

증권발행기업 장기성과의 횡단면 시계열 분석*

고 봉 찬**

《目 次》

- | | |
|--------------------------|-----------------------------|
| I. 서 론 | 3. 증권발행연도별 성과분석 |
| II. 표본구성 및 장기성과 측정방법 | IV. 증권발행 이후 장기성과 횡단면 시계열 분석 |
| 1. 증권발행기업 표본구성 | 1. 횡단면 시계열 분석모형 |
| 2. 대응표본 구성과 장기성과 측정방법 | 2. 횡단면 시계열 분석모형 추정결과 |
| III. 증권발행 전후의 장기성과 분석결과 | V. 요약 및 결론 |
| 1. 증권발행 전후의 성과분석 | |
| 2. 증권발행 이후 연차별·소표본별 성과분석 | |

I. 서 론

기업이 신주를 발행한 이후 약 3~5년의 장기간에 걸친 추가수익률이 비정상적으로 낮게 나타난다는 실증결과는 신주발행효과(new issue puzzle)로서 잘 알려져 있다.[예, Loughran and Ritter (1995), Spiess and Affleck-Graves (1995)] 이러한 장기 저성과 현상의 원인에 대해서 아직 완전히 일치된 견해는 없지만, 대표적인 가설로서 기업내부 정보에 대해서 우월한 정보를 갖는 경영자가 주가의 과대평가시점을 포착하여 신주를 발행한다는 가설(management timing hypothesis)과 시장의 투자자들이 신주발행에 내포되어 있는 부정적인 정보에 대하여 발행공시 시점에서 과소반응한 것이 결국 장기에 걸쳐 추가에 수정반영되기 때문이라는 과소반응가설(underreaction hypothesis)이 있다. 이 두 가설은 신주발행 시점에서 주가가 과대평가되어 있으며 이것이 장기간에 걸쳐 수정되는 것이라고 본다는 점에서 공통점을 가지며, 관련정보가 신속히 추가에 반영된다는 효율적 시장가설에 반하는 증거가 된다.

* 본 연구는 서울대학교 경영대학 경영연구소의 연구비 지원에 의해 수행되었음.

** 서울대학교 경영대학 기금전임강사

그러나 이 가설들은 저성과 현상이 장기에 걸쳐 지속되는 것에 대한 해석으로서 제시되고 있는 것들이며 과대평가오류 자체의 존재여부에 대한 직접적인 검증을 거친 것이 아니다. 합리적인 투자자들이 참여하는 주식시장에서 과대평가오류가 그토록 장기에 걸쳐 지속된다는 것은 차익 거래를 통한 이익기회가 존재한다는 것을 의미하며, 이러한 차익거래기회는 효율적 시장에서 오래 지속될 수 없다고 보아야 한다. 따라서 본 연구에서는 미국시장에서 1975년부터 1991년까지의 기간 동안 신주를 발행한 기업들로 구성된 광범위한 횡단면 시계열표본을 대상으로 복수베타 자산가격결정모형을 사용하여 과연 과대평가오류가 존재하였는지를 검증하고자 한다. 장기 저성과 또는 과대평가오류는 개별 기업별로 그리고 시간경과에 따라서 달라질 수 있으므로 이점을 고려하여 분석대상 표본의 횡단면 및 시계열 특성을 동시에 분석할 수 있는 패널자료분석을 사용하도록 한다. 또한 신주발행에 대한 대체적인 자금조달수단으로서 회사채발행 이후의 장기성과도 함께 비교분석함으로써 장기 저성과 현상이 신주발행에 국한되는 것인지를 검증하도록 한다.

본 연구에서 분석하는 장기성과는 증권발행 익월부터 60개월째(또는 그 이전에 상장 폐지되었다면 그 직전까지)가 되는 기간까지의 추가수익률로 측정하기로 하며, 이 기간동안 매입보유 전략에 의한 보유수익률을 계산하여 이를 기업규모 등의 유사한 위험요인을 갖는 대응표본의 보유수익률과 비교하여 장기성과의 비정상성을 검증한다. 실증분석 결과, 주식발행기업의 5년간 보유수익률은 대응표본에 비해 평균 38~45%정도 유의하게 낮은 장기성과를 보였으며, 회사채발행기업도 평균 12~15% 유의하게 낮은 장기 성과를 보였다. 이렇게 신주발행뿐만 아니라 회사채발행에서도 장기 저성과가 나타나는 것은 Myers and Majluf(1984)와 Miller and Rock(1985)의 이론대로 모든 위험증권의 발행이 부정적인 정보를 내포한다는 증거가 되는 것이며, 신주발행에 대한 management timing hypothesis가 회사채발행에 대해서도 적용되고 있음을 의미한다. 한편 이러한 장기 저성과가 과대평가오류를 의미하는 것인지 아니면 시장위험요인들로 설명될 수 있는 것인지를 검증하기 위하여 복수베타 자산가격결정모형을 추정하여 분석한 결과, 신주발행 이후의 장기 저성과는 과대평가오류에 기인하기 보다는 시장위험요인들에 대한 위험과 수익관계로 대부분 설명될 수 있으며, 회사채발행의 경우에는 위험과 수익관계로 설명되지 않는 양의 초과수익률부분이 존재하는 것으로 나타났다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 신주 및 회사채발행 표본구성과 장기성과 측정방법을 설명한다. 제Ⅲ장은 증권발행기업의 장기성과를 대응표본과의 비교를 통해 그 비정상성 여부를 검증한다. 제Ⅳ장은 증권발행 이후 장기성과에 대한 횡단면 시계열분석을 통하여 시장위험요인들로 장기 저성과현상이 설명되는지를 분석한다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 실증결과를

요약하고 결론을 맺는다.

II. 표본구성 및 장기성과 측정방법

1. 증권발행기업 표본구성

본 논문은 1975년부터 1991년까지 신주 또는 회사채를 발행한 적이 있는 NYSE, AMEX, NASDAQ 기업들을 대상으로 한다. 증권발행에 관한 자료는 미국 증권감독원 (SEC)의 ROS테이프와 Investment Dealer's Digest에서 구하였으며, 신주발행 5,368건 과 회사채발행 5,413건 중에서 다음과 같은 표본선정기준을 적용하였다.

1. 금융업 및 전기, 가스, 수도 등의 공공재산업(SIC코드 4910~4949 및 6000~6999)에 속하는 기업들의 증권발행은 정책적인 고려가 많기 때문에 표본에서 제외하였다.
2. 증권발행기업은 증권발행 이후 5년 동안에 CRSP(Center for Research in Security Prices)의 NYSE/AMEX, 그리고 NASDAQ테이프에 적어도 1개월치 이상의 보통주 월수익률 자료가 존재하는 것으로 하였다. 또한 증권발행 이전 1년간에도 월수익률 자료가 모두 존재하는 것만을 분석 대상으로 하였는데, 이것은 신규상장기업 (IPO: Initial Public Offerings)의 상장 후 수개월 동안의 유의한 양의 초과수익률이 본 연구의 분석결과에 포함되지 않도록 하기 위함이다.
3. 증권발행 직전 월말에 해당 기업의 기업규모 자료가 CRSP테이프에 존재하여야 한다. 이것은 기업규모와 관련된 위험요인을 통제한 후의 초과성과를 평가하기 위함이다.
4. 특정 기업이 같은 날에 복수의 증권을 발행한 경우에는 하나의 표본으로 간주하였다. 이러한 복수발행 건수는 신주발행은 6건, 회사채발행은 1,509건이었다.
5. 증권발행기업의 장기성과에 대한 분석결과가 특이치(outliers)로 인해 왜곡될 가능성을 배제하기 위하여 증권발행 이후 5년 주가수익률의 순위가 상위 97.5% 이상 또는 하위 2.5% 이하인 경우는 표본에서 제외하였다.

