

세무와회계저널  
제7권 제4호 2006년 12월 pp.133~151  
한국세무학회

## 가결산이익의 과대공시와 사외이사의 특성

문상혁\* · 이화진\*\* · 박종국\*\*\*

### <요 약>

본 연구는 기업의 효율적인 내부통제시스템이 자발적 공시 정보의 신뢰성을 증가시키는 지를 실증 분석하였다. 구체적으로 외환위기 이후 도입된 대표적인 내부통제시스템인 사외이사의 특성에 따라 신문매체 등에 의해 자발적으로 사전 공시되는 순이익의 과대공시와 관련성이 있는 지를 검증하였다.

실증분석결과, 첫째, 이사회에 독립성이 낮을수록 즉, 이사회 내 사외이사의 비율이 낮을수록 가결산 순이익을 과대 공시하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 둘째, 사외이사의 활동성이 낮을수록 즉, 사외이사의 이사회 참석률이 낮을수록 가결산 순이익을 과대 공시하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 그러나 사외이사의 전문성과는 관련이 없는 것으로 나타났다. 또한 본 연구의 결과 고품질의 감사서비스를 제공하는 것으로 여겨지는 대형회계법인이 감사를 한 기업의 경우 가결산 순이익에 비하여 결산순이익이 적은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대형회계법인의 경우 그렇지 않은 경우에 비해 손해배상책임이 상대적으로 크기 때문에 재무제표오류와 관련된 감사위험을 낮추기 위하여 더 보수적인 감사를 실시한다는 선행연구(Beaver 1993; Simunic and Stein 1987; 백원선·유재권 2005)의 결과를 다시 한번 확인해 주는 것으로 볼 수 있다.

사회적으로 회계투명성과 공시에 대한 관심이 대두되고 있는 상황에서 본 연구의 결과는 이사회 내 사외이사의 구성과 운영방법, 즉 내부통제의 효율성에 따라 경영자의 자발적 공시의 신뢰성에 차이가 있음을 검증함으로써 학계 및 실무계에 유익한 정보를 제공할 것으로 판단된다.

<주제어> 가결산 순이익, 내부통제, 사외이사, 자발적 공시

\* 진주산업대학교 회계정보학과 전임강사, shmoon@jinju.ac.kr, 055-751-3436, 제1저자

\*\* 호남대학교 호텔경영학과 조교수, mkhn@honam.ac.kr, 062-940-5581, 공동저자

\*\*\* 영남대학교 경영학부 전임강사, jkpark@ynu.ac.kr, 053-810-2732, 교신저자

## I. 서 론

본 연구는 기업의 효율적인 내부통제시스템이 자발적 공시 정보의 신뢰성을 증가시키는 지를 실증 분석한다. 구체적으로 외환위기 이후 도입된 대표적인 내부통제시스템인 사외이사의 특성에 따라 신문매체 등에 의해 자발적으로 사전 공시되는 순이익의 신뢰성에 차이가 발생하는 지를 검증한다.

급변하는 사회 환경과 정보화의 발전으로 경영활동의 대한 정보를 기업의 이해관계자에게 알리는 과정인 공시의 적시성에 대한 요구가 증가되고 있다. 이러한 요구에 대응하여 외부감사와 주주총회를 통하여 재무제표를 확정하기 전에, 즉 결산종료 후 자발적으로 순이익에 관련한 정보를 공시하는 기업이 점차 늘어가고 있는 추세이다(전영순·손준희 2005).

그러나 자발적으로 공시되는 가결산 이익은 정보의 적시성 측면에서는 유용한 부분이 있으나 외부감사의 감사가 완료되기 전 감사인에게 제출한 기업의 결산 정보로 순수한 경영자의 주장이기 때문에 신뢰성에 있어서는 많은 의문이 있는 것 또한 사실이다. 특히 우리나라와 같이 기업이 자발적으로 공시하는 가결산에 대한 아무런 법적인 견제장치가 마련되어 있지 않은 경우 그 정도는 더욱 심각할 것으로 판단된다(손성규·이은철 2005; 장지인·전영순 2003).<sup>1)</sup> 이렇듯 기업에 의한 자발적 공시가 신뢰성을 담보하지 못한다면, 자발적 공시가 정보비대칭성(information asymmetry)을 완화함으로써 자원의 효율적인 배분의 역할을 담당하는 것이 아니라 오히려 자원의 배분을 왜곡함으로써 전체적인 경제적 손실을 가져오게 된다. 따라서 자발적 공시의 확대에 대한 요구가 증가되고 있는 현 시점에서 경영자로 하여금 신뢰성 있는 정보를 공시하도록 하는 것과 경영자로부터 제공된 정보가 얼마나 신뢰성 있는가를 파악하는 것은 무엇보다 중요하다.

한편 이사회 내 사외이사는 상시적으로 외부 및 내부감사기능의 효과성, 재무보고과정의 완전성과 신뢰성 및 그 품질 등을 감독함으로써 경영자의 의사결정을 통제하고 감시하는 기능을 수행하여 경영 및 회계투명성의 증가에 많은 부분 기여한다(Beasley 1998; Peasnell et al. 1998; Beasley et al. 1999; Klein 2002). 또한 이러한 독립된 사외이사가 회계 및 재무관련 지식을 습득하고, 이사회에서 활발히 활동한다면 그 효과성이 더욱 증대된다는 사실은 기존연구에서 밝혀진 바 있다(Xie et al. 2003). 따라서 사외이사제도, 즉 내부통제시스템이 효과적으로 구성 및 운영될 때 경영자의 자발적 공시에 대한 기회주의적인 행위를 방지함으로써 회계정보의 신뢰성이 증가 할 수 있음을 예측할 수 있다.

이러한 관점에서 본 연구는 사외이사가 적절한 모니터링 기능을 발휘하여 경영자가 신문매체에 자발적으로 공시하는 가결산 순이익의 과대공시를 억제하는 지를 실증분석 하고자 한다.

본 연구는 내부통제시스템에 따라 공시정도에 차이가 난다는 점에서는 Lee and Sohn(2005)와 동일하다. 그러나 그들의 연구가 내부통제시스템과 공시의 양과의 관련성을 연구한 것에 반해 본 연구는 공시의 신뢰성, 특히 경영자에 의해 왜곡될 가능성이 높은 자발적 공시의 신뢰성, 즉 자발적 공시의

1) 이와 비슷한 논의로, Penman(1980)은 경영자의 자발적 공시의 신뢰성에 대한 견제장치가 미비한 경우 경영자는 부정적 정보는 공시하지 않고 낙관적인 정보만을 공시한다고 주장하였다. 즉, 경영자가 정보를 선별하여 공시함으로써 자원의 배분을 왜곡한다는 것이다.

결과와의 관련성을 살펴본다는 점에서 차이점을 가진다. 또한 본 연구가 자발적 공시의 신뢰성과 기업의 특성과의 관련성을 살펴본다는 점에서는 전영순 · 손준화(2005)와 공통점을 가지는 반면 내부통제제도의 한 형태로서 이사회 내 사외이사의 역할과의 관련성을 연구한 점에서 차이점을 가진다.

2000년부터 2003년 사이의 금융업을 제외한 2,250개 기업 중 매일경제신문에 가결산 순이익을 보고한 기업 183개를 대상으로 실증분석 한 결과, 첫째, 이사회의 독립성이 낮을수록 즉, 이사회 내 사외이사의 비율이 낮을수록 가결산 순이익을 과대 공시하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 둘째, 사외이사의 활동성이 낮을수록 즉, 사외이사의 이사회 참석률이 낮을수록 가결산 순이익을 과대 공시하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 그러나 사외이사의 전문성과는 관련이 없는 것으로 나타났다.

언급한 바와 같이 사회적으로 회계투명성과 공시에 대한 관심이 대두되고 있는 상황에서 본 연구의 결과는 이사회 내 사외이사의 구성과 운영방법, 즉 내부통제의 효율성에 따라 경영자의 자발적 공시의 신뢰성에 차이가 있음을 검증함으로써 학계 및 실무계에 유익한 정보를 제공할 것으로 판단된다.

