

## 연결재무제표 공시와 역기업규모 현상\*

김종대

충북대학교 경영대학 회계학과 조교수  
(jdkim@cubucc.chungbuk.ac.kr)

본 연구는 연결재무제표공시에 대한 추가반응을 검증한 후에 추가반응의 크기와 기업규모와의 상관관계를 검증하였다. 일반적인 기업규모가설이 추가반응의 크기와 기업규모와의 음의 상관관계를 예측하는 것과는 달리 본 연구는 양자간의 양의 상관관계를 예측한다. 우리 나라의 연결재무정보에 관해서는 일반적으로 나타나는 기업규모별 정보이용성의 차이가 거의 없을 뿐 아니라 대체로 재벌기업에 속하는 대기업의 연결재무정보를 예측하기가 비재벌기업인 소기업의 경우보다 어려울 것이므로 실제 연결정보가 공시되었을 때 대기업의 추가반응이 소기업의 추가반응보다 더 클 것이라고 예측한다. 1993-95년 기간 중 479개 연결대상기업에 대해서 주식초과수익률의 분산을 이용하여 검증한 결과 연결재무제표 제출마감일을 포함하는 주(공시주)와 그 전주에 유의한 추가반응이 관찰되었다. 보통주 시가총액을 기준으로 총표본을 대기업군과 소기업군으로 나누었을 때 대기업의 추가반응이 대체로 소기업의 추가반응보다 크게 나타났으며, 회귀분석에서 기업규모는 추가반응의 크기와 양의 상관관계를 가졌다. 그러나 재벌더미변수를 설명변수로 추가한 결과 기업규모는 유의성을 잃고 재벌더미변수는 유의하게 나타났다. 따라서 대부분의 재벌기업들이 대기업인 점을 고려한다면 대기업의 추가반응이 소기업에 비해 크게 나타난 것이 기업규모의 차이 때문이라기보다는 재벌소속여부에 따른 것임을 알 수 있다. 추가분석에서 연결구조 복잡성의 대용변수로 사용한 개별총자산에 대한 연결총자산의 비율이나 종속회사수는 추가반응과 유의한 상관관계를 보이지 않으나 재벌구조 복잡성의 대용변수인 계열기업수는 추가반응과 양의 유의한 상관관계를 보여 연결기준에 의한 지배-종속회사의 특성보다는 지배회사가 속한 재벌그룹의 특성이 추가반응의 횡단면적인 차이를 설명하는 변수임을 알 수 있다. 결론적으로 변수의 측정에 따라 다르게 나타나기는 하지만 대체로 역기업규모 현상이 나타나며 이러한 현상은 기업규모의 차이나 연결구조의 특성이 아닌 재벌그룹의 특성에 기인한 것임을 알 수 있다.

### 1. 서 론

연결재무제표의 작성·감사가 의무화된 1992년 4월의 증권거래법 시행규칙의 개정이나 1994년 주식회사 외부감사에 관한 법률의 개정, 그리고 최근의 기업회계기준의 개정, 결합재무제표 도입의 필요성 등의 논의에 있어서 항상 주목을 받아 왔던 이슈가 바로 연결범위에 관한 논의였다. 연결재무제표기준이 제정되기 전인 1981년 개정된 '기업회계기준' 6조에서는 지분율기준에 의한 연결재무제표의 작성

을 규정하였다. 그후 1985년 제정된 '연결재무제표 기준'에서는 한국의 기업소유구조의 특수성을 감안하여 실질지배력기준을 추가하였다. 그러다가 1994년 '기업회계기준'의 개정에 따라 연결재무제표기준 및 준칙이 개정되었으며 여기에서는 실질지배력기준이 축소되었다. 그러던 것이 최근에는 실질지배력기준을 극대화한 결합재무제표의 작성이 의무화되었다.

이러한 변화와 논의의 배경에는 우리 나라 재벌그룹의 특수한 소유구조가 있다. 즉, 우리 나라 재벌의 구조상 지분의 50% 이상을 소유하지 않더라도

실질적으로 기업을 지배하는 경우가 허다하며 같은 재벌그룹에 속하는 기업은 지분율이 낮더라도 1인 또는 소수의 특수 이해관계인에 의해 지배된다. 동일계열에 속하는 기업들은 계열기업간 상호출자, 상호지급보증 및 담보제공, 내부거래, 상호자금대차 등으로 상호 밀접한 관계를 가지는 경제적 단일체의 성격이 강하다고 볼 수 있다.

많은 학자들과 특히 공정거래위원회는 실질지배력기준을 제한적으로 적용하는 것으로는 불충분하고 재벌그룹에 속하는 모든 기업의 재무제표를 연결하는 기업집단 연결재무제표의 도입을 주장하여 왔다. 반면, 재벌기업과 일부 학자는 이의 도입을 반대하였다. 정부는 1996년 경제장관회의에서 기업집단연결재무제표 도입의 필요성은 인정하나 경쟁력강화에 기업의 노력을 집중하여야 할 시기에 기업의 부담을 가중시킬 새로운 제도의 도입은 시기적으로 적절하지 않다는 이유로 도입하지 않기로 결정하였다(한국경제신문, 1996년 10월 14일).

그러나 최근 IMF 구제금융 신청이후 IMF와 외국투자자 및 채권자들의 요구로 정부는 1999년부터 30대 재벌이 결합재무제표를 작성하도록 외감법을 개정하였다. 그러나 결합재무제표의 작성이 의무화되고 그 동안 결합재무제표도입의 타당성에 관해 활발한 논의가 진행되어 왔음에도 불구하고 결합재무제표의 유용성이나 도입의 필요성에 관한 실증자료는 거의 없었다. 다만 김권중과 남상오(1994)와 권수영과 송창준(1994)은 집단연결재무제표 도입 찬성론의 가정의 타당성을 검증함으로써 이를 간접적으로 지지하는 실증자료를 제시하고 있다.

본 연구는 연결이익의 발표에 따른 주가변동과 관련하여 우리 나라 재벌그룹의 특수한 구조로 인하여 일반적으로 외국에서는 발견될 수 없는 현상을 검증함으로써 간접적으로 재벌그룹의 특수소유

구조를 고려한 연결정보 공시확대의 필요성을 검증한다. 일반적으로 외국기업의 (연결)이익공시를 이용한 정보효과연구(information content study)나 우리 나라의 개별이익공시를 이용한 정보효과연구에서는 기업규모와 정보효과의 크기는 음의 상관관계를 보인다(기업규모가설 또는 차별적 정보가설). 그 이유는 일반적으로 이익공시의 정보효과는 이익예측을 위한 투자자의 사전정보의 가용성(information availability)에 반비례하는데 사전정보의 가용성은 기업규모와 비례하기 때문이다(Bhushan 1989). 대기업에 대해서는 일반적으로 더 많은 사전정보의 공시가 요구되고 더 많은 재무분석가들이 분석자료를 내놓기 때문에 투자자들이 대기업의 이익은 비교적 정확하게 예측하고 그러한 예측에 기초하여 투자사결정을 하였으므로 실제이익이 발표되어도 주가에 미치는 영향은 크지 않다는 것이다(Atiase 1985; Collins, Kothari and Rayburn, 1987). 실제로 김병호(1995)는 우리나라의 재벌기업의 이익공시에 대해서 기업규모가설이 지지됨을 보여 주고 있다.

그러나 Freeman(1987)이 그 가능성을 지적하였듯이 기업의 구조가 아주 복잡하여 투자자들이 사전정보에 근거하여 이익을 예측하기가 어려운 경우에는 대기업이라 할지라도 주가는 이익정보를 미리 반영하지 못할 것이며 따라서 실제이익이 발표되었을 때 대기업의 주가는 소기업보다 오히려 더 큰 반응을 보일 것이다. 미국이나 다른 선진국의 경우에는 이것이 이론적 가능성일 뿐 실증적으로 검증되기 어려우나 복잡하고 독특한 소유구조를 가진 재벌이 존재하는 한국에서는 이러한 가설의 검증이 가능해진다. 즉, 개별이익이 발표되고 난 후 이 개별이익과 개별이익공시 후 입수가 가능한 다른 정보를 바탕으로 연결이익을 예측하는 투자자의 입

장에서 볼 때 대체로 규모가 큰 재벌기업의 이익을 예측하기가 대부분 소기업인 비재벌기업의 이익을 예측하기보다 더 어려울 것이다.

그나마 연결이익의 추정을 위한 재무분석가들의 자료가 충분하여 대기업의 정보가용성을 더 크게 만들어 준다면 재벌기업(또는 대기업)의 연결이익 예측이 다소 쉬워지겠지만 우리 나라의 재무분석가들은 개별이익에 관해서는 대기업 중심으로 많은 예측자료를 경쟁적으로 발간하고 있으나 연결이익에 관해서는 그다지 많은 예측정보를 제공하고 있지 않다. 따라서 이러한 상황에서는 재벌기업(또는 대기업)의 구조의 복잡성요인이 압도적으로 작용하여 재벌기업(또는 대기업)의 주가가 비재벌기업(또는 소기업)의 주가보다 이익에 관한 정보를 더 적게 반영하여 실제연결이익이 발표되었을 때 더 큰 주가반응을 보일 것이다. 이러한 현상을 본 논문에서는 역기업규모 현상이라 부른다.<sup>1)</sup>

따라서 본 연구의 목적은 연결재무제표의 공시와 관련하여 이러한 역기업규모 현상을 검증하는 것이다. 이를 검증하기 위해서 1993-95년간의 연결대상기업 중에서 일정한 기준을 만족시키는 479개 표본기업을 선정하여 비정상수익률의 분산을 사용한다. 연결재무제표 제출마감일인 4월 30일이 속하는 주를 공시주로 정하고 공시주 전후 각 3주 동안의 수익률분산을 추정기간(2년)의 수익률분산 평균과 비교하여 연결재무제표의 정보효과를 검증한 결과 공시주에 유의한 주가반응이 관측되었다.