위의 1부터 4까지의 표본선정기준은 각 증권발행기업에 대한 대응표본을 구성하는데도 동일하게 적용되었다. 대응표본은 규모별 및 과거성과별로 두 종류를 사용하였는데 이에 대해서는 다음 소절에서 자세히 설명하기로 한다. 이상과 같은 표본선정기준을 적용한 결과, 분석대상 최종표본은 신주발행 1,937건과 회사채발행 1,977건으로 구성되었다.

2. 대응표본 구성과 장기성과 측정방법

본 연구에서는 증권발행 기업의 장기 추가수익률이 정상수익률에 비하여 비정상적인지 여부를 검증하기 위하여 다음과 같이 규모 및 과거성과별로 구성된 두 가지의 대응표본을 사용하였다. 첫째로 기업규모와 관련된 위험요인을 통제한 후의 장기 초과수익률을 측정하기 위하여 증권발행일 직전의 기업규모와 가장 근사한 기업규모를 갖는 타 기업 중에서 과거 5년간 해당 증권을 발행한 적이 없는 비발행기업의 추가수익률을 발행기업의 추가수익률로부터 차감하여 초과수익률을 계산하였다. 만약 이처럼 구성된 규모대응 비발행기업의 주식이 해당 증권발행기업의 장기성과 측정기간 이전에 상장 폐지될 경우에는 차후로 근사한 기업규모를 갖는 비발행기업의 추가수익률을 나머지 기간동안 연결하여 사용하였다.

둘째로 DeBondt and Thaler (1985), Chopra, Lakonishok, and Ritter (1992), Fama and French (1992) 등의 기존 문헌에서는 과거 추가수익률이 미래 추가수익률에 대하여 유의한 예측력을 지니며, 현재 장부 대 시장가치비율(Book-to-Market ratio)이 낮은 기업의 주식은 그 이후 기간에 낮은 추가수익률을 보인다는 실증적 증거를 보여주고 있다. 이러한 증거가 어떤 위험요인을 반영하는 결과라고 단정할 수는 없지만 대체로 경기변동이나 부도관련 위험과 밀접한 관계가 있는 것으로 알려져 있다. 또한 기존 문헌에 의하면 신주발행을 하는 기업들은 대체로 발행 전 1년 동안 매우 유의한 주가상승을 보인다. 따라서 본 연구에서는 증권발행기업의 장기 초과성과를 측정하는데 있어서 이러한 점들을 고려하기 위하여, CRSP데이터의 모든 보통주에 대하여 해당 증권발행기업의 발행 월 이전 1년간에 대한 추가수익률을 계산하고 이 추가수익률의 크기에 따라 균등 배분한 10개의 포트폴리오를 구성한 후, 이 10개 포트폴리오 중에서 해당 증권발행기업이 속하는 포트폴리오 내의 구성주식들에 대하여 장기 추가수익률을 계산하고 이를 동일가중평균하여 얻은 포트폴리오의 장기수익률을 발행기업의 장기수익률로부터 차감하여 장기 초과수익률을 계산하였다. 이러한 과거성과대응 포트폴리오의 구성주식들은 장기성과 계산기간 중에 상장 폐지될 수도 있으므로 이를 감안하여 매년마다 가중치가 동일하게 되도록 재조정하여 포트폴리오 수익률을 계산하였다.

본 연구에서 사용하는 증권발행기업과 대응표본의 장기성과는 증권발행 이전 1년과 이후 5년 동안(또는 상장 폐지될 때까지)의 CRSP데이터 월수익률 자료를 복리로 계산하여 얻은 보유수익률(holding period returns)로 측정하였다. 기존 연구에 의하면, 신주발행기업의 추가수익률은 발행 이전 1년 동안에는 비정상적으로 높으나, 이후 5년 동안에는 정반대로 비

정상적으로 낮음을 보고하고 있다. 그러나 회사채 발행기업에 대한 장기성과 연구는 Spiess and Affleck-Graves(1999)의 연구가 있으나 아직 충분하지 않은 상황이므로 본 연구를 통해 신주발행기업과의 차이점을 알아 보도록 한다. 또한 신주발행기업과 회사채발행기업의 장기 초과성과가 일반적으로 사용되는 위험요인들로서 설명이 가능한지를 분석하도록 한다.

Ⅲ. 증권발행 전후의 장기성과 분석결과

1. 증권발행 전후의 성과분석

〈표 1〉은 증권발행기업과 대응표본의 추가수익률 분포를 증권발행 전후 기간에 대하여 비교하고 있다. 〈패널 A〉에 의하면 신주발행기업의 발행 전 1년간 수익률은 평균 94%로서 규모 및 과거성과별 대응표본에 비하여 유의하게 높으나, 회사채발행기업은 발행 전 1년간 수익률 평균이 21%로서 대응표본보다 유의하게 낮은 것으로 나타나고 있다. 수익률의 표준편차도 신주발행기업은 103%로서 대응표본보다 유의하게 높으나, 회사채발행기업은 38%로서 대응표본보다 유의하게 낮은 것으로 나타나고 있다.

신주발행은 주식시장이 활황일 때 집중되는 경향이 있으므로 이러한 과거 수익률 표준편차의 패턴이 증권발행 당시의 주식시장 상황과 어떠한 관계를 갖는지를 알아보기 위하여 다음과 같은 추가분석을 실시하였다(표에는 보고되지 않음). 즉 신주발행 당시의 S&P500지수를 과거 36개월 이동평균치로 나누어 계산된 비율에 따라 신주발행표본을 4분위 소표본으로 나누어 분석한 결과, 이 비율이 낮은 소표본(침체 상황)에서 높은 소표본(활황 상황)으로 감에 따라 과거 1년간 수익률의 표준편차가 70.5%, 91.1%, 105.8%, 108.5%로 단조 증가하는 것을 보여주었다. 반면 신주발행 당월의 기업규모별 4분위 소표본으로 나누어 분석한 결과에서는 소규모기업표본에서 대규모기업표본으로 갈수록 과거 1년간 수익률의 표준편차가 124.3%, 105.5%, 95.0%, 80.8%로 단조 감소하였다. 이러한 결과는 시장이 활황이고 소규모 기업일수록 신주발행기업들의 과거 1년간 수익률의 편차가 크며, 따라서 현재 시장에서 평가요류가 큰 기업들이 많이 포함되어 있어서 향후의 장기성과에 대한 불확실성도 클 것이라는 것을 암시해준다. 한편 회사채발행기업의 경우 과거 1년간 수익률의 표준편차는 시장상황과는 유의한 관계를 찾을 수 없었으며(39.5%, 32.7%, 33.8%, 37.1%), 단지 기업규모가 증가할수록 단조 감소하는 패턴을(53.0%, 32.1%, 29.9%, 28.3%) 보였다.

〈표 1〉 증권발행 전후의 주가수익률에 대한 기초통계량

각 증권발행기업에 대한 규모별 대응표본은 발행 월 직전의 기업규모와 가장 근사한 비발행기업이며, 과거성과별 대응표본은 증권발행 전 1년간 수익률 크기에 따른 10개의 포트폴리오 중에서 증권발행기업이 속하는 포트폴리오임. 증권발행기업과 대응표본 수익률의 평균, 중앙값, 표준편차가 유의수준 5%에서 유의하게 차이가 있는 것은 발행기업 수익률에 *로 표시하였음.

