

이익 공시시점과 주가지연반응*

김형순

경성대학교 회계학과 교수

Timing of Earnings Announcement and Post-Earnings-Announcement-Drift(PEAD)

Hyung-Soon Kim^a

^aDepartment of Accounting, Kyungsoong University, South Korea

Received 30 November 2018, Revised 17 December 2018, Accepted 26 December 2018

Abstract

It has been reported that there is a significant positive relationship between the unexpected earnings on the earnings announcement date and the cumulative abnormal returns following the earnings announcement date. This study investigates whether the results of prior studies are because the public announcement of shareholders' meeting date was selected as the event date instead of either the preliminary earnings disclosure date or the profit/loss change announcement date. The results of this study are as follows. First, post-earnings-announcement drift(PEAD) occurs when unexpected earnings were computed based on the prior period earnings and the public announcement of the shareholders' meeting date as the profit disclosure date. Second, when analyzing the PEAD with the unexpected earnings calculated using the financial analysts' forecasts, no PEAD has been found both on the date of the shareholders' meeting and the earlier date of the preliminary earnings disclosure, profit/loss change announcement, or the public announcement of the shareholders' meeting. Foster et al. (1984) analyze the PEAD using time series model and earnings forecasting model and suggest that the PEAD appears only in the time series model. In this study, too, in the case of using analysts' profit forecasts, the lack of the PEAD shows that the PEAD can be changed according to the method of measuring the unexpected earnings.

Keywords: Cumulative Abnormal Returns, Post-Earnings-Announcement-Drift, Preliminary Earnings Disclosure, Shareholders' Meeting, Unexpected Earnings

JEL Classifications: G14, M41

* 이 논문은 경성대학교 연구년 지원에 의한 논문임.

^a First Author, E-mail: hyungkim@ks.ac.kr

© 2018 Management & Economics Research Institute. All rights reserved.

I. 서론

기업이 공시하는 이익정보 중 투자자의 예상과 차이가 나는 부분을 비기대이익(unexpected earnings)이라고 하는데, 비기대이익의 크기와 방향은 이익 공시시점의 주가에 영향을 미친다. 그러나 비기대이익의 크기와 방향이 이익 공시 시점 뿐 아니라 이익공시일 이후 상당기간 동안 주가에 영향을 미치는 주가지연반응현상(Post-Earnings-Announcement Drift: PEAD)¹⁾이 보고되었다. 주가지연반응현상은 공개된 정보를 이용하여 초과수익을 얻을 수 없다는 효율적 자본시장 가설과는 다르게 공시된 이익 정보를 이용하여 이익공시일 이후의 기간에도 초과수익을 올릴 수 있도록 만드는 대표적 시장이론현상으로 많은 연구자들의 관심을 끌었다.

기업은 이익정보를 영업(잠정)실적공시일(이하 잠정실적공시일), 손익구조변경공시일(이하 손익변경공시일), 주주총회소집공시일(이하 주총소집공시일)과 같이 다양한 날짜에 자본시장에 공시한다. 잠정실적공시일은 기업이 가결한 실적으로 재무제표에 대한 외부감사인의 감사를 받기 이전의 이익정보를 공개하는 날짜이며, 미국의 경우에는 이 날짜를 이익공시일로 삼아 회계이익의 주가 영향력을 분석하고 있다(백복현 외, 2012). 손익변경공시일 역시 기업이 내부적으로 가결산을 하고 외부감사인에게 재무제표에 대한 감사를 받기 이전에 매출액 또는 손익의 구조가 직전사업연도와 비교하여 큰 변동이 있을 경우에 이를 공시하는 날짜이다.²⁾ 또한 주주총회의 소집을 공고하는 주총소

집공시일에도 기업의 이익정보가 공개된다.

이상의 이익공시일 중 어떤 날짜를 사건일(Event Day)로 보느냐에 따라 이익공시일 전·후의 주가반응 뿐 아니라 이익공시일 이후의 주가지연반응 연구 결과에 차이가 발생할 수 있다. 이익정보에 대한 주가반응을 분석한 선행연구에서는 주총소집공시일이나 이보다 빠른 손익변경공시일을 사건일로 하였으며, 백복현 외 (2012)은 주총소집공시일이나 손익변경공시일보다 빠른 잠정실적공시일을 이용하였다. 손익변경공시일을 사건일로 한 경우에는 사건일에 공시되는 이익정보에 주가가 크게 반응하고 그 이후의 이익공시일인 주총소집공시일에는 주가반응이 크게 낮아지는 현상을 보고하였으며(손성규·이은철, 2005; 김지홍 외, 2006), 잠정실적공시일을 사건일로 삼은 백복현 외 (2012)는 잠정실적공시일이 가장 이른 이익공시일인 경우 이익정보의 효과가 공시일의 주가에 반영되기 때문에 이후의 이익공시일에는 회계이익의 주가영향력이 크게 낮아진다고 주장하였다. 즉, 이익공시일 중 가장 빠른 공시일에만 유의한 주가반응이 나타나고 그 이후에 이루어지는 이익공시일에는 유의한 주가반응이 나타나지 않는다는 것이다.

이와 같이 이익정보에 대한 주가반응 연구에서는 다양한 이익공시일을 대상으로 분석이 이루어졌으나 주가지연반응에 대한 국내연구에서는 주총소집공시일을 사건일로한 분석이 이루어졌다(이경태 외, 2011; 나종길과 신희정, 2012; 박석잔·이은철, 2015). 이들의 연구에 따르면 기업의 이익정보는 주총소집공시일 뿐 아니라 주총소집공시일 이후 길게는 3개월까지도 주가에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 결과는 이익의 정보효과는 이익공시일이 이루어진 사건일 중 빠른날에 집중되고 그 이후의 공시일에서는 유의한 주가반응이 나타

1) PEAD는 국내연구에서 주가표류현상, 주가잔류현상, 주가지연반응으로 표현되고 있다. 본 연구에서는 PEAD를 투자자들이 이익공시일의 비기대이익(Unexpected Earnings)에 과소반응하고 이익공시일 이후 기간에 점진적으로 반영하는 현상으로 해석하고 '주가지연반응' 또는 '주가지연반응현상'으로 표현하였다.

2) 한국거래소의 유가증권시장 상장·공시업무해설(2016)에 따르면 손익변경 공시의 경우 최근 사업연도말 연결 자산총액이 2조원 이상인지에 따라 대규모법인과 일반법인으로 구분하고 대규모법인은 매출액

또는 손익구조가 15% 이상 변동하는 경우에, 일반법인은 매출액 또는 손익구조가 30% 이상 변동하는 경우에 변경된 정보를 자본시장에 공시한다.

나지 않는다는 이익정보의 주가영향력을 분석한 선행연구의 결과와 일관성이 다소 결여된 것으로 보인다.

Foster et al. (1984)은 시계열모형과 이익예측모형을 이용하여 주가지연반응을 분석하고 주가지연반응이 시계열모형에서만 나타나는 특별한 현상이라 주장하였는데, 국내의 연구에서는 시계열모형, 랜덤워크모형, 재무분석가의 예측치를 이용한 모형 모두에서 주가지연반응이 나타나는 것으로 보고되었다. 특히 최종완박주형 (2017)은 빠른 이익공시일인 잠정실적공시일과 이보다 늦은 손익변경공시일을 비교한 경우에 손익변경공시일을 기준으로 측정된 주가지연반응이 오히려 크게 나타난다는 결과를 보고하였다.

본 연구는 외국의 경우와는 다르게 국내연구에서 시계열모형, 랜덤워크모형, 재무분석가의 예측치를 이용한 모형 모두에서 주가지연반응이 나타나는 한편 빠른 이익공시일보다 늦은 이익공시일을 기준으로 측정된 주가지연반응이 크게 나타나는 현상을 검토하는데 그 목적이 있다. 따라서 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른날을 사건일로 한 경우와 선행연구처럼 주총소집공시일을 사건일로 하고 랜덤워크모형과 재무분석가 예측치를 이용하는 모형으로 주가지연반응에 차이가 있는지를 분석하였다. 2012년부터 2015년까지 유가증권시장에 상장된 기업 중 1,335개 기업을 대상으로 비기대이익을 측정하고 비기대이익과 이익공시일 이후 5, 10, 20, 30, 60일 동안의 누적초과수익률의 관계를 분석하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산하고 주총소집공시일을 이익공시일로 하여 분석한 결과에서는 주가지연반응이 포착되었다. 그러나 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른날을 이익공시일로 삼고 분석한 경우에는 이익공시일 이후의 누적초과수익률이 비기대이익과 유의한 관계를 보이지 않았다.