또한 전체 표본기업을 기업규모별로 대기업군 및 소기업군으로 나누고 동시에 30대재벌에 속하는 재벌기업군과 그렇지 않은 비재벌기업군으로 나누

어 주가반응의 차이를 관찰한 결과 재벌기업군과 대기업군에만 주가반응이 유의한 것으로 나타났다. 대기업과 재벌기업에 나타나는 유의한 주가반응이 기업규모 때문인지 재벌그룹소속 때문인지 관찰한 결과 재벌그룹소속여부를 통제했을 때는 기업규모에 따른 주가반응이 나타나지 않았으나 기업규모를 통제했을 때는 재벌기업군의 주가반응이 비재벌기업군의 주가반응보다 훨씬 크게 나타났다. 따라서 전통적인 기업규모가설에서 예측하는 바와는 달리 역기업규모 현상이 나타났으며 재벌그룹 소속여부에 따라 주가반응은 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

본 장 이후에 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 연결이익의 정보효과, 이익공시에 따른 기업규모가설 및 결합재무제표도입의 타당성에 관한 이전연구를 검토한다. 3장에는 연구방법, 모형 및 변수의 측정을 설명하고 가설을 제시한다. 실증분석결과는 4장에 제시되어 있으며 5장은 요약, 결론 및 추후의 연구과제를 제시한다.

## II. 이전연구

연결이익의 정보효과에 관한 이전의 연구들은 연결이익이 발표되는 시점을 전후하여 주가는 반응을 보이며 비기대이익과 비기대주가수익률은 양의 상관관계를 가짐을 보여 주고 있다(정규언과 김정원, 1994; 전성빈, 1994; 박성환, 1995). 즉, 연결이익이 개별이익보다 크면 양의 비정상수익률을 보

1) 일반적인 정보환경에서 이익공시 시점에서 소기업의 주가반응이 상대적으로 크게 나타나는 것을 기업규모가설이라 하며 크게는 정보환경가설이라 할 수 있다. 이와 같은 맥락에서 우리 나라의 독특한 정보환경에서는 대기업이 더 큰 주가반응을 보일 수 있다는 것을 본 연구는 역기업규모 현상이라 부른다.

이고 연결이익이 개별이익보다 작으면 음의 비정상 수익률을 보인다는 것이다. 이는 연결이익의 공시가 정보효과를 가지며 투자자들이 연결이익을 추정할 때 개별이익을 비교치(benchmark)로 사용함을 시사해 준다. 이 외에도 거래량의 변화를 측정하여 연결이익의 정보효과를 보여주는 연구도 있다(황인태, 1995).

한편 이익의 정보효과에 관한 이전의 연구들은 이익의 정보효과는 횡단면적으로 차이가 있으며 이익공시에 따른 주가반응은 이익예측에 관한 사전정보의 가용성에 달려 있음을 보여 주고 있다. 즉 이익예측에 필요한 사전정보의 가용성이 클수록 주가는 이미 많은 정보를 반영하고 있으므로 실제이익공시에 따른 주가변동이 작다는 것이다.

이전의 연구들은 사전에 이용가능한 이익예측정보의 양은 기업규모와 관련이 있다고 보고하고 있다(Atiase, 1985; Collins, Kothari and Rayburn, 1987; Freeman, 1987). 즉 기업규모가 클수록 사전정보가용성이 크며 따라서 이익공시에 따른 주가반응이 더 작다는 것이다. Atiase(1985)는 기업이익의 정보유용성이 기업의 규모에 따라 횡단면적으로 다르게 나타남을 발견하였다. 일반적으로 대기업에는 상대적으로 많은 이해관계자가 존재하여 보다 많은 정보가 이용가능하게 되며 따라서 이익에 관한 정보도 실제이익 발표 이전에 이미 주가에 반영되어 있을 것이라고 그 이유를 들었다.

Collins, Kothari, and Rayburn (1987)은 기업규모를 그 기업을 따르는 거래원과 재무분석가의 수의 대용변수로 보고 가격에 기초한 이익예측(price-based earnings forecast)과 시계열모형의 예측정확성을 비교한 결과 대기업에 대해서는 가격에 기초한 모형이 시계열보다 우월하나 소기업에 대해서는 차이를 발견할 수 없었다.

한편 김병호(1995)는 한국주식시장에서 개별이익공시에 따른 주가반응을 주식수익률분산의 크기로 측정하여 기업규모와 주가반응이 역의 상관관계를 가지는지 검증하였다. 1987-93년 동안 165개 기업의 이익공시에 따른 비정상수익률의 분산을 조사한 결과 규모가 큰 기업의 주가반응이 작은 기업의 주가반응보다 더 작은 것으로 나타났다. 기업규모와 주가반응간에 역의 상관관계를 보여 일반적인 정보가용성가설과 일치하는 것으로 보고하고 있다.

일반적으로 이익의 정보효과분석에서는 사전의 정보가용성(information availability)의 대용치로서 재무분석가의 수(analyst follow-up) 또는 기업의 규모를 사용한다(Bhushan, 1989; Freeman, 1987). 재무분석가의 수를 대용변수로 사용하는 이유는 당해 기업을 분석하는 재무분석가의 수가 많을수록 이익예측에 필요한 정보를 많이 제공하여 주가는 이익정보를 많이 반영하고 있을 것이기 때문이다. 그러나 우리 나라 연결이익의 경우는 기업규모와 관계없이 재무분석가들이 많은 정보를 제공하지 않고 있으므로 이를 정보가용성의 예측치로 사용하기 곤란하다.

예를 들면, 대신경제연구소의 주간 투자정보지인 '대신투자'는 1994년 1월-4월 기간동안 연결대상 기업의 연결순이익의 예측치는 한 건만 제시하였다. 단지 1994년 1월 3일자 '대신투자'에 30대 그룹의 지주회사의 개별이익 예측치와 연결후의 효과(증가 혹은 감소)만을 한번 제시하였다. 또한 1994년 4월 25일자 '대신투자'에 연결이익이 개별이익의 2배 이상이 될 것으로 기대되는 기업 12개와 1.5배 이상이 될 것으로 기대되는 기업 10개를 선정하였다. 대우경제연구소의 경우는 같은 기간동안 연결이익 예측치를 한 건도 제시하지 않았다.

이처럼 우리 나라의 연결이익의 경우에는 재무분

석가의 수에 있어서 큰 차이가 없으므로 대기업의 정보가용성이 소기업보다 클 것이라 단정하기 어렵다. 또한 연결재무제표의 강제적인 정보요구에 관한 한 대기업이 소기업에 비해 더 많은 사전정보공시를 요구받는 것도 아니다. 그렇다면 일반적인 정보가용성시설이 예측하는 기업규모와 주가반응간의 역의 상관관계는 우리 나라의 경우 나타나지 않을 것이다.

오히려 Freeman(1987)이 지적하였듯이 구조가 복잡한 대기업의 경우에 투자자의 정보검색비용이 소기업보다 더 클 수 있으므로 대기업의 정보가 소기업보다 더 많을 수 있는 유인이 줄어들게 된다. 우리 나라의 대기업의 경우 대체로 30대 재벌그룹에 속한 기업이 많은데 이들 기업은 지분소유관계가 복잡하고 내부거래와 이익이나 재무구조의 조작 가능성이 있기 때문에 이들에 대한 연결재무정보의 예측이 어려울 것이다.

우리 나라에서 연결이익의 정보효과에 관하여 기업규모에 따른 횡단면적인 차이를 고찰한 연구는 아직 없었으며 더구나 복잡한 기업소유구조로 인하여 오히려 대기업의 주가반응이 소기업보다 클 가능성을 제시하고 검증한 연구는 국내외에 한 편도 없다. 따라서 본 연구는 우리 나라 기업의 독특한 소유구조에 따른 독특한 현상을 설명할 실증적인 증거를 제시해 줄 것이다. 그뿐 아니라 재벌기업군의 정보에 대한 수요(투자자 입장에서의 필요성)를 간접적으로 검증함으로써 재벌그룹 전체의 재무정보제공의 필요성에 관한 간접적인 증거를 제시해 줄 것이다.<sup>2)</sup>

결합재무제표 대 지분율기준 연결재무제표의 논쟁을 뒷받침할 실증분석은 지금까지 김권중과 남상

오(1994)와 권수영과 송창준(1994)을 제외하고는 거의 찾아 볼 수 없다. 김권중과 남상오(1994)는 집단연결재무제표 도입 찬성론의 가정의 타당성을 검증함으로써 이를 간접적으로 지지하는 실증자료를 제시하고 있다. 즉, 정보이용자들이 계열기업의 미래현금흐름을 평가함에 있어서 동일기업집단의 타계열기업의 상호지급보충에 대한 정보를 이용한다면 기업의 이익반응계수가 동일집단 내 타계열기업의 채무불이행확률과(음의) 상관관계를 가질 것이라는 예측을 하고 이를 검증하였다.

권수영과 송창준(1994)은 재벌그룹의 계열회사가 하나의 경제적인 실체로 간주될 수 있다는 집단재무제표 도입 찬성론의 기본 가정을 조사하였다. 이들은 재벌그룹의 계열회사간 내부거래 및 채무보증액의 크기로 계열회사간 상호의존관계를 측정하였다. 그 결과 연결대상기업이 비연결대상기업 또는 결합대상기업에 비해 연결재무제표 작성기업과 높은 경제적 의존관계가 있는 것으로 나타나 하나의 경제실체인데도 불구하고 연결대상에서 제외되었거나 서로 다른 연결재무제표가 작성되지 않는다는 것을 발견하였다.

기업집단연결재무제표 도입에 관한 찬성과 반대 입장을 설명하는 이론적, 기술적 설명들은 많이 있어 왔으며(남상오 1993, 이만우 1992, 송인만 1998, 권수영 1998 등) 최근에 결합재무제표가 의무화되고 난 후에는 결합재무제표의 구체적인 작성절차 및 기준에 관한 논의가 진행되고 있다(이만우 1998). 또한 결합재무제표의 유용성에 관한 개념적인 논의가 진행되고 있는데(고완석 1998) 이러한 모든 논의 외에도 연결 또는 결합재무제표의 정보효과 및 필요성에 관한 실증분석결과가 요구되고 있다. 본 논

2) 이것이 반드시 결합재무제표의 작성을 의미하는 것은 아니다. 결합재무정보는 결합재무제표를 통해서 공시될 수도 있으나 기존의 개별 또는 연결재무제표의 공시내용을 확대하는 방법도 가능하다.

문은 이를 위한 간접적인 증거를 제시해 줄 것이다.