기초통계	신주발행기업과 대응표본			회사채발행기업과 대응표본		
	발행기업	규모별	과거성과별	발행기업	규모별	과거성과별
〈패널 A〉 증권발행 이전 1년간 보유수익률						
표본수	1,937	1,937	1,937	1,977	1,977	1,977
평균	93.7*	40.3	82.1	20.5*	29.8	24.5
중앙값	68.4*	24.2	80.9	14.9*	21.8	16.0
표준편차	103.2*	78.3	64.8	37.5*	47.6	42.7
최소값	-81.3	-83.1	-66.1	-71.4	-76.5	-65.0
최대값	1,021.1	917.8	254.5	316.8	552.1	254.5
〈패널 B〉 증권발행 이후 5년간 보유수익률						
표본수	1,937	1,937	1,937	1,977	1,977	1,977
평균	32.5*	77.2	70.1	75.1*	91.4	87.3
중앙값	8.2*	48.6	64.0	59.2*	63.2	81.2
표준편차	104.2*	129.4	40.1	90.9*	111.8	42.0
최소값	-96.4	-94.6	1.0	-86.0	-69.8	4.4
최대값	438.5	587.3	199.9	429.9	462.8	216.5

〈패널 B〉에서는 신주발행 기업의 발행 이전에 높았던 주가수익률이 발행 이후 5년간에 반전되어 악화되고 있음을 보여 주고 있다. 즉 신주발행 이후 5년간 보유수익률의 평균은 33%로서 발행 이전 1년 수익률의 1/3에 불과하며, 두 가지 대응표본 모두에 비하여 약 38~45%정도 유의하게 낮은 것으로 나타나고 있다. 신주발행을 전후로 이렇게 주가수익률이 반전되는 현상은 발행기업의 경영자가 주가가 과대평가되고 있는 시점을 포착하여 신주발행을 실시하고 있음을 시사하고 있다. 반면에 이러한 반전현상은 회사채발행기업에서는 나타나고 있지 않는데, 즉 회사채발행 이후 5년간 보유수익률의 평균은 75%로서 발행 이전 1년간 수익률 평균 21%의 약 3.5배에 달하지만, 여전히 대응표본의 5년간 보유수익률에 비해서는 유의하게 낮은 것으로 나타나고 있다. 결국 신주발행뿐만 아니라 회사채발행 이후에도 장기 저성 결과가 나타나고 있는데, 이것은 모든 위험증권의 발행이 부정적인 정보를 내포한다는 Myers and Majluf(1984)와 Miller and Rock(1985)의 이론과 일치하는 것이며, 신주발행에 대한 management timing hypothesis가 회사채발행에 대해서도 적용되고 있음을 의미한다.

2. 증권발행 이후 연차별·소표본별 성과분석

〈표 2〉의 〈패널 A〉는 신주발행 이후의 장기성과를 규모별 대응표본과 비교하여 각 연차별로 그리고 규모 및 시장상황에 따라 나는 4분위 소표본별로 보여주고 있다. 신주발행 이후 5년 동안 각 연차별 연수익률은 모두 규모별 대응표본에 비해 유의하게 낮은 것으로 나타나고 있으며, 특히 2년차에는 약 9%의 가장 심한 저성과(t -값은 5.7)를 보이고 있다. 이들 각 연차별 저성과는 평균적으로 6.8%에 이르고 있다. 과거성과별 대응표본(표에 보고되지 않았음)을 사용하는 경우에는 연차별 저성과가 평균 3.6%로 축소되는데, 이것은 신주발행기업의 장기 저성과의 상당부분이 과거성과별 대응표본에 내재되어 있는 수익률 반전현상으로 설명이 가능함을 보여주는 것이다. 한편 시장상황에 따른 4분위 소표본분석에서는 시장이 활황일 때 신주를 발행한 기업들로 구성된 소표본에서만 유의적인 저성과가 나타나고 있음을 보여주고 있다. 활황 소표본에서는 저성과가 평균적으로 연 7.6%(표에 보고되지 않았음)에 이르고 있으며, 침체 소표본에서는 저성과가 모두 비유의적이며 평균 연 3.1%에 불과하다. 규모별 4분위 소표본에서는 저성과 현상이 혼재되어 나타나고 있다. 즉 소규모 기업은 저성과가 3년째 이후부터 유의하게 나타나는 반면, 대규모 기업은 4년째만을 제외하고는 대체로 유의한 저성과를 보이고 있다. 또한 거래소별로는 NASDAQ 기업에 의한 신주발행 이후 저성과가 두드러지고 있음을 알 수 있다.

신주발행기업의 장기성과에 신주발행효과(new issue puzzle)라는 동질적인 공통요인이 작용하는 것이라면 신주발행 이후 각 연차별 수익률의 표준편차는 발행 이전보다 감소하게 될 것이다. 실제로 〈표 2〉의 〈패널 A〉에서 보면 신주발행기업의 연차별 수익률 표준편차는 발행 전의 103.2%보다 훨씬 낮은 수준인 54.4%, 51.4%, 54.1%, 51.5%, 47.8%로 감소하였다. 이러한 연차별 수익률 표준편차의 감소현상은 활황 소표본에서 특히 두드러지고 있는데, 발행 이전 108.5%에서 발행 이후에는 40.6%, 50.6%, 50.0%, 50.1%, 48.1%로 감소하였으며(표에 보고되지 않았음), 침체 소표본에서는 발행 이전 70.5%에서 발행 이후에는 74.6%, 45.6%, 55.5%, 50.4%, 58.5%로 훨씬 서서히 감소하였다. 한편 신주발행기업과 대응표본의 각 연차별 수익률의 표준편차가 서로 다른지를 검증하기 위하여 신주발행기업 연차수익률 표준편차를 대응표본 표준편차로 나눈 값으로 계산된 분산비율검증을 실시하였다. 정규분포 귀무가설하에서 이 분산비율은 1이 될 것이므로, 〈표 2〉에 보고되어 있는 90% 신뢰구간에서 분산비율 1의 값이 포함되지 않는다면 귀무가설이 기각되는 것으로 본다. 침체 소표본의 분산비율은 발행 이전에는 1보다 유의하게 낮았으나 발행 이후에는 오히려 높거나 같은 수준임을 알