이하의 본 연구는 다음과 같이 구성된다. II절에서는 선행연구를 바탕으로 하여 가설을 설정한다. 그리고 III절에서는 연구설계를, IV절에서 실증분석결과를 논의하고 V절에서 결론 및 한계점을 기술한다.

## II. 선행연구 및 가설설정

1990년대 후반 외환위기를 겪은 우리나라는 회계투명성 결여로 인하여 국제자본시장에서 우리기업이 발행한 유가증권이 부당하게 낮은 가격에 거래되는 국가할인(korea discount)의 현상을 경험하였다. 이에 정부는 회계투명성 증진을 위하여 1차적으로 이사회 내 사외이사를 도입하고 나아가 이사회 내 소위원회로서 감사위원회를 설치할 것을 규정하는 등의 기업지배구조개선에 정책의 중점을 두었다.

1998년 초 증권거래소의 유가증권상장규정 및 1999년 증권거래법의 개정을 통해 최소1인 이상, 총 등기이사의 1/4이상의 사외이사를 이사회 내 선임하도록 하였다. 또한 자산규모가 2조원 이상인 대형 상장법인의 경우에는 최소3인 이상, 총 등기이사의 1/2이상을 선임하도록 하였다. 2003년 말 개정에서는 자산규모 2조원 이상의 대형 상장법인에 대하여 총 등기이사 과반수와 3인 중 큰 수 이상을 선임하도록 규정을 더욱 강화하였다.(증권거래법 제 191조의 16)

한편 1999년 12월에는 상법 개정을 통하여 감사위원회제도를 도입하였다. 나아가 2000년에는 증권거래법을 개정하여 자산총액이 2조원 이상인 주권상장법인 또는 협회등록법인의 경우 감사위원회 설치를 의무화하였다. 감사위원회의 독립성확보를 위해 3명 이상의 이사로 구성하되 그 중 2/3 이상을 사외이사로 선임하도록 하였으며, 또한 감사위원장은 사외이사가 맡고, 감사위원의 선임 및 해임은 주주총회의 의결로써 결정하도록 규정하였다. 2003년 말 개정에서는 감사위원회의 전문성제고를 위해 감사위원 중 1인 이상을 대통령이 정하는 회계 또는 재무 전문가로 선임해야하는 조항을 포함시켰다.<sup>2)</sup>

2) 증권거래법 제54조의 6 제2항. 한편, 2004년 4월 1일에 신설된 증권거래법시행령 제37조의 7 제2항에는

감사위원회 및 이사회 내 사외이사의 도입이 오래된 외국의 경우 감사위원회 및 사외이사가 회계 투명성을 증가시키는 데 일부분 역할을 담당하는 것으로 보고되고 있다(Beasley 1998; Beasley et al 1999; Beasley and Salterio 2001; Bryan et al 2004; Dechow et al 1996; DeFond and Jambalvo 1991; Klein 1998; Klein 2002; McMullen 1996; McMullen and Raghunandan 1996; Menon and Williams 1994; Peasnell et al 1998; Wild 1996; Xie et al 2003).

초창기 연구들은 감사위원회를 도입하지 않은 기업들이 도입한 기업에 비해 보고이익을 과대계상함을 검증함으로써 감사위원회가 회계투명성을 증가시키는데 기여하고 있음을 주장하였다(DeFond and Jambalvo 1991; Dechow et al. 1996; McMullen 1996).

한편 Menon and Williams(1994)는 도입자체는 전시효과이상의 의미가 없고 회계투명성의 증가란 실질적인 효과를 얻기 위해서는 독립적이며, 전문적인 구성원들의 활동성, 즉 구성 및 운영이 얼마나 효과적인가에 달려있다고 주장하였다. 이에 따라 이후의 연구들은 구성 및 운영의 특성에 따른 효과성을 살펴보고 있다(Beasley 1996; Beasley 1998; Klein 2002; McMullen and Raghunandan 1996; Peasnell et al. 1998; Xie et al. 2003).

구성 특성과의 관련성을 본 연구들은 이사회의 독립성 즉, 이사회 내 사외이사의 비율과 이익조정 정도 또는 회계부정의 유무와의 관련성을 검증하고 사외이사의 비율이 높을수록 회계투명성이 증가하는 것으로 보고하였다(Beasley 1996; Beasley 1998; Peasnell et al. 1998; Klein 2002).

독립성만을 살펴본 기존연구와 달리 활동성과 전문성이라는 운영 특성을 동시에 살펴본 대표적 연구로는 McMullen and Raghunandan(1996)과 Xie et al.(2003)이 있다. McMullen and Raghunandan(1996)은 SEC로부터 제재를 받거나 분기이익을 크게 수정한 기업, 즉 재무보고에 문제가 있는 기업일수록 감사위원회의 독립성, 전문성 및 활동성이 낮은 것으로 보고하였다. Xie et al.(2003)는 기존연구들의 범위를 확대하여 감사위원회 뿐만 아니라 이사회, 경영위원회의 독립성, 전문성, 활동성에 따른 이익조정의 크기를 살펴보았다. 그들은 이사회 내 사외이사의 비율이 높을수록, 기업 CEO의 경력을 가진 사외이사의 비율이 높을수록 그리고 모임횟수가 많을수록 이익조정이 감소함을 보였다. 또한 그들은 감사위원회 내 기업 CEO의 경력을 가진 사외이사과 재무경력을 가진 사외이사비율이 높을수록, 모임횟수가 많을수록 이익조정이 감소함을 보였다.

한편 공시(disclosure)란 기업의 경영활동에 대한 정보를 이해관계자에게 알리는 과정을 의미하며, 회계학적인 측면에서는 재무제표가 그 대표적인 형태이다. 공시는 투자자와 기업간의 정보비대칭성

---

대통령령이 정하는 회계 또는 재무 전문가에 대한 정의를 다음과 같이 규정하고 있다.

1. 공인회계사의 자격을 가진 자로서 그 자격과 관련된 업무에 5년 이상 종사한 경력이 있는 자
2. 재무 또는 회계 분야의 석사학위 이상의 학위를 가진 자로서 연구기관 또는 대학에서 재무 또는 회계 관련 분야의 연구원 또는 전임강사 이상의 직에 5년 이상 근무한 경력이 있는 자
3. 주권상장법인 또는 협회등록법인에서 재무 또는 회계 관련 업무에 임원으로 5년 이상 또는 임·직원으로 10년 이상 근무한 경력이 있는 자
4. 정부·지방자치단체·정부투자기관·금융감독원 또는 증권관계기관에서 재무 또는 회계 관련 업무 또는 이에 대한 감독업무에 5년 이상 근무한 경력이 있는 자
5. 금융감독기구의 설치 등에 관한 법률 제38조의 규정에 의한 검사대상기관(이에 상당하는 외국금융기관을 포함)에서 재무 또는 회계 관련 업무에 5년 이상 근무한 경력이 있는 자

(information asymmetry)을 완화함으로써 자원의 효율적인 배분의 역할을 담당하는 것으로 알려져 있다.

공시의 종류는 크게 강제공시와 자발적 공시로 구분되며, 강제공시(mandatory disclosure)는 일정한 정보는 반드시 일정한 형식으로 보고되도록 하는 증권거래법 등의 법률에서 정하는 공시이다. 따라서 이를 위반하는 경우 규제당국에 의해 제재를 받게 된다. 자발적 공시(voluntary disclosure)는 말 그대로 자유로운 형태의 공시로서 경영자에 의해 자발적으로 이루어진다. 자발적 공시의 형태로는 경제신문 등의 언론매체에 기업의 경영자가 자기 기업과 관련된 정보를 자유로이 공시하는 것과 투자설명회(Investor Relation :IR)를 들 수 있다.

언급한 바와 같이 공시는 정보비대칭성의 완화를 통한 자원의 효율적인 배분의 역할을 담당하고 있지만 제공되는 정보를 통해 기대되는 역할을 적절히 담당하기 위해서는 목적적합성과 신뢰성이란 두가지의 특성이 전제되어야 한다. 즉, 적시에 충분한 양의 정보가 공시되어야 하며, 또한 제공되는 정보가 오류나 편의가 없는 신뢰성 있는 정보이어야 한다.