### III. 연구방법, 모형 및 가설

상장법인의 감사받은 연결재무제표는 결산일 후 4개월 이내에 증권감독원에 제출하여야 한다. 일반적으로 상장기업들은 제출마감일에 가까와서야 감사보고서를 제출한다. 본 연구는 연결이익의 정보효과를 측정하기 위해서 연결이익 공시기간의 비정상수익률 분산을 이용한다(Atiase, 1985; McNichols and Manegold, 1983). 공시기간의 수익률분산과 비공시기간의 수익률분산을 비교하는 비교지수를 계산하여 연결이익의 정보효과 검증과 기업규모별 또는 재벌소속여부에 따른 정보효과 크기를 비교하는 데 사용한다.

#### 1. 공시기간의 선정

사건연구를 통하여 연결이익의 정보효과를 검증한 이전의 연구들은 결산일 후 4개월말이 속하는 주를 공시주로 정하거나(전성빈, 1994) 또는 연결감사보고서일이 속하는 주를 사건일로 정하기도 하였다(황인태, 1995). 연결감사보고서일은 감사인들이 감사를 종료하고 철수하는 날짜로 달리 마땅한 사건일을 정하기 어려울 때 사건일로 정할 수 있다. 그러나 감사보고서일에는 아직 연결재무제표가 투자자에게 알려지지 않으며 연결재무제표정보는 감사보고서일보다는 감사보고서가 증권감독원에

제출되는 4월 말경에 투자자들에게 공시된다고 볼 수 있다.<sup>3)</sup>

따라서 본 연구에서는 결산일 후 4개월 말일이 속하는 주(12월 결산법인인 경우 4월 30일이 속하는 주)를 공시주로 정하여 분석한다. 공시주가 정해지면 공시주( $t=0$ )를 포함하여 이전 3주와 이후 3주의 7주간을 검증기간 (TP : Test Period)이라 칭한다. 보고기간 동안의 각 주의 수익률분산은 추정기간 (EP : Estimation Period)의 평균수익률분산과 비교되는데 추정기간은 대상이 되는 결산기와 그 직전 년도를 포함한 104주(2년)로 정한다.

#### 2. 비정상수익률 분산의 측정

검증기간에 대한 주별 비정상수익률의 측정을 위해서 동일가중주가수익률을 적용한 시장모형을 사용한다(동일가중주가수익률에 대해서는 김권중 등 (1994) 참조).

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + e_{i,t}$$

여기에서,  $i = 1, \dots, N$  (표본기업수),

$t = 1, \dots, T$  (104주),

$R_{i,t}$  :  $i$  기업의  $t$  주의 수익률,

$R_{m,t}$  :  $t$  주의 동일가중 시장수익률.

추정기간(결산일을 포함한 직전 104주) 동안의  $R_{i,t}$ 와  $R_{m,t}$ 를 사용하여  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 를 추정한다. 그리고  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 의 추정치를 사용하여 비정상수익률  $U_{i,t}$ 를 계산한다.

3) 연결재무제표 감사보고서일과 본 연구에서 공시일로 정하고 있는 4월 30일 간의 차이를 분석해 보면 94년도 표본기업의 경우 평균 3.8주(22.4일) 떨어져 있다. 1주 차이가 나는 경우가 2개이며, 2주, 3주 및 4주 떨어져 있는 경우가 각각 33개, 57개 및 17개 기업이다.

$$U_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt})$$

여기에서  $U_{it}$ 는 기업  $i$ 의  $t$  주의 비정상수익률을 의미하며 수익률의 분포가 독립적이고, 추정된 평균이 검증기간에도 타당하다고 가정하면  $U_{it}$ 는 다음과 같은 특징을 갖는다.

$$E(U_{it}^*) = 0,$$

$$t^* \in TP \text{ (검증기간)}, i = 1, \dots, N$$

$$COV(U_{it^*}, U_{is}) = \begin{cases} C_{ist} \sigma_i^2, & s \neq t^* \\ C_{it} \sigma_i^2, & s = t^* \end{cases}$$

$$s, t^* \in TP, i = 1, \dots, N$$

$$COV(U_{it^*}, U_{mt^*}) = 0, t^* \in TP,$$

$$i = 1, \dots, N$$

여기에서,

$$\sigma_i^2 = S_i^2 = \sum_{t \in EP} e_{it}^2 / (T-1),$$

$$t \in EP \text{ (추정기간)}$$

$$C_{ist^*} = 1 / T \quad t^* \notin TP$$

$$C_{it^*} = 1 + (1/T) \quad t^* \in TP$$

$$COV(U_{it^*}, U_{jt^*}) = \begin{cases} 0, & i \neq j \\ C_{it^*} \sigma_i^2, & i = j \end{cases}$$

$$t^* \in TP, i = 1, \dots, N$$

검증기간의 비정상수익률의 분산은  $U_{it^*}^2$ 으로 측정되며 이를 추정기간의 수익률분산과 비교하기 위하여 이를 추정기간의 수익률분산으로 표준화한다. 이렇게 만들어진 통계치 ( $U_{it^*}^2 / C_{it^*} S_i^2$ )은  $F(1, T-1)$ 의 분포를 따르며 이 변수의 기대치는  $(T-1)/(T-3)$ 이 된다. 변수의 기대치를 1로 만들기 위해

위의 변수에  $(T-3)/(T-1)$ 을 곱하여 준다. 검증기간의 각 주별로 ( $t = -3, \dots, 3$ ) 비정상수익률 비교지수 ( $VI_{it^*}$ )를 계산한다.<sup>4)</sup>

$$VI_{it^*} = \frac{U_{it^*}^2}{C_{it^*} S_i^2} \times \frac{T-3}{T-1}$$

$$t^* \in (-3, \dots, 0, \dots, +3)$$

$$E(VI_{it^*}) = 1$$

$$VAR(VI_{it^*}) = 2(T-2)/(T-5)$$

위 식에서  $VI_{it^*}$ 는 추정기간(과거 2년) 동안의 비정상수익률의 분산과 공시기간의 비정상수익률의 분산을 비교한 수치로서  $VI_{it^*}$ 의 크기가 1보다 크면 연결이익공시주간의 수익률분산이 추정기간의 분산보다 크다는 것을 의미한다. 이는 연결이익의 공시에 대하여 주가가 반응을 보임을 나타내며 이익의 정보효과가 있음을 보여 주는 것이다. 만약  $VI$ 가 1과 같거나 작으면 연결이익의 정보효과는 없는 것으로 판단할 수 있을 것이다. 연결이익의 정보효과를 검증하기 위해서 검증기간동안의 각 주별로  $VI_{it^*}$ 의 평균이 1보다 크다는 다음의 가설을 설정한다.

가설 1:  $H_{1a}$  :  $VI_{it^*}$ 의 평균은 1 보다 크다.

### 3. 역기업규모 현상의 검증

대기업의 주가반응이 소기업의 주가반응보다 클 것이라는 가설을 검증하기 위하여 우선 기업규모에 따라 표본기업을 같은 수의 두 그룹, 즉 대기업군과 소기업군으로 나눈다. 기업규모는 결산일 현재

4) 변수의 표준화 및 통계적 특성에 대해서는 Patell(1976), McNichols & Manegold(1983)를 참조할 것.

보통주 시장가치로 측정한다. 규모별로 검증기간 동안 주가반응이 유의한지 고찰한다.

보다 직접적으로 이 가설을 검증하기 위하여 다음의 회귀방정식을 사용하여 비정상수익률 분산과 기업규모와의 관계를 분석한다.

$$VI_i = b_0 + b_1 LSIZE_i + e_i$$

여기에서,  $VI_i$  : 수익률분산의 비교지수,

$LSIZE_i$  :  $i$  주식의 보통주 시장가치의 자연로그값.

이 식에서 다음의 가설을 설정한다.

가설 2:  $H_{2a} : b_1 > 0$

한편 재벌소속여부에 따라 주가반응이 차이를 보이는지 검증하기 위해 표본기업을 재벌기업과 비재벌기업으로 나눈다. 재벌기업과 비재벌기업의 구분은 공정거래위원회에서 매년 발표하는 30대 재벌 자료를 기초로 한다. 즉 지배기업이 30대 재벌에 속하면 재벌그룹 그렇지 않으면 비재벌그룹으로 나눈다. 재벌그룹소속여부에 따라 비정상수익률 분산의 차이가 있는지 우선 고찰한다. 즉 재벌기업군의 비교지수와 비재벌기업군의 비교지수를 비교한다.

다음에는 재벌여부를 나타내는 더미변수( $JBDUM_i$ )와 기업규모변수( $LSIZE_i$ )를 동시에 회귀식에 넣어서 재벌여부와 관계없이 기업규모가  $VI_i$ 와 정의 상관관계를 보이는지 검증한다.

$$VI_i = b_{0i} + b_1 LSIZE_i + b_2 JBDUM_i + e_i$$

여기에서,  $JBDUM_i$  : 재벌기업에 대해서는 1, 비재벌기업에 대해서는 0.

또한 위의 식에서 기업규모를 통제했을 때 재벌기업의 주가반응이 비재벌기업의 주가반응보다 큰지 검증하는 다음의 가설을 설정하여 검증한다.

가설 3:  $H_{3a} : b_2 > 0$

#### IV. 실증분석결과

##### 1. 표본기업의 선정 및 자료원

분석을 위한 표본기업은 다음의 선정기준을 만족시키는 기업으로 구성된다.

- 1) 상장법인 중에서 12월 결산법인만을 대상으로 하며 1993-95년에 연결재무제표를 발표한 기업을 대상으로 한다.
- 2) 추정기간과 검증기간의 비정상수익률 계산을 위해 필요한 주가수익률을 구할 수 있어야 한다.
- 3) 기간 중 결산기가 변경된 기업, 합병된 기업, 관리대상 종목은 제외한다.
- 4) 금융업은 제외한다.

이러한 기준에 따라 <표 1>에서 보는 바와 같이 총 479개 기업/년 (이하 기업으로 칭함)이 선정되었다. 표본기업의 확인은 상장회사협의회에서 발행하는 연결재무제표총람을 이용하였다.

또한 실증분석을 위해서 한국증권연구원의 주별 수익률 및 주가자료를 이용하며 (주)한국신용평가의 재무제표자료로부터 시가총액계산을 위한 발행주식총수를 구한다. 30대 재벌그룹에 속하는 기업을 확인하기 위하여 매년 4월 1일 공정거래위원회에서 발행하는 자료를 이용한다.

