

회계이익 변수에 대한 극단치처리 방법의 비교분석*

한봉희

아주대학교 경영대학

(bhhan@madang.ajou.ac.kr)

본 연구는 초과주가수익률을 비기대이익으로 설명하는 선형회귀모형의 추정에서 비기대이익에 대한 극단치처리 방법에 따라 모형설명력과 이익반응계수가 얼마나 제고되는지를 비교평가한다. 기존의 국내외 연구들에서는 비기대이익 분포의 양쪽 끝 1%이내의 값에서 절단 혹은 조정기법을 사용하여 극단치처리를 하는 것이 일반적이다. 그러나 이러한 극단치처리로 인한 모형설명력과 이익반응계수의 제고 효과는 미약하다. 본 연구는 극단치처리의 기준점을 비기대이익 분포의 양쪽 끝 $\pm 5\%$ 로 높이거나 비기대이익을 서열처리함으로써 모형설명력이 상당히 제고될 수 있음을 보여준다. 이익반응계수도 $\pm 5\%$ 에서 극단치처리를 함으로써 상당히 제고된다. 선형회귀모형에 이익수준을 추가적인 설명변수로 포함시킬 경우 모형설명력과 이익반응계수는 한층 더 제고된다. 구체적으로 극단치처리를 하지 않았을 경우 모형설명력(Adj. R^2)은 평균적으로 0.041에 불과하였다. $\pm 1\%$ 조정 혹은 절단처리에 의해 Adj. R^2 는 0.088과 0.089로 증가하였다. 그러나 비기대이익을 서열처리하였을 경우 Adj. R^2 는 0.145로 한층 더 증가하였으며 더 나아가 이익수준을 선형회귀모형에서 설명변수로 추가하여 서열처리하였을 경우 Adj. R^2 는 0.241로까지 증가하였다. $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단처리하였을 경우도 이에 버금가게 Adj. R^2 가 증가하였다. 극단치처리를 하지 않았을 경우 이익반응계수는 평균적으로 0.091에 불과하였다. $\pm 1\%$ 조정 혹은 절단처리의 경우 이익반응계수는 0.273과 0.416이었다. 그러나 $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단처리를 함으로써 이익반응계수는 각각 0.949와 1.217로까지 증가하였다. Lev(1989)는 회계이익의 정보내용을 검증하는 기존 연구들에서 Adj. R^2 가 0.05정도로 미약하게 나온 점에 우려를 표명하고 있다. 본 연구는 회계이익에 대한 극단치처리를 강화하고 이익수준을 비기대이익에 추가적인 설명변수로 고려함으로써 이러한 우려를 상당히 불식시킬 수 있음을 보여준다. 또한 극단치처리를 강화함으로써 이익반응계수가 그 이론적 최소값인 1로까지 제고될 수 있음을 보여준다.

1. 서 론

회계이익은 기업가치와 기업성과의 평가, 기업실행의 평가, 주주와 경영자간의 계약관계 등 자본시장의 주요 문제를 다루는데 있어 가장 중요하게 이용되는 재무변수라 할 수 있다. Ball and Brown(1968) 이래로 회계이익의 정보내용(information content)을 실증적으로 고찰하는 많은 연구들이 있다. 이러한 연구들은 일반적으로 비기대이익과 초과

주가수익률간의 상관관계를 검증하고 있다. Ball and Brown(1968)과 Beaver et al.(1979)은 이를 단순한 비모수방법(nonparametric method)으로 검증한다. 그러나 그 이후의 연구들에서는 비기대이익을 독립변수로, 초과주가수익률을 종속변수로 하는 선형회귀모형(linear regression model)이 주로 이용되고 있다. 다른 한편으로, 이러한 선형회귀모형하에 다른 회계변수를 포함하여 그 변수의 추가적인 정보내용을 검증하는 여러 연구들이 있다. 여기서는 비기대이익이 통제변수의 역할을

논문 접수일 : 2000.4 게재확정일 : 2000.9

* 이 논문은 1998년도 아주대학교의 대우장학재단 연구비 지원에 의하여 수행되었다. 유익한 지적을 하여 주신 익명의 두 심사위원께 감사드린다.

한다. 비기대이익이 독립변수로 이용되거나 통제변수로 이용되거나 회계정보의 내용을 검증하는데 있어 비기대이익과 초과주가수익률의 관계를 보다 정확히 추정하는 것은 매우 중요하다.

선형회귀모형을 이용한 기존의 연구들을 광범위하게 조사한 Lev(1989)에 따르면 비기대이익의 초과주가수익률 설명력, 즉 모형 R^2 가 평균적으로 5%에 불과한 것으로 나타났다. 국내연구들(김권중, 1993; 나종길, 1997)에 있어서도 그 결과는 이와 그다지 차이가 없다.¹⁾ 이렇게 비기대이익의 설명력이 미약하게 나타난 주요 원인으로 Lev는 연구방법상의 결점, 임의적인 회계처리로 인한 이익 질(earnings quality)의 저하 등을 제시하고 있다. Cheng et al.(1992)과 Freeman and Tse(1992)는 비기대이익과 초과주가수익률의 관계가 비선형적(nonlinear)이라는 점을 밝히면서 이러한 비선형적인 관계를 선형회귀모형으로 추정하기 때문에 모형설명력과 이익반응계수가 하향편의를 갖게 된다고 지적하고 있다.

선형회귀모형에서 비기대이익의 초과주가수익률 설명력과 이익반응계수가 하향편의를 갖게 되는 여러 가지 이유들 중 본 연구는 비기대이익의 극단치 문제를 실증적으로 고찰한다. 극단치의 문제는 기술적인 현상이나 Lev(1989)가 언급한 연구방법상의 결점과 이익 질의 문제와 관련이 있다고 할 수 있다. 비기대이익에 극단치의 문제가 심각하다는 것은 잘 알려진 사실이다. 극단치는 변수의 분포를 왜곡시킬 정도로 그 값이 지나치게 과도한 관찰치로서 선형회귀모형의 추정시 모형설명력과 회귀계

수값에 부당하게 큰 영향력을 행사한다. Freeman and Tse(1992)에 따르면 비기대이익과 초과주가수익률은 S-curve의 함수관계에 있다. 이는 비기대이익의 극단치가 주로 증가에 미치는 영향이 미약한 일시적이익으로 구성되어 있음을 시사한다. 이로 인해 비기대이익과 초과주가수익률의 관계를 선형회귀모형으로 추정하면 모형설명력이 저하되며 이익반응계수 추정치에 하향편의(downward bias)가 발생한다. 본 연구는 과도하게 일시적이익으로 구성된 비기대이익 극단치를 기술적으로 적절히 처리함으로써 모형설명력과 이익반응계수가 얼마나 제고될 수 있는가를 밝히고자 한다.

본 연구는 비기대이익과 초과주가수익률간의 선형회귀모형을 추정함에 있어 비기대이익의 극단치를 처리하는데 일반적으로 이용되는 세 종류의 방법, 즉 조정(winsorization), 절단(trimming) 및 서열(ranking)기법의 효과를 비교평가한다. Easton and Harris(1991)에 따라 비기대이익에 이익수준을 추가한 선형회귀모형에 대해서도 극단치처리 효과를 검증한다.²⁾ 극단치 기준점(cutoff point)의 지정을 달리함으로써 조정기법은 3가지 그리고 절단기법은 4가지의 형태를 고려한다. 따라서 총 8가지의 극단치처리 방법이 고찰된다. 이 연구는 극단치처리에 따라 모형설명력과 이익반응계수가 얼마나 지대하게 영향을 받는지를 살펴본다. 또한 어떠한 극단치처리하에서 모형설명력이 가장 잘 제고되며 이론적으로 타당한 이익반응계수를 얻을 수 있는가를 살펴본다. 실제로 많은 연구에서 비기대이익에 대한 극단치처리를 하고 있다. 문제는 극단

1) 1985년부터 1990년까지 727기업/년을 표본으로 한 김권중(1993)에서 Adj. R^2 는 0.048이다(p.25, <표 6>). 나종길(1997)의 표본은 1989년부터 1993년까지 1,804기업/년이며 Adj. R^2 는 0.069이다(p.97, <표 4>).

2) 비기대이익의 계산에는 기대이익을 추정하여야 하기 때문에 측정오차의 문제가 발생한다. 이익수준에는 이러한 측정오차의 문제가 없다. 비기대이익에 이익수준을 독립변수로 추가한 Easton and Harris(1991) 모형은 Ohlson(1995)의 가치평가모형을 변화모형(change model)로 변환한 형태의 하나로 간주할 수 있다.(주석 5) 참조).

치처리가 각 연구마다 다양하게 그리고 임의적으로 시도되고 있다는 점이다. 이로 인해 연구결과의 신뢰성이 의문시 되며, 또한 유사한 연구들간의 결과를 비교하기가 어렵다. 이 연구의 목적은 일반적으로 사용되는 극단치처리 방법들을 상호 비교평가함으로써 각 방법들의 효과와 타당성을 실증적으로 고찰하는데 있다.

본 연구의 결과는 회계이익을 독립변수 내지는 통제변수로 하여 선형회귀모형을 추정하는 추후의 실증 회계연구가 바람직한 극단치처리 방법을 선택하는데, 그럼으로써 연구결과의 강건성과 신뢰성을 제고시키는데 도움이 될 것이다. 이하의 구성은 다음과 같다. II절에서는 선행연구를 고찰한다. III절에서는 연구모형을 제시하고 변수를 정의하며 연구방법을 제시한다. IV절에서는 표본과 기술통계 등을 기술한다. V절에서는 실증분석결과를 제시한다. 마지막 절에서는 연구의 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구

Lev(1989)는 비기대이익을 독립변수 혹은 통제변수로 하는 선형회귀분석 연구들을 광범위하게 조사한 결과 회귀모형의 설명력(R^2)이 평균적으로 5%에 불과함을 발견하였다. 이렇게 미약한 설명력에 대한 원인으로 Lev는 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계를 추정하는 방법론상의 결점과 보고된 이익의 질이 본질적으로 낮은 점 등을 제시하고 있다. 방법론상의 결점으로서 비기대이익과 초과주가수익률이 비선형 함수관계임에도 불구하고 선형으로 명시하여 추정하는 것, 기업별로 그리고 기간

별로 이익반응계수가 다를 수 있음에도 불구하고 같다고 가정하고 추정하는 것, 이익기대치의 측정 오류 등을 제시하고 있다. 보고된 이익의 질이 본질적으로 낮은 이유로 이익보고의 비적시성, 회계측정과 회계방법의 선택에 있어서의 자의성 및 임의적인 이익조정 등을 제시하고 있다. Lev는 전자(방법론상의 결점)보다는 후자(보고된 이익의 질이 낮다는 점)의 원인을 중시하면서 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계를 고찰할 때 투자자들이 이익의 질을 어떻게 평가하고, 이를 어떻게 조정하여 사용하는가에 초점을 맞추는 연구가 진행되어야 한다고 제시하고 있다.

Cheng et al.(1992)은 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계를 선형회귀모형으로 명시하여 추정할 때 비선형성(nonlinearity), 이분산성(heteroscedasticity), 비정규성(nonnormality), 탈락변수(omitted variable), 및 이익반응계수 변이(regression coefficient variation)의 문제가 심각하게 발생한다고 지적하고 있다. 그들은 비선형성이 이 모든 통계적 문제들의 근원일 가능성이 크다고 지적하면서 이를 해결하는 효과적인 방안의 하나로 비기대이익을 서열값으로 변형하는 방법을 제시하고 있다. 실제로 비기대이익을 서열처리하였을 때 모형 R^2 가 현저하게 증가하였으며 이익반응계수의 안정성(stability)도 상당히 제고되었다.

Freeman and Tse(1992)는 비기대이익과 초과주가수익률이 S-curve의 함수관계에 있음을 밝히고 있다. 그들은 비기대이익의 절대값이 일정 범위(주가의 0.5%) 이내일 경우 비기대이익과 초과주가수익률은 이론적으로 타당한 경사도의 선형관계를 유지하나 비기대이익의 값이 커짐에 따라 그 경사도가 낮아져 총체적으로는 비선형관계에 있게 된다는 증거를 제시하고 있다. Freeman and

Tse는 비선형성으로 인한 통계적인 문제점을 완화시키는 방안의 하나로서 비기대이익의 절대값이 큰 관찰치들을 표본에서 삭제하는 기법, 즉 절단(trimming)기법을 제시하고 있다.