〈표 2〉 증권발행기업의 연차별 및 소표본별 수익률

동계량	발행 이전	발행 이후	발행 이후	발행 이후	발행 이후	발행 이후
	1년	1년차	2년차	3년차	4년차	5년차
〈패널 A〉 신주발행기업의 연차별 수익률						
표본수	1,937	1,937	1,904	1,820	1,493	1,321
신주발행기업평균	93.67	8.06	8.64	12.29	7.37	6.47
규모별 대응표본 평균	40.28	12.29	17.58	19.23	14.12	13.69
(평균차이 t-값): 전체	(19.91)	(-2.88)	(-5.70)	(-4.52)	(-4.16)	(-4.11)
: 시장상황별 Q1(침체)	(3.78)	(-0.09)	(-1.54)	(-1.00)	(-0.46)	(-0.36)
: 시장상황별 Q4(활황)	(12.93)	(-4.41)	(-2.26)	(-3.32)	(-4.39)	(-2.24)
: 규모별 Q1(소규모)	(9.56)	(-1.61)	(-1.92)	(-2.13)	(-3.02)	(-1.55)
: 규모별 Q4(대규모)	(9.09)	(-2.95)	(-3.19)	(-3.73)	(-1.31)	(-2.88)
: NYSE	(7.32)	(-1.70)	(-1.41)	(-2.65)	(-1.61)	(-3.69)
: AMEX	(7.18)	(-1.22)	(-2.50)	(-2.05)	(-0.86)	(-1.16)
: NASDAQ	(17.62)	(-1.99)	(-5.25)	(-3.20)	(-4.00)	(-2.24)
신주발행기업 표준편차	103.20	54.38	51.37	54.11	51.51	47.77
규모별 대응표본 표준편차	78.28	49.81	53.21	49.19	43.73	46.84
분산비를 검정값	1.74	1.19	0.93	1.21	1.39	1.04
(5%-95%): 전체	(1.59-1.90)	(1.09-1.30)	(0.85-1.02)	(1.10-1.33)	(1.25-1.54)	(0.93-1.16)
: 시장상황별 Q1(침체)	(0.42-0.73)	(0.96-1.67)	(0.80-1.39)	(1.24-2.17)	(1.11-1.98)	(1.02-1.88)
: 시장상황별 Q4(활황)	(1.30-1.71)	(0.82-1.08)	(0.79-1.05)	(0.91-1.21)	(1.09-1.48)	(0.89-1.22)
: 규모별 Q1(소규모)	(1.55-2.21)	(0.81-1.16)	(0.64-0.91)	(1.00-1.45)	(0.96-1.43)	(0.89-1.36)
: 규모별 Q4(대규모)	(1.39-1.98)	(0.96-1.37)	(1.08-1.54)	(0.77-1.11)	(1.89-2.83)	(0.79-1.20)
: NYSE	(0.66-0.90)	(0.91-1.23)	(0.87-1.19)	(0.87-1.20)	(1.38-1.95)	(0.67-0.97)
: AMEX	(1.03-1.66)	(0.64-1.03)	(0.58-0.94)	(0.78-1.29)	(1.05-1.80)	(0.85-1.51)
: NASDAQ	(2.09-2.68)	(1.21-1.55)	(0.84-1.07)	(1.16-1.49)	(1.10-1.46)	(1.01-1.37)
〈패널 B〉 회사채발행기업의 연차별 수익률						
표본수	1,977	1,977	1,940	1,867	1,619	1,445
신주발행기업평균	20.54	17.18	13.80	15.95	14.30	14.19
규모별 대응표본 평균	29.75	18.24	13.40	17.49	17.75	15.93
(평균차이 t-값): 전체	(-7.45)	(0.97)	(0.39)	(-1.34)	(-2.99)	(-1.34)
: 시장상황별 Q1(침체)	(-1.75)	(1.89)	(1.08)	(-0.09)	(-0.02)	(-2.19)
: 시장상황별 Q4(활황)	(-5.07)	(-2.06)	(1.06)	(-2.41)	(-4.25)	(-1.13)
: 규모별 Q1(소규모)	(-0.35)	(1.39)	(2.28)	(-1.14)	(-1.85)	(-2.60)
: 규모별 Q4(대규모)	(-7.53)	(-4.00)	(-1.78)	(-1.93)	(-0.61)	(0.72)
: NYSE	(-9.05)	(-0.93)	(-0.04)	(-1.21)	(-2.86)	(-0.90)
: AMEX	(2.46)	(-0.08)	(0.62)	(-1.11)	(-0.74)	(0.71)
: NASDAQ	(-0.38)	(-0.32)	(0.68)	(0.47)	(-0.59)	(-2.22)
신주발행기업 표준편차	37.48	38.58	36.06	38.80	36.43	36.10
규모별 대응표본 표준편차	47.60	37.41	36.02	41.09	36.27	37.70
분산비를 검정값	0.62	1.06	1.00	0.89	1.01	0.92
(5%-95%): 전체	(0.57-0.68)	(0.97-1.16)	(0.92-1.10)	(0.81-0.98)	(0.92-1.11)	(0.83-1.02)
: 시장상황별 Q1(침체)	(0.42-0.63)	(0.95-1.43)	(0.87-1.31)	(0.98-1.48)	(0.86-1.31)	(0.43-0.68)
: 시장상황별 Q4(활황)	(0.62-0.85)	(0.75-1.02)	(0.86-1.17)	(0.83-1.14)	(0.91-1.27)	(1.17-1.65)
: 규모별 Q1(소규모)	(0.60-0.85)	(1.31-1.86)	(1.02-1.46)	(0.74-1.07)	(0.99-1.47)	(0.74-1.12)
: 규모별 Q4(대규모)	(0.40-0.58)	(0.74-1.05)	(0.67-0.95)	(0.63-0.90)	(0.82-1.21)	(1.05-1.60)
: NYSE	(0.47-0.57)	(0.93-1.11)	(0.81-0.98)	(0.78-0.94)	(0.83-1.02)	(0.81-1.00)
: AMEX	(1.31-3.24)	(0.87-2.16)	(1.80-4.54)	(0.62-1.72)	(0.70-1.99)	(2.03-6.16)
: NASDAQ	(0.50-1.12)	(1.00-2.25)	(0.76-1.72)	(0.97-2.30)	(1.28-3.24)	(0.27-0.74)

수 있다. 이것은 신주발행기업의 연차별 수익률 표준편차가 규모별 대응표본에 비해서는 상대적으로 증가하는 것임을 의미한다. NYSE 소표본에서도 분산비율이 발행 이전에는 1보다 유의하게 낮았으나 발행 이후에는 거의 같은 수준으로 증가함을 알 수 있다.

〈표 2〉의 〈패널 B〉에서는 회사채발행기업의 장기성과를 규모별 대응표본과 비교하고 있다. 회사채발행기업의 발행 이전 1년간 수익률은 규모별 대응표본에 비하여 약 9.2% 낮은 수준이었으나 발행 이후 각 연차별 수익률은 평균 1.5% 낮은 것에 불과하여 앞에서 언급된 연 6.8%의 신주발행기업 저성과에 비해서 미미한 수준이다. 과거성과별 대응표본(표에 보고되지 않음)에 비해서는 연차별 저성과는 더욱 축소되어 평균 -0.1%에 지나지 않는다. 이러한 연차별 저성과는 신주발행의 경우와 마찬가지로 활황국면에서 발행된 표본에서 유의하게 나타나고 있으며, 규모별로는 대규모 발행기업에서 유의하게 나타나고 있다. 거래소별로는 연차별 저성과가 특별히 편중되어 있지 않고 대체로 유의하지 않은 것으로 보인다. 연차별 수익률의 표준편차는 회사채발행기업의 경우 발행 이전과 거의 같은 수준으로 나타나고 있는데 이것은 앞에서 본 신주발행기업과 큰 대조를 이루는 것이다. 연차별 수익률의 표준편차를 규모별 대응표본과 비교하기 위하여 분산비율을 계산한 결과, 발행 이전에는 분산비율이 0.62에서 발행 이후에는 1에 가까운 수준으로 증가하고 있어서 회사채발행기업의 연수익률 표준편차는 상대적으로 증가하는 것임을 알 수 있다. 이러한 현상은 대부분의 소표본 분석에서도 유효하게 관찰되고 있다.

