의 경우에 full-information 베타 방식이 산업 위험을 보다 충분히 반영함을 확인하였다.

주제어 : 주식 위험 프리미엄, 규모 프리미엄, 자기자본비용, sum-beta, full-information beta

\* 건국대학교 경영대학 교수, Email : skoh@konkuk.ac.kr

\*\* 교신저자, 한국자산평가 본부장, 건국대학교 경영학과 박사과정, 주소 : 서울시 중로구 율곡로 88 삼환빌딩 4층, E-mail : kn1035@gmail.com, Tel : 02-399-3440

# I. 서론

자본비용(cost of capital)은 어떤 사업이나 증권에 투자할 때 투자자들이 직면하는 기회비용(opportunity risk)으로서 투자자들의 해당 사업이나 증권에 대한 기대수익률(expected return)이며, 기업의 입장에서는 투자자들이 기업에 대해 요구하는 수익률(required return)이다. 자본비용은 기업의 투자 결정과 자본 조달 결정은 물론 성과 평가와 효율적 자본 배분의 기준이 되는 중요한 역할을 수행하기 때문에 자본비용을 정확히 측정하는 것의 중요성은 굳이 강조할 필요가 없다. 자본비용은 보통 자기자본과 부채의 결합으로 이루어진 가중 평균 자본비용(weighted average cost of capital, WACC)을 의미하는데 이 중 특히 중요한 것은 자기자본비용(cost of equity capital)의 추정이다.

자기자본비용을 추정하기 위해서는 해당 기업의 주식에 대한 기대 수익률을 알아야 하는데, 기대수익률은 관찰할 수 있는 것이 아니기 때문에 리스크를 기대 수익률로 변환시키는 자산 가격 결정 모형(asset pricing model)에 의존하게 된다. 가장 보편적으로 사용되고 있는 자산 가격 결정 모형인 CAPM(capital asset pricing model)은 시장의 체계적 위험에 바탕을 둔 모형으로서 경험적 관찰에 따르면 기업이 직면한 리스크와 그에 대한 수익률을 적절히 반영하지 못한다는 비판을 받고 있다. 이에 따라 Fama and French(1993)는 CAPM의 시장 베타가 반영하지 못하는 체계적 위험 요소로서 기업 규모(size)와 가치 비율(book-to-market ratio)을 고려한 3요인 모형을 제시하였다. 또한 Ibbotson(2013)<sup>1</sup>은 주식 수익률에 내재된 위험 요인을 분해하여 각 위험 요인별 프리미엄을 부여하고 무위험 이자율에 각 프리미엄을 합산하여 자기자본비용을 추정하는 방법론인 적산법(build-up method)을 제공하였는데 실무 분야에서 활발히

---

<sup>1</sup> Fernandez et al.(2011)이 전세계 56개 국가의 재무학·경제학 교수, 애널리스트 및 자금담당을 대상으로 진행한 서베이 결과에 따르면 자기자본비용을 추정하는 경우에 Ibbotson의 자료를 가장 많이 활용하고 있다고 한다. 예일대학 재무학 교수인 Roger G. Ibbotson은 기업가치평가회사인 Ibbotson Associates사를 1977년에 설립하여 1999년부터 매년 SBBI Valuation Yearbook을 제공하였다. Ibbotson Associates사는 2006년 Morningstar사에 인수되고, 이어 2013년 9월 Duff and Phelps에 의해 인수되었는데, SBBI Valuation Yearbook의 주요 내용은 Duff and Phelps에 의해 지속적으로 제공되고 있다.

사용되는 것으로 알려져 있다.<sup>2</sup> 적산법에 의하면 무위험 이자율에 주식 위험 프리미엄<sup>3</sup>, 규모 프리미엄, 산업 위험 프리미엄과 기업 고유 위험 프리미엄을 더하여 자기자본비용을 구하는 것으로 되어 있기 때문에 자기자본비용을 정확히 추정하기 위해서는 무위험 이자율을 비롯하여 각각의 위험 요인에 대한 프리미엄을 정확히 구할 수 있어야 한다.

이 중 규모 프리미엄(size premium)은 자기자본비용의 핵심 요소일 뿐만 아니라 투자 전략을 짜는 데 있어서도 매우 중요한 요인이다. 특히, Dijk(2011)는 규모 효과에 대한 추가적인 실증 및 이론 연구가 필요하다고 하고 있는데 그 이유는 첫째, 주식 수익률에 잡음이 매우 많고 (noisy) 규모 프리미엄 추정치의 표준오차가 크기 때문에 규모 효과가 사라졌다고 단정하기에는 시기상조이고 둘째, 규모 효과를 설명하는 이론적 시도들도 많이 이루어졌지만 기존 모델들이 소형주와 대형주 수익률의 패턴과 어떻게 조화를 이룰 수 있을지 분명하지 않기 때문이라고 하고 있다. 한편, 엄철준 외 2인(2014)에서 한국 주식시장의 경우 1990년대에 존재하는 규모 효과는 포트폴리오 구성 방법에 따라 크게 좌우되는 불안정한 결과이며, 2000년대 이후 규모 효과는 포트폴리오 구성 방법에 상관없이 사라졌다고 하고 있다.

본 연구의 목적은 1987년부터 2013년까지의 자료(신뢰할 수 있는 최장 기간의 자료)를 사용하여 다양한 방법을 통해 우리나라 주식시장의 규모 프리미엄과 자기자본비용을 추정하는 것이다. 이를 위해 시장 포트폴리오와 규모 포트폴리오의 수익률을 시가가중 방식(market-weighted)과 동일가중 방식(equally-weighted)으로 구하고, 베타를 일반적인 방식과 sum-beta 방식으로<sup>4</sup> 구하여 각각의 규모 프리미엄을 비교해 본다. 그런 다음 Ibbotson의 적산법을 통해 개별 위험 프리미엄을 제외한 자기자본비용을 추정하고, 이를 규모 프리미엄이 추가된 수정 CAPM 식에 의해 추정한 자기자본비용과 Fama-French(1993) 3요인 모형에서 HML 요인이 제외된 수정 Fama-French 모형에 의해 추정한 자기자본비용과 비교하고자 한다.

자기자본비용을 측정하기 위해서는 먼저 무위험 이자율(risk free rate)을 측정해야 하는데

---

<sup>2</sup> 대표적인 적산법에는 Ibbotson method, Duff and Phelps method, Risk rate component model 등이 있다 (설성수, 오세경, 박현우; 2012).

<sup>3</sup> 본 논문에서는 시장 위험 프리미엄(market risk premium) 대신 주식 위험 프리미엄(equity risk premium)을 사용한다.

<sup>4</sup> sum-beta 방식에 대해서는 뒤에서 자세히 설명할 것이다.

이 또한 간단치 않다. 자기자본비용 추정을 위한 무위험 이자율의 대응치는 만기가 길고 유동성이 풍부한 국채 수익률을 적용하는 것이 적합한데, 우리나라의 경우 국채가 발행되고 있지만 그 역사가 짧을 뿐만 아니라 유동성이 부족하여 문제가 있다. 주식 위험 프리미엄(equity risk premium)은 시장 포트폴리오의 기대 수익률에서 무위험 이자율을 차감한 값이기 때문에 주식 위험 프리미엄을 정확히 측정하기 위해서는 시장 포트폴리오의 수익률과 함께 무위험 이자율을 정확히 측정할 수 있어야 한다. 과거 우리나라 논문들(김인수와 홍정훈, 2008; 독고윤 외 2인, 2001)은 한국의 주식 위험 프리미엄이 매우 낮음을 보고하고 있는데, 여러 가지 이유가 있겠지만 과거 우리나라의 무위험 이자율이 매우 높았던 것도 관련성이 높다고 생각된다. 따라서, 무위험 이자율을 어떻게 측정할 것인지에 대해 논의가 필요하다.

또한 주식 위험 프리미엄의 측정에 있어서 사실상 시장 포트폴리오의 기대 수익률을 정확히 구하는 것은 불가능한 일이기 때문에 과거 시장 포트폴리오의 실현 수익률 평균치를 사용하게 되는데, 이때에도 시장 포트폴리오의 대응치를 무엇으로 삼을 것이냐, 수익률을 어떤 방식으로 가중할 것이냐, 추정 기간 등을 어떻게 정할 것이냐에 따라 시장 포트폴리오의 실현 수익률이 크게 달라질 수 있기 때문에 이에 대해 자세히 살펴볼 필요가 있다.

규모 프리미엄(size premium)은 일반적으로 소형주 평균 실현 수익률에서 대형주 평균 실현 수익률을 차감한 값을 의미하며 이러한 규모 프리미엄이 존재하는 현상을 규모 효과(size effect)라고 한다. 그런데, Ibbotson(2013)은 개별 규모 포트폴리오의 실현 수익률에서 CAPM에 의해 추정된 수익률을 차감한 값을 규모 프리미엄으로 정의하여 베타 조정 규모 프리미엄(beta-adjusted size premium)이라 하고, 소규모 포트폴리오 수익률에서 대규모 포트폴리오 수익률을 차감한 일반적인 규모 프리미엄을 비베타 조정 규모 프리미엄(non-beta-adjusted size premium)으로 구분하고 있다. Ibbotson은 비베타 조정 규모 프리미엄 방식의 경우 포트폴리오의 베타가 조정되지 않기 때문에 규모 프리미엄을 정확히 측정할 수 없다고 주장한다. 그러나, 베타 조정 방식의 경우 CAPM에 의해 설명되는 수익률을 초과하는 모든 수익률을 규모 프리미엄으로 보고 있기 때문에 비베타 조정 방식에 비해 규모 프리미엄이 과다하게 측정될 가능성이 있다는 문제점이 있다. 본 논문에서는 두 가지 방식에 의해 측정된 규모 프리미엄을 비교해 보고자 한다.

한편 Ibbotson의 베타 조정 방식의 경우 어떤 베타를 사용하느냐에 따라 규모 프리미엄이 달라지게 되는데 OLS(ordinary least squares)에 의해 추정된 일반적인 베타를 사용할 경우 소규모 포트폴리오의 베타가 작게 추정되는 문제가 발생한다. 리스크와 수익률의 상반 관계(risk-return trade-off)는 재무학의 근간을 이루는 중요한 원리로서 투자자들이 리스크를 추가적으로 부담할 때 그에 따른 대가로 추가적인 수익률을 요구한다는 의미이다. 그런데, 우리나라 주식시장 자료를 사용하여 OLS 방식에 의해 베타를 추정한 경우(김상환, 2009; 윤상용 외 3인, 2009; 엄철준 외 2인, 2014) 보통 리스크가 높다고 생각되는 소규모 포트폴리오의 베타가 리스크가 낮다고 생각되는 대규모 포트폴리오 베타보다 작게 측정되는 현상이 일어난다(리스크와 수익률의 상반 관계가 존재하지 않음). 이러한 문제가 발생하는 이유는 소규모 포트폴리오의 베타 측정 상에 있어서 생기는 측정오차(measurement error) 때문이며, 이는 소규모 주식의 경우 거래가 빈번하지 않음으로 말미암아 가격이 시장 움직임을 적절히 반영하지 못하고 늦게 반영하는 현상(lagged price reaction)이다(Lo and MacKinley, 1990; McQueen et al., 1996). Ibbotson et al.(1997)은 소규모 주식의 경우 가격이 지연되어 반영되는 문제와 거래가 빈번하지 않기 때문에 생기는 문제를 줄이기 위해 지난 시점의 베타(lagged beta)를 함께 고려하는 sum-beta 방식을 제안하고 있는데, 본 논문에서는 OLS방식에 의한 베타와 sum-beta 방식에 의한 베타를 추정하여 규모 프리미엄을 비교하고자 한다.

마지막으로 적산법에서는 주식 위험 프리미엄, 규모 프리미엄과 함께 산업 위험 프리미엄을 고려하고 있는데 이때, 산업 위험 프리미엄(industry risk premium)은 주식 위험 프리미엄을 초과하는 수익률을 말한다. 즉, 해당 종목의 산업이 시장 전체의 리스크와 같다면 산업 위험 프리미엄은 0이 되고, 해당 종목의 산업 리스크가 시장 리스크보다 클 때 양의 값을, 작을 때 음의 값을 갖는다. 산업 위험 프리미엄을 구하기 위해서는 산업 베타를 추정해야 하는데 Ibbotson(2013)은 Kaplan and Peterson(1998)에 의해 제안된 full-information 방식<sup>5</sup>을 사용하여 구하고 있다. 본 논문에서도 이 방식에 따라 full-information beta를 추정하고 이에 근거하여 산업 위험 프리미엄을 도출해 보고자 한다.

1987년 1월부터 2013년 12월까지 27년간 자료를 사용하여 분석한 본 연구의 주요 결과는

<sup>5</sup> full-information 방식에 대해서는 뒤에서 자세히 설명할 것이다.

다음과 같다: 첫째, 무위험 이자율은 지속적으로 하락하여 전체 표본 기간 동안 평균 9.01%의 수준을 보이고 있는데, 대용치와 표본 기간의 선택에 따라 큰 차이를 보이기 때문에 주식 위험 프리미엄과 자기자본비용 추정에 있어서 시장 포트폴리오 못지않게 중요함을 발견하였다. 둘째, 주식 위험 프리미엄은 동일가중 방식으로 구할 경우 15.39%, 시가가중 방식으로 구할 경우 5.06%로 큰 차이를 보이며, 시가가중 방식 주식 위험 프리미엄의 경우 무위험 이자율이 지속적으로 하락하는 것과 반대로 지속적으로 상승하고 표본 기간에 따라 차이가 큼을 발견하였다. 셋째, 동일가중 방식과 sum-beta 방식을 적용하여 수정 CAPM으로 추정 하는 방법(보유 기간 1개월, 추정 기간 5년 기준)이 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반 관계는 물론 규모 효과를 보다 잘 설명하는 것을 확인하였으며 이때, 자기자본비용은 30.24%(규모 프리미엄은 10.40%, 산업 위험 프리미엄은 -2.94%)로 추정되었다. 특히, 베타를 sum-beta 방식으로 추정하는 경우에 OLS 방식과는 달리 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반 관계가 잘 설명됨을 발견하였다. 넷째, 시가가중 방식 대신 동일가중 방식을 적용하는 경우에 규모 효과가 작아지는 반면 주식 위험 프리미엄이 커지는 것을 확인하였는데, 이는 시장 포트폴리오의 대용치 선택 시 규모 효과와 주식 위험 프리미엄의 상호 작용을 고려 하는 것이 중요함을 의미한다. 아울러, 다른 조건은 동일하고 측정 시점이 다른 경우에 자기 자본비용은 큰 변화가 없지만 자기자본비용의 구성 요소 간 상대적 크기가 달라지는 것을 발견하였다. 다섯째, 시가 총액이 큰 복합기업(conglomerate)이 포함된 산업이나 산업 내에 pure-play가 적은 산업의 베타를 추정하는 경우에 pure-play 방식에 비해 full-information 방식을 적용하게 되면 해당 산업 위험 정보가 보다 충분히 반영됨을 확인하였다.

