

회계이익의 정보유용성에 관한 실증분석 -가치평가와 수탁책임의 정보력 비교-

주태순

부산대학교 상과대학 감사 경영학 박사
(taesan2@hanafos.com)

지성권

부산대학교 상과대학 경영학부 교수
(chisk@pusan.ac.kr)

기업이 국가경제활동의 기반을 형성하고, 주요 경제주체로서의 역할을 하고 있는 현대에는 기업의 경영활동과 관련된 회계정보가 중요한 의사결정도구이다. 특히 회계이익은 주가가격을 결정하는 기업가치 평가에 대한 정보뿐만 아니라 경영자 업적평가와 보상을 결정하는 수탁책임에 대한 정보도 제공한다. 그러나 회계이익이 역사적 원가주의와 보수주의에 입각해서 측정되고 있기 때문에 회계이익이 정보이용자의 의사결정에 얼마나 유용한지에 대한 의문이 제기되고 있다. 특히 급변하는 기업경영환경과 치열한 경쟁적 투자환경하에서 의사결정의 불확실성과 정보비대칭(information asymmetry)으로 인한 대리인문제가 크게 증폭되고 있다. 이런 문제를 해결하기 위하여 기업가치평가와 경영자 업적평가에 비재무적 성과 측정치와 공시되지 않은 내부성과 측정치를 사용하는 기업의 비중이 집중하고 있다. 이러한 회계환경의 변화로 인해 회계이익의 정보유용성(가치관련성과 수탁책임관련성)에 대한 비판이 거세어지고 있다.

본 연구는 회계가 지니는 정보유용성에 대한 문제점을 인식하고, 우리나라 기업의 과거 20년간 시계열 자료를 이용하여 회계이익의 정보유용성(가치관련성과 수탁책임관련성)을 분석하고자 한다. 특히 회계이익을 주요 구성요소인 현금흐름과 발생조정으로 분리하여 회계환경의 변화에 따라 정보유용성이 어떻게 변동하는지를 살펴보고자 한다. 본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 회계이익의 가치관련성과 수탁정보력간에는 이론상 양(+)의 관련성이 있지만 실증분석결과에서는 이러한 직접적인 관계를 검증하기 어려웠다. 둘째, 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 감소가 수탁책임 정보력의 시계열 감소보다 훨씬 심각하였다. 이는 비록 회계이익의 가치평가 정보력이 시계열적으로 감소한다할지라도 회계이익의 수탁책임 정보력 역시 동일한 비율로 감소되지 않음을 의미한다. 즉 회계이익의 역할간 정보력 차이가 존재함을 의미하는 것이다. 셋째, 회계이익의 정보 유용성의 저하는 기업의 이익지속성과 관련이 있는 것으로 실증분석되었다.

I. 서 론

21세기를 정보화 시대라 부르는 데 이의를 제기 할 사람은 아무도 없을 것이다. 특히 기업이 국가 경제활동의 기반을 형성하고, 주요 경제주체로서의 역할을 하고 있는 현대에는 기업의 경영활동과 관련된 회계정보의 중요성이 날로 증대되고 있다. 그

러나 회계이익이 역사적 원가주의와 보수주의에 입각해서 측정되고 있기 때문에 회계이익이 정보이용자의 의사결정에 얼마나 유용한지에 대한 의문이 제기되고 있다. 특히 급변하는 기업경영환경과 치열한 경쟁적 투자환경하에서 의사결정의 불확실성과 정보비대칭(information asymmetry)으로 인한 대리인문제가 크게 증폭되고 있다. 이런 문제를 해결하기 위하여 기업가치평가와 경영자 업적평가

에 비재무적 성과측정치와 공시되지 않은 내부성과 측정치를 사용하는 기업의 비중이 점증하고 있다. 이러한 회계환경의 변화로 인해 회계이익의 정보유용성(가치관련성과 수탁책임관련성)에 대한 비판이 고조되고 있다(Kaplan and Norton, 1996). AICPA(미국공인회계사회) 특별위원회(1994) 역시 재무제표에 미래지향적인 정보를 주식으로 동시에 공시하려는 시도가 증가한다고 보고하였다. 우리나라의 경우에도 회계이익정보의 유용성에 회의적인 결과가 도출되었다는 연구가 보고되고 있다. 예를 들어 한봉희(1998a)는 회계이익정보의 유용성이 과거 기간(1981년부터 1995년까지)동안 저하되었으며, 특히 이러한 저하가 1987년에 급격하였음을 시사하였다. 그리고 회계이익정보의 유용성이 저하된 원인으로서 부실회계감사의 만연으로 인한 회계정보의 신뢰성 저하, 그리고 이익지속성의 감소를 제시하고 있다. 최종서(1998)는 보다 분석적 모형을 통하여 투명성 혹은 신뢰성이 결여된 회계정보는 자본시장에서의 유용성도 결여될 수밖에 없음을 보여주었다. 즉 회계이익을 현금흐름요소와 발생조정요소로 구분하여 발생조정이 비정상적으로 과다하게 수행될 경우 기간경영성과에 대한 대표적인 회계성과측정치인 회계이익의 정보가치가 저하됨을 실증적으로 검증하였다.

만일 회계이익의 정보력이 약화되고 있다면, 이것은 정보이용자에게 경제적 의사결정에 유용한 정보의 제공이라는 기본적인 회계목적(가치관련정보와 수탁책임정보 제공)이 달성되기 어렵다는 것을

의미한다.¹⁾ 회계정보가 회계의 목적을 달성시키지 못한다는 것은 회계공시제도의 변혁을 요구하는 중대한 문제로 발전할 수 있다.²⁾ 본 연구는 회계가 지니는 정보의 유용성에 대한 문제점을 인식하고, 과거 20년간 우리나라 기업의 시계열 자료를 이용하여 회계의 정보유용성(가치관련정보력과 수탁책임정보력)을 분석하고자 한다.

본 연구의 목적은 다음과 같다:

첫째, 회계이익이 지니는 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력의 상호 관련성을 실증검증한다. 자본시장회계연구에서 논의되어 왔던 회계이익과 주가사이의 관계(이익반응계수)에 대한 연구는 많이 수행되어 왔다. 그러나 이익반응계수와 회계이익의 수탁책임 역할과의 관련성에 대한 경제적 연결고리를 연구한 경우는 거의 없다. 만약, 회계이익의 가치관련 정보력과 수탁책임 정보력 사이에 상관관계가 존재한다면, 이익반응계수의 시계열 변화를 통해 이익보상민감도의 시계열 변화를 추론할 수 있다.

둘째, 본 연구는 회계이익의 정보유용성에 대한 시계열변화를 실증검증한다. 이러한 연구목적은 수행하기 위하여 먼저 회계이익을 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력으로 분리하여 그 정보유용성의 시계열 변화를 확인하고자 한다.

셋째, 회계이익의 정보유용성이 시계열적으로 감소할 경우, 회계정보시스템의 어느 부분의 정보력 감소에 기인한 것인지를 분석한다. 즉, 회계이익을 현금흐름과 총발생조정으로 구분하여 두 구성요소의 정보유용성이 시계열로 어떻게 변화하였는지를

1) 미국의 재무회계기준위원회(Financial Accounting Standards Board: FASB)에서 언급하고 있는 회계목적에는 투자 및 신용결정에 유용한 정보의 제공(information useful in investment and credit decisions) 뿐만 아니라 수탁책임(management stewardship)에 관한 정보의 제공도 포함된다.

2) 스웨덴의 Skandia사는 재무제표 주식사향에 지식자산가치와 BSC에서의 비재무적 정보를 자발적으로 공시하고 있고, 이런 공시관행이 기업의 가치를 증가시키고 있다는 주장이 제시되고 있다(Olve 외 1999).

실증분석한다.³⁾

마지막으로 회계이익이 수행하는 두 가지 역할간의 상대적 정보유용성의 변화도 검증 대상이다. 즉, 기업환경과 기술환경의 변화로 인해 회계이익의 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력이 감소하였을 가능성이 높다. 그런데 두 정보력 중 어느 정보력이 더 크게 영향을 받았는지는 실증적 문제이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제 2장에서는 본 연구의 이론적 배경 및 선행연구들을 고찰하며, 제 3장에서는 연구설계 및 연구가설을 설정하고 이를 검증하기 위한 실증분석모형을 설명한다. 제 4장에서는 표본에 대한 기술통계와 연구가설을 실증 분석한 결과를 살펴보고, 그리고 마지막 장에서는 본 연구의 함의와 한계점을 검토한 후 미래 연구과제에 대해 서술한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

본 장에서는 선행연구에서 논의된 회계정보의 역할을 기업 가치관련성과 수탁책임으로 분리하여 고찰하고자 한다. 또한 회계이익의 정보력이 그 구성요소에 따라 달리 나타나는지를 검증하기 위해 회계이익의 주요 구성요소인 현금흐름과 발생조정에 대한 선행연구를 개괄하기로 한다.

2.1 회계이익의 가치평가 정보력에 관한 연구

Collins et al.(1997; CMW)는 회계정보의 가

치관련성이 시간이 지남에 따라 달라진다는 사실을 확인하였다. 이들은 1953년부터 1993년까지 미국 기업을 대상으로 주가를 주당 순이익과 지분의 주당 장부가액으로 회귀시켜 얻은 결정계수(R^2)의 변화를 분석하였다. 연구결과, 지난 40년 동안 회계이익의 가치관련성은 감소하였으나, 장부가액의 가치관련성은 증가한 것으로 나타났다. CMW는 추가적인 분석을 통해서 회계이익의 가치관련성이 장부가액으로 이전되었다는 실증적인 증거를 제시하였다. 즉 분석대상 기업들이 시계열적으로 첫째, 비정상적 항목(nonrecurring items)의 발생빈도가 증가하였다. 둘째, 적자 횟수가 늘어났으며 셋째, 규모가 작은 기업의 형태가 많아졌다. 그리고 기업가치에서 무형자산이 차지하는 비중이 늘어났다. CMW는 이와 같은 특징이 회계이익의 가치관련성을 시계열적으로 감소시킨 원인이라고 주장하였다.

Francis and Schipper(1999)는 가치관련성을 2가지로 측정하였다. 먼저, 회계이익의 수준과 증감방향으로 수익률 변화추세를 살펴보았으며, 다음으로 회계이익과 지분의 장부가액 변화액을 기초로 헤지 포트폴리오(hedge portfolio)를 구성하여 수익률의 변화를 조사하였다. 검증결과 수익률은 1952년부터 1994년 연구기간동안 하락한 것으로 나타났다. 회계이익 대신 현금흐름을 사용한 경우에는 수익률에 유의한 변화가 없었으며, 모형의 결정계수(R^2)는 회계이익의 경우 유의하게 감소하였다.

Lev and Zarowin(1999)은 과거 20년 동안 투자자들이 사용한 여타 전체 정보에 비해 회계정보의 유용성이 저하되었다는 증거를 제시하였다.

3) Bushman et al.(1998)의 연구에서는 회계이익에만 초점을 두어 회계이익의 정보유용성에 대한 분석이 이루어졌다. 그러나 회계이익의 정보력 감소가 현금흐름의 정보력 감소에 기인한 것인지 아니면 총발생조정액의 정보력 감소에 기인한 것인지를 분리하여 실증 분석하지 않았다.

이들은 주가가격(수익률)에 영향을 미치는 혁신, 경쟁정도, 규제완화, 기업전략 및 경제적 여건의 변화 등을 회계시스템이 적절히 반영하지 못하기 때문에 과거에 비해 이러한 현상이 심화되는 회계 환경 하에서는 회계정보의 기업가치관련성이 낮아질 수밖에 없다고 주장하였다. 1977년부터 1996년까지의 분석자료를 이용한 이 연구는 이익반응계수(earnings response coefficient)의 변화와 결정계수를 통해 무형자산 투자비중이 높을수록 가치관련성이 하락하는 것을 보여주었다.

국내의 연구로 한봉희(1998a)는 과거 15년(1981년부터 1995년까지)동안 국내 상장기업의 비적정 회계감사의견 비율이 꾸준히 감소추세에 있음을 확인하고, 같은 기간 동안 회계이익정보의 유용성이 향상되었는지를 실증적으로 고찰하였다. 그는 회계이익과 동시적인 주가변화와의 연도별 상관관계 추이를 두 가지 방법으로 검증하였다. 첫째, 초과주식수익률을 회계이익과 비기대 회계이익으로 회귀시킨 결정계수(R^2)를 측정한 후, 결정계수가 해가 거듭될수록 증가하였는지를 조사하였다. 둘째, 회계이익이 주가변화를 차별화시키는 정도가 매년 증가하였는지를 검증하였다. 주가변화의 차별화는 사전 비기대 회계이익 정보를 이용하여 투자한 결과 얻을 수 있는 초과주식수익률로 측정하였다. 검증결과 회계이익정보의 유용성이 과거 15년의 연구기간동안 저하되었으며 이러한 저하가 1987년에 급격하였음을 시사하였다. 회계이익정보의 유용성이 저하된 원인으로 첫째 부실회계감사의 만연에서 비롯된 회계정보의 신뢰성 저하, 둘째 이익지속성의 감소를 제시하고 있다.

