

한국주식시장의 규모효과에 대한 재검증

엄철준* . 이우백** . 박종원***

2013년 11월 2일 한국재무관리학회 학술대회

< 요약 >

Fama and French(1992,1993) 이후 한국주식시장을 대상으로 한 연구에서 규모요인은 자산가격결정모형의 검증, 자산배분 및 포트폴리오 구성, 변동성의 추정 등 중요 분야에서 널리 이용되고 있으나, 한국주식시장에서 규모효과가 존재하는가에 대한 여러 실증연구는 일관된 결과를 보여주지 못하고 있다. 본 연구는 1990년 이후 최근까지의 기간을 대상으로 한국주식시장에서 규모효과가 존재하는지를 재검증하고, 우리 시장에 나타나는 규모효과의 특성을 어떻게 설명할 수 있는지 살펴본다. 본 연구의 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 우리 시장에서 전통적인 규모효과는 1990년대에 존재하는 것으로 나타나, 이는 포트폴리오 구성방법에 크게 좌우되는 불안정한 결과이다. 둘째, 2000년 대 이후에 우리 시장에서는 역의 규모효과가 유의하게 나타난다. 즉, 소규모기업의 프리미엄이 사라지고 반대로 대규모기업 프리미엄이 유의적으로 존재한다. 셋째, Knez와 Ready(1997)가 미국시장에서 규모효과의 설명원인으로 제시한 Turtle Egg 효과는 우리 시장의 규모효과의 특징에 대해 제한적인 설명력을 갖는 데에 그친다. 대신에 우리 시장에서는 외환위기 이후 기업규모가 크고 가치비율이 높은 기업들이 지속적으로 높은 초과수익률을 실현하였으며, 이러한 결과가 2000년대 들어 나타나는 역의 규모효과와 가치효과를 설명한다. 본 연구의 결과는 한국주식시장에서 규모요인을 포함하는 요인모형이나 가격결정모형을 이용하는 연구나 가격결정모형의 검증에서 표본기간의 특성을 주의 깊게 고려하는 것이 매우 중요하며 또한 주식수익률 변동에 기업특성이 중요한 영향을 미침을 보여주는 것이다.

주요어: 기업규모, 가치비율, 규모효과, 가치비율효과, 특이치, 외환위기

본 연구는 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2012S1A5A2A03034173)

* 부산대학교 경영대학(shunter@pusan.ac.kr)

** 한국방송통신대학교 경영학과(datalover@knou.ac.kr)

*** 교신저자, 서울시립대학교 경영대학(parkjw@uos.ac.kr)

1. 서론

Fama and French(1992,1993) 이후 기업규모는 시장베타 및 가치비율(장부가시가비율)과 함께 주식수익률의 차이를 설명하는 변수로 많은 연구에서 이용되어 왔다. Fama and French는 규모와 가치비율은 전통적인 CAPM에서의 시장베타가 반영하지 못하는 체계적 위험(예를 들어, 재무적 곤경에 따른 위험)을 반영하며, 규모와 가치비율을 이용하여 구성된 모방포트폴리오의 수익률인 SMB와 HML은 시장초과수익률과 함께 주가변화를 설명하는 위험요인의 대용치가 될 수 있다고 주장한다. 이들의 주장에 대해 여러 비판이 존재하지만¹⁾ 이들이 제시한 3요인모형은 재무분야에서 광범위하게 이용되고 있다.

한국주식시장을 대상으로 한 연구에서도 규모요인은 자산가격결정모형의 검증, 자산배분 및 포트폴리오 구성, 변동성의 추정 등 중요 분야에서 널리 이용되고 있다.²⁾ 그러나 이러한 이용에도 불구하고 한국주식시장에서 규모프리미엄(size premium)이 존재하는가에 대한 여러 실증연구들은 일관된 결과를 보여주지 못한다. 비교적 초기의 연구인 감형규(1997), 김석진, 김지영(2000)은 규모효과(size effect)가 존재함을 보고한다. 김동철(2004) 역시 기업규모가 주식수익률의 횡단면 차이를 유의하게 설명하며, 기업규모에 따른 위험프리미엄을 나타내는, 모방포트폴리오의 수익률인 SMB가 주식수익률의 시계열 변동을 잘 설명한다는 결과를 제시한다. 엄철준(2012)은 시장상황(상승 또는 하락)에 관계없이 기업규모가 주식수익률의 변동을 유의하게 설명한다는 결과를 보고한다. 반면, 송영출(1999)은 우리 시장에서 규모효과가 존재하지 않는다는 결과를, 윤상용 외 3인(2009)은 한국주식시장에서 SMB가 갖는 설명력은 1997년의 외환위기 이전기간에는 유의적이거나, 이후 기간에는 그 유의성이 상실된다는 결과를 보고한다.³⁾ 김상환(2009)은 기업특성변수를 통제하는 경우 SMB와 시장베타가 갖는 설명력이 사라져 Daniel and Titman(1997)의 특성모형이 우리 시장에서 주식수익률 차이를 잘 설명한다고 주장한다.

본 연구는 1990년 이후 최근까지의 기간을 대상으로 한국주식시장에서 규모효과가 존재하는지를 재검증하고, 우리 시장에 나타나는 규모효과의 특성이 일부 소규모주식이 보이는 특정 기간의 극단적인 수익률(특이치, outlier) 특성 또는 표본기간동안 보인 특성별 표본기업들의 행태로 설명될 수 있는지를 살펴본다. Knez와 Ready(1997)는 Fama and French(1992)에서 사용된 Fama-MacBeth 회귀분석의 결과가 설명변수와 종속변수의 특이치에 크게 영향을 받는다는 점을 고려하여, 특이치를 제외하고 규모와 가치비율이 갖는 설명력을 재검증하였다. 이들은 규모효과가 일부 소규모기업이 급속한 성장을 하는 특정 시기에 예외적으로 높은 수익률을 실현하는 현상(Turtle Egg 효과)과 밀접한 관련이 있음을 제시하며 이의 검증을 위해 특

1) 규모와 가치비율이 체계적 위험을 나타내는 대리변수라는 Fama and French의 주장은 이론적인 뒷받침의 부족으로 많은 비판을 받아왔다. 제 2 장 선행연구 참조.

2) 감형규(1997), 김석진, 김지영(2000), 김규영, 김영빈(2001), 김동철(2004), 김상환(2009), 윤상용 외3인(2009), 엄철준(2012) 등은 한국주식시장에 대한 자산가격결정모형의 검증차원에서, 이상빈, 서정훈(2007), 김태혁, 변영태(2011), 윤상용 외2인(2011) 등은 변동성 추정 모형의 차원에서, 이정도, 안영규(2002), 홍동현 외2인(2011)은 자산배분과 투자전략 차원에서 규모요인을 포함한 3요인모형을 이용하고 있다.

3) 이들은 SMB와 HML에 비해 유동성요인이 우리 시장의 주식수익률 변동을 잘 설명한다는 결과를 보여준다.

이치가 회귀식의 추정결과에 미치는 영향을 분석한다. 이들은 표본기업의 주식수익률 자료에서 특이치 1%를 제거했을 때 음(-)의 규모프리미엄이 완전히 사라진다는 것을 보였다. 또 Fama and French(1992)에서, 월별 회귀분석에서 얻은 규모변수에 대한 회귀계수의 평균치가 갖는 유의한 음(-)의 값은 330개월의 표본기간 중 극단적인 계수 추정치를 보이는 16개월의 결과만으로 완전히 설명됨을 보였다.⁴⁾ 한편, 학계와 실무계에서는 한국주식시장의 특성이 1997년의 외환위기를 전후하여 큰 변화가 발생하였다고 이야기한다. 본 연구에서는 한국주식시장에서 규모효과가 Knez and Ready에서 보인 특이치의 특성으로 설명될 있는지 또 외환위기를 전후하여 한국주식시장에서 표본기업들의 위험-수익관계에 나타난 특성변화로 설명될 수 있는지를 검증한다. 이를 통해 선행연구에서 보인 다양한 실증결과들을 설명하고, 우리 시장에서 규모요인을 포함한 요인모형의 사용이 적정한지 또 규모프리미엄이 어떻게 해석될 수 있는지를 구체적으로 살펴볼 수 있을 것이다.

본 연구의 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 우리 시장에서 전통적인 규모효과는 2000년 이전에 한하여 나타나며, 이러한 결과 역시 포트폴리오 구성방법에 크게 좌우되는 불안정한 결과이다. 둘째, 2000년 대 이후에 우리 시장에서는 역의 규모효과가 유의하게 나타난다. 즉, 소규모기업의 프리미엄이 사라지고 반대로 대규모기업 프리미엄이 유의하게 존재한다. 셋째, 우리 시장에서는 Knez와 Ready(1997)가 미국시장에서 확인한 Turtle Egg 효과는 유의하게 확인되지 않는다. 즉, 규모효과의 특징이 특이치나 특이월의 특성으로 충분히 설명되지 않는다. 반면, 우리 시장에서는 외환위기 이전에는 규모가 작고 가치비율이 낮은 기업들이 좋은 성과를 얻었으나, 외환위기 이후기간에는 기업규모가 크고 가치비율이 높은 기업들이 지속적으로 높은 초과수익률을 실현하였으며 이러한 특성 2000년대 들어 나타나는 역의 규모효과와 가치효과를 잘 설명한다. 본 연구의 결과는 한국주식시장에서 주식수익률의 행태를 설명하기 위해 규모요인을 포함하는 요인모형을 이용하거나 자산가격결정모형의 검증 또는 이를 이용하는 실증연구에서 시기별 특성을 주의깊게 고려하는 것이 매우 중요함을 보여준다. 또 우리 시장에서 주식수익률 변동을 이해하는데 기업특성이 중요하게 고려되어야 함을 보여준다.

이후의 논문 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서는 규모효과에 대한 국내외 선행연구를 간략하게 살펴본다. 제 3 장에서는 표본자료와 연구방법론에 대해 설명하며, 제 4 장에서는 규모효과의 존재 여부를 검증한다. 제 5 장에서는 특이치의 존재로 규모효과를 설명할 수 있는지를 분석하고, 제 6 장에서는 분석기간 동안에 표본기업들의 위험-수익률 행태가 특성별로 어떠한지를 살펴본다. 마지막으로 제 7 장에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

2. 규모효과에 대한 국내외 선행연구

Banz(1981)와 Reinganum(1981, 1983)의 규모효과에 대한 연구가 발표된 이후로, 규모프리

4) Knez와 Ready(1997)를 따른 우리 시장에 대한 연구로 송영출(1999)의 연구가 있다. 송영출은 1988년 ~ 1995년 간의 기간에 대한 분석에서 우리 시장에서 규모효과가 유의적이지 않으며, 특이치의 제거 여부 역시 결과에 큰 영향을 미치지 않는다고 보고한다. 본 연구는 송영출의 연구를 자본시장개방 이후로 확대하여 외환위기 이전과 이후 기간의 차이를 분석한다.

미엄(size premium)의 존재 여부에 대한 논쟁은 현재까지도 국·내외에서 진행 중이다. 초기의 연구는 위험조정 후 초과수익률과 기업규모간의 관계를 분석하는 것에 초점을 두었지만, Fama and French(1993)의 3요인 모형이 발표된 이후에는 대다수의 연구들이 시장수익률 및 가치비율과 함께 주식수익률의 차이를 설명하는 변수로 규모요인에 대한 모방포트폴리오인 SMB에 대한 베타위험이 가격에 반영되는지, 즉 규모프리미엄이 존재하는지의 여부를 검증하고 있다. Fama and French(1992)는 규모와 가치비율은 전통적인 CAPM에서의 시장베타가 반영하지 못하는 체계적 위험을 반영하며 시장초과수익률과 함께 주가변화를 설명하는 위험요인의 대용치가 될 수 있다고 주장한다. 하지만 규모와 가치비율이 체계적 위험의 대리변수라는 이들의 주장은 이론적 뒷받침의 부족으로 많은 비판을 받아왔다. 대표적으로 Lakonishok et al.(1994)은 가치주의 높은 수익률은 과거의 수익률이 현재에도 지속될 것이라는 투자자들의 잘못된 믿음에 의한 것일 뿐이라고 주장하며, Brennan et al.(1998)은 기업특성변수가 갖는 주식수익률에 대한 설명력은 3요인 모형으로 위험을 조정한 이후에도 여전히 존재함을 보여 준다. Daniel and Titman(1997)은 규모와 가치비율이 유사한 기업들이 유사한 투자성과를 보이는 것은 위험프리미엄이 반영된 결과가 아니라, 특성이 유사한 기업들이 공통된 수익률 패턴을 보인 결과라는 특성모형(characteristics model)을 주장한다. 또 Knez and Ready(1997)는 규모효과의 대부분이 일부 소규모주식이 실현하는 일부 기간의 극단적인 수익률만으로 설명된다고 주장한다.

선행연구에 제시한 규모프리미엄의 본질에 관한 논쟁 외에도, 여러 연구는 표본기간에 따라서 규모프리미엄의 존재 여부가 달라짐을 보여준다. 미국주식시장 중심의 선행 연구들을 검토하면, 1980년 이전의 표본기간을 대상으로 한 초기의 연구들은 규모효과가 유의하게 존재함을 보여준다. Brown, Kleidon, and Marsh(1983), Lamoureux and Sanger(1989), Keim(1983)은 모두 규모프리미엄의 차이는 있지만 공통적으로 규모효과가 존재한다는 실증 결과를 보여준다. 반면, Schwert(2003)는 1980년대 이후 규모효과에 대한 결과가 알려지면서 이를 이용한 투자전략이 확산되어 규모프리미엄이 사라졌다고 주장한다. Dichev(1998), Chan, Karceski, and Lakonishok(2000), Horowitz, Loughran, and Savin(2000), Amihud(2002)는 각각 1981~1995년, 1984~1998년, 1979~1995년, 그리고 1980~1997년의 표본기간 동안에 유의한 규모효과를 발견하지 못했음을 보고한다. Fama and French(1992)도 1960~1970년대보다는 1980년 이후에 기업규모효과가 약해졌다고 설명하고 있으며, Hirshleifer(2001)은 1984년을 규모효과의 유의성이 최초로 소멸하기 시작한 연도로 간주하고 있다. 한편 Hou and Dijk(2012)은 규모효과의 소멸 이유를 대기업과 소기업의 수익성 차이에 따른 결과로 해석하여 수익성의 효과를 통제하면 여전히 규모효과가 존재함을 제시한다.