3. 증권발행연도별 성과분석

Loughran and Ritter (1995)와 Spiess and Affleck-Graves (1995)에 의하면 신주발행기업의 장기 저성과는 신주발행회수가 많은 연도에 신주를 발행한 기업일수록 더 열등하게 나타남을 보고하고 있다. 〈표 3〉에서는 이러한 연구에 추가적으로 회사채발행기업의 장기성과를 발행 연도별로 분석한 결과를 보여주고 있으며, 또한 발행기업 주식에 투자한 이후 투자기간 말에 얻게 되는 부의 크기와 대응표본 주식에 대한 투자기간 말의 부의 크기를 비교하기 위하여 다음과 같이 상대적 부 비율을 계산하였다.

$$\frac{\sum_{i=1}^N (1 + R_{i,T})}{\sum_{i=1}^N (1 + R_{im,T})}$$

여기서 $R_{i,T}$ 는 i 번째 증권발행기업 주식에 대한 T 기간 투자수익률이며, $R_{im,T}$ 는 i 번째 증권발행기업의 대응표본에 대한 T 기간 투자수익률이다. 이 비율이 1보다 적다면, 증권발행기

업의 장기 주가수익률이 대응표본보다 열등하였음을 의미하게 된다.

〈표 3〉 발행연도별 증권발행기업의 장기성과

발행기업 주식에 투자한 이후 투자기간 말에 얻게 되는 부의 크기와 대응표본 주식에 대한 투자기간 말의 부의 크기를 비교하기 위하여 다음과 같이 상대적 부 비율을 계산하였다.

$$\frac{\sum_{i=1}^N (1 + R_{i,T})}{\sum_{i=1}^N (1 + R_{im,T})}$$

여기서 $R_{i,T}$ 는 i 번째 증권발행기업 주식에 대한 T 기간 투자수익률이며, $R_{im,T}$ 는 i 번째 증권발행기업의 대응표본에 대한 T 기간 투자수익률이다.

발행연도	건수	발행이전 1년 평균 보유수익률(%)			발행 이후 3년 평균 보유수익률(%)			발행 이후 5년 평균 보유수익률(%)		
		발행기업	규모대응	부 비율	발행기업	규모대응	부 비율	발행기업	규모대응	부 비율
〈패널 A〉 신주발행기업										
1975	41	73.3	23.2	1.41	44.1	59.4	0.90	74.3	120.1	0.79
1976	57	98.9	59.6	1.25	26.4	82.0	0.69	74.0	115.7	0.81
1977	28	43.2	27.9	1.12	76.9	151.8	0.70	86.7	189.8	0.64
1978	55	86.3	41.2	1.32	71.2	65.2	1.04	112.6	141.2	0.88
1979	58	60.2	57.2	1.02	61.8	48.8	1.09	90.4	91.2	1.00
1980	171	109.7	48.4	1.41	45.5	70.3	0.85	31.1	73.7	0.75
1981	146	120.2	37.1	1.61	16.5	38.0	0.84	47.7	89.3	0.78
1982	118	55.0	14.3	1.36	47.1	66.5	0.88	40.1	129.7	0.61
1983	373	140.7	80.6	1.33	15.6	48.0	0.78	20.3	79.7	0.67
1984	65	28.2	-1.1	1.30	33.4	56.9	0.85	32.4	92.8	0.69
1985	138	69.6	25.8	1.35	9.6	30.0	0.84	23.5	53.8	0.80
1986	147	81.5	34.5	1.35	9.3	33.9	0.82	8.1	51.5	0.71
1987	94	63.7	31.8	1.24	2.6	15.4	0.89	25.9	54.9	0.81
1988	49	24.1	15.4	1.08	17.6	53.5	0.77	28.8	71.8	0.75
1989	98	72.8	25.5	1.38	2.7	33.1	0.77	4.7	51.4	0.69
1990	79	67.3	7.2	1.56	28.1	55.2	0.83	21.1	48.8	0.81
1991	220	113.7	29.5	1.65	20.3	45.2	0.83	21.7	47.5	0.82
1975-91	1,937	93.7	40.3	1.39	24.5	49.3	0.83	32.5	77.2	0.75
〈패널 B〉 회사채발행기업										
1975	116	12.9	13.0	1.00	53.4	27.4	1.20	93.5	80.9	1.07
1976	69	45.6	30.0	1.12	30.5	51.7	0.86	63.0	99.2	0.82
1977	63	21.3	13.3	1.07	102.7	80.0	1.13	82.0	95.0	0.93
1978	65	28.2	30.6	0.98	107.3	70.2	1.22	97.1	111.3	0.93
1979	60	18.4	34.3	0.88	17.6	24.2	0.95	81.6	73.4	1.05
1980	102	18.2	47.5	0.80	80.9	85.1	0.98	108.2	93.0	1.08
1981	69	22.4	36.3	0.90	47.8	37.9	1.07	123.1	97.9	1.13
1982	97	4.0	6.7	0.98	73.3	58.3	1.09	143.0	175.4	0.88
1983	72	54.9	62.0	0.96	45.9	28.4	1.14	72.3	76.2	0.98
1984	94	3.2	7.7	0.96	76.1	84.9	0.95	101.1	115.6	0.93
1985	182	30.8	27.6	1.02	63.6	62.4	1.01	75.5	110.8	0.83
1986	245	38.2	46.3	0.94	49.1	59.9	0.93	58.2	105.2	0.77
1987	176	27.1	42.4	0.89	17.7	27.6	0.92	48.8	74.5	0.85
1988	125	-6.3	3.5	0.91	32.3	52.6	0.87	79.3	82.2	0.98
1989	133	21.2	29.8	0.93	25.0	57.1	0.80	60.1	69.7	0.94
1990	120	-1.0	23.5	0.80	45.5	58.8	0.92	59.7	91.1	0.84
1991	189	10.6	32.4	0.84	42.4	31.7	1.08	38.2	40.2	0.99
1975-91	1,977	20.5	29.7	0.93	50.3	52.0	0.99	75.1	91.4	0.92

〈표 3〉의 〈패널 A〉에서 보면 1975년부터 1991년까지 신주를 발행한 기업들은 규모 대응 표본과 비교하여 발행 이전에는 부 비율이 평균 1.39이었으나, 발행 이후 3년차에 가서는 0.83, 5년차에는 0.75로 크게 감소함을 알 수 있다. 이 수치는 Loughran and Ritter (1995)의 0.78 및 0.69보다 다소 높는데 그 이유는 본 연구에서는 신주발행 당월이 제외되어 있으며(신주발행 공시일에는 약 3%의 유의한 비정상적인 주가하락이 있다는 기존 연구 결과가 있음: 예, Asquith and Mullins (1986)), 과거성과 대응표본과 비교를 위하여 과거 1년치 수익률이 존재하는 발행기업만을 표본에 포함시킴에 따라 비슷한 장기 저성과 현상을 보이는 최초공모기업(IPO: Initial Public Offerings)이 표본에서 제외되었기 때문이다. 그럼에도 불구하고 신주발행기업의 장기 저성과 현상이 계속 유효하게 나타나는 것을 보면 신주발행효과가 매우 중요한 공통요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 규모 대응표본 대신에 과거성과 대응표본을 사용하더라도 저성과 정도만 약간 완화될 뿐 여전히 유의하게 낮은 부 비율을 보여주었다. 발행연도별로는 1978년과 1979년을 제외하고는 거의 모든 발행연도에 있어서 신주발행기업의 장기 저성과 현상이 관찰되고 있다. 이러한 연도별 저성과 현상이 주식시장 상황(활황 또는 침체)과 관계를 갖는지 알아보기 위하여 시장상황에 따른 4분위 소표본 분석을 해 본 결과, 특히 1980년~1981년, 1983년, 1985년~1987년 중에 주식시장이 활황이었던 달에 신주발행이 집중되었던 것으로 나타났다.

