

# 한국주식시장에 적합한 사건연구 방법론의 고안

정형찬\*

## <요 약>

본 연구는 우리나라의 실제 일별 주식수익률 자료를 이용한 시뮬레이션을 통해 우리나라 주식시장에 가장 적합한 사건연구방법론을 도출하고자 하였다. 이를 위해, 1980년에서부터 1995년까지 우리나라 주식시장에 상장된 675개 주식을 대상으로 무작위 복원추출 방법에 의해 50개의 개별주식으로 구성된 250개 표본을 선정하였다. 이들 250개 표본을 이용하여 시뮬레이션 기법에 의해 다양한 사건연구 모형의 통계적 오류와 검정력에 미치는 영향을 종합적으로 분석하였다. 시뮬레이션 실험 결과에 의하면, 먼저 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우에는 산업별주가지수를 시장지수로 선택한 시장모형 혹은 시장조정모형으로 초과수익률을 측정하고, 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 가장 우수한 사건연구방법으로 나타났다. 한편, 사건일을 정확하게 포착할 수 없는 경우에는, 동일가중지수를 시장지수로 선택한 시장모형 혹은 시장조정모형으로 초과수익률을 측정하고, 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 가장 적합한 모형으로 나타났다. 그리고, 사건일 집중현상으로 인한 제1종오류를 감소시키는 데에는 개별주식의 초과수익률 간의 횡단면 독립성을 가정한 검정법보다는 횡단면 종속성을 조정한 검정법을 사용하는 것이 더욱 효과적이다.

## I. 서 론

본 연구는 우리나라의 실제 일별 주식수익률(daily stock returns) 자료를 이용한 시뮬레이션을 통해 우리나라 주식시장에 가장 적합한 사건연구방법론(event-study methodology)을 도출하고자 한다.

사건연구(event-study)는 배당, 유상증자, 합병 및 인수, 이익공시 등과 같은 기업의 고유한 사건들(firm-specific events)이 해당기업의 주가가격에 미치는 영향을 평가하는 연구방법론이다. Fama, Fisher, Jensen and Roll (1969)이 뉴욕증권거래소에서 주식분할

\* 부경대학교 경영학부

\*\* 본 논문은 1996년도 교육부지원 한국학술진흥재단의 자유공모(지방대학육성)과제 학술연구조성비에 의해 수행되었으며, 한국재무관리학회 '97 춘계연구발표회에 발표된 것이다. 그리고, 본 논문을 읽고 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들에게 깊은 감사를 드린다.

공시의 정보효과에 대한 분석을 통해 효율적 시장가설을 증명하는 데 사건연구방법론을 사용한 이래로, 미국, 캐나다, 유럽 등지에서 사건연구방법론을 이용한 실증연구가 활발히 이루어져 현재 재무 및 회계학 분야의 실증연구에서 가장 많이 사용되고 있는 연구방법으로 자리잡게 되었다.

이러한 사건연구방법론이 재무 및 회계학 분야의 많은 연구자들로부터 과학적인 실증분석방법으로서의 신뢰성을 확보하게 된 것은 무엇보다도 사건연구방법론에 대한 Brown and Warner (1980, 1985)의 체계적인 연구가 공헌한 바가 크다. Brown and Warner는 미국증권시장의 월별 및 일별수익률 자료를 이용하여 다양한 시장상황 하에서 비정상수익률을 측정하는 주요 성과측정 모형들인 평균조정수익률모형, 시장조정수익률모형 및 시장모형의 검정력을 시뮬레이션을 통해서 비교 분석하여 통계적 오류를 최소화하고 검정력을 높일 수 있는 사건연구방법론을 제시하였다. Brown and Warner 이외에도 Scholes and Williams (1977), Dimson (1979), Malatesta (1986) 등도 사건연구방법론에 관한 다양한 연구를 수행하였다.

Fama(1991)는 효율시장론에 관한 그의 논문에서 사건연구방법론의 성과와 전망에 대해 다음과 같이 설명하고 있다: (1) 효율시장가설에 대한 가장 명확한 증거는 사건연구, 특히 일별주식수익률 자료를 이용한 사건연구에서 도출되었다. (2) 사건연구는 주식가격이 새로운 정보를 반영하는 속도에 대해 매우 분명하게 묘사해 줄 수 있는 연구방법론이다. (3) 사건연구는 재무분야에서 그 이용빈도가 감소하지 않을 뿐만 아니라, 오히려 회계학, 거시경제학, 그리고 산업구조론(industrial organization) 등의 분야에까지도 그 적용 영역을 넓혀 나갈 것이다(p. 1607).

사건연구는 국내에서도 재무 및 회계학 분야의 실증연구에서 가장 많이 활용되고 있는 연구방법론으로 정착되어 가고 있다.<sup>1)</sup> 그러나, 현재 우리나라 연구자들의 대부분이 특정 연구여건에 가장 적합한 사건연구 모형을 선택하는 데 있어서 아직도 미국의 주식수익률 자료를 이용하여 도출한 Brown and Warner (1980, 1985)의 연구결과에 의존하고 있는 실정이다.

우리나라와 미국간에 있어서 주식시장의 제도와 투자자들의 투자형태의 차이 등을 고려한다면, 우리나라 주식가격의 움직임은 미국과 반드시 동일하지는 않을 것이다. 즉, 우리나라 주식시장에서 수익률이 생성되는 과정(return generating process)이 미국 주식시장에서의 그것과 반드시 일치하지는 않을 것이다. 이것은 결과적으로, 우리나라의 주식수익률을 이용한 사건연구 모형들이 갖는 통계적 오류와 검정력(the

1) 사건연구방법론을 사용한 기존 연구논문의 목록은 김찬웅·김경원(1997)의 부록에 잘 정리되어 있다.

power of the tests)이 미국의 주식수익률 자료를 이용하여 수행한 Brown and Warner (1980, 1985)의 시뮬레이션 결과와는 서로 다를 개연성이 언제나 존재한다는 것을 의미한다. 따라서, 사건연구방법론을 우리나라 증권·금융시장 연구의 주요 방법론으로 정착시키기 위해서는 무엇보다도 먼저 우리나라 주식시장에서 사건연구방법론의 적합성을 보다 체계적으로 검정해야 할 필요가 있다.

이러한 필요성에 의해, 실제로 우리나라 주식수익률 자료를 이용하여 사건연구방법론의 적합성 여부를 시뮬레이션을 통해 비교분석한 Brown and Warner 형태의 실증연구들이 1980년 후반부터 홍동수(1989), 김찬웅·김경원(1997) 등에 의해 이루어졌다.

먼저, 홍동수(1989)는 1985년 4월 1일부터 1989년 3월 31일까지 한국증권거래소에 상장되어 있던 293개 주식의 실제 일별수익률 자료를 사용하여, 시뮬레이션 기법을 통해 초과수익률의 표본평균과 검정통계량의 경험적 분포를 파악하고 주요 성과측정 모형들의 검정력을 비교 분석하였다. 홍동수(1989)는 이를 위해, 총 293개의 주식 가운데 무작위 표본추출 방식으로 40개의 개별증권으로 구성된 100개의 표본을 선정하였다. 또한 개별증권이 추출될 때마다 가상의 사건일(hypothetical event date)을 무작위로 부여하였다. 그의 연구결과에 의하면, 우리나라 주식시장의 일별수익률 자료를 이용하여 추정한 초과수익률의 횡단면 표본평균과 검정통계량의 경험적 분포는 정규 분포에 근사적으로 접근하였으며, 사건일을 정확하게 포착할 경우 주요 성과측정 모형인 평균조정수익률모형, 시장조정수익률모형 및 시장모형 등이 유사한 검정력을 나타내었다. 또한, 사건일을 정확하게 포착하지 못할 경우 제1종오류 (Type I error)와 검정력이 동시에 현저하게 감소하였으며, Scholes and Williams의 추정법에 의해 수정한 시장모형이 OLS 시장모형보다 오히려 낮은 검정력을 보여 주고 있다.

김찬웅·김경원(1997)는 한국신용평가(주) 주식수익률 데이터베이스에서 1980년에서 1995년 기간 중 상장된 주식 가운데 675개를 모집단 표본으로 구성하고, 여기서 30개의 개별주식으로 구성된 60개의 표본을 선정하였다. 시뮬레이션 결과에 의하면, 우리나라에서 많이 사용되는 성과측정모형의 검정력은 대체로 우수하고 특히 시장조정수익률모형과 산업지수조정모형이 검정력에서 가장 우수한 것으로 나타났다. 그러나, 사건일이 집중된 경우, 제1종오류가 현저히 증가하고 검정력은 크게 떨어진 것으로 나타났다. 특히 5% 유의수준 하에서 제1종오류가 시장조정수익률모형의 경우 41.7%, 산업지수조정모형의 경우는 23.3%를 나타내, 사건일이 집중되지 않았을 경우와 비교해 볼 때 커다란 격차를 보이고 있다.

우리나라 주식수익률 자료를 바탕으로 사건연구방법론의 적합성을 시뮬레이션을 통해 검정을 시도한 홍동수(1989), 김찬웅·김경원(1997) 두 선행연구의 실증분석 결

과에 의하면, 사건연구방법론이 우리나라 주식시장에서도 적용 가능하다는 점과, 한편으로는 특정 시장상황에 적합한 사건연구방법이 Brown and Warner (1980, 1985)의 연구결과와 다르다는 점을 시사해 주고 있다. 그러나, 두 선행연구가 사건일 집중(event date clustering), 분산이동(variance shift), 횡단면 종속성, 사건일 미포착으로 인한 장기적인 성과측정(longer event periods), 시장지수의 선택문제 등이 사건연구방법의 검정력에 미치는 영향을 종합적으로 일관성 있게 다루지 못하고 있다. 이로 인해 두 선행연구는 우리나라 주식시장에서 예상되는 다양한 시장상황에서 가장 적합한 사건연구방법론을 제시하는 데에는 실패했다.

따라서, 본 연구에서는 선행연구의 결과를 보완하기 위해 1980년에서부터 1995년까지 우리나라 주식시장에 상장된 675개 주식을 대상으로 무작위 복원추출 방법에 의해 50개의 개별주식으로 구성된 250개 표본을 선정하여 다양한 시장상황, 즉 사건일 미포착, 사건일 집중, 횡단면 종속성(cross-sectional dependence), 비동시거래(non-synchronous trading), 분산이동, 시장지수의 선택문제 등이 사건연구방법론의 통계적 오류와 검정력에 미치는 영향을 종합적으로 분석한다. 그리고, 이러한 실증분석 결과를 바탕으로 우리나라 주식시장에서 가장 적합한 사건연구방법론을 제시하고자 한다.

이러한 목적 하에서 수행된 본 연구의 결과를 간단히 요약 제시하면 다음과 같다.

(1) 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우에는, 산업별주가지수를 시장지수로 선택한 시장모형 혹은 시장조정수익률모형으로 초과수익률을 측정하고, 초과수익률의 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 가장 우수한 사건연구방법으로 나타났다.

(2) 사건일을 정확하게 포착할 수 없는 경우에는, 동일가중지수(equally weighted index)를 시장지수로 선택한 시장모형 혹은 시장조정수익률모형으로 초과수익률을 측정하고, 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 가장 적합한 모형으로 나타났다. 그러나, 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우에 비해 제1종오류는 높게 나타나고 있으며, 검정력은 낮게 나타나고 있다.

(3) 사건일이 동일 날짜에 집중되어 개별주식의 초과수익률간의 횡단면 종속성이 증가할 경우 제1종오류가 높게 나타나고 있으며 검정력은 현저히 감소한다. 사건일 집중으로 인한 제1종오류를 감소시키는 데에는 횡단면 독립성을 가정한 검정법보다는 횡단면 종속성을 조정한 검정법이 더욱 효과적이다.

(4) Scholes-Williams의 추정법과 Dimson의 통합계수추정법에 의한 시장모형의 검정력이 OLS에 의한 시장모형보다 약간 높게 나타나고 있으나, 두 모형의 정교함에 비해 검정력 향상 효과는 매우 미미한 편이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 시뮬레이션 분석을 위한 표본선정 및 실험방법 등을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 우리나라 일별주식수익률을 이용한 시뮬레이션 분석결과를 바탕으로 일별초과수익률 및 검정통계량의 통계적 특성을 분석한다. 그리고 제Ⅳ장에서는 다양한 시장상황에 있어서 각 사건연구모형이 갖는 통계적 오차와 검정력을 시뮬레이션 기법에 의해 비교하여, 우리나라 주식시장에 가장 적합한 사건연구모형을 제시한다. 제Ⅴ장에서는 요약과 결론을 간단히 정리한다.

## Ⅱ. 표본 및 실험방법

### 1. 표본선정

본 연구의 시뮬레이션 실험에 사용될 표본의 수는 250개로 하며, 각 표본은 50개의 서로 다른 개별주식으로 구성된다. 각 표본을 구성하는 개별주식은 1980년 1월 4일부터 1995년 12월 31일까지의 기간 중에 상장된 주식 가운데 다음 조건을 만족시키는 675개 주식의 모집단으로부터 무작위로 복원 추출한다.