강제공시와 달리 제재조치가 미흡한 자발적 공시의 경우 유리한 정보만을 제공하여 실제보다 과다하게 예측이 되어 신뢰성에 문제가 될 수 있음은 기존연구에도 밝혀진 바 있다(Bamber and Cheon 1995; Penman 1980; 손성규 1997). 따라서 경영자로 하여금 신뢰성 있는 정보를 공시하도록 하는 것과 경영자로 부터 제공된 정보가 얼마나 신뢰성 있는가를 파악하는 것은 무엇보다 중요하다. Healy and Palepu(2001)은 전자에 대해 외부의 독립된 자에 의한 확증이나 사후 실적치와 차이가 발생했을 때 제재를 가할 수 있는 법적인 제도의 마련을 주장하였다. 전영순 · 손준희(2005)는 기업의 특성에 따라 자발적공시의 신뢰성에 차이가 있는지, 과대공시를 했을 경우 사후적으로 시장의 감시기능을 통하여 제재가 주어졌는지를 실증분석 하였다. 이를 위해 자발적 공시로는 기업이 신문매체 등에 공시하는 가결산 순이익을 이용하였다. 연구결과 가결산 순이익과 결산순이익의 차이는 기업규모, 경영성과, 유가증권평가손실의 비율, 외국인 지분율 등이 관련이 있는 것으로 보고하였다. 또한 99년 이후에는 미약하지만 가결산 순이익과 결산순이익의 오차가 클수록 부정적인 주가반응이 나타남으로 시장의 사후 감시기능이 작동함을 주장하였다.

이상의 선행연구들을 살펴볼 때 경영자의 기회주의적 보고행위를 방지함으로써 주주의 부를 보호하기 위해 도입된 사외이사제도가 효과적으로 구성 및 운영될 때 경영자의 자발적 공시의 신뢰성은 증가 할 수 있음을 알 수 있다.

이상의 선행연구를 바탕으로 내부통제시스템의 효율성 정도가 기업의 자발적공시의 신뢰성에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 다음의 가설을 설정하였다.

연구가설 : 효율적 내부통제시스템은 기업의 가결산 순이익의 과대공시를 줄인다.

이를 검증하기 위하여 현재 기업지배구조의 한 축을 이루고 있는 이사회<sup>3)</sup>의 특성, 특히 사외이사의 전문성과 독립성 및 활동성을 기업의 내부통제시스템 효과성의 대용치로 사용하여 내부통제시스템의 특성이 자발적 공시 중 가결산 순이익의 신뢰성에 어떠한 영향을 미치는 지를 검증하는 다음의 검증가설을 설정하였다.<sup>3)</sup>

3) 우리나라의 경우 감사위원회를 도입한 기업이 전체 상장기업에 20%에도 미치지 못하고 있다. 또한 감사

- 검증가설 1 : 이사회 독립성과 가결산 순이익의 과대공시 간에는 음(-)의 관련성을 가진다.  
 검증가설 2 : 이사회 전문성과 가결산 순이익의 과대공시 간에는 음(-)의 관련성을 가진다.  
 검증가설 3 : 이사회 활동성과 가결산 순이익의 과대공시 간에는 음(-)의 관련성을 가진다.

### III. 연구설계

#### 1. 연구모형

본 연구는 사외이사의 특성에 따른 기업의 자발적 공시정보의 신뢰성의 차이에 관하여 실증분석한다. 구체적으로 이사회 내 사외이사의 특성에 따라 자발적으로 사전 공시되는 가결산 순이익과 결산순이익간의 차이가 다른지를 검증한다. 본 연구의 종속변수는 가결산 순이익과 사후확정이익의 차이로 정의된다. 따라서 표본 중에서 적정공시를 한 기업의 종속변수의 값은 0이 된다. 반면 과대공시를 한 기업은 과대공시에 다양한 요인들이 영향을 미치게 된다. 이때 적정공시를 한 기업 즉, 종속변수의 값이 0의 값을 가지는 표본이 일정수준 이상이 되게 되면 다중회귀분석(multiple regression)은 적절하지 않다.<sup>4)</sup> 왜냐하면 종속변수의 값이 제한된 값(Limited Dependent Variable)을 가지는 상황에서 OLS 분석을 하게 될 경우 실제 변수의 영향이 과소평가되는 오류가 발생하게 된다(Maddala 1983). 이에 본 연구에서는 다음의 로짓모형을 추정하였다.<sup>5)</sup>

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 OUT_{it} + \beta_2 ACC_{it} + \beta_3 ACT_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 FORE_{it} + \beta_6 OWN_{it} + \beta_7 BIG_{it} + \beta_8 ROE_{it} + \beta_9 LOSS_{it} + \sum YD + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$Y_{it}$  : 가결산 순이익 - 사후 확정 순이익 > 0 이면 1, 그렇지 않으면 0

$OUT_{it}$  : 이사회내 사외이사비율(= 사외이사수/총등기이사수)

$ACC_{it}$  : 이사회 내 사외이사 중에서 회계사, 세무사 및 세무공무원, 경영전공교수의 비율

$ACT_{it}$  : 이사회의 사외이사의 참석률

=  $\Sigma(\text{참석사외이사수} / \text{소집된 이사회의 사외이사총수}) / \text{이사회개최회수}$

$SIZE_{it}$  : 기초자산의 자연대수를 취한 값

$FORE_{it}$  : 해당연도말 외국인지분을

$OWN_{it}$  : 대주주1인지분율(특수관계자 포함)

위원회제도를 도입한 회사의 경우에도 감사위원회 운영의 효과성은 이사회의 특성과 관련이 있다(Beasley and Salterio 2001). 따라서 본 연구는 기업지배구조의 한 특성으로서 이사회의 특성에 대해서만 검증하고자 한다.

- 4) 표본의 선정 결과를 살펴보면 총 183개 표본 중 과대공시가 63개 적정공시가 67개 과소공시가 63개로 나타나 종속변수가 0의 값을 가지게 되는 표본이 전체표본의 36%에 이른다.  
 5) 로짓모형은 종속변수가 명목척도이고 독립변수가 연속변수인 경우 적용하는 기법으로 프로빗모형과 그 개념은 비슷하지만 분포형태를 로지스틱으로 가정하고 있다는 점에서 프로빗모형과는 차이가 있다.

BIG<sub>it</sub> : 미국의 감사법인과 업무제휴관계가 있으면 1, 그렇지 않으면 0

ROE<sub>it</sub> : 당기순이익 / 평균총자본

LOSS<sub>it</sub> : 유가증권평가손실율

{(유가증권평가손실-평가이익) + (지분법평가손실 - 평가이익)} / 매출액

YD : 연도별 더미변수

$\varepsilon_{it}$  : 오차항

식(1)을 통하여 이사회와 특성과 가결산 순이익의 신뢰성간의 관련성을 검증한다. 만약 이사회 및 사외이사가 효과적으로 운영된다면 회귀계수  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  및  $\beta_3$ 는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 판단된다.

이사회와 독립성은 기존연구에서 사용한 이사회 내 사외이사비율(OUT)로 측정하였다(Menon and William 1994, Beasley 1996, 1998; Peasnell et al. 1998; Beasley et al. 1999, 2000, Klein 2002; Xie et al. 2003; Bryan et al. 2004). 사외이사의 전문성은 재무 및 회계 관련지식이 있는 사외이사의 비율로서 이사회 내 사외이사 및 감사위원회 구성원 중 회계사, 세무사 및 세무공무원과 경영전공교수의 비중으로 정의하였다.<sup>6)</sup> 이사회 내 사외이사의 활동성은 사외이사의 참석률로 정의하였다. 사외이사의 참석률은 각 이사회참석률(참석사외이사/총사외이사)의 합을 이사회개최수로 나누어 계산하였다.