둘째, 재무분석가 예측치를 이용하여 비기대이익을 계산하고 분석한 결과에서는 주총소집공시일을 이익공시일로 한 경우와 빠른날을 이익공시일로 채택하고 분석한 경우 모두에서 이익공시일 이후의 누적초과수익률과 비기대이익 사이의 유의한 관계가 발견되지 않아 주가지연반응을 확인할 수 없었다.

비기대이익 이외에도 사건일 이전의 평균거래대금, 사건일거래대금, 사건일의 비정상거래대금을 분석에 포함하였는데 사건일 이전의 평균거래대금과 사건일의 거래대금은 기업규모와 양(+)의 관계를 보이고 있으며 거래대금이 모형에 포함될 경우에 자산총액으로 측정된 기업규모는 그 유의성이 사라지는 것으로 나타났다.

지금까지 선행연구에서는 주총소집공시일을 사건일로 하고 분석한 결과 비기대이익과 이익공시일 이후의 누적초과수익률에 유의한 관계를 포착하였으며, 이는 국내 주식시장에도 주가지연반응이 존재한다는 주장의 근거가 되었다. 그러나 본 연구에서는 주가지연반응이 모든 모형에서 포착되는 것이 아니라 랜덤워크모형에서만 나타나는 현상이며, 다양한 이익공시일 중 가장 늦은 이익공시일인 주총소집공시일을 기준으로 측정하였을 때 더 커진다는 결과를 보고하고 있는데 이는 최종완박주형 (2017)의 연구와 일관성이 있는 결과이다. 이러한 결과는 잠정실적공시일과 주총소집공시에 나타나는 주가지연반응의 측정치가 동일한 이익정보에 대한 지연반응이 아닐 수 있다는 Livnat and Mendenhall (2006)의 연구결과와도 일관성이 있는 것이다.

본 연구는 주총소집공시일보다 선행하는 이익공시일을 이용하여 주가지연반응을 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별성이 있으며, 국내연구에서 보고하고 있는 주가지연반응이 외국의 연구에서 보고한 주가지연반응과는 성격이 다르다는 것을 보여주었다는 측면에서 그 의의가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는

선행연구를 검토하였으며, 3장에서는 연구설계를 설명하였다. 4장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 5장은 연구를 요약하고 결론을 제시하였다.

II. 선행연구

Ball and Brown (1968)은 회계이익의 정보효과를 분석한 결과 이익이 공시되는 시점 뿐 아니라 이익 공시 후 상당기간 동안 회계이익이 주가에 영향을 미친다는 사실을 보고하였다. 이러한 현상은 공개적으로 이용가능한 모든 정보가 주가에 충분히 반영되기 때문에 공개된 정보를 이용하여 초과수익을 얻을 수 없다는 효율적 시장가설에 반하는 자본시장의 대표적 이례현상으로 주가지연반응현상으로 불리며 연구자들의 관심을 끌게 되었다. Ball and Brown (1968) 이후에도 많은 연구자들이 이익 공시 이후의 주식수익률이 이익공시시점의 비기대이익의 방향과 일치하는 방향으로 움직이는 주가지연반응현상을 보고하였다.

Foster et al. (1984)은 비기대이익의 추정모형에 따라 주가지연반응현상이 다르게 나타나며 주가지연반응의 대부분은 기업규모에 의하여 설명된다고 주장하였다. 특히 비기대이익을 시계열모형으로 추정할 경우에는 주가지연반응이 나타나지만 이익예측치를 이용한 모형에서는 주가지연반응이 나타나지 않아 주가지연반응이 비기대이익 예측모형에 따라 달라질 수 있음을 제시하였다. Bernard and Thomas (1990)은 자본시장이 분기이익의 자기상관(Autocorrelation)을 이해하지 못해서 나타나는 현상이라고 주장하였다. 분기이익의 계절별차이(Seasonal Differences)는 일정한 관계를 보이는데 t분기의 이익차이는 t+1, t+2, t+3분기의 이익차이와 양(+)의 관계를 그리고 t+4분기의 이익차이와는 음(-)의 관계를 보인다. 따라서 현재 분기 t의 이익을 이용하여 t+1분기부터 t+4분기까지

의 이익발표시점 3일(-2일부터 0일) 동안의 주가 반응을 예측할 수 있다는 것이다. Ball and Bartov (1996) 역시 주가지연반응은 투자자들이 분기이익의 계열상관(Serial Correlation)을 과소평가하기 때문에 나타나는 현상이라고 주장하였다. 이에 대하여 Fama (1991)는 재무분석가와 시장 참여자들이 기업의 이익을 면밀히 검토함에도 불구하고 이러한 현상이 발생한다는 것은 매우 기이한(Especially Puzzling) 일이라고 언급하였다. Brown and Han (2000)은 이익공시 이전에 정보의 공시가 없고 개인 투자자의 비중이 높은 소규모 기업에서 이익의 자기상관이 충분히 고려되지 않기 때문에 주가지연반응현상이 발생하며, 그 중에서도 비기대이익이 양(+)의 방향으로 큰 기업에서 집중적으로 나타난다고 주장하였다.

Bhushan (1994)은 직·간접 거래비용이 주가지연반응과 관련되어 있을 것으로 예상하였으며, 주당가격(Share Price)과 연간거래대금(Annual Dollar Trading Volume)의 역수를 거래비용의 대용치(Proxy)로 하여 분석한 결과 주가지연반응은 거래비용과 역의 관계(Inverse Relation)를 나타내었다. 특히 위 두 개의 변수는 상호보완성이 있어서 개별적으로는 유의하지 않은 반면에 결합효과가 있다고 주장하였다. 이로 인하여 연구모형에 기업규모의 대용치로 시가총액이나 연간거래대금 중 한 개의 변수만을 포함하면 규모와 주가지연반응 사이에 유의한 관계가 나타나지 않을 수 있다고 주장하였다.

투자자 유형별 지분율은 주가지연반응과 관계가 있는 것으로 지적되었는데, Bartov et al. (2000)은 기관투자자 지분율을 투자자숙련도의 대용치로 하고 기관투자자 지분율과 주가지연반응의 관계를 분석하였다. 기관투자자 지분율은 주가지연반응과 음(-)의 상관관계를 보였으며, 기관투자자 지분율이 연구모형에 추가되었을 경우에는 거래비용과 기업규모 변수의 주가지연반응에 대한 설명력이 낮아진다는 결과

를 보고하였다. 그러나 Hirshleifer et al. (2008)은 만일 개인투자자 때문에 주가지연반응이 발생한다면 개인투자자들은 극단적인 양(+)의 이익을 보인 기업의 주식을 팔고, 극단적인 음(-)의 이익을 보인 기업의 주식을 사는 컨트러리안 거래(contrarian trading) 패턴을 보여야 하지만, 이익공시 후 3주 동안 개인투자자들이 극단적인 양(+)과 음(-)의 이익을 보인 기업의 주식을 모두 매수한 것으로 보아 개인투자자들 때문에 주가지연반응이 나타나는 것은 아니라고 주장하였다.

Kimbrough (2005)는 이익공시일 전·후로 컨퍼런스콜(Conference Call)을 갖는 기업에 대한 재무분석가의 예측 오차는 낮아지고 이는 주가지연반응을 감소시킨다고 주장하였다. 특히 증권시장에서 거래가 빈번하게 발생하지 않는 소규모 기업의 경우에 컨퍼런스콜과 주가지연반응의 음(-)의 관계가 크게 나타난다고 하였다.

Livnat and Mendenhall (2006)은 비기대이익의 측정 방법에 따라 주가지연반응에 차이가 있는지를 분석하였는데 재무분석가 예측치를 이용하여 비기대이익을 측정한 경우가 과거 분기이익의 시계열을 이용하여 측정한 경우보다 주가지연반응이 크고 더 오랫동안 지속된다는 결과를 보고하였다. 또한 Zhang (2006)은 기업규모, 재무분석가 수, 재무분석가 예측치의 분산, 주가 및 현금흐름의 변동성과 같은 정보의 불확실성이 주가지연반응을 일으킨다고 주장하였다.