(1) 한국신용평가(주)의 주식수익률 데이터베이스에서 수익률 자료를 구할 수 있어야 한다.

(2) 최소한 250일간의 수익률 자료가 있어야 한다.

(3) 빠진 자료(missing data)가 많지 않아 성과측정모형의 계수를 추정할 수 있어야 한다.

개별주식에 있어서의 가상적인 사건에 대한 공시일(event day)은 인위적으로 설정하며, 표본기간 중에서 임의로 복원 추출한다.<sup>2)</sup> 표본을 구성하는 개별주식은 가상적인 사건일을 중심으로 -244일에서 +5일에 이르는 250일간의 주식수익률 자료를 가진다. 250일간의 기간 중에서 전반 239일간(-244일에서 -6일까지)을 추정기간(estimation period)으로, 후반 11일간(-5일에서 +5일)을 사건기간(event period)으로 설정한다.

### 2. 초과수익률 측정모형(excess return measures)

사건연구는 개별주식의 주가가격에 영향을 줄 수 있는 특정 정보가 주식시장에

2) 본 연구에서 무작위 추출(random sampling) 등과 같은 통계적 기법의 적용에는 주로 SAS 통계패키지를 이용하였다. 그리고, 사건연구모형의 검정력을 비교하기 위한 시뮬레이션 실험에 필요한 모든 컴퓨터 프로그램은 FORTRAN-77으로 작성되었다.

공시되었을 때, 개별주식의 수익률에 비정상적인 초과수익률이 발생하는가의 여부를 확인하는 연구방법론이다. 따라서, 비정상적인 수익률의 존재를 파악하기 위해서는 먼저 특정 사건이 발생하지 않았을 경우의 정상적인 수익률을 추정해야 한다. 사건 연구에서 정상적인 수익률을 측정하는 데에는 일반적으로 다음 3가지 모형이 가장 널리 이용되고 있다. 본 연구에서도 이 3가지 모형을 주요 성과측정 모형으로 사용한다.

- 1) 평균조정수익률모형 (mean adjusted returns model)
- 2) 시장조정수익률모형 (market adjusted returns model)
- 3) OLS 시장모형 (OLS market model)

(1) 평균조정수익률모형(이하 “평균조정모형”이라 칭함)

이 모형은 정상적인 기대수익률을 과거 추정기간 중의 실제 수익률의 산술평균으로 측정한다. 이 모형에 의한 초과수익률은 아래 식 (1)과 같이 정의된다.

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \bar{R}_i \quad (1)$$

$$\bar{R}_i = \frac{1}{239} \sum_{t=-244}^{-6} R_{i,t} \quad (2)$$

여기서,  $A_{i,t}$  = 개별주식  $i$ 의  $t$ 일의 초과수익률

$R_{i,t}$  = 개별주식  $i$ 의  $t$ 일의 실제수익률

$\bar{R}_i$  = 추정기간 중의 개별주식  $i$ 의 평균수익률

(2) 시장조정수익률모형(이하 “시장조정모형”이라 칭함)

이 모형은 개별주식의 정상적인 기대수익률은 시장지수의 기대수익률과 동일하다고 가정한다. 이 모형에 의한 초과수익률은 아래 식 (3)과 같이 정의된다.

$$A_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (3)$$

여기서,  $R_{m,t}$  =  $t$ 일의 시장지수의 수익률

(3) OLS 시장모형

이 모형은 정상적인 기대수익률을 OLS에 의해 추정된 계수를 이용한 시장모형에 의해 측정한다. 이 모형에 의한 초과수익률은 아래 식 (4)에 의해 정의된다.

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m,t} \tag{4}$$

식 (4)에서  $\hat{\alpha}_i$ ,  $\hat{\beta}_i$  는 추정기간 중에서 OLS에 의해 계산된 회귀계수들이다.

3. 귀무가설과 검정통계량(test statistics)

위에서 설명한 성과측정 모형들에 의해 추정된 초과수익률에 대한 통계적 유의성 검정은 각 표본별로 이루어진다. 유의성 검정시 귀무가설은 다음과 같이 정의한다.

$H_0$  : 사건일 '0'에서의 초과수익률은 존재하지 아니한다.

귀무가설을 검정하기 위한 통계량은 사건일 '0'에서의 평균초과수익률을 평균초과 수익률의 표준편차로 나눈 비율이며, 표준편차는 추정기간에서의 평균초과수익률의 시계열 자료로부터 계산된다. 사건일 t에서의 검정통계량은 아래 식 (5)와 같이 정의 된다.

$$\bar{A}_t / \hat{S}(\bar{A}_t) \tag{5}$$

$$\text{여기서, } \bar{A}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} A_{i,t} \tag{6}$$

$$\hat{S}(\bar{A}_t) = \sqrt{\left( \sum_{t=-244}^{-6} (\bar{A}_t - \bar{\bar{A}})^2 \right) / 238} \tag{7}$$

$$\bar{\bar{A}} = \frac{1}{239} \sum_{t=-244}^{-6} \bar{A}_t \tag{8}$$

$N_t = t$  시점의 표본의 크기

만약  $t$  일의 평균초과수익률  $\bar{A}_t$  가 상호 독립적이고 동일한 분포를 이루며 그것이 정규분포에 따른다면, 식 (5)에서 정의한 검정통계량은 귀무가설 하에서  $t$  분포를 이룬다. 본 연구에서는 추정기간이 239일이므로 자유도가 200을 초과하기 때문에, 검정통계량은 근사적으로 표준정규분포(unit normal distribution)에 따른다고 볼 수 있다. 주목해야 할 점으로는, 검정통계량을 계산하는데 있어서 시계열 자료를 이용함으로써, 검정통계량이 개별주식의 초과수익률간의 횡단면 종속성(cross-sectional dependence)을 고려하게 된다는 점이다. 왜냐하면,  $t$  일의 평균초과수익률은  $t$  일에서 표본을 구성하는 주식들의 포트폴리오의 평균초과수익률을 의미하기 때문이다.<sup>3)</sup> 그러나, 이 검정통계량은 초과수익률의 시계열 종속성은 고려하지 않고 있다(Brown and Warner(1985), pp. 7~8).

#### 4. 초과수익률의 가산(introducing abnormal performance)

본 연구에서 사용되는 표본은 무작위로 선정된 50개의 개별주식으로 구성되며, 개별주식에 부여된 가상적인 사건일도 무작위로 선정되었기 때문에, 체계적인 초과수익률이 발생할 수 없다. 따라서, 본 연구에서는 사건연구에 이용되고 있는 다양한 성과측정 모형들의 검정력을 비교 분석하기 위해, 실제수익률에다 일정한 수준의 비정상수익률을 인위적으로 가산한다.

예를 들어, 1%의 비정상수익률이 일정 표본을 구성하는 50개 개별주식의 가상사건일에 발생한다고 가정하면, 모든 개별주식의 가상사건일의 실제 주식수익률에다 상수 0.01을 가산하는 방법으로 비정상수익률을 인위적으로 부여한다.

이처럼 개별주식의 사건일에 일정한 크기의 陽의 비정상수익률을 인위적으로 가산할 경우, 아래 조건식이 의미하는 바와 같이 효율시장 하에서 비정상수익률의 무조건부 기대치(unconditional expected abnormal return)는 0이 되어야 한다는 제약조건을 만족시키기 위해 비사건일의 수익률을 하향조정해 주어야 한다.

$$E(\tilde{A}_{i,t}) = [E(\tilde{A}_{i,t} | I=0)] P(I=0) + [E(\tilde{A}_{i,t} | I=1)] P(I=1) = 0$$

3) 식(5)에서 정의한 검정통계량에 의한 검정법은 Masulis(1980), Dann(1981) 등 많은 사건연구에서 사용되고 있으며 Jaffe(1974)의 표준화잔차검정법의 변형이기도 하다. 이 검정통계량이 평균초과수익률의 분산을 추정할 때 개별주식의 초과수익률간의 횡단면 상관관계 즉 횡단면 종속성을 고려하고 있다는 사실에 대한 수학적 증명은 Collins and Dent(1984, pp. 62~63)를 참조바람.



여기서,  $A_{i,t}$  = 주식  $i$ 의  $t$ 일에서의 비정상수익률

$I$  = 사건이 발생할 경우에는 1을, 그렇지 않을 경우에는 0의 값을 가지는 정수

$E(A_{i,t})$  = 초과수익률의 무조건부 기대치

$E(A_{i,t} | I=x)$  =  $I$ 가  $x$ 값을 가질 때 초과수익률의 조건부 기대치

$P(I=x)$  =  $I$ 가  $x$ 값을 가질 확률

비사건일의 수익률을 어떻게 하향조정할 것인가는 각 거래일에 사건이 발생할 사전적 확률에 따라 달라진다. 그러나, 실제 사건연구에 있어서 이 사전적 확률을 관찰하기는 거의 불가능하다. 따라서, 본 연구에서는 편의상 (-244, +5) 기간동안 각 거래일에 사건이 발생할 확률을 1/250로 균일하다고 가정하여, 실제의 수익률에서 (비정상수익률의 크기)/250 만큼을 차감하는 방법으로 비사건일의 실제수익률을 조정한다.

## 5. 검정력(the power of tests)

먼저, 주어진 표본에 있어서 비정상수익률이 인위적으로 가산되지 않았을 경우, 초과수익률이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되는지의 여부를 검정한다. 표본을 구성하는 개별주식들이 무작위로 선정되었다면 체계적인 초과수익률이 나타나지 않을 것이므로, 귀무가설은 기각될 수 없다. 귀무가설이 진실임에도 불구하고 그것을 기각한다면, 이것을 제1종오류 (Type I error)로 정의한다.

그리고, 표본을 구성하는 개별주식의 실제수익률에다 일정한 수준의 비정상수익률을 인위적으로 가산한 후, 각 사건연구방법들이 비정상수익률의 존재를 어느 정도 정확히 파악해 내는가를 조사한다. 비정상수익률을 각 표본에 인위적으로 가산하였음에도 불구하고 초과수익률이 존재하지 않는다는 귀무가설 (the null hypothesis of no abnormal performance)을 기각하지 못할 경우 이것을 제2종오류 (Type II error)로 정의한다. 즉 제2종오류는 귀무가설이 거짓임에도 불구하고, 귀무가설을 기각하지 못할 경우에 발생하는 오류를 의미한다. 그리고, 일정한 수준의 비정상수익률이 가산되었을 때, 사건연구방법의 검정력은 (1 - 제2종오류의 확률)로 정의될 수 있다.

본 연구에서는 특정한 시장상황에 가장 적합한 사건연구방법을 규정하는 데 있어서 무엇보다도 각 사건연구방법의 검정력을 가장 중요한 기준으로 삼는다. 즉 최적 사건연구방법은 제1종오류가 허용범위를 벗어나지 않으면서 검정력이 가장 높은 연구방법을 의미한다.

### Ⅲ. 초과수익률 및 검정통계량의 통계적 특성

#### 1. 일별 초과수익률의 특성(properties of daily excess returns)

<표 1>은 비정상수익률이 인위적으로 가산되지 않았을 경우, 우리나라의 실제 주식수익률 자료를 이용한 여러 성과측정치(performance measures)의 특성을 보여주고 있다. <표 1>의 패널 A는 추정기간 동안의 시계열 자료에서 추정한 개별주식의 일별수익률과 초과수익률의 분포특성을 나타낸 것이다. 반면에, 패널 B는 250개 표본에 대해 사건일 '0'에서의 횡단면 표본평균 수익률(mean returns)과 표본평균 초과수익률(mean excess returns)의 횡단면 분포특성을 나타낸 것이다.

<표 1>

인위적인 비정상수익률이 가산되지 않았을 때의 일별 수익률 및 초과수익률의 통계적 특성; 표본수는 250개, 각 표본은 50개 주식으로 구성.

##### 패널 A

패널 A는 전체표본을 구성하고 있는 개별주식의 일별 수익률 및 초과수익률의 특성을 나타낸 것이다. 개별주식에 대한 모수측정치들은 추정기간(estimation period) 동안 각 성과측정 모형에 의해 측정된 초과수익률을 이용하여 산출하였다. 패널에 제시된 각 모수추정치는 12,500개 (250개 표본 × 50개 주식) 추정치들의 평균값을 나타낸 것이다. 각 주식당 관찰가능한 최대 주식수익률은 239개이다. 시장지수로는 동일가중지수(equally weighted index)를 사용하였다.

성과측정모형	평균	표준편차	skewness	kurtosis	J-B 통계량
단순수익률	0.0007	0.0230	0.3487	5.5426	69.2231*
평균조정모형	0.0000	0.0230	0.3487	5.5426	69.2231*
시장조정모형	-0.0001	0.0203	0.2370	4.8539	36.4636*
시장모형	-0.0001	0.0197	0.2689	5.3682	58.7287*

##### 패널 B

패널 B는 사건일 '0'에서의 표본평균 수익률 및 초과수익률의 횡단면 특성을 나타낸 것이다. 패널에 나타난 각 수치는 250개 표본의 평균초과수익률 자료에 의해 산출된 것이다. 각 표본에 있어서, 평균초과수익률은 해당표본을 구성하는 50개의 개별주식의 사건일 '0'에서의 초과수익률을 단순 평균한 값이다.