〈표 1〉 표본기업의 선정

연도		1993	1994	1995	합계
항 목					
12월결산연결회사		162	166	236	564
제외	보고서미제출	-	-	2	2
	관리대상종목	2	2		4
	2년이내상장	2	5	12	17
	합 병	-	2	2	4
	금융업	17	17	17	51
	자료부족			5	5
표 본 수		141	140	198	479

2. 정보효과 분석

우선 연결재무제표의 공시가 정보효과를 가지는 지 보기 위하여 공시주 전후로 VI지수의 유의성을 검증한다. 이전 연구(전성빈, 1994)는 비정상수익률을 이용하여 4월말이 속하는 주의 유의한 정보효과를 보고하고 있다. 본 연구는 비정상수익률의 분산을 이용하여 정보효과를 검증한다.

〈표 2〉는 전체 표본기업의 VI지수값의 분포를 보여 주고 있다. 이 표에서는 두 가지 평균값을 제시하고 있다. 첫 번째 평균치는 원래 VI지수의 값을 나타내 준다. 이 자료에 의하면 4월 30일을 포함하는 주를  $t=0$ 으로 하였을 때, -1, 0, 2, 그리고 3주에 모두 VI지수가 1보다 유의하게 크게 나타난다. 즉 연결감사보고서 제출 마감주와 그 전주 뿐 아니라 그 이후에도 주가가 연결재무제표정보에 유의하게 반응을 보인다.

이러한 결과는 연결재무제표의 정보효과를 뒷받침하는 강력한 증거라고 해석될 수도 있으나 연결감사보고서 제출마감이후 2-3주에도 주가반응을

보인다는 것은 해석상의 어려움이 있어 VI지수의 분포를 검토해 보았다.<sup>5)</sup> 〈표 2〉에 나타난 바와 같이 VI의 평균값은 극단치에 의해서 크게 좌우되고 있음을 알 수 있다. 예를 들면  $t=-1$ 주의 VI의 최대값은 89.91로서 VI의 기대치의 약 90배에 이르고 있다. 또한  $t=2$ 와 3의 경우에도 VI의 최대값이 30을 넘고 있다. 이러한 극단치들이 평균값에 미치는 영향을 완화시키기 위하여 극단치를 조정(winsorize)한다.

이를 위해  $\{(VI의 평균) \pm 4 * (VI의 표준편차)\}$ 를 경계값으로 정하여 이 경계값을 벗어나는 값들에 대해서는 본래의 값 대신에 이 경계값을 사용한다. 여기서 주목할 것은 VI의 최소값은 정의상 0보다 작을 수 없고 VI의 기대치는 1이므로 VI의 분포에 왼쪽으로는 극단치가 존재할 수 없다는 것이다. 따라서 오른 쪽의 극단치만 제거되기 때문에 이러한 극단치조정(winsorization)은 VI값을 과소평가하는 방향으로 편향(bias)을 초래할 수 있다. 그러나 본 연구의 연구가설이 VI가 1보다 크다는 것이므로 극단치를 조정함으로써 발생할 수

5) 제출마감일 2-3주 후에 나타나는 유의한 주가반응을 post-announcement drift로 보면 시장효율성에 반하는 증거로 볼 수도 있다. 그러나 시장효율성은 수익률예측모형의 타당성과 결합가설(joint hypothesis)이므로 간단히 결론지을 수 없다. 그뿐 아니라 일반적으로 정보효과연구(information content study)는 효율적 시장가설을 가정하고 있으므로 본 논문도 이에 따른다.

있는 편의는 귀무가설을 기각하기 어렵게 하는 방향으로 작용하므로 본 연구의 결론을 더 강화시켜 줄 것이다.<sup>6)</sup>

극단치를 제거한 후의 VI값도 역시 <표 2>에 제시되어 있다. VI값은 t=-1과 0주에만 1보다 크며 -1주에는 10% 수준에서, 0주에는 1%수준에서 1보다 유의하게 크다. 따라서 극단치를 제거하고 나서도 -1주와 0주에는 VI값이 1보다 크므로 연결재무제표가 정보효과를 가진다는 가설1이 지지된다고 할 수 있다. 결론적으로 연결재무제표는 정보효과를 가지며 연결감사보고서의 발표는 제출마감일인 4월 30일이 속하는 주를 공시주로 할 때 공시주와 그 전주에 유의한 추가반응을 가져옴을 알 수 있다.

이후의 모든 분석은 극단치를 조정한 후의 VI값을 사용할 것이다.

### 3. 역기업규모 현상의 검증

다음에는 기업규모별 추가반응의 차이를 보기 위하여 우선 총표본기업을 시가총액을 기준으로 한 기업규모별로 10 분위로 나누어 VI지수를 비교한다. 이 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 이 표에 의하면 VI(-1)은 평균과 중위수 모두 기업규모의 크기에 따라 체계적인 패턴을 보이지 않는다. 즉 기업규모가 커짐에 따라 VI(-1)는 커지거나 작아지지 않고 순위가 뒤섞여 있다. 반면에 VI(0)는 기업규모에 따라 약간의 패턴을 보인다. 평균값을 살펴보면 첫 번째, 네 번째 및 여섯 번째 10분위 그룹을 제외하고는 기업규모가 커질수록 VI(0)가 다소 커지는 경향을 보이고 있다.

그러나 이 자료는 추가반응이 기업규모와 양의

<표 2> VI<sub>i</sub>의 분포

구 분 \ 주(t)		-3	-2	-1	0	1	2	3
평 균	극단치조정전	0.634	1.037	1.288***	1.227***	0.921	1.194**	1.122***
	극단치조정후	0.607	0.966	1.083*	1.164***	0.852	0.918	0.978
표 준 편 차		1.435	1.435	1.435	1.435	1.435	1.435	1.435
최 대 값	극단치조정전	11.484	24.564	89.910	15.123	17.738	35.158	32.682
	극단치조정후	6.376	6.779	7.030	6.969	6.663	6.936	6.864
75 %		0.697	1.185	1.394	1.355	1.082	1.049	1.131
중 위 수		0.279	0.424	0.446	0.488	0.382	0.311	0.399
25 %		0.051	0.080	0.104	0.125	0.082	0.057	0.078
최 소 값		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

1. 극단치에 의해서 VI<sub>i</sub>의 값이 좌우되는 것을 완화하기 위하여 극단치를 조정(winsorize)한 값과 원래의 값을 모두 제시하였다.
2. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10, 5, 1%수준에서 유의함을 나타내며 이는 VI<sub>i</sub>의 평균이 1보다 크다는 연구가설을 검증하는 (단측검증) z 통계치의 확률값에 의한 것이다.
3. VI<sub>i</sub>의 표준편차는  $\sqrt{2(T_i-2)/(T_i-5)}$ 로서 여기서 T<sub>i</sub>는 각 표본기업의 추정기간의 주일수를 나타내는데 본 연구에서는 모든 기업에 대하여 T<sub>i</sub>=104주이다.

6) ((VI의 평균) + 3 \* (VI의 표준편차))를 경계값으로 정한 경우에 모든 주의 VI지수가 1보다 작아져서 너무 큰 편의를 초래한다.

상관관계를 가진다는 증거가 전혀 될 수 없다. 기업규모와 주가반응간 상관관계의 통계적 유의성의 예도 문제는 있다. 즉 만약 주가반응과 기업규모가 아주 높은 상관관계를 가지고 움직이더라도 이것이 진정 기업규모효과인지 아니면 재벌효과인지 의심해 보아야 한다. <표 3>에 의하면 기업규모와 재벌 그룹소속여부는 역의 관계에 있다. 즉 총 표본을 10분위로 나누었을 때 소규모기업군에 속한 기업일수록 비재벌기업이 압도적으로 많고 대규모기업에 속한 기업일수록 재벌기업이 압도적으로 많다. 따라서 기업규모와 주가반응이 유의한 상관관계를 가지는지와 그 상관관계가 사실은 재벌소속여부에 의해 나타나는 것인지는 추가분석을 필요로 한다.

정보효과가 기업규모별로 다른지 보기 위해서 우선 총표본을 기업규모별로 나누어 VI 지수의 변화를 살펴 보았다. 기업규모별 분류를 위해서 발행주식의 총시장가치에 따라 두 기업군으로 나눈 후 규모가 작은 기업군(239개)과 규모가 큰 기업군(240)을

각각 소기업군 및 대기업군이라 부른다. <표 4>에 의하면 소기업군은 -3주와 1주를 제외하고 VI값이 1보다 크게 나타나나 -2주에 유의한 반응을 보일 뿐 나머지 주에는 유의한 반응을 보이지 않는다.

한편 대기업군은 -1주와 공시주에 VI값이 1보다 크며 특히 공시주에 강한 주가반응을 보인다. 즉 0주에 대기업군의 평균 VI는 1.315로서 1% 수준에서 유의하게 1보다 크다. 따라서 전체 표본기업의 주가반응은 주로 대기업에 의해 영향받은 것임을 알 수 있다. 이 결과는 대기업의 주가반응이 소기업의 주가반응보다 더 클 것이라는 본 논문의 예상과 가깝다. 그러나 소기업의 주가반응이 -2주에 나타나고 유의수준이 낮기는 하지만 어쨌든 유의한 반응을 보이므로 이 결과로는 연결재무제표에 대한 주가반응에 관한 위의 실증분석결과가 역기업규모 현상과 일치하는지 알 수 없다.

본 논문은 통상적인 기업규모가설과는 달리 대기업의 주가반응이 소기업의 주가반응보다 클 것이라

<표 3> 기업규모 십분위별 VI

10분위수	평균기업 규모(억원)	VI(-1)		VI(0)		기업수		
		평균	중위수	평균	중위수	재벌	비재벌	합계
1	176	1.362	0.412	1.160	0.559	1	46	47
2	340	0.871	0.348	0.783	0.465	2	46	48
3	529	0.833	0.495	0.944	0.391	6	42	48
4	731	1.395	0.632	1.175	0.246	12	36	48
5	968	0.999	0.426	0.997	0.351	16	32	48
6	1,292	1.222	0.734	1.577	1.128	14	34	48
7	1,636	0.854	0.495	1.052	0.307	12	36	48
8	2,289	0.735	0.275	1.064	0.559	29	19	48
9	3,656	1.300	0.363	1.267	0.379	32	16	48
10	28,053	1.267	0.476	1.615	0.689	41	7	48
전체	3,975	1.083	0.446	1.164	0.488	165	314	479

1. VI(-1)과 VI(0)는 각각 공시주 전주와 공시주의 초과수익률분산의 비교 지수이다.
2. 기업규모는 결산기말 보통주 시가총액으로 측정한다.

고 예측한다. 앞에서 지적한 대로 전체주가반응이 유의하게 나타난 2개 주( $t=-1, 0$ )에 대해서 VI지수를 비교해 보면 -1주에는 소기업군이 대기업군보다 약간 큰 반면 0주에는 대기업군이 소기업군보다 압도적으로 크다. 따라서 이 결과가 기업규모 가설을 지지하는지 아니면 역기업규모 현상과 일치하는지 불확실하다.

