

금융실명제 실시가 비기대이익의 분산과 이익반응계수에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

김 명 균* · 김 병 호** · 최 인**

<요 약>

본 논문은 금융실명제가 기업에서 발표하는 회계학적 이익정보에 대한 주식가격의 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 이는 금융실명제 실시 이후에는 기업에서 창출해 내는 기업이익이 진정한 이익에 보다 더 접근을 할 것이라 예상과 재무분석가의 기업이익에 대한 예측치는 진정한 이익에 대한 예측치이므로 금융실명제 실시 이후에는 예측오차가 감소할 것이라는 일반적 예상을 검증하기 위한 것이다.

본 논문은 먼저 1992년과 1993년 12월 결산기업에 대하여 비기대이익을 계산하여 두 해에서의 차이를 분석하였고, 계산된 비기대이익과 기업이익 공시시점에서의 비정상수익율과의 관계를 회귀분석을 통하여 분석하였다. 재무분석가의 예측치로서 대우경제연구소에서 1992년과 1993년 12월에 각각 발표한 각 상장기업의 이익에 대한 1992년 및 1993년의 예상치를 각각 년도의 예상기업 이익으로 사용하고 실제로 1993년과 1994년 초에 공시되는 기업이익과의 차이를 조사하였다. 비정상수익율의 계산은 시장위험조정모형과 시장조정모형을 사용하였고 일별수익율에 의하여 측정하였다. 사건 시점은 주주총회일을 중심으로하여 여러 사건기간을 택하여 분석을 하였다.

실증적 분석 결과를 보면, 전체표본을 대상으로한 재무분석가의 추정치에 의하여 계산된 비기대이익의 분산이 금융실명제 실시 이후가 실시이전에 비하여 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 금융실명제의 실시로 인하여 재무분석가의 예측이 오히려 더 부정확하게 나타난 것이라 할 수 있다. 이러한 결과는 실명제 실시에 따라서 기업이익예측에 대한 불확실성이 더 증가를 하여 기업이익 공시시점에서의 비기대이익의 측정에서의 오차가 오히려 증가하였다는 것을 알 수 있다. 그러나 전체표본을 소그룹으로 나누어서, 1부에 속한 기업들과 대형주기업들을 대상으로한 분석에서는 이 두 소그룹에 속한 기업들이 각각 금융실명제 실시 이후가 금융실명제 실시 이전보다 비기대이익의 분산이 작게 나타났다. 이러한 결과는 1부에 속한 기업들과 대형주기업들에서는 금융실명제 실시로 재무분석가들의 이익예측치가 더 정확성을 지니게 된 것으로 해석된다.

이익반응계수의 추정에서 예상했던 바와는 반대로 금융실명제 실시 이후에 계수의 크기가 오히려 감소하였다. 소그룹으로 나누어서 분석한 결과도 마찬가지였다. 금융실명제 실시가 기업회계이익에 미친 영향은 비기대이익의 측정을 통하여 일부 가설과 일치하는 결과를 얻었고, 이익반응계수의 측정에서는 가설과 일치하는 결과를 얻지 못하였다.

* 국민대학교 경영학과 조교수

** 국민대학교 회계정보학과 조교수

*** 국민대학교 경제학과 조교수

I. 서 론

1993년 8월에 실시된 금융실명제가 경제 및 사회전반에 많은 영향을 미치고 있다. 특히 금융실명제는 그동안 음성적 거래, 분식결산 등으로 사회내에서 비판을 받아 왔던 기업회계에 많은 영향을 미치고 있는 것으로 생각되고 있다. 그러나 금융실명제가 기업회계에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 실증적으로 분석한 연구는 거의 없다. 따라서 본연구는 금융실명제가 기업회계에 어떠한 영향을 미쳤는가를 체계적으로 분석함으로써 금융실명제의 효과를 기업회계측면에서 실증적으로 분석하고자 한다. 특히 금융실명제 실시 이전과 실시 이후의 비기대이익에 대한 분산을 측정하고, 금융실명제가 기업에서 발표하는 이익정보에 대한 주식가격의 변화에 어떠한 영향을 미치는가를 금융실명제 전과 금융실명제 후의 기업이익발표에 대한 주가반응계수를 비교함으로써 금융실명제의 자본시장에 미치는 효과를 실증적으로 분석한다.

기업에서 발표하는 이익에 관한 정보는 일반적으로 그 기업의 미래의 배당금 지급능력을 나타낸다고 한다. 따라서 자본시장이 효율적이라면 기업이익의 변화는 배당금 지급능력의 변화를 의미하기 때문에 주식가격의 변화를 야기시킬 것이다. 우리나라의 자본시장을 대상으로 이제까지 많은 연구들은 미래의 배당금지급 능력의 대응치로서 기업에서 발표하는 회계학적 이익을 사용하여 기업이익에 관한 정보가 주식가격에 영향을 미친다는 실증적 연구결과를 밝혀냈다.¹⁾ 물론 회계학적 기업이익이 기업의 미래 배당금 지급능력을 정확히 반영하지는 못하지만, 회계학적 기업이익보다 더 나은 미래의 배당금지급능력에 대한 대응치가 없기 때문에 이 변수를 일반적으로 사용하고 있다. 특히 기존연구들은 회계학적 기업이익의 발표시에 비기대이익을 기업의 미래 배당금지급능력의 비기대변화로 간주하고 비정상수익율과 어떤 관계가 있는지를 분석하고 있다. 회계학적 기업이익정보가 어느 정도 기업의 배당금 지급능력을 나타내는가는 많은 실증적 연구를 필요로 하며, 일반적으로 비기대이익이 비기대 배당금 지급능력의 대응치로 많은 noise가 있다고 보고 있다 (Beaver et al (1980) 참조).

본 논문은 금융실명제가 기업에서 발표하는 회계학적 이익정보에 대한 주식가격의 변화에 어떠한 영향을 미치는가를 실증적으로 분석하여 금융실명제가 자본시장에 미치는 영향을 분석한다. 특히 금융실명제 실시 이전에 기업에서 창출해 낸 회계학적 기업이익 정보와 실시이후에 창출해 낸 회계학적 기업이익 정보와는 기업의 미래배당금지급능력을

1) 송인만 (1989a, 1989b), 박준완 (1989, 1990), 이남주 및 나인철 (1991), 김병호 (1995) 등을 참조.