성과측정모형	평균	표준편차	skewness	kurtosis	J-B 통계량
단순수익률	0.0005	0.0034	0.1812	2.8756	1.5287
평균조정모형	-0.0003	0.0034	0.1641	2.8623	1.3199
시장조정모형	0.0001	0.0032	0.0212	2.7909	0.4741
시장모형	-0.0001	0.0032	0.0166	2.8739	0.1772

\* 5% 유의수준 하에서 유의함.

<표 1>의 패널 A에서 볼 때, 개별주식의 일별수익률과 일별초과수익률은 정규분포에서 크게 벗어나고 있음을 알 수 있다. 일별수익률의 왜도(skewness)의 평균값이 0.3487로 정규분포와 비교해 볼 때 상당히 오른쪽으로 기울어진(right skewed) 분포형태를 보이고 있을 뿐만 아니라, 첨도(kurtosis)도 5.5426으로 정규분포의 '3'에서 크게 벗어나 있다. 본 연구에서는 일별수익률 분포의 정규성을 최종적으로 검정하는 데 Jarque-Bera(1982)의 검정법을 사용하였다. 이 검정방법은 어떤 분포의 왜도와 첨도를 동시에 고려하여 분포의 정규성을 검정하는 것인데, 검정통계량은 다음과 같이 정의되며  $\chi^2(2)$  분포에 따른다.

$$T \cdot \left[ \frac{s^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right] \sim \chi^2(2)$$

여기서,  $T$  = 관측치의 수  
 $s$  = 분포의 왜도(skewness)  
 $k$  = 분포의 첨도(kurtosis)

일별수익률의 Jarque-Bera 검정치는 69.2231로 5% 유의수준 하에서 임계치인 5.99보다 훨씬 커므로 일별수익률의 정규성을 기각하는 것으로 나타났다. 이것은 우리나라 주식의 일별수익률 확률분포의 정규성에 대한 기존의 연구결과와 일치하는 것이다(이일균(1989), 이윤선(1997)).

개별주식의 일별초과수익률의 실증분포도 성과측정 모형에 관계없이 개별주식의 일별수익률의 분포와 마찬가지로 정규분포를 형성하고 있지 않다. 시장모형의 예를 들면, 시장모형으로 추정된 개별주식의 초과수익률 분포의 왜도(skewness)가 0.2689, 첨도(kurtosis) 5.3682로 일별수익률의 경우보다는 작으나 여전히 Jarque-Bera 검정치가 58.7287로 정규성을 기각하고 있다. 그러므로, 개별주식의 일별초과수익률은 일별수익률과 마찬가지로 정규분포를 형성하고 있지 않다.

<표 1>의 패널 B는 50개의 개별주식으로 구성된 250개 표본의 횡단면 평균초과수익률(cross-sectional mean excess returns)의 실증분포를 나타낸 것이다. 표본의 횡단면 평균초과수익률은 개별주식의 일별초과수익률보다는 정규분포에 더욱 근접하고 있음을 보여주고 있다. 이것은 중심극한정리가 성립함을 보여주고 있다. 평균초과수익률 분포의 첨도는 성과측정모형에 관계없이 개별주식의 초과수익률에 비해 낮으며 정규

분포의 '3'에 접근하고 있다. 그러나, 왜도의 경우는 개별주식의 경우보다는 낮으나 여전히 0.0166 (시장모형)에서 0.1641 (평균조정수익률모형)의 편차를 보이면서 양의 값을 나타내고 있다. Jarque-Bera 검정법에 의해 횡단면 평균초과수익률의 실증적 분포의 정규성을 검정한 결과, 평균수익률 뿐만 아니라 각 성과측정 모형에 기초한 평균초과수익률 분포의 Jarque-Bera 검정치가 모두 5% 유의수준 하에서 정규성을 기각하지 못하는 것을 나타냈다.

이와 같이, 우리나라 주식시장에 있어서 개별주식의 수익률과 초과수익률의 실증 분포는 정규분포를 형성하고 있지 않으나, 50개의 개별주식으로 구성된 표본의 횡단면 평균수익률 및 평균초과수익률은 정규분포로부터 크게 벗어나지 않고 있음을 알 수 있다. 따라서, 전통적인 사건연구는 일반적으로 표본의 횡단면 평균초과수익률의 유의성을 검정하는 연구방법론이므로, 표본평균 초과수익률이 정규분포를 형성하는 한 개별주식의 초과수익률의 분포가 정규분포에 따르지 않는다는 것으로 심각한 방법론상의 문제를 야기시키지 않을 것이다.

그리고, <표 1>의 패널 B에서, 250개 표본평균 수익률의 평균값은 0.0005이며 t값은 2.12로 유의적인 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 그러나, 이와는 달리 250개 표본의 사건일 '0'에서의 평균초과수익률은 초과수익률의 측정모형에 관계없이 모두 0에 가까운 평균값을 갖는다. 이 중에서 가장 큰 평균값(절대치의 관점에서)을 보여주고 있는 평균조정모형의 경우, 평균값이 -0.0003이나 t 값이 -1.34로 5% 유의수준 하에서 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 패널 B에서 주목해야 할 점으로는, 주요 성과측정 모형으로 산출한 횡단면 평균초과수익률의 표준편차가 모두 비슷한 수준을 보여주고 있다는 점이다. 즉 단순평균수익률의 표준편차와 평균조정모형에 의한 평균초과수익률의 표준편차가 0.0034이며, 시장조정모형 및 시장모형에 의한 평균초과수익률의 표준편차는 0.0032로 거의 비슷한 수준이다. 평균초과수익률의 표준편차에 관한 이러한 결과는, 사건연구에서 주로 이용되고 있는 주요 성과측정 모형간에 검정력의 차이가 별로 크지 않을 것이라는 점을 시사해 주고 있다. 미국증권시장의 수익률 자료를 이용한 Brown and Warner(1985)도 이러한 사실을 보고하고 있다.

## 2. 검정통계량의 특성(properties of the test statistics)

<표 2>는 사건일 '0'에 비정상수익률을 인위적으로 가산해 주지 않았을 때 각 표본에서 계산된 250개 검정통계치에 대한 실증적 분포의 특성을 나타낸 것이다.

〈표 2〉

아래 표는 사건일 '0'에 인위적인 비정상수익률이 주어지지 않았을 때, 각 표본에서 계산된 250개 검정통계치의 경험적 분포의 특성을 나타낸 것이다. 표본의 크기는 50개이며 각 표본을 구성하는 주식과 사건일은 무작위로 선정되었다. 시장지수로는 동일가중지수를 사용하였다.

성과측정모형	평균	표준편차	평균의 t 값	skewness	kurtosis	J-B 통계량 <sup>a</sup>
평균조정모형	-0.097	0.99	-1.5619	0.1628	2.9752	1.1112
시장조정모형	0.011	1.06	0.1585	0.0316	2.9724	0.0497
시장모형	-0.046	1.08	-0.6739	-0.0183	3.0107	0.0151

<sup>a</sup> 5% 유의수준 하에서 임계치는 5.99이다.

홍동수(1989)의 연구에서도 보고된 바와 같이, 검정통계량의 경험적 분포는 초과수익률의 측정모형에 관계없이 근사적으로 평균 0, 표준편차가 1인 표준정규분포(unit normal distribution)에 따른다는 것을 보여주고 있다. 예를 들어, 시장모형의 경우 각 표본에서 산출한 250개 검정통계치의 평균은 -0.046 ( $t=-0.0183$ )으로 유의적이지 못하며, 표준편차는 1.08로 나타났다. 왜도(skewness)는 -0.0183에 불과하며, 첨도도 3.0107로 정규분포의 '3'에 거의 접근하고 있다.

그리고 검정통계량의 정규성에 대한 Jarque-Bera 검정결과, Jarque-Bera 검정치가 5% 유의수준하의 임계치인 5.99보다 작아 정규성 가설을 기각할 수 없으므로 시장모형에 기초한 검정통계량은 표준정규분포를 형성하고 있다. 시장조정모형과 평균조정모형의 경우도 검정통계량이 근사적으로 표준정규분포에 따르고 있다. 다만 평균조정모형에 의한 검정통계량의 왜도가 0.1628로 오른쪽으로 기울어진 비대칭성을 보여주고 있다.

#### IV. 시뮬레이션에 의한 모형의 검정력 비교

본 연구에서는 무작위 복원추출 방법에 의해 선정된 50개 개별주식으로 구성된 250개 표본을 대상으로 사건일 포착여부, 사건일 집중, 횡단면 종속성, 분산이동, 시장지수의 선택, 비동시거래 등이 사건연구의 통계적 오류와 검정력에 미치는 영향을 시뮬레이션 기법을 통해 분석한다. 이를 위해, 먼저 사건연구방법의 검정력에 가장 큰 영향을 미치는 요인인 사건일 포착여부에 따라 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우와 그렇지 못한 경우를 크게 구분하여 각각 시뮬레이션 실험을 수행하도록 한다.

## 1. 사건일(event day)을 정확히 포착할 수 있는 경우

### (1) 기본사례의 시뮬레이션 결과(baseline simulation)

본 연구에서는 사건일 집중현상, 비동시거래, 사건기간 중의 분산증가 등과 같이 사건연구의 검정력에 영향을 미치는 주요 시장환경들이 발생하지 않는 경우를 본절 <1. 사건일을 정확하게 포착할 수 있는 경우>의 기본사례(base case)로 설정한다. 이러한 기본사례에서 사건연구방법의 검정력은 나중에 시장환경 요인들이 검정력에 어떠한 영향을 미치는가를 시뮬레이션을 통해 분석할 시에 비교기준으로 삼는다.

본 연구에서 설정한 기본사례의 시뮬레이션 실험은 Brown and Warner(1985)의 기본사례 시뮬레이션을 그대로 원용하였는데, 이것은 본 연구결과와 미국 주식수익률 자료를 이용한 Brown and Warner(1985)의 연구결과를 직접 비교해 보기 위해서이다. 기본사례의 검정시 시장지수로는 동일가중지수(equally weighted index)를 사용하며, 검정 통계량은 앞의 식 (5)에서 정의한 바와 같이 횡단면 종속성(cross-sectional dependence)을 조정한  $t$  통계량을 이용한다.

〈표 3〉

아래 표는 사건일을 정확히 포착할 수 있으며 사건일 '0'에 비정상수익률이 인위적으로 가산되었을 때, 성과측정 모형간의 검정력을 비교한 것이다. 각 수치는 250개의 전체 표본 중에서 귀무가설이 기각된 표본의 비율을 나타낸 것이다. 귀무가설  $H_0$ : 사건일 '0'에서의 평균초과수익률 = 0<sup>a</sup>.

성과측정모형	사건일 '0'에 부가된 비정상수익률의 크기			
	0	0.005	0.01	0.02
평균조정모형	4.0%	38.4%	87.6%	100.0%
시장조정모형	6.8	46.4	92.0	100.0
시 장 모 형	6.0	47.6	92.8	100.0

<sup>a</sup> 각 표본은 50개의 주식으로 구성되어 있으며, 사건일에서의 비정상수익률의 통계적 유의성을 검정하기 위해 5% 유의수준에서 단측검정을 시행하였다. 표본기간은 1980년에서부터 1995년까지이다.

<표 3>은 사건일 '0'에서 비정상수익률을 0~2% 크기로 가산하였을 때, 주요 성과측정 모형들의 기각률(rejection frequency)을 나타낸 것이다. 사건일 '0'에서 비정상수익률이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 검정은 5% 유의수준 하에서 단측검정으로 행해진다.

<표 3>이 보여주는 바와 같이, 사건일 '0'에 비정상수익률이 인위적으로 가산되지 않았을 때, 각 성과측정 모형의 기각률은 4%에서 6.8%에 이른다. 이것은 제1종오류로 검정통계량이 설정의 오류(misspecification)를 갖지 않는다고 가정할 경우 95%의 신뢰구간인 2.3~7.7%<sup>4)</sup> 범위 내에 속하므로, 각 모형의 제1종오류는 적절한 수준으로 볼 수 있다. 1%의 비정상수익률을 인위적으로 발생시켰을 때, 평균조정모형은 87.6%, 시장조정모형은 92.0%, 시장모형은 92.8%의 기각률을 보여주고 있다. 시장모형과 시장조정모형의 검정력이 평균조정모형의 검정력보다 대체로 높게 나타나고 있다. 이것은 비정상수익률이 0.5%일 때도 나타나고 있으나, 비정상수익률이 2%에 이르면 모든 모형이 똑같이 100%의 검정력을 보이고 있다. 시장조정모형은 시장모형에 비해 단순함에도 불구하고 거의 동일한 검정력을 보이고 있는데, 이것은 <표 1>의 패널 B에서 제시한 바와 같이 시장조정모형으로 추정된 표본평균 초과수익률의 표준편차가 시장모형의 그것과 거의 동일한 크기를 갖는 데 기인한다.