식(1)에 포함된 통제변수로는 기업규모(SIZE), 외국인지분율(FORE), 대주주1인지분율(OWN), 자본이익률(ROE), 유가증권평가손실(LOSS) 및 연도별더미(YD)이다. SIZE변수는 기업규모효과를 통제하기 위하여 모형에 포함하였다. 실증회계이론에 의하면 기업규모가 클수록 투자자 및 재무분석가 등 이해관계자들로부터 보다 많은 주목을 받게 되므로 가결산순이익을 과대공시하기 힘들다(Watt and Zimmerman 1986; 전영순 · 손준희 2005). 따라서 SIZE의 회귀계수  $\beta_4$ 는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 기업규모에 대한 대응변수로는 기초자산에 자연로그를 취하여 계산하였다. 선행연구에 따르면 외국인투자자들은 경영자의 자발적 이익예측에 대하여 사전건제세력의 역할을 담당함으로써 경영자로 하여금 보다 신뢰성 있는 공시를 유도하고 있음을 보고하였다(전영순 · 손준희 2005). 따라서 FORE의 회귀계수( $\beta_5$ )는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 대주주1인지분율(OWN)은 소유 집중정도가 과대공시에 미치는 영향을 통제하기위해 모형에 포함하였다. 경영자의 소유지분율이 증가할수록 주주와 경영자간의 대리인비용이 감소하여 과대공시의 유인이 줄어들 수 있다(Jensen and Meckling 1976; Warfield et al. 1995). 따라서 OWN의 회귀계수( $\beta_6$ )는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 선행연구들을 살펴보면 순자산과 순이익이 과대 계상되는 경우에 과소 계상되는 경우보다 소송위험이 훨씬 더 높아지기 때문에 미국 증권법의 영향으로 보수주의가 크게 강화되었음을 보고하고 있다(Beaver 1993). 최근 감사인의 유형과 보수주의에 관한 연구들을 살펴보면 대부분 감사실패에 따른 감사인의 손해배상책임이 감사인의 규모에 따라 차별적으로 나타나고 있음을 보고하고 있다. 이와 같은 현상은 규모가 큰 감사인이 그렇지 않은 감사인에 비해 손해배상책임이 상대적으로

6) 감사위원회에 관한 규정이라는 하지만 증권거래법시행령(제37조의 7 제2항)에서는 회계 및 재무전문가를 공인회계사, 재무 또는 회계 관련 분야의 연구원 또는 교수, 재무 또는 회계 관련 업무의 임·직원으로서 근무한 경력이 있는 자, 또는 정부·지방자치단체·정부투자기관·금융감독원 또는 증권관계기관에서 재무 또는 회계 관련 업무 또는 이에 대한 감독업무에 근무한 경력이 있는 자로 규정하고 있다.

크기 때문에 채무제표오류와 관련된 감사위험을 낮추기 위하여 더 보수적인 회계처리를 선호하는 것으로 보고된다(Simunic and Stein 1987; DeFond and Subramanyam 1998; 이효익 등 2002; 백원선·유재권 2005). 이럴 경우 감사인의 주장이 반영된 결산순이익은 감소하게 되고 따라서 BIG의 회귀계수( $\beta_7$ )는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. BIG은 감사인이 미국의 감사법인과 업무제휴관계가 있으면 1, 없으면 0인 더미변수로 측정하였다. 선행연구에서는 채무적으로 어려움에 겪고 있는 기업일수록 자발적 공시의 신뢰성이 떨어진다는 결과를 보고하였다. 이에 경영성과를 통제하기 위하여 자본이익률(ROE)를 포함하였다. ROE는 [당기순이익 / 평균총자본]으로 측정하며, 회귀계수( $\beta_8$ )는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

마지막으로 유가증권의 경우 결산기말 시가로 평가하기 때문에 유가증권평가손익은 결산기말이 되어야 정확하게 파악할 수 있다. 따라서 가결산 순이익과 결산순이익간의 차이를 발생시킬 수 있다. 유가증권평가손실(LOSS)은 [(유가증권평가손실-평가이익) + (지분법평가손실 - 평가이익) / 매출액]으로 측정하며 회귀계수( $\beta_9$ )는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다.

## 2. 표본의 선정 및 자료수집

본 연구는 2000 회계연도부터 2003 회계연도 기간에 한국증권거래소에 상장되어 있는 12월 결산법인 중 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 비금융업에 속하는 기업
- (2) 한국신용평가(주)의 KIS-FAS 데이터베이스로부터 채무제표 자료가 이용 가능한 기업
- (3) 기업이 보고한 사업보고서를 통하여 사외이사, 감사위원회 및 외부감사인에 대한 자료가 이용 가능한 기업
- (4) fn Guide를 통하여 대주주 및 외국인지분을 자료가 이용 가능한 기업
- (5) 매일경제신문을 통하여 이익을 사전 공시한 기업

표본기업에서 금융업을 배제한 이유는 금융보험업의 경우 영업상의 특성과 채무제표 계정과목의 특성이 다른 업종들과 상이하기 때문에 분석대상기업들의 동질성을 확보하고 특이한 산업군으로 인한 검증결과의 왜곡을 막기 위해서이다. 12월 결산법인이 아닌 기업을 배제한 이유는 대부분의 기업들이 12월 결산법인이기 때문에 결산시점의 차이로 인하여 비교가능성이 떨어져 연구결과가 왜곡될 것을 우려하였기 때문이다. 또한 매일경제신문을 통하여 사전 공시한 기업만을 선택한 이유는 자료수집을 용이하게 하기 위함이다. 물론 특정신문매체만을 이용할 경우 이론적으로 볼 때 사전공시는 특정매체만을 대상으로 하지 않고 회사를 출입하는 모든 기자들에게 정보를 제공하므로 특정매체만 누락하는 경우는 거의 없다고 볼 수 있다(전영순·손준희 2005). 따라서 본 연구에서도 선행연구와 동일한 방식으로 가결산 결과를 자발적으로 공시한 기업을 선정하였다. <표 1>은 가결산 순이익을 자발적으로 발표한 기업의 연도별내역을 보고하였다.

〈표 1〉 연도별 표본기업

|                     | 2000           | 2001          | 2002           | 2003           | 합계              |
|---------------------|----------------|---------------|----------------|----------------|-----------------|
| 상장기업                | 569            | 566           | 557            | 558            | 2,250           |
| 자발적 공시기업            | 55             | 42            | 46             | 66             | 209             |
| 자본잠식기업              | (8)            | (7)           | (8)            | (3)            | (26)            |
| 최종표본 <sup>주1)</sup> | 47(16, 14, 17) | 35(9, 12, 14) | 38(12, 11, 15) | 63(16, 30, 17) | 183(53, 67, 63) |

주1) 괄호안의 숫자는 과소, 적정, 과대공시기업수를 의미한다.

가결산순이익과 사후확정순이익의 차이가 양(+)의 값을 가지게 되면 과대공시, 0의 값을 가지게 되면 적정공시, 그리고 음(-)의 값을 가지게 되면 과소공시로 분류하였다.<sup>7)</sup>

#### IV. 실증분석결과

##### 1. 기술통계량 및 상관관계분석

<표 2>는 가결산을 검증하기 위한 모형식에서 이용될 변수들에 대한 기술통계이다. 가결산이익의 과대공시여부(Y)의 평균은 0.34로 나타나 전체 표본기업 중 과대공시한 기업이 34%임을 알 수 있다. 이사회 내 사외이사의 비율(OUT)의 평균은 0.399로 나타나 이사회 내 사외이사가 차지하는 비중이 약40%임을 알 수 있다. 기존 연구들에서 제시한 OUT의 평균이 30% 초반임을 고려 할 때 사외이사 비율이 높은 기업들이 자발적으로 신문매체에 가결산 정보를 공시하고 있음을 추정할 수 있다. 재무 및 회계경력을 가진 사외이사의 비율(ACC)의 경우 평균은 0.435이며, 중위수는 0.5000이다. 사외이사의 참석률(ACT)의 평균이 0.653으로 나타나 사외이사들이 이사회에 평균 65%정도 참석하는 것으로 나타났다.