이후의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 적산법에 의한 자기자본비용 추정과 규모 효과와 관련된 선행 연구를 살펴본다. 3장에서는 연구의 자료 및 자기자본비용 추정 모형에 대해 설명한다. 4장은 실증 결과로서 규모 포트폴리오에 대한 개요, 시장 위험 프리미엄, 규모 프리미엄과 산업 위험 프리미엄 추정 결과를 제시한다. 또한 시장 포트폴리오의 대용치에 따라 네 가지 모형으로 국내 주식시장의 자기자본비용을 추정하고 특징을 분석한다. 마지막으로 5장에서는 본 연구의 주요 결과를 정리한다.

## II. 관련 연구

Ibbotson and Sinquefeld(1976)는 다양한 자산과 수익률에 관한 연구를 통해 시장의 체계적 위험에 바탕을 둔 CAPM은 기업이 직면한 위험과 수익률을 적절히 반영하지 못한다는 경험적 관찰에 따라 적산법(build-up method)의 토대를 마련하였다. 자기자본비용은 무위험 이자율과 위험 프리미엄으로 구성되는데 Ibbotson(2013)은 위험 프리미엄을 네 가지 위험 요소로 구분하여 각 위험 프리미엄을 산출하여 가산하는 방법을 적용하고 있다. 국내에서는 이상엽(2014)이 최초로 적산법을 사용하여 자기자본비용의 추정을 시도하였으나 실제 자기자본비용의 추정치를 제공하고 있지는 않다.

무위험 이자율의 대응치 선택과 관련된 국내외 연구를 살펴보면 다음과 같다. Ibbotson (2013)에 의하면 자기자본비용 추정을 위한 무위험 이자율의 대응치는 만기가 길고 유동성이 풍부한 국채 수익률을 적용하는 것이 적합하다고 하면서, 30년 만기 국채는 1977년 2월에 최초로 발행되었고 2000년 초반에는 발행되지 않아 1926년부터 주식 위험 프리미엄을 추정 하기에 자료의 충분성과 연속성 측면에서 20년 만기 국채 수익률을 사용해야 한다고 주장한다. 또한 그는 진정한 의미의 무위험 이자율이 되기 위해서는 가격 평가상의 수익률이나 채투자 수익률을 제외한 소득 수익률(coupon payment)을 사용해야 한다고 한다.

한편 Koller et al.(2010)은 이론적으로 평가하고자 하는 대상의 현금 흐름 만기와 일치하는 만기의 국채 수익률을 무위험 이자율로 사용하는 것이 바람직하나, 실무적으로 유동성이 풍부한 10년 만기 국채 수익률을 사용하는 것이 현실적인 대안이라고 한다. 아울러 그들은 기업이나 장기 프로젝트의 가치를 평가할 때 무위험 이자율로 단기 국채 수익률을 사용해서는 안 된다고 하고, 재무 교과서에서 CAPM을 계산할 때 흔히 단기 국채 수익률을 사용하는 것은 다음 달 기대 수익률을 예측하려는 것이기 때문이라고 한다.

우리나라의 경우 김인수와 홍정훈(2008)은 무위험 이자율의 대응치로 은행의 정기예금 이자율, CD 유통 수익률 및 CD 유통 수익률과 정기예금 이자율을 결합한 방식 등 세 가지를 사용하고 있다. 엄철준 외 2인(2014)은 만기 3년 국고채를 사용하였으며 국고채 수익률이

발표되기 전인 1995년 4월 이전 기간에는 5년 만기 국민주택채권을 사용하였다. 우리나라 이전 연구들은 단기 수익률을 사용하고 채권의 만기나 원리금 지급 방법 등 채권의 특성을 충분히 고려하지 않고 사용하고 있어 자기자본비용 추정을 위한 무위험 이자율의 대응치로 적합하지 않다고 할 수 있다.

Ferson and Locke(1998)와 Pastor and Stambaugh(1999)가 자기자본비용의 추정 오차를 발생시키는 가장 큰 요인이 베타보다도 주식 위험 프리미엄이라고 한 것처럼, 투자자들이 시장 포트폴리오에 투자할 때 기대하는 무위험 이자율 대비 초과 수익률인 주식 위험 프리미엄은 자기자본비용 추정에 있어서 핵심 변수이다. 주식 위험 프리미엄을 측정하는 방법은 주식의 과거 수익률을 통해 구하는 방법, 이익이나 배당 등 기본 정보를 이용하여 추정하는 방법, 주식 투자자들에 의해 요구되는 수익률을 추정하는 방법, 전문가들의 의견을 수렴하여 정하는 방법 등 다양하다(Ibbotson et al., 1984; Mehra and Prescott, 1985). 본 연구에서는 과거 주식 수익률을 통하여 추정하는 방식을 사용하는데, 이 경우에도 시장 포트폴리오의 대응치, 수익률 가중 방식, 추정 기간 등에 따라 크게 달라질 수 있기 때문에 이들을 어떻게 정하느냐가 중요하다.

먼저 시장 포트폴리오의 대응치는 시장 전체의 움직임을 잘 반영할 수 있는 광범위한 지수가 되어야 한다. 일반적으로 미국의 경우에는 S&P500 지수를, 우리나라의 경우에는 KOSPI 지수를 시장 포트폴리오의 대응치로 사용하는데, 이 지수들은 시가가중 방식으로 계산된다. 그런데, 우리나라의 경우 김권중(1998)은 시가가중 방식보다는 동일가중 방식이 더 안정적인 베타와 더 정확한 주식 위험 프리미엄을 제공한다고 하고, 또한 황선웅(1993)은 시장 포트폴리오의 대응치로 동일가중지수 수익률과 시가가중지수 수익률 중 어느 것을 사용하느냐에 따라 규모 효과가 다르다고 하고 있기 때문에 두 방식에 의한 결과를 비교할 필요가 있다. 주식 위험 프리미엄의 추정은 당연히 추정할 때 사용하는 자료의 기간에 따라 달라진다. 아주 좋거나 나쁜 단기적인 수익률에 큰 영향을 받지 않으면서 신뢰할만한 평균 수익률을 얻기 위해서는 충분히 긴 기간의 자료가 필요하기 때문에 추정 기간은 길수록 바람직하다.

Banz(1981)의 연구에 의해 규모 효과가 최초로 발견된 후 많은 연구들이 규모 프리미엄을 추정하였다. Dijk(2011)에 의하면 미국의 경우 규모 프리미엄이 4.8%(Banz) ~30.2%(Keim)로

큰 편차를 보이고, Fama and French(1992)의 경우도 7.6%로 보고하고 있는데 Dijk(2011)는 아직도 규모 프리미엄에 대해서 추가적인 연구가 필요하다고 주장하고 있다. 우리나라의 연구 결과를 살펴보면, 규모 프리미엄의 추정보다는 규모 효과가 존재하는지 여부를 살피는 논문들이 대세를 이루고 있다. 우리나라의 경우 엄철준 외 2인(2014)이 최근 규모 효과에 대해 재검증 하였으나 결과가 포트폴리오 구성 방법에 크게 좌우되는 불안정한 것이라 하고 있고, 또한 오세경(1994)이 1980~1992년을 대상으로 분석한 결과에서도 추정 기간과 포트폴리오 구성 방법에 따라 규모 효과가 달라진다고 하고 있어 우리나라의 경우에도 규모 효과와 규모 프리미엄에 대한 연구는 추가로 요구되는 상황이다.

만약 규모 프리미엄을 Ibbotson(2013)과 같이 실현 수익률에서 CAPM에 의한 수익률을 차감한 초과 수익률로 정의한다면, 규모 프리미엄은 베타, 시장 포트폴리오 수익률, 무위험 이자율, 해당 규모 포트폴리오 수익률에 의해 결정된다고 할 수 있다. 포트폴리오 수익률을 시가가중 방식과 동일가중 방식 중 어느 방식으로 구하느냐에 따라 수익률이 크게 달라지고 그에 따라 베타 추정치도 달라지기 때문에 두 가지 방식에 의한 규모 프리미엄을 각각 구해서 비교하여야 한다.

한편 규모 프리미엄과 관련되어 Conrad and Kaul(1988)은 1962년부터 1985년까지 기간에 10개 규모 포트폴리오의 주간 보유 수익률 자료를 이용하여 각 시점별 기대 수익률의 움직임이 AR(1) 모형으로 잘 설명되고, 10개 규모 포트폴리오의 자기상관 계수는 포트폴리오의 규모가 감소할수록 체계적으로 증가한다는 결과를 제시하였고, 또한 Ibbotson et al.(1997)은 주식 수익률에 교차 자기상관 관계가 존재할 때 소규모 기업의 경우 베타의 조정이 필요하고 조정된 베타(sum-beta)가 규모 효과를 일부 설명한다고 주장하였다. 따라서, 일반적인 OLS에 의해 추정된 베타와 sum-beta 방식에 의해 추정된 베타를 사용했을 때 규모 프리미엄의 차이가 얼마나 나는지를 살펴보아야 한다.

재무 자료를 가지고 실증 분석을 함에 있어 또한 유념해야 하는 문제는 생존해 있는 기업만을 분석 대상으로 할 때 발생하는 편의 즉, 생존 편의(survivorship bias)의 문제이다. Kothari et al. (1995)은 규모 효과와 관련되어 시가가중 포트폴리오의 경우 생존 편의가 중요한 문제가 되지 않으며, Chan et al.(1995)과 Barber and Lyon(1997) 역시 표본 선정에 따른 생존

편의는 규모 프리미엄과 장부가 대 시장가(book-to-market) 프리미엄 추정 시 중요한 영향을 미치지 않음을 보고하였다. 국내의 경우 오세경(1994)은 각 해당 연도에 존재하는 모든 상장 기업을 대상으로 한 경우와 추정 기간 동안 연속 상장되어 온 기업만을 대상으로 분석한 결과가 별로 차이가 없다고 하였고, 김석진과 김지영(2000)은 1990년부터 1997년까지의 유가증권 시장에 상장된 주식을 대상으로 분석한 결과 생존 편의의 영향은 미미하다고 보고하였으며, 윤상용 외 3인(2009) 역시 위험 요인 모방 포트폴리오 구축 시 생존 편의는 연구 결과에 유의한 영향을 미치지 못한다고 하고 있다.

산업이나 사업 부문의 베타를 추정하는 방법으로 Fuller and Kerr(1981)는 주요 사업 부문이 한 가지로 구성된 기업(이하, 'pure-play'라고 한다)의 주식들을 이용하여 해당 산업이나 사업 부문의 베타를 추정하는 pure-play 방식을 최초로 실증 분석하였다. 그러나, pure-play 방식은 산업 내에 pure-play가 적거나 시가총액이 큰 복합기업(conglomerate)이 포함된 경우에 산업 위험을 충분히 반영하지 못한다는 문제점을 지니고 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 Boquist and Moore(1983)는 각 기업의 베타와 산업이나 사업 부문별 시장가치 비중을 알고 있는 경우 횡단면 회귀분석(cross sectional regression model)을 통해 산업 베타를 추정하는 방법을 제안하였다. 추정된 산업별 베타와 특정 기업의 각 산업 가중치를 곱하여 합산하면 특정 기업의 베타를 산출할 수 있는데 이렇게 추정된 베타를 full-information beta라 한다. 이후 Ehrhardt and Bhagwat(1991)는 해당 방법론을 적용하여 실증분석을 시도하였으나 산업의 규모 효과를 고려하고 있지 않기 때문에 산업 규모가 작아질수록 베타가 작아지는 현상이 발생된다. 이에 Kaplan and Peterson(1998)은 개별 기업의 시장 가격을 시장 전체의 시장 가격으로 나눈 값을 도구 변수(instrumental variables)로 추가하여 회귀분석함으로써 이러한 문제를 해결하였고, Cummins and Phillips(2005)는 잔차의 이분산성(heteroscedasticity)을 반영하기 위해 WLS(weighted least squares)를 적용하는 것이 도구 변수를 적용하는 것에 비해 보다 적절하다고 하였다.

### Ⅲ. 자료와 연구방법론

#### 1. 자료

자기자본비용 추정을 위한 본 연구의 분석 기간은 1987년 1월부터 2013년 12월까지 27년 간이다.<sup>6</sup> 분석 대상은 2013년 12월말 기준으로 FnGuide에서 기업정보 및 금융정보를 제공하는 유가증권시장에 상장된 기업과 코스닥시장에 등록된 기업으로서 REITs, ETF, 선박·부동산 투자회사 등과 금융회사는 제외하였다.<sup>7</sup> 생존 편이가 연구 결과에 큰 영향을 미치지 않는다는 선행 연구 결과에 따라 자본 잠식 기업과 기업 개선 작업(work-out) 또는 기업 회생 절차(법정 관리)를 경험한 재무 곤경 기업(distressed firms)은 표본에서 제외하였으며 재무 곤경 기업에 대한 정보는 NICE평가정보에서 입수하였다. 또한 자본 총계가 0 이하인 기업과 베타 계산을 위해 월간 수익률 자료가 36개 미만인 기업은 제외하였다. 최종적으로 1,257개 기업이 선정되었으며 이 중 유가증권시장 상장 기업은 470개, 코스닥 시장 등록 기업은 787개이다.<sup>8</sup>

강장구 외 3인(2013)은 자본비용의 측정과 자산 가격 결정 모형의 검증 등에 사용되는 보유 기간 수익률을 사용할 때 현금 배당 이벤트를 포함하지 않는 경우에 보유 기간 수익률이 과소 평가됨을 보였다. 이에 본 연구에서 사용된 보유 기간 수익률은 FnGuide에서 제공되는 현금 배당이 반영된 수정 주가를 사용하여 계산하였다. 그리고, 시장 포트폴리오의 대응치 선택이

---

<sup>6</sup> 본 연구에서 무위험 이자율의 대응치로 사용한 무담보 콜금리(1일물, 중개 거래)와 만기 5년 국채금리 자료가 한국은행 경제통계시스템에서 1987년 1월 자료부터 공시되고 있다. 따라서, 무위험 이자율의 대응치가 공시되는 시점을 기준으로 분석 기간의 개시 시점을 1987년으로 설정하였다.