비선형성의 문제는 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계에 국한되는 것이 아니라 대다수의 회계변수와 시장변수간의 관계에서 관찰된다(Kennedy et al., 1992). 그럼에도 불구하고 회계변수와 시장변수간의 관계를 검증하는 연구에서 선형모형을 사용하는 이유는 비선형의 함수관계를 정확히 명시하는 것이 어렵고 설사 명시할 수 있다 하더라도 그에 대한 통계적 추정이 복잡하기 때문이다. 비선형성의 문제를 해결하는 하나의 방안은 회계변수를 변형(transformation)하여 사용하는 것이다. 그러나 어떠한 변형방법이 적절한지에 대한 이론이 없을뿐더러 객관적인 실증 증거도 거의 없다. 또한 변형을 하게 되면 회계변수의 계수에 대한 해석이 불분명해지는 어려움이 따른다. 이에 대부분의 연구에서는 변수를 변형하지 않은 상태에서 선형모형을 적용하고 있다(Kennedy et al., 1992).

비기대이익에는 일반적으로 극단치가 존재한다. 극단치는 변수의 분포를 왜곡시킬 정도로 그 값이 지나치게 과도한 관찰치를 지칭한다. 기술적으로 극단치는 비기대이익 분포의 비정규성(non-normality)을 심화시키며 이로 인해 비기대이익과 초과주가수익률간의 비선형성(nonlinearity)이 심화된다(Kennedy et al., 1992; Frecka and Hopwood, 1983). 비기대이익의 극단치는 회계이익 또는 이익기대치 측정의 오류일 수 있으며 Lev(1989)가 언급한 비기대이익과 초과주가수익률의 관계 추정시 방법론상의 결점을 야기시키는 데 일조를 한다. Freeman

and Tse(1992)는 비기대이익의 극단치가 주가에 미치는 영향이 미약하다는 것을 시사하고 있다. 이는 비기대이익의 극단치가 주로 일시적이익으로 구성되어 있으며 그 존재로 인해 이익의 질이 저하되는 결과가 초래된다고 할 수 있다. 극단치는 선형모형하의 통계추정에 지나친 영향력을 행사하며, 따라서 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계를 선형회귀모형을 추정할 경우 일반적으로 모형설명력과 회귀계수에 하향편의가 발생한다. 이러한 문제를 완화시키기 위하여 선형모형을 이용하는 실증 회계연구에서는 비기대이익에 대한 극단치처리를 하는 것이 일반적이다. 극단치처리는 그 적용이 단순하다. 그러나 그 방법은 매우 다양하기 때문에 연구자는 이 중 적절한 하나를 선택해야 하는 문제에 직면한다.

기존의 연구들은 대체적으로 회계이익(비기대이익 혹은 이익수준) 분포의 1%이내의 값을 기준으로 한 절단(truncation) 혹은 조정(winsorization) 처리기법을 사용하고 있다. 예로, 절단기법을 적용한 연구로서, 최종서(1998)와 Subramanyam(1996)은 평균 $\pm 3\sigma$ 값에서, Dechow(1994)와 Abarbanell and Bushee(1997)는 1%와 99%값에서 극단치를 절단한다. 김권중(1993)과 Collins and Kothari(1989)는 주가로 나눈 비기대이익을 ± 1 값에서, Easton and Harris(1991)는 ± 1.5 값에서 절단한다.³⁾ Rayburn(1986)과 Collins et al.(1997)은 Besley et al.(1980)의 극단치 진단통계량(Rstudent와 Cook's D)을 이용하여 절단한다. 조정기법을 적용한 연구로서, 송인만(1989)과 최관(1993)은 평균 $\pm 3\sigma$ 값에서, Dechow et al.(1999)은 1%와 99%값에서 극단

3) $\pm 1(\pm 1.5)$ 값은 비기대이익의 크기가 주가와 같은 값(주가의 1.5배인 값)을 의미한다. 그 값은 대체로 비기대이익 분포의 양쪽 끝 $\pm 1\%$ 정도에 해당한다.

치를 조정한다. 그 밖에 Lev and Thiagarajan (1993)과 Francis and Schipper(1999)는 1%와 99%값에서 조정 혹은 절단한 후 추가적으로 Besley et al.이 제시한 진단통계량에 따라 절단한다. 드물지만 서열(ranking)기법을 적용한 연구로서 최종서와 신성목(1997)과 Abarbanell and Bushee(1998)가 있다. Warfield and Wild (1992)에서와 같이 극단치처리를 하지 않았거나 극단치처리 여부에 대한 언급을 하지 않은 경우도 있다.

Kennedy et al.(1992)은 조정(winsorization) 기법, 절단(trimming)기법, 서열(ranking)기법, 승변형(power transformation)기법 및 단편회귀(piecewise regression)기법의 6가지 극단치처리 방법을 회계변수들로 베타를 추정/예측하는 선형회귀모형에 적용하여 비교평가하고 있다. 극단치처리는 전반적으로 모형의 설명력과 예측력을 제고시켰다. 그러나 그 기법에 따라 모형의 설명력과 예측력은 상당히 큰 변이를 나타냈다. 이들 중 서열기법과 조정기법이 모형의 설명력과 예측력을 제고시키는 측면에서 가장 우수한 두 방법으로 나타났다.

극단치처리 여부 혹은 극단치처리 방법에 따라 실증결과는 지대하게 영향을 받는다(Bowen et al., 1987; Kennedy et al., 1992; Cheng et al., 1992). 그러나 대부분의 연구자들은 다양한 극단치처리 방법들 중의 하나를 임의적으로 선택하여 적용하고 있으며 이로 인해 연구결과의 신뢰성이 의문시 되고 유사연구들간의 비교가 어려운 것이 현 실정이다.

III. 연구방법

3.1 연구모형

본 연구는 다음의 두 선형회귀모형을 이용하여 극단치처리가 모형설명력과 이익반응계수에 미치는 영향을 검증한다.⁴⁾

$$CAR_{it} = b_0 + b_1 UE_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$CAR_{it} = b_0 + b_1 UE_{it} + b_2 LE_{it} + e_{it} \quad (2)$$

여기서, UE_{it} = i기업의 t년도 비기대이익(unexpected earnings)

LE_{it} = i기업의 t년도 이익수준(level earnings)

CAR_{it} = i기업의 t년도 기업규모조정 초과주가수익률(cumulated abnormal returns)

위 식 (1)은 1980년대 이후로 회계이익의 정보내용을 검증하는데 가장 흔히 사용되고 있는 모형이다. 이 모형을 사용하는 연구들은 Lev(1989)에 잘 요약되어 있다. 주가는 미래이익의 기대치를 반영한다. 따라서 기대하지 못한 주가의 변화(초과주가수익률)를 비기대이익으로서 설명하는 것은 자연스럽다고 할 수 있다(Lev, 1989).

비기대이익을 산정하기 위해서는 기대치를 측정하여야 하는데 이로 인해 측정오차(measurement error)의 문제가 심각하게 발생한다. 이러한 문제

4) 아래 두 식에서 회귀계수인 b_0 , b_1 및 b_2 는 연도(t)별로 각각 달리 추정되지만 편의상 밀첨자 t를 생략한다.

를 해소하기 위한 일환으로 Easton and Harris (1991)는 이익수준을 추가 변수로 삽입할 것을 제시하고 있다. 이에 따라 위 식 (2)는 식 (1)에 이익수준 변수를 추가한 모형이다. 식 (2)는 Ohlson(1995) 가치평가모형의 근간을 반영하는 장점이 있다. Ohlson의 모형은 수준모형(level model)이다. 식 (2)는 이를 변화모형(change model)으로 변환한 형태(variant)의 하나라고 할 수 있다.⁵⁾

3.2 변수정의

UE_t (t년도의 비기대이익)는 random-walk 모형을 가정하여 t년도와 t-1년도의 주당순이익 차이를 t-1년도말의 주가로 나누어 산정한다.⁶⁾ LE_t (t년도의 이익수준)는 t년도의 주당순이익을 t-1년도말의 주가로 나누어 계산한다.⁷⁾ UE_t 와 LE_t 의 정의는 Easton and Harris(1991)에서와 같다. t년도의 CAR_t (초과주가수익률)는 t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 월별주가수익률을 적률적(multiplicative compounding)으로 누적시킨 후 기업규모효과를 차감하여 계산한 값이다.⁸⁾

$$CAR_{it} = CR_{it} - CR_{pt} \quad (3)$$

여기서 CR_{it} = i기업의 t년도 주가수익률 (cumulated returns)

CR_{pt} = i기업과 기업규모가 유사한 기업들의 t년도 평균 주가수익률

기업규모별 평균 주가수익률(CR_{pt})은 t년도 12월결산 상장기업 전체를 t-1년도말 보통주 시가총액의 크기에 따라 5개의 기업군으로 나눈 후 각 기업군별로 t년도 주가수익률을 단순평균하여 계산하였다.⁹⁾ 각 기업군별로 기업규모 조정에 의한 초과주가수익률의 계산은 Banz(1981)/Reinganum (1981)의 "기업규모효과"("size effect")를 통제하기 위함이다. 기업규모 조정 방법은 시장모형을 이용하는 경우에 비하여 표본 규모를 확대할 수 있는 부수적인 이점도 있기 때문에 최근의 여러 연구에서 이용되고 있다(Bernard and Thomas, 1989; Pfeiffer et al., 1998; Abarbanell and Bushee, 1998).¹⁰⁾

3.3 극단치처리 방법

본 연구는 위 식 (1)과 (2)의 선형회귀모형 추정에서 회계변수인 비기대이익과 이익수준 변수를 각각 절단(trimming), 조정(winsorization) 혹은

- 5) Ohlson(1995)의 가치평가모형에 따르면 주가는 장부가치와 이익수준의 선형함수이다. 이를 변형하면 주가의 변화는 장부가치 변화와 이익수준 변화의 함수이다. Clean surplus의 가정에 장부가치의 변화를 이익수준으로, random-walk 모형의 가정에 이익수준의 변화를 비기대이익으로 간주한다면 주가의 변화(즉 주가수익률)는 이익수준과 비기대이익의 함수가 된다. 한가지 차이점은 Ohlson 모형에서는 종속변수가 주가수익률인 반면 위 식 (2)에서는 (기업위험이 주가수익률에 미치는 영향을 차감한 후의) 초과주가수익률이다.
- 6) t년도와 t-1년도의 주당순이익을 비교 가능하게 하기 위하여 t년도에 발생한 주식배당과 무상증자로 인한 주당순이익에 미치는 효과를 한봉희(1998, p.10, 주석 13)에 따라 조정하였다.
- 7) UE_t 와 LE_t 의 분모인 t-1년도말의 주가도 분자와 비교 가능하도록 주식배당과 무상증자의 효과를 조정하였다.
- 8) 연구표본은 12달 결산기업에 국한된다. 연 초과주가수익률 누적기간을 3개월만큼 늦춘 이유는 이익 발표가 결산 후 3개월 동안 이루어지기 때문이다.
- 9) Bernard and Thomas(1989) 등 미국 상장기업을 대상으로 하는 연구에서는 기업군을 10개로 나눈다. 그러나 국내 상장기업의 수는 미국에 비해 현저히 적기 때문에 본 연구에서는 5개로만 나눈다.
- 10) 시장모형의 경우 베타의 추정에 통상적으로 과거 수년치의 주가자료가 필요하기 때문에 표본규모가 축소된다.

서열(ranking) 처리하였을 때의 결과를 비교평가한다. 시장변수는 극단치의 문제가 심각하지 않은 것으로 알려져 있으므로 어떠한 처리도 하지 않는다(Kennedy et al., 1992). 절단기법에서는 기준점(cutoff point)을 초과하는 관찰치가 절단 처리된다. 조정기법에서는 기준점을 초과하는 관찰치에 그 기준값이 부여된다. 절단기법과 조정기법은 기존연구에서 가장 빈번하게 이용되고 있는 방법이다. 서열기법에서는 모든 값이 서열값으로 변형된다. 서열기법은 Kennedy et al.(1992)과 Cheng et al.(1992)에서 모형설명력을 제고시키는데 탁월하다고 인정된 방법이므로 본 연구에서 고려한다.

절단기법과 조정기법은 기준점을 어떠한 값으로 지정하느냐에 따라 다양해진다. 기존 연구들에서 가장 흔히 이용되는 기준점은 평균 $\pm 3\sigma$ 값, 1%와 99%값 및 ± 1 값이다.¹¹⁾ Kennedy et al.(1992)은 5%와 95%값, 10%와 90%값 및 25%와 75%값을 이용한 결과도 제시한다. 극단치는 변수 분포의 양쪽 끝에 위치한 소수의 관찰치이므로 너무 많은 수의 관찰치를 절단 혹은 조정하게 되면 극단치처리의 의미가 퇴색한다. 이에 본 연구에서는 평균 $\pm 3\sigma$ 값, 1%와 99%값 및 5%와 95%값을 기준점으로 이용한다. 기존의 여러 국외연구에서 기준점으로 이용하는 ± 1 값은 대략 분포의 1%와 99%값 정도에 해당하므로 편의상 이를 고려하지 않는다. 절단기법의 경우 Besley et al.(1980)식의 극단치 진단통계량을 이용한 기준점을 추가적으로 고려한다; RSTUDENT= ± 3 과 Cook's D=1(Lev and Thiagarajan, 1993). 서열기법에서는 Cheng et al.(1992)과 Kennedy et

al.(1992)에서와 같이 1부터 N까지의 연도별 서열을 N+1로 나눈 단편서열(fractional ranking)값을 이용한다.¹²⁾

본 연구에서 평가하는 비기대이익과 이익수준에 대한 극단치처리 방법은 다음과 같이 총 8가지로 요약된다.