기업규모의 대용치로 사용한 기초자산의 자연대수인 SIZE변수의 평균은 20.856, 중위수는 21.099로 나타났다. 외국인지분율(FORE)와 대주주1인 지분율(OWN)은 평균이 0.183과 0.324로 나타났으며, 중위수는 각각 0.145, 0.306이다. 외국인지분율의 경우도 사외이사비율과 마찬가지로 전체상장기업을 대상으로 한 연구들에 비해 높음을 알 수 있다. 이러한 결과를 볼 때 일반적으로 내부통제시스템 구축이 잘 되어 있고, 투자자들로부터 관심을 받는 기업들이 자발적 공시를 많이 하고 있음을 짐작할 수 있다.

한편 BIG의 경우 평균이 0.863으로 나타나 표본 기업, 즉 자발적 공시를 한 기업의 86%정도가 미

7) 언론매체(신문)를 통해서 보고되는 가결산순이익의 단위는 억원단위이며, 반면 KIS-FAS데이터베이스의 재무자료의 경우 천원단위로 표시된다. 따라서 단위의 통일을 위하여 KIS-FAS데이터베이스 재무자료의 경우 천만단위에서 반올림하였다. 따라서 실제 1억원까지의 차이가 발생할 수 있다.

국의 감사법인과 업무제휴관계가 있는 법인으로부터 감사를 받는 것으로 나타났다. 자본이익률(ROE)와 유가증권평가손실률(LOSS)의 평균(중위수)은 각각 0.067(0.093)과 -0.0003(-0.0008)로 나타났다.

<표 3>은 과대공시기업과 기타기업간의 주요변수 차이분석결과를 제시하였다. 두 집단간 각 변수의 차이분석은 모수검정방법인 t검정과 비모수검정방법인 Wilcoxon 순위합검정으로 분석하였다. 먼저 이사회 내 사외이사의 독립성(OUT)과 사외이사의 활동성(ACT)의 경우 과대공시기업에 비해 적정 및 과소공시기업이 유의적으로 높게 나타났다. 이는 이사회의 독립성과 사외이사의 활동성이 높을수록 그렇지 않은 경우에 비해 과대공시하지 않음을 시사한다. 반면 사외이사의 전문성의 경우 평균 및 중위수가 과대공시기업에 비해 적정 및 과소기업이 크게 나타나고 있으나 유의적이지 않다. 또한 SIZE와 FORE의 경우도 예상대로 과대공시기업보다 적정 및 과소공시기업에서 유의적으로 높게 나타났다. 이는 기업규모가 클수록, 외국인 지분율이 높을수록 과대 공시할 유인이 적다는 전영준·손준희(2005)의 연구결과와도 일치한다.

〈표 2〉 주요 변수들의 기술통계량(n=183)

| 변수   | 평균      | 중위수     | 최소값    | 최대값    | 표준편차  |
|------|---------|---------|--------|--------|-------|
| Y    | 0.344   | 0.000   | 0.000  | 1.000  | 0.476 |
| OUT  | 0.399   | 0.400   | 0.200  | 0.769  | 0.126 |
| ACC  | 0.435   | 0.500   | 0.000  | 1.000  | 0.322 |
| ACT  | 0.653   | 0.724   | 0.000  | 1.000  | 0.300 |
| SIZE | 20.856  | 21.099  | 16.144 | 24.053 | 1.711 |
| FORE | 0.183   | 0.145   | 0.000  | 0.859  | 0.179 |
| OWN  | 0.324   | 0.306   | 0.033  | 0.695  | 0.156 |
| BIG  | 0.863   | 1.000   | 0.000  | 1.000  | 0.344 |
| ROE  | 0.067   | 0.093   | -1.638 | 1.543  | 0.281 |
| LOSS | -0.0003 | -0.0008 | -0.116 | 0.299  | 0.036 |

a) 변수정의 :

$Y_{it}$  : 가결산 순이익 - 사후 확정 순이익 > 0 이면 1, 그렇지 않으면 0

$OUT_{it}$  : 이사회내 사외이사비율(= 사외이사수/총등기이사수)

$ACC_{it}$  : 이사회 내 사외이사 중에서 회계사, 세무사 및 세무공무원, 경영전공교수의 비율

$ACT_{it}$  : 이사회의 사외이사의 참석률

=  $\Sigma$ 참석사외이사수/소집된 이사회의 사외이사총수 / 이사회개최회수

$SIZE_{it}$  : 기초자산의 자연대수를 취한 값

$FORE_{it}$  : 해당연도말 외국인지분율

$OWN_{it}$  : 대주주1인지분율(특수관계자 포함)

$BIG_{it}$  : 미국의 감사법인과 업무제휴관계가 있으면 1, 그렇지 않으면 0

$ROE_{it}$  : 당기순이익 / 평균총자본

$LOSS_{it}$  : 유가증권평가손실율

$\{(유가증권평가손실-평가이익)+(지분법평가손실-평가이익)\} / 매출액$

반면에 대주주지분율(OWN)과 감사인(BIG)의 경우에는 두집단간 차이를 발견할 수 없었다. 마지막으로 자본이익률(ROE)과 유가증권평가손실률(LOSS)의 경우에는 모수검정방법인 t검정에서는 유의한 차이를 발견할 수 없는 반면 비모수검정방법인 Wilcoxon 순위합검정에서는 ROE의 경우 예상대로 적정 및 과소공시 기업이 과대공시기업보다 유의적으로 크게 나타났으나, LOSS의 경우는 반대로 적정 및 과소공시 기업이 과대공시기업보다 유가증권평가손실률이 유의적으로 높은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 과대공시기업과 적정 및 과소 기업간의 주요변수 차이분석

| 변 수<br>(N=183) | 과대공시기업 |         | 적정 및 과소 |        | 집단간 차이       |              |
|----------------|--------|---------|---------|--------|--------------|--------------|
|                | 평 균    | 중위수     | 평 균     | 중위수    | (t값)a        | (z값)a        |
|                | (N=63) |         | (N=120) |        |              |              |
| OUT            | 0.363  | 0.286   | 0.419   | 0.500  | (-2.889) *** | (-2.943) *** |
| ACC            | 0.396  | 0.400   | 0.455   | 0.500  | (-1.181)     | (-1.247)     |
| ACT            | 0.550  | 0.535   | 0.707   | 0.800  | (-3.330) *** | (-3.132) *** |
| SIZE           | 20.531 | 20.641  | 21.027  | 21.339 | (-1.874) *** | (-1.780) *** |
| FORE           | 0.139  | 0.113   | 0.206   | 0.192  | (-2.619) *** | (-2.501) **  |
| OWN            | 0.328  | 0.316   | 0.322   | 0.303  | (0.263)      | (-0.358)     |
| BIG            | 0.889  | 1.000   | 0.85    | 1.000  | 0.725        | (-0.726)     |
| ROE            | 0.036  | 0.005   | 0.083   | 0.115  | (-1.071)     | (-3.977) *** |
| LOSS           | 0.005  | -0.0002 | -0.003  | -0.001 | (1.409)      | (-2.286) *** |

a) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄(양측검증)

b) 변수정의 :

$Y_{it}$  : 가결산 순이익 - 사후 확정 순이익 > 0이면 1, 그렇지 않으면 0

$OUT_{it}$  : 이사회내 사외이사비율(= 사외이사수/총등기이사수)

$ACC_{it}$  : 이사회 내 사외이사 중에서 회계사, 세무사 및 세무공무원, 경영전공교수의 비율

$ACT_{it}$  : 이사회의 사외이사의 참석률

=  $\Sigma(\text{참석사외이사수}/\text{소집된 이사회의 사외이사총수}) / \text{이사회개최회수}$

$SIZE_{it}$  : 기초자산의 자연대수를 취한 값

$FORE_{it}$  : 해당연도말 외국인지분율

$OWN_{it}$  : 대주주1인지분율(특수관계자 포함)

$BIG_{it}$  : 미국의 감사법인과 업무제휴관계가 있으면 1, 그렇지 않으면 0

$ROE_{it}$  : 당기순이익 / 평균총자본

$LOSS_{it}$  : 유가증권평가손실율

$\{(\text{유가증권평가손실} - \text{평가이익}) + (\text{지분법평가손실} - \text{평가이익})\} / \text{매출액}$