나타내는 대응치로서 차이가 있다는 것을 분석하려 한다. 진정한 의미에서의 기업이익(True Earnings)은 기업의 미래 배당금지급 능력을 나타내며, 기업에서 발표하는 회계학적 이익은 진정한 의미에서의 기업이익의 추정치로서 기업에서 창출하는 수치이다. 금융실명제는 모든 거래는 실명에 의하여만 이루어져서 기업에서의 관행으로 이루어졌던 많은 음성적인 거래가 없어지고, 기업의 재무제표 정보가 기업의 실제 재무상태 및 기간이익을 금융실명제 실시 이전보다 더 정확하게 나타낼 것으로 기대한다. 따라서 금융실명제 실시 이후에 창출되는 회계정보는 그 이전에 창출된 회계정보 보다도 더 정확한 기업의 미래 배당금지급능력을 나타낼 것이기 때문에 회계적 측정치에 의한 비기대이익은 발표시점에서의 예상이익과 진정한이익의 차이인 비기대이익에 좀 더 가까워질 것으로 예상된다. 즉 비기대이익에 대한 대응치인 비기대회계이익은 미래의 예상 배당금 수정(revision)에 대한 오차가 포함된 예측치(noisy predictor of revision in future expected dividend)인바, 금융실명제 이후에 계산된 회계학적이익은 금융실명제의 목적대로라면 미래의 배당금지급능력을 더 정확하게 반영을 할 것이기때문에 금융실명제 이후의 회계학적이익이 미래의 배당금지급능력에 대한 추정에 있어서 더 작은 오차를 지니게 될 것이다.

본 연구에서는 기업이익에 대한 재무분석가의 예측치를 사용하여 실제 발표된이익과의 차이를 분석하였다. 재무분석가의 예측치는 기업의 실제이익에 대한 예측치이고, 금융실명제 실시이후에 공시된 기업이익이 실제이익에 더 가까워 질 것이기 때문에 금융실명제 실시 이후의 재무분석가의 예측치를 이용하여 추정한 비기대이익의 분산은 더 작아질 것으로 예상하였다. 또한 본 연구에서는 추정된 비기대이익과 이익공시시점에서의 비정상 수익율의 관계를 나타내는 이익반응계수(earnings response coefficient)를 주주총회일을 전후한 여러 사건기간동안의 비정상수익율과의 관계를 추정하였는데 비기대이익에서의 오차가 금융실명제 실시 이후에는 감소할 것으로 예상되어 이익반응계수가 실명제 전과 비교하여 더 증가할 것으로 예상하였다. 비기대이익과 비정상수익율과의 관계는 일반적으로 이익반응계수에 의하여 추정되는데, 이 이익반응계수의 크기는 다른 조건이 동일하다고 가정할 때에 비기대이익의 오차와 역의 관계가 존재한다. 다시말해서 비기대이익의 측정치에 오차가 증가하면, 이익반응계수가 더 작아지게 된다.²⁾ 따라서 기업에서 공시하는 이익이 진정한 이익에 가까워짐에 의한 비기대이익의 측정상 오차의 감소는 이익반응계수에 영향을 미칠 수 있다. 즉 금융실명제 실시이후에 추정된 비기대이익의 주가에 미치는

2) 실제로 Beaver et al. (1980)의 연구에 따르면 비기대이익에 대하여 시계열 이익예측모형을 사용해서 개별 증권수준에서 측정된 이익반응계수는 실제의 혹은 이론적인 이익반응계수를 평균적으로 70% 혹은 80% 낮게 측정한다고 밝혔다.

반응계수가 실명제 실시이전에 비해 더 크게 나타날 것이라고 예상하였다.

본 논문은 먼저 1992년과 1993년 12월 결산기업에 대하여 비기대이익을 계산하여 두 해에서의 차이를 분석하였고, 계산된 비기대이익과 기업이익 공시시점에서의 비정상수익율과의 관계를 회귀분석을 통하여 분석하였다. 재무분석가의 예측치로서 대우경제연구소에서 1992년과 1993년 12월에 각각 발표한 각 상장기업의 이익에 대한 1992년 및 1993년의 예상치를 각각 년도의 예상기업이익으로 사용하고 실제로 1993년과 1994년 초에 공시되는 기업이익과의 차이를 조사하였다. 비정상수익율의 계산은 시장위험조정모형과 시장조정모형을 사용하였고 일별수익율에 의하여 측정하였다. 사건 시점은 주주총회일을 중심으로 하여 여러 사건기간을 택하여 분석을 하였다.

실증적 분석 결과를 보면, 전체표본을 대상으로한 재무분석가의 추정치에 의하여 계산된 비기대이익의 분산이 금융실명제 실시 이후가 실시이전에 비하여 더 크게 나타났다. 이는 금융실명제의 실시로 인하여 재무분석가의 예측이 오히려 더 부정확하게 나타난 것으로 판단된다. 이러한 결과는 실명제 실시에 따라서 기업이익예측에 대한 불확실성이 더 증가를 하여 기업이익공시시점에서의 비기대이익의 측정에서의 오차가 오히려 증가하였다는 것을 시사하고 있다. 그러나 전체표본을 소그룹으로 나누어서, 1부에 속한 기업들과 대형주기업들을 대상으로한 분석에서는 이 두 소그룹에 속한 기업들이 각각 금융실명제 실시 이후가 금융실명제 실시 이전보다 비기대이익의 분산이 작게 나타났다. 이러한 결과는 1부에 속한 기업들과 대형주기업들에서는 금융실명제 실시로 재무분석가들의 이익예측치가 더 정확성을 지니게 된 것으로 해석된다.

이익반응계수의 추정에서 예상했던 바와는 반대로 금융실명제 실시 이후에 계수의 크기가 오히려 감소하였다. 소그룹으로 나누어서 분석한 결과도 마찬가지였다. 금융실명제 실시가 기업회계이익에 미친 영향은 비기대이익의 측정을 통하여 일부 가설과 일치하는 결과를 얻었고, 이익반응계수의 추정에서는 가설과 일치하는 결과를 얻지 못하였다. 본 연구를 통하여 실명제 실시에 대한 평가를 자본시장 측면에서 분석하기에는 아직까지 시기적으로 이르고 이러한 실명제가 일반투자자들에게 정착이 되었을 때에 자본시장의 반응을 통한 실명제의 영향을 분석할 수 있을 것이라고 생각된다.

이를 위해서 다음 장에서는 이론적 배경과 가설을 설정하고 III장에서는 본연구에서 사용되는 자료 및 그 선정기준과 연구방법을 살펴 본다. 그리고 IV장에서는 실증분석결과를 정리하였으며, 끝으로 V장에서는 결론 및 향후 연구과제에 대해 논의한다.