- 1) $\pm 3\sigma$ 조정기법: 분포의 평균 $\pm 3\sigma$ 값 바깥에 위치한 관찰치를 조정하는 방법.
- 2) $\pm 1\%$ 조정기법: 분포의 1%와 99%값 바깥에 위치한 관찰치를 조정하는 방법.
- 3) $\pm 5\%$ 조정기법: 분포의 5%와 95%값 바깥에 위치한 관찰치를 조정하는 방법.
- 4) $\pm 3\sigma$ 절단기법: 분포의 평균 $\pm 3\sigma$ 값 바깥에 위치한 관찰치를 절단하는 방법.
- 5) $\pm 1\%$ 절단기법: 분포의 1%와 99%값 바깥에 위치한 관찰치를 절단하는 방법.
- 6) $\pm 5\%$ 절단기법: 분포의 5%와 95%값 바깥에 위치한 관찰치를 절단하는 방법.
- 7) Besley 절단기법: Rstudent의 절대값이 3을 초과하거나 Cook's D의 값이 1을 초과하는 관찰치를 절단하는 방법.
- 8) 서열기법: 연도별로 단편서열(fractional ranking)화 하는 방법

3.4 극단치처리 방법의 기대효과와 평가

비기대이익(UE_t)은 그 값들이 중앙값(약 0) 주변에 촘촘히 몰려 있으며 양 극단으로 갈수록 희박하게 산재하고 있는 분포를 하고 있다.(〈표 1〉의

11) 주석 3) 참조.

12) Kennedy et al.(1992)은 N+1대신 N으로 나누었다. 단편서열(fractional ranking) 값은 연도별로 0부터 1까지의 균일한 분포를 이룬다.

기술통계 참조.) Freeman and Tse(1992)는 비기대이익의 절대값이 클수록 이익반응계수가 현저히 작아지며 따라서 비기대이익과 초과주가수익률은 S-curve 형태의 함수관계에 있게 됨을 밝히고 있다. 이러한 현상은 비기대이익의 절대값이 커짐에 따라 일시적 이익의 비중이 증가하며, 특히 그 절대값이 매우 큰 극단치의 경우 비기대이익이 주로 일시적 이익으로 구성되어 있다는 점을 시사한다.¹³⁾ 연구자들이 밝히고자 하는 바는 일시적 이익보다는 영구적 이익의 추가설명력과 추가민감도이다. 따라서 극단치에 대한 적절한 처리를 하지 않고 비기대이익과 초과주가수익률을 선형회귀식으로 추정하게 되면 추정된 모형설명력(R^2)과 추가민감도(이익반응계수)는 모두가 하향편의(downward bias)를 갖게 될 것이다.

극단치의 처리는 지나친 값을 갖는 일시적이익이 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계에 과도한

영향을 미치는 것을 방지하는 효과가 있을 것이다. 또한 비기대이익과 초과주익률간의 S-curve 관계를 어느 정도 선형화하는 효과가 있을 것이다.¹⁴⁾ 따라서 선형회귀식에서 R^2 와 이익반응계수의 크기를 제고시킬 것으로 기대된다. 본 연구는 선형회귀식을 연도별로 15년간 추정한 후 연도별 R^2 와 이익반응계수의 크기를 제고시키는 정도로써 각 극단치처리 방법을 비교평가한다. 극단치 처리로 인해 특정 연도에 R^2 와 이익반응계수의 편이가 발생할 가능성이 있다. 이러한 편이는 R^2 와 이익반응계수의 15년간 평균을 계산함으로써 소멸될(averaged out) 것으로 기대된다. 비기대이익과 초과주가수익률간 R^2 의 적정값(true value)은 알 수 없다. 그러나 Lev(1989)에서 시사하듯이 기존 연구들에서 제시한 5% 내외의 R^2 는 지나치게 하향 추정된 결과로 사료된다. 극단치처리로 R^2 가 제고된다면 그 값이 적정 R^2 에 보다 근접한 값이 아닐까 한다. 이익반응계

〈표 1〉 기술통계
4,632 기업/년, 1981-1995

변수 ¹	평균	표준편차	최소값	1%값	5%값	중위값	95%값	99%값	최대값
UE _t	0.056	1.54	-34.3	-1.89	-0.318	0.003	0.469	2.59	42.2
LE _t	-0.041	2.03	-100	-3.96	-0.436	0.063	0.504	1.02	38.0
CAR _t	0.003	0.489	-2.19	-0.846	-0.582	-0.053	0.803	1.67	7.96
MV _{t-1}	97.3	520	0.068	0.760	1.93	22.8	296	1173	16755

1) UE_t = t년도의 비기대이익(unexpected earnings), (EPS_t - EPS_{t-1}) / P_{t-1}

LE_t = t년도의 이익수준(level earnings), EPS_t / P_{t-1}

CAR_t = t년도의 기업규모조정 초과주가수익률(cumulated abnormal returns)

MV_{t-1} = t-1년도의 보통주 시장가치(market value), 단위 10억원

13) 비기대이익은 영구적 이익(permanent earnings)과 일시적 이익(temporary earnings)의 합이며 영구적 이익에 대한 추가반응이 일시적 이익에 대한 추가반응보다 크다는 것이 가정된다.

14) 극단치처리를 하더라도 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계(S-curve)는 여전히 비선형적인 것이다. 그러나 S-curve의 양쪽 극단치를 처리함으로써 이 두 변수들간의 비선형적인 관계가 어느 정도 완화될 수 있을 것이다.

수는 이론적으로 1 이상이어야 한다.¹⁵⁾ 극단치처리를 하지 않거나 미약하게 하였을 경우 이익반응계수는 통상적으로 1보다 훨씬 작게 나타난다(김권중, 1993; 나종길, 1997; Freeman and Tse, 1992; Easton and Harris, 1991).¹⁶⁾ 따라서 극단치처리로 인해 이익반응계수가 1 이상으로 나타나지를 살펴본다.

서열기법은 (R^2 와 이익반응계수의 유의성을 평가하는데 있어 별 문제가 없지만) 이익반응계수의 크기를 경제적으로 해석하기 어렵다는 단점이 있다. 또한 절단기법은 표본의 규모가 축소되어 정보가 일부 소실된다는 단점이 있다. 따라서 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계를 선형화시키는 효과와 그로 인해 R^2 와 이익반응계수가 제고되는 정도가 비슷하다면 극단치처리 방법으로 이 두 기법보다는 조정기법을 선택하는 것이 바람직할 것이다.

IV. 표본과 기술통계

4.1 표본

본 연구의 변수 측정에 필요한 회계자료와 주가수익률자료는 1996년도 한국신용평가(주)의 데이터베이스(KIS-FAS와 KIS-SMAT)에서, 주가자료는 1996년도 증권거래소의 데이터베이스에서 추출한다. 표본은 다음의 각 요건을 충족시키는 국내 상장기업 전체이다.

- (1) 각 변수 측정에 필요한 모든 회계자료, 주가수익률자료 및 주가자료가 이용가능한 기업.
- (2) 회계결산월이 12월인 기업.
- (3) 금융/보험 및 서비스 산업에 속하지 않는 기업.

위의 요건 (2)는 각 연도의 회계이익과 주가수익률의 측정기간을 일치시키기 위하여 필요하다. 요건 (3)에서 금융/보험 및 서비스 산업에 속한 기업은 타 일반기업과 회계자료의 비교가능성이 낮으므로 제외한다. 결과적으로 본 연구의 표본수는 1981년부터 1995년까지 4,632 기업/년이다. 1981년의 표본수가 164기업으로 가장 적으며 1995년의 표본수가 484기업으로 가장 많다.

4.2 기술통계

〈표 1〉은 비기대이익(UE_t), 이익수준(LE_t), 초과주가수익률(CAR_t) 및 기업규모 변수(MV_{t-1})에 대한 기술통계를 보여준다. UE_t 의 값은 -34.3에서 42.2까지 LE_t 의 값은 -100에서 38까지 이른다. UE_t 와 LE_t 는 연간 주당순이익의 증가와 수준을 각각 주가로 나눈 값이다. 이렇게 주당순이익의 증가 혹은 수준이 주가의 수십배수에 이른다는 점에서 이 두 변수에 극단치의 문제가 심각하다고 할 수 있다.

본 연구의 조정기법과 절단기법에서 채택하는 극단치 기준점(cutoff point)은 분포의 평균 $\pm 3\sigma$ 값, $\pm 1\%$ 값 및 $\pm 5\%$ 값이다. UE_t 의 평균 $\pm 3\sigma$ 값은 -4.564와 4.676, $\pm 1\%$ 값은 -1.89와 2.59, 그리고 $\pm 5\%$ 값은 -0.318과 0.469이다. LE_t 의 평균

15) 일반적으로 기업가치평가모형에 의하면 비기대이익이 일시적(temporary)일 경우 이익반응계수는 1이고 지속적인 경우 1에 기업위험도 할인율의 역수를 더한 값이다(Freeman and Tse, 1992).

16) 김권중(1983)과 나종길(1997)에서 이익반응계수는 각각 0.0757과 0.862이다. Freeman and Tse(1992)와 Easton and Harris(1991)에서는 각각 0.283과 0.55이다.

$\pm 3\sigma$ 값은 -6.131과 6.049, $\pm 1\%$ 값은 -3.96와 1.02, 그리고 $\pm 5\%$ 값은 -0.436과 0.504이다. 기준점의 절대 크기가 작을수록 극단치처리의 대상이 되는 관찰치 수가 증가한다. 위 식 (1)의 추정에서 UE_t 의 평균 $\pm 3\sigma$ 기준점의 극단치처리 대상이 되는 관찰치 수는 표본의 0.84%(39기업/년)이다. $\pm 1\%$ 와 $\pm 5\%$ 기준점의 대상은 각각 표본의 2%(92기업/년)와 10%(462기업/년)이다. 위 식 (2)의 추정에서는 LE_t 가 추가적으로 극단치처리되므로 처리되는 관찰치 수가 증가한다. 결과적으로 평균 $\pm 3\sigma$ 기준점의 대상이 되는 관찰치 수는 표본의 1.14%(53기업/년)이다. $\pm 1\%$ 와 $\pm 5\%$ 기준점의 대상은 각각 표본의 3.08%(143기업/년)와 13.7%(635기업/년)이다. 위 두 식 모두에서 Besley 절단처리의 대상이 되는 관찰치 수는 표본의 1.42%(66기업/년)이다.

UE_t 의 중위수(0.003)가 양(+)이라는 것은 다수의 기업에 있어 주당순이익이 매년 증가하고 있음을 의미한다. LE_t 의 역수는 PER(price-to-earnings ratio)이다. LE_t 의 중위수가 0.063이므로 PER의 중위수는 15.87이다. 초과주가수익률

의 평균(0.003)은 양(+)이다. 그러나 그 크기가 0에 가까우므로 본 연구표본이 상장기업을 잘 대표하고 있다고 할 수 있다. 마지막으로 기업규모(MV_{t-1})를 나타내는 보통주의 시장가치의 범위는 6천 8백만원에서 16.8조원에 이르며 그 평균과 중위수는 각각 973억원과 228억원이다.

각 변수들간의 서열상관계수가 <표 2>에 보고되어 있다. 기존의 많은 연구에서 입증되었듯이 CAR_t 는 UE_t 와 LE_t 모두와 유의한 상관관계를 보인다. CAR_t 와 UE_t 간의 상관계수(0.335)는 CAR_t 와 LE_t 간의 상관계수(0.287)보다 크게 나타났다. UE_t 와 LE_t 간의 상관계수는 0.443이다. UE_t 는 t년도의 이익수준(즉 LE_t)에서 t-1년도의 이익수준을 차감한 것이다. UE_t 정의에 LE_t 가 일부분 포함되므로 두 변수가 상호간에 상당한 상관관계를 나타내는 것은 당연하다. UE_t 와 LE_t 는 MV_{t-1} 와 음(-)의 상관관계를 보인다. 상관계수는 각각 -0.113과 -0.248이다. 이는 기업규모가 크면 이익이 증가하는 정도가 작고 이익의 수준도 작다는 것을 의미한다. 마지막으로 CAR_t 와 MV_{t-1} 간의 상관계수는 0.041로 통계적으로 유의하긴 하지만 그 절대

〈표 2〉 서열상관계수
4,632 기업/년, 1981-19951

	LE_t	CAR_t	MV_{t-1}
UE_t	0.443***	0.335***	-0.113***
LE_t		0.287***	-0.248***
CAR_t			0.041**

1) 변수정의는 <표 1> 참조.