2.2 회계이익의 수탁책임 정보력에 관한 연구

기업의 수탁관리 측면(stewardship function)에서 주주의 관심은 경영자의 기업가치증대에 대한 공헌도 즉 경영자 업적평가에 있다. 회계이익이 기업가치에 대한 불완전한 측정치이지만 기업가치에 영향을 미치는 통제 불가능한 요인의 영향으로부터 경영자를 보호하는 역할을 할 수 있기 때문에 회계정보가 계약정보로서의 가치를 갖게 된다. 이처럼 회계이익이 경영자 보상에서 어떻게 사용되는지에 대한 선행연구를 살펴보면 다음과 같다.

Lambert and Larcker(LL; 1987)의 논문은 경영자 보상에서 회계이익과 주식수익률이 어떻게 사용되는지에 대한 가장 기본적인 연구중 하나이다. LL은 경영자 보상계약에 사용되는 성과측정치인 회계성과측정치(자기자본 경상이익률)와 시장성과측정치(주가가격)는 경영자의 투입노력에 대한 신호-잡음 비율(signal-to-noise ratio)의 크기에 의존할 것이라고 주장하였다. 즉 성과측정치의 잡음(noise)이 증가하는 변수의 가중치는 작아지고, 성과측정치에 내재된 경영자의 투입노력에 대한 정보력(signal)이 증가하는 변수의 보상가중치는 커진다는 것이다. LL은 경영자 현금보상만을 보상변수로 채택하였으며, 주식관련 보상의 변화는 포함시키지 않았다.

Sloan(1993)은 회계이익이 경영자 보상계약에 주식수익률 외의 추가적 변수로 사용되는 원인을 고찰하였다. 경영자 보상에 사용되는 회계이익이 개별 기업의 주식수익률의 변화로부터 경영자를 보호하는 위험분담역할이 있는지를 분석하였다. Sloan(1993)은 주식수익률에는 경영자의 노력과 무관한 거시 경제적 환경요인이 포함되어 있으므로, 회계이익을 추가로 보상함수에 사용하는 것이 유인(incentive) 효과를 증대할 수 있을 것이라는 기대에서 분석을 실시하였다. Sloan(1993)의 분석

자료에 의하면 주식수익률의 연간 분산의 1/3정도가 시장 변화성과 연계되었으며, 회계이익은 상대적으로 시장요인과의 관련성이 적었다. 즉 회계이익은 기업의 비체계적 가치변화를 많이 반영하고, 시장에서 결정된 지분가치 변화에 대한 민감도가 작기 때문에 회계이익을 보상계약에 사용하면 통제 불가능한 기업가치의 변화위험을 경감시킬 수 있다.⁴⁾ 이는 회계이익이 주식가격에 비해 경영자의 통제 가능성이 보다 크다는 것을 의미한다. 둘째, 회계이익은 주식가격이 제공하는 유인효과 이외에 추가적인 유인을 제공할 목적으로 사용된다. 즉 회계이익은 경영자의 투입노력에 대한 주식가격의 정보력 이외의 증분 정보력을 갖기 때문에 경영자 보상에 사용된다.

국내의 경영자 보상관련 연구로 황인태(1995)를 들 수 있다. 황인태(1995)는 1991년부터 1993년까지 362개의 상장기업을 대상으로 경영자 보상과 기업성과와의 관련성을 검증하였다. 그는 기업의 규모가 클수록 경영자가 수행하는 직무는 복잡해지며, 이러한 직무복잡성(job complexity)이 기업규모와 경영자 보상간의 관련성을 높이는 원인이 된다고 주장하였다. 뿐만 아니라 산업효과를 통제하기 위하여 각 산업에 속한 기업의 총임원급여와 동종산업의 평균임원급여를 통제변수로 사용하였다. 실증분석결과에 의하면 경영자의 총급여와 1인당 평균급여 수준은 기업의 규모와 수익성 수준과 유의적인 양(+)의 관계를 보여주었다. 그리고 동종산업의 평균임원급여수준도 경영자의 급여수준에

유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 황인태(1995)의 연구에서 설정한 연구모형의 한계점은 이론적인 측면이나 현실적인 측면에서 기업가치의 변화를 잘 반영하고 있는 시장 성과측정치(주식가격)를 고려하지 않았다는 점이다. 경영자 보상 관련 선행연구에서 나타나듯이 보상함수의 종속변수로 는 주식관련 보상을 제외한 현금보상만을 사용할 수 있지만,⁵⁾ 독립변수로 기업규모와 회계성과측정치만을 사용한 보상함수의 회귀계수를 그대로 해석하기에는 무리가 따른다고 여겨진다. 왜냐하면 경영자의 보상함수에는 주식수익률이라는 시장성과측정치도 사용되기 때문에 독립변수로 기업규모와 회계성과측정치만을 사용한다는 것은 누락변수(omitted variable) 문제가 발생할 수 있기 때문이다.

지성권 외(1998)는 기업문화와 종업원의 윤리 가치 등 유사한 유교문화권에 속해 있는 한국과 일본의 경영자 보상이 갖는 특질을 미국의 선행연구에서 얻어진 결과와 비교하였다. 일본 경영자 보상과 한국 경영자 보상의 설명요인 중 가장 중요한 차이는 한국의 경우 자기자본 경상이익률과 같은 회계성과 측정치가 임원 1인당 평균보상과 양(+)의 유의적인 상관관계가 있는데 반해 일본의 경우, 회계이익 측정치가 아니라 당기 및 전기의 매출액, 당기 및 전기의 주식수익률 등이 임원 1인당 보상과 양(+)의 유의적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 즉 회계이익 성과측정치가 경영자 보상을 설명하지 못하고 있는 것이 일본 자료를 분석한 주

4) 주식가격변화를 시장의 체계적 요인에 의한 변화와 기업 고유의 비체계적 요인에 의한 변화로 나눌 경우, 회계이익은 시장의 체계적 변화보다 기업 고유의 비체계적 변화를 보다 많이 반영한다.

5) 선행연구에서 현금보상변수를 사용하는 이유는 두 가지로 요약된다. 첫째는 현금보상의 자료수집이 상대적으로 용이하고 총보상에서 현금보상이 차지하는 비율이 상대적으로 높기 때문이다. 그러나 최근 들어 주식관련 보상이 명시적으로 공시되고, 보상에서 차지하는 비율도 무시하지 못하는 정도가 되어 앞으로의 연구에는 반드시 주식관련보상이 연구에 포함되어야 한다. 둘째로는 현금보상에 미치는 회계이익의 영향력이 주식가격에 비해 상대적으로 크기 때문에 회계이익의 정보력을 검증할 목적에서 현금보상이 사용된다.

요 결과였다. 이 연구는 경영자 보상과 기업의 성과간의 관계가 어떤지를 국제간 비교를 통해 증거를 제시하였다는 점에서 그 의의가 있다고 할 수 있다.

2.3 현금흐름과 발생조정액의 증분 정보내용에 대한 연구

경영성과정보는 기업의 모든 이해관계자들의 의사결정에 중요한 변수로서, 전통적으로 회계이익이 사용되어 왔다. 그러나 이익은 개념과 측정절차에 내재된 문제점으로 인하여 성과적도로서의 현실적인 유용성이 의심받고 있다(최상문 외, 2000, p. 1204). 이에 대한 대안으로서 현금흐름은 인위적인 조정과정을 거치지 않은 객관적인 측정치라는 찬사를 받고 있다. 그러나 경영성과에 대한 측정을 특정기간으로 한정할 경우 그 기간에 이루어진 의사결정 결과가 반드시 동일기간에 실현되지는 않으므로 그 기간의 순현금흐름이 반드시 기업의 경영성과라고는 볼 수 없다. 또한 동일기간에 발생한 현금의 유입과 유출이 항상 인과관계를 갖지는 않는다. 그리고 현금흐름을 이용하여 경영자의 성과평가를 할 경우 단기적으로는 경영자가 현금유출입시기를 자신에게 유리하도록 선택하려는 유인을 가질 수 있으므로 기업가치를 극대화시킬 수 있는 의사결정을 포기할 수도 있다. 회계이익과 현금흐름의 정보가치에 대한 선행연구를 살펴보면 다음과 같다.

Rayburn(1986)은 회계이익의 주요 구성요소인 현금흐름과 발생조정액 중의 하나가 다른 구성요소에 대하여 증분 정보력을 가지는 지를 검토함으로써 회계이익의 증분 정보내용의 발생원천을 확인하였다. Rayburn(1986)은 회계시스템상에서 나타나는 발생조정과정은 현금흐름이 제공하지 못하는 증

분정보내용을 투자자들에게 제공하고 있다고 결론지었다. 그러나 발생조정을 유동과 비유동으로 구분하였을 경우, 유동발생항목은 증분 정보력이 존재하나 비유동발생항목의 증분 정보내용은 예측모형의 정의에 따라 다르게 나타남으로서 일관성이 없었다.

Dechow(1994)는 현금흐름의 정보력에 대한 발생주의 회계이익정보의 상대적 우월성을 입증함으로써 기업의 이해관계자들이 회계이익정보를 선호하는 이유를 설명하였다. 연구결과, 현금흐름이 지니는 인식시기와 대응의 문제를 극복한 성과측정치가 회계이익임을 확인하고, 회계이익의 정보력이 현금흐름에 비해 상대적으로 클 조건을 다음과 같이 3가지로 제시하였다. 첫째, 성과측정기간이 짧을수록 주식수익률과 현금흐름간의 관련성보다는 주식수익률과 회계이익의 관련성이 더 크다. 성과측정기간이 길어지면 현금흐름의 인식시기문제와 대응문제가 완화되므로 주식수익률과 현금흐름의 관련성의 향상 정도는 커질 것이다. 둘째, 투자 및 재무활동의 변화성과 필요 운전자본(working capital requirements)의 변화가 커질수록 주식수익률과 현금흐름간의 관련성은 낮아지고 주식수익률과 회계이익의 관련성은 커질 것이다. 셋째, 기업의 영업순환주기(operating cycle)가 길수록 주식수익률과 회계이익의 관련성은 커질 것이다. Dechow(1994) 연구의 의의는 현금흐름의 상대적 정보내용을 분석함에 있어서 회계이익과 현금흐름이라는 두 경영성과척도간 우월성의 차이에 관하여 통계적으로 신뢰 가능한 증거를 제시하였다는 점이다. 이는 회계실무가 규범적 장치로 발생주의 회계제도를 답습하고 있으나, 실증적으로도 발생주의 회계이익이 정보 유용성이 있음을 확인하였다는 점에서 그 함의가 크다고 할 수 있다.

최관(1993)은 주식가격변화에 대한 회계이익과 현금흐름의 상대적 정보가치를 분석한 결과, 회계이익은 주식가격의 변화와 개별적으로 양(+)¹의 관계를 가지고 있고, 현금흐름이 주식가격을 설명하고 난 후의 주식가격에 대해서도 추가적인 정보효과가 있었다. 그리고 현금흐름도 회계이익이 주식가격의 변화를 설명한 후의 주식가격의 변화성에 대하여 추가적 정보를 제공하였다. 이러한 결과는 발생주의회계의 회계이익과 현금주의회계의 현금흐름은 각기 서로 공통적인 정보가치도 가지고 있지만 각자가 서로 다른 추가적인 정보가치도 가지고 있다는 것을 의미한다. 그러므로 회계이익과 현금흐름은 서로 대체적인 정보로서의 역할도 있지만 서로 보완적인 정보로서의 역할도 중요하다고 결론지을 수 있다.

최종서(1998)는 선행연구들에 비해 보다 분석적인 모형을 통하여 투명성 혹은 신뢰성이 결여된 회계정보는 자본시장에서의 유용성도 결여될 수밖에 없음을 보여주었다. 회계이익은 발생주의에 근거하여 산출되는 성과측정치이므로, 발생주의가 갖는 순기능과 역기능의 양면성을 원천적으로 내포하고 있다. 그는 투명성이 결여된 즉 발생조정이 비정상적으로 과다하게 수행될 경우(발생주의가 역기능으로서 작용할 경우) 자본시장에서 기간경영성과에 대한 대표적인 회계적 측정치인 회계이익의 구성요소들의 주식수익률에 대한 설명력이 감소하는지를 분석하였다. 연구분석결과, 재량적 발생조정이 높은 표본집단의 현금흐름 및 발생조정에 대한 반응계수는 재량적 발생조정이 낮은 집단의 그것에 비해 감소하는 현상을 관찰할 수 있었다. 또한 현금흐름변수는 대부분의 분석에 있어서 일관성 있게 주식수익률과 양(+)²의 상관관계를 보여주었다. 발생조정변수의 경우 현금흐름에 비하여 정보가치가

떨어지거나 대체로 주식수익률과 양의 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 그러나 과도한 재량적 발생조정은 현금흐름이나 발생조정의 정보력을 훼손시키는 경향이 있는 것으로 나타났다. 결론적으로 발생조정이 비정상적으로 과다하게 이루어질 경우 회계이익의 구성요소인 현금흐름 및 발생조정과 주식수익률 사이의 상관관계는 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 발생조정이 역기능적인 역할을 할 경우 주식시장에서의 회계정보의 유용성은 저감될 수 있음을 시사하는 것으로 투자자를 비롯한 기업의 이해관계자들을 보호하기 위해서는 방만한 재량적 발생조정이 억제되는 방향으로 회계규제가 전개될 필요성이 있다고 주장하고 있다.