기업규모와 주가반응의 관계를 직접적으로 보기 위하여 VI지수를 종속변수로 하고 보통주 시장가치를 독립변수로 한 회귀분석을 행한다. 그 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 기업규모( $LSIZE_i$ )를 설명변수로 한 회귀식의 모형의 유의성을 검증하는 F값이 -1주와 0주에 모두 유의하지 않아 기업규모는 VI지수의 기업간 차이를 설명하는 변수로 적절하지 않음을 알 수 있다. 그러나 뒤의 민감도분석에서 보듯이 시가총액 대신에 총자산을 기업규모변수로 사용한 경우나, 시장모형 대신에 시장조정모형을 사용한 경우에는 모형이 유의하며 또한 기업규모가 주가반응(VI)과 유의한 양의 상관관계를 가진다. 따라서

역기업규모 현상(가설2)은 변수의 선택에 의존하기는 하지만 대체로 관찰되는 것으로 해석할 수 있다.

다음에는 이러한 역기업규모 현상이 진정한 기업규모 때문인지 아니면 어떤 다른 변수를 대신하고 있는지 고찰하기 위하여 추가분석을 행한다.

#### 4. 재벌효과와 검증

우선 재벌그룹소속여부에 따라 주가반응이 다른지 고찰하기 위하여 전체표본을 30대 재벌에 속하는 재벌기업군(165개)과 30대 재벌에 속하지 않는 비재벌기업군(314개)으로 분류한다. <표 4>에 의하면 비재벌기업군은 어느 주에도 유의한 반응을 보이지 않으나 재벌기업군은 0주에 강한 주가반응을 보인다. 따라서 30대 재벌그룹에 속하는 기업들의 주가반응이 그렇지 않은 기업들의 주가반응보다 크다는 것을 알 수 있다.

이러한 결과는 <표 5>에서도 확인된다. 재벌그룹 소속여부를 나타내는 더미변수( $JBDUM_i$ )를 설명

<표 4> 기업군별 VI 평균값

기업군 (표본수)	주(t)	-3	-2	-1	0	1	2	3
전체(479)		0.607	0.966	1.083	1.164***	0.852	0.918	0.978
소기업(239)		0.641	1.122*	1.091	1.011	0.990	1.094	1.046
대기업(240)		0.573	0.811	1.075	1.315***	0.716	0.742	0.911
비재벌(314)		0.650	0.950	1.074	1.043	0.852	0.916	1.028
재벌(165)		0.650	0.997	1.097	1.393***	0.853	0.922	0.883
재벌&대기업(128)		0.605	0.915	1.103	1.534***	0.753	0.779	0.806
재벌&소기업(37)		0.805	1.280	0.085	0.906	1.201	1.415**	1.148
비재벌&대기업(112)		0.537	0.692	1.043	1.065	0.673	0.701	1.030
비재벌&소기업(202)		0.611	1.094	1.092	1.031	0.931	1.036	1.027

1. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10, 5, 1%수준에서 유의함을 나타내며 이는 VI의 평균이 1과 다르다는 연구가설을 검증하는 (양측검증) z 통계치의 확률값에 의한 것이다. 또한 1보다 작은 VI값들에 대한 유의성은 제시하지 않았다.

변수로 하고 VI지수를 종속변수로 한 회귀분석의 결과에 의하면 이 더미변수가 1% 수준에서 유의하게 양의 값을 가짐으로써 30대 재벌에 속하는 기업의 주가반응이 그렇지 않은 기업들의 주가반응보다 유의하게 크다는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉에 의하면 소기업군의 주가반응은 유의하지 않은 반면 대기업군의 주가반응은 유의하며 또한 비재벌기업군의 주가반응은 유의하지 않은 반면 재벌기업군의 주가반응은 유의하다. 그런데 30대 재벌에 속하는 기업은 대체로 대기업이 많다. 따라서 주가반응에 차이를 보이는 것이 재벌소속여부에 따른 것인지 아니면 기업규모에 의한 것인지를 구분할 필요가 있다. 앞에서 기업규모는 대체로 주가반응과 약한 양의 상관관계를 보이거나 재벌더미변수는 주가반응과 아주 유의한 상관관계를 보였는데 〈표 4〉에

서 대기업군의 주가반응이 유의하게 나타난 것이 그들이 대기업이라서가 아니라 대부분 재벌기업군에 속하는 기업이기 때문일 수 있다.

이것을 보다 더 자세히 분석하기 위하여 추가분석을 행한다. 우선 〈표 4〉는 재벌소속여부와 기업규모에 따라 4가지 기업군으로 나눈 후 각각의 기업군에 대한 VI지수의 값을 제시하고 있다.<sup>7)</sup> 이 표에 의하면 비재벌기업군은 대기업군이든 소기업군이든 모두 유의한 주가반응을 보이지 않으나 30대 재벌에 속하는 기업들은 대기업군은 0주에 1% 수준에서, 그리고 소기업군은 2주에 5% 수준에서 유의한 양의 주가반응을 보인다. 이 결과는 전체 표본의 유의한 주가반응이 재벌기업군에 의한 것이며 기업규모에 따라서는 주가반응의 유의한 차이를 발견할 수 없음을 말해 준다.<sup>8)</sup>

〈표 5〉 기업규모별 및 재벌소속여부에 따른 정보효과

- 모형1:  $V_{it} = b_0 + b_1 LSIZE_i + e_i$
- 모형2:  $V_{it} = b_0 + b_2 JBDUM_i + e_i$
- 모형3:  $V_{it} = b_0 + b_1 LSIZE_i + b_2 JBDUM_i + e_i$

모형	주	b0	b1	b2	모형 F	adj R2
모형1	-1	0.568	0.020		0.137	-0.002
	0	-0.869	0.080*		1.738	0.002
모형2	-1	1.074***		0.024	0.027	-0.002
	0	1.043***		0.350**	4.073**	0.008
모형3	-1	0.557	0.021	-0.003	0.068	0.004
	0	0.510	0.021	0.323**	2.395*	0.006

1. b1 및 b2는 단측검증에 의한 것이다.
2. \*\* 및 \*\*\*는 각각 5% 및 1% 수준에서의 유의성을 의미한다.

7) 30대 재벌소속기업여부, 대기업 대 소기업의 두 가지 분류기준으로 전체 표본을 나누면 다음과 같다. 시가총액 기준으로 총표본중 상위 240개는 대기업, 나머지 239는 소기업으로 분류한다.

재벌여부 \ 기업규모	대기업	소기업	합계
30대재벌	128	37	165
비재벌	112	202	314
합 계	240	239	479

8) 이 결과의 해석에는 주의가 요구된다. 왜냐하면 t=0 주에서는 재벌&소기업의 VI평균값(0.906)이 비재벌&소기업의 VI평균값(1.031)보다 오히려 작기 때문이다. 따라서 대기업에 대해서는 t=0 주에서 전체 표본의 유의성이 재벌기업군에 의한 것이라고 확신할 수 있으나 소기업의 경우에는 다소 불확실하다.

〈표 6〉 기업규모별 및 재벌소속여부에 따른 정보효과 (t=0)

모형1:  $V_{it} = b_0 + b_1 LSIZE_i + e_i$

모형2:  $V_{it} = b_0 + b_2 JBDUM_i + e_i$

모형	분류	b0	b1	b2	모형 F	adj R2
모형1	비재벌	2.243	-0.048		0.360	-0.002
	30대재벌	-2.574	0.150		1.341	0.002
모형2	소기업	1.031***		-0.125	0.196	-0.003
	대기업	1.065***		0.450**	4.201**	0.013

1. b1 및 b2는 단측검정에 의한 것이다.
2. \*\* 및 \*\*\*는 각각 5% 및 1% 수준에서의 유의성을 의미한다.

〈표 5〉의 모형3은 기업규모와 재벌더미를 동시에 설명변수로 하고 VI를 종속변수로 하는 회귀분석결과를 제시하고 있다. 기업규모는 유의하지 않고 재벌더미는 5%수준에서 유의한 양의 계수를 보이고 있다. 이 결과는 역시 기업규모는 기업간의 주가반응의 차이를 설명하지 못하나 기업규모와는 관계없이 30대 재벌에 속하는 기업군의 주가반응이 비재벌기업군의 주가반응보다 크다는 것을 보여 준다. 따라서 가설3은 지지된다.

재벌소속여부와 기업규모의 유의성을 추가로 분석한 결과가 〈표 6〉에 제시되어 있다. 모형1은 재벌 그룹 내에서 그리고 비재벌 그룹 내에서 기업규모가 VI와 상관관계를 가지는지 검증한다. 결과는 재벌 및 비재벌 그룹 내에서 기업규모가 유의하지 않아서 규모효과는 나타나지 않는다고 할 수 있다. 즉 재벌변수를 통제하고 난 후에 기업규모효과는 나타나지 않는다.

한편 모형2는 소기업 그리고 대기업군내에서 재벌소속여부에 따라 VI가 차이가 있는지를 검증한다. 결과는 소기업군내에서는 재벌더미가 유의하지 않으나 대기업군내에서는 재벌더미가 유의하게 양의 상관관계를 보여 결국 기업규모는 주가반응의 기업간 차이를 설명하지 못하며 30대재벌에 속하

는 기업들이 비재벌 기업들보다 더 큰 주가반응을 보인다는 것을 말해 준다. 따라서 〈표 4〉에서 대기업군과 재벌기업군이 모두 유의한 주가반응을 보인 것은 결국 대기업이 대체로 재벌그룹에 속하기 때문이며 대기업이지만 비재벌기업인 경우는 유의한 주가반응을 보이지 않았다.