** : 0.01 수준에서 유의함(양측검증).

*** : 0.001 수준에서 유의함(양측검증).

17) Banz(1981)와 Reinganum(1981)에 따르면 주가수익률과 기업규모는 음(-)의 상관관계에 있다(기업규모 효과). 그러나 CAR_t 는 기업규모 조정을 하여 계산한 초과주가수익률이므로 MV_{t-1} 와의 상관계수가 음(-)으로 나타나지 않았다.

적인 크기는 미미하다.¹⁷⁾

4.3 비기대이익과 초과주가수익률간의 S-curve 관계 검증과 극단치 기준점

Freeman and Tse(1992)는 비기대이익과 초과수익률간에 S-curve 관계가 있음을 밝히고 있다. 본 연구 표본에서도 과연 그러한 관계가 관찰되는지를 개략적으로 살펴본다. 본 연구에서는 비기대이익 분포의 양쪽 끝 $\pm 5\%$ 까지로 극단치 기준점을 고려한다. 극단치 기준점을 이보다 높게 설정함으로써 실익(모형설명력과 이익반응계수의 제고)이 어

는 정도 있는지 알아 볼 필요가 있다. 이를 위해 그 기준점을 점차적으로 상향시켜 조정 혹은 절단처리 함에 따라 모형설명력과 이익반응계수가 어떠한 패턴으로 변하는지를 개략적으로 살펴본다.¹⁸⁾

〈표 3〉의 마지막 열에 비기대이익의 백분율 크기에 따른 비기대이익에 대한 초과주가수익률의 반응(이익반응계수)을 보고한다. 표의 중간에 참고적으로 비기대이익의 최소값, 최대값, 비기대이익 평균 및 초과수익률 평균을 보고한다. 비기대이익의 크기가 그 분포의 하위 1%내($< 1\%$)일 경우 이익반응계수는 0.073에 불과하다. 그러나 1%와 5% 사이에서 이익반응계수는 0.355로 약 5배나

〈표 3〉 비기대이익의 크기에 따른 평균 초과주가수익률 대 평균 비기대이익 비율
4,632 기업/년, 1981-1995¹⁾

UE _{it} 의 백분율	N	UE _{it} 최소값 ²⁾	UE _{it} 최대값 ²⁾	평균 UE _{it} (1)	평균 CAR _{it} (2)	(2) ÷ (1)
< 1%	46	-34.3	-1.93	-5.52	-0.405	0.073
1% - 5%	185	-1.89	-0.326	-0.710	-0.252	0.355
5% - 10%	232	-0.318	-0.130	-0.202	-0.203	1.00
10% - 15%	231	-0.130	-0.071	-0.097	-0.197	2.03
15% - 20%	232	-0.071	-0.044	-0.057	-0.165	2.89
20% - 25%	232	-0.044	-0.029	-0.036	-0.064	1.78
25% - 50%	1,158	-0.029	0.003	-0.009	-0.058	6.44
50% - 75%	1,158	0.003	0.045	0.019	0.029	1.53
75% - 80%	232	0.045	0.070	0.056	0.143	2.55
80% - 85%	232	0.070	0.117	0.090	0.159	1.77
85% - 90%	231	0.118	0.204	0.155	0.149	0.961
90% - 95%	232	0.205	0.469	0.307	0.319	1.04
95% - 99%	185	0.470	2.59	0.901	0.355	0.394
> 99%	46	2.72	42.2	9.040	0.334	0.037

1) 변수정의는 〈표 1〉 참조.

2) UE_{it}의 최대값과 최소값이 동일한 경우가 있다(예로, 5%-10%군의 최대값과 10%-15%군의 최소값이 모두 -0.130). 이들은 실제로 서로 다른 값이나 소수점 4째 자리에서 반올림한 결과 동일하게 나타난 것이다.

18) 이러한 simulation 수행을 제안하여 주신 익명의 심사자께 감사드린다.

증가하며, 5%와 10% 사이에서는 1.00로 약 14배 까지 증가한다. 이러한 패턴은 비기대이익 분포의 상위에서도 거의 대칭적으로 나타난다. 비기대이익의 크기가 그 분포의 양쪽 끝 10% 이상일 경우 이익반응계수는 대체로 1 내지는 2 정도의 크기를 보인다. 단 25%와 50% 사이일 경우 예외적으로 상당히 높다(6.44). 이러한 결과는 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계가 대체로 S-curve 형태를 나타내며 분포의 양쪽 끝 5% 이내의 극단치로 인해 그러한 비선형 관계가 심화되었음을 시사한다.

〈표 4〉에서 비기대이익의 극단치 기준점을 점진적으로 상향함에 따라 (초과주가수익률과 비기대이익간의) 선형회귀식에서 모형설명력과 이익반응계수가 증가하는 정도를 살펴본다. 극단치처리를 하지 않을 경우 모형 Adj. R^2 는 0.006, 그리고 이익반응계수는 0.026에 불과하다. 그러나 $\pm 1\%$ 혹은 $\pm 5\%$ 에서 조정할 경우 Adj. R^2 는 각각 0.054와 0.094로 현격히 증가한다. Adj. R^2 는 조정 기준점을 $\pm 10\%$ 이상으로 높인다 하여도 그다지 증가하지 않는다. 절단처리는 조정처리보다 대체로 그 결과가 미약하다. 절단 기준점이 $\pm 5\%$ 일 경우 Adj. R^2 가 0.077로 가장 높다. 그 기준점을 $\pm 10\%$ 이상으로 높힐 경우 오히려 Adj. R^2 가 감소한다.

이익반응계수는 극단치처리의 기준점을 상향함에 따라 부단히 증가한다. $\pm 1\%$ 혹은 $\pm 5\%$ 에서 조정할 경우 이익반응계수는 (극단치처리를 하지 않았을 경우의 0.026에서) 각각 0.269와 0.942로 현격히 증가한다. 이익반응계수는 조정 기준점을 $\pm 10\%$ 에서 $\pm 25\%$ 로까지 높임에 따라 1.713부터 4.983까지 증가한다. 절단처리의 결과는 그 패턴이 이와 유사하다. 그러나 이익반응계수가 증가하는 강도는 약하다. 절단 기준점이 $\pm 5\%$ 일 경우 이익반응계수는 1.174이며 그 기준점을 $\pm 25\%$ 로까

지 높임에 따라 2.704까지 증가한다.

극단치처리의 기준점을 상향함으로써 정보내용 감실의 정도가 커진다. 특히 절단처리의 경우 자료 자체가 소실되므로 이러한 비용이 (조정처리에 비해) 더욱 크다고 할 수 있다. 〈표 4〉에서 보여지듯이 극단치처리의 실익은 모형설명력과 이익반응계수의 증가된다는 점이다. 그러나 모형설명력은 그 기준점을 $\pm 5\%$ 를 초과하여 설정하더라도 그다지 증가하지 않는다. 절단처리의 경우는 오히려 감소하고 있다. 이익반응계수는 극단치 기준점을 상향함에 따라 부단히 증가한다. 그러나 그 증가 정도 (이익반응계수의 증가 배수)는 기준점이 $\pm 5\%$ 될 때까지가 가장 현저하다고 할 수 있다. 극단치처리의 비용(정보내용 감실)과 실익(모형설명력과 이익반응계수의 증가)을 함께 고려할 때 극단치처리 기준점의 한계를 $\pm 5\%$ 까지로 설정하는 것이 합리적이라고 생각한다.

〈표 3〉과 〈표 4〉는 모형설명력과 이익반응계수의 연도별 변이를 통제하지 않은 탐색적인 결과를 제시한다. 다음 절에 제시한 본 연구의 실증분석에서는 이러한 변이를 고려하여 연도별로 모형설명력과 이익반응계수를 추정하고 이의 평균값으로 극단치처리 방법간의 효과를 비교평가한다.

V. 실증분석결과

5.1 비기대이익의 초과주가수익률 설명력과 이익반응계수

비기대이익(UE_{it})과 초과주가수익률(CAR_{it})간의 선형회귀모형하에서 비기대이익에 대한 극단치처리

〈표 4〉 UE_{it}의 극단치 조정/절단점을 점진적으로 변화시킴에 따른 모형설명력과 이익반응계수의 변화

$$\text{모형: } \text{CAR}_{it} = b_0 + b_1 \text{UE}_{it} + e_{it}$$

1981-1995^{1, 2}

극단치 처리방법과 처리점	N	모형 Adj. R ²	이익반응계수, b ₁
조정/절단 처리 無	4,632	0.006	0.026
조정(Winsorization) 처리			
±1%에서 조정	4,632	0.054	0.269
±5%에서 조정	4,632	0.094	0.942
±10%에서 조정	4,632	0.102	1.713
±15%에서 조정	4,632	0.100	2.557
±20%에서 조정	4,632	0.094	3.650
±25%에서 조정	4,632	0.088	4.983
절단(Trimming) 처리			
±1%에서 절단	4,540	0.062	0.415
±5%에서 절단	4,170	0.077	1.174
±10%에서 절단	3,706	0.053	1.668
±15%에서 절단	3,244	0.048	2.338
±20%에서 절단	2,780	0.027	2.496
±25%에서 절단	2,316	0.018	2.704

1) 변수정의는 〈표 1〉 참조.

2) 모형 Adj. R²와 이익반응계수, b₁은 모두 0.001 수준에서 유의함. 모형 Adj. R²의 F-값은 단측검증이고 이익반응계수는 양측검증임.

가 모형설명력과 이익반응계수에 미치는 영향을 비교평가한다. 〈표 5〉의 Panel A에 모형설명력(Adj. R²)을 추정된 결과가 요약되어 있다. 이익반응계수를 추정된 결과는 Panel B에 보고되어 있다. 둘째 열은 극단치처리를 하지 않은 경우이고, 셋째 열부터 마지막 열까지는 극단치처리를 한 경우이다. Panel A에서 Adj. R²는 연도별로 큰 변이를 나타내고 있다.¹⁹⁾ 극단치처리를 하지 않은 경우 Adj. R²는 15년 중 8년 동안만 유의하다. (끝에서 둘째 행에 보고된) Adj. R²의 15년 평균은 0.041에 불

과하다. 모형설명력이 이같이 낮게 나타난 것은 Lev(1989)가 제시한 결과와 일치한다.

극단치처리로 인해(Besley의 절단처리 경우 제외) 모형설명력이 현저히 제고되었다. Adj. R²가 거의 모든 연도에 유의하게 나타났으며 그 평균도 상당히 증가하였다. 특히 서열처리를 한 경우 Adj. R² 평균은 0.145에 달하였다. 조정(winsorization)처리를 한 경우 그 기준점(cutoff)을 평균±3σ, ±1% 및 ±5%로 좁힘에 따라 Adj. R² 평균이 각각 0.064, 0.088 및 0.127로 증가하였다. 이와 유

19) Adj. R²의 유의도는 모형 F-값으로 측정한다.

사하게 절단(trimming)처리의 경우 평균±3σ, ±1% 및 ±5%의 기준점에 대해 Adj. R² 평균은 각각 0.077, 0.089 및 0.106로 나타났다. 그러나 Besley 절단처리의 경우 모형설명력이 오히려 저하되는 것으로 나타났다.

극단치처리로 인하여 Adj. R² 평균이 증가하는 효익(benefit)이 있으나 Adj. R²의 연도별 변이가

증가하는 비용(cost)이 수반될 가능성이 있다. 이에 그 변이를 연도별 Adj. R²의 coefficient of variation(=표준편차 ÷ 평균)로 계산하여 보았다.²⁰⁾ 그러나 극단치처리로 인해(Besley의 절단 처리 경우 제외) Adj. R² 변이는 오히려 감소하였다. 서열처리와 ±5% 조정 혹은 절단처리에서 그 변이는 가장 낮게 나타났다.