국내에서는 소수의 연구자에 의하여 주가지연반응에 관한 연구가 이루어졌다. 나종길과 신희정 (2012)은 주가지연반응과 숙련성이 높은 외국인 소유지분 비중은 음(-)의 관계를 보인다고 주장하였다. 그러나 개인투자자는 비숙련된 투자자이기 때문에 개인투자자의 거래가 많을수록 주가지연반응이 높을 것이라는 예상과는 다르게 이익공시 후 개인투자자의 컨트러리안 거래 강도가 강한 종목일수록 주가지연반

응의 정도가 적어진다는 결과가 보고되었는데, 이러한 결과는 개인투자자의 컨트러리안 거래로 인해 주가지연반응이 심화된다고 하는 행태재무학 관점과 상반되는 것이다(이효정·최혁, 2012).

이경태·이연진 (2008)은 비기대이익이 커질수록, 정보불확실성이 높을수록 주가지연반응현상이 크게 나타난다는 결과를 보고하였다. 정보불확실성은 초과수익률변동성, 평균주식거래회전율, 기업상장연수, 재무분석가 수를 이용하여 측정하였는데 기업상장연수를 제외한 모든 변수가 주가지연반응과 유의한 관계를 보였다. 이경태 외 (2011)의 연구에서도 경영자 예측정보공시는 정보불확실성을 낮추어 주가지연반응현상을 크게 낮추는 것으로 나타났다.

한편 박석진·이은철 (2015)은 연결재무제표와 별도재무제표의 이익의 차이가 큰 경우 그 차이의 분석에 시간이 소요되기 때문에 주가지연반응현상이 크게 나타난다고 주장하였다. 최종원·박주형 (2017)은 재무제표의 비교가능성이 주가지연반응에 영향을 미치는데 비교가능성이 높은 기업일수록 그렇지 않은 기업에 비해 주가지연반응이 낮게 나타난다고 주장하였다. 그리고 잠정실적공시일과 손익변경공시일의 주가지연반응을 비교한 경우에는 늦은 공시일인 손익변경공시일의 주가지연반응이 더 큰 것으로 나타났다.

선행연구를 요약하면 미국의 경우에는 잠정실적공시일을 사건일(Event Day)로 하고 시계열 모형을 이용하여 비기대이익을 추정하였을 경우에 주가지연반응이 포착되었으며, 이익예측치를 이용한 경우에는 주가지연반응이 나타나지 않았다. 이에 비하여 국내 연구의 경우에는 주총소집공시일을 사건일로 한 경우 모든 비기대이익 추정모형에서 주가지연반응이 나타났다. 그리고 주가지연반응의 규모는 늦은 이익공시일에서 오히려 더 크게 나타나는 현상이 보고되었다.

III. 연구설계

1. 변수의 측정 및 연구모형

선행연구에서는 주총소집공시일을 이익공시일로 채택하였는데 본 연구에서는 주총소집공시일 이외에도 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른날을 이익공시일로 하여 선행연구의 결과와 비교하였다.

이익정보는 이익공시일의 장중 또는 장 마감 후에 공시된다. 주식시장 마감 후에 이익공시가 이루어지면 이익정보는 공시일이 아니라 공시일 다음날의 주가에 반영이 된다. 따라서 본 연구에서는 장중에 이익정보의 공시를 한 기업은 이익공시일을, 장 마감 후에 이익공시를 한 기업은 공시일 다음날을 이익공시일로 하여 다음의 변수에 관한 자료를 수집하였다.

1) 누적초과수익률(Cumulative Abnormal Return: CAR)

주가지연반응은 이익공시일의 비기대이익과 이익공시일 이후 일정 기간 동안의 누적초과수익률이 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것이다. 본 연구에서 초과수익률(Abnormal Return: AR)은 시장조정모형(Market Adjusted Return)을 이용하여 다음과 같이 계산하였다. 시장수익률은 선행연구와 같이 규모조정지수(Size Adjusted Index: SAI)와 동일가중지수(Equal Weighted Index: EWI)를 이용하여 수집하였으며 규모조정지수를 이용하여 분석한 결과를 보고하였다.

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t}$$

$R_{i,t}$ = i 기업의 t 일의 주가수익률

$R_{m,t}$ = t 일의 시장수익률(market return)

일별 초과수익률 계산 후 누적초과수익률은 다음과 같이 계산하였다.

$$CAR_i(n) = \sum_{t=i}^n AR_{i,t}$$

$CAR_i(n)$ = i 기업의 이익공시일 이후 n일 동안의 누적초과수익률

누적초과수익률은 이익공시일 이틀 후(+2)부터 각각 5, 10, 20, 30, 60일 동안의 일별초과수익률의 합으로 계산하고 각 기간별 누적수익률을 비교하였다.

2) 비기대이익(Standardized Unexpected Earnings: SUE)

Soffer and Lys (1999)는 미래이익 정보를 보다 투명하게 하는 정보의 공시가 비기대이익에 대한 투자자의 과소반응을 감소시킨다고 주장하였다. 정보의 투명성을 높인다는 측면에서는 재무분석가 예측치도 미래이익에 관한 정보를 제공함으로써 PEAD를 작게 만드는 효과가 있을 것으로 예상된다. 그러나 Bradshaw and Sloan (2002)에 따르면 재무분석가 예측치는 GAAP에 따라 작성되지 않아서 일부 비용들이 빠져 있고 이로 인하여 낙관적인 방향으로 추정되는 경우가 많은 것으로 나타났다. Livnat and Mendenhall (2006) 역시 재무분석가는 낙관적인 예측치를 제시하는 경향이 있기 때문에 비기대이익이 규모가 작게 나타나고 이로 인하여 이익공시일에 투자자들이 비기대이익에 과소반응하는 것 같은 착시효과가 발생하여 결과적으로 시계열모형보다 PEAD가 더 크게 나타난다고 주장하였다. 또한 재무분석가 예측치와 시계열모형을 이용할 경우에 미래 이익공시일에 대한 수익률 패턴이 상이하게 나타나는 것으로 보아 두 개의 예측치가 서로 다른 가격 괴리(Mispricing) 현상을 포착하였을 가능성이 있다고 주장하였다.

선행연구에서 비기대이익은 (1) 전기의 이익을 이용하여 추정하는 랜덤워크모형, (2) 재무분석가 예측치를 이용하는 방법과 (3) 시계열모형을 이용하는 방법으로 추정하였다. 분기이

익을 이용하여 주가지연반응을 분석하는 경우에는 위의 세 가지 방법이 사용될 수 있으나 본 연구와 같이 연간이익을 이용하는 경우에는 모형을 추정할 수 있는 충분한 기간의 확보가 어렵기 때문에 시계열 모형을 이용한 비기대이익의 추정은 적합하지 않다. 따라서 본 연구에서는 당기의 이익을 전기의 이익과 비교하는 랜덤워크모형과 재무분석가의 예측치를 이용하는 두 가지 방법으로 비기대이익을 계산하였다.

(1) 랜덤워크모형으로 계산한 비기대이익:

$$SUE_{i,t} = \frac{EPS_{i,t} - EPS_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$$

$EPS_{i,t}$ = i 기업의 t 기의 주당순이익
 $EPS_{i,t-1}$ = i 기업의 t-1 기의 주당순이익
 $P_{i,t-1}$ = i 기업의 t-1 기말의 수정종가

(2) 재무분석가 예측치로 계산한 비기대이익:

$$SUE_{i,t} = \frac{AE_{i,t} - FE_{i,t}}{P_{i,t-1}}$$

$AE_{i,t}$ = i 기업의 t 기의 주당순이익
 $FE_{i,t}$ = i 기업의 t 기의 주당순이익 재무 분석가 예측치
 $P_{i,t-1}$ = i 기업의 t-1 기말의 수정종가

측정된 비기대이익은 가장 낮은 값부터 가장 높은 값으로 배열하고 10분위로 구분하여 1부터 10까지의 순위값(DSUE)을 부여하였다. 선행 연구에서는 이익의 변동성이 큰 구간에서는 초과 수익률과 비기대이익 사이의 선형관계(Linear Relationship)가 낮아진다고 하였다(Beaver et al., 1979; Kothari, 2001). 따라서 본 연구에서는 비기대이익의 측정값 대신에 순위값을 사용함으로써 비기대이익의 극단값의 효과를 줄이는 한편 비기대이익의 순위값과 초과수익률 간의 선형성이 높아지는 효과를 기대하였다.

3) 기업규모와 거래비용

기업규모와 주가지연반응 사이에는 유의한 음(-)의 관계가 보고되었다(Foster et al., 1984; Bhushan, 1994; Bartov et al., 2000; Kimbrough, 2005). 그러나 국내 연구의 경우 이경태 외 (2011)은 기업규모와 주가지연반응 사이의 유의한 양(+)의 관계를 보고한 반면에 박석진·이은철 (2015)은 유의한 음(-)의 관계를 보고하여서 그 일관성이 결여되어 있다. 본 연구에서도 이익공시일과 주가지연반응의 관계 분석에 있어서 기업규모의 효과를 통제하기 위하여 연구모형에 포함하였다.