〈표 3〉의 〈패널 B〉에서는 회사채발행기업들의 부 비율을 보고하고 있다. 회사채발행 이전에는 부 비율이 평균 0.93이며, 발행 이후 3년차에는 0.99, 5년차에는 0.92로서 신주발행 기업들과는 달리 부 비율의 급격한 감소현상을 찾아볼 수 없다. 또한 주식시장이 활황이었던 1980년~1981년에 회사채를 발행한 기업들은 부 비율이 최고 1.13으로서 규모 대응표본보다 더 높은 성과를 보였으나, 1985년~1987년의 활황 중에는 부 비율이 최저 0.77로서 규모 대응표본보다 열등한 성과를 보였다.

IV. 증권발행 이후 장기성과 횡단면 시계열 분석

1. 횡단면 시계열 분석모형

앞 장에서는 신주발행기업의 장기 저성과가 규모 대응표본에 비해 매우 유의한 수준이지만, 과거성과 대응표본에 비해서는 저성과의 정도가 상당히 줄어들며, 시장상황이 활황일 때 신주를 발행한 기업에 집중되고 있음을 보았다. 이러한 결과는 신주발행기업의 장기 저성과가 시장전체의 공통요인 변수들과 밀접한 관계를 갖고 있음을 시사하고 있다. 따라서 본 절에서는

장기 저성과 현상이 시장전체 변수들로 얼마나 설명될 수 있는지를 알아 보도록 한다.

장기 저성과 현상은 발행 기업별로 그리고 발행 월 이후 시간이 경과함에 따라 차이가 날 수 있으므로 분석대상 표본의 횡단면 및 시계열특성을 동시에 분석할 수 있는 패널자료분석을 사용하도록 한다. 본 연구의 표본자료는 N 개의 증권발행기업($i = 1, 2, \dots, N$)과 각 기업마다 증권발행 익월부터 60개월(또는 상장폐지 직전 월)까지 서로 다른 T_i 개의 월수익률을 갖는 것으로 구성되어 있으므로 기본적으로 불균형패널(unbalanced panel)구조를 이루고 있다. 따라서 다음 식에서와 같이 증권발행기업 주식의 월수익률을 종속변수로 하고 시장전체 변수들을 설명변수로 하는 패널회귀분석을 실시한다.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i' Z_{it-1} + \gamma_i' F_{it} + \varepsilon_{it} \quad (\text{모형 1})$$

여기서 $i = 1, 2, \dots, N$ 이고 각 증권발행기업 i 마다 $t = 1, 2, \dots, T_i$ 이다. 설명변수 행렬 Z_{it-1} 와 F_{it} 는 Ferson and Korajczyk(1995)과 Ferson and Harvey(1999)와 같이 자산가격결정모형에서 흔히 사용되고 있는 변수들이다. 우선 Z_{it-1} 는 $3 \times T_i$ 행렬로서 $t-1$ 시점의 정보집합내 수단변수(instrumental variables)들로 구성되는데, 첫째, S&P500지수를 과거 36개월 이동평균값으로 나눈 후 1을 차감하여 구한 변수(SPMA), 둘째, 90일물 T-Bill수익률에서 30일물 T-Bill수익률을 차감하여 100을 곱한 변수(TERM), 셋째, CRSP의 가치가중지수의 과거 1년간 배당수익률에서 30일물 T-Bill수익률을 차감하여 구한 변수(DYLD)로 구성된다. 한편 F_{it} 는 $5 \times T_i$ 행렬로서 t 시점의 요인복제포트폴리오(factor mimicking portfolio)에 대한 대응변수들로 구성되는데, 첫째, CRSP가치가중지수의 초과수익률(VWR), 둘째, 규모대응 비발행기업의 초과수익률(Size), 셋째, 과거성과대응 포트폴리오의 초과수익률(Perf), 넷째, 무위험이자율로서 30일물 T-Bill 이자율(Rf), 다섯째, 1월효과를 위한 1월더미변수(JAN)로 구성된다. 복수베타 자산가격결정모형에 의하면 $r_{it} - \gamma_i' F_{it}$ 의 값은 $t-1$ 시점의 정보집합하에서 조건부 기대값이 0이 되어야 하므로, 상수항 α_i 와 수단변수들에 대한 계수 추정값 β_i 는 0과 같아야 한다.

위의 모형 1을 횡단면 시계열자료에 대하여 추정하기 위하여 본 연구에서는 발행기업별 추정계수의 이질성이 랜덤하다고 가정하는 Swamy(1971)의 랜덤계수접근방법(random coefficient approach)을 사용하기로 한다. 즉 기업 i 에 대한 추정계수는 $\alpha_i = \alpha + v_i$, $\beta_i = \beta + v_i$, $\gamma_i = \gamma + w_i$ 와 같이 모형화되며 v_i , v_i , w_i 는 각각 평균이 0이고 일정한 분산과 공분산을 갖는 것으로 가정한다. 문제에 따라서는 추정계수가 발행기업별 뿐만 아니라 시간흐름에 따라서

도 이질성을 갖는 모형을 사용할 수 있겠으나, 본 연구에서와 같이 횡단면 및 시계열 자료의 수가 방대한 경우에는 공분산행렬의 역행렬을 계산하는 것이 거의 불가능하므로 횡단면적 이질성만을 허용키로 한다.(이 문제에 관해서는 Hsiao(1986)를 참조하십시오) 구체적으로 모형 1의 추정치는 다음과 같은 두 과정으로 이루어진다. 첫째, OLS로 α_i , β_i , γ_i 를 추정하고 이들의 공분산행렬을 추정한다. 둘째, OLS 추정계수들의 가중평균치로서 횡단면 평균계수 α , β , γ 를 GLS로 추정한다. 기업별로 추정계수가 동일하다고 하는 귀무가설을 검정하기 위하여 OLS 추정계수와 이들의 가중평균치간의 차이를 바탕으로 카이자승검정을 하며, 이 검정통계량은 상수항을 포함하는 추정계수의 수를 K 라고 할 때 $K(N-1)$ 의 자유도를 갖는 점근적 카이자승분포를 따르게 된다.

한편 기업별 및 시간별 추정계수의 이질성을 모두 고려해주기 위하여 기업별 및 시간별 효과에 대한 더미변수를 사용하는 다음과 같은 모형을 추가적으로 분석한다.

$$r_{it} = \alpha + \alpha_i + \delta_t + \beta' Z_{it-1} + \gamma' F_{it} + e_{it} \quad (\text{모형 2})$$

이 모형은 기업별 및 시간별 효과가 일정 상수임을 가정하는 최소자승 더미변수(Least-Squares Dummy Variable: LSDV)모형으로서 상수항 α , α_i , δ_t 들간의 다중공선성문제를 피하기 위하여 추정과정에서는 $\sum \alpha_i = \sum \delta_t = 0$ 의 제약조건을 적용한다. 한편 두 가지의 효과를 일정 상수로 보기 보다는 랜덤하게 보는 것이 타당한 경우에는 LSDV 추정치는 불편추정치인 성질은 유지하지만 효율적이지 못하므로 GLS로 추정하는 것이 적절하게 된다. 이러한 가능성을 검증하기 위하여 두 가지 추정치의 차이벡터에 대한 분산행렬을 기초로 계산되는 Hausman(1978)검정을 실시하였으며, 이 검정통계량은 $K-1$ 의 자유도를 갖는 점근적 카이자승분포를 따른다.