Ⅱ. 이론적 배경과 가설설정

기업이익의 有用性에 대하여 미국의 증권시장을 이용하여 연구한 논문으로는 Ball & Brown [1968], Beaver [1968] 등이 있는데 이 논문들에서 기업의 이익 정보가 자본시장에 유용하다는 증거를 발견하였다. Ball & Brown [1968]은 비기대이익의 부호와 비정상수익율의 부호와의 관계를 분석하여 두 변수사이에 통계적으로 유의적인 상관관계가 있음을 발견하였고, Beaver [1968]는 기업이익공시시점에서 비정상수익율의 분산이 다른 시점보다도 통계적으로 유의한 수준으로 높아지는 사실을 발견하였다. 그 이후로 기업이익정보와 주식가격변화의 관계를 비기대이익과 비정상수익율과의 회귀분석을 통하여 분석하였으며, 이 두 변수의 관계를 橫斷面的으로 그리고 時系列的으로 분석한 연구논문으로는 Easton & Zmijewski [1989] 및 Collins & Kothari [1989] 을 들 수 있는데, 이 논문들에서는 企業利益과 株式收益率 關係係數 (earnings response coefficient)가 기업의 특성과 관련된 변수 (기업의 體系的 위험, 기업의 資產化 정도, 그리고 기업이익의 持續性) 와 외생변수 (시장이자율) 등에 의하여 변한다는 사실을 발견하였다. 기업의 규모에 따른 정보전달의 차이는 Atiase [1985]에 의하여 조사 되었는데, 연구 결과는 기업규모에 따라서 큰 기업에서는 규모가 작은 기업에 비하여 기업이익이 최초로 주식투자자들에게 전달되어지는 시점에서 더 작은 주식가격 변화를 가져온다는 사실을 발견하였다.

국내에서도 기업이익의 유용성에 대해 최상문과 이정연 [1982]은 Beaver [1968]의 연구 방법을 이용하여 연말기업이익정보에 대한 속보가 “증권시장”지에 실리는 시점에서의 비예측주식수익율의 분산을 조사한 결과 기업이익정보는 有用性을 갖지 못한다는 결과를 얻었다. 이에 반하여 송인만 [1989a, 1989b], 나인철 [1991] 등은 비예측당기순이익과 비예측주식수익율의 관계를 조사하여, 두 변수사이에 통계학적으로 유의한 상관관계를 발견함으로써, 기업이익정보의 유용성에 대한 실증적 결과를 발견하였으며, 김병호 [1995]는 기업이익의 공시시점에서 비정상수익율의 분산을 다른 추정기간과 비교하여 기업이익 공시의 유용성을 발견하였다. 그러나 미국에서의 연구와 같이 기업이익공시에 대한 추가반응을 나타내는 이익반응계수 (earnings response coefficient)에 대한 연구는 별다른 진전을 보이지 않고 있다.

본 논문에서는 금융실명제 실시 이후에 기업에서 공시한 회계학적 이익이 금융실명제 실시 이전에 공시한 회계학적이익보다 더 정확하게 기업의 미래 현금창출능력 혹은 미래의 배당금 지급 능력, 또는 진정한 의미에서의 이론적인 기업이익을 나타내는지를 금융실명제 실시 전 후의 추가반응계수를 비교 분석함으로써 실증적으로 알아보려고 한다.

일반적으로 기업이익공시에 대한 주식수익율의 변화를 다음의 회귀분석을 통하여 분석한다.

$$CAR_{jt} = \alpha_0 + UX_{jt} + \omega_{jt} \quad (1)$$

여기에서 CAR_{jt} 는 이익공시시점에서 측정된 기업 j 의 누적비정상수익율이며, UX_{jt} 는 비기대이익의 대용치(proxy)를 나타내며, ω_{jt} 는 분포가 평균이 0, 표준편차가 σ^2 인 정규분포 $N(0, \sigma^2)$ 의 성격을 지니는 오차를 나타내며, 경사계수인 α_0 는 일반적으로 이익반응계수라 부르며 (ERC), 이 이익반응계수의 통계적 유의성을 추정하여 기업이익공시의 유용성을 측정한다.

위의 식에서 UX_{jt} 는 실제로 공시된 이익에서 이익의 예측치를 차감하여 계산하는데, 일반적으로 사용하는 비기대이익에 대한 대용치는 다음의 두가지의 오차들을 내포한다. 첫째로 기업에서의 회계학적이익은 그 자체가 기업의 미래 배당금지급능력의 추정에 있어서 오차를 포함한다. 투자자들은 회계학적 이익 이외에도 다른 변수들을 사용해서 미래에 예상되는 배당금을 추정할 수도 있다. 따라서 비기대회계이익은 미래의 예상 배당금 수정 (revision)에 대한 오차가 포함된 예측치 (noisy predictor of revision in future expected dividend)이다. 진정한 의미에서 비기대이익은 t 시점에서의 j 기업의 진정한 이익 - t 시점에서 j 기업에 대한 투자자들의 예상이익으로 나타낼 수 있다.

$$TUX_{jt} = TE_{jt} - E[TE_{jt}] \quad (2)$$

여기에서 TUX_{jt} 는 비기대이익을 나타내고, TE_{jt} 는 진정한 이익, 그리고 $E[TE_{jt}]$ 는 이익에 대한 예측치를 나타낸다. 이러한 비기대이익은 다음과 같은 분포를 가졌다고 가정한다.

$$TE_{jt} - E[TE_{jt}] = \text{IID } N(0, e^2) \quad (3)$$

그러나 실증적인 분석에서는 진정한 이익을 알 수가 없기 때문에 기업에서 공시하는 회계학적이익을 사용하는데 회계학적 비기대이익은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$UX_{jt} = AE_{jt} - E[TE_{jt}] \quad (4)$$

여기에서 UX_{jt} 는 비기대이익의 추정치를 나타내고, AE_{jt} 는 회계학적 이익을, 그리고 $E[TE_{jt}]$ 는 기업이익에 대한 예측치를 나타낸다. AE_{jt} 는 기업이 공시하는 회계학적 이익으로 이론적인 이익에 대한 추정치로 사용이 되는데 이론적인 이익에 대하여 오차를 지니고 있을 것이다. 진정한 이익과 기업에서 공시한 회계학적 이익과의 차이는 다음과 같은 분포를 지닌다고 가정한다.

$$\begin{aligned} [TE_{jt}-AE_{jt} \mid \text{금융실명제 실시이전}] &= \text{IID } N(0, e_2^2) \\ [TE_{jt}-AE_{jt} \mid \text{금융실명제 실시이후}] &= \text{IID } N(0, e_3^2) \end{aligned} \tag{5}$$

금융실명제 실시 이후의 회계학적 이익이 진정한 이익에 더 가까워 질 것으로 예상하기 때문에 $e_2 > e_3$ 로 기대된다.

두번째 오차로서, 이익에 대한 예측치로서 재무분석가의 예측치를 사용하였는데 기업이익의 발표시점에서의 투자자들의 예측치에 대하여 오차를 나타낼 것이다. 기업이익공시직전의 투자자들의 이익에 대한 예상치와 그 이전에 공시된 재무분석가의 예측치의 차이는 다음과 같은 분포를 지닌다고 가정한다.

$$E[TE_{jt}] - E[TE_{jt} \mid \text{재무분석가}] = \text{IID } N(0, e_4^2) \tag{6}$$

여기에서 $E[TE_{jt}]$ 는 기업이익공시시점에서의 투자자들의 예상기업이익을 나타내고 $E[TE_{jt} \mid \text{재무분석가}]$ 는 재무분석가의 예측치를 나타낸다.