한봉희(1998b) 역시 기업이 발생주의적 조정을 기회적으로 이용하였을 가능성을 제시하고 있다. 그는 회계이익의 감소가 영업현금흐름과 발생에서 균등하게 이루어졌는지 그리고 회계이익의 정보유용성 저하가 영업현금흐름과 발생에서 균등하게 나타나는지를 살펴보았다. 비기대 영업현금흐름에 비해 상대적으로 비기대발생에 대한 초과수익률의 반응계수가 연도별로 감소하는 추이에 있는지를 회귀분석 하였다. 회귀식으로 추정된 주가반응계수는 변수측정오차(measurement error)의 문제로 인해 연도별로 큰 변이를 보일 수 있음에 대해 측정오차 변이를 평균화하여 검증력을 높이고자 하였다. 즉 연도별 회귀계수의 추이를 연속적으로 검증하는 대신 14년의 기간을 전반 7년과 후반 7년으로 나눈 후 그 두 기간간의 평균 회귀계수의 차이로 검증하였다. 검증결과 영업현금흐름은 감소한 반면 발생 특히 비유동발생은 오히려 증가하였으며, 영업현금흐름에 비해 발생 특히 비유동발생의 주가반응의 저하가 현저하였음을 보이고 있다. 이는 기업이 영업현금흐름의 감소로 인한 회계이익의

감소를 보다 경감시킬 목적으로 발생조정을 이용하였을 가능성이 높음을 시사한다.

Ⅲ. 가설설정 및 연구설계

3.1 연구가설의 설정

회계정보가 기업가치평가결정 및 경영자의 업적 평가와 보상결정에 정보력이 있음은 주지의 사실이나, 이 두 가지 정보력간의 직접적인 관계는 잘 알려져 있지 않다. 경영자의 투입노력에 대한 경영성과는 다기간에 걸쳐 나타나므로 당기 회계이익에는 그 일부분만 반영된다. 따라서 당기 회계이익을 경영자의 당기투입노력의 결과로만 해석할 수는 없다. 뿐만 아니라 이익에 대한 보상의 가중치 역시 이익반응계수(earning response coefficient; ERC)의 결정요인인 이익지속성에 따라 영향을 받게 된다.

본 연구의 주된 목적 중 하나는 기업가치를 결정짓는 경영성과로서의 회계이익의 정보력(가치관련 정보력)과 경영자 보상결정에 이용되는 회계이익의 정보력(수탁책임 정보력) 사이의 관련성을 규명하는 것이다. 이러한 회계이익의 두 가지 역할간 상호관련성은 Bushman et al.(1998)의 연구에서 증명되었다.⁶⁾ 그들은 다음과 같은 가정 하에서 최적 성과-보상민감도를 도출하였다: 위임자(주주)는 위험 중립적이나, 대리인(경영자)은 위험 회피성향을 가진다. 그리고 대리인이 투입하는 경영투입노

력의 유형은 두 가지 형태로 정의된다. 첫째, 당기 이익에 영향을 미치는 경영투입노력(e_1)과 둘째, 전략적 경영의사결정과 같이 기업가치에는 영향을 미치나 그 결과가 미래에 나타나는 경영투입노력(e_2)으로 구분 짓는다. 기업가치는 사전적으로는 관찰 불가능한 정보이므로 노동계약에 직접 사용될 수 없다. 따라서 위임자는 결국 불완전한 성과측정치를 이용하여 유인보상계약을 설계할 수밖에 없다. 이러한 가정 하에서 Bushman et al.(1998)는 회계이익의 수탁책임정보력(CERC)과 회계이익의 가치관련성(ERC) 사이의 관계를 다음과 같이 도출하였다.

$$CERC = \frac{ERC \times f^2}{f^2 + rC_1\sigma_e^2} \dots\dots\dots (1)$$

위 식에서

CERC: 보상-이익 민감도(compensation earnings response coefficient)

ERC: 이익반응계수(earning response coefficient)

e_1 : 당기이익에 영향을 미치는 경영투입노력

f : e_1 의 한계생산성(회계정보의 가중치)

r : 절대적 위험회피계수(coefficient of absolute risk aversion)

C_1 : e_1 의 한계비용

회계이익 = $fe_1 + \tilde{\varepsilon}$, $\tilde{\varepsilon} \sim N(0, \sigma_e^2)$ 이다.

Bushman et al.(1998)가 유도한 경영자 보상

6) 그러나 Bushman et al.(1998)의 연구에서는 회계이익의 정보력에 대한 감소가 회계이익의 구성요소에 따라 어떻게 다른지를 규명하지 않았다. 본 연구에서는 회계이익의 정보유용성 변화가 현금흐름과 발생조정 중 어느 부분의 정보력 감소에 기인한 것인지를 실증분석하고자 한다. 이것이 본 연구와의 차이점이다.

함수의 특징은 다음과 같다: 경영투입노력(e_1)의 한계생산성(f)은 ERC(주식수익률에 대한 회계이익의 민감도)의 함수이므로 목표일치성을 유도하기 위해 경영자 보상에서 CERC가 ERC의 증가함수가 되어야 한다. 즉, 식 (1)에서 CERC는 ERC의 증가함수로 나타난다. 그리고 당기의 경영투입노력이 기업가치에 미치는 장기적 영향은 이익지속성(earnings persistence)에 의해 나타나므로 ERC는 이익지속성에 의해 결정된다. 그러므로 CERC도 ERC의 결정요인인 이익지속성에 영향을 받게 된다. 식 (1)에 의하면 CERC는 회계이익정보의 잡음(σ_e^2)과 경영자의 절대적 위험회피계수(r)와는 음의 상관관계를 갖게 된다. 즉 회계정보의 잡음이 증가하면 회계성과측정치의 정확성이 감소하게 되고 따라서 보상에 대한 회계정보의 가중치(CERC) 역시 감소하게 된다. 그리고 경영자의 위험에 대한 회피성향이 클수록 유인보상(CERC)의 효과는 감소한다. 경영자의 절대적 위험회피계수가 무한대인 극단적인 경우에는 고정급여의 지급만이 경영자로 하여금 노동계약을 체결하도록 유인할 수 있을 것이다. 식 (1)에서 밝혀진 바와 같이 회계이익에 대한 경영자 보상 민감도인 CERC와 회계이익-기업가치 관련성인 ERC간에는 비례관계가 존재한다. 따라서 다음과 같은 가설 1을 설정한다.

가설 1: 회계이익에 대한 경영자 보상 민감도(CERC)와 회계이익의 기업가치 관련성(ERC) 사이에는 양(+)의 상관관계가 존재한다.

가설 1은 회계이익이 기업가치평가에 대한 정보력이 클수록 경영자의 투입노력(수탁책임)에 대한 정보력도 클 수 있는가를 검증하는 것이다. 회계이익이 정보의 유용성 측면에서 상이한 역할(가치평가와 수탁책임)⁷⁾을 수행함에도 불구하고 그 사용가치에 상관관계가 존재할 것이냐에 대한 물음이 가설 1이다.

기업은 재무상태와 영업성과를 나타내기 위하여 회계시스템에서 산출되는 회계정보를 사용한다. 그러나 오늘날의 회계환경은 과거와는 다른 양상을 띄고 있다. 예를 들면 시장의 글로벌화, 구매자 시장과 사회가치관의 변화, 기술의 발전과 혁신, 그리고 기업의 가치에서 무형자산이 차지하는 비중의 증가 등은 기업의 경쟁상황을 더욱 빠르게 변화시키고 있다. 그 결과 제품은 점점 더 유사하게 되고 시장 참여자들의 차별화는 더욱 더 어려워지고 있다(임병천, 2000, p.255). 뿐만 아니라 경영혁신, 고객만족도, 그리고 품질전략과 같은 비재무적 성과측정치의 중요성이 날로 증가하고 있다. 결국 기업이 경쟁력을 제고하기 위해서는 기술혁신 못지않게 성과측정치에 대한 관점을 다르게 인식할 필요성이 대두되었다. 왜냐하면 회계이익은 경영자의 전략적 의사결정(연구개발, 제품개발, 공정개발, 종업원 교육 등)이 초래할 미래의 경제적 성과를 온전하게 반영하지 못하기 때문이다. 이에 따라 기업은 재무적 성과측정치이외에 금액으로 표시되지 않는 비재무적 성과측정치를 중요시하게 되었다.⁸⁾ 그러므로 회계이익은 과거에 비해 기업의 가치를 정확하게 반영하는 능력이 약해졌다고 볼 수 있다. 즉 상

7) 회계이익의 가치관련성은 당기 회계이익의 기업가치에 대한 정보력을 나타내며, 회계이익의 수탁책임(이익-보상 민감도)은 당기 회계이익이 반영하는 경영자의 숨겨진 경영노력에 대한 정보력을 의미한다. 따라서 회계이익은 두 가지 정보를 내포한다.

8) 예를 들어 은행에서 창구대기시간, 자동차 기업에서 소비자 만족도 등과 같은 비재무적 성과측정치가 개선되면 궁극적으로 기업의 재무적 성과와 기업가치가 증대되므로 이런 성과측정치의 중요성이 증가하고 있다.

대적으로 회계정보의 가치관련성이 낮아질 것으로 예상할 수 있다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2-1: 회계이익의 기업 가치평가 정보력은 시계열적으로 감소하였을 것이다.

앞서 가설 1에서 살펴본 바와 같이 ERC와 CERC 사이에 정(+)의 상관관계가 존재한다면 회계이익이 지니는 가치관련성의 감소는 회계정보의 수탁책임 정보력의 감소를 의미한다. 따라서 가설 2-1과 유사한 다음의 가설을 설정할 수 있다.

가설 2-2: 회계이익의 수탁책임 정보력은 시계열적으로 감소하였을 것이다.

회계이익의 정보유용성이 시계열적으로 변화한다면 회계이익을 현금흐름과 발생조정으로 구분하였을 경우 어느 부분의 정보력이 더 많이 감소하였는지(회계환경변화에 더 많은 영향을 받았는지)도 확인할 수 있다. 기업의 미래현금흐름을 예측하기 위해서는 현금주의 회계정보보다는 발생기준 회계정보가 더 유용하다는 것이 회계의 발전과정에서 인식되어 왔다. 그러나 발생주의 회계에 의해 산출된 회계정보는 회계실체에 내재하는 현금흐름과 일치하지 않는다. 발생주의 회계시스템은 감가상각, 수익 및 비용의 이연이나 발생 등에 다양한 임의배분 절차를 사용하고 있기 때문에 역사적 원가에 기초하여 산출된 회계이익은 기업의 수익력을 적절히 나타내 주지 못하고 있다. 현실적으로 기업의 흑자도산이 발생가능한 것도 여기에 기인한다. 이에

반해 현금주의 회계는 인식시기(timing)와 대응(matching)의 문제점을 내포하고 있기 때문에 이러한 문제점들을 발생조정과정을 통해 극복하고자 하는 발생주의 회계에 비해 열등한 기간성과 측정시스템으로 간주된다.

기업성과의 요약측정치인 회계이익은 영업현금흐름에 발생조정액을 더한 것이다. 회계이익의 정보유용성이 시계열적으로 감소한다면 그 원인은 현금흐름 정보의 상대적 감소에 기인할 수도 있고, 발생조정의 상대적 정보력 감소에 기인할 수도 있다. 만약, 현금흐름의 정보력 감소가 원인이 되어 회계이익의 가치평가 정보력이 저하되었다면 이는 이익의 지속성과 관련이 있을 것이다. 기업이 영업활동을 통하여 이익을 지속적으로 창출하지 못한다면, 배당의 지급 및 부채 상황은 물론이고 재무건전성에도 문제가 발생하므로 중국에는 기업의 생존마저 위태로울 수 있다. 따라서 영업활동으로 인한 현금흐름이 감소한다면 즉 이익의 지속성이 감소된다면 회계이익의 기업가치관련 정보력의 크기는 감소할 수밖에 없다. 이에 반해서, 발생조정의 정보력 감소가 동인이 되어 회계이익의 가치평가 정보력이 시계열적으로 감소하였다면 이는 경영자의 이익관리와 관련이 있을 것이다. 경영자가 발생조정을 순기능적으로 활용한다면 회계이익은 기업성과와 가치를 보다 잘 반영하게 되므로 정보유용성이 높아질 수 있다. 그러나 경영자가 발생조정을 이기적으로 악용한다면 회계이익은 기업가치를 왜곡시키므로 정보유용성이 오히려 저하될 것이다.⁹⁾ 그러나 현실적으로 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화의 원인을 구체적으로 현금흐름 내지는 발생조

9) 발생조정의 순기능과 역기능은 제량적 발생조정과 비제량적 발생조정을 비교함으로써 확인할 수 있다. Dechow(1994)의 연구 외에 국내연구로는 최종서(1998)의 연구와 한봉희(1998b)의 연구를 참조할 것.