〈표 5〉 단순회귀분석

$$\text{모형: } \text{CAR}_{it} = b_0 + b_1 \text{UE}_{it} + e_{it}$$

4,632 기업/년, 1981-1995¹

Panel A: 모형 Adj. R²

연도	처리 無 ²	조정(Winsorization) 처리 ³			절단(Trimming) 처리 ⁴				서열 처리 ⁵
		3σ	1%	5%	3σ	1%	5%	Besley	
1981	0.175**	0.115**	0.169**	0.248**	0.088**	0.165**	0.192**	0.088**	0.244**
1982	0.118**	0.267**	0.332**	0.373**	0.277**	0.281**	0.152**	0.134**	0.371**
1983	0.003	0.089**	0.053**	0.124**	0.051**	0.143**	0.076**	-0.003	0.129**
1984	0.018*	0.130**	0.157**	0.155**	0.149**	0.067**	0.107**	0.020*	0.183**
1985	0.008	-0.001	0.005	0.068**	0.030**	0.080**	0.030*	-0.003	0.055**
1986	0.035**	0.065**	0.224**	0.258**	0.234**	0.107**	0.234**	0.017*	0.253**
1987	-0.004	0.006	-0.004	-0.005	-0.005	-0.004	-0.003	-0.004	-0.004
1988	0.017*	0.018*	0.032**	0.143**	0.012*	0.089**	0.123**	0.017**	0.126**
1989	0.055**	0.055**	0.055**	0.050**	0.055**	0.015*	0.027**	0.055**	0.072**
1990	0.003	0.011*	0.015*	0.044**	0.030**	0.021**	0.094**	0.003	0.141**
1991	0.001	0.004	0.012*	0.082**	0.019**	0.040**	0.129**	-0.002	0.136**
1992	0.044**	0.044**	0.062**	0.123**	0.050**	0.076**	0.108**	0.043**	0.132**
1993	-0.001	-0.002	0.001	0.025**	-0.002	0.013**	0.084**	-0.001	0.114**
1994	0.001	0.017**	0.028**	0.123**	0.030**	0.060**	0.171**	0.001	0.152**
1995	0.135**	0.135**	0.173**	0.094**	0.135**	0.185**	0.061**	0.011*	0.078**
15년 평균 변이 ⁶	0.041*	0.064**	0.088**	0.127**	0.077**	0.089**	0.106**	0.025*	0.145**
	1.40	1.17	1.14	0.79	1.08	0.93	0.71	1.59	0.63
평균 차이 ⁷		0.023	0.047	0.086	0.036	0.048	0.065	-0.016	0.106
(t-값)		(1.68)	(2.52)	(4.13)	(1.93)	(3.56)	(3.48)	(-1.58)	(4.99)
<p-값>		<0.11>	<0.02>*	<0.01>**	<0.07>	<0.01>**	<0.01>**	<0.14>	<0.01>**
<Wilcoxon p-값> ⁸		<0.07>	<0.01>**	<0.01>**	<0.04>*	<0.01>**	<0.01>**	<0.10>	<0.01>**

20) 변수의 이분산성을 고려하여 변이를 표준편차 대신에 coefficient of variation으로 계산하였다.

Panel B: UE_{it} 의 이익반응계수, b_1

연도	처리 無 ²	조정(Winsorization) 처리 ³			절단(Trimming) 처리 ⁴				서열 처리 ⁵
		3 σ	1%	5%	3 σ	1%	5%	Besley	
1981	0.210**	0.138**	0.269**	0.829**	0.155**	0.299**	0.870**	0.155**	0.775**
1982	0.084**	0.243**	0.422**	1.142**	0.305**	0.460**	0.867**	0.082**	1.007**
1983	-0.009	0.128**	0.153**	0.588**	0.138**	0.370**	0.549**	0.009	0.477**
1984	0.025	0.177**	0.345**	0.911**	0.290**	0.412**	0.938**	0.025	0.672**
1985	-0.021	0.026	0.083	0.691**	0.175**	0.419**	0.725**	0.015	0.422**
1986	0.062**	0.202**	0.757**	2.627**	0.666**	0.841**	2.688**	0.031	1.701**
1987	-0.010	-0.053	-0.020	-0.022	-0.022	-0.071	0.334	-0.006	0.052
1988	0.041	0.063	0.139**	0.932**	0.091	0.460**	1.312**	0.041	0.401**
1989	0.181**	0.181**	0.205**	0.441**	0.181**	0.180	0.375**	0.181**	0.152**
1990	0.022	0.029	0.063**	0.234**	0.100**	0.107**	0.541**	0.022	0.131**
1991	0.085	0.151	0.295**	1.565**	0.380**	0.683**	2.757**	0.016	0.834**
1992	0.138**	0.188**	0.325**	1.189**	0.298**	0.468**	1.673**	0.126**	0.674**
1993	0.013	0.013	0.055	0.413**	0.018	0.176**	1.179**	0.013	0.432**
1994	0.036	0.165**	0.319**	1.598**	0.332**	0.673**	2.585**	0.024	0.779**
1995	0.514**	0.514**	0.685**	1.095**	0.514**	0.763**	0.866**	0.105	0.368**
15년 평균 변이 ⁶	0.091 1.48	0.144** 0.92	0.273** 0.81	0.949** 0.69	0.241** 0.76	0.416** 0.76	1.217** 0.63	0.056** 1.05	0.592** 0.70
평균 차이 ⁷ (t-값) <p-값> <Wilcoxon p-값> ⁸		0.053 (2.74) <0.02> <0.02>	0.182 (3.93) <0.01> <0.01>	0.858 (5.14) <0.01> <0.01>	0.150 (3.36) <0.01> <0.01>	0.325 (5.23) <0.01> <0.01>	1.126 (5.12) <0.01> <0.01>	-0.035 (-1.29) <0.22> <0.19>	0.501 (4.42) <0.01> <0.01>

- 1) 변수정의는 <표 1> 참조.
- 2) 극단치 처리를 하지 않았음.
- 3) UE_{it} 분포의 양쪽 끝 극단치를 평균 $\pm 3\sigma$, 1%와 99%, 혹은 5%와 95%에서 조정하였음.
- 4) UE_{it} 분포의 양쪽 끝 극단치를 평균 $\pm 3\sigma$, 1%와 99%, 5%와 95% 혹은, Besley et al.(1980)에 따른 극단치 값에서 절단하였음.
- 5) UE_{it} 의 서열값을 이용하였음. 연도별로 1부터 N까지의 서열값을 N+1로 나눔으로써 최종 서열값은 0에서 1까지의 균일한 분포를 이룸.
- 6) Coefficient of Variation(= 표준편차 ÷ 평균)임.
- 7) 극단치 처리를 하지 않았을 경우와의 15년 평균 차이임.
- 8) Wilcoxon 부호서열통계량(signed rank statistic)의 p-값임.

*: 0.05 수준에서 유의함. **: 0.01 수준에서 유의함.
모형 Adj. R²의 F-값은 단측검증이고 이익반응계수의 t-값은 양측검증임.

마지막 행에 극단치처리로 인한 Adj. R^2 평균의 증가분이 계산되어 있다. Adj. R^2 가 평균적으로 가장 현저하게 증가한 서열처리의 경우 그 증가분은 0.106이다. 그 다음 $\pm 5\%$ 조정처리(0.086)와 $\pm 5\%$ 절단처리(0.065)의 순으로 Adj. R^2 가 크게 증가하였다. Adj. R^2 평균의 증가가 유의한지를 연도별 Adj. R^2 차이에 대한 t-값으로 검증하였다. Adj. R^2 분포가 비정규적(non-normal)이므로 Wilcoxon의 부호서열통계량(rank sum statistic)에 의한 비모수 검증을 추가적으로 시행하였다. 서열처리, $\pm 5\%$ 조정처리 및 $\pm 5\%$ 절단처리의 경우 Adj. R^2 의 증가가 이 두 검증 모두에서 유의하게 나타났다($p = 0.01$). $\pm 1\%$ 에서 조정 혹은 절단처리한 경우도 Adj. R^2 가 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 그러나 Besley의 절단처리, 평균 $\pm 3\sigma$ 를 기준으로 한 조정 혹은 절단처리의 경우 결과가 유의하지 않았다.

비기대이익에 대한 극단치처리 방법에 따라 모형의 설명력에 큰 차이가 나타났다. 서열기법하에서 모형설명력의 증가가 가장 두드러졌다. 즉 Adj. R^2 가 0.041에서 0.145로 3.5배나 증가하였다. 비기대이익과 초과주가수익률은 S-curve 함수관계에 있다(Freeman and Tse, 1992). 이러한 비선형 관계의 주된 요인은 비기대이익의 분포에 절대값이 상대적으로 큰 관찰치들이 있기 때문이다(Freeman and Tse, 1992; Kennedy et al., 1992). 서열처리는 그 분포를 촘촘하게(compactly) 압축시키며, 따라서 비기대이익과 초과수익률간의 관계를 추정함에 있어 비기대이익의 절대값이 큰

관찰치의 영향력을 완화시킨다. 결과적으로 S-curve의 관계가 선형화되어 모형설명력이 제고되었다고 할 수 있다.²¹⁾

서열처리는 모든 값을 새로이 가공한다. 그러나 조정과 절단처리는 변수의 값이 기준점을 초과하는 관찰치만을 대상으로 한다. 기준점이 평균 $\pm 3\sigma$, $\pm 1\%$, $\pm 5\%$ 로 좁혀짐에 따라, 즉 극단치처리의 대상이 되는 관찰치 수가 증가함에 따라, 모형설명력도 증가하고 있다. 결과적으로 $\pm 5\%$ 에서 조정처리하였을 때 Adj. R^2 는 0.127에 달했다. 이는 서열처리하였을 경우(0.145)에 버금가는 크기이다. $\pm 5\%$ 에서 절단처리하였을 경우 Adj. R^2 (0.106)가 이보다 다소 작지만 극단치처리를 하지 않았을 경우(0.041)의 2배를 초과한다. 요약하면 조정 혹은 절단에 의한 극단치의 처리는 모형설명력을 제고시키고 있으며 그 효과는 $\pm 5\%$ 를 기준으로 이용하였을 때 가장 현저하다.

Panel B에 보고된 이익반응계수 추정결과(b_1)는 그 내용에 있어 Panel A의 모형설명력 추정결과와 거의 같다. b_1 은 연도별로 큰 변이를 나타내고 있다. 극단치처리를 하지 않았을 경우 b_1 은 15년 중 8년 동안만 유의하며 15년 평균은 0.091에 불과한 것으로 나타났다. 이론적으로 볼 때 이익반응계수의 크기는 1이상이어야 한다. 그러나 대부분의 실증연구에서 이익반응계수 추정치는 1보다 작게 나타난다.²²⁾ 이렇게 이익반응계수가 작게 추정되는 이유로 비기대이익과 초과주가수익률간의 비선형성의 문제와 비기대이익의 측정오차의 문제가 거론되고 있다(Freeman and Tse, 1992; Beaver et

21) 서열처리는 비기대이익 분포의 양 극단에 산재되어 있는 큰 (절대)값의 차이는 상대적으로 축소시키는 반면 중앙에 촘촘하게 위치한 작은 (절대)값들의 차이는 확대시키는 효과가 있다. Freeman and Tse(1992)에 따르면 비기대이익의 절대값이 클수록 일시적 이익의 비중이 크다. 따라서 서열처리는 선형회귀식의 추정에서 일시적 이익의 영향은 완화시키고 영구적 이익의 영향을 강화시키게 된다. 영구적 이익이 일시적 이익보다 주가수익률에 미치는 강도가 크기 때문에 서열처리는 결과적으로 모형설명력을 제고시키게 된다.

22) 주식 15)와 16) 참조.

al., 1980). 비기대이익에 대한 극단치치리로 인해(Besley 절단처리의 경우 제외) b_1 의 크기와 그 유의도가 거의 매년 현저히 증가하였다. 이는 극단치치리로 과도하게 일시적이익으로 구성된 관찰치가 제거되었기 때문이라고 사료된다. 측정오차의 문제는 비기대이익의 절대값이 클 경우에 심각할 가능성이 있다. 따라서 극단치치리는 측정오차의 문제도 어느 정도 해소시켰을 가능성이 있다.

조정과 절단처리의 경우 극단치 기준점(cutoff)을 평균 $\pm 3\sigma$, $\pm 1\%$ 및 $\pm 5\%$ 로 좁힘에 따라 b_1 이 증가하였다.²³⁾ b_1 이 가장 크게 나타난 $\pm 5\%$ 절단처리의 경우 그 15년 평균이 1.217에 달하였다. $\pm 5\%$ 조정처리의 경우도 이에 버금가는 크기로 나타났다(0.949). 극단치치리를 하지 않았을 경우에 비하여 b_1 평균이 이렇게 무려 10배 이상이나 높게 나타난 것은 팔목할만 하다. 그러나 Besley 절단처리의 경우 b_1 평균은 오히려 감소하였다. 서열처리의 경우 비기대이익의 모든 값이 서열값으로 변형되었으므로 이익반응계수의 크기를 경제적으로 해석하기 어렵다.²⁴⁾ 따라서 이에 대한 비교평가를 생략한다. 다만 b_1 이 1987년을 제외한 모든 연도에 유의하게 나타난 것은 주목할만 하다.²⁵⁾ 극단치치리로 인해 coefficient of variation으로 측정한 b_1 의 연도별 변이는 감소하였다. 서열처리와 $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단처리에서 그 변이가 가장 낮게 나타났다.