Brown and Warner(1985)의 연구결과와 비교해 볼 때, 비정상수익률의 크기에 관계없이 각 모형의 검정력은 미국의 주식수익률 자료를 이용한 경우보다 훨씬 높게 나타났다. 예를 들어, 본 연구에서 시장모형의 경우 1%의 비정상수익률이 가산되었을 때 기각률이 92.8%인데 비해, Brown and Warner(1985)의 연구결과에서는 80.4%에 불과하다. 이것의 가장 직접적인 요인은 시장모형의 경우, Brown and Warner(1985)의 연구에서 사용한 표본의 평균초과수익률의 표준편차가 0.0038인데 반해, 본 연구에서는 표준편차가 0.0032로 훨씬 작기 때문이다.

<표 4>는 귀무가설의 검정통계량이 표준정규분포(unit normal distribution)에 따른다는 가정하에서 인위적으로 부가된 초과수익률의 크기에 따라 시장모형의 이론적 검정력<sup>5)</sup>과 실증적 검정력(<표 3>에서 제시)을 비교한 것이다.

4) 검정통계량의 실증분포가 이론적 분포와 일치하고 귀무가설이 진실일 경우라도, 기각률이 정확히 유의수준과 일치하는 것은 아니다. 이것은 기각률 그 자체가 이항분포(binomial distribution)를 갖는 확률변수이기 때문이다. 귀무가설이 진실일 때 250개 표본의 가설검정 결과가 독립적이라고 가정한다면, 5% 유의수준하에서 기각률 P는 다음에서 정의한 95%의 신뢰구간에 속하게 될 것이다.

$$0.05 - 1.96 \sqrt{\frac{0.05(0.95)}{250}} < P < 0.05 + 1.96 \sqrt{\frac{0.05(0.95)}{250}}$$

$$0.023 < P < 0.077$$

5) 시장모형의 이론적인 검정력 함수(power function)를 도출하는 데 있어서 계산을 보다 간편하게 하기 위해, 모든 표본에 있어서 평균초과수익률의 표준편차가 0.0032로 동일하다고 가정한다. 이러한 가정 아래, 시장모형의 검정력 함수에 있어서 초과수익률의 크기가  $\theta$ 일때의 기각률  $P(\theta)$ 는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\text{기각률 } P(\theta) = \text{Prob} \left( t > 1.645 - \frac{\theta}{0.0032} \right)$$

<표 4>는 우리나라 주식수익률 자료를 이용한 시장모형의 실증적 검정력이 초과 수익률의 크기에 관계없이 이론적 검정력과 놀라울 정도로 일치하고 있음을 잘 보여 주고 있다. 우리나라 주식시장의 제도적 특성과 투자자들의 투자형태가 미국과 많은 차이가 있음에도 불구하고 사건연구모형의 검정력이 이론적 검정력과 거의 일치하고 있다는 것은, 우리나라 주식시장이 갖는 제도나 투자형태의 제특성이 전체적으로 사건연구모형의 검정력에 부정적인 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다.

〈표 4〉

다음은 우리나라의 실제 일별 주식수익률 자료를 이용한 시장모형의 실증적 검정력과 이론적 검정력을 비교한 것이다. 각 수치는 5% 유의수준하에서 250개 표본의 기각률을 나타낸 것이다. 귀무가설  $H_0$ : 사건일 '0'에서의 평균초과수익률 = 0.

시장모형의 검정력	사건일 '0'에서의 초과수익률의 크기			
	0	0.005	0.01	0.02
이론적 검정력	5.0	46.4	92.9	100.0
실증적 검정력	6.0	47.6	92.8	100.0

## (2) 사건일 집중과 횡단면 종속성

사건연구에 있어서, 표본을 구성하는 개별주식의 사건일이 특정한 달력일자(calendar date)에 집중되는 경우가 가끔 일어나게 된다. 예를 들어, 정부의 규제 공표나 혹은 강제적인 회계처리 규정의 변경 등은 사건일 중심으로 동시에 시장 전체의 대부분의 주식가격에 영향을 줄 수 있다. 이와 같이 동일한 일자에 사건일이 집중되어 표본을 구성하는 모든 주식들의 가격에 동시에 영향을 주는 현상을 사건일 집중(the clustering of the event day)이라고 한다.

사건일 집중이 사건연구방법의 검정력에 미치는 영향은 크게 다음의 2가지로 요약할 수 있다. 첫째, 사건일 집중으로 특정 일자에 표본을 구성하는 개별기업들의 초과수익률간의 횡단면 상관관계가 높아진다면, 사건일 집중은 평균초과수익률의 분산을 증가시켜 사건연구의 검정력을 떨어뜨린다. 둘째, 비정상수익률이 존재하지 않는 경우라도, 개별기업들의 초과수익률이 正의 상관관계를 가진다면, 귀무가설을 기각시키는 빈도가 그렇지 않은 경우보다 높게 나타난다.



사건일 집중에 의한 횡단면 종속성의 증가가 사건연구방법의 검정력에 미치리라고 예상되는 효과를 시뮬레이션을 통해 실험해 보기 위해, 본 연구에서는 기본사례와는 약간 다른 새로운 절차에 의해 개별기업의 사건일을 선정한다. 즉 각 표본에 있어서 표본을 구성하는 50개의 모든 개별주식에 대해, 사건일은 특정한 달력일자를 임의로 선정하여 공동의 사건일로 정한다. 그러나, 각 표본간에는 상호 다른 달력일자를 사건일로 선정한다. 이러한 절차에 의해, 시뮬레이션을 위한 사건일 집중현상을 발생시킨다.

사건일 집중현상이 사건연구방법의 검정력에 미치는 영향을 분석하는 데 사용될 검정통계량은 횡단면 종속성(cross-sectional dependence)을 고려하느냐의 여부에 따라 달리 설정될 수 있다. 즉, 개별주식의 초과수익률간의 횡단면 종속성을 고려한 검정통계량과 횡단면 독립성(cross-sectional independence)을 가정한 검정통계량에 의한 검정이 각각 이루어질 수 있다. 개별기업의 초과수익률간에 횡단면 종속성이 분명히 존재함에도 불구하고 평균초과수익률의 분산을 추정할 시에 이를 고려하지 않는다면, 분산이 과소하게 추정되어 귀무가설의 기각률이 상대적으로 높게 나타날 수도 있다. 이러한 점을 감안하여 횡단면 종속성을 조정한 것이 앞의 식 (5)에서 정의한 검정통계량이다.

그러나, 합리적인 검정통계량을 설정할 시에 횡단면 종속성을 반드시 고려해야 하는 것은 아니다. 횡단면 종속성의 정도가 별로 높지 않을 경우에는 (사건일 집중이 발생하지 않을 경우), 횡단면 종속성을 무시하더라도 평균초과수익률의 분산을 추정하는 데에 유의적인 편기(bias)가 거의 발생하지 않는다. 때로는 횡단면 종속성을 조정하는 것이 횡단면 독립성을 가정하는 경우보다 오히려 검정력을 더욱 떨어뜨릴 수도 있다. 비록, 횡단면 독립성에 대한 가정은 현실을 단순화한 것이지만 검정통계량에 사용될 평균초과수익률의 분산을 보다 정교하게 측정할 수 있게 한다면 사건연구방법의 검정력을 높일 수도 있다.

<표 5>는 사건일 집중과 횡단면 종속성이 사건연구방법의 제1종오류와 검정력에 미치는 영향을 분석한 것이다. 본 연구에서 횡단면 독립성을 가정할 경우에는 부록식 (A3)에서 정의한 검정통계량을 사용한다.<sup>6)</sup>

6) 부록식(A3)에서 정의하고 있는 것은 검정통계량은 Patell(1976), Dodd and Warner(1983), Travlos(1987) 등 많은 사건연구에 널리 사용되고 있으며, 한국신용평가(주)의 KIS-SMAT 데이터베이스의 Event Program이 제공하는 평균표준화초과수익률(SAR)도 이와 동일한 것이다. 단, 본 연구에서는 추정기간에 산출한 평균초과수익률의 분산을 근거로 사건기간의 분산을 예측하는 데 사용되는 조정항목(Patell (1976), 식(6a), p.256)은 무시하였다. 왜냐하면, 추정기간의 관찰일수가 많을 경우 조정항목은 거의 1.0에 접근하므로 조정항목의 존재여부가 제1종 오류와 검정력에 거의 영향을 미치지 않기 때문이다.

〈표 5〉

아래 표는 사건일을 정확히 포착할 수 있으며 횡단면 독립성을 가정했을 경우 성과측정 모형의 검정력을 나타낸 것이다. 횡단면 독립성이 각 모형의 검정력에 미치는 영향을 사건일이 집중된 경우 (clustering)와 그렇지 않은 경우(non-clustering)로 나누어 살펴보았다. 각 수치는 귀무가설이 기각된 표본의 비율을 표시한 것이다. 귀무가설  $H_0$ : 사건일 '0'에서의 평균초과수익률= 0<sup>\*</sup>.

<패널 A : 사건일이 집중되지 않았을 경우>

성과측정모형	사건일 '0'에 부가된 비정상수익률의 크기			
	0	0.005	0.01	0.02
평균조정모형				
종속성조정	4.0%	38.4%	87.6%	100.0%
독립성가정	4.4	45.6	93.6	100.0
시장조정모형				
종속성조정	6.8	46.4	92.0	100.0
독립성가정	5.6	55.6	95.6	100.0
시 장 모 형				
종속성조정	6.0	47.6	92.8	100.0
독립성가정	5.6	61.6	98.0	100.0

<패널 B : 사건일이 집중되었을 경우>

성과측정모형	사건일 '0'에 부가된 비정상수익률의 크기			
	0	0.005	0.01	0.02
평균조정모형				
종속성조정	3.6%	8.8%	16.0%	46.0%
독립성가정	23.6	44.0	68.0	91.6
시장조정모형				
종속성조정	5.2	45.6	92.4	100.0
독립성가정	6.0	51.6	92.4	100.0
시 장 모 형				
종속성조정	5.6	43.6	93.6	100.0
독립성가정	8.4	48.4	94.4	100.0

\* 표본의 크기=50; 단측검정,  $\alpha=0.05$ ; 표본기간 1980~1995.

#### 가. 사건일이 집중되지 않은 경우(non-clustering)

<표 5>의 패널 A는 사건일의 집중현상이 발생하지 않았을 경우, 개별기업의 초과수익률간의 횡단면 독립성을 가정한 검정법과 횡단면 종속성을 조정한 검정법의 제1종오류와 검정력을 비교한 것이다. 초과수익률이 존재하지 않는 경우, 횡단면 독립성을 가정한 검정법에 의하면 성과측정 모형에 관계없이 기각률(제1종오류)이 5% 유의수준 하에서 허용범위인 2.3~7.7% 내에 들었다. 이것은, 사건일이 집중되지 않은 경우 분산 추정시에 횡단면 독립성을 가정하더라도 횡단면 종속성을 조정했을 경우와 마찬가지로 제1종오류에 있어서 유의할 만한 편기가 나타나지 않는다는 것을 의미한다. 사건일이 집중되지 않았을 경우의 시뮬레이션 실험 설계시에 개별기업의 가상사건일을 1980년 1월 4일에서 1995년 12월 31일에 이르는 약 4,688일의 거래일 중 균등분포(uniform distribution) 가정하에 어느 하루를 무작위로 선정하였기 때문에, 개별주식의 초과수익률간의 횡단면 상관관계가 매우 낮을 수밖에 없다. 따라서, 이러한 경우에는 제1종오류를 감소시키기 위해 개별주식 초과수익률간의 횡단면 종속성을 조정해 줄 필요는 없다.

0.5%의 비정상수익률이 가산되었을 경우에, 횡단면 독립성을 가정한 시장모형의 기각률은 61.6%로, 횡단면 종속성을 조정한 시장모형의 기각률 47.6%보다 높게 나타났다. 이러한 결과는 시장조정모형과 평균조정모형의 기각률에서도 똑같이 나타나고 있다. 이것은, 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 그렇지 않은 것보다 거의 2배 가까운 검정력을 보였다는 Brown and Warner(1985)의 연구결과 만큼 획기적인 증가는 보이지 않았으나, 우리나라 주식시장에서도 사건일이 집중되지 않는다면 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 횡단면 종속성을 조정한 검정법보다 훨씬 우수하다는 것을 실험적으로 보여주고 있다.

이처럼, 사건일이 동일 달력일자에 집중되지 않은 경우에는 표본을 구성하는 개별주식의 초과수익률간의 횡단면 상관관계가 매우 낮기 때문에, 횡단면 종속성에 대한 조정여부가 사건연구방법의 제1종오류에 미치는 영향은 극히 미미하다. 반면에, 사건일이 집중되지 않아 개별주식 초과수익률간의 상관관계가 매우 낮음에도 불구하고 횡단면 종속성을 조정한 검정통계량을 사용할 경우에는 그렇지 않은 경우(횡단면 독립성을 가정한 경우)에 비해 오히려 사건연구방법의 검정력을 떨어뜨리는 역효과를 낳게 된다.