위의 식들을 종합하여 회계학적으로 추정한 비기대이익은 다음과 같은 분포를 지닌다고 가정된다.

$$\begin{aligned} AE_{jt} \mid \text{금융실명제 실시이전} - E[TE_{jt} \mid \text{재무분석가}] &= \text{IID } N(0, e_1^2 + e_2^2 + e_4^2) \\ AE_{jt} \mid \text{금융실명제 실시이후} - E[TE_{jt} \mid \text{재무분석가}] &= \text{IID } N(0, e_1^2 + e_3^2 + e_4^2) \end{aligned} \tag{7}$$

따라서 회계학적 비기대이익의 분산은 금융실명제 실시 이후가 금융실명제 실시 이전에 비하여 더 작게 나타나리라고 예상된다.

이러한 사실을 바탕으로 비기대이익과 비정상수익율과의 관계를 나타내는 아래의 식에서 b에 대한 추정치를 이론적으로 나타낼 수 있다.

$$CAR_{jt} = a + bTUX_{jt} + e_{jt} \quad (8)$$

위의 식에서 b 를 이론적인 진정한 이익반응계수라 하고 1을 금융실명제 실시 이전의 추정계수 그리고 β_2 를 금융실명제 실시 이후의 이익반응계수라고 할 때에 각각의 관계는 다음과 같이 나타난다.³⁾

$$\begin{aligned} CAR_{jt} &= a_1 + \beta_1 UX_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (\text{금융실명제 실시 이전}) \\ CAR_{jt} &= a_2 + \beta_2 UX_{jt} + \zeta_{jt} \quad (\text{금융실명제 실시 이후}) \end{aligned} \quad (9)$$

$$plim(\hat{\beta}_1) = \frac{b}{1 + \frac{(e^2 + e^4)}{e^2}} \quad (10)$$

$$plim(\hat{\beta}_2) = \frac{b}{1 + \frac{(e^2 + e^4)}{e^2}} \quad (10)$$

여기서 $\hat{\beta}_1$ 와 $\hat{\beta}_2$ 는 β_1 과 β_2 의 최소자승법에 의한 추정치임.

추정치 2의 下向偏倚 정도는 e^2 의 크기에 대한 비기대이익에서의 추정 오차들의 분산의 크기에 따라 더 커진다. 앞에서 설명한 바와 같이 e^2 가 e^4 보다 더 크다고 가설되었으므로 추정된 계수는 금융실명제 실시 이후에 더 커질 것이다. 즉 $\hat{\beta}_1 < \hat{\beta}_2$ 의 관계가 성립할 것이다. 본 논문의 연구 내용은 금융실명제의 실시에 따라 이러한 논리의 결과가 실질적으로 발생하고 있는지를 실증적으로 분석한다.

과거의 연구에 따르면 기업에서 발표하는 기업이익정보가 투자자들에게 기업의 가치를 평가하는데 유용한 정보를 제공하는가를 年末利益情報가 최초로 주식투자자들에게 전달 될 것으로 기대되는 시점에서의 주식수익율의 변화를 살펴봄으로써 분석하고 있다. 연간 이익이 최초로 일반투자자들에게 전달되는 시점에 대하여 미국에서는 기업이익정보가 월 스트리트저널에 발표된 전후로 잡고 있고, 우리나라에서는 1986년부터 1988년까지에서는 결산속보제도가 시행되었던 때에는 결산속보가 증권시장지에 공시를 중심으로 하고 있다 (송인만 (1989a, 1989b)).

3) 변수에서의 오차에 의한 계수의 하향편의(downside bias)에 대하여서는 Johnston[1984] pp.428-432 참조.

그러나 본 연구의 분석기간인 1993년과 1994년도에는 결산속보제도가 시행되지 않아서, 본 연구에서는 주주총회개최일을 사건시점으로 선택하여 이 날을 기준으로 여러개의 시점을 정하여 분석하였으며,⁴⁾ 비정상수익율의 측정에 있어서 일별수익율을 사용하였다.⁵⁾

이제까지 논의된 내용들을 종합하면,

가설 1 : 재무분석가의 예측치에 의한 회계학적 이익에 대한 비기대이익의 분산은 금융실명제 실시이후에 더 작아진다.

가설 2 : 기업이익에 대한 주가 반응계수는 다른 조건이 모두 같을 경우 금융실명제 실시 이전보다 금융실명제 이후에 거 커진다.

본 논문은 정부정책의 실효성을 사후적으로 회계학적 이익정보에 대한 주식반응계수로 살펴본다. 금융실명제의 정부의 정책적 목적은 여러가지가 있겠으나 그 실시 결과 기업의 정보 이용자들에게 좀더 기업의 상태에 대하여 더 정확한 정보를 제공할 수가 있다고 할 수 있겠다.

Ⅲ. 표본선정 및 연구방법

1. 표본선정

우리나라 증권시장에 상장되어 있는 기업들을 중에서 분석에 필요한 모든 자료가 이용가능한 기업들 중에서 선정을 한다. 금융실명제가 1993년 8월 13일에 실시되었으므로 이기간을 중심으로 그 이전과 그 이후를 구분하여 비교 분석한다. 1994년 말 한국증권거래소에 상장된 기업 중에서 다음의 요건을 충족하는 기업이 선정되었다. 선택된 기업들은 다음의 조건을 만족시켜야 한다.

- 4) 1986년부터 1988년까지에서는 결산속보제도가 시행이 되어서 이 결산속보가 증권시장지에 공시된 시점이 일반적으로 투자자들이 이익정보를 최초로 얻게 되는 시점이라고 할 수가 있으나 1988년 이후에는 이 제도가 시행이 되지않아 최초로 투자자들이 기업이익에 대한 정보를 얻을 수 있는 경쟁적 후보 일들이 존재한다. 그 후보일로서 감사보고서일, 주주총회일 등이 있는데, 송인만 (1989)에 따르면 감사보고서일에 주식수익율의 변화는 결과가 작았을 뿐만 아니라 감사보고서일에 회계이익이 투자자에게 전달될 수 있다는 어떠한 증거도 발견을 못하였다고 나타내고 있다. 따라서 본 논문에서는 주주총회일을 기준으로 여러 사건기간을 설정하여 분석하였다.
- 5) 주별비정상수익율을 사용할 것인가 혹은 일별비정상수익율을 사용할 것인가 하는 것은 우리나라 증권시장에서의 정보 전달 과정이 어떠한가에 달려 있다. 이익정보가 투자자들에게 최초로 공시되는 시점을 정확하게 식별할 수 있는 경우는 검증기간을 짧게 잡으면 강력한 결과를 얻을 수가 있다. 그러나 최초로 공시되는 시점을 정확하게 식별할 수가 없을 때는 검증기간을 넓게 잡아야 결과를 얻을 수가 있다.