#### 5. 추가분석 - 구조의 복잡성변수의 검증

기업규모와 주가반응이 일반적인 기업규모효과에 서처럼 음의 상관관계를 보이지 않는 것은 기업규모에 따른 정보가용성이 큰 차이가 없기 때문이라고 앞에서 설명하였다. 오히려 연결재무제표에 대한 정보예측은 기업규모가 큰 기업들에 대해서 더 어려울 것이기 때문에 양자는 양의 상관관계를 가질 수 있음을 본 연구는 보여 주었다. 그리고 이 양의 상관관계는 재벌기업군에 속하는 기업들에만 나타나 결국 재벌기업에 속하는 기업의 연결정보예측이 더 어렵기 때문이라고 결론지었다.

여기에서는 이러한 결과를 보충하기 위하여 예측을 어렵게 만드는 요인인 구조의 복잡성을 대리(proxy)할 수 있는 변수를 선정하여 그 변수들과 주가반응의 관계를 고찰한다. 우선 대기업 또는 재

별기업의 추가반응이 상대적으로 크게 나타난 것이 연결구조의 복잡성 때문인지 아니면 재별구조의 복잡성 때문인지를 검증하기 위해 각자의 대응변수를 선정하여 추가반응과의 관계를 고찰한다. 연결구조 복잡성의 대응변수로는 종속회사의 수( $SONS_i$ )와 개별총자산에 대한 연결총자산의 비율( $RASSET_i$ )을 사용한다. 재별구조와는 관계없이 연결구조의 복잡성으로 인하여 대기업 또는 재별기업의 추가반응이 상대적으로 크게 나타나는 것이라면 종속회사의 수가 많을수록 그리고 연결총자산이 개별총자산에 비해 클 수록 추가반응이 크게 나타나야 할 것이다. 즉  $SONS_i$ 와  $RASSET_i$ 은 추가반응과 양의 상관관계를 가질 것이다.

그러나 연결구조의 복잡성이 아니라 재별구조의 복잡성 때문에 대기업의 추가반응이 상대적으로 크게 나타난 것이라면 재별구조가 복잡할수록 추가반응이 클 것이다. 재별구조의 복잡성에 대한 대응변수로서 공정거래위원회에서 발표하는 30대재별순위와 계열기업수를 사용한다. 재별순위가 높을수록(즉 1위에 가까울수록), 그리고 계열기업수가 많을수록 재별구조가 복잡하여 추가반응이 클 것으로 예상된다. 따라서 재별순위는 추가반응과 음의 상관관계를, 그리고 계열기업수는 추가반응과 양의 상관관계를 가질 것으로 예상된다.<sup>9)</sup>

이 분석결과가 <표 7>에 나타나 있다. 패널A 에는  $SONS_i$ 와  $RASSET_i$ 을 설명변수로 하는 회귀분석의 결과가 제시되어 있다. 표본기업의 평균 종속회사수는 3.12개이며 평균 총자산비율은 1.32이

다.<sup>10)</sup>  $SONS_i$ 와  $RASSET_i$ 은 추가반응(VI)과 유의한 상관관계를 보이지 않으며 전체모형도 유의하지 않으나(모형1과 3) 이 변수들과  $JBDUM_i$ (재별더미변수)을 같이 모형에 넣었을 때 전체 모형과  $JBDUM_i$ 의 유의성이 5% 이상 수준에서 유의하여(모형2와 4) 대기업 또는 재별기업의 유의한 추가반응이 연결구조의 복잡성과는 상관관계가 없는 것으로 나타났다. 재별더미변수는 여전히 유의한 양의 상관계수를 보여 추가반응은 재별기업이 비재별기업보다 크다는 앞의 결과를 확인해 준다.

재별기업이 비재별기업보다 더 큰 추가반응을 보이는 것이 재별구조의 복잡성과 관련이 있는지 추가로 분석하기 위하여 더미변수대신에 재별구조의 복잡성변수를 사용한다. 그 결과가 <표 7>의 패널B에 제시되어 있다. 모형1의 결과에서 보듯이 재별순위를 나타내는  $JBRANK_i$ 는 음의 계수를 가져 예상한 대로 재별순위와 추가반응이 양의 상관관계를 보이거나 계수가 통계적으로 유의하지 않으며 모형전체도 유의하지 않다.

한편 30대 재별의 각 계열기업수( $JBNUM_i$ )는 추가반응과 양의 상관관계를 보였다.<sup>11)</sup> 재별기업만을 대상으로 한 경우에 모형2에서  $JBNUM_i$  계수의 유의성이 10%수준에는 조금 못 미치나 z 값이 1.29에 이른다(z 값은 표에 보고되지 않았음). 재별구조의 복잡성은 재별기업만을 대상으로 분석한 결과 유의성이 다소 떨어지나 추가반응과 대체로 유의한 상관관계를 보인다. 그러나 모든 기업을 대

9) 재별순위는 공정거래위원회에서 발표하는 서열순위를 그대로 변수로 사용한다. 재별순위가 높다는 것은 숫자로 나타난 서열이 낮다는 의미이다. 즉 1위가 가장 순위가 높고 30위가 가장 순위가 낮다. 따라서 재별순위가 높을수록 추가반응이 커지만 재별순위와 추가반응은 음의 상관관계를 나타낼 것으로 예측한다.

10) 계열기업의 수는 상장·비상장을 합한 수이다.

11) <표 7>의 분석에 사용된 표본수는 469이며 추가분석을 위한 자료가 없는 10개의 표본을 제외하여 원래 표본 479에 비해 10개가 줄었다.

〈표 7〉 연결구조 및 재벌의 복잡성과 주가반응과의 관계

패널 A

모형1:  $V_{it} = b_0 + b_1 \text{SONSi} + e_i$

모형2:  $V_{it} = b_0 + b_1 \text{SONSi} + b_3 \text{JBDUMi} + e_i$

모형3:  $V_{it} = b_0 + b_2 \text{RASSETi} + e_i$

모형4:  $V_{it} = b_0 + b_2 \text{RASSETi} + b_3 \text{JBDUMi} + e_i$

모형	b0	b1	b2	b3	모형 F	adj R2
모형1	1.190***	0.008			0.169	-0.004
모형2	1.086***	-0.018		0.385**	2.784**	0.008
모형3	1.189***		-0.018		0.016	-0.002
모형4	1.100***		-0.045	0.356**	2.410**	0.006

패널 B

모형1:  $V_{it} = b_0 + b_1 \text{JBRANKi} + e_i$

모형2:  $V_{it} = b_0 + b_2 \text{JBNUMi} + e_i$

모형3:  $V_{it} = b_0 + b_2 \text{JBNUMi} + b_3 \text{LSIZEi} + e_i$

모형	b0	b1	b2	b3	b4	모형 F	adj R2
모형1(N=165)	1.494***	-0.009				0.285	-0.004
모형2	N=165	1.076***		0.012**		1.654*	0.004
	N=469	1.052***		0.012***		5.889**	0.010
모형3	N=165	-1.391		0.009	0.097	1.05	0.001
	N=469	0.738		0.012**	0.013	2.953*	0.008

1. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10, 5, 1%수준에서 유의함을 나타내며 b0를 제외한 각 계수의 유의성은 단측검증에 의한 것이다.
2. 추가설명변수의 정의는 다음과 같다.  
SONS: 종속회사의 수,  
RASSET: 지배회사의 개별총자산 / 연결총자산  
JBRANK: 소속재벌의 순위 (1 ~ 30),  
JBNUM: 소속재벌의 계열기업수.
3. N=469는 전체표본을 대상으로 분석한 결과이며, N=165는 재벌기업만을 대상으로 분석한 결과이다.

상으로 한 경우에  $JBNUM_i$ 는 1% 수준에서 유의하며  $JBNUM_i$ 와  $LSIZE_i$ 를 동시에 설명변수로 넣어도 여전히  $JBNUM_i$ 가 5%수준에서 유의하여 재벌기업의 구조의 복잡성이 VI지수의 차이를 설명하는 변수임을 알 수 있다.<sup>12)</sup>

결론적으로 연결구조 복잡성의 대응변수는 유의하지 않아서 대기업 또는 재벌기업의 주가반응이 상대적으로 큰 것은 연결구조의 복잡성과 관련된 것이 아님을 시사한다. 그보다는 지배회사가 속해 있는 재벌구조의 복잡성을 나타내는 변수들이 유의하게 나타나 대기업 또는 재벌기업의 상대적으로

12) 이 분석에서 비재벌기업의 계열회사수는 0으로 취급된다. 비재벌기업의 계열회사수는 0이 아닌 경우도 있었지만 공정거래위원회에서 발표하는 자료에 30대 기업의 자료만 포함되어 있어 자료 수집에 어려움이 있고 또한 본 연구의 목적상 비재벌기업의 계열회사수는 0으로 취급하여도 큰 문제는 없을 것으로 판단된다.

(표 8) 시장조정모형을 사용하여 계산한 VI 분석

패널 A

기업군 (표본수)	주(t)	-3	-2	-1	0	1	2	3
전체(479)		0.576	0.981	1.001	1.066	0.791	0.857	0.943
소기업(239)		0.617	1.075	1.061	0.904	0.913	1.036	1.051
대기업(240)		0.534	0.887	0.942	1.228***	0.670	0.680	0.836
비재벌(314)		0.562	0.979	1.005	0.935	0.781	0.861	0.996
재벌(165)		0.602	0.984	0.995	1.316***	0.810	0.840	0.842
재벌&대기업(128)		0.539	0.913	0.977	1.436***	0.707	0.703	0.765
재벌&소기업(37)		0.817	1.230	1.057	0.900	1.169	1.357*	1.109
비재벌&대기업(112)		0.529	0.857	0.901	0.990	0.629	0.635	0.916
비재벌&소기업(202)		0.581	1.047	1.062	0.905	0.866	0.977	1.040

패널 B

모형1:  $VI_t = b_0 + b_1 LSIZE_i + e_i$

모형2:  $VI_t = b_0 + b_1 LSIZE_i + b_2 JBDUM_i + e_i$

모형	주	b0	b1	b2	모형 F	adj R2
모형1	0	-1.825	0.113**		4.068**	0.006
모형2	0	-0.524	0.058	0.304**	3.610**	0.011

1. 패널 A에서 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10, 5, 1%수준에서 유의함을 나타내며 이는 VI의 평균이 1과 다르다는 연구가설을 검증하는 (양측검증) z 통계치의 확률값에 의한 것이다. 또한 1보다 작은 VI값들에 대한 유의성은 제시하지 않았다.
2. 패널 B에서 b1 및 b2는 단측검증.