<sup>7</sup> Fama and French(1992, 1993)는 높은 레버리지가 갖는 의미가 금융회사와 비금융회사에서 달리 해석 된다는 이유로 분석에서 제외하였고, Barber and Lyon(1997)은 금융회사를 제외하더라도 규모 프리미엄과 장부가 대 시장가 프리미엄 추정 시 차이가 없음을 보고하였다.

<sup>8</sup> 코스닥시장이 1996년 7월에 개설되면서 분석 대상 기업에 코스닥시장 등록 기업 84개가 추가되어 전체 기업 수는 95개 증가되었으며, 이는 분석 기간 중 가장 큰 폭의 기업 증가이다.

자기자본비용에 미치는 영향을 분석하기 위해 KOSPI<sup>9</sup>에 속한 기업들의 현금 배당이 반영된 수정 주가를 해당 기업의 시장가치로 가중 평균한 지수(이하, 'KOSPLW'라 한다)와 동일가중으로 평균한 지수(이하, 'KOSPLE'라 한다)를 생성하여 시장 포트폴리오의 대응치로 사용하였다. 또한 가중방식이 규모 포트폴리오의 수익률에 미치는 영향을 고려하기 위해 규모 포트폴리오의 수익률도 시가가중 방식과 동일가중 방식 두 가지에 의해 측정하였다.

우리나라의 경우 20년 만기 국고채는 2006년 1월, 10년 만기 국고채는 1995년 9월에 최초 발행되었을 뿐만 아니라 당시에 유통시장이 활성화되지 않아 기준 금리로서 참고하기에 무리가 있으며, 지표 채권의 만기가 2013년에 와서 5년에서 10년으로 연장되었다. 따라서, 채권의 만기와 유동성<sup>10</sup> 그리고 자료의 연속성 측면에서 5년 만기 국채 수익률을 우리나라 장기간의 주식 위험 프리미엄 추정을 위한 무위험 이자율의 대응치로 사용하였다. 본 연구에서는 자기자본비용 추정을 위한 장기 무위험 이자율의 대응치로 금융투자협회에서 1995년 5월부터 제공하고 있는 국고채 5년 최종 호가 수익률을 사용하고, 그 이전 국채 수익률은 한국은행 경제통계시스템에서 1987년 1월부터 제공하는 국민주택 1종 채권 5년 수익률을 사용하였다. 국민주택 1종 채권은 첨가 소화 방식으로 발행되는 연 단위 복리채이며, 사용 가능한 공시 수익률이 월평균 수익률이라는 측면에서 1995년 5월부터 사용된 국고채 수익률과 다른 특성을 지니고 있다. 따라서, 채권수익률 특성과 국채 시장 수익률의 안정적인 연속성이 반영될 수 있도록 국민주택 1종 채권 월 평균 수익률을 보정하여 사용하였다. 보정 방법은 1995년 5월부터 태국 바트화의 폭락으로 외환위기가 촉발된 1997년 7월(기획재정부, 2013 국채백서, p.15)까지 국고채 수익률과 국민주택 1종 채권 평균 수익률 간 차이를 국민주택 1종 채권 월 평균 수익률에 가산하는 방법을 적용하였다. 베타 추정을 위한 1개월 무위험 이자율의 대응치는 한국은행 경제통계시스템에서 공시하는 1일물 콜금리 자료를 월별 수익률로 환산하여 적용

<sup>9</sup> 현행 한국 종합 주가지수(Korea Composite Stock Price Index: KOSPI)는 시가총액 가중 방식 지수로서 한국 거래소는 기존의 주가 평균 방식의 단점을 보완하기 위하여 1983년 1월 4일에 도입하였으며, KOSDAQ 지수는 1997년 1월, KOSPI 200은 1994년 6월부터 발표하고 있다.

<sup>10</sup> 2013년 국고채 총 거래량은 2,976.7조원으로 만기별 거래량(비중)은 5년물 1,363.4조원(45.8%), 10년물 802.7조원(27.0%), 3년물 689.4조원(23.2%), 기타 121.2조원(4.1%)의 순서이다(기획재정부, 2013 국채백서).

하였다.<sup>11</sup>

산업 위험 프리미엄을 추정하는 방법으로 full-information 방식을 적용하는 경우에 각 기업의 주요 사업 부문별 시장가치 정보가 필요하다. 그러나, 기업의 주요 사업 부문별 시장 가치를 직접 관찰할 수 없기 때문에 Kaplan and Peterson(1998)과 같이 주요 사업 부문 매출액을 대용치로 사용하였다. 기업의 주요 사업 부문 매출액 정보는 FnGuide에서 제공 받았으며, 2013년도 주요 사업부문 매출 정보를 통계청의 한국표준산업분류 9차 중분류 기준에 따라 분류하였다.<sup>12</sup> Ehrhardt and Bhagwat(1991)와 Kaplan and Peterson(1998)의 연구에서도 중분류 기준으로 산업을 구분하고 있다.

## 2. 연구 방법론

### 1) 자기자본비용 추정 모형

자본비용을 추정하는 모형은 매우 다양하지만 본 연구에서는 Ibbotson 의 적산법, 수정 CAPM 과 수정 Fama-French 모형을 적용하여 자기자본비용을 추정하고자 한다.

#### (1) Ibbotson 의 적산법

Ibbotson 의 적산법은 무위험 이자율에 주식 위험 프리미엄, 규모 프리미엄, 산업 위험 프리미엄과 기업 고유 위험 프리미엄을 가산하여 자기자본비용을 추정하는 요소 가산 자기

---

<sup>11</sup> 우리나라의 경우 1일물 콜금리와 91일물 CD금리 모두 단기 지표 금리로 널리 사용되어 왔다. 그런데, 91일물 CD 금리는 1994년부터 고시되었으며, 2010년부터 시작된 은행의 예대율 규제와 2012년 7월 CD금리 담합 의혹 제기로 인해 지표 금리로서의 신뢰성에 심각한 문제점을 노출시켰다는 점에서 단기 무위험 이자율의 대용치로 1일물 콜금리를 사용하였다.

<sup>12</sup> 우리나라의 기업공시 서식 작성 기준(제4-1-1조)에서 주요 사업 부문을 구분하는 구체적인 분류 기준이나 코드화 등 관리 체계에 대한 언급은 찾을 수 없었다. 따라서, 각 기업의 기준에 따라 보고된 주요 사업 부문을 소분류나 세분류 등 보다 세분화된 산업으로 분류하게 되면 오히려 분류 과정에서 오류가 발생할 수 있으며, 본 연구의 목적상 중요한 차이가 없을 것이라 판단되어 중분류 기준으로 산업을 구분하였다.

자본비용 모형이다. 기업 고유 위험 프리미엄은 고객 집중도, 최고경영자나 핵심인력 의존도, 기업이 보유하고 있는 핵심기술과 특허권 등을 기초로 추정되는데, 계량을 하는 구체적인 방법이 공개되어 있지 않을 뿐만 아니라 해당 프리미엄을 자기자본비용에 추가하는 것이 적합 한가에 대한 논의가 학계와 법조계에서 여전히 진행되고 있고,<sup>13</sup> 또한 본 연구의 목적상 개별 기업 위험 프리미엄 포함 여부는 중요한 차이를 보이지 않을 것이라 판단되어 기업 고유 위험 프리미엄 요소는 제외하였다.

주식 위험 프리미엄(equity risk premium, ERP)은 시장 포트폴리오의 평균 수익률( $\overline{R}_m$ )에서 무위험 이자율의 평균치( $\overline{R}_f$ )를 차감한 것으로서,  $\overline{R}_m$ 은 시장 포트폴리오의 월간 보유 수익률을 복리로 계산한 연간 총 수익률의 산술 평균값이며,  $\overline{R}_f$ 는 5년 만기 국채의 연간 소득 수익률에 대한 산술 평균값이다.<sup>14</sup> 연간 수익률을 산정하는 경우 시장 포트폴리오 수익률은 총 수익률(total return) 기준으로 월간 보유기간 수익률을 복리로 계산하였으며, 무위험 이자율은 매월 말 5년 만기 국채의 만기 수익률(yield to maturity)을 산술 평균하여 구했다.<sup>15</sup> 또한 시장 포트폴리오 수익률은 시가가중 방식과 동일가중 방식 두 가지 방식으로 계산하였다.

Ibbotson(2013)의 규모 프리미엄은 베타 조정 규모 프리미엄으로서 규모 포트폴리오의 연간 실현 수익률에서 CAPM에 의해 추정된 수익률을 차감한 값이다. 이때, 규모 포트폴리오의 수익률도 시장 포트폴리오와 마찬가지로 시가가중 방식과 동일가중 방식 두 가지로 계산한다. 또한 베타를 OLS 방식으로 추정하느냐 또는 sum-beta 방식으로 추정 하느냐에 따라 두 가지로 나뉜다. sum-beta는 다음과 같이 정의된다.

$$(R_s - R_f)_t = \alpha_s + \beta_{s0}(R_m - R_f)_t + \beta_{s-1}(R_m - R_f)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\beta_s^{SUM} = \beta_{s0} + \beta_{s-1}$$

<sup>13</sup> 기업 고유 위험 프리미엄과 관련된 미국의 주요 판례는 Rosenbloom et al. (2011)을 참고하기 바란다.

<sup>14</sup> 기하평균이 아닌 산술 평균을 사용하는 것은 산술 평균이 불편치(unbiased value)를 제공하기 때문이다.

<sup>15</sup> 국채의 경우에 총 수익률이 아닌 소득 수익률을 적용한 이유는 국채의 만기 수익률이 무위험 이자율의 미래 지향적 측정치(forward-looking measure)이기 때문이다(Ibbotson, 2013).

여기서,  $R_s$ 는 규모 포트폴리오  $s$ 의 수익률,  $R_f$ 는 무위험 이자율,  $R_m$ 은 시장 포트폴리오의 수익률을 나타낸다.

산업 위험 프리미엄을 구하기 위한 full-information beta는 식(3)과 같이 정의되는데, 기업의 베타는 해당 기업의 각 부문별 베타를 시장가치로 가중 평균한 것과 같다는 CAPM의 이론적 배경을 지니고 있다(Chua et al., 2006).

본 연구의 full-information beta 추정 방법은 Ibbotson(2013)에서 사용하고 있는 Kaplan and Peterson(1998)의 방법론을 적용하였으며, 다음과 같이 두 단계에 걸쳐 추정하였다. 첫째, 개별 기업의 sum-beta( $\beta_i^{SUM}$ )를 기초로 도구 변수(instrumental variables)를 이용한 2단계 최소 자승 추정법(2 stage least square; 2SLS)으로 시가가중 산업베타( $\hat{\beta}_j$ )를 추정하였다. 여기서, 도구 변수  $z_{ij}$ 는 시장 전체에서 차지하는  $i$  기업의  $j$  산업 부문 시가총액 비중을 의미한다. 그리고, 각 기업의 산업별 시장가치는 알 수 없기 때문에 Kaplan and Peterson(1998)과 같이 산업별 매출액을 시장가치의 대응치로 사용하였다. 둘째, 앞 단계에서 추정한 산업베타( $\hat{\beta}_j$ )와  $i$  기업의 산업별 비중( $w_{ij}$ )의 곱을  $i$  기업이 영위하고 있는 모든 산업에 대해 합산하여  $i$  기업의 full-information beta( $full\beta_i$ )를 계산하였다.

$$\beta_i^{SUM} = \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot \omega_{ij} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$z_{ij} = \frac{MC_i}{\sum_{i=1}^m MC_i} \cdot \omega_{ij}$$

$$full\beta_i = \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j \cdot \omega_{ij} \quad (3)$$

여기서,  $full\beta_i$ 는 full-information 방식으로 계산된  $i$  기업의 베타,  $\hat{\beta}_j$ 는 도구 변수를 이용한 2SLS로 추정된  $j$  산업의 베타,  $\omega_{ij}$ 는  $i$  기업의  $j$  산업의 시장가치 비중( $\sum_{j=1}^n \omega_{ij} = 1$ ),  $n$ 은 산업의 수,  $MC_i$ 는  $i$  기업의 시가총액,  $m$ 은 기업의 수,  $z_{ij}$ 는 도구 변수를 나타낸다.

이제 기업 고유 위험 프리미엄을 제외한 Ibbotson의 적산법에 의한 자기자본비용은 식(4)와 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
E(R_i) &= R_f + ERP + SP_s + IRP_i \\
&= R_f + ERP + [(\bar{R}_s - \bar{R}_f) - (\beta_s^{SUM} \cdot ERP)] + (full\beta_i - 1)ERP \quad (4)
\end{aligned}$$

여기서,  $E(R_i)$ 는  $i$  기업의 자기자본비용,  $R_f$ 는 자기자본비용 추정 기준일의 무위험 이자율(5년 만기 국채 수익률),  $ERP$ 는 주식 위험 프리미엄( $\bar{R}_m - \bar{R}_f$ ),  $SP_s$ 는 규모 포트폴리오  $s$ 의 규모 프리미엄(beta-adjusted size premium),  $IRP_i$ 는  $i$  기업의 산업 위험 프리미엄,  $\bar{R}_s$ 는  $i$  기업이 속한 규모 포트폴리오  $s$ 의 장기 평균 실현 수익률,  $\bar{R}_f$ 는 무위험 이자율(5년 만기 국채 수익률)의 장기 평균치,  $\beta_s^{SUM}$ 은  $i$  기업이 속한 규모 포트폴리오  $s$ 의 sum beta,  $full\beta_i$ 는  $i$  기업의 full-information beta를 나타낸다.

식(4)에서 규모 프리미엄( $SP_s$ )은 규모 포트폴리오  $s$ 의 평균 초과 수익률( $\bar{R}_s - \bar{R}_f$ )에서 sum-beta로 추정된 CAPM에 의한 평균 초과 수익률( $\beta_s^{SUM} \cdot ERP$ )을 차감한 것이다. 이때,  $\bar{R}_s$ 는  $i$  기업이 속한 규모 포트폴리오  $s$ 의 월간 보유 수익률을 복리로 계산한 연간 수익률의 산술 평균값이다. 산업 위험 프리미엄(industry risk premium, IRP)은 주식 위험 프리미엄을 초과하는 수익률을 의미하는데,  $full\beta_i \cdot ERP$ 에서 주식 위험 프리미엄을 차감하여 구한다.