회귀분석 결과에 앞서 가결산 순이익을 보고한 것으로 확인된 183개 표본을 대상으로 연구에 포함된 변수들 간의 상관관계를 <표 4>에서 보고한다. 대각선을 기준으로 위는 모수분석인 Pearson 상관계수이며, 아래는 비모수분석인 Spearman 상관계수이다. 분석 결과 OUT, ACT의 경우에는 종속

변수와 모수, 비모수 분석 모두에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 전문성(ACC)의 경우 종속변수 Y와 음(-)의 관계를 보이고는 있으나 유의하지는 않다. 독립성(OUT)과 활동성(ACT), 전문성(ACC)과 활동성(ACT)간에는 각각 유의적인 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으나 독립성(OUT)과 전문성(ACC)간에는 유의적인 관계를 보이지 않았다. 이는 사외이사의 비율이 높을수록 참석률이 증가하고, 전문성 있는 사외이사가 많을수록 참석률은 증가하지만 이사회 내 사외이사 비율의 증가와 전문성이 증가하는 관련이 없다는 의미로 해석할 수 있다. 또한 이사회의 독립성(OUT)의 경우 기업규모(SIZE), 외국인지분율(FORE), 자본이익률(ROE) 및 감사인(BIG)과는 양(+)의 관계를, 대주주지분율(OWN)과 유가증권평가손실률(LOSS)과는 음(-)의 관계를 보였다. OUT와 OWN이 음(-)의 상관관계를 나타내는 것은 증권거래법상 사외이사의 선임규정과 관련이 있는 것으로 볼 수 있다. 즉, 증권거래법에 의하면 자산규모가 2조원 이상인 대형 상장법인의 경우 2조원 미만인 기업보다 엄격하게 총등기이사의 과반수(최소 3명)를 사외이사로 선임할 것으로 강제화 하고 있다. 따라서 소유집중도가 상대적으로 낮은 대형상장법인이 사외이사의 선임비율이 높게 되어 OUT와 OWN과는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 판단 할 수 있다.

이상 <표 3>과 <표 4>의 결과를 볼 때 이사회의 독립성이 높을수록, 사외이사의 활동성이 높을수록 경영자에 의한 가결산 순이익의 과대공시를 견제하고 있음을 예상할 수 있다. 그러나 이러한 단일변량 분석 결과는 과대공시에 영향을 줄 수 있는 다른 변수들을 통제하지 않았기 때문에 타당성을 확보하기는 어렵다. 이에 다음 장에서는 다변량 로짓 분석을 통하여 가설을 검증하고자 한다.

<표 4> 독립변수들 간의 상관관계 분석 결과(n=183)

|      | Y         | OUT       | ACC      | ACT       | SIZE      | FORE      | OWN       | BIG      | ROE       | LOSS      |
|------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| Y    | 1.000     | -0.210*** | -0.087   | -0.250*** | -0.138*   | -0.179**  | 0.020     | 0.054    | -0.079    | 0.104     |
| OUT  | -0.218*** | 1.000     | 0.053    | 0.415***  | 0.728***  | 0.316***  | -0.199*** | 0.255*** | 0.151***  | -0.138*   |
| ACC  | -0.092    | 0.074     | 1.000    | 0.250***  | 0.096     | 0.124*    | 0.036     | 0.243*** | 0.218***  | -0.180**  |
| ACT  | -0.232*** | 0.359***  | 0.195*** | 1.000     | 0.344***  | 0.301***  | -0.009    | 0.238*** | 0.298***  | -0.271*** |
| SIZE | -0.132*   | 0.775***  | 0.114*   | 0.230***  | 1.000     | 0.516***  | -0.310*** | 0.399*** | 0.210***  | -0.175**  |
| FORE | -0.185**  | 0.419***  | 0.177*** | 0.342***  | 0.590***  | 1.000     | -0.223*** | 0.198*** | 0.285***  | -0.219*** |
| OWN  | 0.027     | -0.212*** | -0.004   | -0.010    | -0.350*** | -0.197*** | 1.000     | -0.000   | 0.112     | -0.082    |
| BIG  | 0.054     | 0.259***  | 0.247*** | 0.163**   | 0.374***  | 0.251***  | -0.003    | 1.000    | 0.269***  | -0.059    |
| ROE  | -0.295*** | 0.150**   | 0.238*** | 0.349***  | 0.095     | 0.448***  | 0.080     | 0.164**  | 1.000     | -0.473*** |
| LOSS | 0.169**   | -0.203*** | -0.157** | -0.291*** | -0.291*** | -0.364*** | 0.027     | -0.005   | -0.410*** | 1.000     |

a) 대각선 위는 Pearson 상관계수, 아래는 Spearman 상관계수임

b) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄(양측검증)

c) 변수정의 :

$Y_t$  : 가결산 순이익-사후 확정 순이익 > 0이면 1, 그렇지 않으면 0

$OUT_{it}$  : 이사회내 사외이사비율(= 사외이사수 / 총등기이사수)

$ACC_{it}$  : 이사회 내 사외이사 중에서 회계사, 세무사 및 세무공무원, 경영전공교수의 비율

$ACT_{it}$  : 이사회의 사외이사의 참석률

=  $\Sigma$ (참석사외이사수 / 소집된 이사회회의 사외이사총수) / 이사회개최회수

$SIZE_{it}$  : 기초자산의 자연대수를 취한 값

$FORE_{it}$  : 해당연도말 외국인지분을

$OWN_{it}$  : 대주주1인지분율(특수관계자 포함)

$BIG_{it}$  : 미국의 감사법인과 업무제휴관계가 있으면 1, 그렇지 않으면 0

$ROE_{it}$  : 당기순이익 / 평균총자본

$LOSS_{it}$  : 유가증권평가손실을

$\{(유가증권평가손실 - 평가이익) + (지분법평가손실 - 평가이익)\} / 매출액$

## 2. 다변량 로짓 분석 결과

기업지배구조의 특성, 구체적으로 이사회의 독립성 및 사외이사의 전문성, 활동성이 경영자의 가결산이익의 과대공시와 관련있는지에 대한 다변량 로짓 분석결과를 <표 5>에 제시하고 있다. 모형 1부터 모형 5까지는 가결산 순이익을 신문매체를 통하여 공시한 183개 표본을 대상으로 추정한 결과이다. 모형2를 제외한 나머지 모형의 Chi-Square는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

모형 1, 2, 그리고 3에서는 이사회의 독립성, 사외이사의 전문성 및 활동성에 대한 각각의 변수와 선행연구에서 관련이 있는 것으로 제시된 통제변수를 포함한 결과를 제시한다. 먼저 이사회의 독립성과 과대 공시와 관련성을 나타내는 모형 1에서 OUT의 계수가 -4.623으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이 결과는 이사회의 독립성이 증가할수록 경영자의 가결산 순이익의 과대공시가 줄어들음을 나타내고 있다. 통제변수들의 회귀계수들은 SIZE를 제외하고는 모두 예측한 방향과 동일하게 나타났으나, FORE의 회귀계수만 유의적이었다. 사외이사의 전문성(ACC)과 과대공시간의 관련성을 살펴보는 모형 2의 경우 BIG가 유의한 것으로 나타나고 있으나 언급한 바와 같이 Chi-Square가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 사외이사의 활동성(ACT)과 과대공시 간의 관련성을 살펴보는 모형 3의 경우 ACT의 계수가 -1.641로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 사외이사가 이사회에 활발히 참석할수록 경영자의 가결산 순이익의 과대공시가 줄어들 것이라는 가설을 지지하는 결과이다. 통제변수들 중에서는 BIG만이 10%수준에서 유의한 양(+)의 값을 가졌다. 이러한 결과를 통해 사외이사과 같은 내부감시인은 사전적으로 경영자가 가결산 순이익을 보고 할 때 과다하게 공시하지 못하도록 하는 역할을 담당하며, 고품질의 외부감사인의 경우 사후적으로 결산이익이 과다하게 보고되는 것을 방지하는 역할을 수행하고 있음을 추론 할 수 있다.