한국시장을 대상으로 한 연구에서도 규모요인은 자산가격결정모형의 검증, 자산배분 및 포트폴리오구성, 변동성의 추정 등 중요 분야에서 널리 이용되고 있다. 그동안 진행된 연구를 보면 전반적으로 규모효과가 존재한다는 결과로 요약되고 있으나, 최근 일부 연구에서는 외환위기 이후에 규모효과의 유의성이 소멸되었다고 보고하고 있다. 최운열, 김우종(1986)은 1975년~1984년의 표본기간에서, 지 청(1987)은 1976년~1986년의 표본기간에서 규모효과가 존재함을 보고한다. 김성표와 윤영섭(1999)은 1980년~1997년의 표본기간동안 국내 주식시장에서 기업규모는 주식수익률에 대해 횡단면 설명력을 가진다고 주장하며, 감형규(1997)와 송영출, 이진근(1997)은 1980년~1995년의 표본기간에서 기업규모는 주식수익률에 대해 유의한 설명력을 가진다는 결과를 보고한다. 김석진, 김지영(2000) 역시 1990년~1997년의 표본기간에서 SMB가 유의한 설명력을 가짐을 보여주며, 김규영, 김영빈(2001)은 1980년 5월~1997년 4월까지 연속상장된 비금융기업들에 규모프리미엄이 유의하게 존재함을, 김동철(2004)은 규모요인 주식수익률의 횡단면 차이를 유의하게 설명하며 SMB가 주식수익률의 시계열 변동을 잘 설명한다는 결과를 제시한다. 엄철준(2012)은 1987년~2010년의 표본기간에서 기업규모와 초과수익률간에 유의한 음(-)의 관계가 존재한다는 결과를 보여준다.

반면, 송영출(1999)은 1988년~1995년의 표본기간에서 한국주식시장에서 규모효과가 유의하지 않으며, 특이치를 제거해도 추정결과는 크게 달라지지 않는다고 보고한다. 윤상용 외 3인(2009)는 1991년~2007년의 표본기간에서 규모효과는 유의하게 나타나지만 표본기간을 구분해 볼 때 이러한 결과는 1999년 이전 기간의 유의성에 기인한 결과이며 이후 기간에는 그 유의성을 상실한다는 결과를 보여준다. 김상환(2009)은 1988년~2007년의 표본기간에서 기업특성을 통제하는 경우 SMB의 설명력이 소멸하는 것으로 나타나 Fama-French(1992)의 요인모형보다는 Daniel and Titman(1997)의 특성모형이 한국 주식시장에서 수익률 차이를 잘 설명한다고 주장한다. 김태혁, 변영태(2011)는 1999년~2008년의 표본기간에서 704개 기업을 대상으로 Fama and French(1992)를 따라 6개 포트폴리오로 구분하여 SMB의 수익률을 조사한 결과 유의한 음(-)의 값이 나타남을 보였다. 한국주식시장을 대상으로 자산가격결정모형을 검증한 선행연구들의 내용을 종합한 서베이 연구인 Kim(2011)은 규모효과에 대한 실증결과가 표본기간 선택에 따라 민감하게 변동할 가능성이 있음을 제시하며, Sonu and Choi(2011)는 한국주식시장에서 이례현상을 발견한 선행연구들의 내용을 종합해 볼 때, 규모효과는 최근 기간인 1990년대 후반에서 2000년대 초반까지도 존재하는 것으로 결론을 내리고 있다.

3. 표본자료와 연구방법론

3.1 표본자료와 표본기간

표본자료는 한국거래소가 개설한 유가증권시장에 상장된 모든 기업(금융업종 제외)의 월별 주식수익률 자료이다. 회귀식 구성과 추정을 위해 연속 48개월의 수익률 자료를 이용할 수 없는 기업은 제외하였으며, 가치비율의 측정을 위해 자기자본의 장부가치가 0보다 작은 기업을 제외하였다. 전체표본기간은 1990년 7월부터 2012년 6월까지의 총 264개월이며, 규모효과에 대한 선행연구의 결과를 참조하여 1990년대와 2000년대로 하위기간을 구분하여 기간별 분석을 실시하였다. 즉 하위기간 1은 1990년 7월~2000년 6월의 기간(120 개월)이며, 하위기간 2는 2000년 7월~2012년 6월의 기간(144 개월)이다.⁵⁾

다음의 <표 1>에 매년도별로 분석에 사용된 표본기업의 수를 나타내었다. 분석에 사용된 기업수는 연도별로 276개에서 586개 사이의 분포를 보인다.

<표 1> 표본기업의 연도별 분포

기간	기업수	기간	기업수
1990.07 ~ 1991.06	276	2001.07 ~ 2002.06	497
1991.07 ~ 1992.06	326	2002.07 ~ 2003.06	512
1992.07 ~ 1993.06	405	2003.07 ~ 2004.06	532
1993.07 ~ 1994.06	496	2004.07 ~ 2005.06	533
1994.07 ~ 1995.06	509	2005.07 ~ 2006.06	547
1995.07 ~ 1996.06	501	2006.07 ~ 2007.06	559
1996.07 ~ 1997.06	501	2007.07 ~ 2008.06	562
1997.07 ~ 1998.06	506	2008.07 ~ 2009.06	564
1998.07 ~ 1999.06	477	2009.07 ~ 2010.06	567
1999.07 ~ 2000.06	461	2010.07 ~ 2011.06	568
2000.07 ~ 2001.06	487	2011.07 ~ 2012.06	586

3.2 연구 설계와 방법론

3.2.1 주요변수 측정

주식의 월별수익률(r_{it})은 해당주식의 t월의 기초주가와 기말주가를 이용한 로그수익률로 측정

5) 하위기간의 구분은 선행연구의 결과(Kim, 2011; Sonu and Choi, 2011 등), IMF구제금융 신청과 종료(1997년 11월 21일, 2000년 12월 4일), 본 연구의 실증모형에서 사용되는 기본추정기간(1년 단위) 등을 고려하여 결정하였다. 하위기간 구분의 기준에 대해서는 여러 논란이 있을 수 있으나 IMF 구제금융기간을 포함시키지 않는 경우에도 분석결과는 큰 차이가 없다.

하며, 무위험이자율(r_{ft})은 국고채 3년물(국고채의 수익률이 발표되기 전인 1995년 4월 이전 기간에는 국민주택채권 5년물)의 수익률을 이용한다. 시장베타(β_{it})는 KOSPI를 시장포트폴리오의 대용치로 하여, 과거(당월 미포함) 36개월의 개별주식의 수익률과 KOSPI 수익률을 이용한 시장모형으로 추정한다. 기업규모($SIZE_{it}$)는 전월 말 보통주의 시가총액이며, 장부가시가비율 즉, 가치비율(BM_{it})은 전년도($t-1$ 년도) 말 보통주의 장부가치(자기자본총액 - 우선주 자본금)에 대한 전월 말 보통주의 시장가치의 비율로 측정한다. 규모와 가치비율의 값은 자연로그를 취한 값을 이용한다. 표본기업의 주식수익률과 재무 자료는 FnGuide에서 추출하며, 무위험수익률 자료는 한국은행이 발표하는 자료를 이용한다.

3.2.2 규모효과 검증을 위한 포트폴리오 구성

규모효과 검증에 위해 SIZE와 BM 기준으로 5*5 포트폴리오를 구성한다. 즉, 매년 6월 말 기준 규모($\ln(SIZE)$)의 크기를 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성한다. 또 매년 6월 말에 전월 말 가치비율($\ln(BM)$)을 기준으로 5분위 포트폴리오를 구성한다. 규모와 가치비율을 교차하여 구성된 25개의 포트폴리오는 7월부터 다음 해 6월까지 12개월간 유지되며 균등비율 또는 시장가치비율로 월평균수익률을 계산한다.⁶⁾ 포트폴리오는 매년 6월 말에 재구성된다. <표 2>에 구성된 25개 포트폴리오가 갖는 시장베타, 규모, 가치비율의 평균치를 나타내었다.

<표 2> 기업규모와 가치비율 기준 5*5 포트폴리오의 시장베타, 규모, 가치비율

SIZE 포트폴리오는 SIZE1이 가장 큰 것을, SIZE5는 가장 작은 것을 나타낸다. BM 포트폴리오는 BM1이 가장 높은 비율을 가지며, BM5가 가장 낮은 비율을 갖는다.

	BM1	BM2	BM3	BM4	BM5
Panel A. 포트폴리오에 포함되는 평균 기업수					
SIZE1	19.82	20.05	19.77	20.13	19.82
SIZE2	19.95	19.95	20.05	19.91	20.00
SIZE3	19.86	20.00	20.04	20.05	19.86
SIZE4	19.95	19.95	20.00	19.95	20.00
SIZE5	19.82	20.05	19.82	20.09	19.82
Panel B. (t-1) 시점의 포트폴리오의 평균 시장베타: β					
SIZE1	0.9832	1.0017	0.9681	0.9314	0.9261
SIZE2	0.8973	0.8431	0.8384	0.8757	0.9510
SIZE3	0.8470	0.8345	0.8359	0.8516	0.8956
SIZE4	0.8236	0.8433	0.8071	0.8038	0.8531
SIZE5	0.7740	0.7877	0.7860	0.8503	0.8547
Panel C: (t-1) 시점의 포트폴리오의 평균 규모: $\ln(SIZE)$					

6) 황선웅(1993)은 1980~1990년의 기간을 대상으로 한 연구에서 시장포트폴리오의 대용치로 동일가중지수수익률을 사용할 경우 우리 주식시장에서 규모효과는 발견되지 않는다는 결과를 보고한다. 반면, 종합주가지수수익률을 대용치로 이용하는 경우 소형주의 체계적 위험이 대형주에 비해 오히려 작게 나타나 통계적으로 유의한 규모효과가 나타나, 종합주가지수수익률이 시장포트폴리오의 대용치로 적절치 않음을 주장한다.

SIZE1	26.8212	27.1350	27.3395	27.3682	27.4363
SIZE2	25.4496	25.4679	25.4799	25.4856	25.4892
SIZE3	24.6450	24.6543	24.6684	24.6905	24.7005
SIZE4	24.0245	24.0388	24.0440	24.0327	24.0459
SIZE5	23.1320	23.2023	23.1994	23.2521	23.1570
Panel D: (t-1) 시점의 포트폴리오의 평균 가치비율: ln(BM)					
SIZE1	0.0025	0.0015	0.0011	0.0008	0.0004
SIZE2	0.0035	0.0018	0.0013	0.0010	0.0005
SIZE3	0.0037	0.0021	0.0015	0.0011	0.0007
SIZE4	0.0041	0.0024	0.0018	0.0013	0.0007
SIZE5	0.0054	0.0026	0.0019	0.0013	0.0006

5×5 SIZE-BM 포트폴리오에서 각 포트폴리오에 포함되는 평균 기업수는 약 20개이다. 포트폴리오 시장베타는 SIZE가 작아짐에 따라 체계적으로 작아지는 모습을 보인다. 그러나 가치비율에 대해서는 체계적인 모습을 관찰할 수 없다. 포트폴리오 가치비율, BM(1→5)이 낮아질수록 SIZE도 커지는 경향을 확인할 수 있으며, 포트폴리오 규모, SIZE(1→5)가 작아질수록 BM도 커지는 경향을 확인할 수 있다.

3.2.3 규모와 가치비율에 대한 모방포트폴리오 구축

규모와 가치비율 요인에 대한 모방포트폴리오 SMB와 HML은 Fama and French(1993)를 따라 매년 6월 말 기준으로 2×3 포트폴리오를 구성하여 만든다. 즉, 매년 6월 말의 기업규모를 기준으로 2분위 포트폴리오(Big, Small)를 구성한다. 또 매년 6월 말에 전년말의 가치비율을 기준으로 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%의 3개의 포트폴리오(High, Middle, Low)를 구성한다. 규모와 가치비율을 교차하여 구성된 6개의 포트폴리오(BH, BM, BL, SH, SM, SL)는 7월부터 다음 해 6월까지 12개월간 유지되며, 각 포트폴리오에 대해 매월별로 시장가치비율을 기준으로 가중평균포트폴리오 수익률을 구한다.

규모요인에 대한 모방포트폴리오 SMB는 3개의 Small 포트폴리오(SH, SM, SL)의 산술평균 수익률과 3개의 Big 포트폴리오(BH, BM, BL)의 산술평균 수익률의 차이로 구한다. 가치비율 요인에 대한 모방포트폴리오는 2개의 High 포트폴리오(SH, BH)의 산술평균수익률과 2개의 Low 포트폴리오(SL, BL)의 산술평균수익률의 차이로 구한다. <표 3>에 모방포트폴리오 구축을 위한 2×3 포트폴리오의 특성과, FF 3요인인 시장위험프리미엄(MKT), 규모프리미엄(SMB)과 가치비율프리미엄(HML)의 표본기간 동안의 평균값을 나타내었다.

<표 3> 모방포트폴리오 구축을 위한 2×3 포트폴리오와 모방포트폴리오

표에서 MKT는 전체표본기업에 대해 매월 시장가치비율 기준 가중평균수익률을 구하고 이에서 해당월의 무위험채권의 수익률을 차감하여 구한 시장위험프리미엄을 나타낸다. SMB는 규모요인에 대한 프리미엄을 HML은 가치비율에 대한 프리미엄을 나타낸다.