거래비용은 주가지연반응에 영향을 미치는 것으로 보고되었는데 Bhushan(1994)은 거래가 빈번하게 발생하지 않는 주식의 경우에는 이익을 주가에 적절하게 반영하는데 시간이 소요되고 이로 인하여 주가지연반응이 발생한다고 주장하였으며, Kimbrough(2005)는 증권시장에서 거래가 빈번하게 발생하지 않는 소규모 기업의 경우에 컨퍼런스콜과 주가지연반응의 음(-)의 관계가 크게 나타난다고 하였다. Bhushan(1994)과 Kimbrough(2005)는 주가와 거래량을 독립변수로 연구에 포함하여 주가지연반응에 미치는 영향을 분석하였으며, 나종길과 신희정(2012)은 외국인 소유지분 비중이 주가지연반응에 미치는 영향을 분석하면서 Kimbrough(2005)의 연구방법을 따라 주가와 거래량을 10분위 순위값으로 구분하고 두 변수의 순위값에 대한 평균값을 하나의 변수로 연구모형에 포함하였다. 백복현 등(2012)은 사건일의 거래량과 사건일 이전의 거래량을 비교하여 비정상거래량을 계산하고 이익공시시점에서의 비정상거래량의 변화를 분석하였다.

본 연구에서는 주가와 거래량을 독립된 두 개의 변수로 보는 대신에 주가에 거래량을 곱한 값인 거래대금을 이용한 Hirshleifer et al.(2009)과 유사한 모형을 적용하였다. 사건일의 비기대이익에 대하여 투자자들이 반응하면 사건일의 거래대금은 사건일 이전의 거래대

금에 비하여 증가할 것이다. 만일 기업의 비기대이익에 대하여 투자자들이 과대하게 반응하면 사건일의 거래대금은 사건일 이전의 평균거래대금에 비하여 큰 폭으로 증가하게 될 것이다. 주가지연반응이 비기대이익에 대한 투자자들의 과소반응에 기인한다면, 사건일에 투자자들이 과대하게 반응한 경우에는 주가지연반응이 낮게 나타날 가능성이 있다.

본 연구에서는 다음의 식에 의하여 사건일 이전의 평균거래대금과 사건일의 비정상거래대금을 계산하였다. 비정상거래대금(AAMT)은 사건일의 거래대금에서 사건일 전 41일부터 11일까지의 30일 동안의 거래대금의 평균값을 차감하여 계산하였으며, 극단값의 효과를 줄이기 위하여 자연로그값을 취한 후에 사건일의 거래대금과 비정상거래대금을 각각 가장 작은 값부터 가장 큰 값으로 나열한 후 1부터 10까지의 순위값을 부여하였다. 연구모형에는 사건일 거래대금의 순위값(DDAYAMT)과 사건일 비정상거래대금의 순위값(DAAMT)을 포함하였다. 이상의 절차를 요약하면 다음의 식과 같다.

$$AAMT_{i,t} = AMT_{i,t} - \frac{1}{30} \sum_{t=-41}^{t=-11} AMT_{i,t}$$

$AMT_{i,t}$ = 사건일 거래대금(i 기업의 t 기 이익공시일 거래대금의 자연로그 값)

$\frac{1}{30} \sum_{t=-41}^{t=-11} AMT_{i,t}$ = 사건일 이전 평균거래대금

(i 기업의 t 기 이익공시일 이전 30일(-41부터 -11일까지) 동안의 거래대금 평균의 자연로그 값)

따라서 본 연구에서 이익공시일에 따른 주가지연반응을 분석하기 위한 모형은 다음과 같다. 우선 이익공시일을 주총소집공시일로 했을 경우와 빠른날로 했을 경우에 비기대이익의 순위값(DSUE)과 누적초과수익률(CAR)의 관계

를 분석하는 모형 1을 이용하여 단순회귀분석을 시행하고 결과에 차이가 있는지를 비교하였다. 그리고 기업규모와 사건일 이전의 평균거래대금(DAVERAMT), 사건일거래대금(DDAYAMT)과 사건일 비정상거래대금(DAAMT)을 추가한 모형 2를 이용하여 다중회귀분석을 시행하였다.

$$\text{모형 1: } CAR_{i,t}(n) = \beta_0 + \beta_1 DSUE_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$\begin{aligned} \text{모형 2: } CAR_{i,t}(n) = & \beta_0 + \beta_1 TIME_{i,t} \\ & + \beta_2 DSUE_{i,t} \\ & + \beta_3 DSIZE_{i,t} \\ & + \beta_4 DAVERAMT_{i,t} \\ & + \beta_5 DDAYAMT_{i,t} \\ & + \beta_6 DAAMT_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

여기에서,

$CAR_{i,t}(n)$ = 이익공시일 이후 +1일부터 이 후 n일(5, 10, 20, 30, 60일) 동안의 누적초과수익률

$DSUE_{i,t}$ = 비기대이익의 10분위 순위값(1부터 10사이)

$TIME_{i,t}$ = 이익공시일(주총소집공시일 = 1, 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른날 = 2)

$DSIZE_{i,t}$ = 기말 자산총액의 자연로그 값의 10분위 순위값(1부터 10사이)

$DAVERAMT_{i,t}$ = 이익공시일(TIME) 전 - 41부터 -11일까지의 평균거래대금의 10분위 순위값(1부터 10사이)

$DDAYAMT_{i,t}$ = 이익공시일(TIME)의 거래대금의 자연로그 값의 순위값(1부터 10사이)

$DAAMT_{i,t}$ = 이익공시일의 비정상거래대금(AAMT)의 순위값(1부터 10사이)

Table 1. Sample Distribution

Year	2012	2013	2014	2015	Total
Number of Listed Firms	784	777	773	770	3,104
Eliminated Firms	439	432	422	476	1,769
Final Sample Firms	345	345	351	294	1,335

모형에서 1부터 10사이의 순위값을 사용한 경우에는 가장 작은 값을 1, 가장 큰 값을 10으로 설정하였다.

2. 연구표본

본 연구는 2012년부터 2015년까지 한국증권거래소에 상장된 기업 중 다음의 조건을 충족하는 기업을 대상으로 하였다.

- (1) 12월 결산법인
- (2) 금융업에 속하지 않는 기업
- (3) 관리종목, 거래정지종목에 속하지 않는 기업
- (4) 각 연도별로 잠정실적공시, 손익변경공시, 주총소집공시 중 최소 하나 이상의 공시를 한 기업
- (5) 백복현 등(2012)의 논리를 따라 자회사의 실적을 통하여 실적의 상당부분을 예측할 수 있는 지주회사는 제외
- (6) 2일 이내에 서로 다른 형태로 이익을 공시하는 기업은 제외³⁾

본 연구에 필요한 자료는 위의 (1) ~ (6)의 기준을 충족하는 기업에 대하여 다음과 같은 절차를 통해 수집하였다. 먼저 Kis-Value 데이

터베이스를 이용하여 기업의 종합주가지수수익률과 동일주가지수수익률 자료를 수집하였다. 이익공시와 관련된 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일에 대한 정보의 수집은 증권선물거래소의 KIND System을 이용하였다. 주당순이익, 재무분석가 예측치, 자산총계, 거래대금 등의 자료는 Fn-Guide의 Data Pro를 이용하여 수집하였다.

〈Table 1〉은 본 연구에 사용된 표본을 연도별로 요약한 것이다.

IV. 실증분석 결과

1. 이익공시시점과 비기대이익 측정 방법에 따른 비교

〈Table 2〉는 이익공시시점과 비기대이익 측정 방법에 따라 네 개의 집단으로 구분한 다음 집단별로 주요 변수들의 평균값에 차이가 있는지를 분석한 결과이다. 2012년부터 2015년까지 전체 표본의 수는 1,335개 기업인데 이익공시시점과 비기대이익 측정 방법에 따라 표본의 숫자에 차이가 있다.