정으로 일반화할 수 없다. 현금흐름의 정보력 감소와 발생조정의 정보력 감소는 실증적 문제에 해당한다. 따라서 기업가치 관련성에 대한 시계열 변화의 동인은 두 가지 가능성을 함께 검증하는 것이 보다 타당할 것이다. 이는 회계이익의 가치평가 정보력뿐만 아니라 수탁책임 정보력에 대해서도 동일한 의구심을 가질 수 있다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3-1a: 회계이익의 가치평가 정보력에 있어 현금흐름의 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이다.

가설 3-1b: 회계이익의 가치평가 정보력에 있어 발생조정의 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이다.

가설 3-2a: 회계이익의 수탁책임 정보력에 있어 현금흐름의 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이다.

가설 3-2b: 회계이익의 수탁책임 정보력에 있어 발생조정의 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이다.

회계시스템의 산출물인 회계이익은 기간성과의 지표로서 기업가치평가 역할을 담당할 뿐만 아니라 목표일치성¹⁰⁾과 위험분담을 목적으로 경영자 보상 함수에 사용되어 수탁책임 역할을 수행한다. 회계 측정치는 본원적으로 과거지향적이며 보수적 기준에 의해 산출된 측정치이므로 경쟁이 치열해지고 기술진보가 빠른 시대에 있어서 미래현금흐름의 대응치로 직접사용하기는 어렵다. 특히 연구개발,

제품개발, 공정개발, 그리고 종업원 교육 등과 같은 경영자의 전략적 의사결정은 그 효과가 즉시 나타나기보다는 어느 정도 기간이 경과한 후에 나타나는 것이 일반적이다. 그러나 회계이익에 이러한 전략적 의사결정의 당기성과가 반영되지 못하여 기업가치를 적절하게 평가하지 못한다고 해서 경영자 보상계약에서도 배제시키면 주주와 경영자 사이의 효율적 계약관계가 성립되기 어렵다. 회계이익이 경영자 보상에 사용되는 이유는 유인을 제공하는 것 외에도 경영자 보상계약에서 위험분담을 효율적으로 달성하기 위함이기도 하다. 뿐만 아니라 다차원적인 경영자 업무에 대한 투입노력배분을 최적으로 유도하기 위해서도 회계이익이 경영자 보상에 사용된다. 그러므로 회계이익이 경영환경의 변화로 인하여 기업성과를 측정하는 정확성이 줄어든 탓에 가치평가 정보력이 감소할 가능성이 존재하나, 회계이익의 수탁책임 정보력의 감소는 상대적으로 작을 가능성이 있다. 회계이익의 수탁책임 정보력은 회계이익에 반영된 기업 외부환경의 영향이 경영자 보상에 사용되기 때문에 발생하는 것이 아니라 회계이익에 반영된 경영자 투입노력에 대한 정보력을 경영자 보상계약에 사용하기 때문에 발생한다. 따라서 경영자가 재량권을 발휘할 수 있는 여지가 상대적으로 큰 회계이익은 여전히 수탁책임 정보력(경영자의 투입노력에 대한 정보력)을 유지할 가능성이 높다.

급변하는 회계환경 하에서 회계이익이 기업가치를 평가하는데는 적절하지 못하다 할지라도 회계이익이 경영자의 숨겨진 노력에 대한 정보력을 갖고

10) 목표일치성은 구체적으로, 노력투입유인제공, 노력배분유인제공 그리고 사적정보의 올바른 사용을 유도하는 유인제공으로 나눌 수 있다.

있거나, 경영자가 부담하는 보상위험을 경감시키는 효과를 가져온다면 회계이익은 여전히 경영자 보상 계약변수로 사용될 수 있다. 이는 회계이익의 가치평가 정보력이 시계열적으로 감소한다고 하더라도 수탁책임 정보력의 시계열 변화 역시 동일한 비율로 감소한다고 보기는 어렵다는 것을 의미한다. 회계이익의 사용목적이나 역할이 상이하기 때문에 그 유용성의 변화 역시 동일하다고 해석하기에는 직접적인 연관성을 찾기 어렵다. 비록 회계이익의 수탁책임 정보력이 시계열적으로 감소한다 할지라도 기업가치평가 정보력에 대한 상대적 감소비율은 그리 크지 않을 것이다. 이처럼 회계이익은 두 가지 상이한 역할을 담당하기 때문에 각 역할에서 정보의 시계열 변화에도 차이가 존재할 것이다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다.

가설 4: 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화가 수탁책임 정보력의 시계열 변화보다 클 것이다.

3.2 연구모형의 설계

본 연구의 목적인 회계이익의 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력의 유용성을 비교하기 위하여 먼저 ERC와 CERC의 관련성에 대한 검증을 실시하고자 한다. 식 (1)에서와 같이 CERC가 ERC의 함수로 비례관계가 성립하는 지를 확인함으로써 가설 1을 검증하고자 한다. 그리고 초과주식수익률과 회계성과측정치의 정의를 달리하여 여러 가지 모형으로 회계이익의 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력을 비교하고자 한다. 최관(1993), 최종서(1998) 등 국내연구에서는 회계이익변수로서 당기순이익을 사용하고 있으나, Dechow (1994) 등 대부분의 국

외연구에서는 특별손익을 공제하기 전의 경상이익을 사용하고 있다. 따라서 본 연구에서는 경상이익 및 당기순이익을 모두 회계이익의 대용치로 삼고 각각에 대하여 실증분석하고자 한다. 회계이익의 가치평가정보력을 검증하기 위한 기업별 시계열 분석모형을 다음과 같이 정의한다.

$$adjRET_{i,t} = a_0 + a_1 \Delta earnings_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \dots (2)$$

식 (2)에 나타난 연구모형은 변수의 정의에 따라 여러 가지로 세분될 수 있다. 본 연구에 사용되는 종속변수($adjRET_{i,t}$)는 2가지로 구분하였으며, 각 변수를 정의별로 살펴보면 다음과 같다.

$$MRET_{i,t} = \prod_{\tau=1}^{12} (1 + AR_{i,\tau}) - 1: i기업의 t년도 시장조$$

정누적수익률,

$$AR_{i,\tau} = R_{i,\tau} - R_{m,\tau}: i기업 \tau월의 시장조정수익률$$

$R_{i,\tau}$: i기업 τ 월의 수익률

$R_{m,\tau}$: τ 월의 시장수익률

$$SRET_{i,t} = \prod_{\tau=1}^{12} (1 + IAR_{i,\tau}) - 1: i기업의 t년도 산$$

업조정 누적수익률

$$IAR_{i,\tau} = R_{i,\tau} - R_{I,\tau}: i기업 \tau월의 산업지수 조정 초과수익률$$

$R_{I,\tau}$: i기업이 속한 산업 I의 τ 월 산업수익률

본 연구에 사용되는 독립변수($\Delta earnings_{i,t}$) 역시 2가지로 구분하였으며, 각 변수를 정의별로 살펴보면 다음과 같다.

$\Delta \text{earnings}_{i,t} : \Delta \text{EARN1}_{i,j,t}$ 또는 $\Delta \text{EARN2}_{i,j,t}$
 $\Delta \text{EARN1}_{i,j,t} :$

$$i\text{기업의 } \frac{(\text{경상이익})_t - (\text{경상이익})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}},$$

$\Delta \text{EARN2}_{i,j,t} :$

$$i\text{기업의 } \frac{(\text{당기순이익})_t - (\text{당기순이익})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$$

본 연구에서 수행된 시계열분석 기간은 1980년부터 2000년까지이다. 최소 10년간의 자료를 이용할 수 있는 1991년 이전에 상장된 우리나라 기업 중 227개를 추출하여 총 3,723개의 기업-연도 자료를 이용하였다. 그리고 표본으로 선정된 기업은 모두 12개의 산업으로 구성되어 있다. 본 연구 모형에서 독립변수가 모두 1차 차분의 형태로 정의되므로 독립변수의 경우 1980년 자료는 모형에 직접 사용될 수 없다.

식 (2)에서 회계이익의 가치평가 정보력인 ERC는 a_1 으로 추정된다. 물론 각 식의 a_1 은 변수의 정의에 따라 총 4가지¹¹⁾로 모두 상이한 값으로 나타날 것이지만, ERC라는 동일한 개념을 뜻하므로 통칭하여 하나의 변수로 정의하였다.

식 (3)은 회계이익의 수탁책임 정보력을 검증하기 위한 기업별 시계열 분석모형이다.

$$\text{COMP}_{i,t} = b_0 + b_1 \Delta \text{earnings}_{i,t} + b_2 \text{RET}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \dots\dots\dots (3)$$

식 (3)에서 종속변수($\text{COMP}_{i,t}$)는 2가지로 사용

하였으며, 각 변수를 정의별로 살펴보면 다음과 같다.

$\text{COMP}_{i,t} : \text{COMP1}_{i,t}$ 또는 $\text{COMP2}_{i,t}$

$$\text{COMP1}_{i,t} = \frac{\text{COMP}_{i,t} - \text{COMP}_{i,t-1}}{\text{COMP}_{i,t-1}}$$

: i기업 t년도 임원 현금보상의 변화율,

$\text{COMP2}_{i,t} = \ln(\text{COMP}_{i,t})$: i기업의 t년도 임원 현금보상의 자연대수 값

$\Delta \text{earnings}_{i,t} : \Delta \text{EARN1}_{i,j,t}$ 또는 $\Delta \text{EARN2}_{i,j,t}$

$\text{RET}_{i,t} = \prod_{\tau=1}^{12} (1 + m_{i,\tau}) - 1$: i기업의 t년도 주식수익률

$m_{i,\tau}$: i기업의 τ 월에 있어서 월별주식수익률

식 (3)에서 회계이익의 수탁책임 정보력인 CERC 역시 b_1 으로 추정된다. 물론 각 식의 b_1 또한 총 4가지로 모두 상이한 값으로 나타날 것이지만 CERC라는 동일한 개념을 뜻하므로 통칭하여 하나의 변수로 정의하였다. 가설 1을 검증하기 위하여 변수정의별 ERC의 계수값과 변수정의별 CREC의 계수값인 a_1 과 b_1 사이의 상관관계를 살펴보고자 한다.

다음으로 회계이익의 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력이 시계열적으로 그 유용성이 어떻게 변화하였는지에 대한 분석을 실시하고자 한다.¹²⁾ 회계이익의 가치평가 정보력에 대한 척도로 ERC를 추정하여 통합자료분석을 실시하기 위한 모형을 다

11) 종속변수 2가지와 독립변수 2가지로 조합할 수 있는 경우의 수는 모두 4(2×2) 가지이다.

12) 본 연구에 사용되는 회계이익의 시계열 속성은 김정교(1989)의 연구에 따라 목시적으로 random walk을 따르는 것으로 한다. 김정교(1989)는 우리나라 기업의 연간회계이익의 시계열 속성을 규명하였는데, 연구결과에 의하면 회계이익변수가 random walk을 따른다는 가설이 기각되지 않았다.

음과 같이 설정하였다.¹³⁾

$$\begin{aligned}
 adjRET_{i,j,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{t=1982}^{2000} Yr_t + \alpha_2 \sum_{j=2}^{12} Ind_j \\
 & + \alpha_3 \Delta earnings_{i,j,t} \\
 & + \alpha_4 \sum_{t=1982}^{2000} Yr_t \Delta earnings_{i,j,t} \\
 & + \alpha_5 \sum_{j=2}^{12} Ind_j \Delta earnings_{i,j,t} \\
 & + \varepsilon_{i,j,t} \dots\dots\dots (4)
 \end{aligned}$$

위 식에서

$adjRET_{i,j,t}$: $MRET_{i,j,t}$ 또는 $SRET_{i,j,t}$

Yr_t : 연도더미변수

Ind_j : 산업더미변수

$\Delta earnings_{i,j,t}$: $\Delta EARN1_{i,j,t}$ 또는 $\Delta EARN2_{i,j,t}$

또한 회계이익의 수탁책임 정보력을 검증하기 위하여 CERC를 추정하기 위한 모형을 다음과 같이 설정한다.

$$\begin{aligned}
 COMP_{i,j,t} = & \delta_0 + \delta_1 \sum_{t=1982}^{2000} Yr_t + \delta_2 \sum_{j=2}^{12} Ind_j \\
 & + \delta_3 \Delta earnings_{i,j,t} \\
 & + \delta_4 \sum_{t=1982}^{2000} Yr_t \Delta earnings_{i,j,t} \\
 & + \delta_5 \sum_{j=2}^{12} Ind_j \Delta earnings_{i,j,t} \\
 & + \delta_6 RET_{i,j,t}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \delta_7 \sum_{t=1982}^{2000} Yr_t RET_{i,j,t} \\
 & + \delta_8 \sum_{j=2}^{12} Ind_j RET_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \dots\dots\dots (5)
 \end{aligned}$$

위 식에서

$COMP_{i,j,t}$: $COMP1_{i,j,t}$ 또는 $COMP2_{i,j,t}$

Yr_t : 연도더미변수

Ind_j : 산업더미변수

$\Delta earnings_{i,j,t}$: $\Delta EARN1_{i,j,t}$ 또는 $\Delta EARN2_{i,j,t}$

식 (4)를 이용하여 변수정의별로 특정연도(t 연도)의 산업평균 ERC는 다음과 같이 계산된다.

$$ERC_t = \hat{\alpha}_3 + \hat{\alpha}_{4,t} + [\sum_{j=2}^{12} \hat{\alpha}_{5,j} / 12] \dots\dots\dots (6)$$

식 (6)에서 $\hat{\alpha}_5$ 는 회계정보와 산업의 교호작용을 나타내는 변수이므로 산업평균의 ERC를 구하기 위해서는 산업의 수로 나누어주어야 한다.¹⁴⁾

ERC를 추정하는 것과 동일한 방법으로 식 (5)로부터 변수정의별로 특정연도(t 연도)의 산업평균 CERC는 다음과 같이 계산된다.

$$CERC_t = \hat{\delta}_3 + \hat{\delta}_{4,t} + [\sum_{j=2}^{12} \hat{\delta}_{5,j} / 12] \dots\dots\dots (7)$$

식 (7)에서 $\hat{\delta}_5$ 는 회계정보와 산업의 교호작용을 나타내는 변수이므로 산업평균의 CERC를 구하기

13) 본 연구의 분석기간은 1980년부터 2000년까지이며, 227개 기업을 대상으로 총 3,723개의 기업-연도자료를 이용하였다. 그리고 표본은 모두 12개의 산업으로 구성되어 있으며, 독립변수에 1차 차분의 형태가 사용되므로 연도더미는 1982년부터 사용 가능하다.