		High	Middle	Low
Panel A. 포트폴리오에 포함되는 평균 기업 수				
Big	249.73	74.95	99.77	75.00
Small	249.09	74.73	99.45	74.91
Panel B. 포트폴리오의 평균 규모와 가치비율: ln(SIZE), ln(BM)				
Big	27.62	0.0028	0.0013	0.0006
Small	24.07	0.0040	0.0018	0.0008
Panel C. 포트폴리오의 평균수익률				
		High	Middle	Low
Big	0.0008	0.0036	-0.0007	-0.0005
Small	-0.0021	0.0041	-0.0009	-0.0096
Panel D. 표본기간별 FF 3요인의 평균 값				
		MKT	SMB	HML
전체표본기간		-0.0034	-0.0029	0.0089
하위기간 1		-0.0098	-0.0032	0.0016
하위기간 2		0.0019	-0.0028	0.0150

Panel A를 보면 규모별 포트폴리오를 구성하는 평균 주식수는 약 250개이며, 가치비율에 따른 포트폴리오 High와 Low 포트폴리오를 구성하는 주식 수는 평균적으로 75개이며 Middle 포트폴리오를 구성하는 주식수는 평균 100개이다. Panel C의 6개 포트폴리오의 평균 수익률(시장가치비율 가중평균 수익률)을 보면 포트폴리오 BH, SH는 양(+)의 수익률을 보이나 나머지 포트폴리오의 수익률은 모두 음(-)의 값을 가져, 기업규모와 관계없이 가치비율이 높지 않은 포트폴리오들이 모두 (-)의 수익률을 실현했음을 보여준다. Panel D에 나타낸 FF의 3요인 포트폴리오를 보면, 전체표본기간에서 시장위험프리미엄을 나타내는 MKT는 월평균 -0.34%의 음의 값을 보여준다. 특히 하위기간 1의 경우 시장위험프리미엄은 월평균 -0.98%의 보여준다. 그러나 하위기간 2의 경우 시장위험프리미엄은 월평균 0.19%의 양(+)의 값을 갖는다. 규모프리미엄을 나타내는 SMB는 기간에 관계없이 모든 기간에서 음(-)의 값을 보이며, 그 크기는 월평균 -0.29%에 달한다. 반면, 가치비율프리미엄을 나타내는 HML은 기간에 관계없이 양(+)의 값을 보여주며, 특히 하위기간 2에 월평균 1.5%의 매우 큰 값을 보여준다. 이러한 결과는 한국주식시장에서 1990년대를 표본기간에 포함시킬 경우 이론적인 위험-수익의 관계를 얻을 수 없음을 의미한다(1997년의 외환위기와 이에 따른 주식시장의 장기침체가 주요한 원인일 것이다). 또 외국시장을 대상으로 한 여러 선행연구에서 보였던 규모프리미엄이 우리 시장에서 확인되지 않을 수 있음을 시사하며, 규모효과에 대한 엄밀한 검증이 필요함을 보여주는 것이다.

<표 4>에 시장위험프리미엄, 규모프리미엄, 그리고 가치비율프리미엄 간의 상관계수를 나타내었다. 3요인들 중에서, 시장위험프리미엄인 MKT는 SMB와 HML에 대하여 작은 값이지만

음(-)의 관련성을 갖는다. 특히 이러한 관계는 하위기간 2에 들어 보다 강하게 나타난다. 규모프리미엄과 가치비율프리미엄 간에는 양(+)의 관계를 갖는다.

<표 4> FF 3요인의 상관관계

		MKT	SMB	HML
전체표본기간	MKT	1.0000		
	SMB	-0.1082	1.0000	
	HML	-0.0318	0.2053	1.0000
하위기간 1	MKT	1.0000		
	SMB	-0.0777	1.0000	
	HML	0.0418	0.2405	1.0000
하위기간 2	MKT	1.0000		
	SMB	-0.1796	1.0000	
	HML	-0.1750	0.1376	1.0000

3.3 규모효과의 검증을 위한 실증모형

3.3.1 기업규모변수의 주식수익률에 대한 설명력

한국주식시장에 규모효과가 존재하는지를 검증하기 위해 먼저 규모변수가 주식수익률의 변동을 유의하게 설명하는지를 표본기업의 월별 횡단면 자료를 대상으로 검증한다. 이를 위해 개별주식과 앞서 규모와 가치비율을 기준으로 구성한 25개 포트폴리오의 수익률을 종속변수로 하는 다음과 같은 시계열횡단면 합동회귀분석(pooled regression)을 각기 실시한다.

$$\text{모형 1: } r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 2: } r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{3t} \ln(BM_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 3: } r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \gamma_{3t} \ln(BM_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 4: } r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{1t} \beta_{it} + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \gamma_{3t} \ln(BM_{it}) + \epsilon_{it}$$

3.3.2 규모프리미엄의 존재여부에 대한 검증

한국주식시장에서 규모요인에 대한 위험이 주식가격에 반영되는지를 검증하기 위해, 앞서 설명한 것과 같이 규모요인과 가치비율요인에 대한 모방포트폴리오를 구성한다. 이후 Fama-MacBeth 2단계 회귀분석을 적용한다. 즉 앞서 구성한 25개 포트폴리오에 대해 시장초과수익률(MKT), 규모요인에 대한 모방포트폴리오(SMB), 가치비율에 대한 모방포트폴리오(HML)를 독립변수로 하는 3요인모형에 대한 시계열추정을 통해 각 요인에 대한 베타위험을 추정한 후, 추정된 베타위험이 포트폴리오 수익률을 결정하는 가격결정요인으로 작용하는지를

횡단면 회귀분석을 통해 검증한다. 시계열 회귀분석과 횡단면 회귀분석 모형은 다음과 같다.

시계열 회귀분석은 전체기간과 각 하위기간에 대해 이루어지며 회귀식은 다음과 같다.

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_{PSMB}SMB_t + \epsilon_{Pt} \quad (1)$$

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_{PHML}HML_t + \epsilon_{Pt} \quad (2)$$

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_{PSMB}SMB_t + \beta_{PHML}HML_t + \epsilon_{Pt} \quad (3)$$

$$r_{Pt} - r_{ft} = \alpha_P + \beta_{Pm}MKT_t + \beta_{PSMB}SMB_t + \beta_{PHML}HML_t + \epsilon_{Pt} \quad (4)$$

횡단면회귀분석은 월별 포트폴리오수익률을 종속변수로, 시계열분석에서 추정된 3요인에 대한 베타위험을 독립변수로 하여 매월 기준으로 다음 회귀식을 추정하며, 감마(γ) 추정치에 대한 평균을 보고한다.

$$\text{모형 5: } r_P - r_f = \delta_P + \gamma_{SMB}\beta_{PSMB} + e_P$$

$$\text{모형 6: } r_P - r_f = \delta_P + \gamma_{HML}\beta_{PHML} + e_P$$

$$\text{모형 7: } r_P - r_f = \delta_P + \gamma_{SMB}\beta_{PSMB} + \gamma_{HML}\beta_{PHML} + e_P$$

$$\text{모형 8: } r_P - r_f = \delta_P + \gamma_m\beta_{Pm} + \gamma_{SMB}\beta_{PSMB} + \gamma_{HML}\beta_{PHML} + e_P$$

4. 규모효과에 대한 실증결과

4.1 개별주식 수익률에 대한 분석 결과

먼저 개별주식에 대해 규모변수가 주식수익률의 변동을 설명할 수 있는지를 합동회귀분석을 이용하여 검증한 결과를 <표 5>에 나타내었다.

<표 5>의 Panel A, 전체표본기간에 대한 추정결과를 보면 규모변수에 대한 회귀계수 γ_2 의 추정치는 유의한 음(-)의 값을 가져 규모효과가 존재함을 나타낸다. 가치비율에 대한 회귀계수는 매우 유의한 양(+)의 값을 가져 가치비율이 주식수익률을 잘 설명할 수 있음을 나타낸다. 그러나 시장베타에 대한 계수 추정치는 유의한 음(-)의 값을 가져 전통적인 시장베타와 주식수익률간의 관계가 성립하지 않음을 보여준다.

하위기간별 추정결과를 보면 하위기간 1의 경우 규모변수에 대한 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 가지며, 계수의 크기와 유의성의 정도는 전체기간에 비해 크고 강하다. 가치비율변수에 대한 회귀계수 추정치는 유의한 양(+)의 값을 가지며, 전체기간과 비교하여 큰 차이가 없다. 시장베타에 대한 계수추정치는 전체기간과 마찬가지로 유의한 음(-)의 값을 가지며, 그 크기와 유의성은 전체기간에 비해 크고 강하다. 하위기간 2의 결과는 하위기간 1과 차별적인 모

습을 보여준다. 규모변수에 대한 계수 추정치는 양(+)의 값을 가져 하위기간 2에 역의 규모효과가 나타남을 보여준다. 가치비율변수에 대한 계수 추정치는 여전히 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 반면 시장베타에 대한 계수 추정치는 유의성의 정도가 10%수준으로 낮아졌지만, 여전히 음(-)의 값을 보여준다.

<표 5> 개별주식에 대한 분석 결과

표본기업의 시계열횡단면 자료를 대상으로 아래 모형에 대해 합동회귀분석을 실시한 후 회귀계수 추정치를 보고한 것이다. 괄호안의 값은 이분산성과 계열상관이 조정된 robust t-stat.이다.

모형 1: $r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 2: $r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{3t} \ln(BM_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 3: $r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \gamma_{3t} \ln(BM_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 4: $r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{1t} \beta_{it} + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \gamma_{3t} \ln(BM_{it}) + \epsilon_{it}$

	γ_1	γ_2	γ_3
Panel A. 전체 표본기간(1990.07~2012.06, 264 개월)			
모형 1		-0.0032 (-10.94)	
모형 2			0.0138 (23.79)
모형 3		-0.0012 (-4.01)	0.0130 (21.49)
모형 4	-0.0066 (-5.85)	-0.0009 (-3.12)	0.0132 (21.71)
Panel B. 하위기간 1(1990.07~2000.06, 120 개월)			
모형 1		-0.0138 (-21.91)	
모형 2			0.0180 (15.94)
모형 3		-0.0123 (-19.28)	0.0139 (12.09)
모형 4	-0.0154 (-6.57)	-0.0119 (-18.53)	0.0154 (13.18)
Panel C. 하위기간 2(2000.07~2012.06, 144 개월)			
모형 1		0.0006 (0.93)	
모형 2			0.0101 (8.3)
모형 3		0.0022 (2.89)	0.0109 (8.74)
모형 4	-0.0052 (-1.75)	0.0024 (3.13)	0.0107 (8.61)

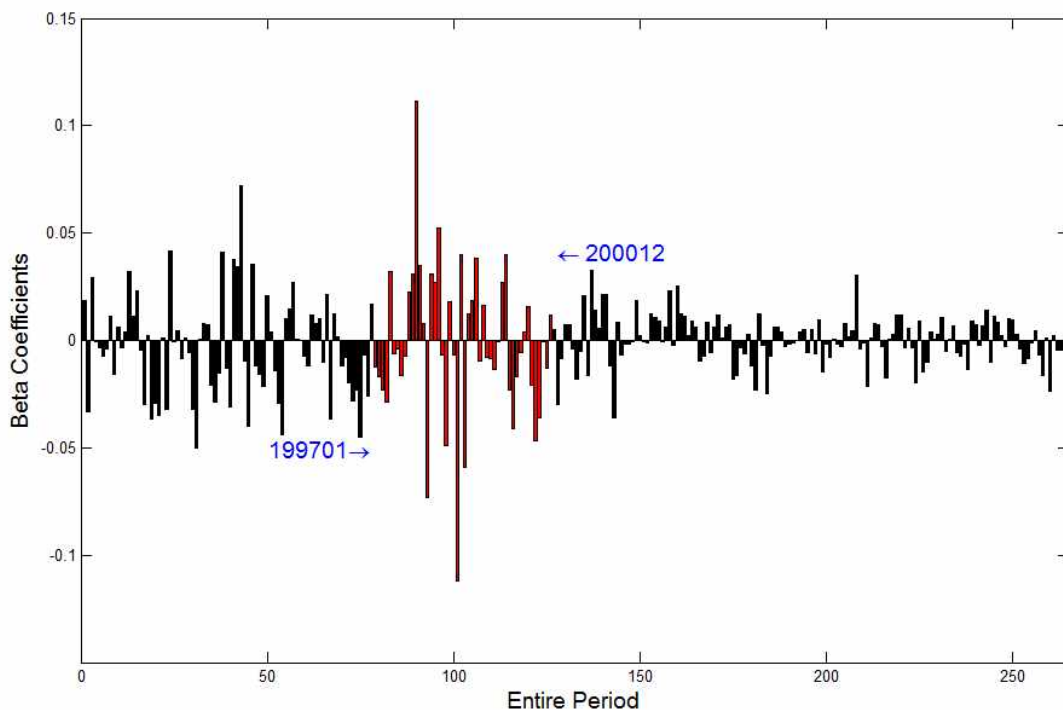
<표 5>의 결과는 한국주식시장에서 규모효과가 2000년대 이전기간에는 유의하게 나타나지만 2000년대 이후기간에는 그 효과가 존재하지 않거나 전통적인 규모효과와 반대되는 형태

로 나타남을 말해준다. 반면, 가치비율이 갖는 효과는 표본기간에 관계없이 강력하게 나타난다. 이러한 결과는 윤상용 외 3인(2009)의 결과와 일관성을 갖는 것이다.

<표 5>에서 보인 규모변수가 갖는 설명력의 변화를 좀 더 살펴보기 위해 전체표본기업에 대해 모형 1을 매월별로 추정하고 회귀계수 γ_2 의 추정치가 표본기간 동안 어떻게 변화하는지를 <그림 1>에 나타내었다. 그림에서 확인할 수 있는 것과 같이 전반적으로, 규모변수에 대한 회귀계수 추정치의 절대치는 외환위기 기간(1997년 1월 23일 한보철강(현 현대제철) 부도를 시작으로 하여 2000년 12월 4일 김대중 대통령의 IMF위기 종결 공식 발표까지의 기간)에 가장 큰 값을 보여준다. 또 외환위기 이전기간의 크기가 이후기간의 크기에 비하여 현저하게 큼을 보여준다. 즉, 최근으로 올수록 규모변수에 대한 주식수익률의 민감도가 줄어들고 있음을 확인할 수 있다.

<그림 1> 규모변수에 대한 매월별 회귀계수(γ_2) 추정치의 변화 행태

$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \epsilon_{it}$ 회귀식을 매월별로 추정하고 γ_2 의 추정치를 나타낸 것이다.



4.2 포트폴리오 수익률에 대한 분석 결과

앞서 <표 5>에서 살펴본 개별주식에 대한 추정결과는 개별주식의 고유요인에 따른 문제가 통제되지 않았다는 점에서 결과 해석에 한계를 갖는다. 다음에서는 앞서 규모와 가치비율을 기준으로 구성한 25개 포트폴리오에 대해 모형 1 ~ 모형 4를 추정한 결과를 분석한다. 추정결

과를 <표 6>에 나타내었다.