〈Panel A〉는 이익공시시점에 따라 주총소집공시일과 빠른날로 구분하고 각 집단에 대하여 랜덤워크모형과 재무분석가 예측치로 비기대이익을 측정 후 주요 변수들의 평균값의 차이를 분석한 결과를 요약한 것이다. 우선 주총소집공시일에 대하여 랜덤워크모형과 재무분석

3) 김지홍 등(2006), 백복현 등(2012)의 연구는 동일한 날짜에 서로 다른 형태로 이익을 공시하는 경우, 즉 잠정실적공시, 손익변경공시, 주총소집공시 중 서로 공시일이 동일한 경우와 하나의 공시일이 다른 공시일과 -1부터 +1일 사이에서 발생한 경우는 시장의 반응이 어떠한 공시에 의하여 나타나는지를 구분할 수 없기 때문에 표본에서 제외하였다.

Table 2. Test of Difference by Timing of Earnings Announcement and Unexpected Earnings Measurement Method**Panel A.** Timing of Earnings Announcement: Public Announcement of Shareholders' Meeting Date(PASMD) vs. Earliest Earnings Announcement Date(EEAD)

Variable	PASMD				EEAD			
	Random Walk (N=1,335)	Analysts' Expectation (N=501)	t value	p value	Random Walk (N=1,263)	Analysts' Expectation (N=486)	t value	p value
SUE	-.002	-.0418	4.740	.000	.007	-.043	6.399	.000
SIZE	19.779	20.618	-11.951	.000	19.778	20.596	-11.388	.000
AVERAMT	19.787	21.094	-13.983	.000	19.712	20.973	-13.209	.000
DAYAMT	20.069	21.253	-12.784	.000	20.362	21.574	-12.234	.000
AAMT	.281	.159	2.846	.005	.649	.601	.946	.344
CAR5	.008	.005	1.224	.221	.003	.003	-.305	.760
CAR10	.011	.007	1.228	.220	.006	.004	.818	.414
CAR20	.027	.025	.403	.687	.015	.011	.980	.327
CAR30	.037	.025	2.085	.037	.030	.020	1.822	.069
CAR60	.055	.022	3.539	.000	.058	.038	2.450	.014

Panel B. Unexpected Earnings Measurement Method: Random Walk vs. Analysts' Expectation

Variable	Random Walk				Analysts' Expectation			
	PASMD (N=1,335)	EEAD (N=1,263)	t value	p value	PASMD (N=501)	EEAD (N=486)	t value	p value
SUE	-.002	.007	-1.039	.299	-.042	-.043	.216	.829
SIZE	19.779	19.778	.017	.987	20.618	20.596	.256	.798
AVERAMT	19.787	19.712	.921	.357	21.094	20.973	1.141	.254
DAYAMT	20.069	20.362	-3.661	.000	21.253	21.574	-2.932	.003
AAMT	.281	.649	-8.491	.000	.159	.601	-8.733	.000
CAR5	.008	.003	2.774	.006	.004	.003	.184	.854
CAR10	.011	.006	1.926	.054	.004	.004	.091	.927
CAR20	.027	.015	3.443	.001	.012	.011	.184	.854
CAR30	.037	.030	1.796	.073	.021	.020	.072	.943
CAR60	.055	.058	-.505	.613	.036	.038	-.173	.862

a) Definition of Variable:

SUE: Standardized Unexpected Earnings measured using either random walk or analysts' expectation

SIZE: natural log of beginning total assets

AVERAMT: natural log of average trading amount of 30 days before earnings announcement date

DAYAMT: natural log of trading amount on the earnings announcement date

AAMT: abnormal trading amount on the earnings announcement date(DAYAMT - AVERAMT)

CAR5, 10, 20, 30, 60: cumulated abnormal return for 5, 10, 20, 30, 60 days from the next day of earnings announcement date

가 예측치를 적용하여 비기대이익을 측정하였는데 두 그룹 사이에서는 SUE, SIZE, AVERAMT, DAYAMT, AAMT, CAR30, CAR60 변수에서 유의한 차이가 발견되었다. 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 측정하는 경우와 재무분석가 예측치를 이용하는 경우의 중요한 차이는 표본의 숫자에서 나타난다. 랜덤워크모형의 경우에는 본 연구의 모든 표본인 1,335개 기업이 모두 포함되었으나 재무분석가 예측치는 규모가 큰 기업을 대상으로 제시가 되기 때문에 재무분석가 예측 그룹의 경우 표본의 숫자가 크게 감소하였다(N = 501). 선행연구에서 재무분석가 예측치는 낙관적인 경향이 있다고 하였는데 표에서도 재무분석가 예측치를 이용하여 계산한 비기대이익(-.0418)이 랜덤워크모형을 이용하여 계산한 비기대이익(-.002)보다 낮고 1% 이하 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 실제이익에서 낙관적인 재무분석가 예측치를 차감하였기 때문에 비기대이익이 작게 나타난 것으로 이해할 수 있다. 기업규모는 랜덤워크모형을 이용한 경우(19,779)가 재무분석가 예측치를 이용한 경우(20,618)보다 1% 이하의 수준에서 유의하게 낮게 나타났는데 이는 재무분석가 예측치를 이용할 경우 다수의 소규모 기업들이 표본에서 제외되는 것으로 해석할 수 있다. 규모가 작은 기업들이 표본에서 제외되었기 때문에 재무분석가 예측치를 이용한 그룹에서 평균거래대금과 사건일의 거래대금이 유의하게 크게 나타났다. 그러나 사건일의 비정상거래대금(AAMT)은 랜덤워크모형을 이용한 그룹(.281)이 재무분석가 예측치 그룹(.159)보다 더 크게 나타나 규모가 작은 기업의 경우 사건일에 공개되는 이익정보에 투자자들이 과도하게 반응하여 평상시의 거래대금을 크게 상회하는 거래가 이루어지는 것으로 이해할 수 있다. 랜덤워크모형을 이용한 그룹에서는 누적초과수익률이 누적기간에 따라 지속적으로 증가하는 것으로 나타났으나 재무분석가 예측치를 이용한 그룹에서는 누적일자 증가에 따라 초

과수익률이 지속적으로 증가하지는 않았다. 이로 인하여 누적기간이 30일과 60일인 경우에도 두 그룹 사이에 5%와 1% 수준에서 유의한 차이가 발견되었다.

〈Panel A〉의 오른쪽 네 열은 이익공시일 중 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른날에 대하여 랜덤워크모형과 재무분석가 예측치를 이용하여 비기대이익을 측정하고 주요 변수의 평균값을 비교한 결과이다. 빠른날을 이용한 경우에는 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일이 겹치거나 공시일이 2일 이내에 발생한 경우는 표본에서 제외하였기 때문에 주총소집공시일을 이용한 그룹보다 표본의 숫자가 다소 감소하였다(랜덤워크모형 N = 1,263, 재무분석가 예측치 N = 486). 주총소집공시일에 대하여 분석한 결과와 유사하게 랜덤워크모형과 재무분석가 예측치를 이용한 두 그룹 사이에서는 SUE, SIZE, AVERAMT, DAYAMT, CAR30, CAR60 변수에서 유의한 차이가 발견되었으나 AAMT 변수는 유의한 차이가 발견되지 않았다. 여기에서도 주총소집공시일의 경우와 동일하게 재무분석가 예측치를 이용할 경우에는 다수의 소규모 기업들이 표본에서 제외되고 이로 인하여 사건일 이전의 평균거래대금과 사건일의 거래대금이 유의하게 차이가 나타나는 것으로 보인다. 사건일의 비정상거래대금은 랜덤워크모형과 재무분석가 예측치 모두에서 주총소집공시일보다 크게 증가하였으나 그 차이가 유의하지는 않은 것으로 나타났다.

〈Panel B〉는 비기대이익을 측정하는 방법에 따라 랜덤워크모형과 재무분석가 예측치로 구분하고 각 집단에 대하여 주총소집공시일과 빠른날의 두 개의 이익공시시점에 대하여 수집한 주요 변수들의 평균의 차이를 비교한 결과이다.

〈Panel B〉의 두 번째부터 다섯 번째 열까지는 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산하고 주총소집공시일과 빠른날의 그룹으로

구분하여 주요 변수를 비교한 것이다. 주총소집공시일을 사건일로 한 비기대이익(-.002)이 빠른날을 사건일로 한 값(.007)보다 다소 낮게 나왔으나 그 차이는 유의하지 않았다(t 값 = -1.039, p 값 = .299). 기업규모도 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다. 거래대금 중 사건일 이전의 평균거래대금(AVERAMT)은 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다. 그러나 사건일의 거래대금은 주총소집공시일에는 20.069 빠른날은 20.362의 값을 보여 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 파악되었다(t 값 = -3.661, p 값 = .000), 비정상거래대금 역시 .281과 .649로 나타나 통계적으로 유의한 차이가 발견되었다(t 값 = -8.491, p 값 = .000). 주총소집공시일에 비하여 빠른날에 측정된 거래대금과 비정상거래대금이 크다는 것은 빠른날에 공시된 이익정보의 추가영향력이 큰 것으로 판단할 수 있으며, 투자자들 역시 빠른날에 공시된 이익정보에 더 민감하게 반응한 결과로 해석할 수 있다. 누적초과수익률은 주총소집공시일을 기준으로 측정된 값들이 빠른날의 경우보다 모두 크게 나왔으며 5, 10, 20, 30일에서 1%부터 10%의 범위에서 통계적으로 유의한 차이가 관찰되었다.