마지막 행에 극단치치리로 인한 b_1 평균의 증가분이 계산되어 있다. b_1 평균이 가장 크게 증가한

$\pm 5\%$ 절단처리와 조정처리의 경우 그 증가분은 각각 1.126과 0.858이다. Besley 절단처리의 경우를 제외하고 극단치치리로 인한 b_1 평균의 증가는 t-검증과 Wilcoxon 검증 모두에서 유의하게 나타났다.

요약하면 비기대이익과 초과주가수익률간의 선형 회귀분석에서 비기대이익에 대한 극단치치리는 전반적으로 모형설명력과 이익반응계수를 현저히 제고시켰다. 그러나 극단치치리 방법간에 그 효과는 큰 차이가 있었다. 서열기법이 모형설명력을 제고시키는데 가장 우수하였으며 이익반응계수는 $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단기법하에서 가장 현저히 제고되었다. 모형설명력과 이익반응계수가 개선된 것은 이러한 극단치치리로 인해 과도하게 일시적이익으로 구성된 관찰치가 제거됨으로써 비기대이익과 초과주가수익률간의 비선형성의 문제가 완화되었기 때문이라고 사료된다.

5.2 비기대이익과 이익수준의 초과주가수익률 설명력과 이익반응계수

비기대이익(UE_{it})에 추가적으로 이익수준(LE_{it})을 고려한 선형회귀분석에서 이 두 변수에 대해 극단치치리를 한 후의 추정결과가 <표 6>에 보고되어 있다. Panel A에는 모형설명력(Adj. R^2)을 추정한 결과가 제시되어 있다. 모형에 이익수준을 추가함으로써 Adj. R^2 의 크기가 전반적으로 제고되었다. <표 5> Panel A에 제시된 결과와 비교하면 극단치치리를 하지 않았을 경우 Adj. R^2 가 0.041에서

23) 단순회귀모형의 경우 회귀계수의 t-값은 모형 F-값과 그 유의도(p-값)이 같다. 따라서 이익반응 계수의 유의도는 <표 3>의 Panel A에 표시된 유의도와 일치한다.

24) 이익반응계수는 비기대이익 w_1 에 대한 주가의 변화를 의미한다. 그러나 비기대이익을 서열화할 경우 이익반응계수는 비기대이익의 서열 변화에 대한 주가의 변화를 의미하므로 이에 대한 경제적인 해석을 내리기 어렵다.

25) 1987년에 회계이익의 추가설명력이 낮게 나타난 이유는 그 해의 무차별적인 증가폭등 때문인 것으로 사료된다.

0.078로 거의 2배로 증가하였으며 서열처리의 경우도 0.145에서 0.241로 그 증가가 현저하였다. 이러한 결과는 회계이익의 정보내용을 검증하는데 있어 비기대이익에 추가적으로 이익수준을 고려한 모형(식 (2))이 비기대이익만을 고려한 모형(식 (1))에 비해 모형명시의 문제(model specification problem)가 작다는 것을 시사한다. 그러나 극단치처리가 Adj. R^2 에 미치는 효과는 <표 3>의 경우와 질적으로 거의 같았다. 극단치처리는 전반적으로 (Besley의 절단처리 경우 제외) Adj. R^2 를 현저히 증가시켰다. 극단치처리를 하지 않았을 경우 Adj. R^2 는 0.078이나 서열처리를 한 경우의 Adj. R^2 의 15년 평균은 0.241로 3배 이상 증가하였다. $\pm 5\%$ 절단과 조정처리의 경우도 Adj. R^2 평균이 각각 0.196과 0.157로서 현저히 증가하였다. Besley의 절단처리, 평균 $\pm 3\sigma$ 를 기준으로 한 조정 혹은 절단처리의 경우를 제외하고 Adj. R^2 평균의 증가는 모두 유의하였다.

Panel B에는 비기대이익에 대한 이익반응계수 (b_1)를 추정된 결과가 보고되어 있다. b_1 의 크기와 유의도는 <표 5>의 경우에 비해 다소 저하되었다. b_1 은 이익수준이 초과주가수익률을 설명하고 난 후의 비기대이익에 대한 초과주가수익률의 반응계수를 나타낸다. 비기대이익은 이익수준과 높은 상관관계에 있으므로 이렇게 이익수준을 모형에 추가함으로써 b_1 이 약화되는 것은 당연하다고 할 수 있다. 그러나 극단치처리가 b_1 에 미치는 효과의 패턴은 <표 5>의 경우와 거의 동일하였다. 극단치처리는(Besley 절단처리의 경우 제외) b_1 을 현저히 증가시켰다. 극단치처리를 하지 않았을 경우 b_1 의 15년 평균은 0.086에 불과하였다. 이에 비해 $\pm 5\%$ 절단과 조정처리의 경우 b_1 평균은 각각

0.909와 0.887로 무려 10배 이상 증가하였다. Besley의 절단처리, 평균 $\pm 3\sigma$ 를 기준으로 한 조정 혹은 절단처리의 경우를 제외하고 b_1 평균의 증가는 모두 유의하였다. 위에서 언급하였듯이 서열처리의 경우 b_1 (그리고 아래의 b_2)에 대한 해석이 불분명하므로 이에 대한 비교평가는 생략한다.

Panel C에는 이익수준에 대한 이익반응계수(b_2)를 추정된 결과가 보고되어 있다. b_2 는 비기대이익이 초과주가수익률을 설명하고 난 후의 이익수준에 대한 초과주가수익률의 반응계수를 나타낸다. 극단치처리로 b_1 의 크기와 유의도가 현저히 제고된 것과는 대조적으로 b_2 의 크기와 유의도는 그다지 개선되지 않았다. 이는 일시적이익이 작은 경우 모형에서 이익수준의 역할이 감소하였기 때문으로 사료된다.²⁶⁾ 극단치처리를 하지 않았을 경우 b_2 의 평균은 0.075이다. b_2 평균이 가장 크게 나타난 $\pm 5\%$ 절단처리의 경우 0.693로서 그 크기가 현저히 제고된 것으로 보인다. 그러나 이는 1991년에 b_2 가 과도하게 높게(즉 4.904) 추정되었기 때문이다. 결과적으로 b_2 평균의 증가는 t-검증에서 유의하지 않았고 Wilcoxon 검증에서는 유의하였으나 그 유의도가 약하였다(p -값 = 0.04). $\pm 5\%$ 조정, $\pm 1\%$ 조정 및 절단처리의 경우 b_2 평균은 각각 0.076, 0.102 및 0.184로 그 크기가 다소 증가하였으나 모든 경우에 그 증가는 t-검증에서 유의하지 않았다. Wilcoxon 검증에서는 $\pm 1\%$ 절단처리의 경우에만 b_2 증가분이 유의하였다. Besley의 절단처리 및 평균 $\pm 3\sigma$ 를 기준으로 한 조정 혹은 절단처리 경우에는 오히려 b_2 평균이 감소하였다.

선형회귀모형에서 비기대이익에 이익수준을 추가하는 것은 비기대이익 측정의 편의를 감소시키기 위한 일환이다. 이 경우 이익반응계수는 비기대이

26) 이러한 지적을 하여 주신 익명의 심사자께 감사드린다.

익 계수(b_1)와 이익수준 계수(b_2)의 합으로 볼 수 있다(Brown et al, 1987). 이에 $b_1 + b_2$ 의 추정 결과를 Panel D에 보고한다.²⁷⁾ $b_1 + b_2$ 의 크기와 유의도는 <표 5>의 b_1 의 경우보다 높고 강하게 나타났다. 이는 비기대이익의 측정오류로 인한 b_1 추정치의 하향편의를 b_2 가 포착하였기 때문

<표 6> 이익수준변수를 추가한 회귀분석

모형: $CAR_{it} = b_0 + b_1 UE_{it} + b_2 LE_{it} + e_{it}$
4,632 기업/년, 1981-1995¹

Panel A: 모형 Adj. R²

연도	처리 無 ²	조정(Winsorization) 처리 ³			절단(Trimming) 처리 ⁴				서열 처리 ⁵
		3σ	1%	5%	3σ	1%	5%	Besley	
1981	0.258**	0.164**	0.287**	0.326**	0.257**	0.318**	0.313**	0.192**	0.416**
1982	0.120**	0.273**	0.334**	0.386**	0.259**	0.257**	0.247**	0.137**	0.370**
1983	0.290**	0.271**	0.306**	0.332**	0.236**	0.288**	0.278**	0.284**	0.419**
1984	0.013	0.157**	0.228**	0.152**	0.192**	0.211**	0.242**	0.016	0.380**
1985	0.004	0.021	0.008	0.075**	0.030	0.087**	0.012	0.020	0.079**
1986	0.042**	0.156**	0.222**	0.255**	0.248**	0.228**	0.248**	0.013	0.257**
1987	0.004	0.004	-0.001	0.004	-0.007	-0.009	0.001	0.033	0.005
1988	0.015	0.016	0.033**	0.149**	0.032**	0.107**	0.140**	0.015	0.130**
1989	0.091**	0.091**	0.092**	0.104**	0.091**	0.063**	0.049**	0.091**	0.114**
1990	0.030**	0.030**	0.041**	0.057**	0.040**	0.046**	0.177**	0.030**	0.244**
1991	0.082**	0.081**	0.106**	0.124**	0.091**	0.107**	0.528**	0.041**	0.440**
1992	0.064**	0.078**	0.099**	0.133**	0.068**	0.166**	0.209**	0.061**	0.224**
1993	0.010	0.008	0.036**	0.027**	0.040**	0.060**	0.228**	0.010	0.296**
1994	0.016**	0.018**	0.032**	0.124**	0.031**	0.068**	0.184**	0.034**	0.163**
1995	0.133**	0.133**	0.171**	0.109**	0.133**	0.020**	0.082**	0.018**	0.083**
15년 평균 변이 ⁶	0.078** 1.15	0.100** 0.90	0.133** 0.87	0.157** 0.73	0.116** 0.83	0.135** 0.77	0.196** 0.68	0.066** 1.20	0.241** 0.59
평균 차이 ⁷ (t-값) <p-값> <Wilcoxon p-값> ⁸		0.022 (1.31) <0.21> <0.24>	0.055 (2.73) <0.02> <0.01>	0.079 (3.80) <0.01> <0.01>	0.038 (1.98) <0.07> <0.04>	0.057 (2.67) <0.02> <0.02>	0.118 (3.46) <0.01> <0.01>	-0.012 (-1.20) <0.25> <0.52>	0.163 (5.16) <0.01> <0.01>

27) Brown et al.(1987)에 따라 이익반응계수를 비기대이익 계수와 이익수준 계수의 합으로 계산할 것을 제안하여 주신 익명의 심사자께 감사드립니다.

Panel B: UE_{it} 의 이익반응계수, b_1

연도	처리 無 ²	조정(Winsorization) 처리 ³			절단(Trimming) 처리 ⁴				서열 처리 ⁵
		3 σ	1%	5%	3 σ	1%	5%	Besley	
1981	0.170**	0.067	0.212**	0.715**	0.079	0.257**	1.104**	0.112**	0.488**
1982	0.125**	0.287**	0.389**	1.075**	0.288**	0.435**	1.342**	0.123**	0.956**
1983	0.017	0.027	0.152**	0.422**	0.091	0.207**	0.001	0.001	0.070
1984	0.035	0.260**	0.175	0.893**	0.149	0.401**	0.421	0.036	0.303**
1985	-0.017	0.075	0.082	0.701**	0.226	0.349	0.470	0.048	0.329**
1986	0.077**	0.496**	0.771**	2.636**	0.743**	1.217**	1.883**	0.034	1.515**
1987	0.003	-0.016	0.008	0.035	-0.091	-0.114	0.931	0.011	0.213
1988	0.045	0.070	0.160**	0.989**	0.153**	0.508**	1.414**	0.045	0.436**
1989	0.006	0.006	0.023	0.238	0.006	0.081	0.156	0.006	0.094**
1990	0.004	-0.006	0.022	0.189**	0.068	0.087	0.358**	0.004	0.078**
1991	0.085	0.079	0.171	1.201**	-0.234	0.091	-0.964**	0.020	-0.032
1992	0.239**	0.405**	0.582**	1.365**	0.452**	1.053**	2.700**	0.215**	1.109**
1993	-0.038	-0.038	-0.017	0.380**	-0.044	0.081	0.521**	-0.037	0.189**
1994	0.021	0.092	0.231	1.537**	0.253	0.544**	2.626**	0.010	0.680**
1995	0.514**	0.514**	0.683**	0.923**	0.514**	0.191**	0.668**	0.035	0.309**
15년 평균	0.086	0.154**	0.243**	0.887**	0.177	0.359**	0.909**	0.044	0.449**
변이 ⁶	1.63	1.22	1.03	0.74	1.42	1.02	1.08	1.41	0.98
평균 차이 ⁷		0.068	0.157	0.801	0.091	0.273	0.823	-0.042	0.363
(t-값)		(2.06)	(3.43)	(4.87)	(1.63)	(2.89)	(3.31)	(-1.29)	(3.28)
<p-값>		<0.06>	<0.01>**	<0.01>**	<0.13>	<0.01>**	<0.01>**	<0.22>	<0.01>**
<Wilcoxon p-값> ⁸		<0.08>	<0.01>**	<0.01>**	<0.11>	<0.01>**	<0.01>**	<0.09>	<0.01>**

으로 볼 수 있다. 그러나 극단치처리가 $b_1 + b_2$ 에 미치는 효과의 패턴은 <표 5>의 b_1 결과와 거의 동일하였다. 극단치처리는(Besley 절단처리의 경우 제외) $b_1 + b_2$ 을 현저히 증가시켰다. 극단치처리를 하지 않았을 경우 b_1 의 15년 평균은 0.161에 불과하였다. 이에 비해 $\pm 5\%$ 조정처리의 경우 $b_1 + b_2$ 평균은 각각 0.963으로 6배 정도 증가

하였으며 $\pm 5\%$ 절단처리의 경우 1.602로까지 무려 10배 정도 증가하였다. 일반적으로 절단처리의 경우 조정처리에 비해 $b_1 + b_2$ 가 크게 나타났다. 극단치처리의 모든 경우에 $b_1 + b_2$ 평균의 증가는 유의하였다. 위에서 언급하였듯이 서열처리의 경우 이익반응계수에 대한 해석이 불분명하므로 이에 대한 비교평가는 생략한다.