<표 6> 포트폴리오 수익률에 대한 분석 결과

표본 포트폴리오의 시계열횡단면 자료를 대상으로 아래 모형에 대해 합동회귀분석을 실시한 후 회귀계수 추정치를 보고한 것이다. 괄호안의 값은 이분산성과 계열상관이 조정된 robust t-stat.이다.

모형 1: $r_{P,t} - r_{f,t} = \lambda_0 + \lambda_2 \ln(SIZE_{P,t-1}) + \epsilon_{P,t}$

모형 2: $r_{P,t} - r_{f,t} = \lambda_0 + \lambda_3 \ln(BM_{P,t-1}) + \epsilon_{P,t}$

모형 3: $r_{P,t} - r_{f,t} = \lambda_0 + \lambda_2 \ln(SIZE_{P,t-1}) + \lambda_3 \ln(BM_{P,t-1}) + \epsilon_{P,t}$

모형 4: $r_{P,t} - r_{f,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{P,t-1} + \lambda_2 \ln(SIZE_{P,t-1}) + \lambda_3 \ln(BM_{P,t-1}) + \epsilon_{P,t}$

	균등비율 포트폴리오			시장가치비율 포트폴리오		
	λ_1	λ_2	λ_3	λ_1	λ_2	λ_3
Panel A. 전체표본기간(1990.07~2012.06, 264 개월)						
모형 1		-0.0038 (-2.78)			-0.00008 (-0.59)	
모형 2			0.0150 (5.69)			0.0007 (1.31)
모형 3		-0.0016 (-1.16)	0.0140 (5.10)		0.0021 (3.23)	0.0087 (3.44)
모형 4	-0.0055 (-1.10)	-0.0014 (-1.01)	0.0141 (5.10)	-0.0048 (-0.91)	0.0024 (3.34)	0.0089 (3.50)
Panel B. 하위기간 1(1990.07~2000.06, 120 개월)						
모형 1		-0.0123 (-4.67)			-0.0001 (-0.95)	
모형 2			0.0159 (3.49)			0.0008 (1.03)
모형 3		-0.0109 (-4.07)	0.0122 (2.62)		0.0003 (0.34)	0.0022 (0.53)
모형 4	-0.0092 (-0.99)	-0.0105 (-3.87)	0.0133 (2.79)	0.0002 (0.02)	0.0003 (0.28)	0.0021 (0.52)
Panel C. 하위기간 2(2000.07~2012.06, 144 개월)						
모형 1		-0.0008 (-0.56)			0.0007 (3.07)	
모형 2			0.0120 (3.74)			-0.0018 (-1.87)
모형 3		0.0022 (1.30)	0.0142 (3.92)		0.0045 (4.94)	0.0164 (4.30)
모형 4	-0.0034 (-0.60)	0.0023 (1.33)	0.0138 (3.75)	-0.0041 (-0.67)	0.0046 (4.99)	0.0162 (4.24)

먼저 <표 6>의 왼편에 균등비율 포트폴리오에 대한 추정결과를 나타나내었다. Panel A 의 전체기간에 대한 결과는 <표 5>에서와 마찬가지로 규모변수에 대한 계수 추정치는 음(-)의 값을 지나 그 유의성은 <표 5>에 비해 매우 약해진 모습을 보여준다. 모형 1의 경우에만 규모변수는 유의성을 갖는다. 시장베타에 대한 계수는 음(-)의 값을 지나 유의성은 없다. 반면에, 가치비율은 여전히 매우 유의한 양(+)의 설명력을 보여준다. 또한 규모변수가 갖는 설명력은 가치비율을 함께 고려하였을 경우 그 크기와 유의성이 낮아진다. 즉, 포트폴리오 수익률의 변화에 대한 설명에서 가치비율효과가 규모효과를 압도하며 규모변수의 영향을 가치비율이 흡

수하는 모습을 보인다. Panel B 하위기간 1의 결과를 보면, 규모변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지며, 가치비율은 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 그러나 시장베타는 유의성이 없는 음(-)의 값을 나타낸다. Panel C 하위기간 2의 결과를 보면, 규모변수는 유의성이 없는 음(-) 또는 양(+)의 값을 갖는다. 반면, 가치비율은 유의한 양(+)의 설명력을 가지며, 시장베타는 유의하지 못한 음(-)의 값을 갖는다.

<표 6>의 오른쪽에 시장가치비율로 구성된 포트폴리오에 대한 분석 결과를 나타내었다. 시장가치비율 포트폴리오에 대한 분석결과는 균등비율 포트폴리오에 대한 결과와 매우 다르다. 먼저 전체기간의 경우 규모변수의 회귀계수 추정치는 유의하지 않은 음(-) 또는 유의한 양(+)의 값을 나타낸다. 즉, 포트폴리오를 시장가치비율로 구성한 경우 전체기간에서 규모효과가 나타나지 않는다. 그러나 가치비율 회귀계수 추정치는 유의성의 정도가 균등비율 포트폴리오의 경우에 비해 떨어지지만 여전히 의미 있는 양(+)의 값을 갖는다. 시장베타는 비유의적인 음(-)의 값을 보여준다. 하위기간 1에서 규모변수는 포트폴리오 수익률과 유의한 관계를 갖지 못하며 그 방향도 양(+)이다. 가치비율 역시 모든 모형에서 유의성이 떨어지는 양(+)의 값을 보여주며, 시장베타도 유의하지 않은 양(+)의 값을 갖는다. 하위기간 2에서 규모변수는 모든 모형에서 주식수익률과 유의한 양(+)의 관계를 갖는다. 가치비율 역시 유의한 양(+)의 관계를 보여주며, 시장베타의 계수 추정치는 비유의적인 음(-)의 값을 보여준다.

<표 6>의 결과는 시장가치비율 포트폴리오를 구성한 경우, 한국주식시장에서 기간에 관계없이 규모효과가 성립하지 않음을 말해준다. 시장베타 역시 기간에 관계없이 주식수익률에 대한 설명력이 없으며, 가치비율은 2000년대 이후 주식수익률 변동을 유의하게 설명한다.

<표 5>와 <표 6>의 결과는 한국주식시장에서 규모효과가 기간에 관계없이 강건하게 성립하는 현상이 아님을 말해준다. 한국주식시장에서 규모효과는 2000년대 이후기간에는 존재하지 않으며, 2000년대 이전 기간에 확인되는 규모효과는 포트폴리오를 구성하는 방법에 따라 결과가 달라진다. 균등비율 포트폴리오가 소형주의 영향이 상대적으로 크게 나타나고 시장가치비율 포트폴리오가 대형주의 영향이 크게 나타난다는 점을 고려할 때 2000년대 이후에 보이는 규모효과의 사라짐 또는 역의 규모효과는 해당기간에 한국주식시장에서 대형주가 위험에 비해 높은 성과를 얻었음을 의미한다.

4.3 규모프리미엄의 검증

다음에서는 한국주식시장에서 규모요인(SMB)에 대한 체계적 위험이 주식가격을 결정하는 가격결정요인으로 작용하였는지를 Fama and MacBeth(1993)의 2단계분석을 이용하여 검증한다. 먼저 개별주식차원의 검증결과를 <표 7>에 나타내었다.

<표 7> 규모요인(SMB)에 대한 프리미엄의 검증: 개별주식

MKT, SMB, HML 3요인을 설명요인으로 하여 모든 개별주식에 대해 각 표본기간별로 식 (1)~식(4)의 시계열회귀분석 식을 추정하여 요인베타를 구한 후, 매월별 횡단면 회귀분석으로 모형 5~모형 8을 추정하여 요인베타에 회귀계수를 추정한 후 그 평균치를 보고한다.

횡단면회귀분석 모형:

모형 5: $r_i - r_f = \alpha_i + \gamma_{SMB}\beta_{iSMB} + e_i$

모형 6: $r_i - r_f = \alpha_i + \gamma_{HML}\beta_{iHML} + e_i$

모형 7: $r_i - r_f = \alpha_i + \gamma_{SMB}\beta_{iSMB} + \gamma_{HML}\beta_{iHML} + e_i$

모형 8: $r_i - r_f = \alpha_i + \gamma_m\beta_{im} + \gamma_{SMB}\beta_{iSMB} + \gamma_{HML}\beta_{iHML} + e_i$

	γ_m	γ_{SMB}	γ_{HML}
Panel A. 전체표본기간(1990.07~2012.06)			
모형 5		-0.0046 (-6.90)	
모형 6			-0.0024 (-4.92)
모형 7		-0.0045 (-6.67)	-0.0022 (-4.59)
모형 8	-0.0081 (-6.91)	-0.0039 (-5.72)	-0.0030 (-6.05)
Panel B. 하위기간 1(1990.07~2000.06)			
모형 5		0.0018 (1.15)	
모형 6			-0.0057 (-7.25)
모형 7		0.0029 (1.85)	-0.0059 (-7.40)
모형 8	-0.0171 (-7.17)	0.0039 (2.47)	-0.0073 (-8.86)
Panel C. 하위기간 2(2000.07~2012.06)			
모형 5		-0.0031 (-1.82)	
모형 6			0.0109 (7.54)
모형 7		-0.0093 (-5.04)	0.0139 (8.89)
모형 8	-0.0073 (-2.42)	-0.0102 (-5.42)	0.0139 (8.85)

Panel A의 전체기간에 대한 추정결과를 보면 규모프리미엄의 추정치는 유의한 음(-)의 값을 보여 규모요인에 대한 베타위험이 주식수익률과 역의 관계를 가짐을 보여준다. 시장베타와 가치비율요인에 대한 베타위험 역시 주식수익률과 유의한 음(-)의 관계를 보여준다. 하위기간 1의 결과는 전체기간과 다른 모습을 보인다. 규모프리미엄은 유의성은 가변적이거나 양(+)의 값을 가져 이 기간 동안 규모효과에서 예상하는 방향으로 규모위험이 가격결정요인으로 작용하였음을 보여준다. 그러나 시장베타와 가치비율요인에 대한 베타위험은 주식수익률과 여전히 유의한 음(-)의 관계를 보여준다. Panel C, 하위기간 2의 추정결과는 하위기간 1의 결과와 차별적이다. 규모프리미엄은 유의한 음(-)의 값으로 추정되어 규모요인에 대한 베타위험이 주식수익률에 역의 방향으로 작용하였음을 보여준다. 반면, 가치프리미엄은 유의한 양(+)의 값으로

추정되어 이 기간동안 가치효과가 주가가격결정에 유의하게 반영되었음을 보여준다.

<표 7>의 결과는 앞서 <표 5>와 <표 6>에서 보인 한국주식시장에서의 규모효과가 하위기간 1에 한해 존재하며, 하위기간 2에는 사라지거나 역의 규모효과가 나타난다는 결과와 일관성을 갖는다. 또 가치프리미엄은 2000년대 들어 강력하게 나타나는 현상임을 말해준다.

규모프리미엄의 존재여부를 앞서 구성한 25개 포트폴리오를 대상으로 하여 검증한 결과를 다음의 <표 8>에 나타내었다.

<표 8> 규모요인(SMB)에 대한 프리미엄의 검증: 포트폴리오

MKT, SMB, HML 3요인에 대해 규모와 가치비율을 기준으로 구성된 25개 포트폴리오에 대해 각 표본기간별로 식 (1)~식 (4)의 시계열회귀분석으로 요인베타를 추정 후, 매월별 횡단면 회귀분석으로 모형 5~모형8의 추정하여 요인베타에 대한 회귀계수를 구한 후 그 평균치를 보고한다.

	균등비율 포트폴리오			시장가치비율 포트폴리오		
	γ_m	γ_{SMB}	γ_{HML}	γ_m	γ_{SMB}	γ_{HML}
Panel A. 전체표본기간(1990.07~2012.06, 264 개월)						
모형 1		-0.0061 (-1.94)			-0.0026 (-0.90)	
모형 2			-0.0025 (-1.15)			-0.0049 (-2.47)
모형 3		-0.0059 (-1.86)	-0.0023 (-1.02)		-0.0011 (-0.38)	-0.0047 (-2.33)
모형 4	-0.0073 (-1.42)	-0.0052 (-1.61)	-0.003 (-1.31)	-0.0026 (-0.86)	-0.0015 (-0.50)	-0.0046 (-2.30)
Panel B. 하위기간 1(1990.07~2000.06, 120 개월)						
모형 1		-0.0108 (-1.69)			0.0023 (0.51)	
모형 2			-0.0106 (-3.08)			-0.0093 (-3.29)
모형 3		-0.0074 (-1.13)	-0.0098 (-2.81)		0.0074 (1.55)	-0.0106 (-3.6)
모형 4	-0.0113 (-1.23)	-0.0065 (-0.99)	-0.0107 (-3.00)	-0.0007 (-0.16)	0.0071 (1.43)	-0.0106 (-3.55)
Panel C. 하위기간 2(2000.07~2012.06, 144 개월)						
모형 1		-0.005 (-1.47)			-0.0105 (-2.92)	
모형 2			0.0063 (2.18)			0.0071 (2.43)
모형 3		-0.0049 (-1.44)	0.0062 (2.16)		-0.0110 (-3.05)	0.0076 (2.58)
모형 4	-0.0035 (-0.6)	-0.0045 (-1.31)	0.0058 (1.95)	0.0088 (1.88)	-0.0119 (-3.27)	0.0080 (2.73)

<표 8>의 원편 균등비율 포트폴리오에 대한 추정결과는 전체기간에서 규모와 가치비율 요인에 대한 베타위험과 시장베타에 대한 프리미엄이 모두 음(-)의 값을 가짐을 보여준다. 추정치의 방향성은 앞서 개별주식의 경우와 다르지 않으나 그 통계적 유의성은 현저히 떨어져 규모프리미엄의 추정치만이 10% 수준의 유의성을 보여준다. 하위기간별 추정결과를 보면 하위기간 1과 하위기간 2 모두에서 규모프리미엄은 음(-)의 값을 갖는 것으로 추정되나 그 강도는

약해 유의성을 확인할 수 없다. 시장베타에 대한 프리미엄 역시 음(-)의 값을 가지나 유의하지 못하며, 가치프리미엄은 하위기간 1에는 유의한 (-)의 값을 하위기간 2에는 유의한 양(+)의 값을 보여 <표 7>의 결과와 일관된 모습을 보여준다. 이는 균등비율포트폴리오를 구성하는 경우 한국주식시장에서 규모프리미엄이 유의하게 추정되지 않음(오히려 예상과는 달리 음(-)의 규모프리미엄이 존재함)을 보여주는 것이다. 즉, 규모요인에 대한 베타위험은 하위기간 1, 2 모두에서 주식가격 결정에 영향을 미치지 못한다. 반면, 가치프리미엄은 하위기간 1에는 유의한 음(-)의 값을, 하위기간 2에 유의한 양(+)의 값으로 추정되어 하위기간 2에 가치효과가 지배적으로 나타났음을 보여준다.