14) 본 연구에서 선정된 표본은 총 12개 산업의 227개 기업이다.

위해서는 산업의 수로 나누어주어야 한다. 식 (6)과 식 (7)을 연도에 대하여 회귀시키기 위해 식을 변형하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.¹⁵⁾

$$ERC_t = \zeta_0 + \zeta_1 Year_t + n_t \quad \dots\dots\dots (8)$$

$$CERC_t = \lambda_0 + \lambda_1 Year_t + v_t \quad \dots\dots\dots (9)$$

식 (8)과 식 (9)를 통해 가설 2-1과 가설 2-2 및 가설 4를 검증할 수 있다. 회계이익의 가치평가 정보력이 시계열적으로 감소하는지를 검증하는 가설 2-1은 식 (8)의 계수추정치 ζ_1 의 부호를 통해 확인할 수 있다(ζ_1 의 기대부호는 음(-)이다). 회계이익의 수탁책임 정보력이 시계열적으로 감소하는지를 검증하는 가설 2-2는 식 (9)의 계수추정치의 부호로 확인할 수 있다(λ_1 의 기대부호는 음(-)이다).

회계이익의 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력 사이에 상대적 시계열 변화를 검증하고자 하는 가설 4는 가설 2-1과 가설 2-2의 두 계수추정치 ζ_1 과 λ_1 의 크기와 유의수준을 통해 확인할 수 있다.¹⁶⁾

회계이익은 일정기간동안 기업이 영업활동으로부터 획득한 현금흐름을 발생과정에 따라 수정한 결과치이므로 현금흐름과 발생조정으로 분해될 수 있다. 본 연구에서는 경상이익 및 당기순이익을 모두 회계이익의 대용치로 삼고 각각에 대하여 실증분석

하고자 한다. 발생조정은 회계이익과 영업활동에서 조달된 현금흐름변수(CFO)의 차액으로 계산되는 총발생조정(ACC)에 의하여 측정된다. 우리나라에서는 현금흐름표의 작성이 의무화된 것은 1994년부터이므로 1980년에서 1993년까지에 대해서는 재무상태변동표와 대차대조표의 자료를 이용하여 다음과 같은 식에 따라 CFO를 간접적으로 계산할 수 있다.¹⁷⁾

$$CFO_{i,t} = WCFO_{i,t} - [(\Delta CA_{i,t} - \Delta CASH_{i,t}) - (\Delta CL_{i,t} - \Delta CLTL_{i,t})] \quad \dots\dots (10)$$

위 식에서

$WCFO_{i,t}$ = i기업 t기의 영업활동으로부터 조달된 운전자본

$\Delta CA_{i,t}$ = i기업 t기의 유동자산의 변화

$\Delta CASH_{i,t}$ = i기업 t기의 현금예금의 변화

$\Delta CL_{i,t}$ = i기업 t기의 유동부채의 변화

$\Delta CLTL_{i,t}$ = i기업 t기의 유동성 장기부채의 변화를 나타낸다.

회계이익은 현금흐름과 발생조정액으로 분리(earnings = CFO + ACC)시킬 수 있으므로 다음 식 (11)이 성립한다.

$$\Delta earnings_{i,t} = \Delta ACC_{i,t} + \Delta CFO_{i,t} \quad \dots (11)$$

15) 식 (8)과 식 (9)에서 $Year_t$ 는 1981년부터 2000년까지이다. 분석자료는 1980년부터이지만, 독립변수가 1차 차분의 형태이므로 1981년부터 사용 가능하다. 연도더미가 사용되는 시계열 분석 역시 동일한 자료를 이용하나, 연도더미는 변수의 성격상 1982년부터 사용하게 된다는 점이 차이가 있다.

16) 만약, 두 계수 추정치가 모두 유의적인 결과를 나타낼 경우에는 해석에 주의가 필요하다. 이러한 경우에는 두 가지 방법을 사용하여 감소 크기의 정도를 비교할 수 있다. 첫 번째 방법은 각 추정치의 표준편차로 표준화하는 과정을 거친 이후의 t통계량을 비교하는 것이다. 두 번째 방법은 연구기간을 구분하여 기간간 결정계수의 변화를 비교하는 것이다.

17) 현금흐름은 그 정의에 따라 다양한 선택방법이 존재하지만, 본 연구에서 사용한 현금흐름 측정방법은 최중서(1998)의 연구와 동일한 방법을 채택하였다.

위 식에서

$\Delta earnings_{i,t}$: 회계이익의 증분으로서 $\Delta EARN1_{i,j,t}$

또는 $\Delta EARN2_{i,j,t}$

$\Delta ACC_{i,t}$: 발생조정액의 증분

$\Delta CFO_{i,t}$: 현금흐름의 증분을 나타낸다.

식 (11)에서 보는 바와 같이 회계이익의 증분이 발생조정액의 증분과 현금흐름의 증분으로 구성되므로 식 (2)에 식(11)을 대입하면 다음의 식 (12)와 식 (13)을 유도할 수 있다.

$$MRET_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta ACC_{i,t} + \gamma_2 \Delta CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (12)$$

$$SRET_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta ACC_{i,t} + \gamma_2 \Delta CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (13)$$

식 (12)와 식 (13)에 사용되는 독립변수인 발생조정액($\Delta ACC_{i,t}$)과 현금흐름($\Delta CFO_{i,t}$)을 정의별로 살펴보면 다음과 같다.

$\Delta ACC1_{i,t}$ = i기업의

$$\frac{(\text{경상이익} - \text{현금흐름})_t - (\text{경상이익} - \text{현금흐름})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$$

$\Delta ACC2_{i,t}$ = i기업의

$$\frac{(\text{당기순이익} - \text{현금흐름})_t - (\text{당기순이익} - \text{현금흐름})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$$

$\Delta CFO_{i,t}$ = i기업의

$$\frac{(\text{현금흐름})_t - (\text{현금흐름})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$$

ERC와 마찬가지로 CERC에 대해서도 동일한 변형을 시킬 수 있다. 즉 CERC의 측정 모형인 식 (3)을 발생조정과 현금흐름 부분으로 분할하면 다

음의 식 (14)와 식 (15)가 된다.

$$COMPI_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \Delta ACC_{i,t} + \delta_2 \Delta CFO_{i,t} + \delta_3 RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (14)$$

$$COMP2_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \Delta ACC_{i,t} + \delta_2 \Delta CFO_{i,t} + \delta_3 RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (15)$$

위 식 (12)와 식 (13)에서 발생조정액의 기업가치관련성은 γ_1 으로 추정할 수 있으며, 현금흐름의 기업가치관련성은 γ_2 로 추정할 수 있다. 마찬가지로 식 (14)와 식 (15)에서 δ_1 은 발생조정액의 수탁책임 정보력을 추정하며, δ_2 는 현금흐름의 수탁책임 정보력을 추정한다.

발생조정과 현금흐름의 기업가치관련성을 검증하기 위해 다음과 같은 통합회귀모형을 사용할 수 있다.

$$MRET_{i,j,t} = \alpha_0 + \sum_{t=1982}^{2000} \alpha_{1,t} Yr_t + \sum_{j=2}^{12} \alpha_{2,j} Ind_j + \alpha_3 \Delta ACC_{i,j,t} + \alpha_4 \Delta CFO_{i,j,t} + \sum_{t=1982}^{2000} \alpha_{5,t} Yr_t \Delta ACC_{i,j,t} + \sum_{j=2}^{12} \alpha_{6,j} Ind_j \Delta ACC_{i,j,t} + \sum_{t=1982}^{2000} \alpha_{7,t} Yr_t \Delta CFO_{i,j,t} + \sum_{j=2}^{12} \alpha_{8,j} Ind_j \Delta CFO_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \dots\dots\dots (16)$$

$$SRET_{i,j,t} = \alpha_0 + \sum_{t=1982}^{2000} \alpha_{1,t} Yr_t + \sum_{j=2}^{12} \alpha_{2,j} Ind_j + \alpha_3 \Delta ACC_{i,j,t} + \alpha_4 \Delta CFO_{i,j,t}$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{t=1982}^{2000} \alpha_{5,t} Yr_t \Delta ACC_{i,j,t} \\
& + \sum_{j=2}^{12} \alpha_{6,j} Ind_j \Delta ACC_{i,j,t} \\
& + \sum_{t=1982}^{2000} \alpha_{7,t} Yr_t \Delta CFO_{i,j,t} \\
& + \sum_{j=2}^{12} \alpha_{8,j} Ind_j \Delta CFO_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \\
& \dots\dots\dots (17)
\end{aligned}$$

위 식 (16)과 식 (17)에서 회계이익의 가치평가 정보력을 발생조정부분과 현금흐름부분으로 분할하여 추정하면 다음과 같다.

$$ACCRC_t = \hat{\alpha}_3 + \hat{\alpha}_{5,t} + \left[\sum_{j=2}^{12} \hat{\alpha}_{6,j} / 12 \right] \quad \dots (18)$$

$$CFORC_t = \hat{\alpha}_4 + \hat{\alpha}_{7,t} + \left[\sum_{j=2}^{12} \hat{\alpha}_{8,j} / 12 \right] \quad \dots (19)$$

위 식 (18)과 식 (19)에서 ACCRC(accrual response coefficient)는 발생조정의 기업가치정보력을, CFORC(cash flow response coefficient)는 현금흐름의 기업가치정보력을 의미한다. 그리고 이 추정치를 이용하여 발생조정의 기업가치관련성의 시계열 변화와 현금흐름의 기업가치관련성의 시계열 변화를 다음과 같은 회귀식을 사용하여 실증 분석할 수 있다.

$$ACCRC_t = \tau_0 + \tau_1 Year_t + u_t \quad \dots\dots\dots (20)$$

$$CFORC_t = \phi_0 + \phi_1 Year_t + e_t \quad \dots\dots\dots (21)$$

위 식에서

$Year_t$: 연도변수로 1981년부터 2000년까지이다.¹⁸⁾

발생조정의 수탁책임 정보력과 현금흐름의 수탁책임정보력의 시계열 변화를 검증하기 위한 절차는 상술한 가치평가 정보력 변화의 분해과정 추정과 유사하다. 즉, 회계이익을 발생조정액과 현금흐름으로 나눈 변수를 사용하여 다음과 같은 식을 이용한 연도별 수탁책임 정보력을 구한다.

$$\begin{aligned}
COMP1_{i,j,t} = & \delta_0 + \sum_{t=1982}^{2000} \delta_{1,t} Yr_t + \sum_{j=2}^{12} \delta_{2,j} Ind_j \\
& + \delta_3 \Delta ACC_{i,j,t} + \delta_4 \Delta CFO_{i,j,t} \\
& + \sum_{t=1982}^{2000} \delta_{5,t} Yr_t \Delta ACC_{i,j,t} \\
& + \sum_{j=2}^{12} \delta_{6,j} Ind_j \Delta ACC_{i,j,t} \\
& + \sum_{t=1982}^{2000} \delta_{7,t} Yr_t \Delta CFO_{i,j,t} \\
& + \sum_{j=2}^{12} \delta_{8,j} Ind_j \Delta CFO_{i,j,t} \\
& + \delta_9 RET_{i,j,t} + \sum_{t=1982}^{2000} \delta_{10,t} Yr_t RET_{i,j,t} \\
& + \sum_{j=2}^{12} \delta_{11,j} Ind_j RET_{i,j,t} \\
& + \varepsilon_{i,j,t} \quad \dots\dots (22)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
COMP2_{i,j,t} = & \delta_0 + \sum_{t=1982}^{2000} \delta_{1,t} Yr_t + \sum_{j=2}^{12} \delta_{2,j} Ind_j \\
& + \delta_3 \Delta ACC_{i,j,t} + \delta_4 \Delta CFO_{i,j,t} \\
& + \sum_{t=1982}^{2000} \delta_{5,t} Yr_t \Delta ACC_{i,j,t}
\end{aligned}$$