## (2) 수정 CAPM 방식

수정 CAPM 방식은 CAPM에 규모 프리미엄 요소(베타 조정 규모 프리미엄)가 추가된 모형이다. 수정 CAPM 방식 중 식(5)는 적산법과 동일하게 규모 프리미엄이 추정되지만 full-information beta 적용 여부에서 차이가 있으며, 식(6)은 sum-beta 대신 OLS beta를 적용한 것이다.

$$E(R_i) = R_f + \beta_i^{SUM} \times ERP + [(\bar{R}_s - \bar{R}_f) - (\beta_s^{SUM} \cdot ERP)] \quad (5)$$

$$E(R_i) = R_f + \beta_i^{OLS} \times ERP + [(\bar{R}_s - \bar{R}_f) - (\beta_s^{OLS} \cdot ERP)] \quad (6)$$

여기서,  $\beta_i^{SUM}$  은  $i$  기업의 sum beta,  $\beta_s^{SUM}$  은  $i$  기업이 속한 규모 포트폴리오  $s$ 의 sum-beta,  $\beta_i^{OLS}$  는  $i$  기업의 OLS beta,  $\beta_s^{OLS}$  는  $i$  기업이 속한 규모 포트폴리오  $s$ 의 OLS beta를 나타낸다.

### (3) 수정 Fama-French 모형

수정 Fama-French 모형은 적산법과 수정 CAPM 방식에 적용된 위험 요인과 동일한 조건으로 규모 프리미엄과 자기자본비용을 비교하기 위해 Fama and French(1993) 모형에서 가치 비율(book-to-market ratio) 위험 요인인 HML 을 제외한 2 요인 모형이다.

$$E(R_i) = R_f + \beta_i^{ff} \cdot ERP + \beta_i^{smb} \cdot SMB \quad (7)$$

여기서,  $\beta_i^{ff}$  는 수정 Fama-French 모형에서  $i$  기업의 ERP에 대한 OLS beta,  $\beta_i^{smb}$  는  $i$  기업의 SMB에 대한 OLS beta, SMB는 소형 포트폴리오의 수익률에서 대형 포트폴리오의 수익률을 차감한 값을 나타낸다.

## 2) 포트폴리오의 구축

적산법과 수정 CAPM 방식에서 규모 포트폴리오는 Ibbotson(2013)의 방법에 따라 다음과 같이 구축하였다.<sup>16</sup> 먼저 매 분기 말마다 분석 대상 기업 중 KOSPI에 속하는 기업을 시가총액 규모 순으로 정렬한 후에 기업 수가 동일하도록 해당 기업들을 10개로 구분한다. 그리고 KOSDAQ에 속하는 기업을 시가총액 기준으로 10개 포트폴리오 중 하나에 할당한다. 이때, 규모가 가장 큰 포트폴리오는 1, 규모가 가장 작은 포트폴리오는 10으로 지정한다.

<sup>16</sup> Ibbotson(2013)의 포트폴리오 구축 방법은 미국 시카고대학의 CRSP(Center for Research in Security Prices) 방법을 따르고 있다.

수정 Fama-French 모형의 규모 관련 모방 포트폴리오(mimicking portfolio) 역시 매 분기 말마다 분석 대상 기업을 KOSPI 기업의 시가총액 중위수 기준으로 분류한다. SMB는 소규모 포트폴리오의 수익률에서 대규모 포트폴리오 수익률을 차감한 값으로 계산한다.

포트폴리오는 3월, 6월, 9월, 12월 말에 재조정(rebalancing)되며, 각 규모 포트폴리오의 월간 보유 수익률은 포트폴리오에 속한 개별 기업들의 월간 수익률을 시가총액으로 가중 평균하여 산출한 값과 동일 비중으로 가중 평균한 값의 두 가지를 사용한다.

## IV. 실증 결과

### 1. 규모 포트폴리오 개요

본 연구에서 규모 프리미엄을 추정하기 위해 구성된 10 개의 규모 포트폴리오에 대한 일반적인 특성을 살펴보았다. <표 1>은 1987 년과 2013 년 말 기준으로 10 개 규모 포트폴리오의 시가총액 비중, 평균 시가총액과 기업 수를 나타내고 있다. 1987 년과 2013 년의 각 규모 포트폴리오 시가총액을 전체 시가총액으로 나눈 시가총액 비중을 비교해 보면, 규모가 가장 큰 포트폴리오 1 을 제외하고 시가총액 비중이 모두 감소한 반면, 최대 규모 포트폴리오는 시가총액 비중이 53.9%에서 73.0%로 급증하였다. 또한 2013 년 기준으로 포트폴리오 1 과 2 의 기업 수를 합한 것은 104 개로 전체 분석 기업 중 8.3%에 해당하지만 시가총액 비중 합계는 83.7%에 이를 정도로 시가가중지수의 경우에 포트폴리오 1 과 2 에 속한 기업의 수익률이 미치는 영향이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 이는 미국의 주식시장을 대상으로 분석한 Ibbotson(2013)의 결과와도 유사하다.<sup>17</sup>

<sup>17</sup> Ibbotson(2013)에 의하면 2012년 말 기준으로 미국 주식시장의 포트폴리오 1과 2를 합친 기업 수 비중은 10.9%, 시가총액 비중은 78.4%이다.

**<표 1> 규모 포트폴리오 개요**

이 표는 1987년과 2013년 말 기준의 규모 포트폴리오 개요를 나타낸다. 시가총액 비중은 해당 연도의 각 규모 포트폴리오 시가총액을 전체 시가총액으로 나눈 값이며, 평균 시가총액은 각 규모 포트폴리오의 시가총액을 해당 규모 포트폴리오의 기업 수로 나눈 값이다. 10분위 포트폴리오에서 largest는 규모가 가장 큰 포트폴리오이고 smallest는 규모가 가장 작은 포트폴리오이다.

Decile	시가총액 비중(%)		평균 시가총액(억 원)		기업 수	
	2013년	1987년	2013년	1987년	2013년	1987년
largest	73.0	53.9	138,368	2,695	48	15
2	10.7	16.3	17,452	816	56	15
3	4.8	8.6	6,005	430	73	15
4	3.3	5.8	3,194	313	93	14
5	2.4	4.7	1,962	252	112	14
6	1.7	3.6	1,313	191	118	14
7	1.4	2.4	909	131	137	14
8	1.2	2.2	603	117	179	14
9	0.8	1.6	406	86	181	14
smallest	0.7	0.9	223	50	260	14

**<표 2> 규모 포트폴리오 수익률**

이 표는 규모 포트폴리오의 기간별 연간 보유 기간 수익률 평균을 나타내며, ()안의 숫자는 기간별 수익률의 순위를 나타낸다. 규모 포트폴리오 수익률은 월간 보유 수익률을 복리로 계산한 연간 시가가중 포트폴리오 수익률을 산술 평균한 값이며, 단위는 %이다.

Decile	최근 5년	전체기간	구간 I	구간 II
	2009년~2013년	1987년~2013년	1987년~2002년	2003년~2013년
largest	16.20 (9)	16.92 (7)	17.30 (7)	16.35 (8)
2	18.75 (6)	16.80 (8)	11.47 (10)	24.56 (3)
3	13.83 (10)	16.17 (9)	16.17 (8)	16.17 (9)
4	18.24 (7)	14.85 (10)	12.99 (9)	17.56 (7)
5	17.45 (8)	17.57 (6)	18.73 (6)	15.89 (10)
6	24.40 (5)	25.73 (4)	31.26 (4)	17.69 (6)
7	26.10 (4)	19.47 (5)	19.34 (5)	19.66 (5)
8	26.37 (3)	29.00 (3)	32.72 (3)	23.58 (4)
9	31.44 (2)	35.81 (2)	39.56 (2)	30.36 (2)
smallest	39.46 (1)	57.08 (1)	62.38 (1)	49.37 (1)

<표 2>는 기간별 규모 포트폴리오의 수익률을 보여주고 있다.<sup>18</sup> 규모가 작아질수록 포트폴리오의 수익률은 대체로 증가하고 있으며, 규모가 가장 작은 포트폴리오 10(smallest)의 수익률은 분석 기간에 상관없이 가장 높은 실현 수익률을 나타내고 있다. 그러나, 실현 수익률이 가장 낮은

<sup>18</sup> 2003년 초반 이후부터 규모에 따른 베타의 순서에 변화가 나타나고 있어서([그림 1] 참조) 전체 기간을 2002년 말 기준으로 구분하였다.

포트폴리오는 포트폴리오 1~5 인 대형 포트폴리오(big portfolio)에서 기간에 따라 달리 나타나고 있다. 포트폴리오 1 의 시가총액 비중이 70% 이상에 이르는 것을 감안할 때, 한국 주식시장에서 규모 효과의 존재 여부나 규모 효과의 변화 원인을 분석하는 경우에 대규모 포트폴리오 중 특히, 포트폴리오 1 의 위험과 수익률 특성 분석이 중요할 수 있다고 판단된다.

## 2. 주식 위험 프리미엄

<표 3>은 시장 포트폴리오와 추정 기간 선택에 따른 각 측정 시점의 주식 위험 프리미엄(ERP)을 나타낸다. 패널 A는 장기(1987년부터 각 측정 시점까지)의 추정 기간을 적용하여 구한 각 측정 시점의 ERP로서 시장 포트폴리오가 KOSPLW인 경우에 최근으로 올수록 ERP가 점차 증가하는 모습이다. 특히, 2000년 이전에 KOSPLW 기준 ERP는 음(-) 또는 0에 가까운 값을 보여 시가가중 종합 주가지수가 ERP의 지표로서 적절하지 않음을 알 수 있다. 반면, KOSPLE의 경우에는 일정한 값을 보여 이러한 문제점이 발견되지 않는다. 패널 B는 ERP 추정을 위한 추정 기간을 변경시키며 구한 2013년의 ERP인데, KOSPLW의 경우 추정 기간이 증가할수록 ERP가 작아짐을 보이는 반면 KOSPLE의 경우에는 훨씬 변화가 작음을 볼 수 있다. 패널 B의 결과를 보면, KOSPLW나 KOSPLE에 관계없이 최근 자료를 사용할수록 ERP가 높은 것을 알 수 있다. 그런데, Ibbotson(2013)이 미국 시장에 대해 계산한 결과를 보면 흥미롭게도, 과거로 기간을 늘려갈 때 ERP가 오히려 증가하는 모습을 보이고 최근의 자료만을 사용할 때 낮은 ERP를 보여 우리나라 시장과는 반대의 모습이다.

한국 주식시장의 이 같은 특징은 시장 포트폴리오의 연평균 수익률 변화에 비해 1987년 이후 큰 폭으로 하락한 무위험 이자율이 원인이라고 해석되며, KOSPLW의 경우에 더욱 뚜렷하게 나타난다. 그리고, 패널 A와 패널 B에서 KOSPLW인 경우의 ERP가 KOSPLE에 비해 낮은 이유는 <표 2>에 나타난 바와 같이 시가가중지수의 특성상 시가총액은 크지만 수익률이 상대적으로 낮은 기업들의 영향으로 해석된다.

또한 1987년부터 2013년까지 27년 전체 표본 기간 동안 한국 시장에 대해 추정한 결과를

보면, 5년 만기 국채 수익률의 산술 평균값은 9.01%이고 ERP 산술 평균값은 KOSPLW의 경우 5.06%, KOSPIE의 경우 15.39%이다. 한편, Ibbotson(2013)이 1926년부터 2012년까지 87년 동안의 미국 자료를 사용하여 추정한 결과는 20년 만기 국채 수익률의 산술 평균값은 5.12%, S&P 500 기준 ERP 산술 평균값은 6.70%로 나타나 KOSPLW 기준 ERP가 낮게 산출됨을 알 수 있다.<sup>19</sup> 우리나라 주식시장이 미국 주식시장에 비해 상대적으로 주가 변화가 심하고 취약하다는 점을 고려해 볼 때 KOSPLW로 산출한 ERP는 지나치게 낮은 것으로 보이며, 우리나라의 경우 실증 연구에서 시장 포트폴리오 수익률로 KOSPLW를 사용할 때 이러한 점을 감안하여야 할 것으로 생각된다.

**<표 3> 무위험 이자율과 주식 위험 프리미엄**

이 표는 시장 포트폴리오와 추정 기간 선택에 따른 각 측정 시점의 주식 위험 프리미엄(ERP)을 나타낸다. 패널 A는 장기(1987년부터 각 측정 시점까지)의 추정 기간을 적용하여 구한 각 측정 시점의 ERP이며, 패널 B는 ERP 추정을 위한 추정 기간을 변경시키며 구한 2013년의 ERP이다. KOSPLW는 현금 배당이 고려된 수정 주가를 이용하여 생성된 시가가중지수, KOSPIE는 현금 배당이 고려된 수정 주가를 이용하여 생성된 동일가중지수다. 주식 위험 프리미엄은 월간 지수 수익률을 복리로 연율화한 지수 수익률의 평균에서 무위험 이자율의 평균을 차감한 값이다. 무위험 이자율은 해당 기간의 5년 만기 국채 수익률의 산술 평균값이다. 단위는 %이다.

패널 A : 측정 시점별 ERP				
년	기간	무위험 이자율	주식 위험 프리미엄	
			KOSPLW	KOSPIE
5	1987~1991	14.78	-0.54	13.94
10	1987~1996	14.04	-3.05	12.03
15	1987~2001	12.61	1.11	12.77
20	1987~2006	10.69	4.59	16.60
25	1987~2011	9.48	5.20	15.83
27	1987~2013	9.01	5.06	15.39

패널 B : 2013년의 ERP(추정 기간 변경 시)				
년	기간	무위험 이자율	주식 위험 프리미엄	
			KOSPLW	KOSPIE
5	2009~2013	3.80	11.87	17.51
10	2004~2013	4.33	10.77	22.65
15	1999~2013	5.17	11.39	17.90
20	1994~2013	7.04	6.08	14.33
25	1989~2013	8.70	1.97	10.64
27	1987~2013	9.01	5.06	15.39

<sup>19</sup> Fernandez et al.(2014)이 각 국가의 재무학·경제학 교수, 애널리스트, 기업 자금 담당을 대상으로 2011년부터 2014년까지 매년 실행한 서베이에 의하면 한국의 ERP는 미국에 비해 평균적으로 1.1%p 높은 것으로 제시되어 있다.