- (가) 1992년 이전에 상장된 기업. 이 조건은 비정상수익율을 추정하기 위한 시장모형의 추정에 약 200일 동안의 주식수익율 자료가 필요하기 때문이다.
- (나) 시험기간은 금융실명제 실시 이전은 1992년 12월에 회계연도가 끝나는 기업들로, 금융실명제 실시 이후는 1993년 12월말 회계연도가 끝나는 기업으로 한다. 1992년과 1993년을 비교하는 이유는 과거의 연구결과 이익반응계수는 여러가지 기업의부적 혹은 기업내부적 조건에 따라 변할 수 있기 때문에 금융실명제 실시 바로 전해와 실시 이후를 비교하는 것이 이러한 여러가지 조건들의 변화가 작을 것으로 가정하였기 때문이다.
- (다) 위의 기간 동안에 합병이나 취득활동이 없어야 한다.
- (라) 조사기간동안에 관리대상기업에 속한 적이 없는 기업
- (마) 회계연도말 이익정보가 투자자들에게 최초로 전달되는 시점에 대한 대응치로서 주주총회일을 기준으로 여러가지의 사건시점을 사용하는데, 주주총회일 확인되어야 한다.
- (바) 비기대이익의 추정에 있어서 재무분석가의 예측치로서 대우경제연구소에서 1992년도와 1993년도 기업이익에 대한 12월의 예측치가 이용가능하여야 한다. 재무분석가의 예측치로서 대우경제연구소의외의 기관에서 발표하는 예측치를 사용할 수도 있겠지만 우리나라에서 가장 오래동안 그리고 정기적으로 예측치를 발표해오고 있고 이경주·장지인(1992)도 동예측치를 이용하여 연구를 수행하였기에 이기관의 예측치를 이용하였다.⁶⁾ 물론 대우경제연구소의 이익예측치가 재무분석가의 예측치를 대변한다고 할 수 없다. 다만 여러기관에서 발표하는 예측치중 어느 것이 더 정확하고 더 정보효과가 나타나는지에 대해서는 실증적 연구가 필요하다.

위의 조건을 만족시키는 기업은 총 263개 기업이며 1부시장에 상장된 기업은 총 206개이고, 2부시장에 상장된 기업은 총 57개였다. 또한 기업의 규모별로 중소형주는 118개기업이었고 대형주는 145개였고, 제조기업이 209개 비제조기업이 54개였다.

6) 대우경제연구소는 1985년부터 매년 한번씩 그리고 1987년부터는 매년 분기별로 회계이익에 대한 예측치를 발표하고 있다. 그리고 이남주·나인철(1992)이 매일경제신문 발표한 자료를 이용하여 우리나라의 재무분석가의 기업이익예측능력에 대한 실증적 검증을 하였다.

2. 연구방법

(1) 비기대이익의 측정

먼저 1992년도의 비기대이익과 1993년도의 비기대이익에 대한 통계치를 비교한다. 기업이익에 대한 예측모형은 대우경제연구소에서 발표된 기업이익에 대한 예측치를 사용한다. 비기대이익의 추정에서 규모에 의한 각 기업간의 차이를 표준화하기 위해서 매년의 기업이익이 다음해 연초에 공시가 되기 때문에 92년도의 이익은 93년도 주식의 시가로, 93년도 이익은 94년도 주식의 시가로 나누었다. 즉,

$$\text{비기대이익} = \frac{(\text{실제기업이익} - \text{기업이익의 예측치})}{\text{각년도의 주식시가}}$$

비기대이익의 평균과 분산을 1992년도와 1993년도 각각 계산을 하여 비교하고, 전체 표본을 1부기업과 2부기업, 대기업과 중소기업으로 나누어서 각각 분석한다.

(2) 이익반응계수의 측정

위에서 추정된 각각의 비기대이익을 사용하여 이익반응계수를 추정하고, 또한 1992년도에서의 이익반응계수와 1993년도에서의 이익반응계수를 비교한다. 이익반응계수의 추정에 있어서 비정상수익율은 먼저 市場模型 (market model) 을 이용하여 일별 비예측주식수익율을 계산하고, 연차보고서발표일을 중심으로 여러 종류의 사건기간별로 누적비정상수익율을 계산한다.

① 일별 비정상주식수익율의 측정

먼저 Sharpe [1964]의 市場模型에 의하여 시장전체의 영향에 의하여 변동하는 주식수익율의 변화를 통제한다.

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + e_{jt} \quad (12)$$

$i=1 \dots N$, 기업 index

$t=1 \dots T$, 일별(daily) index

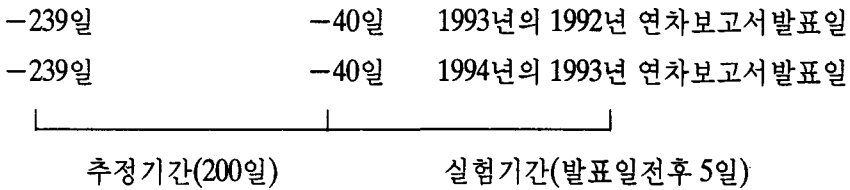
R_{jt} = 기업 i 의 t 일의 일별수익율

R_{mt} = t 일의 시장 수익율

最小自乘法 (Ordinary Least Square)으로 연차보고서 발표일 이전 -239일에서 -40일 까지의 추정기간동안에 사후적으로 측정된 일별수익을 R_{jt} 와 R_{mt} 를 이용하여 α 와 β 를 추정한다.그리고 비예측 일별수익율은 다음과 같이 계산이 된다.

$$e_{jt} = R_{jt} - (\hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t R_{mt})$$

추정기간과 실험기간은 다음과 같이 나타낼 수 있다.



② 회귀방정식의 추정

다음의 2가지 회귀방정식을 사용하여 각 년도의 이익반응계수를 추정하고, 금융실명제 실시 이후와 실시 이전의 이익반응계수가 차이를 보이는 가에 대하여 분석한다.