Panel C: LE_{it} 의 이익반응계수, b_2

연도	처리 無 ²	조정(Winsorization) 처리 ³			절단(Trimming) 처리 ⁴				서열 처리 ⁵
		3σ	1%	5%	3σ	1%	5%	Besley	
1981	0.119**	0.114**	0.167**	0.115**	0.209**	0.268**	0.502*	0.122**	0.709**
1982	-0.042	-0.030	0.051	0.029*	0.030	0.057	-0.023	-0.042	0.094
1983	0.250**	0.207**	0.288**	0.197**	0.229**	0.322**	1.228**	0.257**	0.814**
1984	-0.010	-0.037**	0.183**	0.004	0.152**	0.434**	1.278**	-0.011	0.786**
1985	-0.002	-0.013*	0.052	-0.007	0.009	0.127	0.358	0.026*	0.303*
1986	0.033	-0.142**	-0.047	-0.007	-0.149*	0.454**	1.142**	0.005	0.343
1987	-0.048	-0.035	-0.074	-0.046	0.048	-0.009	-0.530	-0.062**	-0.316
1988	0.029	-0.026	0.055	0.055	0.135	0.173*	-0.087	0.029	-0.104
1989	0.161**	0.161**	0.154**	0.138**	0.161**	0.198**	0.373**	0.161**	0.132**
1990	0.043**	0.048**	0.062**	0.031*	0.069**	0.073**	0.486**	0.043**	0.124**
1991	0.520**	0.511**	0.623**	0.398**	0.725**	0.714**	4.904**	0.284**	1.510**
1992	-0.124**	-0.180**	-0.286**	-0.070*	-0.176**	-0.685**	-1.586**	-0.109**	-0.712**
1993	0.049*	0.037*	0.168**	0.018	0.204**	0.283**	1.467**	0.047*	0.595**
1994	0.152**	0.094	0.131	0.064	0.106	0.276*	0.323	0.145**	0.247**
1995	-0.001	-0.001	0.004	0.219**	-0.001	0.076	0.554**	0.117*	0.122
15년 평균	0.075	0.047	0.102	0.076*	0.117*	0.184*	0.693	0.067*	0.310*
변이 ⁶	2.07	3.49	1.94	1.60	1.77	1.65	2.02	1.67	1.71
평균 차이 ⁷		-0.028	0.027	0.001	0.042	0.109	0.618	-0.008	0.235
(t-값)		(-2.27)	(1.22)	(0.28)	(1.61)	(1.88)	(1.88)	(-0.42)	(2.18)
<p-값>		<0.04>	<0.24>	<0.98>	<0.13>	<0.08>	<0.08>	<0.68>	<0.05>
<Wilcoxon p-값> ⁸		<0.03>	<0.19>	<0.64>	<0.13>	<0.01>**	<0.04>	<0.99>	<0.05>

각 Panel의 끝에서 두 번째 행에 Adj. R^2 혹은 이익반응계수의 평균과 더불어 연도별 변이(coefficient of variation)가 보고되어 있다. (Panel C의 b_2 의 경우를 제외하고) 극단치처리로 인하여 Adj. R^2 와 이익반응계수의 평균은 증가한 반면 그 변이는 오히려 감소하였다. 일반적으로 서열처리와 $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단처리하에서 변이가 가장 낮게

나타났다. 이는 극단치처리를 함으로써 계수가 보다 안정적으로(stable) 추정된다는 것을 지지하는 결과이다.

요약하면 비기대이익에 추가적으로 이익수준을 고려한 선형회귀분석에서 이 두 변수에 대한 극단치처리는 전반적으로 모형설명력과 비기대이익의 이익반응계수를 현저히 제고시켰다. 그러나 극단치

Panel D: UE_{it} 이익반응계수와 LE_{it} 이익반응계수의 합, $b_1 + b_2$

연도	처리 無 ²	조정(Winsorization) 처리 ³			절단(Trimming) 처리 ⁴				서열 처리 ⁵
		3σ	1%	5%	3σ	1%	5%	Besley	
1981	0.289**	0.181**	0.379**	0.830**	0.288**	0.525**	1.606**	0.234**	1.197**
1982	0.083**	0.257**	0.440**	1.104**	0.318**	0.492**	1.319**	0.081**	1.051**
1983	0.267**	0.234**	0.440**	0.619**	0.319**	0.529**	1.229**	0.258**	0.884**
1984	0.025	0.223**	0.358**	0.897**	0.301**	0.835**	1.700**	0.025	1.088**
1985	-0.019	0.062	0.134	0.694**	0.235**	0.476**	0.828	0.074	0.633**
1986	0.110**	0.354**	0.724**	2.629**	0.593**	1.671**	3.025**	0.039	1.858**
1987	-0.045	-0.051	-0.066	-0.011	-0.043	-0.123	0.401**	-0.052	-0.102
1988	0.074	0.044	0.215**	1.044**	0.288**	0.681**	1.327**	0.074	0.332**
1989	0.167**	0.167**	0.177**	0.376**	0.167**	0.279**	0.529**	0.167**	0.226**
1990	0.047**	0.042**	0.084**	0.219**	0.137**	0.160**	0.844**	0.047**	0.202**
1991	0.605**	0.589**	0.794**	1.599**	0.491**	0.805**	3.940**	0.304**	1.478**
1992	0.114**	0.225**	0.297**	1.296**	0.276**	0.368**	1.114**	0.105**	0.397**
1993	0.010	-0.001	0.151**	0.398**	0.160**	0.364**	1.988**	0.010	0.784**
1994	0.173**	0.187**	0.362**	1.600**	0.360**	0.820**	2.950**	0.155**	0.926**
1995	0.513**	0.513**	0.687**	1.142**	0.513**	0.268**	1.221**	0.152**	0.432**
15년 평균 변이 ⁶	0.161** 1.17	0.201** 0.89	0.345** 0.71	0.963** 0.69	0.294** 0.54	0.543** 0.75	1.602** 0.62	0.111** 0.89	0.759** 0.70
평균 차이 ⁷		0.040	0.184	0.802	0.133	0.382	1.441	-0.050	0.598
(t-값)		(1.60)	(4.55)	(4.99)	(3.41)	(3.48)	(6.06)	(-1.59)	(4.64)
<p-값>		<0.13>	<0.01>**	<0.01>**	<0.01>**	<0.01>**	<0.01>**	<0.13>	<0.01>**
<Wilcoxon p-값> ⁸		<0.41>	<0.01>**	<0.01>**	<0.01>**	<0.01>**	<0.01>**	<0.05>	<0.01>**

- 1) 변수정의는 <표 1> 참조.
- 2) 극단치 처리를 하지 않았음.
- 3) UE_{it} 와 LE_{it} 각 분포의 양쪽 끝 극단치를 평균±3σ, 1%와 99%, 혹은 5%와 95%에서 조정하였음.
- 4) UE_{it} 와 LE_{it} 각 분포의 양쪽 끝 극단치를 평균±3σ, 1%와 99%, 5%와 95% 혹은, Besley et al.(1980)에 따른 극단치 값에서 절단하였음.
- 5) UE_{it} 와 LE_{it} 각각의 서열값을 이용하였음. 연도별로 1부터 N까지의 서열값을 N+1로 나눔으로써 최종 서열값은 0에서 1까지의 균일한 분포를 이룸.
- 6) Coefficient of Variation(= 표준편차 ÷ 평균)임.
- 7) 극단치 처리를 하지 않았을 경우와의 15년 평균 차이임.
- 8) Wilcoxon 부호서열통계량(signed rank statistic)의 p-값임.

*: 0.05 수준에서 유의함. **: 0.01 수준에서 유의함.

모형 Adj. R²의 F-값은 단측검증이고 이익반응계수의 t-값은 양측검증임.

처리 방법간에 그 효과는 큰 차이가 있었다. 서열 기법이 모형설명력을 제고시키는데 가장 우수하였다. 비기대이익의 이익반응계수는 $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단기법하에서 가장 현저히 제고되었다. 모형설명력과 비기대이익의 이익반응계수가 개선된 것은 이러한 극단치처리로 인해 과도하게 일시적이익으로 구성된 관찰치가 제거됨으로써 비기대이익과 초과주가수익률간의 비선형성의 문제가 완화되었기 때문이라고 사료된다. 이익수준을 모형에 추가함으로써 모형설명력과 이익반응계수($b_1 + b_2$)는 한층 더 제고되었다. 이는 이러한 모형이 비기대이익만을 포함하는 모형에 비해 모형명시의 문제(model specification problem)가 작다는 것을 지지하는 증거이다.

5.3 초과주가수익률의 선택에 대한 민감도분석

별도의 표로 보고하진 않았지만 연구의 외적타당성을 제고시키기 위한 일환으로 초과주가수익률을 기업규모조정모형(식 (3)) 대신에 시장조정모형(market-adjusted model)과 시장모형(market model)으로 각각 계산한 후 <표 5>과 <표 6>의 결과를 반복 추정하여 보았다.²⁸⁾ 시장조정모형에서는 초과주가수익률을 기업의 주가수익률에서 동일가중 시장평균수익률을 차감하여 계산하였다. 시장모형하에서 베타는 과거 36개월 동안의 월간주가수익률과 동일가중 시장평균수익률을 이용하여 계산하였다. 시장조정 초과주가수익률을 사용하여 추정된 결과는 <표 3>과 <표 4>에 보고된 기업규모

조정 초과주가수익률을 사용하여 추정된 결과와 거의 모든 면에서 동일하였다. 시장모형 초과주가수익률을 사용하였을 때 Adj. R_2 와 이익반응계수는 <표 3>과 <표 4>에 보도된 것보다 평균적으로 낮게 추정되었다.²⁹⁾ 그러나 극단치처리 방법간의 차이에 있어서는 이 두 표에 보고된 결과와 기본적으로 흡사하였다. 즉 서열기법, $\pm 5\%$ 조정기법, 그리고 $\pm 5\%$ 절단기법이 Adj. R_2 와 이익반응계수를 제고시키는데 효과적인 방법으로 나타났다.

VI. 요약 및 결론

본 연구는 비기대이익과 초과주가수익률간의 관계를 선형회귀모형으로 추정하는데 있어 비기대이익에 대한 다양한 극단치처리 방법의 효과를 비교 평가하였다. 비기대이익에 대한 극단치처리는 비기대이익과 초과주가수익률간의 비선형성의 문제를 해소시킴으로써 모형설명력을 제고시킬 것으로 기대된다. 기존의 국내외 연구들에서는 비기대이익 분포의 양쪽 끝 1%이내의 값에서 절단 혹은 조정 기법을 사용하여 극단치처리를 하는 것이 일반적이다. 그러나 이러한 극단치처리는 모형설명력을 제고시키는데 미약하다. 이에 본 연구는 극단치처리의 기준점을 비기대이익 분포의 양쪽 끝 1%에서 5%로 높혀 절단 혹은 조정처리한 기법과 비기대이익을 서열처리한 기법을 추가로 고려하였다. 5% 조정기법과 서열기법은 Kennedy et al.(1992)과 Cheng et al(1992)이 회계변수의 극단치 문제를

28) 이 결과는 저자에게 요청하여 얻을 수 있다.

29) 시장모형하에서는 베타의 추정오차로 인해 검증기간이 1981년부터의 15년에서 1983년부터의 13년으로 줄어들었다. 비기대이익과 초과주가수익률간의 상관관계가 비교적 높은 1981년과 1982년이 검증기간에서 제외됨으로써 R_2 와 이익반응계수의 평균이 낮게 나타난 것으로 사료된다.