2. 횡단면 시계열 분석모형 추정결과

앞에서 언급된 패널회귀분석에서 종속변수로 사용되는 증권발행기업 주식의 월수익률 자료의 월별 특성을 먼저 살펴보면 다음과 같다. 신주발행기업의 경우 무위험이자율 Rf 차감 이후 월평균 초과수익률은 0.23%로서 회사채발행기업의 월평균 0.70%보다 약 0.47% 더 낮은 것으로 나타났다. 이것은 <표 1>에서 보았듯이 신주발행기업의 발행 이후 5년간의 장기 성과로 환산하면 회사채발행기업보다 약 30% 정도 열등함을 의미한다. 월별로는 1월의 신주발행기업 초과수익률이 평균 4.1%, 회사채발행기업은 3.9%에 달하고 있어서 두 표본 모두에서 매우 유의한 1월효과가 존재하고 있음을 알 수 있다. 1월을 제외한 나머지 달에는 신주발행기업 초

과수익률이 평균 -0.11%, 회사채발행기업은 0.42%이며, 가장 낮은 초과수익률을 보인 달은 신주발행기업과 회사채발행기업 모두 10월로서 각각 -3.37%와 -2.37%로 나타났다.

〈표 4〉 증권발행 이후 5년간 월수익률에 대한 패널회귀분석결과

신주발행기업(SEO)과 회사채발행기업(SDO)의 발행 이후 5년간 월수익률을 종속변수로 하여 다음의 두 가지 패널회귀모형을 추정하였음.

모형 (1): $r_{it} = \alpha_i + \beta_i' Z_{it-1} + \gamma_i' F_{it} + \varepsilon_{it}$, $\alpha_i = \alpha + v_i$, $\beta_i = \beta + v_i$, $\gamma_i = \gamma + \omega_i$

모형 (2): $r_{it} = \alpha + \alpha_i + \delta_i + \beta' Z_{it-1} + \gamma' F_{it} + e_{it}$

여기서 $i = 1, \dots, N$ 이며, t 는 각 발행기업 i 에 대하여 $t = 1, \dots, T_i$ 임. 신주발행기업은 $N = 1,937$, $\sum T_i = 100,752$ 이며, 회사채발행기업은 $N = 1,977$, $\sum T_i = 106,665$ 임. 추정계수 밑의 괄호 안 수치는 t -값임. †표시는 모형 (1)의 추정계수가 기업별로 모두 같다는 귀무가설에 대한 카이제곱검정값(자유도 $K(N-1)$)의 p-value이며, *표시는 모형 (2)에서 랜덤효과모형(random-effects model)을 귀무가설로 하고 고정효과모형(fixed-effects model)을 대립가설로 하는 Hausman (1978)의 카이제곱검정값(자유도 $K-1$)에 대한 p-value임.

종속변수	모형	β				γ					Adjusted (p-value of R^2)		
		α 상수항	SPMA	TERM	DYLD	VWR	Size	Perf	Rf	JAN	R^2	(p-value of X^2)	
〈패널 A〉 신주발행기업													
SEO-Rf	(1)	0.0098 (0.74)	-0.0165 (-0.75)	0.0101 (0.43)	-0.0997 (-0.41)	0.5924 (18.06)	0.0225 (0.88)	0.8474 (20.89)	-2.3233 (-0.76)	-0.0151 (-3.56)			(1.000)†
	(2)	0.0008 (0.26)	-0.0168 (-3.31)	0.0239 (2.61)	-0.0242 (-0.38)	0.6212 (39.02)	0.0173 (5.08)	0.8075 (50.02)	-0.7946 (-0.98)	-0.0109 (-6.71)	0.1908	(0.000)*	
SEO-VWR	(1)	0.0101 (1.05)	0.0009 (0.05)	-0.0206 (-0.95)	-0.1238 (-0.58)		0.0129 (0.78)	0.5178 (19.95)	-3.1053 (-1.29)	-0.0054 (-1.48)			(1.000)†
	(2)	0.0014 (0.42)	0.0014 (0.29)	-0.0063 (-0.70)	-0.0893 (-1.39)		0.0094 (2.77)	0.5115 (49.58)	-1.7011 (-2.09)	-0.0012 (-0.79)	0.0332	(0.000)*	
SEO-Size	(1)	0.0057 (0.42)	-0.0072 (-0.34)	0.0134 (0.48)	-0.2032 (-0.64)	0.1838 (4.46)		0.2099 (4.68)	-2.2025 (-0.585)	-0.1701 (-4.15)			(1.000)†
	(2)	-0.0078 (-1.79)	-0.0120 (-1.74)	0.0197 (1.59)	-0.0533 (-0.61)	0.1750 (8.14)		0.2075 (9.56)	0.3189 (0.29)	-0.0156 (-7.08)	0.0059	(0.104)*	
SEO-Perf	(1)	0.0095 (1.05)	-0.0172 (-0.88)	0.0197 (0.91)	-0.1301 (-0.61)	0.4787 (22.49)	0.0159 (1.30)		-2.2983 (-0.97)	-0.0219 (-7.08)			(1.000)†
	(2)	-0.0002 (-0.05)	-0.0160 (-3.15)	0.0350 (3.85)	-0.0755 (-1.18)	0.4749 (46.77)	0.0121 (3.57)		-0.8415 (-1.03)	-0.0177 (-11.61)	0.0290	(0.007)*	
〈패널 B〉 회사채발행기업													
SDO-Rf	(1)	0.0138 (1.29)	-0.0021 (-0.20)	-0.0172 (-0.36)	-0.1132 (-0.74)	0.9264 (36.26)	0.0114 (0.94)	0.2847 (10.04)	-3.3019 (-1.62)	0.0063 (2.47)			(1.000)†
	(2)	0.0120 (6.51)	-0.0006 (-0.19)	-0.0129 (-2.26)	-0.0933 (-2.14)	0.9167 (91.87)	0.0140 (4.65)	0.2999 (27.15)	-2.7800 (-5.39)	0.0081 (7.80)	0.2826	(0.000)*	
SDO-VWR	(1)	0.0159 (1.44)	-0.0015 (-0.15)	-0.0247 (-0.46)	-0.1126 (-0.69)		0.0129 (1.05)	0.2159 (10.27)	-3.72 (-1.78)	0.0086 (2.96)			(1.000)†
	(2)	0.0125 (6.79)	0.0035 (1.12)	-0.0199 (-3.51)	-0.1096 (-2.52)		0.0079 (2.70)	0.2321 (30.98)	-3.0243 (-5.88)	0.0103 (10.29)	0.0172	(0.000)*	
SDO-Size	(1)	0.0130 (1.31)	0.0061 (0.44)	-0.0349 (-1.74)	-0.0670 (-0.33)	0.1364 (4.42)		0.0017 (0.047)	-3.6594 (-1.46)	0.0123 (4.49)			(1.000)†
	(2)	0.0178 (6.79)	-0.0106 (-2.34)	-0.0242 (-2.98)	-0.1417 (-2.29)	0.1242 (9.03)		0.0200 (1.27)	-3.9656 (-5.41)	0.0116 (7.87)	0.0022	(0.000)*	
SDO-Perf	(1)	0.0118 (0.99)	-0.0038 (-0.36)	0.0197 (0.34)	-0.3734 (-2.49)	0.4692 (26.18)	0.0089 (0.64)		-4.2510 (-2.02)	-0.0168 (-6.31)			(1.000)†
	(2)	0.0073 (3.89)	0.0028 (0.85)	0.0243 (4.20)	-0.2797 (-6.32)	0.4519 (65.53)	-0.0008 (-0.26)		-3.0074 (-5.73)	-0.0154 (-15.60)	0.0544	(0.000)*	