<표 8>의 오른쪽, 시장가치비율로 구성된 포트폴리오에 대한 검증결과는 균등비율포트폴리오의 경우와 상당한 차이를 보인다. 우선 전체기간의 경우 세 베타위험의 추정치는 모두 음(-)의 값을 가지며 가치프리미엄은 매우 유의한 모습을 보인다. 또 하위기간 1의 경우 규모프리미엄은 유의성은 떨어지나 양(+)의 값을 가지며, 가치프리미엄은 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 하위기간 2의 결과는 규모프리미엄은 유의한 음(-)의 값으로 가치프리미엄은 유의한 양(+)의 값으로 추정된다. 이러한 결과는 시장가치비율로 포트폴리오를 구성한 경우 한국주식시장에서 규모요인에 대한 베타위험은 하위기간 1에는 약하나 규모효과가 예상하는 방향으로, 하위기간 2에는 역의 규모효과의 방향으로 주식가격에 영향을 미쳤음을 의미한다. 가치비율에 대한 베타위험은 하위기간 1에는 역의 가치효과를 보여주며, 하위기간 2에 들어 강력한 양(+)의 가격결정요인으로 작용함을 보여준다.

규모프리미엄의 존재여부를 검증한 <표 7>과 <표 8>의 결과는 한국주식시장에서 2000년대 이전기간인 하위기간 1에 약하나 규모프리미엄이 양(+)의 값을 가지나, 하위기간 2에는 음(-)의 규모프리미엄이 존재함을 보여준다. 또 이러한 결과는 포트폴리오의 구성방법에 따라 큰 차이를 가져 강건하지 못한 결과임을 보여준다. 반면, 가치프리미엄은 하위기간 2에 유의적인 양(+)의 값을 갖는 것으로 추정되어 <표 5> 및 <표 6>의 결과와 일관된 모습을 보여준다.

5. 특이치가 규모효과에 미치는 영향

이 장에서는 표본자료에 존재하는 특이치가 한국주식시장에서 규모효과에 어떤 영향을 미치는지를 분석한다. Knez and Ready(1997)는 Fama and French(1992, 1993)에서 보인 규모요인이 갖는 주식수익률에 대한 설명력이 종속변수와 설명변수에 존재하는 특이치를 제거하는 경우 완전히 사라진다는 결과를 보여준다. 다음에서는 앞서 살펴본 우리시장에 존재하는 규모효과의 특성(하위기간 1의 규모효과와 하위기간 2의 역규모효과)이 이러한 특이치의 영향으로 설명될 수 있는지를 분석한다.⁷⁾ 이러한 분석을 통해 한국주식시장에서 나타나는 규모효과에 대한 경제적 해석을 보다 분명하게 할 수 있을 것이다.

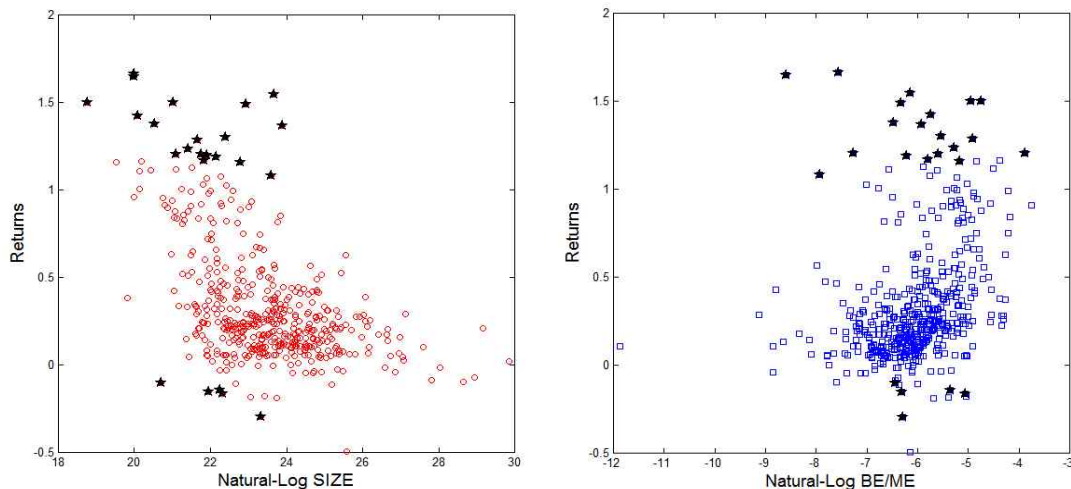
5.1 특이치의 규정과 특이치를 제거한 수익률 표본자료의 구성

7) 특이치에 따른 영향과 이를 통제하는 회귀분석에 대해서는 Knez and Ready(1997), pp. 1359~1363 참조.

주식수익률 자료에 존재하는 특이치를 구분하기 위하여 Knez and Ready(1997)를 따라 매월 별로 식, $r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \gamma_{2t} \ln(SIZE_{it}) + \epsilon_{it}$ 에 대해 OLS 회귀분석을 하고 각 주식에 대한 잔차를 계산한다. 그리고 이 잔차의 절대값을 기준으로 각기 상위 1%, 5%, 10%를 소거한 나머지를 특이치 제거 표본으로 규정한다.

<그림 2>에 전체 264개월의 표본기간 중 위의 식의 추정결과 가장 큰 회귀계수 추정치를 갖는(규모변수에 대한 민감도가 가장 큰) 달(1998년 11월)을 선정하여 해당월의 주식수익률과 규모변수, 그리고 주식수익률과 가치비율간의 산포도를 나타내었다. 1998년 11월의 총 표본기업 수는 447개이며, OLS 회귀식의 잔차를 기준으로 5%의 극단값을 갖는 기업들을 특이치로 규정하는 경우 24개의 특이치가 구분되며 그림에서 별표로 표시되어 있다.

<그림 2> 1998년 11월의 주식수익률과 기업규모 및 가치비율간의 산포도와 5% 특이치



<그림 2>의 왼쪽 그림을 보면, 5% 기준에서 특이치에 속하는 기업들은 규모가 작고 주식수익률이 매우 높은 경향을 갖고 있다. 또 오른쪽 그림을 보면 이러한 기업들은 비교적 높은 가치비율을 갖고 높은 수익률을 갖는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 이는 규모효과의 존재에 대한 검증결과에 특이치 기업들이 큰 영향을 미칠 수 있음을 시사하는 것이다.

특이치로 소거된 관측치들이 갖는 특성을 살펴보기 위해 <표 9>에 소거비율(α)이 각기 1%, 5%, 10%인 경우에 소거된 특이치들의 수익률의 절대값, 수익률이 양(+) 또는 음(-)인 특이치들의 비율을 나타내었다.

<표 9> 소거된 특이치들의 특성과 빈도분포

기업규모를 기준으로 하는 식, $r_{j,t} - r_{f,t} = \alpha_0 + \gamma_2 \ln(SIZE_{j,t-1}) + \epsilon_{j,t}$,의 잔차의 크기를 기준으로 특이치를 규정하여 각기 1%, 5%, 10%를 소거하였을 때 소거된 특이치들의 특성과 빈도분포를 나타낸 것이다.

	$\alpha = 1\%$	$\alpha = 5\%$	$\alpha = 10\%$
Panel A. 월수익률 절대값의 평균			
잔차가 (+)인 특이치	0.4372 (27.61)	0.2548 (30.32)	0.1923 (29.86)
잔차가 (-)인 특이치	0.3200 (16.50)	0.1742 (19.64)	0.1376 (21.74)
Panel B. 전체 특이치에서 차지하는 비율			
잔차가 (+)인 특이치	63.58%	61.27%	58.28%
잔차가 (-)인 특이치	36.41%	38.72%	41.71%
Panel C. 전체 관측치에서 차지하는 비율			
잔차가 (+)인 특이치	0.64%	3.05%	5.84%
잔차가 (-)인 특이치	0.36%	1.93%	4.18%

<표 9>의 결과를 보면 소거비율이 1%, 5%, 10%인 모든 경우에 양(+)의 잔차를 갖는 특이치들이 음(-)의 잔차를 갖는 특이치들에 비해 월별수익률의 절대값 평균이 높다는 것을 알 수 있다. Panel B를 보면 전체 특이치 중 양(+)의 잔차를 갖는 특이치들의 비율이 음(-)의 잔차를 갖는 특이치들의 비율에 비해 월등히 높다. 이러한 결과는 특이치로 소거된 관측치들이 평균적으로 높은 양(+)의 수익률을 실현하는 관측치들임을 말하는 것이다.⁸⁾⁹⁾

- 8) 지면관계상 보고는 하지 않지만 특이치를 1%, 5%, 10% 소거하였을 경우 5*5 포트폴리오의 각 포트폴리오의 관측치수의 변화를 살펴보면 가장 작은 규모를 갖는 주식들로 구성된 SIZE4와 SIZE5에 속하는 주식들의 비중이 가장 크게 축소되며, 가장 높은 가치비율을 갖는 주식들로 구성된 BM1과 가장 낮은 가치비율을 갖는 주식들로 구성된 BM5에 속하는 주식들의 비중이 상대적으로 많이 축소된다. 규모별 포트폴리오의 수익률차이(=SIZE5-SIZE1)를 보면, 소거전 수익률차이는 월평균 0.0043이나 5%의 특이치를 통제한 경우는 -0.0024로 5%의 특이치를 통제하는 경우 규모효과가 사라지는 모습을 보인다. 하위기간 1의 경우는 특이치를 통제한 경우에도 (SIZE5-SIZE1) 포트폴리오의 월평균수익률이 0.0217, 0.0088, 0.0087의 값을 가져 규모의 차이에 따른 프리미엄이 여전히 양의 값을 갖는다. 하위기간 2의 결과는 특이치를 통제하는 경우 (SIZE5-SIZE1) 포트폴리오의 월평균 수익률이 음(-)의 값으로 전환된다(0.004에서 특이치를 통제하는 경우, 각기 -0.0107, -0.0116, -0.0077의 값을 갖는다). 이는 하위기간 2에 규모효과에 따른 프리미엄이 역전되었음을 의미한다. 반면, 가치비율별 포트폴리오의 수익률차이(=BM1-BM5)는 원래의 경우 0.0204의 크기를 가지며, 1%, 5%, 10%의 특이치를 통제할 때 0.0213, 0.0184, 0.0029로 감소하는 모습을 보이지만 여전히 양(+)의 값을 갖는다. 하위기간 1, 2에도 크기에 차이가 있을 뿐 모두 양(+)의 값을 갖는다.
- 9) 규모(또는 가치비율)의 차이에 따라 포트폴리오의 수익률분포에 차이가 있는지를 보기 위해 앞서 구성한 5*5 포트폴리오를 기준으로 264개월의 전체표본기간에 대해 매 월별로 규모가 가장 작은 포트폴리오와 가장 큰 포트폴리오(또는 가치비율이 가장 낮은 것과 가장 높은 포트폴리오)를 선정하여 수익률 분포의 정규성을 검증하였다. 검증결과 규모가 가장 작은 포트폴리오 수익률의 왜도는 0.5176(t-stat.=6.77)이며, 가장 큰 규모를 갖는 포트폴리오 수익률의 왜도는 0.0451(t-stat.=0.78)로 분포의 비대칭성에 큰 차이를 보여준다. 그러나 가장 낮은 가치비율을 갖는 포트폴리오의 왜도는 0.2365(t-stat.=2.89)이며, 가장 높은 가치비율을 갖는 포트폴리오의 왜도는 0.5219(t-stat.=6.30)로 규모에 비해 뚜렷한 차이를 보이지는 않는다. 이러한 결과는 작은 규모를 갖는 주식들이 높은 수익률을 갖는 경향이 있음을 말해주며, <그림 2>는 이들 집단에서 몇몇 주식들이 극단적으로 높은 주식수익률을 갖는 경향이 있음을 보여주는 것이다.

5.2 특이치 제거표본에 대한 규모효과의 검증: 개별주식

5.1에서 설명한 방법으로 특이치를 제거한 표본에 대해 개별주식 차원에서 규모효과가 존재하는지를 모형 1 ~ 모형 4를 이용하여 분석한다. 특이치 1%, 5%, 10%를 소거한 표본에 대한 추정결과를 <표 10>에 나타내었다.

<표 10> 특이치를 소거한 개별주식 표본에 대한 규모효과의 추정결과

특이치를 소거한 표본기업의 시계열횡단면 자료를 대상으로 모형 1~모형 4에 대해 합동회귀분석을 실시한 후 계수 추정치를 보고한 것이다. 괄호안의 값은 이분산성과 계열상관이 조정된 robust t-stat.이다.