### 3. 규모 프리미엄

#### 1) 시장 포트폴리오와 베타

시장 포트폴리오와 규모 포트폴리오를 시가가중 방식과 동일가중 방식 두 가지로 구성했을 때 시장 모형인 식(8)을 이용하여 추정된 10 개 규모 포트폴리오의 rolling beta 가 [그림 1]에 제시되어 있다.

$$R_{st} - R_{ft} = \alpha_s + \beta_s(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

베타 추정 기간을 1987년 1월부터 매 측정 월까지로 설정하고 추정한 [그림 1(a)와 1(b)]의 rolling beta 는 KOSPLW 와 KOSPLE 모두 2000년 이후에 큰 변화가 없음을 볼 수 있다. KOSPLE의 경우 규모가 가장 작은 size10의 베타가 규모가 가장 큰 size1의 베타에 비해 크게 나타나는 반면, KOSPLW의 경우 size10의 베타가 size1의 베타에 비해 오히려 낮은 것을 확인할 수 있다. 따라서, 시장 포트폴리오의 수익률 산출 방법 중 시가가중 방식에 비해 동일가중 방식이 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반 관계를 더 잘 설명할 수 있음을 예상할 수 있다.<sup>20</sup>

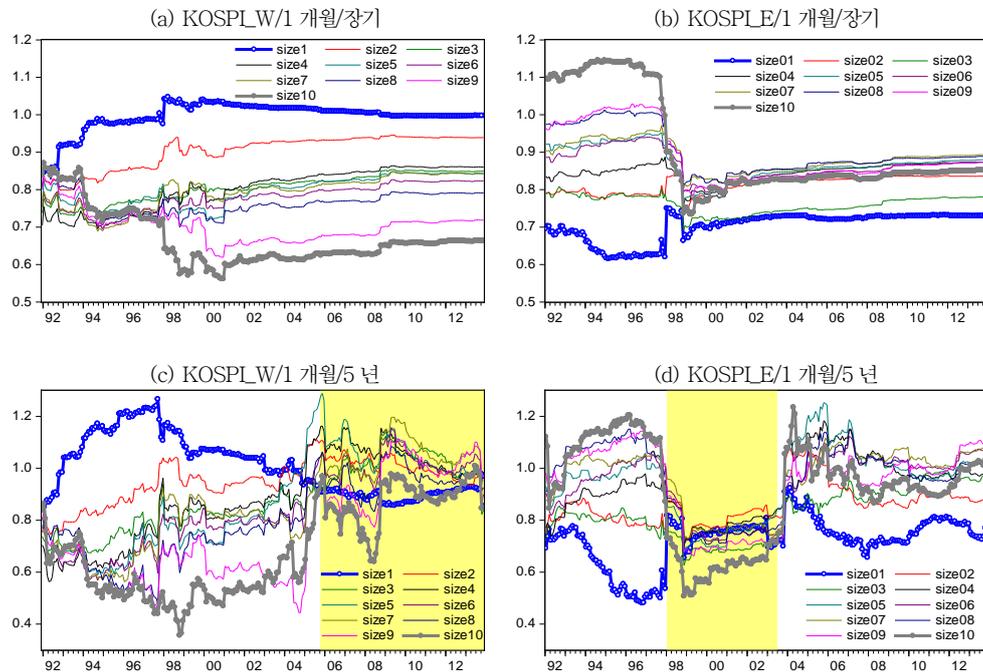
베타 추정 기간을 매 측정 월의 직전 5년(fixed length window)으로 설정하고 추정한 [그림 1(c)와 1(d)]의 rolling beta 는 시기에 따라 크게 변하고 있다. [그림 1(c)]의 KOSPLW의 경우에 size1의 베타는 1997년 9월을 최고점으로 이후 하향 안정화되고, 2003년 3월부터 일부 규모 포트폴리오의 베타와 교차하고 2005년 10월 이후에는 size10의 베타와도 교차함으로써 과거에 비해 규모 포트폴리오의 베타가 정상화(규모가 작을수록 베타가 큼)되는 것을 볼 수 있다. 그러나, [그림 1(d)]의 KOSPLE는 1998년 1월부터 2003년 6월까지

<sup>20</sup> 본 논문에서 말하는 리스크와 수익률의 상반관계는 주로 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반 관계를 의미하며, CAPM이 의미하는 개별 자산의 리스크와 수익률의 상반 관계를 의미하는 것은 아니다. 이와 관련된 지적을 해 주신 심사위원께 감사를 드립니다.

기간에만 size1 과 size10 의 베타가 교차하고 그 외의 기간에는 일관되게 size1 의 베타가 size10 의 베타보다 낮을 뿐만 아니라 가장 낮은 수준을 보이고 있다. 따라서, 베타 추정 기간을 5 년으로 적용하여 규모 효과를 분석하게 되면(특히, KOSPLW 의 경우) 분석 시점에 따라 결과가 달라질 가능성이 높아 보이고, 2000 년대 초반 이후 시점을 기준으로 규모 효과를 분석하게 되면 KOSPLE 뿐만 아니라 KOSPLW 역시 규모 효과가 없어지거나 약화되는 결과(규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반 관계가 더 잘 설명되는 결과)를 얻을 것으로 예상할 수 있다.

[그림 1] Rolling OLS Beta

이 그림은 시장 포트폴리오와 규모 포트폴리오를 시기가중과 동일가중으로 각각 구성하여 시장모형(market model)인 식(8)을 이용하여 추정한 10 개 규모 포트폴리오의 매 측정 월의 베타(rolling beta)를 나타낸다. 규모가 가장 큰 포트폴리오는 size1 이고, 규모가 가장 작은 포트폴리오는 size10 이다. (a)와 (b)의 베타 추정 기간은 1987 년부터 매 측정 월까지이며(장기), (c)와 (d)의 베타 추정 기간은 매 측정 월의 직전 5 년(5 년)이다. 포트폴리오의 수익률은 1 개월 보유 기간 수익률로 구하였다. (c)와 (d)에서 색상으로 강조된 기간은 size1 과 size10 이 교차하는 구간이다.



2000년대 초반 이후 규모 효과가 미미하거나 존재하지 않는다는 국내 연구 결과는 국내 연구들이 시장 포트폴리오의 대용치로 시가가중지수를 사용하고 베타의 추정 기간을 5년으로 적용하는 것과 밀접히 관련되어 있으며, 규모 효과의 존재 여부 및 영향에 대한 분석에서 시장 포트폴리오의 선택과 베타 추정 기간이 매우 중요한 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

한편, [그림 1(d)]를 보면 KOSPLW를 이용해 추정된 베타 값이 1997년 하반기부터 1998년 기간에 뚜렷한 변화를 보이고 있다. 이러한 결과에 의하면, 분석 대상에 코스닥 종목을 포함한 것이나(코스닥시장이 1996년 7월에 개설) 1997년 7월에 촉발된 외환 위기가 베타와 규모 효과에 영향을 미치는 것으로 보인다.<sup>21</sup>

## 2) 베타 추정 방법과 규모 프리미엄

주요 베타 추정 방법은 <표 4>에서 보는 바와 같이 보유 기간(holding period), 추정 기간(look back period)과 시장 포트폴리오에 따라 여덟 가지 조합이 가능하다. 보유 기간이 12개월이면서 추정 기간이 5년인 방법 7과 8은 회귀분석을 위한 자료 수가 충분치 않은 이유로 분석에서 제외하였으며, 나머지 6가지 방법으로 추정된 OLS beta와 sum-beta<sup>22</sup> 및 그에 해당하는 규모 프리미엄이 <표 5>에 나타나 있다. 시장 포트폴리오의 대용치는 시가가중 방식과 동일가중 방식으로 구한 것(KOSPLW와 KOSPLE)을 사용하였으며, 규모 포트폴리오 역시 시장 포트폴리오의 대용치에 적용된 동일한 방식으로 구하였다.

또한 추정된 베타와 규모 포트폴리오의 시가총액 간의 관계를 살펴보기 위해 OLS에 의해 추정된 식(9)의 회귀계수를 <표 5>에 함께 제시하였다. 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반관계가 성립한다면  $\gamma$ 의 부호는 음(-)이 될 것이다.

$$\beta_s = \alpha + \gamma \cdot \ln CAP_s + \varepsilon \quad (9)$$

<sup>21</sup> 이에 대해 유익한 의견을 주신 심사위원회 감사를 드립니다.

<sup>22</sup> sum-beta 방식을 이용하여 규모 프리미엄을 추정하기에 앞서 우리나라의 주식시장에서 규모 포트폴리오의 베타 조정 수익률에 1차 자기상관이 존재하는지 여부와 규모 포트폴리오별 특성을 살펴본 결과 Conrad and Kaul(1988)의 결과와 유사하게 시장 포트폴리오의 대용치에 상관없이 대체로 1차 자기상관이 존재하고, 규모가 작아질수록 자기상관계수가 증가함을 확인하였다.

여기서,  $CAP_s$ 는 규모 포트폴리오에 속한 기업들의 시가총액 평균,  $\beta_s$ 는 주요 베타 추정 방법으로 추정된 규모 포트폴리오 베타를 나타낸다.

<표 5>의 결과에 의하면, 방법 4(KOSPLE/1개월/5년)와 sum-beta 방식에 의해 베타를 추정할 경우 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반관계가 가장 잘 설명되는 것으로 나타났다. 첫째, 모든 경우에 OLS 방식에 비해 sum-beta 방식을 적용할 경우 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반관계가 뚜렷해지거나 성립하는 것을 볼 수 있다. 이는 다른 조건은 동일하게 유지하고 OLS beta 대신 sum-beta 를 적용하는 경우에 식(9)의 추정계수( $\hat{\gamma}$ )의 절대치가 증가하거나(리스크와 수익률의 상반관계가 더 뚜렷해짐), 회귀 계수의 부호가 정상화(리스크와 수익률의 상반관계가 성립함) 되는 것에서도 확인할 수 있다. 둘째, 다른 조건은 동일하게 유지하고 시장 포트폴리오의 대응치로 KOSPLW 대신 KOSPLE 를 적용한 경우를 보면(방법 1→2, 방법 3→4, 방법 5→6), 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반관계가 더 뚜렷해지거나 성립하는 것을 볼 수 있다. 셋째, 다른 조건은 동일하게 유지하고 베타 추정 기간(look back period)을 장기에서 직전 5년으로 변경한 경우를 보면(방법 1→3 과 방법 2→4), 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률 간 상반관계가 뚜렷해지거나 성립하는 것을 볼 수 있다. 마지막으로, 수익률 측정 기간(holding period)을 1개월에서 12개월로 늘린 경우를 보면(방법 5와 방법 6), 방법 1과 방법 2에 비해 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률 간 상반관계가 개선되는 모습을 보이지만, sum-beta 의 계수 추정치( $\hat{\gamma}$ )가 통계적으로 유의하지 않기 때문에 더 바람직한 방법이라 할 수 없다.

특히, 국내 CAPM의 실증분석에서 자주 사용되는 방법 3(KOSPLW/1개월/5년)으로 구한 규모 포트폴리오의 베타를 보면, OLS beta는 기존 연구들(김상환, 2009; 윤상용 외 3인, 2009; 임철준 외 2인, 2014)과 마찬가지로 규모가 작아질수록 대체로 감소하고 있는 반면, sum-beta는 규모가 작아질수록 증가하는 것을 볼 수 있다.<sup>23</sup> 이는 sum-beta를 사용하게 되면

<sup>23</sup> Ibbotson(2013)이 미국 주식시장을 대상으로 추정(S&P500/1개월/1926~2012년)한 규모 포트폴리오의 OLS beta(0.91~1.41,  $\hat{\gamma}=-0.0827$ )는 우리나라의 경우와 달리 규모가 작아질수록 증가하고 있으며, sum-beta를 적용한 경우에 베타의 증가 폭이 더 확대(0.91~1.70,  $\hat{\gamma}=-0.1309$ )되고 있다.

방법 3 의 경우에도 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률의 상반관계가 뚜렷해질 수 있음을 시사한다.

<표 6>은 가중 방식/보유 기간/추정 기간에 따라 구분된 여섯 가지 방법에 대해 sum-beta 와 OLS beta 를 이용하여 2013 년 말 기준으로 구한 전체 표본 기업들의 평균 규모 프리미엄(이하, '평균 규모 프리미엄'이라 한다)을 나타내고 있다. 평균 규모 프리미엄은 시가총액 기준으로 1,257 개 표본 기업에 매핑한 각 규모 포트폴리오의 규모 프리미엄(<표 5>에 제시된 규모 프리미엄)을 합산한 후에 전체 표본 기업 수로 나눈 값이다.<sup>24</sup>

여섯 가지 방법에 대해 sum-beta 를 이용하여 구한 평균 규모 프리미엄은 OLS beta 에 비해 -2.96~-0.08%p 낮아지고, KOSPLW 대신에 KOSPLE 를 사용할 경우 평균 규모 프리미엄은 -6.30~-3.35%p 낮아짐을 알 수 있다. 이러한 결과는 베타의 추정 방법보다 시장 포트폴리오의 가중 방식이 규모 프리미엄에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 또한 국내 CAPM 의 실증 분석에서 자주 사용되는 방법 3(KOSPLW/1 개월/5 년)과 함께 OLS beta 를 사용하면 규모 프리미엄이 방법 4 와 함께 sum-beta 를 사용할 경우에 비해 6.7%p 정도 크게 나오고, 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률 간의 상반관계는 잘 설명되지 않을 수 있음을 의미한다. 한편,  $\hat{\mu}$ 가 통계적으로 유의한 방법 중 가장 낮은 평균 규모 프리미엄(10.40%)을 보이는 경우는 방법 4(동일가중 방식/1 개월/5 년)와 함께 sum-beta 를 사용하는 방식임을 재차 확인할 수 있다.

#### <표 4> 주요 베타 추정 방법

시장 포트폴리오/보유 기간/추정 기간 순서이다. KOSPLW 는 시가가중지수, KOSPLE 는 동일가중지수를 나타낸다. 5 년은 베타 추정 기간이 측정 시점 직전 5 년(2009~2013 년), 장기는 1987 년부터 측정 연도(2013 년)까지를 나타낸다.

(방법 1) KOSPLW/1 개월/장기	(방법 3) KOSPLW/1 개월/5 년	(방법 5) KOSPLW/12 개월/장기	(방법 7) KOSPLW/12 개월/5 년
(방법 2) KOSPLE/1 개월/장기	(방법 4) KOSPLE/1 개월/5 년	(방법 6) KOSPLE/12 개월/장기	(방법 8) KOSPLE/12 개월/5 년

<sup>24</sup> Ibbotson(2013)이 미국 주식시장을 대상으로 측정한 평균 규모 프리미엄은 3.05%(2012년 기준, 방법 1 적용)이다.