〈Panel B〉의 오른쪽 네 열은 재무분석가 예측치를 이용하여 비기대이익을 계산하고 주총소집공시일과 빠른날로 구분하여 비교한 결과를 보여준다. 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산한 경우와 다르게 DAYAMT와 AAMT 변수에서만 유의한 차이가 발견되었으며, 누적초과수익률에서는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 재무분석가 예측치를 사용할 경우에도 빠른 이익공시일에서 사건일의 거래대금과 비정상거래대금이 주총소집공시일보다 유의하게 크게 나타났는데, 이것은 이익공시일 중 빠른 공시일에 공시의 효과가 가장 크게 나타난다는 백복현 등(2012)의 연구 결과와 일관성이 있는 것으로 해석할 수 있다. 주총소집공시일을 이익공시시점으로 한 경우에 누적초과

수익률이 보편적으로 크게 나타났으나 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 파악되었다.

2. 회귀분석 결과

〈Table 3〉은 비기대이익과 누적초과수익률의 관계를 검증하기 위한 〈모형 1〉을 이용하여 회귀분석을 한 결과이다. 종속변수는 이익공시일 이후 5, 10, 20, 30, 60일 동안의 누적초과수익률을 나타내는 CAR(n)변수이고 독립변수는 표준화된 비기대이익의 순위값(DSUE)이다. 본 연구에서는 주총소집공시일과 빠른날에 대하여 분석을 시행하였으며 〈Panel A〉는 주총소집공시일에 대한 결과인데 CAR5를 제외한 10, 20, 30, 60일 동안에 대하여 DSUE 변수가 1% 또는 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 이는 이익공시 시점의 비기대이익이 이익공시일 이후 10, 20, 30, 60일 동안의 누적초과수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 선행연구와 일관성이 있는 결과라고 할 수 있다. 〈Panel B〉는 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른날을 사건일로 하고 〈모형 1〉을 적용한 것이다. 〈Panel B〉에서는 이익공시일 이후 10일 동안의 누적초과수익률이 비기대이익과 유의한 양(+)의 관계를 나타내었으나 나머지 기간에서는 유의한 관계가 발견되지 않았다. 즉, 빠른날을 기준으로 주가지연반응을 분석할 경우에는 선행연구에서 보고한 주가지연반응현상은 나타나지 않는다는 것이어서 주가지연반응이 어떤 이익공시일을 사건일로 채택하는가에 따라 차이가 있을 가능성을 제시하는 결과이다.

〈Table 4〉는 기업규모와 사건일 이전 평균 거래대금, 사건일 거래대금, 사건일 비정상거래대금 변수를 포함하여 주가지연반응을 분석한 결과이다. 사건일을 나타내는 TIME 변수는 5, 10, 20일 누적수익률과 5% 또는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 회귀계수를 나타

Table 3. Regression Analysis 1 on Post Earnings Announcement Drift

$$\text{Model 1. } CAR_{i,t}(n) = \beta_0 + \beta_1 DSUE_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

Panel A. PASMD

Variable	CAR5	CAR10	CAR20	CAR30	CAR60
Intercept	.006 (2.244)**	.002 (.467)	.007 (1.346)	.013 (1.833)*	.035 (3.286)***
DSUE	.000 (.673)	.002 (2.765)***	.004 (4.099)***	.004 (4.041)***	.004 (2.161)**
F value	.452	7.647***	16.800***	16.332***	4.671**
Adjusted R2	.000	.005	.012	.011	.003

Panel B. EEAD

Variable	CAR5	CAR10	CAR20	CAR30	CAR60
Intercept	.006 (2.239)**	.013 (3.629)***	.017 (3.452)***	.031 (5.335)***	.064 (6.843)***
DSUE	-.001 (-1.390)	-.001 (-2.078)**	.000 (-.374)	.000 (-.347)	-.001 (-.711)
F value	1.933	4.319**	.140	.121	.505
Adjusted R2	.001	.003	-.001	-.001	.000

내고 있다. 이는 주총소집공시일(TIME = 1)이 빠른날(TIME = 2) 보다 주가지연반응이 더 크다는 것을 의미하는 것으로서 <Table 3>의 결과와 일관성이 있다. 비기대이익의 순위값 변수(DSUE)는 20, 30, 60일의 긴 기간의 누적수익률과 5% 또는 1% 수준에서 유의한 양(+의 회귀계수를 보이고 있어서 짧은 기간보다 초과수익률의 누적기간이 길어질수록 주가지연반응이 강력하게 나타난다는 선행연구(박석진과 이은철 2015)와 일관성이 있다. 사건일 이전의 평균거래대금은 주가지연반응과 유의한 관계가 나타나지 않았으나 사건일의 거래대금은 5, 10, 20, 30일 누적수익률과 5% 또는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 회귀계수를 보이고 있다. 이는 사건일의 거래대금이 클수록 주가지연반응이 감소하는 것으로 이해할 수 있다. 또한 사

건일의 비정상거래대금 변수는 5, 10, 20일 동안의 누적초과수익률과 5% 또는 1% 수준에서 유의한 양(+의 회귀계수를 보이고 있어서 사건일의 비정상거래대금이 큰 경우에는 주가지연반응이 오히려 크게 나타나는 것으로 보인다.

이상의 결과를 요약하면 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 측정하고 그 값을 이용하여 주총소집공시일에 이익공시일 중 빠른날에 대한 주가지연반응을 분석하면, 주총소집공시일을 사건일로 하였을 때가 빠른날을 사건일로 하였을 때보다 주가지연반응이 크게 나타났다. 비기대이익의 크기는 주가지연반응에 영향을 미치며 초과수익률의 누적기간이 짧은 경우(5, 10일)보다 긴 경우(20, 30, 60일)에 유의한 것으로 나타났다. 자산의 크기로 측정한 기업규모는 주가지연반응과 유의한 관계를 보이지 않

Table 4. Multiple Regression Analysis 1 on Post Earnings Announcement Drift**Model 2.** $CAR_{i,t}(n) = \beta_0 + \beta_1 TIME_{i,t} + \beta_2 DSUE_{i,t} + \beta_3 DSIZE_{i,t}$

$$+ \beta_4 DAVERAMT_{i,t} + \beta_5 DDAYAMT_{i,t} + \beta_6 DAAMT_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

Variable	CAR5	CAR10	CAR20	CAR30	CAR60
Intercept	.005 (.983)	.010 (1.519)	.019 (2.072)**	.030 (2.597)***	.089 (4.975)***
TIME	-.006 (-3.271)***	-.006 (-2.559)**	-.009 (-2.608)***	-.007 (-1.636)	.001 (.216)
DSUE	.000 (.391)	.001 (1.203)	.002 (3.017)***	.002 (3.245)***	.002 (2.055)**
DSIZE	.001 (2.352)**	.001 (1.937)*	.001 (.842)	.000 (.446)	-.001 (-1.142)
DAVERAMT	.002 (2.078)**	.001 (1.009)	.002 (.815)	.003 (1.070)	-.003 (-.777)
DDAYAMT	-.003 (-3.418)***	-.003 (-2.378)**	-.004 (-2.087)**	-.007 (-2.932)***	-.005 (-1.329)
DAAMT	.002 (3.972)***	.002 (2.780)***	.003 (2.502)**	.004 (3.248)	.001 (.439)
F value	7.264***	5.385***	6.038***	9.283***	9.229***
Adjusted R2	.014	.010	.012	.019	.019

았으나, 기업규모와 상관관계가 높은 거래대금의 경우에는 주가지연반응과 유의한 관계를 보였다. 거래대금 중 사건일 이전의 평균거래대금(DAVERAMT)은 주가지연반응과 유의한 관계가 없었지만, 사건일의 거래대금(DDAYAMT)은 5, 10, 20, 30일 동안의 누적초과수익률과 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 이는 사건일의 거래대금이 클수록 주가지연반응이 낮게 나타난다는 것을 의미한다. 그리고 사건일의 비정상거래대금(DAAMT)은 5, 10, 20일 동안의 누적초과수익률과 유의한 양(+의) 관계를 나타내고 있어서, 사건일에 거래대금이 비정상적으로 증가하는 경우에는 주가지연반응 또한 증가한다는 것을 의미한다.