	γ_1			γ_2			γ_3		
	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$	$\alpha=1\%$	$\alpha=5\%$	$\alpha=10\%$
Panel A. 전체표본기간 (1990.07~2012.06, 264 개월)									
모형 1				-0.0024 (-8.88)	-0.0013 (-5.36)	-0.0012 (-5.20)			
모형 2							0.0130 (24.5)	0.0112 (22.99)	0.0100 (21.47)
모형 3				-0.0004 (-1.56)	0.0004 (1.81)	0.0003 (1.58)	0.0128 (22.88)	0.0115 (22.43)	0.0102 (20.88)
모형 4	-0.0062 (-5.94)	-0.0061 (-6.41)	-0.0056 (-6.21)	-0.0002 (-0.68)	0.0007 (2.72)	0.0006 (2.46)	0.0129 (23.10)	0.0116 (22.65)	0.0103 (21.10)
Panel B. 하위기간 1(1990.07~2000.06, 120 개월)									
모형 1				-0.0129 (-21.93)	-0.011 (-20.24)	-0.0110 (-20.94)			
모형 2							0.0182 (17.15)	0.0158 (15.97)	0.0141 (14.78)
모형 3				-0.0114 (-19.07)	-0.0097 (-17.6)	-0.0099 (-18.56)	0.0143 (13.32)	0.0125 (12.46)	0.0108 (11.18)
모형 4	-0.0122 (-5.52)	-0.0101 (-4.9)	-0.0094 (-4.74)	-0.0111 (-18.42)	-0.0095 (-16.99)	-0.0096 (-17.96)	0.0156 (14.17)	0.0135 (13.21)	0.0118 (11.93)
Panel C. 하위기간 2(2000.07~2012.06, 144 개월)									
모형 1				0.0017 (2.69)	0.0021 (3.68)	0.0024 (4.46)			
모형 2							0.0091 (8.43)	0.0070 (7.27)	0.0058 (6.37)
모형 3				0.0032 (4.75)	0.0033 (5.59)	0.0034 (6.27)	0.0103 (9.30)	0.0084 (8.40)	0.0073 (7.75)
모형 4	-0.0057 (-2.12)	-0.0083 (-3.54)	-0.0074 (-3.35)	0.0034 (5.03)	0.0036 (6.08)	0.0037 (6.73)	0.0102 (9.13)	0.0081 (8.15)	0.0071 (7.51)

<표 10>의 Panel A에서 규모변수에 대한 회귀계수 γ_2 의 추정결과를 특이치가 소거되지 않은 표본을 대상으로 한 <표 5> Panel A의 결과와 비교하면 확연한 차이를 보인다. 가치비율이 설명변수로 포함된 모형 3과 모형 4의 경우 규모는 더 이상 주식수익률을 유의하게 설명

하지 못하며 특이치를 5%와 10% 소거할 경우 규모변수와 주식수익률의 관계는 유의한 양(+)의 관계로 바뀐다. 이는 전체표본기간에서 주식수익률에 존재하는 특이치를 1% 이상 소거하는 경우 전체표본기간에서 한국주식시장의 규모효과가 사라짐을 의미한다.

하위기간을 구분한 경우 하위기간 1의 추정결과는 규모와 주식수익률이 여전히 유의한 음(-)의 관계를 가짐을 보여준다. 그러나 계수의 크기는 현저히 작아진 모습을 보인다. 하위기간 2의 경우 <표 5>의 결과와 비교하여 규모변수가 갖는 양(+)의 계수의 크기가 현저히 커졌으며 유의성 역시 크게 강화된 모습을 보인다. 이러한 결과는 특이치가 한국주식시장에서 규모효과의 검증결과에 의미 있는 영향을 미쳤음을 보여주는 것이다. 한편 가치비율은 규모기준 특이치의 소거여부와 관계없이 주식수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 시장베타는 특이치를 소거하는 경우 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타난다.

5.3 특이치 제거표본에 대한 규모효과의 검증: 규모-가치비율 기준 포트폴리오

1%, 5%, 10% 특이치를 소거한 표본기업에 대한 규모-가치비율 기준 5*5 포트폴리오를 대상으로 규모효과의 존재여부를 재검증하였다. 모형이 추정결과를 각기 <표 11a>, <표 11b>, <표 11c>에 나타내었다.

<표 11a> 1% 특이치를 소거한 경우의 규모효과 추정결과: 포트폴리오

전체표본기업을 대상으로 기업규모에 대한 회귀식의 잔차를 기준으로 특이치를 규정한 후 1%, 5%, 10% 특이치를 소거한 경우의 규모-가치비율 기준 5*5 포트폴리오의 시계열횡단면 자료를 대상으로 모형 1~모형 4에 대해 합동회귀분석을 실시한 후 회귀계수 추정치를 보고한 것이다. 괄호안의 값은 이분산성과 계열상관이 조정된 robust t-stat.이다.

	균등비율 포트폴리오			시장가치비율 포트폴리오		
	λ_1	λ_2	λ_3	λ_1	λ_2	λ_3
Panel A. 전체표본기간(1990.07~2012.06, 264 개월)						
모형 1		-0.0034 (-2.76)			-0.00009 (-0.64)	
모형 2			0.0143 (5.98)			0.0007 (1.49)
모형 3		-0.0014 (-1.06)	0.0135 (5.41)		0.0023 (3.75)	0.0094 (3.98)
모형 4	-0.0054 (-1.20)	-0.0012 (-0.91)	0.0135 (5.41)	-0.0046 (-0.94)	0.0025 (3.83)	0.0096 (4.05)
Panel B. 하위기간 1(1990.07~2000.06, 120 개월)						
모형 1		-0.0135 (-5.42)			-0.0002 (-1.2)	
모형 2			0.017 (3.94)			0.001 (1.33)
모형 3		-0.012 (-4.74)	0.0129 (2.94)		0.0005 (0.54)	0.0031 (0.79)
모형 4	-0.0078 (-0.88)	-0.0116 (-4.55)	0.0138 (3.07)	0.0027 (0.32)	0.0003 (0.31)	0.0028 (0.7)
Panel C. 하위기간 2(2000.07~2012.06, 144 개월)						

모형 1		0.0007 (0.56)			0.0007 (3.47)	
모형 2			0.011 (3.98)			-0.0015 (-1.82)
모형 3		0.004 (2.68)	0.0149 (4.77)		0.0053 (6.59)	0.0195 (5.89)
모형 4	-0.0044 (-0.89)	0.0041 (2.72)	0.0144 (4.54)	-0.0061 (-1.14)	0.0054 (6.69)	0.0192 (5.77)

<표 11b> 5% 특이치를 소거한 경우의 규모효과 추정결과: 포트폴리오

	균등비율 포트폴리오			시장가치비율 포트폴리오		
	λ_1	λ_2	λ_3	λ_1	λ_2	λ_3
Panel A: Entire Period, 1990.07~2012.06, 264 month						
모형 1		-0.0025 (-2.21)			-0.0001 (-1.23)	
모형 2			0.0130 (6.02)			0.0010 (2.13)
모형 3		-0.0005 (-0.49)	0.0127 (5.62)		0.0021 (3.83)	0.0089 (4.21)
모형 4	-0.0077 (-1.86)	-0.0003 (-0.25)	0.0126 (5.61)	-0.0056 (-1.24)	0.0024 (4.02)	0.0091 (4.29)
Panel B: Sub-Period 1, 1990.07~2000.06, 120 month						
모형 1		-0.0108 (-4.84)			-0.0002 (-1.41)	
모형 2			0.0142 (3.67)			0.0011 (1.53)
모형 3		-0.0096 (-4.22)	0.011 (2.8)		0.0004 (0.44)	0.0026 (0.74)
모형 4	-0.011 (-1.37)	-0.0091 (-3.95)	0.0123 (3.03)	0.0011 (0.15)	0.0003 (0.31)	0.0025 (0.69)
Panel C: Sub-Period 2, 2000.07~2012.06, 144 month						
모형 1		0.0006 (0.56)			0.0005 (2.88)	
모형 2			0.0102 (4.1)			-0.0008 (-1.09)
모형 3		0.0037 (2.74)	0.0138 (4.91)		0.0049 (6.93)	0.0186 (6.39)
모형 4	-0.0058 (-1.29)	0.0038 (2.81)	0.0131 (4.61)	-0.0066 (-1.35)	0.0051 (7.05)	0.0182 (6.22)

<표 11c> 10% 특이치를 소거한 경우의 규모효과 추정결과: 포트폴리오

	균등비율 포트폴리오			시장가치비율 포트폴리오		
	λ_1	λ_2	λ_3	λ_1	λ_2	λ_3
Panel A: Entire Period, 1990.07~2012.06, 264 month						
모형 1		-0.0022 (-2.16)			-0.0002 (-2.09)	
모형 2			0.0114 (5.79)			0.0013 (2.98)
모형 3		-0.0005 (-0.51)	0.0111 (5.4)		0.0018 (3.56)	0.0081 (4.14)

모형 4	-0.0076 (-2.00)	-0.0002 (-0.25)	0.0111 (5.38)	-0.0001 (-0.03)	0.0018 (3.35)	0.0081 (4.14)
Panel B: Sub-Period 1, 1990.07~2000.06, 120 month						
모형 1		-0.0106 (-5.24)			-0.0002 (-1.45)	
모형 2			0.014 (3.95)			0.0011 (1.65)
모형 3		-0.0094 (-4.57)	0.0109 (3.02)		0.0006 (0.77)	0.0035 (1.10)
모형 4	-0.0128 (-1.74)	-0.0089 (-4.25)	0.0122 (3.32)	0.0047 (0.65)	0.0003 (0.37)	0.0031 (0.96)
Panel C: Sub-Period 2, 2000.07~2012.06, 144 month						
모형 1		0.001 (0.94)			6.7e-005 (0.37)	
모형 2			0.0079 (3.41)			0.0008 (1.19)
모형 3		0.0035 (2.81)	0.0112 (4.32)		0.0037 (5.72)	0.0156 (5.83)
모형 4	-0.0054 (-1.30)	0.0036 (2.89)	0.0107 (4.05)	-0.0018 (-0.40)	0.0038 (5.72)	0.0155 (5.77)

<표 11a>의 균등비율포트폴리오의 결과는 앞서의 전체표본자료로 구성된 포트폴리오에 대한 추정결과인 <표 6>의 결과와 전체기간과 하위기간 1의 경우는 크게 다르지 않다. 여전히 전체기간에 규모효과는 유의하게 나타나지 않으나 하위기간 1의 경우 규모효과는 유의하게 추정된다. 그러나 하위기간 2의 추정결과는 <표 6>의 결과와 사뭇 다르다. <표 6>에서는 하위기간 2에 규모변수는 유의하지 못한 음(-) 또는 양(+)의 계수를 가지는 모습을 보여주었다. 그러나 <표 11a>에서는 가치비율이 설명변수로 포함되는 경우 균등비율포트폴리오의 경우에도 규모변수는 유의한 양(+)의 계수를 가져 역 규모효과가 성립함을 보여준다. 시장가치비율포트폴리오의 경우에는 회귀계수의 유의성이 강화된 모습을 보이나 그 방향성은 <표 6>과 다르지 않다. 한편, 시장베타는 <표 6>에서와 마찬가지로 여전히 주식수익률과 유의한 관련을 보여주지 못하며, 가치비율은 <표 6>에 비해 유의성이 보다 강화된 모습을 보여준다. <표 11a>의 결과는 1%의 특이치를 통제하는 경우 포트폴리오구성방법에 관계없이 하위기간 2에 역규모효과가 유의하게 성립함을 보여준다. 반면, 하위기간 1에 존재하는 규모효과는 포트폴리오 구성방법에 민감하게 영향을 받음을 보여준다.

<표 11b>와 <표 11c>의 5% 특이치와 10% 특이치를 통제한 경우의 포트폴리오에 대한 추정결과는 <표 11a>의 결과와 크게 다르지 않다. 이러한 결과는 한국주식시장에서 주식수익률에 존재하는 특이치를 통제하는 것이 규모효과의 존재 여부에 대한 검증결과에 미치는 영향이 표본기간에 따라 달라짐을 보여주는 것이다. 하위기간 1의 경우 특이치를 통제하는 것이 검증결과에 큰 영향을 주지 못하며, 대신 포트폴리오구성방법에 따라 검증결과가 크게 영향을 받는다. 반면 하위기간 2의 경우 특이치를 통제하는 것이 검증결과에 의미 있는 영향을 미친다. 특이치를 통제하지 않는 경우 하위기간 2에 규모변수는 균등비율포트폴리오를 구성하는 경우 주식수익률과 유의한 관계를 갖지 않는다. 그러나 특이치를 통제하는 경우 규모변수는 포트폴리오구성방법과 관계없이 주식수익률에 유의적인 양(+)의 영향을 미쳐 역 규모효과가 성립함

을 보여준다.

5.3 특이월(influential months)에 대한 분석

앞서 살펴본 규모변수에 대한 회귀계수 추정치는 특이월(influential months), 즉 규모변수가 주식수익률에 미치는 영향이 정상적인 월에 비하여 비정상적으로 크거나 작은 월의 결과에 영향을 받을 수 있다. 매월 규모변수가 주식수익률에 미치는 영향(규모변수의 회귀계수 추정치)이 갖는 분포가 동일한 정규분포를 따른다면 일부 특정월을 소거한다고 해서 계수 추정치의 평균에 유의한 변화가 발생하지는 않을 것이다. 그러나 만일 월별 회귀계수 추정치들이 갖는 분포가 크게 다르다면 특이월을 소거하는 것은 평균치에 큰 변화를 가져올 수 있다. 다음에서는 한국주식시장에서 규모변수가 주식수익률과 갖는 관계가 특이월에 의해 영향을 받는지를 살펴본다.

분석을 위해 앞서 살펴본 특이치를 소거하지 않은 표본과 특이치를 5% 소거한 표본 각각에 대해 기업규모변수를 설명변수로 하는 모형 1을 전체표본기간인 264개월의 매월 별로 추정한 후 월별 회귀계수 추정치의 절대값을 기준으로 상위 5%와 10%의 특이월을 규정한다. 이후 특이월을 소거하지 않은 경우와, 5% 특이월을 소거한 경우, 그리고 10% 특이월을 소거한 경우의 표본을 구성하고, 각 표본에 대해 모형 1~ 모형 4를 합동회귀분석을 이용하여 추정한 후 회귀계수 추정치를 비교, 분석한다. 분석결과를 <표 12>에 나타내었다.

<표 12> 특이월을 소거한 경우의 규모변수의 영향: 특이치 소거비율이 5%인 경우

표의 원편은 개별주식에 대해 모형 1, 2, 3, 4에 대해 특이치 소거없이 특이월(influential months)만을 264개월의 표본 중 모형 1에 대한 월별 회귀분석에서 얻은 회귀계수 추정치의 절대값 크기가 각기 상위 5%(13개월)와 10%(26개월)인 월을 특이월로 규정하여 소거한 표본에 대한 합동회귀분석의 추정치를 보고한 것이다. 오른편은 특이치 5%를 소거한 표본에 대해 다시 모형 1을 월별 회귀분석 후 계수추정치의 절대값 기준으로 상위 5%와 10%의 특이월을 소거한 표본을 구성하고 이에 대해 각 모형을 합동회귀분석하여 회귀계수 추정치를 구하고, 원편에 보고된 추정치와의 차이를 구한 것이다.