〈표 5〉 규모 포트폴리오별 베타와 규모 프리미엄

이 표는 시장 포트폴리오, 보유기간과 추정기간에 따라 여섯 가지 방법으로 추정된 sum-beta, OLS beta와 규모 프리미엄을 나타낸다. 방법1은 KOSPLW/1개월/장기, 방법2는 KOSPLE/1개월/장기, 방법3은 KOSPLW/1개월/5년, 방법4는 KOSPLE/1개월/5년, 방법5는 KOSPLW/12개월/장기, 방법6은 KOSPLE/12개월/장기이다.  $\overline{R_S} - \overline{R_F}$ 는 1987년부터 2013년까지 각 규모 포트폴리오의 연평균 수익률에서 5년 만기 연평균 국채 수익률(9.01%)을 차감한 값이다. KOSPLW 기준의 ERP는 5.06% KOSPLE 기준의 ERP는 15.39%가 적용되었다. 베타는 월(연) 환산 콜금리 초과 수익률을 기초로 추정되었다.  $\hat{\gamma}$ 는 식(9)  $\beta_s = \alpha + \gamma \cdot \ln CAP_s + \varepsilon$ 는 규모 포트폴리오 베타,  $CAP_s$ 는 규모 포트폴리오에 속한 기업들의 시가총액 평균)을 sum-beta 방식과 OLS에 의해 각각 추정된 회귀계수이며, ( )안의 숫자는 t-값이다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.  $\overline{R_S} - \overline{R_F}$ 와 규모 프리미엄의 단위는 %이다.

Decile	$\overline{R_S} - \overline{R_F}$	방법 1				방법 3				방법 5			
		sum beta	규모 프리미엄	OLS beta	규모 프리미엄	sum beta	규모 프리미엄	OLS beta	규모 프리미엄	sum beta	규모 프리미엄	OLS beta	규모 프리미엄
Largest	7.91	0.95	3.10	1.00	2.85	0.92	3.25	0.97	3.00	1.17	1.99	1.01	2.80
2	7.79	0.96	2.93	0.94	3.03	0.83	3.59	0.88	3.34	0.87	3.39	0.93	3.08
3	7.16	0.88	2.71	0.85	2.86	0.79	3.16	0.83	2.96	0.93	2.45	1.00	2.10
4	5.84	0.87	1.44	0.86	1.49	0.90	1.29	0.85	1.54	0.70	2.30	0.84	1.59
5	8.56	0.90	4.01	0.84	4.31	0.84	4.31	0.85	4.26	0.92	3.90	1.06	3.20
6	16.72	0.90	12.17	0.82	12.57	1.11	11.10	0.92	12.06	1.62	8.52	1.44	9.43
7	10.46	0.86	6.11	0.84	6.21	1.11	4.84	0.94	5.70	0.70	6.92	0.86	6.11
8	19.99	0.88	15.54	0.79	15.99	1.15	14.17	0.86	15.64	1.20	13.92	1.19	13.97
9	26.80	0.74	23.06	0.72	23.16	1.19	20.78	0.96	21.94	0.78	22.85	0.75	23.01
Smallest	48.07	0.76	44.22	0.66	44.73	1.13	42.35	0.85	43.77	1.69	39.52	1.25	41.75
$\hat{\alpha}$		0.1033 (0.492)		-0.4116** (-2.563)		2.4716*** (4.659)		0.7406** (3.039)		2.0836 (1.235)		1.5790 (1.587)	
$\hat{\gamma}$		0.0293*** (3.665)		0.0475*** (7.764)		-0.0563** (2.787)		0.0057 (0.619)		-0.0391 (-0.609)		-0.0208 (-0.550)	
Decile	$\overline{R_S} - \overline{R_F}$	방법 2				방법 4				방법 6			
		sum beta	규모 프리미엄	OLS beta	규모 프리미엄	sum beta	규모 프리미엄	OLS beta	규모 프리미엄	sum beta	규모 프리미엄	OLS beta	규모 프리미엄
Largest	7.66	0.64	-2.19	0.73	-3.57	0.62	-1.88	0.76	-4.04	0.86	-5.58	0.62	-1.88
2	7.33	0.75	-4.21	0.84	-5.60	0.69	-3.29	0.84	-5.60	0.81	-5.14	0.68	-3.14
3	5.68	0.74	-5.71	0.78	-6.32	0.80	-6.63	0.92	-8.48	0.73	-5.55	0.66	-4.48
4	5.98	0.82	-6.64	0.87	-7.41	0.89	-7.72	0.98	-9.10	0.75	-5.56	0.7	-4.79
5	9.09	0.85	-3.99	0.89	-4.61	0.96	-5.68	1.06	-7.22	0.86	-4.15	0.86	-4.15
6	11.21	0.84	-1.72	0.87	-2.18	1.16	-6.64	1.12	-6.03	0.87	-2.18	0.83	-1.56
7	12.30	0.86	-0.94	0.89	-1.40	1.16	-5.55	1.12	-4.94	0.79	0.14	0.79	0.14
8	21.98	0.88	8.44	0.89	8.28	1.17	3.97	1.05	5.82	1.19	3.67	0.96	7.21
9	30.11	0.89	16.41	0.87	16.72	1.23	11.18	1.15	12.41	0.86	16.87	0.91	16.11
Smallest	72.01	0.98	56.93	0.85	58.93	1.18	53.85	1.06	55.70	1.94	42.15	1.26	52.62
$\hat{\alpha}$		2.0706*** (18.164)		1.4093*** (8.746)		3.8811*** (10.778)		2.6146*** (10.317)		3.4813* (2.293)		2.9105*** (5.410)	
$\hat{\gamma}$		-0.0475*** (-10.953)		-0.0214*** (-3.492)		-0.1105*** (-8.059)		-0.0614*** (-6.363)		-0.0960 (-1.661)		-0.0795*** (-3.883)	

〈표 6〉 평균 규모 프리미엄

이 표는 가중 방식/보유 기간/추정 기간에 따라 구분한 여섯 가지 방법에 대해 sum-beta 와 OLS beta 를 이용하여 2013 년 말 기준으로 구한 전체 표본 기업들의 평균 규모 프리미엄을 나타낸다. 방법 1 은 KOSPLW/1 개월/장기, 방법 2 는 KOSPLE/1 개월/장기, 방법 3 은 KOSPLW/1 개월/5 년, 방법 4 는 KOSPLE/1 개월/5 년, 방법 5 는 KOSPLW/12 개월/장기, 방법 6 은 KOSPLE/12 개월/장기이다. \*, \*\*, \*\*\*은 회귀계수( $\hat{\rho}$ )가 10%, 5%, 1% 수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타낸다. 단위는 %이다.

	방법 1	방법 2	방법 3	방법 4	방법 5	방법 6
sum-beta	17.36***	13.63***	16.29**	10.40***	15.89	9.94
OLS beta	17.62***	13.71***	17.12	10.82***	16.26	12.90***

#### 4. full-information beta

full-information 방식을 적용하기 위해 1,257 개 표본 기업의 주요 사업 부문을 통계청의 한국표준산업분류 9 차 중분류 기준에 따라 65 개 산업으로 분류하였다. 분류된 산업에서 pure-play 가 1 개라도 있는 산업은 51 개이고 Ibbotson(2013)에서 유효한 산업으로 지정하고 있는 pure-play 가 5 개 이상인 산업은 32 개이다.<sup>25</sup> 따라서, 전체 산업 중 과반수의 산업은 유사회사(peer group)가 없거나 5 개 미만이기 때문에 pure-play 접근법을 사용할 수 없거나 사용하더라도 산업 위험 정보가 충분히 반영되기 어렵다는 것을 짐작할 수 있다.

〈표 7〉은 주요 사업 부문 중 섬유제품 제조업과 관련된 부문을 포함하고 있는 기업의 full-information beta 와 기업 베타를 나타내고 있다.<sup>26</sup> 기업 베타는 시가가중지수(KOSPLW)를 시장 포트폴리오 대응치로 사용하여 추정된 sum-beta 이다. 베타 추정 방법은 보유 기간은 1 개월, 추정 기간은 1987~2013 년까지 기간을 적용하였다. full-information beta 는 식(2)와 (3)을 이용하여 계산하였으며, Kaplan and Peterson(1998)과 같이 각 기업의 사업 부문별

<sup>25</sup> 우리나라의 비상장법인의 합병가액 산정 기준에 따르면 유사기업은 합병대상 비상장회사와 한국거래소 소분류 업종이 동일한 회사 중 주력사업(매출액 기준)이 유사하고 수익과 순자산이 30% 범위 내에 있는 법인이다. 그리고, 해당되는 유사회사가 3사 이상일 경우 이중 최소 3사 이상의 회사를 유사회사로 선정하도록 되어 있다 (금융감독원, 증권의 발행 및 공시 등에 관한 규정 시행세칙 제7조).

<sup>26</sup> full-information 방식에 따라 모든 표본 기업의 기업베타와 full-information beta를 산출하였으나, 여기에서는 pure-play 방식과 full-information 방식의 비교를 위해 주요 사업 부문 중 섬유제품 제조업을 포함하고 있는 기업만을 제시하고 있다.

시장가치는 주요 사업 부문 매출액을 대용치로 사용하였다. 산업 위험 프리미엄은 각 기업의 full-information beta 와 주식 위험 프리미엄(ERP)의 곱에서 ERP 를 차감하여 구하였으며, ERP 는 5.06%를 적용하였다.

**<표 7> 베타와 산업 위험 프리미엄**

이 표는 주요 사업 부문 중 섬유제품 제조업(산업코드: 13)을 포함하고 있는 기업의 베타와 산업 위험 프리미엄을 나타낸다. full-information beta는 개별 기업의 sum-beta를 기초로 도구변수를 이용하여 2SLS(two stage least squares)로 추정한 산업베타와 개별 기업의 산업별 비중을 곱한 후에 해당 기업이 영위하고 있는 모든 산업에 대해 합산하여 계산하였다. 기업 베타는 시장 포트폴리오 대용치로 KOSPLW를 사용하여 추정된 sum-beta이다. 베타 추정 방법은 보유 기간은 1개월, 추정 기간은 1987~2013년 기간을 적용하였다. 각 기업의 산업별 시장가치는 Kaplan and Peterson(1998)과 같이 산업별 매출액을 대용치로 사용하였다. 산업 위험 프리미엄은 각 기업의 full-information beta와 주식 위험 프리미엄(ERP)의 곱에서 ERP를 차감하여 구하였으며, ERP는 5.06%를 적용하였다.

기업코드	기업명	매출 비중(%)		기업 베타	full-information beta	산업 위험 프리미엄(%)
		기업 내	산업 내			
111770	영원무역	100.00	10.50	0.0219	1.1671	0.85
065950	웰크론	100.00	2.18	1.5751	1.1671	0.85
003610	방립	100.00	1.84	1.2691	1.1671	0.85
008500	일정실업	100.00	0.91	0.9736	1.1671	0.85
030270	가희	100.00	0.58	0.3614	1.1671	0.85
032080	아즈텍WB	100.00	0.46	0.7864	1.1671	0.85
001070	대한방직	99.48	2.69	0.9848	1.1639	0.83
011300	성안	98.52	2.45	0.7810	1.1705	0.86
000950	전방	81.79	2.28	0.7201	1.3664	1.85
003200	일신방직	76.85	3.07	0.4935	1.1710	0.87
011000	진원생명과학	76.48	0.15	0.9658	1.0753	0.38
025270	부산방직	76.08	0.25	0.4803	1.1349	0.68
000050	경방	70.16	2.31	0.9089	1.2350	1.19
040610	SG&G	66.04	6.30	1.4144	1.2095	1.06
005820	원림	64.61	0.52	0.7918	1.0469	0.24
004800	효성	44.63	53.19	1.4395	1.1615	0.82
001530	동일방직	44.27	3.24	0.8514	1.0826	0.42
065420	SI리소스	20.10	0.07	0.4221	1.3265	1.65
120110	코오롱인더	12.99	6.48	1.5049	1.1012	0.51
019300	동일제지	12.86	0.52	0.8611	0.9625	-0.19

섬유제품 제조업의 full-information beta 는 1.1671 이며, 기업 내 매출 비중이 100%인<sup>27</sup> pure-play 의 기업 베타를 매출액으로 가중 평균한 pure-play beta 는 0.4527 이다. 동일 산업에 대해 두 가지 방법으로 각각 계산된 산업베타가 큰 차이(0.7144)를 보일 뿐만 아니라 시장

<sup>27</sup> 실무에서는 기업 내 매출 비중이 75% 이상인 회사를 pure-play로 지정하기도 한다(Ibbotson, 2013).

베타 1.0 을 기준으로 위치가 바뀌는 주된 이유는 주요 사업 부문 중 섬유제품 제조업을 포함하는 20 개 기업 중 pure-play 가 6 개에 지나지 않으며, 산업 내 매출 비중이 크면서 상대적으로 높은 베타를 지닌 효성, 코오롱인더, SG&G 등의 정보가 pure-play 접근법에서는 반영되지 않기 때문이다. Ehrhardt and Bhagwat(1991)와 Kaplan and Peterson(1998)의 결과와 같이 한국 주식시장에서도 시가총액이 큰 복합기업(conglomerate)이 포함된 산업의 베타를 추정하는 경우에 pure-play 방식보다 full-information 방식이 해당 산업 위험 정보를 더 잘 반영함을 확인할 수 있다.

## 5. 자기자본비용의 추정

<표 8>은 시가가중 방식과 동일가중 방식을 사용하여 세 가지 자기자본비용 추정 모형으로 추정한 2013 년 표본 기업의 자기자본비용을 요약한 표이다.<sup>28</sup> 보유 기간은 1 개월, 추정 기간은 5 년을 가정하여 적산법과 수정 CAPM 은 sum-beta 방식으로 베타를 추정 하였으며, 수정 Fama-French 모형은 OLS beta 방식으로 베타를 추정하였다. 자기자본 비용은 표본 기업별 자기자본비용을 추정하여 합산한 후에 표본 기업 수로 나눈 값이다.

KOSPLW 기준으로 구한 자기자본비용은 24.37/24.79/18.87%(적산법/수정 CAPM/수정 Fama-French 모형의 순서), KOSPLE 기준으로 구한 자기자본비용은 26.08/30.24/24.43%로 추정되었다. 이를 기초로 우리나라 상장 기업의 자기자본비용의 특징은 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 시장 포트폴리오의 대응치로 KOSPLW 대신 KOSPLE 를 적용하는 경우에 자기자본비용은 1.71/5.45/5.56%p 높아지는 것을 알 수 있다. 이는 시장 포트폴리오의 대응치 선택은 자기자본비용의 구성 요소 중 시장 관련 위험 프리미엄(ERP+산업 위험 프리미엄,  $ERP \times \beta$ )과 규모 프리미엄 모두에 영향을 주게 되는데, KOSPLE 를 적용하는 경우 규모

<sup>28</sup> 베타 추정 기간이 장기인 경우와 OLS를 사용하여 수정 CAPM으로 추정한 결과까지 포함한 측정 시점별 (2013/2003/1993년) 자기자본비용은 부록 <표 1>에 제시되어 있다.

프리미엄의 감소 폭(-5.89/-5.89/-5.48%p)에 비해 시장 관련 위험 프리미엄의 증가 폭(7.60/11.33/11.04%p)이 상대적으로 크기 때문이다.