해소하는데 효과적이라고 제시한 방법이다. 종합하면, 본 연구는 (극단치처리 기준점으로 비기대이익의 평균 $\pm 3\sigma$ 값, $\pm 1\%$ 값 및 $\pm 5\%$ 값을 이용한) 조정기법 3가지, (평균 $\pm 3\sigma$ 값, $\pm 1\%$ 값, $\pm 5\%$ 값 및 Besley의 진단통계량을 이용한) 절단기법 4가지, 그리고 서열기법의 총 8가지 극단치처리 방법을 고려하였다. 본 연구는 각 극단치처리 방법에 따라 모형설명력(Adj. R^2)이 얼마나 지대하게 개선되는지를 살펴보았다. 추가로 이익반응계수가 얼마나 제고되는지도 검토하여 보았다.

극단치처리가 모형설명력과 이익반응계수에 미치는 영향은 그 방법에 따라 크게 차이가 났다. 극단치처리는 전반적으로 모형설명력과 이익반응계수를 제고시켰다. 극단치처리를 하지 않았을 경우 비기대이익의 초과주가수익률 설명력(Adj. R^2)은 0.041에 불과하였다. $\pm 1\%$ 조정 혹은 절단처리에 의해 Adj. R^2 는 0.088과 0.089로 증가하였다. 그러나 비기대이익을 서열처리하였을 경우 Adj. R^2 는 0.145로 3배이상 증가하였으며 더 나아가 이익수준을 선형회귀모형에 설명변수로 추가하여 서열처리하였을 경우 Adj. R^2 는 0.241로 6배정도로까지 증가하였다. $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단처리하였을 경우도 이에 버금가게 Adj. R^2 가 증가하였다. 극단치처리를 하지 않았을 경우 이익반응계수는 0.091에 불과하였다. $\pm 1\%$ 조정 혹은 절단처리의 경우 이익반응계수는 0.273과 0.416이었다. 그러나 $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단처리를 함으로써 이익반응계수는 각각 0.949와 1.217로 10배이상 증가하였다. 평균 $\pm 3\sigma$ 혹은 $\pm 1\%$ 조정 혹은 절단처리의 경우도 모형설명력과 이익반응계수를 개선시키는데 어느 정도 효과가 있었으나 그 정도는 서열처리와 $\pm 5\%$ 조정 혹은 절단처리한 경우에 비해 현저히 낮았다. Besley의 진단통계량을 이용한 절단처리하

에서는 오히려 모형설명력과 이익반응계수가 약화되었다.

선형회귀모형에 이익수준을 추가적인 설명변수로 포함시킴으로써 모형설명력과 이익반응계수가 한층 더 향상되었다. 이는 회계이익의 유용성을 검증하는데 있어 비기대이익에 추가적으로 이익수준을 고려한 모형이 비기대이익만을 고려한 모형에 비해 모형명시의 문제(model specification problem)가 작다는 것을 시사한다. 그러나 이익수준 변수의 추가에 관계 없이 극단치처리 방법에 따른 모형설명력과 비기대이익 반응계수의 변화 패턴은 기본적으로 같았다. Lev(1989)는 회계이익의 정보내용을 검증하는 기존 연구들에서 Adj. R^2 가 0.05정도로 미약하게 나온 점에 우려를 표명하고 있다. 본 연구는 회계이익에 대한 극단치처리를 적절히 하고 이익수준을 비기대이익에 추가적인 설명변수로 고려함으로써 이러한 우려를 상당히 불식시킬 수 있다는 증거를 제시한다. 또한 극단치처리를 강화함으로써 이익반응계수가 그 이론적 최소값인 1로까지 제고될 수 있음을 보여준다.

극단치처리 여부와 방법에 따라 결과가 지대하게 영향을 받음에도 불구하고 연구자들은 이러한 사실을 무시하고 있는 것이 현 실정이다(Kennedy et al., 1992; Frecka and Hopwood, 1983). 추후 실증연구는 검증의 강건성과 신뢰성, 그리고 연구들간의 비교가능성을 제고시키기 위하여 극단치처리에 따른 민감도분석(sensitivity analysis) 결과를 제시할 필요가 있다. 본 연구에서 서열기법, $\pm 5\%$ 조정기법, 그리고 $\pm 5\%$ 절단기법이 매우 효과적인 방법으로 나타났다. 이 극단치처리 방법들은 선형회귀식으로 회계변수들로 베타를 추정/예측하는 경우에도 우수하게 나타났다(Kennedy et al., 1992). 그러므로 회계변수와 시장변수간

의 관계를 선형회귀식으로 추정하는 실증연구에서 회계변수에 대한 극단치처리 방법으로 이 세 가지를 고려하는 것이 바람직하다고 사료된다.

모형설명력을 제고시키는 데 있어 서열기법이 가장 효과적이었다. 그러나 이 방법은 추정된 회귀계수의 크기에 대한 경제적인 해석을 내리기 어렵다는 단점이 있다. 반면 $\pm 5\%$ 절단기법은 이익반응계수를 제고시키는 데 있어 가장 효과적이었으나 표본의 규모를 최소 10%나 축소시켜 정보의 소실을 초래하는 단점이 있다. 표본규모의 축소는 극단치처리의 대상이 되는 회계변수의 수가 늘어날수록 심화된다. 따라서 회귀계수의 크기가 검증의 초점이라면 이러한 단점들을 지니지 않은 $\pm 5\%$ 조정기법이 가장 바람직한 방법이 아닐까 한다. $\pm 5\%$ 조정기법은 모형설명력을 제고시키는데 있어서도 서열기법에 버금가게 효과적인 방법이다.

참고 문헌

- 김권중 (1993), "대체적 EPS 측정방법과 이를 이용한 이익, 매출액 및 비용의 정보가치 분석," **회계학연구**, 17호, 1-28.
- 나종길 (1997), "회계의 및 현금흐름의 일시성과 추가적 정보효과," **회계학연구**, 22권 1호, 81-108.
- 송인만 (1989), "회계이익정보의 유용성에 관한 실증적연구: 주별수익률을 이용한 회계이익공시시점의 검토," **회계학연구**, 9호, 1-24.
- 최관 (1993), "주식가격에 대한 회계이익과 현금흐름의 정보가치," **회계학연구**, 16호, 1-27.
- 최종서 (1998), "재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보효과에 미치는 영향," **회계학연구**, 23권 4호, 81-115.
- 최종서, 신성목 (1997), "연차이익공시에 대한 거래량 반응: 한국증권시장에서의 실증적 거래," **회계학연구**, 22권 1호, 1-35.
- 한봉희 (1998), "기본적분석에 근거한 재무제표정보의 유용성에 관한 실증적 연구," **회계학연구**, 23권 3호, 1-29.
- Abarbanell J. and B. Bushee (1997), "Fundamental Analysis, Future Earnings, and Stock Prices," *Journal of Accounting Research*, 35 (Spring), 1-24.
- Abarbanell J. and B. Bushee (1998), "Abnormal Returns to a Fundamental Analysis Strategy," *Accounting Review*, 73 (January), 19-45.
- Ball, R. and P. Brown (1968), "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, 6 (Autumn), 159-178.
- Banz, R. (1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Beaver, W., R. Clarke, and W. Wright. (1979), "The Association Between Unsystematic Security Returns and the Magnitude of Earnings Forecast Errors," *Journal of Accounting Research*, 17 (Autumn), 316-340.
- Beaver, W., R. Lambert, and D. Morse (1980), "The Information Content of Security Prices," *Journal of Accounting and Economics*, 2, 3-28.
- Bernard, V. and J. Thomas (1989), "Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?" *Journal of Accounting Research*, 27 (Supplement), 1-36.
- Besley, D., E. Kuh, and R. Welsch (1980), *Regression Diagnostics*, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Bowen, M., D. Burgstahler, and L. Daley (1987), "The Incremental Information Content of Accrual Versus Cash Flows," *Accounting Review*, 62 (October), 723-747.
- Brown, L., R. Hagerman, P. Griffin, and M. Zmijewski

- (1987), "An Evaluation of Alternative Proxies for the Market's Assessment of Unexpected Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 9, 159-193.
- Cheng, C., W. Hopwood, and J. McKeown (1992), "Non-linearity and Specification Problems in Unexpected Response Regression Model," *Accounting Review*, 67 (July), 579-598.
- Collins, D. and S. Kothari (1989), "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, 11 (July), 143-181.
- Collins, D., E. Maydew, and I. Weiss (1997), "Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years," *Journal of Accounting and Economics*, 24 (December), 39-67.
- Dechow, P. (1994), "Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 18 (July), 3-42.
- Dechow, P., A. Hutton, and R. Sloan (1999), "An Empirical Assessment of the Residual Income Valuation Model," *Journal of Accounting and Economics*, 26 (January), 1-34.
- Easton, P. and T. Harris (1991), "Earnings as an Explanatory Variable for Returns," *Journal of Accounting Research*, 29 (Spring), 19-36.
- Francis, J. and K. Schipper (1999), "Have Financial Statements Lost Their Relevance?" *Journal of Accounting Research*, 37 (Autumn), 319-352.
- Frecka, T. and W. Hopwood (1983), "The Effects of Outliers on the Cross-Sectional Distributional Properties of Financial Ratios," *Accounting Review*, 58 (January), 115-128.
- Freeman, R. and S. Tse (1992), "A Nonlinear Model of Security Price Responses to Unexpected Earnings," *Journal of Accounting Research*, 30 (Autumn), 185-209.
- Kennedy, D., J. Lakonishok, and W. Shaw (1992), "Accommodating Outliers and Nonlinearity in Decision Models," *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*, 7, 161-193.
- Lev, B. (1989), "On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research," *Journal of Accounting Research*, 27 (Supplement), 153-192.
- Lev, B. and S. Thiagarajan (1993), "Fundamental Information Analysis," *Journal of Accounting Research*, 31 (Autumn), 190-215.
- Ohlson J. (1995), "Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11 (Spring), 661-687.
- Pfeiffer, R., P. Elgers, M. Lo, and L. Rees (1998), "Additional Evidence on the Incremental Information Content of Cash Flows and Accruals: The Impact of Errors in Measuring Market Expectations," *Accounting Review*, 73 (July), 373-385.
- Rayburn, J. (1986), "The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns," *Journal of Accounting Research*, 24 (Supplement), 112-133.
- Reinganum, M. (1981), "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values," *Journal of Financial Economics*, 9, 19-46.
- Subramanyam, K. (1996), "The Pricing of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 22 (August/December), 249-281.
- Warfield, T. and J. Wild (1992), "Accounting Recognition and the Relevance of Earnings as an Explanatory Variable for Returns," *Accounting Review*, 67 (October), 821-842.

Comparative Analyses of the Various Outlier Treatment Methods for Accounting Earnings Variables

Bong-Heui Han*

Abstract

This study evaluates comparatively the effect of various outlier treatment methods on explanatory power and earnings response coefficient in estimating the relation between unexpected earnings and abnormal returns under a linear regression model. Existing studies treat outliers in unexpected earnings generally by truncating or winsorizing within $\pm 1\%$ of its distribution. Such methods, however, are weak in enhancing model explanatory power and earnings response coefficient. This study shows that model explanatory power can be substantially improved by raising the outlier cutoff point to $\pm 5\%$ or by ranking unexpected earnings entirely. $\pm 5\%$ outlier treatment also has enhanced earnings response coefficient markedly. Including earnings level in addition to unexpected earnings in the model has further improved model explanatory power and earnings response coefficient..

Without outlier treatment, the model explanatory power(Adj. R^2) was merely 0.041 on average. Winsorizing or truncating at $\pm 1\%$ increased Adj. R^2 to 0.088 and 0.089 respectively. Ranking, however, increased it substantially to 0.145. Further, ranking after adding earnings level in the model increased it markedly to 0.241. Winsorizing or truncating at $\pm 5\%$ was similarly effective in increasing Adj. R^2 as ranking. Without outlier treatment, earnings response coefficient was merely 0.091. Winsorizing or truncating at $\pm 1\%$ increased earnings response coefficient to 0.273 and 0.416 respectively. Winsorizing or truncating at $\pm 5\%$, however, increased it markedly to 0.949 and 1.217 each. Lev(1989) expresses concern about a weak link between earnings and stock returns, Adj. R^2 being merely 0.05, documented in existing earnings information content studies. The results of this study indicate that strengthening outlier treatment and including earnings level in addition to unexpected earnings in the model can substantially mitigate such worry. The results also show that strengthening outlier treatment can enhance earnings response coefficient up to its minimum theoretical value, 1.

Key words: Accounting Earnings, Unexpected Earnings, Earnings Level, Outliers, Ranking, Winsorizing, Trimming

* Associate Professor, College of Business Administration, Ajou University, Suwon, Korea