3. 재무분석가 예측치를 이용한 분석

지금까지는 주총소집공시일과 이익공시일 중 빠른날에 대하여 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산한 후 주가지연반응을 분석한 결과를 보고하였다. 그러나 비기대이익은 랜덤워크모형 이외에도 재무분석가 예측치를 이용하여 계산할 수 있다. <Table 5>와 <Table 6>은 재무분석가 예측치를 이용하여 비기대이익을 계산하고 주가지연반응을 분석한 결과이다.

<Table 5>의 <Panel A>를 보면 5, 10일 누적초과수익률의 경우에 각각 10%와 5% 수준에서 유의한 값을 보이고 있다. 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산한 값으로 회귀 분석을 한 결과인 <Table 4>와 비교하여 보면

Table 5. Regression Analysis 2 on Post Earnings Announcement Drift

$$\text{Model 1. } CAR_{i,t}(n) = \beta_0 + \beta_1 DSUE_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

Panel A. PASMD

Variable	CAR5	CAR10	CAR20	CAR30	CAR60
Intercept	-.005 (-.265)	-.003 (-.511)	.013 (1.482)	.024 (2.084)**	.007 (.389)
DSUE	.001 (1.796)*	.002 (2.210)**	.002 (1.073)	-.000 (-.007)	.003 (1.217)
F value	3.227*	4.883**	1.151	.000	1.482
Adjusted R2	.006	.008	.000	-.002	.001

Panel B. EEAD

Variable	CAR5	CAR10	CAR20	CAR30	CAR60
Intercept	.003 (.613)	.005 (.819)	.013 (1.552)	.026 (2.610)***	.054 (3.518)***
DSUE	.000 (.155)	.000 (-.261)	.000 (-.288)	-.001 (-.633)	-.003 (-1.176)
F value	.024	.068	.083	.401	1.383
Adjusted R2	-.002	-.002	-.002	-.001	.001

랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산한 경우에는 주가지연반응이 나타나지만 재무분석가 예측치를 이용한 경우에는 주가지연반응이 크게 낮아지는 것을 알 수 있다. 특히 <Panel B>는 빠른날을 사건일로 하였을 경우인데 비기대이익이 모든 기간에서 유의하지 않은 것으로 나타났으며, F값은 유의하지 않고 수정결정 계수(adjusted R²)는 음(-)의 값을 보이고 있어서 주가지연반응에 관한 데이터의 모형적합도가 크게 낮다는 것을 알 수 있다. <Table 3>의 <Panel B>에서도 주가지연반응이 거의 나타나지 않았는데 이는 주가지연반응이 어떠한 이익 공시일을 사건일로 하는가에 따라서 차이가 있음을 보여주는 것이다.

<Table 6>은 재무분석가 예측치를 이용하여 비기대이익을 계산한 후 다중회귀분석을 한

결과인데 거의 모든 변수가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 세부적으로는 5, 10, 20, 30, 60일의 누적초과수익률에 대하여 비기대이익의 계수값이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 이익공시 시점의 비기대이익은 공시일 이후 일정기간 동안의 누적초과수익률에 유의한 양(+)의 영향력을 미치지 않아서 주가지연반응의 존재를 확인할 수 없었다. 사건일 거래대금은 음(-)의 회귀계수를 나타내고 사건일 비정상거래대금은 양(+)의 회귀계수를 보이고 있으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산한 후 회귀분석을 한 <Table 4>와 크게 다른 것으로 주가지연반응은 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 측정하고 주총소집공시일을 사건일로 하여 누적초과수

Table 6. Multiple Regression Analysis 2 on Post Earnings Announcement Drift

Model 2. $CAR_{i,t}(n) = \beta_0 + \beta_1 TIME_{i,t} + \beta_2 DSUE_{i,t} + \beta_3 DSIZE_{i,t}$

$$+ \beta_4 DAVERAMT_{i,t} + \beta_5 DDAYAMT_{i,t} + \beta_6 DAAMT_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

Variable	CAR5	CAR10	CAR20	CAR30	CAR60
Intercept	-.002 (-.297)	.003 (.315)	.033 (2.267)**	.036** (1.977)	.031 (1.105)
TIME	-.003 (-.895)	-.005 (-1.326)	-.011 (-1.906)*	-.004 (-.550)	.012 (1.110)
DSUE	.001 (1.458)	.001 (1.491)	.001 (1.044)	.001 (.447)	.002 (1.115)
DSIZE	.000 (.685)	.000 (.196)	-.001 (-1.223)	-.001 (-.877)	-.002 (-1.018)
DAVERAMT	.000 (-.155)	.002 (.648)	.000 (.124)	-.001 (-.254)	.003 (.420)
DDAYAMT	-.000 (-.048)	-.002 (-.865)	-.002 (-.529)	-.002 (-.536)	-.010 (-1.326)
DAAMT	.001 (1.218)	.001 (1.018)	.002 (.884)	.003 (1.215)	.003 (.981)
F value	1.414	.849	1.861**	2.551**	2.858***
Adjusted R2	.003	-.001	.005	.009	.011

익률을 계산할 경우에 나타나는 현상으로 이해할 수 있다.

V. 결론

기업의 이익은 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 등 다양한 날짜에 공시된다. 선행연구에서는 잠정실적공시일이나, 손익변경공시일에 공개되는 이익정보는 최종적으로 확정된 이익이 아니라는 이유로 이익공시일에서 제외되고 주총소집공시일에 공시되는 이익을 이용하여 주가지연반응을 분석하였다. 그러나 백복현 등(2012)은 가장 빠른 시점인 잠정실적공시일의 이익정보에 주가반응이 크게 나타나고 나머지 일자에 공시되는 이익정보에

는 주가반응이 크게 낮아진다고 하였다.

본 연구는 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 어떤 날을 사건일로 하는가에 따라 주가지연반응에 차이가 있는지를 분석하였다. 본 연구는 선행연구에서 이익공시일로 채택한 주총소집공시일 이외에 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른 날을 이익공시일로 택하고 각각의 이익공시일에 대하여 비기대이익과 공시일 이후 5, 10, 20, 30, 60일 동안에 대한 누적초과수익률을 계산하였다. 비기대이익은 랜덤워크모형을 이용하는 방법과 재무분석가의 예측치를 이용하는 방법으로 측정하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 랜덤워크모형을 이용하여 비기대이익을 계산하고 주총소집공시일을 이익공시일로 하여

분석한 결과에서는 주총소집공시일 이후의 누적초과수익률이 비기대이익과 유의한 양(+)의 관계를 보이는 주가지연반응이 포착되었다. 그러나 빠른날을 이익공시일로 삼고 분석한 경우에는 이익공시일 이후의 누적초과수익률이 비기대이익과 유의한 관계를 보이지 않았다. 둘째, 재무분석가 예측치를 이용하여 비기대이익을 계산하고 분석한 결과에서는 주총소집공시일을 이익공시일로 한 경우와 빠른날을 이익공시일로 삼고 분석한 경우 모두에서 이익공시일 이후의 누적초과수익률과 비기대이익 사이의 유의한 관계가 발견되지 않아 주가지연반응을 확인할 수 없었다.

선행연구에서 주가지연반응은 기업규모와 음(-)의 관계가 있다는 결과가 보고되었다(Foster et al. 1984; Abarbanell and Bernard 1992; Bartov et al. 2000). 규모가 큰 기업일수록 재무분석가의 분석 대상이 될 가능성이 높고 재무분석가의 관심이 높은 기업은 경영자의 예측 정보가 보다 빈번하게 제공되어 정보의 투명성이 높아져 주가지연반응이 낮게 나타날 가능성이 있다. 이와는 다르게 국내연구에서는 규모가 큰 기업의 주가지연반응이 오히려 크다는 결과(이경태와 이연진 2008)와, 기업규모와 주가지연반응 사이에 음(-)의 관계가 있다는 결과(박석진과 이은철 2015)가 혼재한다. 본 연구에서는 자산총액을 기업규모의 대용치로 사용하는 한편 사건일 이전의 평균거래대금, 사건일거래대금, 사건일의 비정상거래대금을 분석에 포함하였는데 사건일 이전의 평균거래대금과 사건일의 거래대금은 기업규모와 유의한 양(+)의 관계를 보이고 있으며 거래대금이 모형에 포함될 경우에는 전통적인 자산총액으로 측정된 기업규모는 그 유의성이 사라지는 결과를 발견하였다.