둘째, KOSPLW 의 경우 시장 관련 위험 프리미엄이 작고 규모 프리미엄이 큰 반면, KOSPLE 의 경우 시장 관련 위험 프리미엄이 크고 규모 프리미엄이 작은 특징을 보인다. 기존 연구들이 시장 포트폴리오의 대응치 선택에 따른 효과를 주식 위험 프리미엄이나 규모 효과 한 측면에서 분석한 반면, 본 연구는 주식 위험 프리미엄과 규모 효과의 상호 관계를 함께 고려하여 자기자본비용을 추정했다는 점에서 차별성을 갖는다.

셋째, 적산법과 수정 CAPM 에 비해 수정 Fama-French 모형으로 추정한 2013 년의 자기자본비용이 상대적으로 낮은 것을 볼 수 있는데, 이와 같은 차이가 발생하는 주된 원인은 적산법, 수정 CAPM, 수정 Fama-French 모형에서 규모 프리미엄을 추정하는 방법이 상이하기 때문이다. 즉, 적산법과 수정 CAPM 에서 규모 프리미엄은 개별 규모 포트폴리오의 실현 수익률에서 CAPM 에 의해 추정된 수익률을 차감한 베타 조정 규모 프리미엄인 반면, 수정 Fama-French 모형에서 규모 프리미엄은 소규모 포트폴리오 수익률에서 대규모 포트폴리오 수익률을 차감한 값(SMB)에 규모 포트폴리오의 베타를 곱하여 구한 일반적인 규모 프리미엄(비베타 조정 규모 프리미엄)이라는 차이가 있다. 수정 Fama-French 모형은 다른 추정 방식과 동일한 기준에서 비교할 목적으로 3 요인 모형에서 HML 을 제외한 2 요인 모형이기 때문에 다른 요인(HML, 모멘텀, 유동성 등)의 설명력은 생략되어 있으며, 이것이 수정 Fama-French 모형으로 추정된 자기자본비용이 과소평가되는 원인 중 하나라고 할 수 있다.<sup>29</sup>

넷째, 적산법과 수정 CAPM 으로 구한 자기자본비용이 동일하지 않은 것을 볼 수 있는데 차이가 발생하는 원인은 상이한 시장 관련 위험 프리미엄에서 찾을 수 있다. 식 (4)와 (5)를 보면 두 추정 모형의 차이점은 시장 관련 위험 프리미엄을 구할 때 적용되는 베타 추정 방법이 다르다는 것이다(적산법은  $full\beta_i$ , 수정 CAPM 은  $\beta_i^{SUM}$ ). 적산법은 수정 CAPM 에 사용되는 개별 기업의 sum-beta( $\beta_i^{SUM}$ )를 기초로 산업베타를 추정하고 있지만 산업베타를 추정하는 과정에서 추가적인 추정 오차가 발생하기 때문에, 산업의 규모 효과가 유의한 차이가 없는

<sup>29</sup> 국내외 CAPM 실증연구에서 많이 사용하고 있는 방법3(시가가중지수/1개월/5년)을 사용하여 Fama-French (1993) 3요인 모형으로 추정된 2013년의 자기자본비용은 21.12%로 산출되었다.

상장기업의 자기자본비용 추정 모형으로는 적산법보다 수정 CAPM 이 더 적합하다고 할 수 있다.

자기자본비용 추정을 위해 사용되는 주요 변수와 추정 모형의 선택과 관련된 내용은 부록 <표 2>에 정리되어 있다.

### <표 8> 자기자본비용

이 표는 베타 추정 방법으로 보유 기간은 1개월과 추정 기간은 5년을 적용하고 포트폴리오 구성 방법(시가가중 방식과 동일가중 방식)을 달리 적용하여 세 가지 자기자본비용 추정모형을 이용하여 구한 2013년 표본 기업의 평균 자기자본비용을 나타낸다. 적산법과 수정 CAPM은 sum-beta 방식으로 추정하였으며, 수정 FFM(Fama-French model)은 OLS beta 방식으로 추정하였다. 무위험 이자율, 개별 위험 프리미엄과 자기자본비용은 해당 시점에서 추정된 개별 기업의 값을 해당 시점의 전체 표본 기업 수로 나눈 값이다. 패널 A는 포트폴리오를 구성하는 경우에 시가가중 방식을 적용한 것이며, 패널 B는 동일가중 방식을 적용한 것이다. 적산법의 자기자본비용은 '무위험 이자율+ERP+산업 위험 프리미엄+규모 프리미엄'의 값이며, 수정 CAPM과 수정 FFM의 자기자본비용은 '무위험 이자율+ERP×β+규모 프리미엄'의 값이다. 적산법과 수정 CAPM의 규모 프리미엄은 베타 조정 규모 프리미엄이며, 수정 FFM의 규모 프리미엄은 β<sup>SMB</sup> 와 SMB의 곱으로 구한 값으로서 비베타 조정 규모 프리미엄이다. 무위험 이자율은 해당 연도 말의 5년 만기 국채 수익률이며, ( )안의 숫자는 1987~2013년 기간의 5년 만기 국채 수익률 평균 값이다. 규모 프리미엄의 [ ]의 숫자는 수정 FFM의 SMB(시가가중 방식/동일가중 방식)를 나타낸다. 표본 기업 수는 1,257개이다. 단위는 %이다.

	패널 A : KOSPL_W			패널 B : KOSPL_E		
	적산법	수정 CAPM	수정 FFM	적산법	수정 CAPM	수정 FFM
무위험 이자율(9.01)	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23
ERP	5.06			15.39		
산업 위험 프리미엄	-0.21			-2.94		
ERP × β		5.27	4.71		16.60	15.75
규모프리미엄[12.97/26.56]	16.29	16.29	10.93	10.40	10.40	5.45
자기자본비용	24.37	24.79	18.87	26.08	30.24	24.43

## V. 결론

국내의 경우 규모 프리미엄의 추정보다 규모 효과가 존재하는지 여부를 살펴본 연구가 대부분이며, 규모 효과가 사라졌다는 연구 결과들도 포트폴리오 구성 방법 등에 따라 불안정 하고 측정오차가 커서 추가적인 실증 분석이 필요하다는 주장이 제기되고 있다. 아울러 모든 가치

평가의 근간이 되는 자본비용 중에서 자기자본비용이 우리나라의 경우에 얼마나 되는지에 대한 연구가 거의 없는 실정이다. 따라서, 본 연구는 1987년 1월부터 2013년 12월까지 27년간 자료를 사용하여 다양한 방법을 통해 우리나라 주식시장의 규모 프리미엄과 자기자본비용을 추정하였다.

본 연구의 주요 실증 결과는 다음과 같다: 첫째, 무위험 이자율은 지속적으로 하락하여 전체 표본 기간 동안 평균 9.01%의 수준을 보이고 있는데, 대응치와 표본 기간의 선택에 따라 큰 차이를 보이기 때문에 주식 위험 프리미엄과 자기자본비용 추정상에 있어서 시장 포트폴리오 못지않게 중요함을 발견하였다. 둘째, 주식 위험 프리미엄은 동일가중 방식으로 구할 경우 15.39%, 시가가중 방식으로 구할 경우 5.06%로 큰 차이를 보이며, 시가가중 방식 주식 위험 프리미엄의 경우 무위험 이자율이 지속적으로 하락하는 것과 반대로 지속적으로 상승하고, 표본 기간에 따라 차이가 큼을 발견하였다. 셋째, KOSPIE/1개월/5년 방법과 함께 sum-beta 방식에 의해 베타를 추정할 경우 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률 간의 상반관계가 가장 잘 설명되고 규모 프리미엄이 가장 작아지는 반면(10.4%), 국내 CAPM의 실증 분석에서 자주 사용되는 KOSPIW/1개월/5년 방법과 함께 OLS beta을 사용하면 리스크와 수익률 간의 상반관계가 잘 설명되지 않고 규모 프리미엄이 6.7%p 크게 나오는 것을 발견하였다. 넷째, 베타를 OLS 방식으로 구한 국내 기존 연구들에서 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률 간에 상반관계가 없음을 보고한 것과 달리 sum-beta 방식으로 베타를 추정하는 경우에 규모 포트폴리오별 리스크와 수익률 간에 상반관계가 성립하는 것을 확인하였다. 그러나, 규모 프리미엄에 미치는 영향은 베타의 추정 방법보다 시장 포트폴리오의 가중 방식이 더 큼을 발견하였다. 다섯째, KOSPIW 기준으로 구한 자기자본비용은 24.37/24.79/8.87%(적산법/수정 CAPM/수정 Fama-French 모형의 순서), KOSPIE 기준으로 구한 자기자본 비용은 26.08/30.24/24.43%로 추정되었다. 여섯째, KOSPIW의 경우 시장 관련 위험 프리미엄이 작고 규모 프리미엄이 큰 반면, KOSPIE의 경우 시장 관련 위험 프리미엄이 크고 규모 프리미엄이 작은 특징을 보인다. 이는 자기자본비용 추정 시나 시장 포트폴리오의 대응치 선택 시 주식 위험 프리미엄과 규모 프리미엄의 상호 작용을 고려해야 함을 의미한다. 일곱째, 적산법과 수정 CAPM에 비해 수정 Fama-French 모형으로 추정한 자기자본비용이 상대적으로

낮은 것을 볼 수 있는데, 이는 수정 Fama-French 모형의 경우 규모 프리미엄을 정의하는 방식이 다르고 다른 요인(HML, 모멘텀, 유동성 등)이 생략되어 있기 때문이다. 여덟째, 시가 총액이 큰 복합기업이 포함된 산업의 경우 full-information 베타 방식이 산업 위험을 보다 충분히 반영함을 발견하였으나, 적산법의 경우 산업베타를 추정하는 과정에서 추가적인 추정 오차가 발생하기 때문에 산업의 규모 효과가 유의한 차이가 없는 상장기업의 자기자본비용 추정 모형으로는 적산법보다 수정 CAPM이 더 적합하다고 할 수 있다. 마지막으로, 자기자본비용 추정에 있어서 가장 적합한 방법은 동일가중/1개월/5년/sum-beta 방식을 적용한 수정 CAPM임을 발견하였다.

추후 의미가 있을 것으로 기대되는 연구 주제는 첫째, 본 연구 결과를 기반으로 한 CAPM의 설명력에 대한 새로운 검증 둘째, 규모가 가장 큰 포트폴리오의 베타가 다른 규모 포트폴리오의 베타와 다른 움직임을 보이는 원인과 규모 효과에 미치는 영향 분석 셋째, 시장 포트폴리오의 대응치 선택과 관련하여 본 연구에서 살펴보지 않은 지수(KOSPI200, KOSPI 와 KOSDAQ의 결합 등)의 검토 넷째, 국내 주식시장에서 포트폴리오 구성 방법과 재조정 기간에 따른 위험 요인 모방 포트폴리오의 적합성에 관한 연구 마지막으로, 비상장 기업이나 시장 가격이 발견되지 않는 사업부 등의 자기자본비용 추정을 위해 full-information beta 를 사용한 적산법의 적용 등을 들 수 있다.

## 참 고 문 헌

- 강장구, 이덕현, 이창준, 최제준, “투자자의 권리 변동을 반영한 수정 주가 구축 및 활용 방안에 대한 연구,” *재무연구*, 2013, 26(3), 311-351.
- 김권중, “베타 및 시장위험프리미엄 측정과 시장 수익률 대응치의 선택,” *회계학연구*, 1998, 23(4), 139-159.
- 김상환, “우리나라 주식 수익률의 결정 요인: 특성 또는 위험 요인,” *한국증권학회지*, 2009, 38(3), 289-323.
- 김석진, 김지영, “기업 규모와 장부가/시가 비율과 주식 수익률의 관계,” *재무연구*, 2000, 13(2), 21-27.
- 김인수, 홍정훈, “우리나라 주식시장에서의 주식프리미엄 퍼즐에 관한 연구,” *재무연구*, 2008, 21(1), 1-32.
- 독고윤, 박종원, 조재호, “한국증권시장의 수익률 프리미엄에 관한 연구,” *재무연구*, 2001, 14(1), 1-22.
- 설성수, 오세경, 박현우, 『기술가치평가론』, 법문사, 2012.
- 엄철준, 이우백, 박종원, “한국 주식시장의 규모 효과에 대한 재검증,” *재무관리연구*, 2014, 31(3), 113-151.
- 오세경, “주가수익비율, 기업규모 및 주가의 주가수익률에 대한 경향 분석,” *금융연구*, 1994, 8(1), 1-29.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈, “한국 주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3 요인 모형의 설명력에 관한 연구,” *재무연구*, 2009, 22(1), 1-44.
- 이상엽, “적산법을 이용한 자기자본비용 추정에 관한 연구,” *건국대학교 석사학위 논문*, 2014.
- 황선웅, “한국 주식시장에서 주가지수 선택에 따른 기업규모 효과의 실증결과 비교분석,” *재무관리연구*, 1993, 10(2), 303-317.
- Banz, R. W., (1981), “The relationship between return and market value of common stocks,” *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Barber, B. M., and Lyon, J. D., (1997), “Firm size, book-to-market ratio, and security returns: A holdout sample of financial firms,” *Journal of Finance*, 52(2), 875-883.

- Boquist, J. A., and Moore, W. T., (1983), "Estimating the systematic risk of an industry segment: A mathematical programming approach," *Financial Management*, 11–18.
- Chan, L. K., Jegadeesh, N., and Lakonishok, J., (1995), "Evaluating the performance of value versus glamour stocks: The impact of selection bias," *Journal of Financial Economics*, 38(3), 269–296.
- Chua, J. H., Wu, Z., and Chang, P. C., (2006), "The full-information approach for estimating divisional betas: implementation issues and tests," *Journal of Applied Finance*, 16(1), 53–61.
- Conrad, J., and Kaul, G., (1988), "Time-variation in expected returns," *Journal of Business*, 409–425.
- Cummins, J. D., and Phillips, R. D., (2005), "Estimating the cost of equity capital for property-liability insurers," *Journal of Risk and Insurance*, 72(3), 441–478.
- Dijk, M. A., (2011), "Is size dead? A review of the size effect in equity returns," *Journal of Banking and Finance*, 35, 3263–3274.
- Ehrhardt, M. C., and Bhagwat, Y. N., (1991), "A full-information approach for estimating divisional betas," *Financial Management*, 60–69.
- Fama, E. F., and French, K. R., (1992), "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance*, 47(2), 427–465.
- Fama, E. F., and French, K. R., (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
- Fernandez, P., Aguirreamalloa, J., and Corres, L., (2011), "Market risk premium used in 56 countries in 2011: A survey with 6,014 answers," *Working Paper*, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1822182>.
- Fernandez, P., Linares, P., and Acin, F. (2014), "Market Risk Premium used in 88 countries in 2014: a survey with 8,228 answers," *Working Paper*, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2450452>.
- Person, W. E., and Locke, D. H., (1998), "Estimating the cost of capital through time: an analysis of the sources of error," *Management Science*, 44(4), 485–500.