회귀방정식 1:

$$CAR_{jt} = \alpha_0 + \beta UE_{jt} + \omega_{jt} \tag{13}$$

CAR_{jt} = 시장모형에 의한 사건기간동안의 누적 비정상수익율

UE_{jt} = 재무분석가의 예측치에 의한 비기대이익

ω_{jt} = 오차

회귀방정식 2:

$$CAR_{jt} = \alpha_0 + \beta UE_{jt} + r \cdot D \cdot UE_{jt} + \delta_{jt}$$

$D=0$ UE_{jt} 가 92년일 경우

$D=1$ UE_{jt} 가 93년일 경우

〈표 4-1〉 비기대이익의 기술적 통계

	전체표본	1992년	1993년
표본갯수	526	263	263
평균치	-0.0124	-0.0238	-0.0010
표준편차	0.1035	0.0954	0.110

〈표 4-2〉 비기대이익의 분산동일성에 대한 검증결과(F 테스트 통계치)

F	1.33
자유도	(262, 262)
확률	0.02

IV. 실증분석

본장에서는 먼저 비기대이익의 분산에 대한 실증분석 결과를 설명하고 회귀분석 결과를 설명한다.

1. 비기대이익에 대한 검증결과

비정상수익율을 계산에서 재무분석가의 예측치를 사용한 모형에 의하여 측정을 하였는데 결과는 <표 4-1>에 나타나 있다.

위의 표에 의하면 재무분석가의 예측치에 의한 비기대이익의 평균치는 1992년이 -0.0238이고 1993년이 -0.0010으로 나타났는데 이는 과거의 연구에서와 마찬가지로 재무분석가의 예측치가 일반적으로 낙관적이라는 것으로 나타났다. 그러나 비기대이익의 분산은 예상과는 달리 1993년이 1992년에 비하여 더 크게 나왔는데 각 년도의 분산의 차이를 F 테스트를 통하여 검증하였다.

F테스트의 결과는 1993년의 비기대이익에 대한 분산과 1992년의 비기대이익의 분산 보다 통계적으로 유의적인 수준으로 더 크게 나타났음을 보이고 있다. 이러한 결과는 본 논문의 가설과는 반대되는 결과이다. 이러한 결과가 전체 표본을 소그룹으로 분류하였을 때에도 각각의 소그룹에서 나타나는지에 대한 분석을 하였다. 1부시장에서 거래되는 기업들

〈표 4-3〉 시장별 비기대이익 이익의 기술적 통계

	1부시장		2부시장	
	1992년	1993년	1992년	1993년
표본갯수	206	206	57	57
평균차	-0.0099	0.0013	-0.0737	-0.0096
표준편차	0.0488	0.0394	0.1749	0.2256

〈표 4-4〉 시장별 비기대이익 분산동일성에 대한 검증결과(F 테스트 결과치)

	1부시장	2부시장
F	1.53	1.66
D.F.	(205, 205)	(56, 56)
확률	0.00	0.06

과 2부시장에서 거래되는 기업들에 대하여 나누어서하고, 또한 한국신용평가주식회사의 분류에 따른 대기업과 중소기업의 분류에 따라서 나누어서 분석한 결과가 다음의 표에 나와있다.

위의 <표 4-3>과 <표 4-4>의 결과에 따르면 1부시장에 상장되어 있는 기업들에 대하여서는 비정상수익율의 분산이 금융실명제 실시 이후 감소를 하였고, 2부시장에 상장되어 있는 기업들은 비기대이익의 분산이 증가를 하였다. 표준편차의 크기도 1992년과 1993년 모두 1부시장 기업들은 2부시장기업들보다 더 작게 나타났는데 (0.00의 유의 수준), 이는 2부시장기업들에 대한 이익의 예측이 1부시장기업들보다 더 어렵다는 것을 나타내고 있다. 1부시장기업들은 2부기업들보다도 대체로 기업의 소유가 분산이 되어있고 상장된 기간이 더 긴 기업들이기 때문에 기업이익에 대한 정보를 기업에서 공시하기전에도 어느정도 까지는 정확하게 예측할 수 있다고 판단된다. 상장된지 오래된 기업들은 오랜기간동안의 기업자료들이 이용가능하고 이러한 자료들을 이용해서 기업의 이익에 대한 추정이 보다 더 정확할 수 있다.

추가적인 분석으로 표본기업들을 중소형주와 대형주로 분류하여 각각에 대하여 비기대이익의 평균과 분산을 조사하였고, 분산의 차이를 F 테스트를 사용하여 통계적으로 분석하였다. 이에 대한 결과가 <표 4-5>와 <표 4-6>에 나와있다.

<표 4-5>와 <표 4-6>의 결과도 위에서 검증한 1부와 2부시장의 분류에서와 유사한 결

<표 4-5> 기업규모별 비기대이익의 기술적 통계

	중소형주		대형주	
	1992년	1993년	1992년	1993년
표본갯수	118	118	145	145
평균치	-0.0238	0.0020	-0.0122	-0.0036
표준편차	0.1285	0.1569	0.0531	0.0451

<표 4-6> 기업규모별 비기대이익 분산동일성에 대한 검증결과(F 테스트 결과치)

	중소형주	대형주
F	1.49	1.39
D.F.	(117, 117)	(144, 144)
확률	0.03	0.01

과가 나타났다. 1992년과 1993년 모두 대형주의 비기대이익의 분산이 중소형주의 비기대이익의 분산보다 더 작게 나타났다 (유의수준 0.00). 이는 대형주의 경우 기업의 규모가 크기 때문에 이에 대한 이해관계자들이 많이 존재하고, 따라서 기업이익공시 이전에 기업이익에 대한 정보가 여러 경로를 통하여 이용가능하기 때문에 더 정확하게 기업이익을 예측할 수 있다. 미국의 증권시장을 대상으로 Atiase [1985]는 기업이익의 공시에 대한 비정상 수익율의 분산을 조사하였는데, 규모가 상대적으로 큰 기업에서의 비정상수익율의 분산이 규모가 작은 기업에서의 비정상수익율의 분산보다도 더 작게 나타났다. 또한 김병호 [1995]는 우리나라 증권시장을 대상으로 유사한 실험을 한 결과 매우 작은 규모의 기업을 제외하고는 대체로 Atiase [1985]와 유사한 결과를 얻었다. <표 4-6>의 결과에 따르면 대형주의 경우에는 금융실명제 실시 이후의 비기대이익의 분산이 실시전에 비하여 통계적으로 유의한 수준으로 작아졌으며, 중소형주의 경우는 그와 반대의 결과를 나타냈다.

위의 결과들을 종합하여 보면, 전체표본에 대하여 재무분석가의 이익예측 정도를 나타내는 비기대이익의 분산은 금융실명제 실시 이후가 실시이전보다도 증가하였다. 이는 본 연구논문의 가설과 반대가 되는 결과이다. 그러나 전체표본은 분류하여 1부기업과 2부기업, 대형주와 중소형주로 구분하여 비기대이익에 대한 분석을 한 결과 1부기업에서는 비기대이익의 분산이 실명제 이후 감소하였고, 2부기업의 경우 증가하였다. 또한 대형주기업의 경우 비기대이익의 분산이 실명제 이후 감소하였고, 중소형주기업의 경우 비기대이

이익의 분산이 증가하였다. 비기대이익의 분산의 크기는 1부시장기업이 2부시장기업보다 더 작았으며, 대형주기업이 중소형주기업보다도 작게 나타났다.