#### 나. 사건일이 집중된 경우(clustering)

<표 5>의 패널 B는 사건일이 동일한 날짜에 집중되었을 경우, 횡단면 독립성을 가정한 검정법과 횡단면 종속성을 조정한 검정법의 제1종오류와 검정력을 비교한 것

이다. 먼저 초과수익률이 존재하지 않을 때 사건일 집중현상으로 표본을 구성하는 개별기업의 주식수익률간에 횡단면 종속성이 증가하게 됨으로써, 횡단면 독립성을 가정한 검정법의 제1종오류가 상당히 증가하였음을 보여주고 있다. 특히 평균조정모형의 경우, 횡단면 종속성을 조정한 검정법에 의한 제1종오류가 3.6%인데 반해 횡단면 독립성을 가정한 검정법의 기각률은 23.6%로 제1종오류가 지나치게 높게 나타났다. 시장모형의 경우도, 횡단면 종속성을 조정했을 때의 기각률은 5.6%이나 독립성을 가정했을 때는 8.4%로 5% 유의수준 하에서 제1종오류의 허용범위를 벗어나고 있다. 이들에 비해 시장조정모형은 그 영향이 작으나, 제1종오류의 증가 경향은 동일하게 나타났다.

한편, 비정상수익률이 0.5%~2% 가산되었을 경우, 사건일이 집중되지 않았을 때와 마찬가지로 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 종속성을 조정한 검정법보다 여전히 높은 검정력을 보여주고 있다. 그러나, 시장모형과 시장조정모형에 있어서 0.5% 초과수익률을 가산했을 경우를 제외하고는 두 검정법의 검정력의 차이는 거의 무시할 수 있는 수준이다.

이러한 결과는, 사건일이 동일한 날짜에 집중되어 개별주식의 일별수익률간에 횡단면 종속성이 증가할 가능성이 높음에도 불구하고, 횡단면 종속성을 무시하고 독립성을 가정한 검정법을 사용할 경우 제1종오류가 증가해 허용범위를 크게 벗어날 수 있음을 보여주고 있다. 특히 Dent and Collins(1984)가 지적한 바와 같이, 만약 표본을 구성하는 개별주식들이 무작위가 아닌 동일한 산업군에서 추출되었을 경우에는 개별기업간의 높은 횡단면 종속성으로 인해 검정통계량의 설정의 오류(misspecification)가 본 연구에서 제시된 수준보다 훨씬 높게 나타날 수도 있다. 따라서, 사건일이 집중되었을 경우에는 가능한 한 횡단면 종속성을 조정해 주는 검정법을 사용하는 것이 검정력을 크게 감소시키지 않으면서 제1종오류를 허용범위 내로 줄일 수 있는 방법으로 생각된다.<sup>7)</sup>

7) 정부의 규제공표나 혹은 새로운 회계처리규정의 변경 등에 있어서는 특정 달력일자가 사건일이 되어 시장전체 혹은 특정산업에 속하는 대부분의 기업에 영향을 주게 되어 관련기업들의 주가반응에서 높은 횡단면 상관관계를 나타내게 된다. 이러한 사건일 집중현상이 발생할 경우 관련기업들의 초과수익률(잔차)간의 독립성이 확률적으로 유지될 수 없으므로, 이를 가정한 OLS 시장모형을 이용하는 전통적인 잔차분석법(residual analysis method)은 심각한 방법론상의 문제점을 내포하게 된다. Schipper and Thompson(1983), Malatesta(1986) 등은 OLS 시장모형을 이용한 잔차분석법의 문제점을 해결하기 위한 방안으로 Zellner(1962)의 통계적 무관회귀(SUR)에 근거한 다변량 회귀분석법, 즉 결합 GLS(joint generalized least squares) 접근법을 제시하였다. 그러나, Malatesta(1986)는 시뮬레이션 실험을 통해 결합 GLS를 이용한 사건연구방법이 설정의 오류나 검정력에 있어서 단순한 OLS 시장모형을 이용한 전통적인 잔차분석법보다 결코 우월한 접근법이 아니라는 실험결과를 제시하고 있다. Malatesta의 이러한 결론은, 복잡한 사건연구모형이 단순한 OLS 시장모형에 비해 더 나은 검정결과를 반드시 가져다 주지는 않는다는 Brown and Warner(1980, p.249)의 결론을 다시 한번 확인해 준 것이다.

### (3) 시장지수의 선택(the choice of market index)

지금까지의 시뮬레이션 결과는 모두 시장포트폴리오의 수익률로서 동일가중지수(EWI: equally weighted index)의 수익률을 사용하여 도출된 것이다. Brown and Warner (1980, 1985) 뿐만 아니라 많은 연구자들이 사건연구에서 동일가중지수를 시장지수로 선택하여 사용하고 있다. 그러나 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model)은 시장지수로서 동일가중지수를 사용하는 것에 대한 이론적 타당성을 제시하고 있는 것은 아니다. 왜냐하면, 자본자산가격결정모형은 가치가중지수(VWI: value-weighted index)를 근거로 산출한 증권의 체계적 위험과 사전적 기대수익률과의 관계를 나타낸 것이기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 사건연구에서 이론적으로 보다 합당한 가치가중지수를 시장지수로서 사용하지 않고 동일가중지수를 많이 사용하는 것은 제1종 오류를 감소시킬 수 있을 뿐만 아니라 검정력도 높일 수 있다는 연구방법론상의 목적 때문이다.

여기서는 시장지수의 선택여부가 사건연구방법의 검정력에 미치는 영향을 분석하여 우리나라 주식시장에 가장 적합한 시장지수를 선택하고자 한다. 이를 위해, 동일가중지수(EWI)를 사용하여 도출한 시뮬레이션 결과를 한국종합주가지수(KOSPI: Korea Composite Stock Price Index)와 산업별주가지수(SPII: Stock Price Index by Industry)를 사용하여 수행한 결과와 상호 비교하여 이 중에서 가장 적합한 시장지수를 선택한다. 한국종합주가지수 수익률은 유상증자나 신규상장 등이 발생할 경우 엄밀한 의미에서의 가치가중지수 수익률로 볼 수 없으나(김권중·황선용·김진선(1994)), 현재 우리나라에서 CRSP의 가치가중지수 수익률에 해당하는 지수수익률을 입수하기가 힘들어 현실적으로 우리나라 사건연구에서 가장 많이 이용되는 한국종합주가지수 수익률을 가치가중지수 수익률로서 대용한다. 그리고, 우리나라 증권시장에서 개별주가가 시장전체 주가의 움직임보다는 동일 업종의 주가 움직임에 더욱 민감한 반응을 보이는 특성을 감안하여, 산업별주가지수를 시장지수로서 사용한다. 개별기업의 소속산업 분류는 한국신용평가(주)의 소분류에 따른다.

<표 6>은 위에서 언급한 세가지 각각 다른 시장지수의 수익률을 시장포트폴리오 수익률로서 사용한 시뮬레이션 결과를 상호 비교한 것으로, 초과수익률의 횡단면 독립성을 가정한 검정통계량에 의한 검정결과이다.

#### 가. 체계적 위험(systematic risk)의 추정치

시장모형에서 서로 다른 시장지수를 사용하였을 때 시뮬레이션 결과가 다르게 나타나는 이유는 사용한 시장지수에 따라 개별주식의 체계적 위험이 달라질 수 있기

<표 6>

아래 표는 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우 시장지수의 선택에 따른 성과측정 모형의 검정력을 비교한 것이다. 각 수치는 횡단면 독립성을 가정한 검정법에 의해 250개 표본 중에서 귀무가설이 기각된 표본의 비율을 뜻한다. 귀무가설  $H_0$ : 사건일 '0'에서의 평균초과수익률= 0. EWI= 동일가중지수; KOSPI= 한국종합주가지수; SPI= 산업별주가지수. 단측검정,  $\alpha=0.05$ .

성과측정모형	사건일 '0'에 가산된 비정상수익률의 크기					
	EWI	KOSPI	SPI	EWI	KOSPI	SPI
	0			0.005		
	0.01			0.01		
평균조정모형	4.4%	4.4%	4.4%	45.6%	45.6%	45.6%
시장조정모형	5.6	6.8	7.6	55.6	54.4	67.6
시장모형	5.6	2.8	4.4	61.6	52.0	66.0
				EWI	KOSPI	SPI
				93.6%	93.6%	93.6%
				95.6	96.4	99.2
				98.0	97.2	99.6
250개 표본평균 $\hat{\beta}$ 의 특성						
	EWI		KOSPI		SPI	
mean of average $\hat{\beta}_s$	0.9987		0.8114		0.8784	
S.D. of average $\hat{\beta}_s$	0.0526		0.0640		0.0563	
t-value (mean=1.0)	-0.1748		-20.8376*		-15.2725*	

\* 5% 유의수준에서 유의함.

때문이다. <표 6>의 하단부는 각각의 시장지수를 사용하여 산출한 시장모형  $\beta$ 의 표본분포의 평균과 표준편차를 나타낸 것이다. 동일가중지수(EWI)의 경우, 250개 표본평균  $\beta$ 의 평균(the mean of the 250 average  $\beta$ )은 0.9987, 표준편차는 0.0526으로 나타나,  $\beta$ 의 표본평균이 1.0이라는 가설을 기각할 수 없었다. 그러나, 한국종합주가지수와 산업별주가지수의 경우는  $\beta$ 의 표본평균이 0.8114, 0.8784로 각각 나타나, 5% 유의수준 하에서 표본평균이 1.0이라는 가설을 각각 기각하였다.

본 연구에서는 시뮬레이션 설계시에 표본주식을 무작위로 뽑았기 때문에, 동일가중지수를 사용하여 산출한  $\beta$ 의 표본평균이 1.0에 근사적으로 접근한다는 것은 당연한 결과이다. 이에 반해, 한국종합주가지수와 산업별주가지수의 경우에는, 이들 지수들이 엄밀한 의미에서의 가중평균지수는 아니라 하더라도 동일가중지수라기 보다는 가치가중지수에 더욱 가깝기 때문에  $\beta$ 의 동일가중평균값은 반드시 1.0이 되어야 할 필요는 없다. 다만, 이들 가치가중지수들을 이용하여 산출한  $\beta$ 의 가치가중 평균값이 1.0이 되어야 할 뿐이다.

본 연구에서, 한국종합주가지수를 시장지수로서 사용하여 산출한  $\beta$ 의 동일가중평균치가 0.8114로 1.0보다 작게 나타난 것은, 무작위로 추출된 표본주식 가운데 높은 가치가중치(value weight)를 가지는 주식의  $\beta$ 가 평균적으로 1보다 크고 반대로 낮은 가치가중치를 가지는 주식의  $\beta$ 가 평균적으로 1보다 작은 경우에 충분히 예상되는 결과이다. 실제로 강종만·최운열·이덕훈(1996)은 1985년 1월부터 1994년 12월까지의 10년동안 한국종합주가지수 수익률을 시장포트폴리오의 수익률로 사용하여 대기업 포트폴리오의  $\beta$ 와 소기업 포트폴리오의  $\beta$ 를 추정한 결과 이들 사이에는 현격한 차이가 있다는 것을 발견하였다. 즉 이 기간중에 대기업 포트폴리오의  $\beta$ 는 추정기간에 따라 1.06~1.07이었으나, 소기업 포트폴리오의  $\beta$ 는 0.67~0.69에 불과했다(pp. 144~145).

#### 나. 상이한 시장지수들의 검정력 비교

<표 6>에서, 사건일 '0'에 초과수익률을 가산하지 않았을 경우, 각 시장지수를 이용한 성과측정모형의 기각률(제1종오류)은 대체로 5% 유의수준 하에서 제1종오류의 허용범위인 2.3~7.7%에서 벗어나지 않았다. 다만, 산업별주가지수를 이용한 시장모형은 제1종오류가 7.6%로 허용범위의 상한값인 7.7%를 초과하지는 않으나, 시장모형의 4.4%에 비해 매우 높게 나타나고 있다.

사건일 '0'에 0.5%의 초과수익률이 발생했을 경우에는, 성과측정 모형에 관계없이 산업별주가지수를 이용한 검정법이 다른 두 시장지수를 이용한 검정법에 비해 상대적으로 높은 검정력을 보이고 있다. 예를 들어, 시장모형에서 산업별주가지수를 이용한 검정에서는 66.0%의 기각률을 나타내고 있는데 반해, 동일가중지수와 한국종합주가지수를 이용한 검정에서는 각각 61.6%와 52.0%의 기각률을 보이고 있다. 이러한 결과는 사건일 '0'에 1%의 초과수익률을 가산했을 경우에도 거의 동일하게 나타나고 있다. 더욱 놀라운 것은, 시장모형이나 시장조정모형에서 산업별주가지수를 이용할 경우 초과수익률이 1% 정도만 발생하더라도 거의 99% 이상을 검색해 낸다는 점이다.

따라서, 산업별주가지수를 시장지수로 사용한 시장모형 혹은 시장조정모형에 의해 초과수익률을 측정하며, 횡단면 독립성을 가정한 검정법을 이용하는 것이 제1종오류를 적정 범위내에 두면서 검정력을 최대한으로 높일 수 있는 방법으로 생각된다.