- Fuller, R. J., and Kerr, H. S., (1981), "Estimating the divisional cost of capital: An analysis of the pure-play technique," *The Journal of Finance*, 36(5), 997–1009.
- Ibbotson, "Ibbotson S&P 500 2013 Valuation Yearbook," Morningstar, 2013.
- Ibbotson, R. G., Kaplan, P. D., and Peterson, J. D., (1997), "Estimates of small stock betas are much too low," *Journal of Portfolio Management*, 23(4), 104–111.
- Ibbotson, R. G., and Sinquefeld, R. A., (1976), "Stocks, bonds, bills, and inflation: year-by-year historical returns(1926–1974)," *Journal of Business*, 11–47.
- Kaplan, P. D., and Peterson, J. D., (1998), "Full-information industry betas," *Financial Management*, 85–93.
- Koller, T., Goedhart, M., and Wessels, D., (2010), "*Valuation: measuring and managing the value of companies*," 5th edition, John Wiley and Sons.
- Kothari, S. P., Shanken, J., and Sloan, R. G., (1995), "Another look at the cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance*, 50(1), 185–224.
- Lo, A. and MacKinley, C., (1990), "When are contrarian profits due to stock market overreaction," *Review of Financial Studies*, 3(2), 175–205.
- McQueen, G., Pinegar, M., and Thorley, S., (1996), "Delayed reaction to good news and the cross-autocorrelation of portfolio returns," *Journal of Finance*, 51(3), 889–919.
- Mehra, R., and Prescott, E., (1985), "The equity premium: A puzzle," *Journal of Monetary Economics*, 15(1), 145–161.
- Pastor, L., and Stambaugh, R. F., (1999), "Costs of equity capital and model mispricing," *Journal of Finance*, 54(1), 67–121.
- Roll, R., (1981), "A possible explanation of the small firm effect," *The Journal of Finance*, 36(4), 879–888.
- Rosenbloom, A. H., Dharan, B. G., and Dogramaci, I., (2011), "Analysis of Delaware Chancery Court opinions on the use of company-specific risk premiums in valuation," *Westlaw Journal*, 26(10), 3–9.

(부록 <표 1>) 자기자본비용

이 표는 베타 추정 방법(1개월/5년, 1개월/장기)에 따라 포트폴리오 구성 방법(시가가중 방식과 동일가중 방식)을 달리 적용하여 네 가지 자기자본비용 추정 모형을 이용하여 2013년, 2003년, 1993년 말 기준으로 구한 표본 기업의 평균 자기자본비용을 나타낸다. 적산법은 sum-beta 방식으로 추정하였으며, 수정 FFM(Fama-French model)은 OLS beta 방식으로 추정하였다. 무위험 이자율, 개별 위험 프리미엄과 자기자본비용은 해당 시점에서 추정된 개별 기업의 값을 해당 시점의 전체 표본 기업 수로 나눈 값이다. 패널 A는 포트폴리오를 구성하는 경우에 시가가중 방식을 적용한 것이며, 패널 B는 동일가중 방식을 적용한 것이다. 적산법의 자기자본비용은 '무위험 이자율 + ERP + 산업 위험 프리미엄 + 규모 프리미엄'의 값이며, 수정 CAPM과 수정 FFM의 자기자본비용은 '무위험 이자율 + ERP×β + 규모 프리미엄'의 값이다. 2003년과 1993년의 산업 위험 프리미엄을 구할 때 표본 기업의 주요 사업부문 매출 비중은 2013년과 동일하게 적용하였다. 적산법과 수정 CAPM의 규모 프리미엄은 베타 조정 규모 프리미엄이며, 수정 FFM의 규모 프리미엄은 β<sup>SMB</sup>와 SMB의 곱으로 구한 값으로서 비베타 조정 규모 프리미엄이다. 무위험 이자율은 해당 연도 말의 5년 만기 국채 수익률이며, ( )안의 숫자는 1987년부터 해당 연도까지 기간의 5년 만기 국채 수익률 평균 값이다. 규모 프리미엄의 [ ]의 숫자는 수정 FFM의 SMB를 나타낸다. 표본 기업 수는 2013년에 1,257개, 2003년에 831개, 1993년에 240개이다. 단위는 %이다.

패널 A : KOSPI\_W

		1 개월/장기				1 개월/5년			
		적산법	수정 CAPM		수정 FFM	적산법	수정 CAPM		수정 FFM
			sum-beta	OLS beta			sum-beta	OLS beta	
2013년	무위험 이자율(9.01)	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23
	ERP	5.06			5.06				
	산업 위험 프리미엄	0.08			-0.21				
	ERP × β		4.85	4.69	4.92		5.27	4.50	4.71
	규모 프리미엄[12.97]	17.36	17.36	17.62	11.85	16.29	16.29	17.12	10.93
	자기자본비용	25.72	25.44	25.54	20.00	24.37	24.79	24.86	18.87
2003년	무위험 이자율(11.77)	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73
	ERP	1.71			1.71				
	산업 위험 프리미엄	0.02			0.04				
	ERP × β		1.50	1.52	1.85		1.51	1.56	1.85
	규모 프리미엄[14.26]	17.87	17.87	17.96	14.36	17.90	17.90	17.90	14.16
	자기자본비용	24.33	24.10	24.21	20.95	24.38	24.15	24.18	20.74
1993년	무위험 이자율(14.65)	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82
	ERP	2.16			2.16				
	산업 위험 프리미엄	-0.46			-0.50				
	ERP × β		1.73	1.71	2.17		1.65	1.62	2.22
	규모 프리미엄[15.46]	10.55	10.55	10.57	10.24	10.58	10.58	10.66	10.42
	자기자본비용	25.07	25.10	25.10	25.23	25.06	25.05	25.10	25.46

(부록 <표 1>) 계속

이 표는 베타 추정 방법(1개월/5년, 1개월/장기)에 따라 포트폴리오 구성 방법(시기가중 방식과 동일가중 방식)을 달리 적용하여 네 가지 자기자본비용 추정 모형을 이용하여 2013년, 2003년, 1993년 말 기준으로 구한 표본 기업의 평균 자기자본비용을 나타낸다. 적산법은 sum-beta 방식으로 추정하였으며, 수정 FFM(Fama-French model)은 OLS beta 방식으로 추정하였다. 무위험 이자율, 개별 위험 프리미엄과 자기자본비용은 해당 시점에서 추정된 개별 기업의 값을 해당 시점의 전체 표본 기업 수로 나눈 값이다. 패널 A는 포트폴리오를 구성하는 경우에 시기가중 방식을 적용한 것이며, 패널 B는 동일가중 방식을 적용한 것이다. 적산법의 자기자본비용은 '무위험 이자율 + ERP + 산업 위험 프리미엄 + 규모 프리미엄'의 값이며, 수정 CAPM과 수정 FFM의 자기자본비용은 '무위험 이자율 + ERP×β + 규모 프리미엄'의 값이다. 2003년과 1993년의 산업 위험 프리미엄을 구할 때 표본 기업의 주요 사업부문 매출 비중은 2013년과 동일하게 적용하였다. 적산법과 수정 CAPM의 규모 프리미엄은 베타 조정 규모 프리미엄이며, 수정 FFM의 규모 프리미엄은 β<sup>SMB</sup>와 SMB의 곱으로 구한 값으로서 비베타 조정 규모 프리미엄이다. 무위험 이자율은 해당 연도 말의 5년 만기 국채 수익률이며, ( )안의 숫자는 1987년부터 해당 연도까지 기간의 5년 만기 국채 수익률 평균 값이다. 규모 프리미엄의 [ ]의 숫자는 수정 FFM의 SMB를 나타낸다. 표본 기업 수는 2013년에 1,257개, 2003년에 831개, 1993년에 240개이다. 단위는 %이다.

패널 B : KOSPI

		1 개월/장기				1 개월/5년			
		적산법	수정 CAPM		수정 FFM	적산법	수정 CAPM		수정 FFM
			sum-beta	OLS beta			sum-beta	OLS beta	
2013년	무위험 이자율(9.01)	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23	3.23
	ERP	15.39			15.39				
	산업 위험 프리미엄	-2.72			-2.94				
	ERP × β		14.76	15.00		16.60	16.23	15.75	
	규모 프리미엄[26.56]	13.63	13.63	13.71	10.40	10.40	10.82	5.45	
	자기자본비용	29.53	31.62	31.93	26.08	30.24	30.28	24.43	
2003년	무위험 이자율(11.77)	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73	4.73
	ERP	11.11			11.11				
	산업 위험 프리미엄	-1.34			0.03				
	ERP × β		10.38	11.05		11.68	12.12	12.36	
	규모 프리미엄[29.30]	15.19	15.19	15.18	13.48	13.48	13.34	13.46	
	자기자본비용	29.69	30.30	30.95	29.26	29.35	29.89	30.20	30.54
1993년	무위험 이자율(14.65)	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82	12.82
	ERP	18.39			18.39				
	산업 위험 프리미엄	-4.56			-4.17				
	ERP × β		16.92	17.32		17.64	17.71	17.88	
	규모 프리미엄[12.60]	-1.96	-1.96	-2.32	-0.26	-3.67	-3.46	-0.87	
	자기자본비용	24.69	27.78	27.82	29.87	23.37	26.79	27.07	29.83

(부록 <표 2>) 자기자본비용의 결정 요인과 상호 작용

이 표는 수정 CAPM으로 자기자본비용을 추정하는 경우에 필요한 요인들을 일정한 기준에 따라 선택한 결과와 결정 요인들 간의 상호작용을 나타낸다. RRT는 리스크와 수익률의 상반관계(risk-return trade-off)를 나타낸다. ○는 자기자본비용 결정 요인이 추정 모형에 영향을 주는 부분을 나타낸다. ( )안의 내용은 자기자본비용 결정 요인들의 각 대안을 나타내며, 추정 기간과 관련된 [ ]안의 내용은 2차 선택 기준과 그에 따른 결과를 나타낸다. 선택 기준은 대안 중에서 선택 결과를 정한 기준을 의미한다.

수정 CAPM :	$E(R_i)$	$= R_f$	$+ \beta_i$	$\times ERP$	$+ [(\bar{R}_s - \bar{R}_f) - (\beta_s \times ERP)]$	선택기준	선택결과		
패널 A : 결정요인									
1) 무위험이자율		○	○	○	○	○	○	장기/유동성/연속성/충분성	5년 만기 국채수익률
2) 수익률가중	(동일가중 · 시가가중)		○	○	○	○	○	RRT/규모효과	동일가중방식
3) 베타	① 시차고려	(sum-beta · OLS beta)		○			○	RRT/규모효과	sum-beta
	② 보유기간	(1개월 · 12개월)		○			○	RRT/규모효과	1개월
	③ 추정기간	(5년 · 장기)		○			○	RRT/규모효과 [일관성/안정성]	5년 [장기]
4) 추정모형	(수정 CAPM · 적산법)		○			○	추정오차	수정 CAPM	
패널 B : 상호작용									
<ul style="list-style-type: none"> <li>• 무위험 이자율은 <math>R_f</math>와 <math>\bar{R}_f</math> 뿐만 아니라 ERP, <math>\beta_i</math>와 <math>\beta_s</math>에도 직접적인 영향을 주게 되고, 이 요인들이 시장 관련 프리미엄과 규모 프리미엄에 영향을 준다: <math>R_f - \bar{R}_f</math>, <math>\beta_i - \beta_s</math>, ERP의 변화에 따라 자기자본비용에 미치는 순효과가 결정된다.</li> <li>• 포트폴리오의 수익률 가중방식은 ERP와 <math>\bar{R}_s</math> 뿐만 아니라 <math>\beta_i</math>와 <math>\beta_s</math>에도 직접적인 영향을 주게 되고, 이 요인들이 시장 관련 프리미엄과 규모 프리미엄에 영향을 준다: <math>\bar{R}_s</math>, <math>\beta_i - \beta_s</math>, ERP의 변화에 따라 자기자본비용에 미치는 순효과가 결정된다.</li> <li>• 베타 추정 방법을 변경하는 경우에 <math>\beta_i</math>와 <math>\beta_s</math>의 상대적 크기에 따라 순효과가 결정된다.</li> <li>• 본 연구의 실증 결과에 따르면, 수익률 가중 방식이나 베타 추정 방식의 변경에 따른 순효과는 규모 프리미엄과 시장 관련 프리미엄이 일부 상쇄되어 자기자본비용에 미치는 영향은 완화되었다.</li> <li>• 측정 시점을 달리하여 추정된 시장 평균 자기자본비용은 유사한 수준이지만, 구성 항목(무위험 이자율, 시장 관련 프리미엄, 규모 프리미엄)의 상대적 크기가 변하는 것을 확인하였다.</li> </ul>									

# Estimating the Size Premium and the Cost of Equity for Korean Listed Companies

Sekyung Oh\* · Kinam Park\*\*

<abstract>

This study empirically estimates the size premium and the cost of equity capital for companies listed on KOSPI and KOSDAQ markets using the data between 1987 and 2013. To enhance the accuracy of the estimation of size premium, sum-beta method is also used. For the estimation of the cost of equity capital, build-up method, modified CAPM with size premium, and Fama-French model excluding HML factor are compared.

The main findings are as follows. First, we find that modified CAPM with size premium based on equally-weighted/one-month holding period/5 year estimation period/sum-beta provides the most adequate estimate for the cost of equity. In this case, the cost of equity capital and the size premium for Korean listed companies are estimated at 30.24% and 10.40%, respectively. Second, when the sum-beta approach is used, risk-return trade-off in size portfolios is better explained. Third, risk free rate is as important as the market portfolio in estimating the equity risk premium and the cost of equity capital. Fourth, it is important to consider the interaction between the equity risk premium and the size effect. Lastly, full-information beta approach better incorporates the industry-specific information for industries where conglomerates of big market values are included.

Keywords : Equity Risk Premium, Size Premium, Cost of Equity Capital, Sum-beta,  
Full-information Beta

---

\* Professor, School of Business, Konkuk University, Seoul, Korea

\*\* Corresponding Author. Doctoral Student, Address : School of Business, Konkuk University, 120 Neungdong-ro, Seoul, Korea, 143-701 ; E-mail : kn1035@gmail.com ; Tel : 82-2-399-3440