한편 모형4는 각 검증변수인 OUT, ACC, ACT를 한 모형에 포함하여 추정한 결과를 보고한다. 모형 4에서도 모형 1, 2, 3과 마찬가지로 OUT과 ACC는 유의한 음의 회귀계수를 가지는 반면 ACC는 음의 값을 가지기는 하나 유의하지 않다. 통제변수도 앞서와 마찬가지로 BIG만이 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다.<sup>8)</sup>

8) 전영순·손준희(2005)의 경우 유가증권평가손실(LOSS)의 경우 유의한 양(+)의 값을 보인 반면 본 연구에서는 양의 값을 보이긴 하였지만 유의하지 않았다. 이러한 결과는 전영순·손준희(2005)의 경우 표본기

〈표 5〉 다변량 로짓 분석 결과

$$\text{식(1)} : Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{OUT}_{it} + \beta_2 \text{ACC}_{it} + \beta_3 \text{ACT}_{it} + \beta_4 \text{SIZE}_{it} + \beta_5 \text{FORE}_{it} + \beta_6 \text{OWN}_{it} \\ + \beta_7 \text{BIG}_{it} + \beta_8 \text{ROE}_{it} + \beta_9 \text{LOSS}_{it} + \sum \text{YD} + \varepsilon_{it}$$

| 변 수            | 예상부호 | 모형1                 | 모형2               | 모형3                  | 모형4                 | 모형5                 |
|----------------|------|---------------------|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| INTERCEPT      |      | -1.577<br>(0.274)   | 2.318<br>(0.814)  | 1.600<br>(0.384)     | -0.980<br>(0.102)   | 0.518<br>(0.358)    |
| OUT            | -    | -4.623<br>(5.477)** |                   |                      | -3.636<br>(3.052)*  | -2.950<br>(3.485)*  |
| ACC            | -    |                     | -0.510<br>(0.926) |                      | -0.367<br>(0.442)   | -0.370<br>(0.450)   |
| ACT            | -    |                     |                   | -1.641<br>(7.043)*** | -1.286<br>(3.921)** | -1.299<br>(4.008)** |
| SIZE           | -    | 0.105<br>(0.378)    | -0.167<br>(1.730) | -0.104<br>(0.630)    | 0.088<br>(0.259)    |                     |
| FORE           | -    | -2.197<br>(3.127)*  | -1.775<br>(2.179) | -1.585<br>(1.650)    | -1.870<br>(2.196)   | -1.618<br>(1.996)   |
| OWN            | -    | -0.217<br>(0.033)   | -0.368<br>(0.096) | -0.198<br>(0.027)    | -0.107<br>(0.008)   | -0.258<br>(0.048)   |
| BIG            | +    | 0.761<br>(1.729)    | 0.981<br>(2.721)* | 1.102<br>(3.212)*    | 1.062<br>(2.891)*   | 1.166<br>(3.854)**  |
| ROE            | -    | -0.145<br>(0.045)   | -0.133<br>(0.038) | -0.007<br>(0.000)    | 0.017<br>(0.001)    | 0.015<br>(0.000)    |
| LOSS           | +    | 2.411<br>(0.197)    | 2.288<br>(0.173)  | 0.603<br>(0.012)     | 0.433<br>(0.006)    | 0.318<br>(0.003)    |
| YD             |      | 포함                  | 포함                | 포함                   | 포함                  | 포함                  |
| n              |      | 183                 | 183               | 183                  | 183                 | 183                 |
| Model $\chi^2$ |      | 18.686**            | 13.868            | 20.308**             | 23.727**            | 23.466**            |

a) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 나타냄(양측검증)

b) 변수정의 :

Y<sub>it</sub> : 가결산 순이익 - 사후 확정 순이익 > 0이면 1, 그렇지 않으면 0OUT<sub>it</sub> : 이사회내 사외이사비율(= 사외이사수/총등기이사수)ACC<sub>it</sub> : 이사회 내 사외이사 중에서 회계사, 세무사 및 세무공무원, 경영전공교수의 비율ACT<sub>it</sub> : 이사회의 사외이사의 참석률=  $\Sigma$ 참석사외이사수/소집된 이사회의 사외이사총수 / 이사회개최회수SIZE<sub>it</sub> : 기초자산의 자연대수를 취한 값

간이 1995년~2002년인 반면 본 연구는 2000년~2003년으로 표본기간의 차이에 기인한 결과일 수 있다. 또한 선행연구는 OLS를 사용한 반면 본 연구는 로짓분석을 사용함으로써 분석방법의 차이에 기인할 수 있다.

FORE<sub>it</sub> : 해당연도말 외국인지분율

OWN<sub>it</sub> : 대주주1인지분율(특수관계자 포함)

BIG<sub>it</sub> : 미국의 감사법인과 업무제휴관계가 있으면 1, 그렇지 않으면 0

ROE<sub>it</sub> : 당기순이익 / 평균총자본

LOSS<sub>it</sub> : 유가증권평가손실율

{(유가증권평가손실 - 평가이익) + (지분법평가손실 - 평가이익)} / 매출액

앞에서 제시한 <표 4>독립변수들 간의 상관관계 분석 결과를 보면 SIZE와 OUT간에는 매우 높은 상관관계가 있음을 알 수 있다. 따라서 SIZE와 OUT간의 높은 상관관계가 회귀식의 추정치에 미칠 영향을 고려하여 모형 5에서는 SIZE를 제거한 후 추정한 결과를 보고한다. 모형 5의 결과를 살펴보면 모형 4와 다르지 않음을 알 수 있다. 즉, OUT와 ACT는 Y와 음(-)의 유의한 관련성을, BIG는 양(+)의 유의한 관련성을 나타낸다.

이상의 모형1에서 5까지의 결과를 살펴보면, 이사회와 독립성과 사외이사의 활동성이 높을수록 경영자의 과대공시를 방지 할 수 있음을, 미국의 감사법인과 업무제휴관계가 있는 감사인의 경우에는 그렇지 않은 감사인에 비하여 보수적인 감사를 실시함으로 인해 결산이익을 줄여 오히려 양(+)의 관련성을 있음을 알 수 있다.

## V. 결론 및 한계점

본 연구는 기업의 효율적인 내부통제시스템이 자발적 공시 정보의 신뢰성을 증가시키는 지를 실증 분석하였다. 구체적으로 외환위기 이후 도입된 대표적인 내부통제시스템인 사외이사의 특성이 신문 매체 등에 의해 자발적으로 사전 공시되는 순이익의 과대공시와 관련성이 있는지를 검증하였다.

본 연구의 실증분석결과, 첫째, 이사회와 독립성이 낮을수록 즉, 이사회 내 사외이사의 비율이 낮을수록 가결산 순이익을 과대공시하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 둘째, 사외이사의 활동성이 낮을수록 즉, 사외이사의 이사회 참석률이 낮을수록 가결산 순이익을 과대공시하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 그러나 사외이사의 전문성과는 관련이 없는 것으로 나타났다.

또한 본 연구의 결과 고품질의 감사서비스를 제공하는 것으로 여겨지는 대형회계법인이 감사를 한 기업의 경우 가결산 순이익에 비하여 결산순이익이 적은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대형회계법인이 감사한 기업이 가결산 순이익을 과대 공시한다기 보다 대형회계법인의 경우 그렇지 않은 경우에 비해 손해배상책임이 상대적으로 크기 때문에 채무제표오류와 관련된 감사위험을 낮추기 위하여 더 보수적인 감사를 실시한 결과로 볼 수 있다(Beaver 1993; Simunic and Stein 1987; 백원선·유재권 2005). 왜냐하면 외부감사인의 의견이 반영된 순이익은 결산 순이익이기 때문이다. 따라서 감사인이 보수적인 회계처리를 선호한다면 결산순이익은 감소하게 되고 그 결과 가결산 순이익과 결산순이익의 차이는 커지게 된다.