18) 분석자료는 1980년부터이지만, 독립변수가 1차 차분의 형태이므로 1981년부터 사용 가능하다. 연도더미가 사용되는 시계열 분석 역시 동일한 자료를 이용하나, 연도더미는 변수의 성격상 1982년부터 사용하게 된다는 점이 차이가 있다. 식 (20)과 식(21)은 변수의 정의별로 회귀분석할 수 있다

$$\begin{aligned}
 & + \sum_{j=2}^{12} \delta_{6,j} Ind_j \Delta ACC_{i,j,t} \\
 & + \sum_{t=1982}^{2000} \delta_{7,t} Yr_t \Delta CFO_{i,j,t} \\
 & + \sum_{j=2}^{12} \delta_{8,j} Ind_j \Delta CFO_{i,j,t} \\
 & + \delta_9 RET_{i,j,t} \\
 & + \sum_{t=2}^{2000} \delta_{10,t} Yr_t RET_{i,j,t} \\
 & + \sum_{j=2}^{12} \delta_{11,j} Ind_j RET_{i,j,t} \\
 & + \varepsilon_{i,j,t} \quad \dots\dots (23)
 \end{aligned}$$

위 식 (22)와 식 (23)을 이용하여 연도별 발생 조정의 수탁책임정보력과 현금흐름의 수탁책임정보력은 다음과 같이 추정된다.

$$CACCRC_t = \hat{\alpha}_3 + \hat{\alpha}_{5,t} + \left[\sum_{j=2}^{12} \hat{\alpha}_{6,j} / 12 \right] \quad \dots(24)$$

$$CCFORC_t = \hat{\alpha}_4 + \hat{\alpha}_{7,t} + \left[\sum_{j=2}^{12} \hat{\alpha}_{8,j} / 12 \right] \quad \dots(25)$$

위 식 (24)와 식 (25)에서 CACCRC(compensation accrual response coefficient)는 발생 조정의 수탁책임 정보력을, CCFORC(compensation cash flow response coefficient)는 현금흐름의 수탁책임 정보력을 의미한다. 위의 식 (24)와 식 (25)를 다음과 같이 연도에 회귀시키면 발생 조정의 수탁책임정보력과 현금흐름의 수탁책임정보력의 시계열 변화를 실증검증 할 수 있다.

$$CACCRC_t = \xi_0 + \xi_1 Year_t + u_t \quad \dots\dots (26)$$

$$CCFORC_t = \psi_0 + \psi_1 Year_t + e_t \quad \dots\dots (27)$$

위 식에서

$Year_t$: 연도변수로 1981년부터 2000년까지이다.

식 (26)과 식 (27)은 변수의 정의별로 회귀분석할 수 있다. 회계이익의 시계열 변화를 보다 세부적으로 현금흐름과 발생조정으로 구분하였을 경우, 어느 부분의 정보력이 회계환경에 보다 민감하게 반응하였는지에 대한 세 번째 연구목적 역시 회계이익의 역할에 따라 나누어 검증할 수 있다.

3.3 표본선정 및 자료수집

본 연구의 실증분석에 사용되는 자료는 다음과 같은 조건을 만족하는 기업들로 구성된 표본(이하 전체표본)으로부터 얻어진 것이다.

- ① 1980년부터 2000년까지 각 연도 말 현재 증권거래소에 상장되어 있는 기업
- ② 건설업 및 금융업에 속하지 않은 기업
- ③ 1991년 이전에 상장되어 시계열분석에 필요한 최소 10개 이상의 관측치를 확보할 수 있는 기업
- ④ 결산월이 12월인 기업
- ⑤ 임원급여가 제시된 기업
- ⑥ 연구기간동안 주식수익률 자료를 구할 수 있는 기업

본 연구에서는 위 여섯 가지 조건을 만족시키는 227개 기업을 선정하였다. 최종 확정된 전체표본은 227개 기업에 대하여 3,723개의 기업-연도 관측치로 구성된다. <표 3-1>은 본 연구에서 사용된 표본의 산업별 구성을 나타내고 있다. 표본으로 선정된 기업의 산업을 살펴보면 화학업종이 총 44개 기업으

<표 3-1> 표본의 산업별 구성

분류코드	산업명	채택 기업수
05000	음식료품	21
06000	섬유·의복	18
07000	종이·목재	8
08000	화학	44
09000	의약품	17
10000	비금속광물제품	13
11000	철강·금속	23
12000	기계	14
13000	전기·전자	26
15000	운수장비	16
16000	유통업	19
19000	운수창고업	8
합계		227

로 가장 많이 포함되었으며, 전기·전자업종이 26개 기업이 추출됨으로서 그 다음을 차지하고 있다.

본 연구에서 사용되는 임원보상변수 중 1997년 이전 자료와 그 외 재무자료 및 주식수익률 자료는 한국신용평가(주)에서 제공하는 KIS-FAS와 KIS-SMAT으로부터 구하였다. 그리고 임원보상변수 중 1998년부터 2000년까지의 자료들은 금융감독원의 전자공시시스템을 이용하였다. 현금흐름과 관련된 변수는 1994년 이전에 대해서만 식 (14)와 같은 조작적 정의¹⁹⁾를 통해 구하였고, 1994년부터는 현금흐름표로부터 직접 구하였다.²⁰⁾

20년간의 시계열 자료를 사용하는데 있어 물가 수준을 감안하지 않으면 통계결과를 해석하기가 용이하지 않다. 따라서 본 연구에서는 한국통계청에

서 발표한 소비자 물가지수를 이용하여 2000년 기준으로 환산한 재무자료와 수익률 자료를 분석에 활용하였다.

IV. 실증분석

4.1 기술통계량

각 변수들의 통계량은 분석대상기간인 1980년부터 2000년까지 227개 기업의 3,723개의 기업-연도 관찰치로 구성된 전체표본을 대상으로하여 계산된 값이다. 전체표본은 통계청에서 발표한 2000년

19) 본 연구에서는 최종서(1998)의 연구와 동일한 현금흐름 측정방법을 선택하였다.

20) 우리나라의 경우 현금흐름표는 1994년부터 기본 재무제표에 포함되어 작성되고 있다.

<표 4-1> 기술통계량

모형	변수명	평균값	표준편차	최소값	최대값
ERC추정	MRET	0.140887	0.57181	-1.14016	8.157135
	SRET	0.071816	0.845107	-9.94307	9.516647
	$\Delta EARN1$	0.00028369	0.0059364	-0.0791184	0.2461871
	$\Delta EARN2$	0.000712327	0.0250228	-0.1429031	1.4025588
CERC추정	COMP1	0.2004977	0.5309132	-0.9958521	12.28519
	COMP2	16.4477485	1.099414	11.3311158	20.4977337
	RET	0.2097674	0.653613	-1.0	6.782673
현금흐름 및 발생조정	ΔCFO	0.000127058	0.0026187	-0.019744	0.118479
	$\Delta ACC1$	-0.000034883	0.0040823	-0.1325419	0.0797898
	$\Delta ACC2$	-0.000144112	0.0093046	-0.3838852	0.2613821

소비자물가지수를 기준으로 모든 연도의 자료를 환산한 후 통계량을 측정하였다. 본 연구의 실증분석에 사용되는 변수들의 기술통계량은 <표 4-1>에서 자세히 나타내고 있다.

<표 4-1>에서 보듯이 ERC를 추정하는 모형에 사용된 변수 중 시장조정 누적수익률(MRET)과 산업조정 누적수익률(SRET)은 안정적인 분포를 보이고 있다. SRET는 개별 기업의 주식수익률은 그 기업이 속한 산업의 움직임에 직접적으로 영향을 많이 받는다는 가정하에서 산업효과를 1차적으로 통제하였기 때문에 분포가 보다 안정적인 구조를 가지는 것으로 보인다. 회계이익변수로 고려된 $\Delta EARN1$, $\Delta EARN2$ 는 기초지분의 시장가치로 나누어 산출하였으므로 변수 값이 매우 작다. CERC를 추정하는 모형에 사용된 보상변수를 살펴보면, 임원 현금보상의 변화율(COMP1)보다는 임원 현금보상의 자연대수값(COMP2)이 보다 안정적인 분포를

이루고 있다. 이것은 로그변수의 특성이 반영되었기 때문이다. 회계이익을 현금흐름과 발생조정으로 구분한 분리모형에서의 변수의 특징을 살펴보면, 당기 순이익에서 현금흐름을 조정한 발생조정변수($\Delta ACC2$)가 경상이익에서 현금흐름을 조정한 발생조정변수($\Delta ACC1$)나 현금흐름변수(ΔCFO)에 비해 표준편차가 큰 분포를 이루고 있음을 알 수 있다.

4.2 가설검증

(1) 가설 1의 검증 결과

먼저 첫 번째 연구가설인 회계이익의 기업가치평가 정보력과 수탁책임 정보력의 관련성을 확인하기 위하여 기업별 시계열 모형으로 회귀분석한 후, 식 (2)를 통하여 변수정의별로 얻은 ERC의 계수값과 식 (3)을 이용한 변수정의별 CERC의 계수값간의

<표 4-2> ERC와 CERC의 상관관계

		CERC			
		COMP1 - ΔEARN1	COMP2 - ΔEARN1	COMP1 - ΔEARN2	COMP2 - ΔEARN2
E R C	MRET- ΔEARN1	-0.45685 (0.043)**	0.37779 (0.1005)		
	MRET- ΔEARN2			-0.79237 (0.0001)***	-0.3108 (0.1823)
	SRET- ΔEARN1	0.06076 (0.7991)	0.34498 (0.1363)		
	SRET- ΔEARN2			0.28099 (0.2301)	0.36443 (0.1142)

주 1) $MRET_{i,t}$: i기업의 t년도 시장조정 누적수익률

$SRET_{i,t}$: i기업의 t년도 산업조정 누적수익률

$\Delta EARN1_{i,t}$: i기업의 $\left[\frac{(\text{경상이익})_t - (\text{경상이익})_{t-1}}{\text{t년도 기초지분의 시장가치}} \right]$

$\Delta EARN2_{i,t}$: i기업의 $\left[\frac{(\text{당기순이익})_t - (\text{당기순이익})_{t-1}}{\text{t년도 기초지분의 시장가치}} \right]$

$COMP1_{i,t}$: i기업 t년도 임원 현금보상의 변화율

$COMP2_{i,t}$: i기업 t년도 임원 현금보상의 자연대수값을 나타낸다.

2) **, ***은 각각 유의수준 5%, 1%에서 유의적임. ()안은 p-value

상관관계분석을 실시하였다.

회계이익의 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력 간의 상관관계에 대한 분석은 <표 4-2>에서 나타내고 있다. ERC와 CERC의 상관관계분석 결과에 의하면 예상과는 달리 음(-)의 관련성을 나타낸 경우와 양(+)의 관련성을 나타낸 경우가 혼재하는 것으로 나타났다. 그러나 경상이익의 1차 차분을 기초지분의 시장가치로 나눈 회계이익변수($\Delta EARN1$)의 경우 시장조정 누적수익률(MRET)을 이용한 가치평가 정보력과 임원 현금보상의 변화율($COMP1$)을 이용한 수탁책임 정보력에 있어 유의적인 음(-)의 관련성을 보이고 있어 이론과 일치하

지 않았다. 뿐만 아니라 당기순이익의 1차 차분을 기초지분의 시장가치로 나눈 회계이익변수($\Delta EARN2$) 역시 시장조정 누적수익률(MRET)을 이용한 가치평가 정보력과 임원 현금보상의 자연대수값($COMP2$)을 이용한 수탁책임 정보력간에 유의적인 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 따라서 보상-이익민감도(CERC)와 기업가치-이익 관련성(ERC)은 양(+)의 관련성을 가질 것이라는 가설 1은 지지하지 않는 것으로 판단된다. 그러나 모형별로 기대부호가 혼재되어 나타나는 점을 고려한다면 미래에 보다 분석적 모형을 통하여 재분석할 필요가 있다고 여겨진다.

(2) 가설 2-1과 가설 2-2의 검증 결과

본 연구의 주된 연구목적중 하나인 회계이익의 가치평가 정보력이 시계열적으로 그 유용성이 어떻게 변화하였는가에 대한 실증분석 결과는 <표 4-3>에 나타내었다. <표 4-3>은 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화를 확인할 수 있는데 이를 살펴보면 다음과 같다. 회계이익의 가치평가 정보력을 변수정의별로 식 (4)를 회귀시켜 구한 ERC를 식 (8)과 같이 다시 연도(year)로 회귀시킨 결과, 회계이익의 가치평가 정보력은 시계열적으로 음(-)의 변화를 보여주고 있다. 특히 시장조정 누적수익률(MRET)을 사용한 모형(1)과 (2)에

서는 회계이익의 가치관련성이 유의적으로 감소하고 있음을 알 수 있다. 이는 회계이익의 가치평가 정보력이 시계열적으로 감소하였을 것이라는 가설 2-1을 지지하는 것으로 해석할 수 있다. 산업조정 누적수익률(SRET)을 사용한 모형(모형 (3)과 모형(4))의 계수는 유의적이지는 않지만 음(-)으로 나타났다. 즉, 전체 연구모형에 대해서 모두 예상 부호와 유의적인 통계량을 보이지 않지만, 본 연구에서 확인하고자하는 것은 회계이익의 가치관련성이 시계열적으로 감소하는가에 있는 것이지, 어떤 모형이 보다 타당한가를 추론하는데 있지 않으므로 본 연구에서 확인하고자 한 가설 2-1은 지지되는 것으로 해석될 수 있다.