그러나, 예외적으로 어떤 사건이 동일한 날짜에 특정산업에 속하는 대부분의 기업 주가에 동시에 영향을 주는 경우에는 산업별주가지수를 시장지수로 선택하는 것은 바람직하지 않다. 왜냐하면, 특정산업에 속하는 거의 대부분의 개별기업의 주가가 그 사건의 영향을 받게 되면 산업별주가지수 자체가 해당사건의 가치효과를 이미 반영하게 되므로, 이를 이용하여 그 사건이 발생하지 않았을 경우의 개별기업의 정상적인 수익률을 추정하는 것이 불가능하기 때문이다. 따라서, 이러한 경우에는 산업별주가지수보다 오히려 동일가중지수나 한국종합주가지수를 시장지수로서 선택하는 것이 더욱 효과적이다.

#### (4) 사건기간중 분산의 증가(variance increases)

어떤 형태의 사건 공시에 있어서는 사건일을 중심으로 한 사건기간 중에 관련 기업주식의 수익률 분산이 현저하게 증가하는 경우가 있다. 사건기간 중의 수익률 분산의 증가는 사건연구에 있어서 중요한 의미를 가진다. 특정 정보의 공시로 해당기업 주식수익률의 분산이 크게 증가하였음에도 불구하고, 사건기간이 아닌 추정기간 중의 시계열 자료에 의해 평균초과수익률의 분산을 추정하는 전통적인 사건연구방법을 사용할 경우에는 비정상수익률이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되는 빈도수(제1종오류)가 지나치게 높게 나타날 것이다.

<표 7>은, 사건기간 중 주식수익률의 분산의 증가가 시장모형의 제1종오류와 검정력에 미치는 영향을 시뮬레이션을 통해 살펴본 것이다.



〈표 7〉

아래 표는 사건기간(event period) 중에 초과수익률의 분산이 증가하는 경우, 분산의 증가가 시장모형의 검정력에 미치는 영향을 나타낸 것이다. 표본을 구성하는 개별주식에 대해, 사건일 '0'에서의 수익률을 다음과 같이 인위적으로 변환시켜 분산을 2배로 증가시켰다.

$$R'_{i,0} = R_{i,0} + (R_{i,-6} - \bar{R}_i)$$

각 수치는 귀무가설이 기각된 표본의 비율이다. 횡단면 종속성을 조정한 검정통계량을 이용하였다.\*

분산추정 방법	분산증가 여부	사건일 '0'에 가산된 비정상수익률의 크기		
		0	0.005	0.01
● 추정기간 중의 시계열 자료들 이용	증가	10.8%	40.0%	84.4%
	불변	6.0	47.6	92.8
● 사건기간 중의 횡단면 자료들 이용	증가	3.2	22.0	67.2
	불변	5.6	47.6	93.6

\* 표본의 크기=50; 단측검정,  $\alpha=0.05$ ; 시장지수로는 동일가중지수를 이용; 표본기간 1980~1995.

먼저, 사건일 '0'에 각 주식수익률의 분산만을 증가시키고 기대수익률은 동일하게 유지시키기 위해, 사건일에서의 개별주식 수익률 ( $R_{i,0}$ )을 Brown and Warner(1985)가 사용했던 방식에 따라 아래 식 (9)에 의해 변환시킨다.

$$R'_{i,0} = R_{i,0} + (R_{i,-6} - \bar{R}_i) \tag{9}$$

- 여기서,  $R'_{i,0}$  = 주식  $i$ 의 사건일 '0'에서의 변환수익률
- $R_{i,-6}$  = 주식  $i$ 의 -6일에서의 실제수익률
- $\bar{R}_i$  = 주식  $i$ 의 추정기간 중의 평균수익률

<표 7>에서, 사건일 '0'에서 초과수익률은 발생하지 않으나 수익률의 분산이 2배로 증가할 경우, 추정기간 중의 시계열 자료에 의해 평균초과수익률의 분산을 추정하는 전통적인 검정법을 그대로 적용한다면, 제1종오류가 10.8%로 분산의 증가가 없을 때의 6.0%에 비해 거의 2배가량 높게 나타나고 있다. 또한, 사건일에서의 초과수익률이 1% 발생하면서 수익률의 분산도 2배로 증가할 경우에는, 전통적인 사건연구 방법의 검정력이 분산의 증가가 없을 경우에 비해 상당히 낮아지게 된다. 즉 기각률이 92.8%에서 84.4%로 떨어지고 있다.

### 가. 횡단면 자료를 이용한 분산추정(cross-sectional procedure)

추정기간 중의 시계열 자료를 이용하여 평균초과수익률의 분산을 추정하는 전통적인 접근방법과는 달리, 어떤 경우에는 평균초과수익률의 분산을 사건기간 중의 초과수익률의 횡단면 자료를 이용하여 추정하기도 한다. 일반적으로 이 추정방법은 사건일 '0'에서의 초과수익률이 독립적이며 동일한 분포를 형성한다는 (independent and identically distributed) 가정 하에서, 평균초과수익률의 분산을 초과수익률의 횡단면 자료를 이용하여 추정한다. 이 때, 검정통계량은 표본의 평균초과수익률을 횡단면 표준오차(cross-sectional standard error)로 나눈 비율로 정의된다.

<표 7>은, 사건일 '0'에서 초과수익률은 발생하지 않으나 분산이 2배로 증가했을 때, 전통적 접근방법과는 달리 평균초과수익률의 분산을 위에서 제시한 횡단면 추정법(cross-sectional procedure)에 의해 추정할 경우, 제1종오류를 크게 감소시켜 검정통계량의 설정의 오류(misspecification)를 피할 수 있다는 것을 잘 보여주고 있다. 즉, 사건일에 분산의 증가가 있을 경우라도 횡단면 분산추정법에 의하면 제1종오류가 3.2%로 시계열 분산추정법을 이용했을 때의 제1종오류(10.8%)의 약 1/3 수준으로 줄일 수 있다. 분산의 증가가 발생하지 않는 경우에는 시계열 분산추정법과 별다른 차이가 없는 것으로 나타났다.

그러나, 사건일 '0'에서 초과수익률이 0.5~1% 발생하면서 동시에 분산이 2배로 증가할 경우, 횡단면 추정법의 검정력이 시계열 추정법에 비해 현저히 낮게 나타났다. 예를 들어, 초과수익률이 1% 발생할 경우 전통적인 시계열 추정법에 의한 기각률이 84.4%인데 반해, 횡단면 추정법에 의한 기각률은 67.2%에 불과하다. 이처럼, 비정상 수익률과 분산의 증가가 동시에 발생할 경우에 횡단면 추정법의 검정력이 시계열 추정법에 비해 매우 낮다는 점이 횡단면 분산추정법의 약점으로 지적될 수 있다. 반면에 횡단면 추정법을 이용할 경우 제1종오류를 크게 줄일 수 있기 때문에, 횡단면 추정법은 '초과수익률이 존재한다'는 결론을 재확인하는 데 매우 유용하게 사용될 수 있는 분산추정법이다.

## 2. 사건일을 정확히 포착할 수 없는 경우

### (1) 기본사례의 시뮬레이션 결과

앞 절 <1. 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우>에서와 마찬가지로, 사건일 집중(clustering), 비동시거래, 사건기간 중의 분산 증가 등과 같이 사건연구의 검정력에

영향을 미치는 주요 시장환경 요인들이 발생하지 않는 경우를 본 절<2. 사건일을 정확히 포착할 수 없는 경우>의 기본사례로 설정한다.

사건일을 정확히 포착할 수 없는 경우의 기본사례에서도, 시장포트폴리오의 수익률로는 동일가중지수(EWI)의 수익률을 사용하며, 검정통계량은 횡단면 종속성(cross-sectional dependence)을 조정한 아래 식 (10)에서 정의한 t 통계량을 이용한다.

$$\sum_{t=-5}^{+5} \bar{A}_t / \left( \sum_{t=-5}^{+5} S^2(\bar{A}_t) \right)^{\frac{1}{2}} \quad (10)$$

여기서,  $\bar{A}_t$ 와  $S(\bar{A}_t)$ 는 각각 앞의 식 (6)과 식 (7)에서 정의한 바와 같다.

사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우와는 달리, 귀무가설의 설정 및 비정상수익률의 가산방법은 다음에 따른다.

- ① 귀무가설은 사건기간(-5, +5) 중의 누적평균초과수익률(cumulative mean excess return)이 0과 같다.
- ② 사건일을 정확히 포착할 수 없으므로, 시뮬레이션에서 비정상수익률은 사건기간(-5, +5) 중의 어느 하루를 무작위로 선정하여 인위적으로 가산한다.

<표 8>은 사건일을 정확히 포착할 수 없는 경우에 있어서 기본사례의 검정력을 나타낸 것이다. <표 3>에서 제시되었던 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우의 검정결과를 함께 표시하여 사건일 포착 여부가 사건연구의 검정력에 미치는 효과를 잘 보여주고 있다.

사건기간 중 초과수익률이 전혀 가산되지 않았을 경우(귀무가설이 참일 경우), 제1종오류인 기각률이 5.6%(평균조정모형)에서 10.4%(시장모형)에 이른다. 제1종오류가 평균조정모형을 제외하고는 모두 5% 유의수준 하의 허용범위인 2.3%~7.7%를 초과하고 있다. 이것은 시장모형과 시장조정모형에 있어서 사건일을 정확히 포착할 수 없는 경우 횡단면 종속성을 조정한 검정통계량이 설정의 오류(misspecification)를 내포한다는 것을 의미한다. 사건기간 (-5, +5) 중의 어느 하루를 무작위로 선정하여 초과수익률을 가산하였을 때, 기각률은 성과측정 모형에 관계없이 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우의 절반 이하의 수준으로 급격히 낮아졌다. 예를 들어, 시장모형의 경우 제1종오류가 6.0%에서 10.4%로 2배가량 늘어난 데 반해, 1%의 초과수익률이 발생했을 때에는 기각률이 92.8%에서 38.0%로 급격히 낮아졌다. 이러한 결과는, 사

건연구에 있어서 초과수익률이 발생한 시점에 대한 정확한 사전 정보가 얼마나 중요한가를 실증적으로 보여주고 있다. 따라서, 사건연구를 수행하는 연구자는 자료의 특성에 적합한 사건연구방법론을 찾고 때로는 그것을 향상시키는 것도 중요하지만, 효과적인 사건연구를 수행하는 데 가장 중요한 것은 무엇보다도 사건일(event dates)을 정확히 추정하는 데 많은 노력과 시간을 투자해야 한다는 것이다.

그리고, 초과수익률이 부가되었을 경우 성과측정 모형의 검정력을 상호 비교해 보면, 시장모형과 시장조정모형의 검정력은 거의 차이가 없으나 평균조정모형은 이들 두 모형에 비해 상대적으로 낮은 검정력을 보이고 있다.

〈표 8〉

아래 표는 사건일을 정확하게 포착할 수 없어 사건기간(event period)이 하루보다 길어진 경우에 있어서 성과측정 모형의 검정력을 나타낸 것이다. 표의 수치는 250개의 전체 표본 중에서 귀무가설이 기각된 표본의 비율을 나타낸 것이다. 각 주식에 대해 사건기간 11일 (-5, +5) 가운데 어느 하루를 무작위로 선정하여 비정상수익률을 인위적으로 부가하였다. 귀무가설  $H_0$ : 사건기간 (-5, +5)의 누적평균 초과수익률 (cumulative mean excess return) = 0. 뿐만 아니라, 비교를 위해 <표 3>에서 제시되었던 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우의 각 성과측정 모형의 검정력도 함께 표시하였다.\* 횡단면 종속성을 조정한 검정법을 사용하였다.

성과측정모형	사건일의 기간	비정상수익률의 크기		
		0	0.01	0.02
평균조정모형	11일간	5.6%	18.0%	45.2%
	1	4.0	87.6	100.0
시장조정모형	11일간	8.8%	39.2%	74.8%
	1	6.8	92.0	100.0
시 장 모 형	11일간	10.4%	38.0%	73.6%
	1	6.0	92.8	100.0

\* 각 표본은 50개의 주식으로 구성되어 있으며, 사건기간에서의 비정상수익률의 통계적 유의성을 검정하기 위해 5% 유의수준에서 단측검정을 시행하였다. 표본기간은 1980년에서부터 1995년까지이다.

## (2) 사건일 집중과 횡단면 종속성

<표 9>는 사건일을 정확히 포착할 수 없는 경우 사건일 집중과 횡단면 독립성의 가정이 성과측정 모형의 검정력에 미치는 영향을 나타낸 것이다. 사건일을 정확히 포착할 수 없을 때 초과수익률의 횡단면 독립성을 가정할 경우, 본 연구에서는 부록식 (A7)에서 정의한 검정통계량을 사용한다. 각 표본에 있어서 사건일은 무작위로

선정되며 이 사건일은 표본을 구성하는 모든 주식에 공통적으로 적용되는 사건일이 된다. 그러나, 표본이 다를 경우에는 각 표본의 사건일을 달리 선정한다.

가. 사건일이 집중되지 않은 경우(non-clustering)

<표 9>

아래 표는 사건일을 정확히 포착할 수 없을 경우 횡단면 독립성과 사건일 집중이 성과측정모형의 검정력에 미치는 영향을 나타낸 것이다. 횡단면 독립성 가정이 각 모형의 검정력에 미치는 영향을 사건일이 집중된 경우(clustering)와 그렇지 않은 경우(non-clustering)로 나누어 살펴보았다. 각 수치는 귀무가설이 기각된 표본의 비율을 표시한 것이다. 귀무가설  $H_0$ : 사건기간 (-5, +5) 중의 누적평균초과수익률 = 0<sup>a</sup>.