이러한 결과는 1부시장에 속한 기업들과 대형기업들에서 금융실명제 실시 이후 기업에서 공시하는 회계학적 이익이 진정한 이익에 가까워졌고, 재무분석가의 이익에 대한 예측치는 진정한 이익에 대한 예측치이므로 비기대이익의 분산이 감소하였다고 할 수 있을 것이다. 그러나 2부시장에 속한 기업들과 중소형주기업의 경우에는 오히려 예측의 정확성이 낮아졌다.

2. 회귀분석 결과

비기대이익과 기업이익의 공시시점에서의 비정상수익율과의 관계를 회귀분석을 통하여 분석하였다. 비정상수익율의 측정은 정기주주총회일을 전후로 서로다른 3개의 사건시점을 사용하였다. 첫번째 시점은 주주총회일 전후로 1일간 총 3일동안의 비정상수익율을, 두번째 시점은 주주총회일 전후로 5일간 총 11일간을 사건시점으로, 그리고 세번째시점은 주주총회일 전후로 20일간을 각각 사건시점으로 하여 시장모형에 의한 누적비정상수익율을 계산하였다. 회귀분석은 아래의 두 방정식에 의하여 측정하였는데, 첫번째 방정식은 1992년과 1993년을 함께 그리고 각각을 회귀분석하였으며, 두번째 방정식은 더미 변수를 추가하여 1992년과 1993년의 이익반응계수의 차이를 측정하였다.

회귀방정식 1:

$$CAR_{jt} = \alpha_0 + \beta UE_{jt} + \omega_{jt} \quad (13)$$

CAR_{jt} = 시장모형에 의한 사건기간동안의 누적 비정상수익율

UE_{jt} = 재무분석가의 예측치에 의한 비기대이익

ω_{jt} = 오차

회귀방정식 2:

$$CAR_{jt} = \alpha_0 + \beta UE_{jt} + r * D * UE_{jt} + \delta_{jt}$$

$D=0$ UE_{jt} 가 92년일 경우

$D=1$ UE_{jt} 가 93년일 경우

〈표 4-7〉 회귀방정식1의 분석결과(전체표본)

$$CAR_{jt} = \alpha_0 + \beta UE_{jt} + \omega_{jt}$$

	사건기간 1			사건기간 2			사건기간3		
	α_0	β	R ²	α_0	β	R ²	α_0	β	R ²
전체표본	0.002	0.058	0.02	0.013	0.127	0.02	0.028	0.121	0.01
t	(1.0)	(3.4)**		(3.4)**	(3.5)**		(4.4)**	(2.0)**	
1992	-0.009	0.091	0.02	-0.016	0.118	0.03	-0.027	0.133	0.02
t	(-4.7)**	(4.6)**		(-4.8)**	(3.3)**		(-4.9)**	(2.3)**	
1993	0.013	0.010	0.00	0.042	0.080	0.00	0.084	0.006	0.00
t	(5.0)**	(0.4)		(6.7)**	(1.4)		(8.0)**	(0.1)	

주) * 0.05 유의수준
 ** 0.01 유의수준

〈표 4-8〉 1992년도와 1993년도 이익반응계수에 대한 차이 분석(전체표본)

$$CAR_{jt} = \alpha_0 + \beta UE_{jt} + r \cdot D \cdot UE_{jt} + \delta_{jt}$$

재무분석가모형	α_0	β	r	R2(%)
사건기간 1	0.002 (1.4)	0.120 (4.8)**	-0.111 (-3.3)**	3.8
사건기간 2	0.014 (3.5)**	0.193 (3.5)**	-0.115 (-1.6)*	2.4
사건기간 3	0.030 (4.6)**	0.275 (3.0)**	-0.274 (-2.2)*	1.2

주) ()안은 t통계치임.
 * 0.05 유의수준
 ** 0.01 유의수준

위의 <표 4-7>의 결과에 따르면 1992년도의 이익반응계수는 사건기간 3가지 경우 모두에서 통계적으로 유의한 수치를 나타냈다. 이는 이익정보가 주식시장에서 유용하게 작용한다는 것을 나타내는 것이다. 그러나 1993년도의 이익반응계수의 부호는 전부 양으로 예상과 같으나 통계적으로 유의하지는 못하였다. 1992년의 반응계수와 1993년의 반응계수가 통계적으로 유의한 차이를 나타내는가를 회귀방정식 2를 사용하여 추정하였다.

<표 4-8>은 회귀방정식 2의 추정 결과를 보여준다 각 사건기간에서 이익반응계수의 추정치인 b는 양이고 모두 통계적으로 유의하다. 1992년과 1993년의 이익반응계수에 차이를 보여주는 r은 각 사건기간 모두에서 음의 값을 가지고 있고, 유의수준 5% 범위내에서

<표 4-9> 1992년도와 1993년도 이익반응계수에 대한 차이 분석(1부기업)

$$CAR_{it} = \alpha_0 + \beta UE_{it} + r * D * UE_{it} + \delta_{it}$$

재무분석가모형	α_0	β	r	R2(%)
사건기간 1	0.002 (0.9)	0.122 (2.2)**	-0.172 (-1.9)**	1.3
사건기간 2	0.011 (2.7)**	0.303 (2.5)**	-0.310 (-1.6)*	1.5
사건기간 3	0.026 (3.7)**	0.558 (2.8)**	-0.837 (-2.6)*	2.1

주) * 0.05 유의수준

** 0.01 유의수준

<표 4-10> 1992년도와 1993년도 이익반응계수에 대한 차이 분석(대형주)

$$CAR_{it} = \alpha_0 + \beta UE_{it} + r * D * UE_{it} + \delta_{it}$$

재무분석가모형	α_0	β	r	R2(%)
사건기간 1	0.004 (1.8)	0.144 (2.6)**	-0.087 (-1.0)**	2.6
사건기간 2	0.013 (2.9)**	0.401 (3.4)**	-0.369 (-2.0)*	3.8
사건기간 3	0.021 (3.0)**	0.340 (1.8)**	-0.437 (-1.4)*	1.2

주) ()안은 t통계치임.

* 0.05 유의수준

** 0.01 유의수준

모두 통계적으로 유의하다. 이는 사건기간1의 경우 r의 추정치값은 1993년의 이익반응계수가 1992년의 이익반응계수보다 0.111 작다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 결과는 전체 표본에 대하여 비기대이익의 분산이 1993년에 증가한 결과와 일관된 결과이며 또한 본 연구논문의 가설과는 반대되는 결과이다.