큰 주가반응이 재벌구조의 복잡성과 관련이 있음을 시사한다.

모형을 사용하는 대신 시장조정모형을 사용한 결과를 분석한다.<sup>13)</sup> 시장조정모형에서 초과수익률은 다음과 같이 계산된다.

6. 민감도 분석

본 연구결과가 여러 가지 대체적인 변수의 측정 방법에 영향을 받는지 보기 위하여 민감도분석을 실시한다. 먼저 수익률분산의 측정에 관하여 시장

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

시장조정모형을 사용한 결과가 <표 8>에 제시되어 있다. 이 결과는 기본적으로 시장모형을 사용한

13) 개별기업의 이익발표 전후의 비정상수익률의 분산을 이용하여 기업규모가설을 검증한 김병호(1995)의 논문이 시장모형 대신에 시장조정모형을 사용하였다. 여기에서도 초과수익률( $U_{i,t}$ )의 분포 (평균 및 공분산)에 관해서 시장모형의 경우와 같은 가정을 한다.

경우와 다르지 않다. 우선 전체 표본의 VI값이 전반적으로 작아졌다. 시장모형에서와 같이 -1주와 0주에 VI가 1보다 크게 나타났으며 0주에 가장 크다. 0주의 VI값은 유의성이 떨어져서 단측검증으로 10%수준에서 유의하게 나타난다.

대기업군과 재벌기업군의 VI가 공시주에 1%수준에서 유의하게 1보다 크며 소기업군과 비재벌기업군의 VI는 1보다 작다. 재벌기업군내에서는 대기업이 공시주에 1% 수준에서 유의한 VI값을 보이고 소기업도 대체로 큰 VI값을 보이고 있으나 비재벌기업군은 기업규모와 관계없이 VI값이 유의하지 않다. 이는 시장모형을 사용한 결과와 다를 바 없다.

패널 B의 모형1에 의하면 VI지수가 기업규모와 정의 상관관계를 보이나 재벌더미변수를 추가했을 때 기업규모의 유의성은 사라지고 재벌더미의 변수가 유의하게 나타난다. 앞에서 시장모형을 사용했을 때는 기업규모의 계수가 양의 부호를 가지기는 했으나 통계적으로 유의하지는 않았으나 시장조정모형을 사용한 <표 8>에서는 기업규모변수가 VI와 유의한 양의 상관관계를 가진다. 그러나 기업규모가 재벌변수( $JBDUM_i$ )에 의해 지배(subsume)된다는 점에서는 시장모형을 이용한 결과와 다르지 않다.

이러한 결과들은 모두 시장모형을 사용한 경우와 거의 같은 것으로 본 연구의 결과가 초과이익률의 대체적인 측정방법에도 건전(robust)함을 보여 준다.

다음으로 기업규모변수와 정의에 따라 결과가 영향을 받는지 보기 위하여 다음과 같이 3 가지 다른 방법으로 대기업과 소기업을 정의하여 분석한다.

- 1) 대기업과 소기업의 차이를 보다 뚜렷하게 하기 위하여 표본을 시가총액에 따라 3그룹으로 나누어 가장 작은 그룹을 소기업군, 가장

큰 그룹을 대기업군으로 분류한다.

- 2) 각 연말기준 전체상장기업의 평균 시가총액보다 큰 기업을 대기업군, 작은 기업을 소기업군으로 분류한다. 전통적인 기업규모효과가 나타나지 않은 이유가 연결기업은 시장 전체로 볼 때는 대체로 대기업으로서 투자자나 재무분석가들의 주목을 받고 있기 때문이라는 설명이 가능하므로 이를 검증하기 위한 것이다.
- 3) 기업규모의 대용변수로서 시가총액이 아닌 기업의 총자산을 사용한다. 총자산을 기업규모의 대용변수로 사용하고 동시에 총자산을 기준으로 대기업과 소기업의 2개 기업군으로 나눈다.

우선 이들 각각의 기준에 따라 분류한 대기업군과 소기업군의 VI의 추이가 <표 9>의 패널A에 나타나 있다. 세 가지 대체적인 기업규모의 정의에 의한 이 결과는 <표 4>의 결과와 거의 같다. 즉, 소기업이 대체로 유의하지 않은 추가반응(VI)을 보이는 반면 대기업은 -1주와 0주에 큰 추가반응을 보이며 특히 0주에는 1% 내지 5% 수준에서 유의한 추가반응을 보인다.

표에는 제시하지 않았으나 각각의 분류기준에 의해 소기업군과 대기업군을 구분하여 재벌더미를 독립변수로 한 회귀분석을 한 결과 소기업군에서는 재벌더미변수가 유의하지 않은 반면 대기업군에서는 유의하게 나타났다. 또한 재벌기업군과 비재벌기업군에 대해서 기업규모를 독립변수로 한 회귀분석을 한 결과 어느 그룹에도 기업규모의 유의성을 발견할 수 없었다. 이 또한 <표 6>의 결과와 거의 일치하는 것으로 기업규모보다는 재벌변수가 더 유의한 것임을 말해 준다.

이러한 결과는 <표 9>의 패널B에서도 발견된다. 모형1, 2는 전체 표본에 대해서  $LSIZE_i$ 를 독립변

〈표 9〉 여러 가지 다른 정의에 의한 기업규모의 효과

패널A

기업규모의 정의	기업군 (표본수)	주(t)						
		-3	-2	-1	0	1	2	3
1) 세그룹중최대, 최소	소기업(155)	0.620	0.994	0.941	0.932	0.970	0.992	1.106
	대기업(156)	0.596	0.970	1.112	1.251**	0.727	0.727	0.788
2) 전상장기업의 평균시가총액 기준	소기업(330)	0.584	0.947	1.040	1.109*	0.870	0.969	1.064
	대기업(139)	0.632	0.930	1.130	1.298***	0.731	0.715	0.738
3) 총자산 기준	소기업(234)	0.594	0.955	1.036	1.074	0.890	0.991	1.108
	대기업(235)	0.602	0.929	1.097	1.256***	0.767	0.797	0.828

패널B

모형1:  $Vit = b_0 + b_1 LSIZE_i + e_i$

모형2:  $Vit = b_0 + b_1 LSIZE_i + b_3 JBDUM_i + e_i$

모형3:  $Vit = b_0 + b_2 LTA_i + e_i$

모형4:  $Vit = b_0 + b_2 LTA_i + b_3 JBDUM_i + e_i$

기업규모분류 기준	모형	b0	b1	b2	b3	모형 F	adj R2
1) 세그룹 중 최대와 최소	모형1	-1.034	0.086*			1.953	0.002
	모형2	0.321	0.028		0.315**	2.439*	0.006
3) 총자산기준	모형3	-0.912	0.105**			3.292*	0.005
	모형4	1.055***	-0.000		0.379**	2.597*	0.007

1. 패널A에서 \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며(양측검증), 1보다 작은 값에 대해서는 유의성을 표시하지 않았다.
2. 패널B에서 b1, b2, b3는 단측검증에 의한 유의성을 표시하였다.
3.  $LTA_i$ 는 각 표본의 회계년도말 총자산의 자연로그값이다.

수로 사용한 것이므로 표본수가 약간 다를 뿐 〈표 5〉의 모형3과 같다. 모형3, 4는 시가총액( $LSIZE_i$ ) 대신에 총자산( $LTA_i$ )을 사용하고 있다. 시가총액을 사용한 경우나 총자산을 사용한 경우나 결과는 본질적으로 같다. 즉,  $LTA_i$ 를 기업규모로 사용한 경우  $LTA_i$ 는 유의한 양의 계수를 가지지만, 추가로 재벌 더미변수를 넣으면 기업규모변수는 유의성을 잃는다. 따라서 기업규모는 측정방법과 관계없이 주가반응과 유의한 상관관계를 가지지 않는 반면 재벌변수는 유의한 양의 상관관계를 가진다.

결론적으로 기업규모의 대용변수의 선택이나 기업규모 포트폴리오의 구분방법과 관계없이 기업규모는 주가반응과 대체로 양의 상관관계를 가지나 그것은 기업규모 때문이 아니라 재벌기업소속여부 및 소속재벌기업의 특성에 의한 것임을 알 수 있다.

## V. 결 론

본 논문은 연결재무제표공시를 전후한 초과수익률의 분산을 측정하여 추정기간의 평균수익률분산과 비교함으로써 연결재무제표가 정보효과가 있는지 검증하였다. 실증분석결과는 연결재무제표 제출 마감일인 4월 30일을 포함하는 공시주와 그 전주에 유의한 주가반응을 보여서 비정상수익률이나 거래량의 변동을 이용한 이전연구와 마찬가지로 연결재무제표의 정보효과를 증명하였다.

본 논문은 또한 기업규모와 정보효과와의 관계를 검증하였다. 일반적인 기업규모가설은 정보가용성의 차이에 근거를 두고 기업규모와 주가반응의 크기 간에 음의 상관관계를 예측한다. 그러나 우리나라의 연결정보에 대한 재무분석가들의 분석(follow-up)이 많지 않아서 기업규모간 정보가용성의 차이가 없을 것이며 오히려 일반투자자들의 연결재무제표에 대한 예측이 소기업에 대해서보다 대기업에 대해서 더 어려울 것이므로 본 논문에서는 역기업규모 현상을 예측하였다.

실증분석결과 기업규모는 대체로 주가반응과 양의 상관관계를 보였다. 그러나 전체표본을 대기업군과 소기업군으로 나누었을 때 대기업군에 있어서만 공시주에 유의한 정보효과가 관측되었다. 동시에 30대 재벌에 속하는 재벌기업군이 비재벌기업군보다 유의하게 큰 주가반응을 보였으며 또한 대부분의 재벌기업들이 대기업이므로 이 두 변수를 구분하기 위한 추가분석을 실시하였다.