<표 4-3> 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화

	$ERC_t = \zeta_0 + \zeta_1 Year_t + \eta_t$			
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
	$MRET_{i,t}$ 와 $\Delta EARN1_{i,t}$ 를 사용	$MRET_{i,t}$ 와 $\Delta EARN2_{i,t}$ 를 사용	$SRET_{i,t}$ 와 $\Delta EARN1_{i,t}$ 를 사용	$SRET_{i,t}$ 와 $\Delta EARN2_{i,t}$ 를 사용
절편	207,236 (3.67)***	217,351 (4.35)***	24,882 (0.26)	17,771 (0.18)
$Year_t$	-103.76 (-3.65)***	-108.871 (-4.34)***	-12.3495 (-0.26)	-8.815 (-0.18)
F값	13.36	18.82	0.07	0.13
Adj-R ²	0.3941	0.4839	-0.0516	-0.0536

주 1) 각 모형은 식 (4)를 이용하여 ERC를 추정한 후 연도(year)로 회귀시킨 것임.

2) $MRET_{i,t}$: i기업의 t년도 시장조정 누적수익률

$SRET_{i,t}$: i기업의 t년도 산업조정 누적수익률

$\Delta EARN1_{i,t}$: i기업의 $[\frac{(경상이익)_t - (경상이익)_{t-1}}{t년도 기초지분의 시장가치}]$

$\Delta EARN2_{i,t}$: i기업의 $[\frac{(당기순이익)_t - (당기순이익)_{t-1}}{t년도 기초지분의 시장가치}]$

3) ***은 유의수준 1%에서 유의적임. ()안은 t-통계량

<표 4-4> 회계이익의 수탁책임 정보력의 시계열 변화

	$CERC_t = \lambda_0 + \lambda_1 Year_t + v_t$			
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
	$COMP1_{i,t}$ 와 $\Delta EARN1_{i,t}$ 를 사용	$COMP1_{i,t}$ 와 $\Delta EARN2_{i,t}$ 를 사용	$COMP2_{i,t}$ 와 $\Delta EARN1_{i,t}$ 를 사용	$COMP2_{i,t}$ 와 $\Delta EARN2_{i,t}$ 를 사용
절편	-17,086 (-1.22)	-34,621 (-1.89)*	18,172 (0.54)	-34,633 (-1.44)
$Year_t$	8.60499 (1.22)	17.37232 (1.89)*	-9.11975 (-0.54)	17.35872 (1.44)
F값	1.5	3.58	0.29	2.07
Adj-R ²	0.0257	0.1194	-0.0386	0.0532

주 1) 각 모형은 식 (5)를 이용하여 CERC를 추정한 후 연도(year)로 회귀시킨 것임.

2) $COMP1_{i,t}$: i기업 t년도 임원 현금보상의 변화율

$COMP2_{i,t}$: i기업 t년도 임원 현금보상의 자연대수값을 나타낸다.

$\Delta EARN1_{i,t}$: i기업의 $\left[\frac{(\text{경상이익})_t - (\text{경상이익})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}} \right]$

$\Delta EARN2_{i,t}$: i기업의 $\left[\frac{(\text{당기순이익})_t - (\text{당기순이익})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}} \right]$

3) *은 유의수준 10%에서 유의적임. ()안은 t-통계량

회계이익의 수탁책임 정보력이 시계열적으로 그 유용성이 어떻게 변화하였는가에 대한 실증분석 결과는 <표 4-4>에 나타나 있다. 회계이익의 수탁책임 정보력을 변수정의별로 식 (5)를 회귀시켜 구한 CERC를 다시 식 (9)와 같이 연도(year)로 회귀시킨 결과, 대부분의 모형에서 비유의적으로 나타났다. 즉, 모형 (1), (2), 그리고 (4)에서는 부호가 양(+)으로(모형 (2)에서의 부호는 유의수준 10%에서 유의적임) 나타났고, 모형 (3)에서는 음(-)이지만 비유의적인 것으로 나타났다. 이는 회계이익의 수탁책임 정보력이 시계열적으로 감소하지 않았다는 것을 의미한다. 회계이익의 기업가치관련성은 시계열로 감소한 것으로 나타났지만(<표 4-3> 참조), <표 4-4>의 결과에 의하면 회계이익

의 수탁책임 정보력은 회계환경이 변화했음에도 불구하고 시계열로 감소하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 회계이익의 수탁책임 정보력도 시계열적으로 감소하였을 것이라는 가설 2-2는 지지되지 않고 있다. 이런 결과는 회계이익이 자본시장에서 기업가치 평가에 제공하는 정보력의 유용성은 낮아지고 있지만 여전히 경영자와의 보상계약효율성을 증가시키는 데 유용한 정보를 제공하고 있다는 것을 의미한다.

(3) 가설 3-1a와 가설 3-1b의 검증결과

회계이익의 기업가치 관련 정보력 감소의 원인에 대한 물음인 가설 3-1a와 가설 3-1b에 대한 실증분석 결과는 <표 4-5>에 제시되어 있다. 즉, 회계이

익을 발생조정과 현금흐름으로 분리한 분리모형에서의 기업가치평가 정보력의 시계열 변화는 <표 4-5>에 나타나 있다. <표 4-5>에서 보는 바와 같이 현금흐름의 기업가치정보력의 시계열 변화는 음(-)의 유의성을 보이고 있다($CFORC_t = \phi_0 + \phi_1 Year_t + e_t$ 에서 모형 (1)과 (2) 참조). 이는 과거 20여년 동안 기업의 경영성과가 양호하지 못함을 반증하는 것이다. 영업활동을 통한 현금흐름의 창출이 원활하지 못하기 때문에 회계이익의 가치평가 정보력이 감소한

것으로 해석할 수 있다. 이는 결국 이익 지속성의 감소와도 관련되는 문제이다.

이에 비해 발생조정의 기업가치관련성의 시계열 변화는 반대로 양(+)의 유의성을 보이고 있다($ACCRC_t = \tau_0 + \tau_1 Year_t + u_t$ 에서 모형 (1)과 (2) 참조). 발생조정의 가치관련성이 양(+)의 유의성을 띤다는 것은 Dechow(1994)의 주장처럼 경영자가 기업의 미래이익 전망에 대한 사적 정보를 신호하는 수단으로 발생조정이 활용되어 회계이익이 기업성과

<표 4-5> 회계이익의 구성요소별 가치평가 정보력의 시계열 변화:

	$ACCRC_t = \hat{a}_3 + \hat{a}_{5,t} + [\sum_{j=2}^{13} \hat{a}_{6,j}/13]$				$CFORC_t = \hat{a}_4 + \hat{a}_{7,t} + [\sum_{j=2}^{13} \hat{a}_{8,j}/13]$			
	$ACCRC_t = \tau_0 + \tau_1 Year_t + u_t$				$CFORC_t = \phi_0 + \phi_1 Year_t + e_t$			
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
	$MRET_{i,t} - \Delta ACC1_{i,t}$	$MRET_{i,t} - \Delta ACC2_{i,t}$	$SRET_{i,t} - \Delta ACC1_{i,t}$	$SRET_{i,t} - \Delta ACC2_{i,t}$	$MRET_{i,t} - \Delta ACC1_{i,t}$	$MRET_{i,t} - \Delta ACC2_{i,t}$	$SRET_{i,t} - \Delta ACC1_{i,t}$	$SRET_{i,t} - \Delta ACC2_{i,t}$
절편	-276,625 (-6.41)***	-253,964 (-5.0)***	-59,420 (-0.58)	31,172 (0.3)	261,526 (5.5)***	251,234 (4.76)***	41,961 (0.4)	-39,013 (-0.36)
$Year_t$	138.5777 (6.4)***	127.2461 (4.99)***	29.72595 (0.58)	-15.6722 (-0.3)	-130.953 (-5.48)***	-125.846 (-4.75)***	-20.8888 (-0.39)	19.64742 (0.36)
F값	40.92	24.89	0.34	0.09	30.01	22.53	0.15	0.13
Adj-R ²	0.6892	0.5703	-0.0383	-0.0533	0.6171	0.5447	-0.0493	-0.0508

주 1) 모형 (1)과 모형 (2)는 식 (16)을, 모형 (3)과 모형 (4)는 식 (17)을 통해 ACCRC와 CFORC를 추정한 후 연도(year)로 회귀분석한 것임.

2) ACCRC : 발생조정의 기업가치정보력

CFORC : 현금흐름의 기업가치정보력

$MRET_{i,t}$: i기업의 t년도 시장조정 누적수익률

$SRET_{i,t}$: i기업의 t년도 산업조정 누적수익률

$\Delta ACC1_{i,t}$ = i기업의 $\frac{(\text{경상이익} - \text{현금흐름})_t - (\text{경상이익} - \text{현금흐름})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$

$\Delta ACC2_{i,t}$ = i기업의 $\frac{(\text{당기순이익} - \text{현금흐름})_t - (\text{당기순이익} - \text{현금흐름})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$

3) ***은 유의수준 1%에서 유의적임. ()안은 t-통계량

와 가치를 보다 잘 반영하는데 공헌했다고 해석할 수 있다. 이것은 발생조정이 과거 기간동안 영업활동으로 인한 현금흐름의 감소에도 불구하고 회계시스템상에서 순기능적 역할을 수행했음을 의미한다.

따라서 회계이익의 가치평가 정보력에 있어 현금흐름의 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이라는 가설 3-1a는 지지되는 것으로 해석된다. 반면 회계이익의 가치평가 정보력에 있어 발생조정의 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이라는 가설 3-1b는 지지되지 않은 것으로 해석할

수 있다. 가설 3-1b가 지지되지 못한다는 것은 현재 회계정보시스템이 갖고 있는 문제점에도 불구하고 기업의 이해관계자들이 신뢰할만한 정보로 회계이익에 여전히 주목할 필요가 있음을 함의한다.

(4) 가설 3-2a와 가설 3-2b의 검증결과

회계이익의 수탁책임 정보력 감소의 원인에 대한 물음인 가설 3-2a와 가설 3-2b에 대한 실증분석 결과는 <표 4-6>에 제시되어 있다. 즉, 회계이익을

<표 4-6> 회계이익의 구성요소별 수탁책임 정보력의 시계열 변화

	$CACCR C_t = \hat{a}_3 + \hat{a}_{5,t} + [\sum_{j=2}^{13} \hat{a}_{6,j} / 13]$				$CCFOR C_t = \hat{a}_4 + \hat{a}_{7,t} + [\sum_{j=2}^{13} \hat{a}_{8,j} / 13]$			
	$CACCR C_t = \xi_0 + \xi_1 Year_t + u_t$				$CCFOR C_t = \psi_0 + \psi_1 Year_t + e_t$			
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
	$COMP1_{i,t}^-$ $\Delta ACC1_{i,t}$	$COMP1_{i,t}^-$ $\Delta ACC2_{i,t}$	$COMP2_{i,t}^-$ $\Delta ACC1_{i,t}$	$COMP2_{i,t}^-$ $\Delta ACC2_{i,t}$	$COMP1_{i,t}^-$ $\Delta ACC1_{i,t}$	$COMP1_{i,t}^-$ $\Delta ACC2_{i,t}$	$COMP2_{i,t}^-$ $\Delta ACC1_{i,t}$	$COMP2_{i,t}^-$ $\Delta ACC2_{i,t}$
절편	-4,378.27 (-0.3)	26,357 (1.58)	3,517.497 (0.09)	148,995 (1.66)	29,329 (1.55)	-313.264 (-0.02)	21,815 (0.52)	-124,687 (-1.25)
$Year_t$	2.15155 (0.29)	-13.2278 (-1.58)	-1.6734 (-0.09)	-74.6071 (-1.66)	-14.6187 (-1.54)	0.22132 (0.02)	-10.9504 (-0.52)	62.47943 (1.25)
F값	0.08	2.5	0.01	2.74	2.37	0	0.27	1.56
Adj-R ²	-0.0536	0.0771	-0.0583	0.0882	0.0709	-0.0588	-0.0421	0.03

주1) 모형 (1)과 모형 (2)는 식 (22)를, 모형 (3)과 모형 (4)는 식 (23)을 이용하여 CACCR C와 CCFOR C를 추정 후 연도로 회귀분석한 것임.