<패널 A : 사건일이 집중되지 않은 경우>

성과측정모형	사건기간 (-5, +5) 중의 비정상수익률의 크기 <sup>b</sup>			
	0	0.005	0.01	0.02
평균조정모형				
종속성조정	5.6%	9.2%	18.0%	45.2%
독립성가정	3.2	6.8	14.0	40.8
시장조정모형				
종속성조정	8.8	21.6	39.2	74.8
독립성가정	8.0	20.8	42.8	82.0
시 장 모 형				
종속성조정	10.4	21.6	38.0	73.6
독립성가정	8.0	20.0	41.2	78.8

<패널 B : 사건일이 집중된 경우>

성과측정모형	사건기간 (-5, +5) 중의 비정상수익률의 크기			
	0	0.005	0.01	0.02
평균조정모형				
종속성조정	8.0%	8.4%	9.2%	11.2%
독립성가정	22.8	26.8	30.8	41.2
시장조정모형				
종속성조정	8.8	13.2	22.4	56.4
독립성가정	9.6	17.2	28.4	60.8
시 장 모 형				
종속성조정	10.4	14.0	21.6	62.4
독립성가정	10.8	14.4	26.0	66.0

<sup>a</sup> 표본의 크기=50; 단측검정,  $\alpha=0.05$ ; 표본기간 1980~1995.

<sup>b</sup> 초과수익률은 사건기간인 (-5, +5) 약 11일간의 기간 중 어느 하루를 무작위로 선정하여 인위적으로 가산하였다.

<표 9>의 패널 A는 사건일이 집중되지 않은 경우, 횡단면 독립성을 가정한 검정법과 횡단면 종속성을 조정한 검정법의 검정력을 비교한 것이다.

사건기간 중 초과수익률이 발생하지 않았을 경우, 횡단면 독립성을 가정한 검정법에 의한 제1종오류가 횡단면 종속성을 조정한 검정법에 비해 낮은 3.2~8.0% 수준으로 5% 유의수준 하에서 허용범위인 2.3~7.7%에서 크게 벗어나지 않고 있다. 이것은, 사건일을 정확히 포착할 수 없을 경우에는 횡단면 독립성을 가정한 검정통계량이 횡단면 종속성을 조정한 것보다 설정의 오류를 범할 확률이 낮다는 것을 의미한다. 또한, 사건기간 중에 초과수익률을 가산했을 경우에는 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 평균조정모형을 제외한다면 횡단면 종속성을 조정한 검정법보다 대체로 높은 검정력을 나타내고 있다. 그러나, 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우와 비교하면 현저히 낮은 검정력을 보이고 있다.

성과측정 모형간의 검정력을 비교해 보면, 평균조정모형은 시장모형과 시장조정모형에 비해 제1종오류는 낮은 편이나, 초과수익률의 발생시 검정력도 상대적으로 매우 낮다. 시장모형과 시장조정모형은 제1종오류와 검정력에 있어서 비슷한 수준을 보이고 있다.

#### 나. 사건일이 집중된 경우(clustering)

<표 9>의 패널 B는 사건일이 집중된 경우에 있어서 횡단면 독립성을 가정한 검정법과 횡단면 종속성을 조정한 검정법의 검정력을 비교한 것이다.

사건일 집중현상으로 개별기업의 초과수익률간의 횡단면 종속성이 증가함에 따라 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 횡단면 종속성을 조정한 검정법에 비해 제1종오류가 높게 나타나고 있으며, 허용범위를 크게 벗어나고 있다.<sup>8)</sup> 특히 평균조정모형에 있어서 횡단면 독립성을 가정할 경우 제1종오류가 무려 22.8%에 이르러 허용범위를 크게 벗어나고 있으나, 횡단면 종속성을 조정해 줄 경우 8.0%로 대폭 감소시킬 수 있다. 이러한 현상은 사건일을 정확하게 포착할 수 있는 경우에도 똑같이 발견되었다(<표 5> 참조). 따라서, 사건일이 집중될 경우 개별기업들의 초과수익률간의 횡단면 종속성의 증가로 인한 제1종오류의 증대를 억제하는 데에는 횡단면 독립성을 가정한 검정법보다는 횡단면 종속성을 조정한 검정법을 사용하는 것이 효과적이다.

8) 사건일을 정확히 포착할 수 없어 장기간(-5, +5)의 성과를 측정해야 할 상황에서 사건일 집중이 예상될 경우, 횡단면 종속성의 조정여부에 관계없이 제1종오류가 허용범위를 크게 벗어나는 이유 중에는 사건기간(event period)의 평균초과수익률간의 시계열 자기상관관계(time-series autocorrelations)를 고려하지 않았다는 점을 들 수 있다. 이에 따라 시계열 자기상관관계를 고려한 검정량을 사용하여 재검정하였으나 검정결과는 <표 5>의 패널 B와 별다른 차이를 보이지 않아 본 논문에서는 그 결과를 따로 보고하지 않았다.

그리고, 사건기간 (-5, +5) 중에 초과수익률이 발생한 경우에는, 사건일 집중으로 횡단면 종속성이 증가함에 따라 각 성과측정 모형의 검정력은 횡단면 종속성의 조정 여부에 관계없이 더욱 낮게 나타나고 있다.

### (3) 시장지수의 선택

<표 10>은 사건일을 정확히 포착할 수 없어 사건기간 (-5, +5) 중의 누적평균수익률이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하는 경우, 동일가중지수(EWI), 한국종합주가지수(KOSPI), 산업별주가지수(SPII) 등 3가지 상이한 시장지수의 수익률을 시장포트폴리오의 수익률로서 사용한 시뮬레이션 결과를 상호 비교한 것이다.

<표 10>에서, 사건기간 (-5, +5) 중에 초과수익률이 발생하지 않았을 경우, 동일가중지수를 시장지수로 사용한 시장조정모형과 시장모형에서는 기간률(제1종오류)이 8.0%로 허용범위인 2.3~7.7%를 벗어나고 있으나 심각한 정도는 아니다. 이에 반해, 한국종합주가지수(KOSPI)나 산업별주가지수(SPII)를 사용한 시장모형이나 시장조정모형에서는 제1종오류가 허용범위를 크게 벗어나고 있다. 이것은 두 지수를 이용한 검정통계량에 설정의 오류(misspecification)가 있음을 의미한다. 특히, 사건일을 정확히 포착할 수 있을 때에 가장 바람직한 시장지수로 선택되었던 산업별주가지수의 경우 시장모형과 시장조정모형의 제1종오류가 각각 18.8%와 16.0%에 달해 설정의 오류가 심각함을 보여주고 있다.

사건기간 (-5, +5) 중에 초과수익률이 0.5~1% 수준으로 발생했을 경우, 산업별주가지수나 한국종합주가지수를 이용한 성과측정 모형들의 시장모형의 검정력이 동일가중지수를 이용한 경우보다 대체로 높은 편으로 나타났다. 그러나, 산업별주가지수나 한국종합주가지수를 이용한 성과측정 모형에 있어서는 제1종오류가 지나치게 높아, 동일가중지수를 이용한 모형의 검정력과 직접적으로 비교하기는 어렵다.

사건일을 정확하게 포착할 수 없어 사건기간 (-5, +5) 중의 누적평균초과수익률이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하는 경우에는, 제1종오류를 허용범위에서 크게 벗어나지 않게 하는 시장지수는 위에서 제시한 3가지 시장지수 가운데 동일가중지수가 유일하다. 또한 동일가중지수를 이용한 성과측정 모형의 검정력은 타지수의 검정력에 비해 약간 낮은 편이기는 하나 그렇게 큰 차이를 보이지는 않고 있다. 그러므로, 사건일을 정확히 포착할 수 없을 경우에는, 시장지수로서 동일가중지수(EWI)를 사용하는 것이 설정의 오류를 최소화할 수 있는 선택으로 생각된다.

<표 10>

아래 표는 사건일을 정확히 포착할 수 없을 경우에 시장지수의 선택에 따른 성과측정 모형의 검정력을 비교한 것이다. 각 수치는 횡단면 독립성을 가정한 검정법에 의해 250개 표본 중에서 귀무가설이 기각된 표본의 비율을 뜻한다. 귀무가설  $H_0$ : 사건기간 (-5, +5) 중의 누적평균 초과수익률 = 0. EWI = 동일가중지수; KOSPI = 한국종합주가지수; SPI = 산업별주가지수. 단측검정,  $\alpha = 0.05$ .

성과측정모형	사건기간 (-5, +5) 중의 비정상수익률의 크기					
	EWI	KOSPI	SPI	EWI	KOSPI	SPI
	0			0.005		0.01
평균조정모형	3.2%	3.2%	3.2%	6.8%	6.8%	14.0%
시장조정모형	8.0	14.4	16.0	20.8	28.8	46.4
시장모형	8.0	13.6	18.8	20.0	29.2	46.4

250개 표본평균  $\hat{\beta}$  의 특성

	EWI	KOSPI	SPI
mean of average $\hat{\beta}_s$	0.9987	0.8114	0.8784
S.D. of average $\hat{\beta}_s$	0.0526	0.0640	0.0563
t-value (mean=1.0)	-0.1748	-20.8376*	-15.2725*

\* 5% 유의수준에서 유의함



Brown and Warner(1980)는, 성과측정 모형의 시장지수로서 가치가중지수(value-weighted index)를 사용했을 경우 동일가중지수에 비해 시장조정모형의 제1종오류가 지나치게 높게 나타나고 있는 반면에 시장모형의 검정력은 동일가중지수를 사용한 경우에 비해 오히려 낮게 나타난 것으로 보고하고 있다(pp. 241~243).

### 3. 비동시거래와 대체적 $\beta$ 추정법

#### (1) 비동시거래의 효과(the effect of non-synchronous trading)

일별수익률 자료를 이용한 실증연구에서 심각한 문제를 야기시키는 것 중의 하나가 비동시거래이다. Scholes and Williams(1977)와 Dimson(1979)은, 비동시거래가 존재할 경우, OLS에 의해 추정된 시장모형의  $\beta$ 는 편기가 있고 일관성을 갖지 못한다는 (biased and inconsistent) 것을 실증적으로 보여주고 있다. 그들의 연구결과에 의하면, 거래가 빈번하지 못한 주식의  $\beta$ 는 본질적인  $\beta$  값(true value)보다 낮게 측정되고, 반면에 거래가 빈번한 주식의  $\beta$ 는 이보다 높게 평가되는 경향을 보이고 있다. 비동시거래가 OLS로 추정된  $\beta$ 에 미치는 이러한 문제점을 교정하기 위해 Scholes and Williams와 Dimson은 각각 OLS보다 정교한 새로운 계수추정 방법을 제시하였다.

그러나, 시장모형의 계수를 추정하는 데 비동시거래를 고려하지 않는다고 해서 반드시 OLS 시장모형을 사용하는 사건연구방법론에 설정의 오류(misspecification)를 초래하는 것은 아니다. OLS 시장모형의  $\beta$ 에 편기가 존재하더라도, 이것이 때로는 절편인  $\alpha$ 의 편기에 의해 상쇄되기도 한다. 뿐만 아니라, 추정된  $\beta$ 에 편기가 없더라도 그것을 사용하는 것이 반드시 초과수익률을 더욱 정확히 추정할 수 있는 것은 아니다. 때로는 그것이 사건연구방법의 검정력을 더욱 낮아지게 할 수도 있다.

실제로, Brown and Warner(1985)는 OLS에 의한 검정결과와 Scholes-Williams와 Dimson의 추정법에 의한 검정결과를 비교한 결과, Scholes and Williams 와 Dimson의 추정법이 OLS에 비해 보다 정교한 모형임에도 불구하고 검정력에는 OLS와 별다른 차이가 없다는 것을 실증적으로 보여주고 있다(pp. 16~18).

#### (2) 상이한 계수추정법에 의한 검정력 비교

<표 11>은, 비동시거래성이 시장모형을 이용한 사건연구에 미치는 영향을 살펴보기 위해 OLS 시장모형에 의한 검정결과와 Scholes-Williams의 추정법과 Dimson의 통합계수추정법(aggregated coefficients method)에 의한 결과를 비교한 것이다.<sup>9)</sup>

9) Scholes-Williams의 추정법과 Dimson의 통합계수추정법에 의한 시장모형의 계수추정은 부록 식 (A8)~(A15)에 따른다.

<표 11>의 패널 A는 사건일 '0'를 정확하게 포착할 수 있는 경우에 있어서, OLS 시장모형과 대체적인 계수추정법의 검정력을 상호 비교한 것이다. 초과수익률이 발생하지 않았을 경우, 세 추정법의 기각률이 모두 5~6% 수준에 머물러 5% 유의수준 하의 제1종오류의 허용범위인 2.3~7.7%를 벗어나지 않고 있다. 사건일 '0'에 1~2%의 초과수익률이 발생할 경우에는 Scholes-Williams 추정법과 Dimson 추정법에 의한 검정력이 OLS 시장모형의 그것에 비해 약간 높게 나타나고 있다. 그러나, 모형의 정교함에 비해 좋은 성과라고 보기는 어렵다. 예를 들어, 1%의 초과수익률이 발생했을 경우, Scholes-Williams의 추정법은 OLS에 비해 0.4%, Dimson의 통합계수추정법은 0.8% 기각률의 증가를 보이고 있을 따름이다.