〈표 4〉의 〈패널 A〉에서는 신주발행기업에 대한 패널회귀분석모형의 추정결과를 보여주고 있다. 종속변수로는 증권발행기업의 월별 주식수익률로부터 무위험이자율(Rf), 가치가중 시장수익률(VWR), 규모대용표본 수익률(Size), 그리고 과거성과대용표본 수익률(Perf)을 각각 차감하여 구한 네 가지의 초과수익률을 사용하였다. 우선 모형 1에서 추정된 계수가 발행기업별로 차이가 없다는 귀무가설을 검증하기 위한 카이자승검정값은 네 가지의 초과수익률 자료 모두에 대하여 비유의적인 것으로 나타나고 있으므로 횡단면 평균계수인 α , β , γ 의 추정치는 증권발행기업의 월별 초과수익률과 설명변수 간의 관계를 종합적으로 잘 표현해주고 있다고 할 수 있다. 또한 상수항 α 와 $t-1$ 시점의 수단변수에 대한 계수 β 에 대한 추정값이 모두 비유의적인 것으로 나타나고 있으므로 모형 1은 복수베타 자산가격결정모형에서 예측하는 것에 부합하고 있다. 상수항은 기본적으로 회귀식의 설명변수로 설명되지 않는 부분을 나타내므로, 비유의적인 상수항 계수 추정값은 신주발행기업의 장기 저성과의 상당부분이 회귀식에서 사용된 설명변수, 즉 t 시점의 요인복제포트폴리오(factor mimicking portfolio)에 대한 다섯 가지 대용변수들(VWR, Size, Perf, Rf, JAN)로써 설명될 수 있음을 의미한다. 따라서 신주발행 이후 장기 저성과는 과대평가오류가 수정되는 과정에서 표출되는 것이라기 보다는 시장위험요인들에 대한 위험과 수익관계에 의하여 대부분 설명될 수 있음을 의미한다. 기업별 및 시간별 고정효과를 가정하여 LSDV방법으로 추정된 모형 2의 계수 추정치들도 모형 1과 거의 유사한 결과를 보여주고 있다. 단 모형 2에서는 기업별 및 시간별 고정효과를 추출해낸 뒤에 회귀모형을 추정하기 때문에 계수 추정치에 대한 표준오차가 모형 1에 비해 훨씬 낮게 되므로, 계수 추정치는 비슷한 수준인데도 다소 더 유의하게 나타나고 있다. 한편 기업별 및 시간별 고정효과가 과연 타당한 가정인지를 검증하기 위하여 랜덤효과모형(random-effects model)을 귀무가설, 고정효과모형(fixed-effects model)을 대립가설로 놓고 Hausman(1978)검정을 실시한 결과, 통계량이 10% 유의수준에서 유의하게 나타나고 있어서 고정효과모형과 LSDV 추정방법의 사용을 지지하고 있다.

회사채발행기업 표본에 대한 패널회귀분석모형 추정결과는 〈표 4〉의 〈패널 B〉에 보고되어 있다. 상수항 α 에 대한 계수 추정값은 신주발행기업에 대한 추정값보다 모두 높은 것으로 나타나고 있으므로 회사채발행기업은 상대적으로 신주발행기업에 비해 우월한 성과를 보인다는 결과를 확인해주고 있다. 특히 회사채발행기업에 대한 모형 1의 상수항 추정치는 모두 비유의적이지만, 모형 2에서는 비슷한 수준의 추정값인데도 훨씬 유의하게 나타나고 있다. 결국 시장요인들을 통제한 후의 회사채발행기업의 장기성과는 열등하다기 보다는 우월한 것이었다고 하겠다.

모형 2의 기업별 및 시간별 효과에 대한 계수 추정값을 심층 분석해 본 결과, 신주발행기업의 기업별 효과 α_i 의 추정계수는 회사채발행기업에 비하여 매우 심한 편차를 보여 주었으며, 결과적으로 5% 유의수준에서 유의적인 기업별 효과의 추정계수는 회사채발행기업이 118개(양수 71개, 음수 47개)로서 신주발행기업의 91개(양수 22개, 음수 69개)보다 더 많게 나타났다. 또한 신주발행 이후 60개월까지의 시간효과 δ_t 에 대한 추정계수를 도표로 그려 본 결과, 발행 월 이후 1년간에 주가수익률이 급격히 떨어지는 추세를 보임으로써 신주발행기업의 장기 저성과는 시장요인과 개별 기업효과를 통제한 후 처음 1년 동안의 열등한 성과에 주로 기인하고 있음을 알 수 있다. 반면에 회사채발행기업에 대한 시간효과 추정치는 시간 경과에 따른 특정한 패턴을 찾아 볼 수 없었다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 신주발행 이후 장기 저성과의 원인을 파악하기 위해 미국시장에서 1975년부터 1991년까지의 기간 동안 신주 또는 회사채를 발행한 적이 있는 기업들로 구성된 광범위한 횡단면 시계열표본을 대상으로 이들의 장기성과를 비교분석하였다. 실증분석 결과, 증권발행 이후 5년까지 측정된 장기 저성과는 신주발행에만 국한되는 것이 아니고 회사채발행기업에서도 저성과 규모가 상대적으로 적었지만 유의하게 관찰되었다. 이것은 모든 위험증권의 발행이 부정적인 정보를 내포한다는 Myers and Majluf(1984)와 Miller and Rock(1985)의 이론과 일치하는 것이며, 신주발행에 대한 management timing hypothesis가 회사채에 대해서도 적용되고 있음을 의미한다.

한편 증권발행 이후 월수익률자료에 대한 횡단면 시계열분석을 실시한 결과, 장기 저성과의 상당부분이 시장에서의 과대평가오류에 기인하기 보다는 자산가격결정모형에서 사용되는 시장위험요인들에 대한 위험과 수익관계로 설명될 수 있는 것으로 나타났다. 이것은 장기 저성과 현상을 단순히 과대평가오류 또는 시장비효율성의 증거로 받아들이기 전에 시장위험에 대한 적절한 평가가 선행되어야 한다는 사실을 강조해주고 있다.

References

- Asquith, P., and D. W. Mullins, 1986, Equity issues and offering dilution, *Journal of Financial Economics* 15, 61-89.
- Chopra, N., J. Lakonishok, and J. Ritter, 1992, Measuring abnormal returns: Do stocks overreact?, *Journal of Financial Economics* 31, 235-268.
- DeBondt, W., and R. Thaler, 1985, Does the stock market overreact?, *Journal of Finance* 40, 793-805.
- Fama, E. and K. R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 46, 427-466.
- Person, W. E. and R. A. Korajczyk, 1995, Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?, *Journal of Business* 68, 309-349.
- Person, W. E., and C. R. Harvey, 1999, Conditioning variables and the cross section of stock returns, *Journal of Finance* 54, 1325-1360.
- Hausman, J. A., 1978, A conditional probit model for qualitative choice: Discrete decisions recognizing interdependence and heterogenous preferences, *Econometrica* 46, 403-426.
- Hsiao, C., 1986, *Analysis of panel data*, Cambridge University Press.
- Loughran, T., and J. R. Ritter, 1995, The new issues puzzle, *Journal of Finance* 50, 23-51.
- Miller, M. H., and Kevin Rock, 1985, Dividend policy under asymmetric information, *Journal of Finance* 40, 1031-1051.
- Myers, S., and Majluf, 1984, Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Spiess, D. K., and J. Affleck-Graves, 1995, Underperformance in long-run stock returns following seasoned equity offerings, *Journal of Financial Economics* 38, 243-268.
- Spiess, D. K., and J. Affleck-Graves, 1999, The long-run performance of stock

returns following debt offerings, *Journal of Financial Economics* 54, 45-73.

Swamy, P., 1970, Efficient inference in a random coefficient regression model, *Econometrica* 38, 311-323.