2) CACCR C : 발생조정의 수탁책임정보력

CCFOR C : 현금흐름의 수탁책임정보력

$COMP1_{i,t}$: i기업 t년도 임원 현금보상의 변화율

$COMP2_{i,t}$: i기업 t년도 임원 현금보상의 자연대수값을 나타낸다.

$\Delta ACC1_{i,t}$ = i기업의 $\frac{(\text{경상이익} - \text{현금흐름})_t - (\text{경상이익} - \text{현금흐름})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$

$\Delta ACC2_{i,t}$ = i기업의 $\frac{(\text{당기순이익} - \text{현금흐름})_t - (\text{당기순이익} - \text{현금흐름})_{t-1}}{t\text{년도 기초지분의 시장가치}}$

3) ()안은 t-통계량

발생조정과 현금흐름으로 분리한 분리모형에서 수탁책임 정보력의 시계열 변화를 살펴보면, 발생조정의 수탁책임 정보력의 시계열 변화와 현금흐름의 수탁책임정보력의 시계열 변화가 없었다는 것을 알 수 있다. 따라서 현금흐름의 수탁책임 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이라는 가설 3-2a는 지지되지 않는 것으로 해석할 수 있다. 또한 발생조정의 수탁책임 정보력 감소가 시계열적으로 보다 심각할 것이라는 가설 3-2b 역시 지지되지 않는 것으로 여겨진다.

(5) 가설 4의 검증결과

한편, <표 4-3>과 <표 4-4>를 비교해 보면 가설 4를 검증할 수 있다. 두 표를 비교해 보면 회계이익의 가치평가 정보력은 시계열로 감소한 반면 수탁책임 정보력에는 시계열 감소가 없었기 때문에 가설 4가 지지되고 있는 것으로 해석할 수 있다. 가설 4는 두 정보력의 상대적 크기와 방향이 관심의 대상이었는데, 예상한 결과가 도출되었다. <표 4-3>에서 보는 바와 같이 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화는 통계적 유의성이 존재하지만, <표 4-4>에 나타난 것처럼 회계이익의 수탁책임 정보력의 시계열 변화는 통계적 유의성이 없으므로 두 추정치를 표준화시키지 않고 직접 비교해석해도 무방하다. 즉, 비록 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화가 감소한다 할지라도 회계이익의 수탁책임 정보력 역시 동일한 비율로 감소하지는 않는다는 것이다. 이는 회계이익의 역할간 정보력에 차이가 존재함을 의미한다. 회계이익은 상이한 역할을 담당하기 때문에 일방의 역할에 있어 정보력 저하가 다른 일방의 역할에 대한 정보력을 같은 가중치로 감소시키지 않음을 의미한다. 따라

서 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화가 수탁책임 정보력의 시계열 변화보다 클 것이라는 가설 4는 지지되고 있다고 해석할 수 있다. 이는 회계이익의 기업가치 관련 정보력은 시계열적으로 감소하였기 때문에 회계정보시스템이 자본시장에서의 유용성은 회의적일 수 있으나, 경영자 투입노력에 대한 정보력이나 위험분담 역할 측면에서의 효율성은 여전히 좋은 것으로 해석할 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 회계이익이 지니는 가치평가 정보력과 수탁책임 정보력이 시계열적으로 안정적인 관계에 있는지를 살펴보는데 그 목적이 있다. 특히 회계이익과 주가사이의 관계와 회계이익과 경영자 보상간의 경제적 연결고리를 추론하고자 하는데 그 의의를 둔다.

최근 들어 회계이익의 유용성이 많은 비판을 받고 있는 가운데 회계이익의 시계열 변화를 관찰하고 그 원인을 분석함으로써 정보가치로서의 회계이익을 재조명해 보고자 한다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 회계이익의 가치관련성과 수탁정보력간에는 이론상의 직접적 관계와는 달리 실증적으로는 상호 관련성을 포착하는데 실패하였다. 일부 모형에서 두 역할간 회계이익의 상관관계 부호가 양(+)으로 나타나기도 하였으나 통계적 유의성은 없었다. 경우에 따라서 기대부호와는 반대로 음(-)의 관련성을 보인 경우에는 오히려 유의수준이 높게 나타났다.

둘째, 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화가 수탁책임 정보력의 시계열 감소보다 훨씬 심각하였다. 모형별로 분석결과에 차이는 존재하였으

나, 시계열적으로 회계이익의 가치평가 정보력의 저하가 보다 심각했음을 확인하였다. 반면, 회계이익의 수탁책임 정보력의 시계열 변화는 기대부호와 같은 음(-)의 방향을 보이는 경우도 있었으나 그 유의수준은 없었다. 오히려 양(+)의 유의성을 보이는 모형도 존재하였다. 이는 비록 회계이익의 가치평가 정보력의 시계열 변화가 감소한다할지라도 회계이익의 수탁책임 정보력 역시 동일한 비율로 감소되지 않음을 의미한다. 즉 회계이익의 역할간 정보력 차이가 존재함을 의미하는 것이다.

셋째, 회계이익의 정보 유용성의 저하는 기업의 이익지속성과 관련이 있음을 실증분석하였다. 즉 회계이익의 가치평가 정보력을 발생조정과 현금흐름으로 양분하였을 경우, 현금흐름의 시계열 변화는 음(-)의 유의성을 보였다. 이것은 회계이익의 기업가치관련 정보력중 현금흐름의 정보력이 시계열적으로 유의적인 감소 경향이 있었음을 의미한다. 이는 과거 20여년간 우리나라 기업의 경영성과가 양호하지 못했음을 반증하는 것으로 영업활동을 통한 현금흐름의 창출이 원활하지 못한데 기인하여 회계이익의 가치평가 정보력이 감소한 것으로 해석된다. 반면, 발생조정은 오히려 시계열 변화가 양(+)의 유의성을 보여주었다. 발생조정의 가치관련성이 양(+)의 유의성을 띠는 것은 경영자가 기업의 미래이익 전망에 대한 사적 정보를 신호하는 수단으로 발생조정이 활용되어 회계이익이 기업 성과와 가치를 보다 잘 반영하도록 일조했음을 의미한다. 이것은 발생조정이 과거 기간동안 영업활동으로 인한 현금흐름의 감소에도 불구하고 회계시스템 상에서 순기능적 역할을 수행했음을 의미한다. 수탁책임 정보력에 있어서는 현금흐름이나 발생조정의 정보력에 별다른 시계열 변화를 확인할 수 없었다.

본 연구는 분석상에 몇 가지 한계점을 가진다.

첫째, 본 연구에 사용된 표본기업은 우리나라 전체 상장기업을 대상으로 한 것이 아니라, 제조업만을 대상으로 실시하였다는 점이다. 제조업중에서도 건설업 등은 제외시켰는데, 이는 비교가능성을 고려한 공여지책이었으므로 연구분석 결과를 해석하는데 있어서는 보다 신중함이 요구된다. 둘째, 기업을 계약의 집합체(nexus of contracts)로 가정할 경우 수탁책임과 관련된 당사자는 주주와 경영자만을 지칭하지는 않음에도 불구하고 본 연구에 사용된 수탁책임의 의미를 경영자 보상계약으로만 한정할 점이다. 그러나 수탁책임의 가장 대표적인 관계가 주주와 경영자라는 점에 있어서는 연구의 범위가 비록 축소되었다 할지라도 그 의의는 희석되지 않으리라 여긴다.

셋째, 회계이익의 구성요소로서 현금흐름과 발생조정간의 정보력을 비교하였으나 발생조정을 재량적인 부분과 비재량적인 부분으로 구분하지 않고 총발생조정을 사용하였다는 점이다. 회계시스템에 있어 발생조정의 순기능적 역할과 역기능적 역할에 대한 보다 면밀한 분석은 총발생항목이 아닌 재량적 발생조정과 비재량적 발생조정간의 비교로 가능하다. 따라서 본 연구결과에 대한 해석은 전반적인 양상에 대해서만 적용할 수 있다.

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 최근 들어 회계이익의 유용성이 많은 비판을 받고 있는 가운데 회계이익의 시계열 변화를 관찰하고 그 원인을 분석함으로써 정보가치로서의 회계이익을 재조명해 보고자 하였다는 점에서 의의가 있다고 여겨진다. 또한 회계이익과 주가사이의 관계와 회계이익과 경영자 보상간의 경제적 연결고리를 추론하고자 하였다는 점에서 연구의 가치가 있을 것이다. 향후 연구방향으로는 앞서 살펴본 본 연구의 한계점을 완화시킨 상황에서 보다 분석적인 연구수행이 이루어질 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김정교(1989), “우리나라 기업의 연간회계이익의 시계열속성,” **회계학연구**, 제9호, 71-98.
- 임병천(2000), “경쟁환경의 변화에 따른 종업원과 관리자의 새로운 역할,” **국제 경영리뷰**, 제4권 제1호, 255-269.
- 지성권, 양준모, 유승훈, 이대식(1998), “경영자보상과 경영성과의 실증분석-한국과 일본기업의 비교연구-,” **한국회계정보학회 추계학술연구발표회 발표논문집**, 1-29.
- 최 관(1993), “주식가격에 대한 회계이익과 현금흐름의 정보가치,” **회계학연구**, 제16호, 1-27.
- 최상문, 김정교, 조용언(2000), **중급회계**, 서울, 무역경영사.
- 최중서(1998), “재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보효과에 미치는 영향,” **회계학연구**, 제23권 제4호, 81-115.
- 한봉희(1998a), “국내자본시장에서 회계이익정보의 유용성 향상 여부에 관한 실증적 연구,” **회계학연구**, 제23권 제1호, 1-25.
- _____(1998b), “발생주의적 조정의 유용성 저하에 관한 실증연구,” **회계학연구**, 제23권 제4호, 53-79.
- 황인태(1995), “경영자 보상과 기업성과,” **회계학연구**, 제20권 제3호, 107-125.
- AICPA Special Committee on Financial Reporting(1994), “Improved Business Reporting - A Customer Focus,”(American Institute of Certified Public Accountants)
- Baruch Lev and Paul Zarowin(1999), “The Boundaries of Financial Reporting and how to Extend Them,” *Journal of Accounting Research* 37, 353-385.
- Bushman, R., E. Engel, J. Milliron and A. Smith(1998), “An Empirical Investigation of Trends in the Absolute and Relative Use of Earnings In Determining CEO Cash Compensation,” Working paper
- Collins, D. W. and S. P. Kothari(1989), “An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients,” *Journal of Accounting and Economics* 11, 143-182.
- Collins Daniel W., Edward L. Maydew and Ira Weiss(1997), “Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years,” *Journal of Accounting and Economics* 24, 39-67.
- Dechow, Patricia M.(1994), “Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals,” *Journal of Accounting and Economics* 18, 3-42.
- Francis, Jennifer and Katherine Schipper(1999), “Have Financial Statements Lost Their Relevance?,” *Journal of Accounting Research* 37, 319-352.
- Kaplan R. and D. Norton(1996), “The Balanced Scorecard: Translating Strategy into Action,” Boston, MA: Harvard Business School Press
- Lambert, R. and D. Larcker(1987), “An Analysis of the Use of Accounting and Market Measures of Performance in Executive Compensation Contracts,” *Journal of Accounting Research*, 85-125.
- Olve, N., J. Roy, and M. Wetter(1999), *Performance Drivers*, John Wiley & Sons.
- Rayburn, J.(1986), “The Association of Operating Cash Flows and Accruals with Security Returns,” *Journal of Accounting Research* 24 Supplement, 112-133.
- Sloan, Richard G.(1993), “Accounting earnings and top executive compensation,” *Journal of Accounting and Economics* 16, 55-100.

A Comparative study on Relationship between the Valuation and Stewardship Role of Earnings

Tae-Soon Joo*·Sung-Kwon Chi**

Abstract

Earnings have been known to simultaneously perform the roles of valuation and stewardship. The purpose of this study is to prove whether there exists stable relationship between the valuation and stewardship role of earnings over times. If there is no relation between valuation and stewardship role, a decline in value-earnings sensitivities(earnings response coefficients; ERCs) does not mean the accompanying decline compensation-earnings sensitivities(response coefficient of compensation to earnings; CERCs). But it is theoretically proved that CERCs are increasing in ERCs. This positive correlation between valuation and stewardship role stems from the fact that the capitalization rate of earnings into firm-value also influences the marginal product of current period efforts that impact current earnings.

The sample consists of firms listed on the Korea Stock Exchange. Firms are required to have accounting data available on the KIS-FAS from 1980 to 2000. The firms are also required to have monthly returns available on the KIS-SMAT for same research periods. This results in a sample of 3,723 firm-year observations.

The results of empirical tests are as follows:

First, it is not consistent with theoretical connection between CERCs and ERCs. With my data, CERCs have nothing to do with ERCs.

Second, changes in ERCs reveal a negative, statistically significant association with change in CERCs.

* Time-Lecturer, Division of Business Administration, Pusan National University.

** Professor, Division of Business Administration, Pusan National University.

Third, the results present that the role of accounting accruals is to provide a measure of firm performance that more reflects information of valuation and stewardship than do realized cash flow.

Key Words: Accounting accruals, Compensation earnings response coefficients, Earnings response coefficients, Realized cash flow, The valuation and stewardship role of earnings.