30대 재벌그룹 소속여부를 통제했을 때 기업규모는 주가반응과 유의한 상관관계를 가지지 않으나 기업규모를 통제했을 때 재벌기업군은 비재벌기업군보다 유의하게 큰 주가반응을 보였다. 이는 본

논문이 예상한 대로 우리나라의 독특한 지배구조로 인하여 개별재무제표가 공시되어 그 정보가 주가에 반영되고 난 후 연결재무제표가 공시되기 전에 30대 재벌에 속하는 기업들의 연결정보를 예측하기가 비재벌기업의 연결정보를 예측하기보다 더 어려워 실제 연결재무제표가 공시되었을 때 재벌기업군의 주가반응이 비재벌기업군의 주가반응보다 크다는 가설이 지지됨을 의미한다.

또한 재벌기업에서 나타나는 유의한 주가반응이 재벌구조의 복잡성과 상관관계를 가지는지 고찰하였다. 연결구조의 복잡성에 대한 대응변수인 종속회사의 수와 연결총자산/개별총자산은 주가반응과 유의한 관계를 보이지 않은 반면 재벌구조 복잡성의 대응변수인 재벌 계열기업수는 주가반응과 유의한 양의 상관관계를 가져 대기업과 30대 재벌 계열기업들에 나타나는 유의한 주가반응의 원인이 재벌기업의 복잡한 지배구조와 관련이 있음을 강하게 시사해 준다.

결론적으로 우리나라의 연결재무제표의 경우 정보가용성의 차이로 인한 기업규모효과는 나타나지 않으나 대기업이 소기업에 비해 정보효과가 오히려 큰 것은 대기업 중에는 30대 재벌에 속하는 기업이 많기 때문이다. 따라서 정보가용성의 차이로 인한 기업규모효과는 나타나지 않으며 오히려 대부분의 30대 재벌기업이 대기업이라는 점을 고려한다면 재벌그룹의 특성에 의한 역기업규모 현상이 관찰된다고 할 수 있다.

본 논문의 실증분석결과는 한국 기업의 개별재무제표 공시에 따른 기업규모가설을 검증한 김병호(1995)의 연구와 좋은 대조를 이룬다. 김병호의 연구는 본 논문과 정확히 같은 방법을 사용하여 일반적인 기업규모가설을 검증하였다. 그러나 본 논문이 보여 준 것처럼 연결재무제표의 경우에는 정

보환경의 차이로 인하여 일반적인 기업규모가설과는 정반대의 현상이 관측된다.

본 연구의 의의 및 기대효과는 다음과 같다. 첫째, 연결재무제표의 정보효과를 초과수익률의 분산을 이용하여 검증한 최초의 논문이라는 것이다. 초과수익률과 거래량의 변동을 이용하여 연결정보의 정보유용성을 검증한 이전 연구와 일치하는 실증분석결과를 제시함으로써 연결재무제표의 유용성에 관한 실증자료를 추가하였다.

둘째, 이전 문헌에서 가능성으로만 제시된 기업구조의 복잡성에 따른 역기업규모현상을 한국의 독특한 상황에서 검증함으로써 기업규모와 이익의 정보효과에 관한 새로운 가능성을 제시하였다는 것이다. 이익공시와 관련하여 대기업보다 소기업의 주가반응이 더 클 것으로 예측할 이론적인 근거는 많이 있으나 그 반대의 관계를 예측할 이론적인 근거도 있다. 그러나 전자가 후자를 압도하는 일반적인 상황에서는 항상 기업규모는 정보효과의 크기와 음의 상관관계를 가지는 것으로 실증분석결과가 나타났으며 따라서 기업규모가설은 양자간의 음의 상관관계를 예측해 왔다. 그러나 한국의 독특한 기업지배구조가 그 반대의 관계를 예측할 만한 상황을 제공함으로써 역기업규모 현상을 검증할 수 있었다.

셋째, 연결정책수립 및 개선을 위한 근거자료를 제시해 준다. 결합재무제표의 유용성에 대해서는 개념적인 논의는 있었으나 각각의 주장을 뒷받침할 실증연구는 거의 이루어지지 않았다. 본 연구는 재무분석가들이 예측자료가 빈약한 상황에서 30대 재벌에 속하는 기업들의 연결정보예측이 비재벌기업의 연결정보예측보다 어렵다는 것을 보여 줌으로써 재벌기업에 대한 투자자들의 정보필요성을 보여 주었다.

본 연구는 재무분석가들이 연결재무정보에 대한

예측자료를 많이 제공하지 않는 상황에서 재벌구조의 복잡성이 투자자들의 예측을 어렵게 하여 재벌계열기업의 주가가 비재벌기업 주가보다 기업의 연결정보를 덜 반영하고 있기 때문에 연결재무제표가 공시되었을 때 재벌계열기업들의 주가반응이 상대적으로 더 크다는 것을 검증하였다. 그러나 재벌구조, 특히 재벌구조의 어떤 경제적인 요인이 어떻게 투자자들의 예측을 어렵게 하는지에 대한 이론적인 설명은 제시하지 않았다. 이는 미래의 연구과제로서 연결범위의 결정, 결합재무제표도입의 타당성 및 유용성 등에 관해서 많은 시사점을 줄 것으로 기대된다. 아울러 연결구조의 복잡성보다 재벌구조의 복잡성이 더 주가반응과 유의한 관계를 가진다는 결과는 매우 흥미로운 것으로 이에 대한 이론적 검토와 추가적인 검증은 추후의 연구과제가 될 것이다.

## 참 고 문 헌

- 고한석 (1998), "결합재무제표의 유용성에 대한 고찰," 1998 하계학술발표회 논문집, 한국회계학회.
- 권수영 (1998), "결합재무제표 도입방안에 대한 소고," 결합재무제표의 효과와 문제점, 고려대학교 기업경영연구원 회계세무센터.
- 권수영, 송창준 (1994), "계열회사간 내부거래 및 채무보증에 기초한 경제실체에 대한 검토," 회계학연구, (제19호), 23-50.
- 김권중, 남상오 (1994), "연결회계정책정립을 위한 실증적 연구," 회계학연구 (제18호), 19-46.
- 김권중, 황선웅, 김진선 (1994), "지수수익률의 선택과 초과수익률추정치의 편익," 증권학회지, 제16집, 467-511.
- 김병호 (1995), "기업이익 발표 전후의 비정상 수익률 분산에 대한 연구," 증권학회지, 제18집, 89-124.

- 남상오 (1993), "기업집단연결재무제표 도입의 타당성과 기대효과," **회계지널**, 제1호, 41-61.
- 박성환 (1995), 연결회계자료의 정보효과, **경영학연구** (제42호), 119-152.
- 박준완 (1989), 회계이익공시의 정보효과와 기업특성요인에 관한 연구, **회계학연구**.
- 송인만 (1998), 결합재무제표 도입의 효과, **결합재무제표 도입의 효과와 문제점**, 고려대학교 기업경영연구원 회계세무센터.
- 이만우 (1992), 우리 나라 연결회계제도의 개선방안, **회계학연구** 제14호, 251-67.
- 이광재 (1995), 연결재무제표의 공시 및 감사의무화의 경제적 효과 분석, **회계학연구**, (제20권 제1호), 79-100.
- 이남주, 나인철 (1993), 재무분석가의 예측치를 이용하여 측정한 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 대한 실증적 연구, **증권학회지** (제14집), 523-553.
- 전성빈 (1994), 감사받은 연결재무제표의 정보효과, **회계학연구** (제19호), 51-72.
- 정규언, 김정원 (1994), 연결재무제표의 추가적인 정보가치에 관한 연구, **경영학연구** (제36호), 83-103.
- 주인기 (1992), 기업집단연결재무제표의 도입방안, **기업집단연결재무제표도입방안에 대한 심포지움 발표논문집**, 한국회계학회, 41-73.
- 황인태 (1995), 연결재무제표의 유용성에 관한 실증적 연구: 거래량정보를 이용하여, **회계학연구** (제20권 2호), 59-75.
- Atiase, R.K. (1985), "Predisclosure Information, Firm Capitalization and Security Price Behavior Around Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, Spring, 21-36.
- \_\_\_\_\_ (1987), "Market Implication of Predisclosure Information: Size and Exchange Effect," *Journal of Accounting Research*, Spring, 168-76.
- Bhushan, R. (1989), "Firm Characteristics and Analyst Following," *Journal of Accounting and Economics*, 11, 255-274.
- Collins, D.W., S.P. Kothari and J.D. Rayburn (1987), "Firm Size and the Information Content of Prices with Respect to Earnings," *Journal of Accounting and Economics* 9(July), 111-38.
- Freeman, R.N. (1987), "The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms," *Journal of Accounting and Economics*, 9 (July), 195-228.
- McNichols, M. and J.G. Manegold (1983), "The Effect of the Information Environment On the Relationship Between Financial Disclosure and Security Price Variability," *Journal of Accounting and Economics*.
- Patell, J.M. (1976), "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests," *Journal of Accounting Research*, Autumn, 246-76.

## Reverse Firm Size Phenomenon Around The Disclosure of Consolidated Financial Statements

Jongdae Kim\*

### Abstract

This paper investigates the information content of the consolidated financial statements and the relationship between the stock price response and firm size. Unlike the traditional firm size hypothesis which predicts the negative correlations, this study predicts the reverse relationship. Since the information availability does not vary according to firm size in the case of Korean firms' consolidated Financial Statements, during the period of 1993-95 relatively large stock price movements for small firms will not show up. Rather, investors will find it more difficult to predict consolidated F/S for large firms which are mostly members of 30 largest Jaebul groups.

Test results based on the variances of excess returns around the disclosure of consolidated F/S show that the stock price significantly responds to the information for the disclosure week and the prior week. When total samples are divided into two portfolios based on the market capitalization, large firms' stock price response turned out to be greater than that of small firms with varying degree of statistical significance. However, when a dummy variable with the value of unity for the 30 largest Jaebul group firms and 0 otherwise was added to the regression model, only the Jaebul dummy turned out to be significant (positive).

In addition, proxy variables representing consolidation complexity such as the number of sons and the ratio of unconsolidated total assets to consolidated total assets did not have significant relationship with the stock price movements, whereas the number of firms in each Jaebul group, a proxy for the structural complexity of the Jaebul group, shows significantly positive relationship with the stock price movements. In conclusion, the

reverse firm size phenomenon was observed as predicted. The empirical results also indicate that the reverse relationship was not due to the firm size or consolidation complexity but to the Jaebul groups' structural complexity.

**Key Words:** Firm Size, Consolidated Financial Statement, Information Content, Jaebul Group, Reverse Firm Size Phenomenon

---

\* Associate Professor, Department of Accounting Chungbuk National University