Foster et al.(1984)은 시계열모형과 이익예측모형을 이용하여 주가지연반응을 분석하고 주가지연반응이 시계열모형에서만 나타나는 특별한 현상이라 주장하였는데, 본 연구에서도

재무분석가의 이익예측치를 이용하여 비기대이익을 추정된 경우에는 주가지연반응이 나타나지 않는 반면에 랜덤워크모형을 이용하였을 경우에만 주가지연반응이 포착되었다. 또한 최종원과 박주형(2017)의 연구에서는 잠정실적공시일과 손익구조변경공시일 중 늦은 이익공시일인 손익구조변경공시일을 사건일로 추정한 주가지연반응이 크게 나타났는데, 본 연구에서도 잠정실적공시일보다 늦은 이익공시일인 주총소집공시일을 사건일로 추정한 주가지연반응이 더 크게 나타나는 현상이 발견되었다.

국내 선행연구에서는 이익공시일의 비기대이익과 이익공시일 이후의 누적초과수익률에 유의한 양(+)의 관계가 있다는 주가지연반응을 일관되게 보고하고 있다. 본 연구는 선행연구의 결과가 다양한 이익공시일 중 주총소집공시일을 사건일로 선택하였기 때문에 발생한 것인지를 검증하였다. 또한 선행연구에서 보편적으로 사용하였던 자산총액에 기업규모와 관계가 있는 거래대금을 연구모형에 추가함으로써 선행연구에서 기업규모 변수와 주가지연반응 사이에 상반된 결과가 나타난 원인을 탐색하였다. 이러한 과정에서 본 연구에 포함한 변수들 간의 관계를 명확히 하기 위하여 선행연구에서 주가지연반응에 영향을 미치는 것으로 보고된 외국인 지분율, 경영자 예측정보공시, 개인투자자의 거래행태 등의 다양한 변수들의 효과를 생략하였다는 한계가 있다.

Livnat and Mendenhall(2006)은 재무분석가 예측치와 시계열모형을 이용할 경우에 미래 이익공시일에 대한 수익률 패턴이 상이하게 나타나는 것으로 보아 두 개의 예측치가 서로 다른 가격괴리(mispricing) 현상을 포착하였을 가능성이 있다고 주장하였다. 본 연구는 비기대이익의 측정방법 이외에 다양한 이익공시일 중 어떤 날을 사건일로 하는가에 따라 주가지연반응에 차이가 있음을 보고하였다. 잠정실적공시일, 손익변경공시일, 주총소집공시일 중 빠른날을 사건일로 하였을 경우에는 나타나지

않는 주가지연반응이 주총소집공시일을 사건일로 하였을 경우에 나타난다는 것은 두 개의 사건일이 서로 다른 정보의 가격효과를 포착하는 것은 아닌지 보다 심층적인 분석이 필요 할 것이다. 즉, 잠정실적공시일이나 손익변경공시일에는 이익을 중심으로 한 정보가 공개되고 공개된 이익정보에 대한 투자자의 지연반응은 주가지연반응(Post-Earnings-Announcement-

Drift: PEAD)이라고 할 수 있지만, 주총소집공시일에는 향후 이익의 전망이나, 이익의 배당 등에 관한 정책적인 정보의 공시가 이루어지고 이러한 비이익정보에 대한 투자자의 지연반응을 이익정보 공시 이후의 주가지연반응(Post-Earnings-Announcement-Drift: PEAD)이라고 할 수 없기 때문이다.

References

- Kim, Jee-Hong, Jin-Ho Chang, and Eun-Jung Yeo (2006), "A Study of Accurate Timing of Disclosure to Annual Earnings", *Korean Accounting Review*, 31(2), 35-55.
- Na, Chong-Kil and Hee-Jeong Shin (2012), "The Effects of Foreign Ownership on the Magnitude of the Post-Earnings-Announcement Drift", *Korean Accounting Review*, 37(3), 203-238.
- Park, Suk-Jin and Eun-Chul Lee (2015), "K-IFRS Adoption and Post Earnings Announcement Drift: Focusing on the Difference between Consolidated and Separate Earnings", *Korean Accounting Journal*, 24(6), 313-344.
- Baik, Bok-Hyun, Young-Jun Kim, and Joon-il Lee (2012), "A Study on the Exact Timing of Annual Earnings Announcements in the Korean Market", *Korean Accounting Review*, 37(4), 253-293.
- Sohn, Sung-Kyu and Eun-Chul Lee (2005), "Information Content Study of Timely Disclosure Regarding Income Structural Changes", *Korean Accounting Journal*, 14(4), 29-56.
- Lee, Kyung-Tae and Yeon-Jin Lee (2008), "A Study of Factors Affecting Post-Earnings-Announcement Drift", *Korean Accounting Review*, 33(3), 61-101.
- Lee, Kyung-Tae, Yeon-Jin Lee, and Jong-Won Choi, (2011), "Effects of Management Forecasts on Post Earnings Announcement Drift", *Korean Accounting Review*, 36(4), 211-248.
- Lee, Hyo-Jeong and Hyuk Choe (2012), "The Effects of Individual Investor Trading on Post-Earnings Announcement Drift", *Korean Journal of Financial Studies*, 41(3), 393-436.
- Choi, Jong-Won and Ju-Hyoung Park (2017), "The Effect of Accounting Comparability on Post-Earnings-Announcement Drift", *Korean Accounting Review*, 42(5), 161-207.
- Korea Exchange Stock Market Division, Dec. 2016, *KRX Corporate Disclosure Guide*, Korea Exchange.
- Abarbanell, J. and V. Bernard (1992), "Tests of Analysts' Overreaction/Underreaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behavior", *Journal of Finance*, 47(3), 1181-1207.
- Ball, R. and E. Bartov (1996), "How Naive is the Stock Market's Use of Earnings

- Information?" *Journal of Accounting and Economics*, 21(3), 319-337.
- Ball, R. and P. Brown (1968), "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers", *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159-178.
- Bartov, E., S. Radhakrishnan, and I. Krinsky (2000), "Investor Sophistication and Patterns in Stock Returns After Earnings Announcements", *The Accounting Review*, 75(1), 43-63.
- Beaver, W., R. Clarke, and F. Wright (1979), "The Association Between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors", *Journal of Accounting Research*, 17(2), 316-340.
- Bernard, V., and J. Thomas (1990), "Evidence that Stock Prices Do Not Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings", *Journal of Accounting and Economics*, 13(4), 305-341.
- Bhushan, R. (1994), "An Information Efficiency Perspective on the Post-Earnings Announcement Drift", *Journal of Accounting and Economics*, 18(1), 45-65.
- Brown, L., and J. Han (2000), "Do Stock Prices Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings for AR1 Firms?", *Journal of Accounting Research*, 38(1), 149-164.
- Fama, E. (1991), "Efficient Capital Market: II", *The Journal of Finance*, 46(5), 383-417.
- Foster, G., C. Olsen, and T. Shevlin (1984), "Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns", *The Accounting Review*, 59(4), 574-603.
- Hirshleifer, D., J. Myers, L. Myers, and S. Teoh (2008), "Do Individual Investors Cause Post-Earnings Announcement Drift? Direct Evidence from Personal Trades", *The Accounting Review*, 83(6), 1521-1550.
- Hirshleifer, D., S. Lim, and S. Teoh (2009), "Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News", *The Journal of Finance*, 64(5), 2289-2325.
- Kimbrough, M. (2005), "The Effect of Conference Calls on Analyst and Market Underreaction to Earnings Announcement", *The Accounting Review*, 80(1), 189-219.
- Kothari, S. (2001), "Capital Markets Research in Accounting", *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 105-231.
- Livnat, J., and R. Mendenhall (2006), "Comparing the Post-Earnings Announcement Drift for Surprises Calculated from Analyst and Time Series Forecasts", *Journal of Accounting Research*, 44(1), 177-205.
- Soffer, L., and T. Lys (1999), "Post-Earnings Announcement Drift and the Dissemination of Predictable Information", *Contemporary Accounting Research*, 16(2), 305-331.
- Zhang, X. (2006), "Information Uncertainty and Stock Returns", *The Journal of Finance*, 61(1), 105-136.