특이월 소거비율(π)	회귀계수의 추정치 (특이치 소거비율:0)			회귀계수 추정치의 차이 (특이치 소거비율: $\alpha=5\%$)		
	$\pi = 0$	$\pi = 5\%$	$\pi = 10\%$	$\pi = 0$	$\pi = 5\%$	$\pi = 10\%$
모형 1						
SIZE	-0.0032	-0.0013	-0.0007	-0.0045	-0.0012	-0.0012
모형 2						
BM	0.0138	0.0109	0.0111	0.0026	0.0028	0.0043
모형 3						
SIZE	-0.0012	0.0004	0.0011	-0.0016	-0.0008	-0.0007
BM	0.0130	0.0111	0.0118	-0.0102	0.0022	0.0039
모형 4						
BETA	-0.0066	-0.0081	-0.0093	-0.0005	-0.0006	-0.0013
SIZE	-0.0009	0.0007	0.0015	-0.0016	-0.0008	-0.0006
BM	0.0132	0.0113	0.0119	0.0016	0.0023	0.0039

<표 12>의 원편은 개별주식에 대해 특이치 소거없이 각기 0%, 5%(13개월), 10%(26개월)의 특이월을 소거한 표본에 대해 모형 1 ~ 모형 4를 합동회귀분석으로 추정한 결과이다. 원편의 결과는 특이월을 제거하는 것이 규모변수의 계수 추정결과에 상당한 영향을 미쳤음을 보여준다. 특이월을 소거하지 않은 경우 모형 1에서 규모변수의 회귀계수 추정치는 -0.0032이나 5%의 특이월 소거시는 -0.0013, 그리고 10%의 특이월을 소거한 경우는 -0.0007로 음의 값이 작아진다. 모형 3과 모형 4의 경우에는 특이월 소거전 음(-)의 회귀계수가 특이월 소거 후에는 (+)로 반전된다. 이는 미국시장의 규모효과에 대한 Knez and Ready(1997)에서 보인 것처럼 강력하지는 않지만 우리 시장에서도 규모효과의 일정 부분이 특이월의 특성에 의해 설명됨을 보여주는 것이다. 이는 오른편의 결과에서도 확인된다. <표 12>의 오른편은 특이치 5%를 소거한 표본에 대해 다시 모형 1을 월별 회귀분석 후 계수추정치의 절대값 기준으로 상위 5%와 10%의 특이월을 소거한 표본을 구성하고 이에 대해 각 모형을 합동회귀분석으로 추정하고 그 추정치와 원편에 보고된 추정치와의 차이를 구한 것이다. 오른편의 차이를 살펴봄으로써 앞서 살펴본 특이치의 영향(일부 소수기업들이 실현한 비정상적으로 높은 수익률의 영향)이 특정월에 집중되어 나타난 현상인지를 확인할 수 있다. 즉, 규모효과가 존재하는 상황에서 일부 소수기업들이 실현하는 높은 수익률이 몇 몇 특정월에 집중하여 나타난다면, 특이치를 소거한 표본에서 특이월 소거비율이 커질수록 추정치의 차이는 줄어들 것으로 예상할 수 있다. 오른편의 결과는 특이월을 소거하는 경우 음(-)의 차이가 줄어드는 모습을 보여준다. 그러나 특이월을 5%에서 10%로 확대하는 경우에 추정치 차이가 줄어드는 효과는 그리 크게 발생하지 않는다. <표 12>의 결과는 규모변수가 주식수익률 미치는 영향이 비정상적으로 큰 특이월이 우리 시장에서 나타나는 규모효과의 특징을 부분적으로 설명하나 그 특징을 충분히 설명하는 데에 한계가 있음을 보여주는 것이다.

6. 표본기업의 특성과 하위기간별 행태

이 장에서는 앞서 분석된 한국주식시장의 규모효과의 특징을 설명하는 원인으로 표본기업들을 특성별로 분류하고 각 특성별 표본기업들이 표본기간 동안에 보인 행태를 분석한다. 분석의 방법으로 앞서 모방포트폴리오를 구성하는데 이용하였던 규모-가치비율 기준 2*3포트폴리오에 대해 하위기간별로 규모와 가치비율 변수에 대한 회귀계수(민감도) 추정치의 평균과, 포트폴리오의 월평균초과수익률의 행태를 분석한다.

<표 13>에 분석결과를 나타내었다. 먼저 규모별 포트폴리오(Big, Small)를 살펴보자. 대형주 포트폴리오의 경우 규모변수에 대한 회귀계수 추정치는 하위기간 1에 평균 0.0032의 값을 가지며 하위기간 2에는 평균 0.0026의 값을 가져 주식수익률이 규모변수에 대해 갖는 민감도가 소폭 줄어든 모습을 보인다. 가치비율 변수는 0.0017에서 0.0072로 4배 이상 크게 증가하여 하위기간 2에 대형주의 수익률이 가치비율변수에 대해 갖는 (+)의 민감도가 크게 증가한 모습을 보인다. 대형주 포트폴리오의 월평균초과수익률은 하위기간 1에는 외환위기의 영향으

로 균등비율과 시장가치비율 포트폴리오 모두에서 음(-)의 값을 가지나 하위기간 2에는 두 방법에서 각기 0.0023과 0.0048의 크기를 가져 하위기간 2에 큰 폭의 양(+)의 수익률이 실현되었음을 보여준다. 특히 시장가치비율 포트폴리오의 경우 초과수익률이 균등비율의 경우에 비해 두 배 이상의 크기를 가져 규모가 클수록 상대적으로 높은 수익률을 실현하였음을 보여준다. 소형주 포트폴리오의 경우에는 규모변수에 대한 회귀계수는 각기 -0.0059와 -0.0062로 하위기간에 관계없이 주식수익률에 음(-)의 민감도를 갖는다. 반면 가치비율변수에 대한 계수 추정치는 각기 0.0064와 0.0084의 값을 가져 소형주내에서도 가치비율이 주식수익률에 양(+)의 영향을 미쳤으며 하위기간 2에 이러한 관계가 강화되었음을 보여준다. 소형주 포트폴리오의 월평균초과수익률은 두 구성방법 모두에서 하위기간 1에는 음(-)의 값을 하위기간 2에는 각기 0.0037과 0.0020의 양의 값을 갖는다. 한편, 소형주의 경우 균등비율 포트폴리오의 초과수익률이 시장가치비율의 경우에 비해 현저히 큰 모습을 보여 소형주 내에서도 규모가 더욱 작은 기업들이 하위기간 2에 높은 성과를 얻었음을 보여준다.

가치비율포트폴리오(High, Neutral, Low)의 경우를 살펴보자. 가치비율포트폴리오의 규모변수에 대한 민감도는 High 포트폴리오가 하위기간 1에 0.0006에서 하위기간 2에 -0.0011로 음(-)의 값으로 전환되는 것을 제외하면 기간에 따라 큰 차이가 없다. High 포트폴리오에 나타나는 특성은 구성기업 중 소형주들의 영향에 따른 것으로 파악된다(Small-High의 경우 -0.0016에서 -0.0052로 음의 민감도가 크게 확대된다). 가치비율변수에 대한 민감도는 High 포트폴리오를 제외하고는 하위기간 2에 양(+)의 방향으로 민감도가 크게 증가하였다. High 포트폴리오의 경우에는 소형주들의 영향에 따라 0.0078에서 -0.0027로 전환되었다. 가치비율포트폴리오의 초과수익률은 하위기간 1에는 모두 (-)이며 가치비율이 낮을수록 (-)의 값이 크다. 그러나 하위기간 2에는 음(-)의 수익률이 개선되며 특히 High와 Neutral 포트폴리오에서 높은 양(+)의 초과수익률이 실현된다.

세부적으로 기업규모와 가치비율에 따라 구분한 6개 포트폴리오의 행태를 보면, 하위기간 1과 2에 모두 가치비율의 크기에 관계없이 대형주의 경우 규모변수에 대해 (+)의 민감도를 가지며, 소형주의 경우 (-)의 민감도를 갖는다. 가치비율에 대한 민감도는 가치비율과 기업규모의 결합에 따라 변화가 있으나 대체로 하위기간 2에 (+)의 민감도가 커지는 모습을 보인다. 포트폴리오의 초과수익률은 하위기간 1의 경우 포트폴리오의 차이에 관계없이 모두 (-)의 값을 가지나, 하위기간 2에 들어 Small-High와 Big-High 포트폴리오는 매우 큰 (+)의 평균초과수익률(월평균 약 1% 전후)을 실현한다. Small-Neutral과 Big-Neutral 역시 (+)의 초과수익률을 보인다. 그러나 가치비율이 낮은 포트폴리오들(Big-Low, Small-Low)은 하위기간 2에도 음(-)의 초과수익률을 실현한다.

<표 13> 하위기간별 규모와 가치비율 변수에 대한 회귀계수 및 월평균 초과수익률의 비교

규모와 가치비율 기준으로 구성된 2×3 SIZE-BM 포트폴리오(1년 기준으로 재구성)를 구성하는 개별주식들의 규모요인과 가치비율요인에 대한 회귀계수 추정치의 평균과 월별 포트폴리오수익률의 평균값을 하위기간1과 하위기간2로 구분하여 보고한다. Panel A의 규모변수에 대한 회귀계수 추정치는 $R_{j,t} - R_{f,t} = \gamma_1 + \gamma_3 \ln(SIZE)_{j,t-1} + \epsilon_{j,t}$ 으로부터 추정된 회귀계수(γ_3)이며, Panel B의 가치비율변수에 대한 추정치는 회귀식 $R_{j,t} - R_{f,t} = \gamma_1 + \gamma_4 \ln(BM)_{j,t-1} + \epsilon_{j,t}$ 으로부터 추정된 회귀계수(γ_4)이다. 각 회귀식은 월별로 추정하였으며 하위기간 내의 모든 월의 추정치의 평균값을 보고하였다. Panel C와 Panel D의 포트폴리오 초과수익률은 2×3 SIZE-BM 포트폴리오를 구성하는 주식들에 대한 가중치부여방법별(균등비율, 시장가치비율)로 산출하였다.

		하위기간1: 1990.07~2000.06				하위기간2: 2000.07~2012.06			
		BM				BM			
		High	Neutral	Low		High	Neutral	Low	
Panel A: 규모변수에 대한 회귀계수의 평균추정치									
SIZE	평균	0.0006	-0.0023	-0.0024	평균	-0.0011	-0.0021	-0.0022	
	Big	0.0032	0.0028	0.0025	0.0042	0.0026	0.0030	0.0024	0.0025
	Small	-0.0059	-0.0016	-0.0071	-0.0089	-0.0062	-0.0052	-0.0066	-0.0068
Panel B: 가치비율변수에 대한 회귀계수의 평균추정치									
SIZE	평균	0.0078	-0.0016	0.0061	평균	-0.0027	0.0138	0.0122	
	Big	0.0017	0.0034	-0.0019	0.0037	0.0072	0.0007	0.0078	0.0130
	Small	0.0064	0.0121	-0.0012	0.0084	0.0084	-0.0060	0.0198	0.0114
Panel C: 균등비율 포트폴리오의 월 평균 초과수익률									
SIZE	평균	-0.0064	-0.098	-0.0107	평균	0.0107	0.0042	-0.0059	
	Big	-0.0129	-0.0106	-0.0142	-0.0138	0.0023	0.0091	0.0022	-0.0044
	Small	-0.0050	-0.0021	-0.0053	-0.0075	0.0037	0.0123	0.0061	-0.0073
Panel D: 시장가치비율 포트폴리오의 월 평균 초과수익률									
SIZE	평균	-0.0043	-0.0063	-0.0061	평균	0.0108	0.0037	-0.0043	
	Big	-0.0040	-0.0052	-0.0053	-0.0014	0.0048	0.0110	0.0031	0.0002
	Small	-0.0071	-0.0034	-0.0072	-0.0107	0.0020	0.0105	0.0043	-0.0088

[그림 3]에 모방포트폴리오를 구성하는데 이용된 규모-가치비율 기준 2×3 포트폴리오에 대한 시장가치비율 수익률과 SMB 및 HML을 전체기간(1990.07~2012.06)에 대하여 누적하여 나타내었다.

[그림 3]의 (a)를 보면 가치비율이 높은 Small-High와 Big-High 포트폴리오가 하위기간 2에 가장 높은 수익률을 얻고 있으며, 규모가 큰 Big-Low 포트폴리오의 성과가 뒤를 잇고 있음을 쉽게 확인할 수 있다. 반면에 규모가 작고 가치비율이 낮은 Small-Low 포트폴리오의 경우 하위기간 1에는 다른 포트폴리오들과 비교하여 평균적인 성과를 보였으나 외환위기기간과 하위기간 2에는 가장 나쁜 성과를 얻었음을 확인할 수 있다.

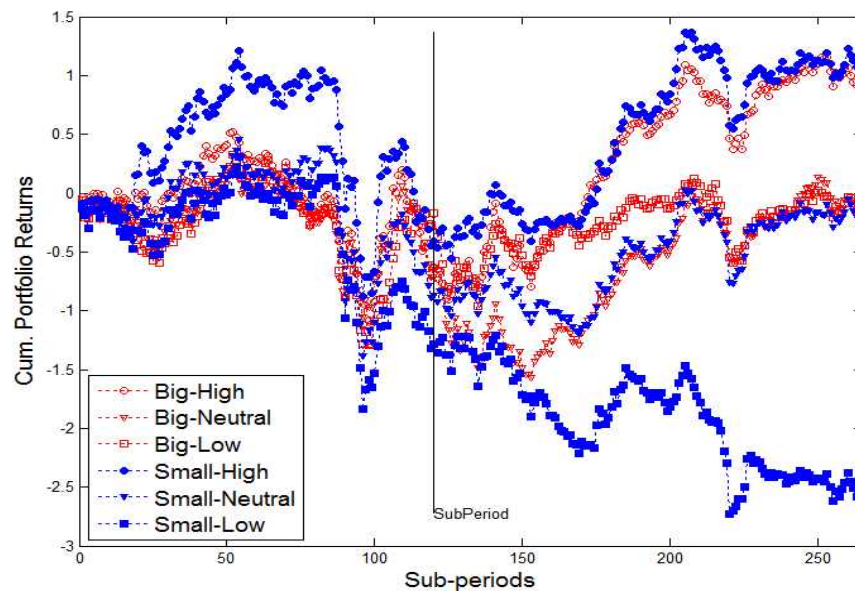
(b)에 나타난 누적 SMB와 HML의 행태를 보면 하위기간 2에 들어 그 행태가 확연히 구분된다. 즉, 가치비율프리미엄을 나타내는 HML은 하위기간 2에 들어 지속적으로 커지나, 규모프리미엄을 나타내는 SMB는 지속적으로 하락하는 모습을 보인다.