사회적으로 회계투명성과 공시에 대한 관심이 대두되고 있는 상황에서 본 연구의 결과는 이사회

내 사외이사의 구성과 운영방법, 즉 내부통제의 효율성에 따라 경영자의 자발적 공시의 신뢰성에 차이가 있음을 검증함으로써 학계 및 실무계에 유익한 정보를 제공할 것으로 판단된다.

본 연구는 다음과 같은 한계점도 지니고 있다. 첫째, 본 연구는 가결산 순이익을 측정하기 위하여 매일경제신문 기사를 검색하였다. 선행연구와 동일한 방식으로 기사를 검색하였음에도 불구하고 표본의 수가 적은 것은 저자들의 부주의나 오류로 인하여 발생할 수 있다. 따라서 가결산 순이익을 보고했음에도 불구하고 표본에서 누락되었을 수도 있다. 둘째, 본 연구에서 사용한 독립성, 전문성, 활동성의 대용변수들은 기업이 공시한 사업보고서에서 추출하였다. 이로 인해 기업들이 공시한 정보의 정확도에 따라 각 변수들의 측정오차가 발생할 수 있다. 마지막으로 본 연구에서 통제한 여러 변수 외에 다른 변수에 의해 영향을 받을 수 있다. 이러한 생략변수(omitted variable)의 문제를 간과할 수 없는 한계점으로 지적할 수 있다.

K C I

## 참고문헌

- 백원선 · 유재권, “2005. 감사인의 유형과 보수주의”. 회계와 감사연구 제41호 : 241-260.
- 손성규. 1997. “경영자의 자발적 회계정보 예측에 대한 주식시장의 정보효과”. 회계학연구 제4호 : 27-55
- 손성규 · 이은철. 2005. “손익구조변경 수시공시의 정보효과에 대한 실증분석”. 한국회계학회 하계학술 발표대회.
- 이효익 · 정영진 · 김한수 · 문상혁. 2002. “보수주의 적용과 감사인간의 품질 차이 연구”. 회계와 감사연구 제38호 : 1-40.
- 장지인 · 전영순. 2003. “가결산 결과의 사전공시 현황 및 공시기업의 특성과 주가반응의 선점효과”. 회계학연구 제28권 제1호 : 79-107.
- 전영순 · 손준희. 2005. “가결산 순이익의 과대공시와 기업특성 및 시장의 사후 감사기능”. 회계학연구 제30권 제2호 : 79-105.
- Bamber, L. S. and Y. S. Cheon. 1995. Differential Price and Volume Reactions to Accounting Earnings Announcements. *The Accounting Review*(July) : 510-532.
- Beasley, M., 1996. An Empirical Analysis of the Relation between Board of Director Composition and Financial Statement Fraud. *The Accounting Review* 71(October) : 443-465.
- \_\_\_\_\_, 1998. Boards of Directors and Fraud. *CPA Journal* 68(April) : 56-58.
- \_\_\_\_\_, J. Carcello, and D. Hermanson, 1999. Fraudulent Financial Reporting : 1987-1997. An Analysis of U.S. Public Companies. Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission.
- \_\_\_\_\_, J. Carcello, and D. Hermanson, 2000. Fraudulent Financial Reporting : Consideration of Industry Traits and Corporate Governance Mechanisms. *Accounting Horizons* 14(December) : 441-454.
- \_\_\_\_\_, and S. Salterio, 2001. The Relationship between Board Characteristics and Voluntary Improvements in Audit Composition and Experience, *Contemporary Accounting Research* 18(Winter) : 539-570.
- Beaver, W. H., 1993. Conservatism. Working Paper, Stanford University.
- Bryan, D., M. H. Carol Liu, and S. L. Tiras, 2004. The Influence of Independent and Effective Audit Committees on Earnings Quality. Working Paper. State University of New York at Buffalo.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeny, 1996. Causes and Consequences of Earnings Manipulation : an Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13(Spring) : 1-36.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo, 1991. Incidence and Circumstance of Accounting Error. *The Accounting Review* 66(July) : 643-655.
- \_\_\_\_\_, and K. R. Subramanyam, 1998. Auditor Changes and Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25(February) : 35-67.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu. 2001. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets : A Review of the Empirical Disclosure Literature. *Journal of Accounting and Economics* 31 : 405-440.

- Jensen, M. C. and W. H. Meckling, 1976. Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3(October) : 305—360.
- Klein, A., 1998. Firm Performance and Board Committee Structure. *The Journal of Law and Economics* 41(April) : 275—303.
- \_\_\_\_\_, 2002. Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management. *Journal of Accounting and Economics* 33(August) : 357—400.
- Lee, J and S. Sohn. 2005. An Empirical Analysis of the Relationship Between Corporate Governance and Corporate Disclosure Practices in Korea. Proceeding of Korean Accounting Association 2005 Summer Conference.
- Maddala, G. S. 1983. Limited—Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, London : Cambridge.
- McMullen, D. 1996. Audit Committee Performance : An Investigation of the Consequences Associated with Audit Committee. *Auditing : A journal of Practices & Theory* 15(spring) : 87—103.
- \_\_\_\_\_, and K. Raghunandan. 1996. Enhancing Audit Committee Effectiveness. *Journal of Accountancy* 182(August) : 79—82.
- Menon, K., and J. Williams. 1994. The Use of Audit Committee for Monitoring. *Journal of Accounting and Public Policy* 13(Summer) : 121—139.
- Penman, S. 1980. An Epirical Investigation of the Voluntary Disclosure Corporate Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research* : 132—160
- Peasnell, K. V., P. F. Pope & S. Young, 1998. Outside Directors, Board Effectiveness, and Earnings Management. Working Paper. Lancaster University.
- Simunic, D. and M. Stein, 1987. Product Differentiation in Auditing : A Study of Auditor Effects in the Market for New Issues. The Canadian Certified General Accountant's Research Foundation.
- Warfield, T., J. Wild, and K. Wild, 1995. Managerial Ownership, Accounting Choices, and Informativeness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 20 : 61—91.
- Watt, R. L. and J. L. Zimmerman, 1986. Positive Accounting Theory. Englewood Cliffs. NJ : Prentice—Hall.
- Wild, J. J., 1996. The Audit Committee and Earnings Quality. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 11(Spring) : 247—276.
- Xie, B., W. N. DAvidson III, and P. J. DaDalt, 2003. Earning Management and Corporate Governance : The Roles of the Board and the Audit Committee. *Journal of Corporate Finance* 9(June) : 295—316.

## Optimistic Preliminary Earnings Announcements and Characteristics of Outside Directors

Moon, Sang-Hyuk\* · Lee, Hwa-Jin\*\* · Park, Jong-Kook\*\*\*

### 〈Abstract〉

This study examines if efficient internal monitoring system increases reliance on information of voluntary disclosure. Specifically with a characteristic of the outside directors, a typical internal monitoring system introduced after the 1997 Korean financial crisis we determine if it has relevance with optimistic preliminary earnings which is announced voluntarily ahead of time by the press.

As a result of the study, first, as the independency of the Board is lower, in other words, as the ratio of outside directors in the Board is lower, there is a tendency to announce the optimistic preliminary earnings. Second, as the activity of the outside directors is lower, in other words, as attendance of the outside directors is lower, there is a tendency to announce the optimistic preliminary earnings. However, We don't find relevance of the competence of the outside directors. Last, We find that the firms which are audited by a Big accounting firm which is considered to provide high quality of audit service, closing earnings is smaller than preliminary earnings. This confirms the results of the prior research that relative large responsibility of compensation for damage makes the Big accounting firm to enforce more conservative audit to reduce risk of inspection related to financial statement errors (Beaver 1993; Simunic and Stein 1987; Paek · Yoo 2005).

In the raising interest of accounting transparencies and public announcements, the results of this study can provide beneficial information to the academic and administrative work by verifying differences in reliance of voluntary disclosure of CEO depends on constitution and management of the outside directors in the Board, in other words, the efficiency of internal monitoring system.

<Key words> preliminary earnings, internal monitoring system, outside directors, voluntary disclosure

\* Full-Time Lecturer, Jinju National University

\*\* Assistant Professor, Honam University

\*\*\* Full-Time Lecturer, Yeungnam University