〈표 11〉

아래 표는 개별주식과 시장지수 간에 비동시거래(non-synchronous trading)의 문제가 있을 가능성을 전제하여, 시장모형의 계수를 OLS 및 대체적 추정법에 의해 추정된 후 시장모형의 검정력을 상호 비교한 것이다. 각 수치는 250개 전체 표본 중에서 귀무가설이 기각된 표본의 비율을 나타낸 것이다. Panel A는 사건일을 정확히 추정할 수 있는 경우이며, Panel B는 사건일을 정확히 추정할 수 없는 경우이다. 횡단면 종속성을 조정한 검정법을 사용하였다. 시장지수로는 동일가중지수(EWT)를 사용하였다.

시장모형의 계수 추정 방법	비정상수익률 크기			추정기간의 평균 <sup>b</sup>	
	0	0.01	0.02	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$
Panel A: 사건일 포착 가능					
OLS 시장모형	6.0%	92.8%	100.0%	0.0000	0.9987
Scholes-Williams 추정법	5.6	93.2	100.0	0.0000	1.0219
Dimson 추정법	6.0	93.6	100.0	0.0000	0.8604
Panel B: 사건일 포착 불가능					
OLS 시장모형	10.4%	38.0%	73.6%		
Scholes-Williams 추정법	9.6	38.0	74.0		
Dimson 추정법	10.8	48.0	78.4		

<sup>a</sup> 표본의 크기=50개 주식; 단측검정, 유의수준=0.05; 표본기간 1980~1995.

<sup>b</sup> 계수추정기간(estimation period)에서 추정된 개별주식의 시장모형 계수인  $\alpha$ ,  $\beta$ 의 평균값으로, 12,500개(250개 표본 × 50개 주식)의 추정치를 단순 평균한 수치이다.

<표 11>의 패널 B는, 사건일을 정확하게 포착할 수 없는 경우에 OLS 시장모형과 대체적인 계수추정법의 검정력을 상호 비교한 것이다. 패널 A와 마찬가지로, Scholes-Williams의 추정법과 Dimson의 통합계수추정법이 OLS 시장모형의 검정력을

약간 향상시키기는 하나, 모형의 복잡함에 비해 두드러진 성과를 가져다 준다고 보기는 어렵다. 초과수익률이 발생하지 않을 경우, 세 추정법의 제1종오류가 모두 허용 범위를 벗어나 있어, 대체추정법은 사건일을 정확하게 포착할 수 없을 경우에 야기되는 설정의 오류를 교정하지 못하고 있다.

시장모형의 계수추정법에 따른  $\beta$ 의 크기를 비교해 보면, Scholes-Williams의 추정법에 의한  $\beta$ 가 1.0219로 가장 크게 나타났으며, OLS에 의한  $\beta$ 가 0.9987, Dimson의 추정법에 의한  $\beta$ 는 0.8604로 나타났다. 그리고,  $\alpha$ 는 모두 0.0으로 추정되었다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라의 실제 일별 주식수익률 자료를 이용한 시뮬레이션을 통해 우리나라 주식시장에 가장 적합한 사건연구방법론을 도출하고자 하였다.

이를 위해 본 연구에서는 우리나라 주식시장에 상장된 675개 주식을 대상으로 무작위 복원추출 방법에 의해 50개의 개별주식으로 구성된 250개 표본을 선정하여 다양한 시장상황, 즉 사건일 미포착, 사건일 집중, 횡단면 종속성, 비동시거래, 분산증가, 시장지수의 선택문제 등이 사건연구의 검정력에 미치는 효과를 종합적으로 분석하였다. 그리고, 이러한 시뮬레이션 결과를 바탕으로 우리나라 주식시장의 특정한 시장상황 하에 가장 적합한 사건연구방법을 제시하였다.

본 연구의 주요 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다.

(1) 개별주식의 일별수익률 및 초과수익률의 실제 분포는 정규분포 가설을 기각하였으나, 횡단면 표본평균 수익률 및 초과수익률의 분포는 정규분포 가설을 기각할 수 없었다.

(2) 검정통계량의 경험적 분포는 평균 0, 분산 1인 표준정규분포를 형성하고 있다.

(3) 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우에는, 산업별주가지수를 시장지수로 선택한 시장모형 혹은 시장조정모형으로 초과수익률을 측정하고, 초과수익률의 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 가장 우수한 사건연구방법으로 나타났다.

(4) 사건일을 정확하게 포착할 수 없는 경우에는, 동일가중지수(equally weighted index)를 시장지수로 선택한 시장모형 혹은 시장조정모형으로 초과수익률을 측정하고, 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 가장 적합한 모형으로 나타났다. 그러나, 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우에 비해 제1종오류는 높게 나타나고 있으나, 검정력은 크게 떨어지고 있다.

(5) 사건일이 동일 날짜에 집중되어 개별주식의 초과수익률간의 횡단면 종속성이 증가할 경우 제1종오류가 높게 나타나고 있으며 검정력은 현저히 감소한다. 사건일 집중으로 인한 제1종오류를 감소시키는 데에는 횡단면 독립성을 가정한 검정법보다는 횡단면 종속성을 조정한 검정법이 더욱 효과적이다.

(6) 비동시거래(non-synchronous trading)가 시장모형의 검정력에 미치는 영향을 분석하기 위해, OLS 시장모형에 의한 검정력을 Scholes-Williams의 추정법과 Dimson의 통합계수추정법에 의한 검정력과 비교하였다. Scholes-Williams의 추정법과 Dimson의 통합계수추정법에 의한 시장모형의 검정력이 OLS에 의한 시장모형보다 약간 높게 나타나고 있으나, 두 모형의 정교함에 비해 검정력 향상 효과는 매우 미미한 편이다.

본 연구에서는 Brown and Warner(1985)의 연구방법론에 입각해 우리나라 일별 주식수익률 자료를 이용한 시뮬레이션 기법을 통해 우리나라 주식시장에 적합한 사건연구방법론을 고안하고자 하였다. 그러나, 표본의 크기(sample size)와 연구기간별 주식수익률의 행태 등이 사건연구방법의 제1종오류와 검정력에 미치는 영향을 다루지 못했다. 뿐만 아니라, 표준적인 사건연구방법과는 달리 개별주식의 초과수익률간의 상관관계가 존재할 경우 통계적 무관회귀기법(SUR)을 이용한 사건연구방법의 검정력에 대한 실증연구도 앞으로 수행되어야 할 과제라고 생각된다.

## 〈부 록〉

## A1. 횡단면 독립성을 가정한 경우의 검정통계량

횡단면 독립성(cross-sectional independence)을 가정한 경우에는 다음 식 (A3)에서 정의한 검정통계량  $Z_t$ 를 사용한다.

$$A'_{i,t} = A_{i,t} / \hat{S}(A_{i,t}) \quad (\text{A1})$$

$$ASAR_t = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N A'_{i,t} \quad (\text{A2})$$

$$Z_t = \sqrt{N} \cdot ASAR_t \quad (\text{A3})$$

여기서,

$$\hat{S}(A_{i,t}) = \frac{\sqrt{\left( \sum_{t=-244}^{-6} (A_{i,t} - A_i^*) \right)}}{238} \quad (\text{A4})$$

$$A_i^* = \frac{1}{239} \sum_{t=-244}^{-6} A_{i,t} \quad (\text{A5})$$

$N$  = 표본의 크기

한편, 사건일을 정확히 포착할 수 없어 사건기간 (-5, +5) 중의 누적평균초과수익률이 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정할 경우에는, 다음 식 (A7)에서 정의한 검정통계량을 사용한다.

$$ASCAR_{-5,+5} = \sum_{t=-5}^{+5} ASAR_t \quad (\text{A6})$$

$$Z_{-5,+5} = \sqrt{\frac{N}{11}} ASCAR_{-5,+5} \quad (\text{A7})$$

**A2. Scholes-Williams의 계수추정법**

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i' - \hat{\beta}_i' R_{m,t} \tag{A8}$$

여기서,

$$\hat{\alpha}_i' = \frac{1}{237} \sum_{t=-243}^{-7} R_{i,t} - \hat{\beta}_i' \frac{1}{237} \sum_{t=-237}^{-7} R_{m,t} \tag{A9}$$

$$\hat{\beta}_i = ( \hat{\beta}_i^- + \hat{\beta}_i + \hat{\beta}_i^+ ) / ( 1 + 2 \hat{\rho}_m ) \tag{A10}$$

$$\hat{\beta}_i^- = \frac{cov ( R_{i,t} , R_{m,t-1} )}{\rho ( R_{m,t} ) \rho ( R_{m,t-1} )} \tag{A11}$$

$$\hat{\beta}_i^+ = \frac{cov ( R_{i,t} , R_{m,t+1} )}{\rho ( R_{m,t} ) \rho ( R_{m,t+1} )} \tag{A12}$$

$\hat{\rho}_m$  = 시장지수 수익률의 1차 자기상관계수 (*first-order autocorrelation*)

**A3. Dimson의 통합계수추정법**

$$A_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i'' - \hat{\beta}_i'' R_{m,t} \tag{A13}$$

여기서,

$$\hat{\alpha}_i'' = \frac{1}{233} \sum_{t=-241}^{-9} R_{i,t} - \hat{\beta}_i'' \frac{1}{233} \sum_{t=-241}^{-9} R_{m,t} \tag{A14}$$

$$\hat{\beta}_i'' = \sum_{k=-3}^{+3} \hat{\beta}_{ik} \tag{A15}$$

## 참 고 문 헌

- 강종만 · 최운열 · 이덕훈, “베타의 변화와 거시경제변수간의 관계분석”, 재무관리연구, 제13권 제1호, 137~158.
- 국찬표 · 구본열, 현대재무론, 비봉출판사, 1994.
- 김권중 · 황선웅 · 김진선, “지수수익률의 선택과 초과수익률 추정치의 편기”, 증권학회지 제16집 (1994), 467~511.
- 김민조 · 정형찬, “특허출원의 공시와 주식가치”, 재무관리연구 제12권 제2호 (1995), 121~142.
- 김찬웅 · 김경원, “사건연구에서의 주식성과 측정”, 증권학회지 제20집 (1997), 301~326.
- 이운선, “한국증권시장의 주식수익률 변동성에 관한 연구”, 부산대학교 박사학위논문 (1997).
- 이일균, “증권의 일별수익률과 월별수익률의 특성에 관한 연구”, 증권학회지 제11집 (1989), 199~229.
- 홍동수, “사건연구의 수익률생성모형에 관한 비교연구”, 고려대학교 석사학위논문 (1989).
- 홍성희, “가격제한폭에 관한 연구”, 주식 (1997. 3), 3~21.
- Bera, K. and C. Jarque, “Model Specification Tests: A Simultaneous Approach”, *Journal of Econometrics* 20 (1982), 59~82.
- Brown, S. and J. Warner, “Measuring Security Price Performance”, *Journal of Financial Economics* 8 (1980), 205~258.
- Brown, S. and J. Warner, “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies”, *Journal of Financial Economics* 14 (1985), 3~31.
- Collins, W. and W. Dent, “A Comparison of Alternative Testing Models Used in Capital Market Research”, *Journal of Accounting Research* 22 (1984), 48~84.
- Dimson, E., “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading”, *Journal of Financial Economics* 7 (1979), 197~226.
- Dodd, P. and J. Warner, “On Corporate Governance: A Study of Proxy Contests”, *Journal of Financial Economics* 11 (1983), 401~438.

- Fama, E., "Efficient Capital Markets: II", *Journal of Finance*, Vol. 46 No. 5 (1991), 1575~1618.
- Fama, E., L. Fisher, M. Jensen and R. Roll, "The Adjustment of Stock Price of New Information", *International Economic Review* 10 (1969), 1~21.
- Jaffe, F., "Special Information and Insider Trading", *Journal of Business* (1974), 410~428.
- Malatesta, P., "Measuring Abnormal Performance: The Event Parameter Approach Using Joint Generalized Least Squares", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 21 No. 1 (1986), 27~38.
- Masulis, R., "The Effects of Capital Structure Change on Security Prices: A Study of Exchange Offers", *Journal of Financial Economics* 8 (1980), 139~177.
- Patell, J., "Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests", *Journal of Accounting Research* (1976), 246~276.
- Schipper, K. and R. Thompson, "The Impact of Merger-Related Regulations on the Shareholders of Acquiring Firms", *Journal of Accounting Research* (1983), 184~221.
- Scholes, M. and J. Williams, "Estimating Betas from Nonsynchronous Data", *Journal of Financial Economics* 5 (1977), 309~328.
- Travlos, N., "Corporate Takeover Bids, Method of Payment and Bidding Firm's Returns", *Journal of Finance* 42 (1987), 943~963.
- Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association* 57 (1962), 348~368.