<표 13>과 [그림 3]의 결과는 우리 시장에서 외환위기를 전후하여 수익률 특성에 큰 변화가 있었으며, 규모변수와 가치비율변수가 주식수익률과 갖는 관계를 해석함에 있어서 기업특성을 신중히 고려하여야 함을 나타낸다. 대형주 포트폴리오의 경우에 규모변수는 주식수익률에 기간에 관계없이 (+)의 영향을 미친다. 이는 규모와 초과수익률이 정비례했음을 의미한다. 반면에 소형주 포트폴리오의 경우 기간에 관계없이 음(-)의 추정치를 보여주어 규모와 초과수익률이 반비례했음을 보여준다. 가치비율변수가 대형주와 소형주에 수익률에 미치는 영향은 하위기간에 관계없이 (+)의 방향을 갖는다. 특히 하위기간 1에 소형주에 미치는 영향이 크며, 하위기간 2에 들어 대형주에 미치는 영향이 현저하게 커졌다. 이는 하위기간 1에 Small-High 포트폴리오가 보여준 좋은 성과와, 하위기간 2에 Small-High, Big-High 포트폴리오가 보여준 좋은 성과를 설명해준다. 즉, 하위기간 2에 가치비율변수가 주식수익률에 미치는 (+)의 영향이 매우 커졌으며, 포트폴리오의 초과수익률은 외환위기 이전기간에는 규모가 작고 가치비율이 높은 주식들이 높은 성과를 얻었으나, 하위기간 2에 들어 규모가 큰 주식 또는 가치비율이 높은 주식들이 매우 큰 (+)의 초과수익률(월평균 약 1% 전후)을 실현하였음을 보여준다. 이러한 결과는 앞서 하위기간 1에 보이는 약한 규모효과와 하위기간 2에 들어 나타난 유의한 역의 규모효과 및 가치효과가 해당기간에 보인 소형주 및 대형주와 가치주의 성과 특성으로 설명될 수 있음을 말해주는 것이다.

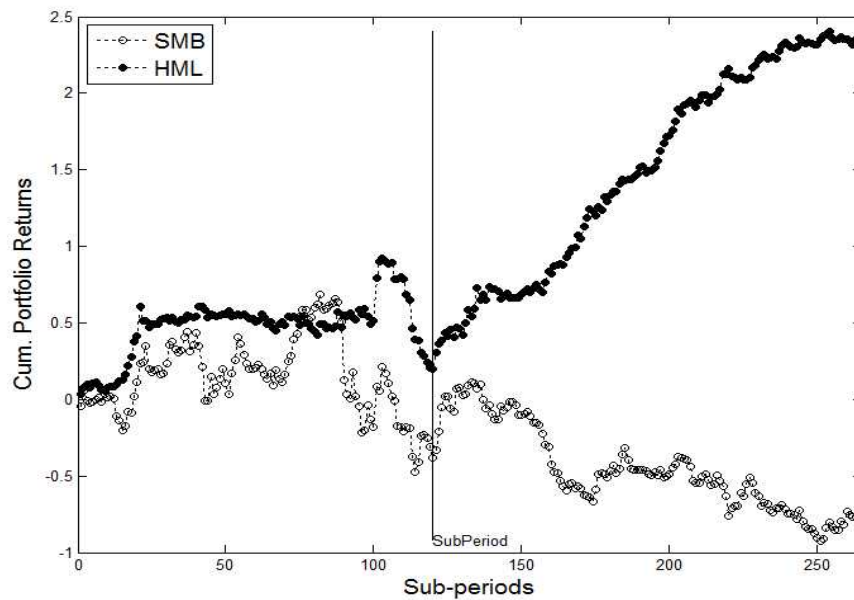
[그림 3] 규모-가치비율 기준 2×3 포트폴리오의 누적수익률 행태

모방포트폴리오를 구성하는데 이용된 규모-가치비율 기준 2×3 포트폴리오에 대한 가치가중 수익률을 전체기간(1990.07~2012.06)에 대하여 누적하여 나타낸 것이다. 즉, 기업규모(SIZE)는 50% percentile 기준으로 'Big'과 'Small'로 구분하고, 장부가시가 비율은 30%, 40% 및 30% percentile 기준으로 'High', 'Neutral', 'Low'로 구분하였다. 그림 (a)는 2×3 SIZE-BM 포트폴리오를 구성하는 Big-High, Big-Neutral, Big-Low, Small-High, Small-Neutral, Small-Low의 수익률을 누적한 것이고, 그림 (b)는 2×3 SIZE-BM 포트폴리오를 기준으로 산출된 규모프리미엄(SMB)과 가치프리미엄(HML)을 누적한 것이다. 그림의 수직선은 하위기간 1(1990.07~2000.06)과 하위기간 2(2000.07~2012.06)의 구분월인 2000년 6월을 표시한 것이다.

(a) 2×3 포트폴리오의 누적수익률



(b) 누적 SMB와 HML의 행태



7. 결론과 시사점

한국주식시장에서 규모요인은 주식수익률 변동을 설명하는 중요요인으로 널리 이용되어 왔으나, 우리 시장에서 규모요인이 진정한 가격결정요인가에 대해서는 합의가 이루어지지 않고 있다. 일부 선행연구는 한국주식시장에 규모효과가 유의적으로 존재한다는 결과를 보고하나, 또 다른 연구들은 우리 시장의 규모효과가 유의적이지 못하거나 그 강도가 매우 약하다는 결과를 보고한다. 본 연구는 1990년 1월에서 2012년 12월까지의 기간을 대상으로 한국주식시장에서 규모효과가 존재하는지를 재검증하고, 우리 시장에 나타나는 규모효과의 특징을 어떻게 설명할 수 있는지를 살펴보았다. 이를 위해 Knez와 Ready(1997)가 보인 일부 소규모기업이 급격한 성장시기에 보이는 특정기간의 극단적인 수익률 특성이 우리 시장의 규모효과의 특징을 설명할 수 있는지를 살펴보았다. 또 외환위기를 전후하여 한국주식시장에서 표본기업들의 위험-수익관계에 나타난 특성변화가 규모효과를 설명할 수 있는지를 검증하였다.

본 연구의 주요결과를 간략히 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리 시장에서 전통적인 규모효과는 1990년대에 존재하는 것으로 확인되나, 이는 시장가치비율로 포트폴리오를 구성하는 경우에는 확인되지 않고 균등비율로 포트폴리오를 구성하는 경우에만 나타나 포트폴리오 구성방법에 크게 좌우되는 불안정한 결과이다. 둘째, 외환위기 이후기간인 2000년 대 이후에는 우리 시장에서 역의 규모효과가 유의하게 나타난다. 즉, 소규모기업의 프리미엄이 사라지고 반대로 대규모기업 프리미엄이 유의적으로 나타나며 이는 포트폴리오 구성방법에 관계없이 확인된다. 셋째, Knez와 Ready(1997)가 미국시장에서 규모효과를 설명하는 중요원인으로 제시한 Turtle Egg 효과(새롭게 시장에 진입한 많은 소규모신생기업 중에서 성공적으로 성장한 일부 기업들이 성장하는 시기에 이례적으로 높은 수익률을 실현하는 효과)가 우리 시장의 규모효과의 특징을 충분하게 설명하지 못한다. 표본자료에 존재하는 특이치나 표본기간에 존재하는 특이월의 특성은 분석된 규모효과의 특징을 부분적으로만 설명한다. 대신에 우리 시장에서는 외환위기 이전기간에는 기업규모가 작고 가치비율이 높은 기업들이 상대적으로 좋은 성과를 실현하였으나, 외환위기 이후기간에는 기업규모가 크고(대형주) 가치비율이 높은 기업들(가치주)이 지속적으로 높은 초과수익률을 실현하였다. 이러한 특성이 2000년대 들어 나타나는 역의 규모효과와 가치효과를 잘 설명하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 우리 시장에서 외환위기 이후 규모가 크고 가치비율이 높은 기업들에 성장의 쏠림이 발생하였으며 규모가 작고 가치비율이 낮은 기업들의 경우 성장에서 소외되었음을 의미한다.

본 연구의 결과는 한국주식시장에서 규모요인을 포함하는 요인모형을 이용한 연구와 가격결정모형의 검증 또는 가격결정모형을 이용하는 실증연구의 경우 표본기간의 시기별 특성을 주의 깊게 고려하는 것이 매우 중요함을 보여준다. 또 우리 주식시장에서 확인되는 수익률 변동행태가 기업들의 특성과 밀접한 관련을 갖고 있음을 말해준다.

참고문헌

- 김형규, “기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제14권 제2호(1997), pp. 21-55.
- 고봉찬.김진우, “발생액 이상현상과 위험평가,” 2013년 제1차 한국증권학회 정기학술대회 발표논문, 2013년 2월.
- 김규영, 김영빈, “한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?”, 한국증권학회지, 제28권 제1호(2001), pp. 57-85.
- 김동철, “시장위험의 구조적 변화와 주가수익률의 결정요인에 대한 재고찰”, 한국증권학회지, 제33권 제4호(2004), pp. 95-134.
- 김상환, “우리나라 주식수익률의 결정요인: 특성 도는 위험요인,” 한국증권학회지 38권 3호 (2009), 289-323.
- 김석진, 김지영, “기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계”, 재무연구, 제13권 제2호(2000), pp. 21-47.
- 김성표, 윤영섭, “기본적 변수, 거시경제요인, 기업특성적 위험과 주식수익률”, 재무관리연구 제16권, (1999), 179-213.
- 김태혁.변영태, “한국 주식시장에서 3요인모형을 이용한 주식수익률 고유변동성과 기대수익률 간의 관계,” 한국증권학회지 40권 3호(2011), 525-550.
- 송영출, “규모와 가치비율의 수익률차이 설명력에 대한 연구,” 증권학회지 24권 3호(1999), 83-103.
- 송영출, 이진근, “자기자본비용의 추정에 관한 연구,” 재무관리연구 제14권 제3호, (1997), 157-182.
- 엄철준, “시장상황을 고려한 기대 주식수익률의 횡단면에 관한 재조사,” 재무연구 25권 4호, 2012, 599-639.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, “기업변동성과 주식수익률의 횡단면에 관한 연구” 재무연구 24(1), (2011), pp. 91-131.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈, “한국 주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3요인 모형의 설명력에 관한 연구”, 재무연구, 제22권 제1호(2009), pp. 1-44.
- 이상빈, 서정훈, “주식시장의 초과수익률과 고유변동성의 동적 관계 및 정보효율성에 관한 연구”, 증권학회지, 제36권 제3호(2007), pp. 387-423.
- 이정도, 안영규, “한국주식시장에서 계속투자전략과 반대투자전략의 수익성분석,” 한국증권학회지 30집 1호(2002), 33-74.
- 지 청, “우리나라 증권시장에서의 기업규모 효과에 관한 실증적 연구,” 증권학회지 제9집, (1987), 1-38.
- 최운열, 김우종, “주가수익비율과 기업규모가 주가에 미치는 영향,” 증권학회지 제8집,

- (1986), 1-24.
- 홍동현, 황재호, 정경석, “결합가치투자전략 성과: KOSPI 200 기업을 중심으로,” 금융공학연구, 10권 4호(2011), 59-81.
- 황선웅, “한국주식시장에서 주가지수 선택에 따른 기업규모효과의 실증결과 비교분석,” 재무관리연구 10권 2호(1993), 303-317.
- Amihud, Y., 2002, “Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects,” *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- Banz, R.W., 1981, “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Brennan, M., T. Chordia, and A. Subrahmanyam, 1998, Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns, *Journal of Financial Economics* 49, pp. 345-373.
- Brown, P., A.W. Kleidon, and T.A. Marsh, 1983, "New Evidence on the Nature of Size Related Anomalies in Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 12, 33-56.
- Chan, L.K.C., J. Karceski, and J. Lakonishok, 2000, "New Paradigm or Same Old Hype in Equity Investing?," *Financial Analysts Journal*, 56, 23-36.
- Daniel, K., and S. Titman, 1997, "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," *Journal of Finance* 52 (1), 1-33.
- Dichev, I.D., 1998, "Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk?," *Journal of Finance*, 53, 1131-1147.
- Fama, E.F., and K. R. French, 1992, “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fama, E.F., and K.R. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Hirshleifer, D., 2001, "Investor Psychology and Asset Pricing," *Journal of Finance*, 56, 1533-1597.
- Horowitz, J.L., T. Loughran, and N.E. Savin, 2000, "Three Analyses of the Firm Size Premium," *Journal of Empirical Finance*, 7, 143-153.
- Hou, K., and M. A. van Dijk, 2006, "Resurrecting the Size Effect : Firm Size,

- Profitability Shocks, and Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, 61, 1927-1956.
- Keim, D.B., 1983, "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
- Kim, D. C., 2011, "Asset Pricing Models in the Korean Stock Markets : A Review for the Period of 1980~2009," *Asian Review of Financial Research*, 24, 167-229.
- Knez, P. J, and M. J. Ready, 1997, "On the Robustness of Size and Book-to-market in Cross-sectional Regressions," *Journal of Finance*, 52, 1355-1382.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and W. R. Vishny, 1994, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *Journal of Finance* 49, 1541-1578.
- Lamoureux, C.G., and G.C. Sanger, 1989, "Firm Size and Turn-of-the-Year Effects in the OTC/NASDAQ Market," *Journal of Finance*, 44, 1219-1245.
- Pettengill, G. N., S. Sundaram, and I. Mathur, "The Conditional Relation between Beta and Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, No. 1(1995), pp. 101-116.
- Reinganum, M.R., 1981, "Misspecification of Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values," *Journal of Financial Economics*, 9, 19-46.
- Reinganum, M.R., 1983, "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-loss Selling Effects," *Journal of Financial Economics*, 12, 89-104.
- Schwert, G.W., 2003, "Anomalies and Market Efficiency," in G.M. Constantinides, M. Harris, and R.M. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, 939-974.
- Sonu, S.H., and Choi, H. S., 2011, "Capital Market Anomalies in Korea," *Asian Review of Financial Research*, 24, 1231-1284.