비기대이익의 분산 측정에서 1부기업과 대형주기업에서는 비기대이익의 분산이 감소한 결과를 나타냈으므로, 1부기업과 대형주기업에서 1992년과 1993년의 이익반응계수 차이가 나는지를 분석하였다.

<표 4-9>와 <표 4-10>은 1부기업과 대형주기업에 대한 회귀방정식 2의 추정결과를 보여주고 있다. 그 결과는 <표 4-8>의 결과와 거의 유사하다. 이는 1부기업 및 대형주

업들에서도 1993년의 이익반응계수가 1992년의 이익반응계수보다 더 작았다. 본 연구에서는 추가로 위의 3가지 사건시점 이외의 여러 시점을 사용하여 분석하였으나 위에서 설명된 내용과 별다른 차이를 발견하지 못하였다. 또한 비정상수익율의 측정시 시장조정모형 이외에 시장위협조정모형을 사용하여 추가로 이익반응계수의 차이에 대하여 검증하였으나, 차이를 발견하지 못하였다.

V. 결론 및 향후연구과제

본 논문은 비기대이익의 분산과 이익반응계수를 금융실명제 실시를 전후하여 비교분석하였다. 금융실명제 실시 이후에는 기업에서 창출해 내는 기업이익이 진정한 이익에 보다 더 접근을 할 것이라 예상하였고, 또한 재무분석가의 기업이익에 대한 예측치는 진정한 이익에 대한 예측치이므로, 금융실명제 실시 이후에는 예측오차가 감소할 것으로 예상하였다.

비기대이익의 분산을 이용하여 금융실명제 실시에 따른 예측오차의 변화는 전체 표본에 대하여서는 비기대이익의 분산이 오히려 금융실명제 실시 이후에 증가한 것으로 나타났다. 그러나 표본을 나누어서 1부시장에 속한 기업들과 대형주 기업들의 비기대이익의 분산을 조사한 결과 금융실명제 실시 이후에 본연구의 가설과 일치하게 분산이 감소하였다. 2부에 속한 기업들은 대체로 상장 기간이 짧은 기업들이기 때문에 금융실명제의 실시가 재무분석가들의 예측이 오히려 힘들어진 것으로 해석될 수 있을 것이다. 또한 중소기업들도 금융실명제 실시가 오히려 기업이익예측을 더 힘들게 만든 것으로 해석될 수 있다.

전체 표본을 대상으로 금융실명제 실시 이후의 이익반응계수의 변화를 분석한 결과는 본 연구의 가설과 상반되게 감소하였다. 또한 이러한 결과는 1부기업, 대형주기업들을 대상으로 한 분석에서도 유사하게 나타났다. 본 연구는 이익반응계수의 결정요인들에 대해 사전적 통제를 행하지 않았다. 이익반응계수의 결정요인에 대하여 미국시장을 대상으로 하여서는 여러가지 연구들이 있었다. 이러한 결정요인으로 기업의 체계적위험, 기업이익의 지속성, 기업의 성장성, 시장이자율 등이 이미 알려진 것 들이고 아직까지도 여러 연구들이 진행되고 있는 실정이다. 1992년의 이익공시와 1993년의 이익공시에서 다른 조건이 모두 동일하다는 가정하에 이익반응계수가 증가할 것으로 예상하였다. 따라서 금융실명제 실시가 이익반응계수에 미치는 영향을 보다 면밀하게 분석하기 위해서는 이러한 다른 조건에 대한 추가적인 연구가 우리나라 시장을 대상으로하여 진행되어야 할 것으로 생각된다.

금융실명제 실시 이후에 기업에서 공시한 이익정보에 대하여 투자자들이 인식하는 신뢰성의 정도 또한 이익반응계수에 영향을 미칠 수 있다. 금융실명제 실시로 인하여 투자자들이 공시된 이익정보에 대하여 어느정도 신뢰하는지에 대한 사후적 조사도 실시되어야 할 것이다.

끝으로 금융실명제가 자본시장에 미치는 영향을 명확히 평가하기에는 보다 많은 자료의 누적이 필요하다고 사료된다. 즉 금융실명제가 일반투자자들에게 정착이 되었을 때에 자본시장의 반응을 통한 실명제의 영향을 보다 더 정확하게 분석할 수 있을 것이라고 생각된다.

참 고 문 헌

- 김병호, “기업이익발표 전후의 비정상수익을 분산에 대한 연구”, 증권학회지, 제 18권 1995, pp.89-124.
- 박준완, “회계이익공시의 정보효과와 기업특성요인에 관한 연구”, 회계학연구, 1989. 11, pp. 311-336.
- 송인만, “회계이익과 매출액의 상대적인 정보가치에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, 제11권, 1989a, pp.79-110.
- 송인만, “회계이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구: 주별수익율을 이용한 회계이익공시시점의 검토”, 회계학연구, 제9호, 1989b, pp.1-24.
- 이남주·나인철, “재무분석가의 예측치를 이용하여 추정한 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 1992.3, pp. 523-553.
- 이경주·장지인, “재무분석가의 기업이익 예측능력”, 회계학연구, 1992.7, pp. 193-216.
- 이일균, “증권의 일별수익율과 월별수익율의 특성에 관한 연구”, 증권학회지, 제11권, 1989, pp.199-299.
- 이성규, “우리나라 증권시장에 있어서 회계방법의 변경이 주식에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지, 제7권, 1985, pp.119-162.
- 최상문·이정연, “자본시장에 있어서 회계정보의 유용성에 관한 연구-비버모델의 유용성을 중심으로”, 증권학회지, 제3권, 1982, pp.197-226.
- Atiase, R.K., “Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements,” *Journal of Accounting Research*, Spring 1985, pp. 21-36.
- Ball, R., and P. Brown, “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers,” *Journal of Accounting Research*, Autumn 1968, pp.159-177.
- Banz, R.W., “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics*, March 1981, pp.3-18.
- Beaver, W., “The Information Content of Annual Earnings Announcements,” *Journal of Accounting Research*, Supplement 1968, pp.67-92.
- Collins, D.W., and W.T.Dent, “A Comparison of Alternative Testing Methodologies Used in Capital Market Research,” *Journal of Accounting Research*, Spring 1984, pp. 48-84.
- Collins, D.W. and S.P.Kothari, “A Theoretical and Empirical Analysis of the Determinants

of the Relation between Earnings Innovations and Security Returns," *Journal of Accounting and Economics*, July 1989, pp.143-181.

Easton, P. and M.E. Zmijeski, "Cross-Sectional Variation in the Stock Market Response to the Announcement of Accounting Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, July 1989, pp.117-141.

Johnston, J., *Econometric Methods*, Third Edition, McGraw Hill, 1984.

Patell, J.M., "Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests," *Journal of Accounting Research*, Autumn 1976, pp.246-276.