

세무와회계저널
제10권 제2호 2009년 6월 pp.171~198
한국세무학회

감사인 지정 사유의 차이와 시장의 차별적 반응*

이세용**

<요 약>

감사인 지정제도(mandatory auditor designation)는 감사인 자유수입제에 대한 예외적인 경우로서 규제당국이 자율적인 감사시장에 직접적으로 개입하는 특수한 경우이다. 이러한 감사인 지정제도의 타당성과 관련하여 선행연구들은 감사인 지정기업의 재량적발생액 변화나 감사인 지정에 대한 시장반응을 이용하여 감사인 지정제도의 효과를 분석하고 있다.

그런데 재량적발생액을 이용한 선행연구는 감사인 지정 사유의 차이에 따르는 효과를 분석하고 있지만 감사인 지정에 대한 시장반응 연구는 감사인 지정 사유의 차이에 따라 시장반응이 어떻게 달라지는지를 구분하고 있지 못하다. 이에 따라 본 연구는 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유로 감사인이 지정된 기업을 대상으로 감사인 지정 사유에 따르는 시장반응의 차이를 분석하였다. 분석을 위하여 1994년부터 2002년까지 각 년도에 최초로 감사인 지정을 받은 기업 140개 기업-년과 그 대응기업 140개 기업-년을 표본으로 하였다.

분석 결과, 감사인 지정일을 전후한 일정 기간 동안 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 누적초과수익률은 유의적인 양(+)의 값으로, 부채비율과다 감사인 지정기업의 누적초과수익률은 유의적인 음(-)의 값으로 나타나 감사인 지정 사유에 따라 시장의 반응이 차별적으로 나타났다. 그러나 감사인의 최초 지정년도 이전 3년부터 이후 3년까지 각 연도별로 수익률-이익 모형에 이용하여 이익반응계수를 구한 결과, 그 이익반응계수의 추세는 감사인 지정년도까지는 유의적으로 감소하다가 그 이후에는 유의적으로 증가하여 장기적으로는 감사인 지정 사유와 관계없이 시장은 감사인 지정에 대하여 긍정적인 평가를 하는 것으로 나타났다.

<주제어> 감사인 지정, 시장반응, 누적초과수익률, 이익반응계수

* 본 연구는 2007년도 2차 가톨릭대학교 교비연구비의 지원으로 이루어졌음

** 가톨릭대학교 경영학부 회계학전공 부교수, yoseli@catholic.ac.kr, 02-2164-4295

논문접수일 2009년 2월

게재확정일 2009년 4월

I. 서 론

증권선물위원회는 1990년에 감사인 지정제도(mandatory auditor designation)를 도입하여 일정 요건에 해당하는 기업에 대해서는 감사인을 직접 지정하고 있다. 이는 1982년부터 시작된 감사인 자유수임제에 대한 예외적인 경우로서 규제당국이 기업의 자유로운 감사인 선임권을 직접적으로 제한하는 특수한 경우에 해당한다. 따라서, 감사인 지정제도의 효과에 대한 연구는 규제당국의 감사시장 규제 행위에 대한 타당성과 관련하여 중요한 의미를 갖는다.

감사인 지정제도의 효과에 대하여 우리나라의 선행연구 대부분은 긍정적인 결과를 보고하고 있다. 박한순(1996)은 감사인 지정기업의 재량적발생액이 감사인을 자유수임한 기업의 재량적 발생액보다 유의하게 작게 나타남을 보이고 있으며, 권수영 등(2004)은 감사인 지정년도의 재량적발생액은 감사인이 지정되지 않은 비지정년도의 재량적발생액이나 감사인이 지정되지 않은 기업의 재량적발생액보다 유의하게 낮음을 보이고 있다. 안영균과 이재경(2004)과 박연희와 송인만(2005) 역시 감사인 지정에 따라 감사인 지정기업의 이익조정이 억제됨을 보이고 있다. 이상에서 보듯이 감사인 지정제도에 대한 우리나라 대부분의 선행연구들은 감사인 지정에 따라 나타나는 재량적발생액의 감소를 감사인의 독립성 증가로 해석함으로써 감사인 지정의 효과를 실증하고 있다. 이러한 선행연구와는 달리 이세용 등(2007)은 감사인 지정에 대한 시장반응을 분석함으로써 감사인 지정의 효과를 분석하고 있다.

이러한 선행연구의 흐름에서 본 연구는 권수영 등(2004)과 박연희와 송인만(2005)의 연구내용을 이세용 등(2007)의 연구에 반영하여 감사인 지정 사유별로 감사인 지정에 대한 시장반응이 차별적으로 나타나는지 분석하고자 한다. 이세용 등(2007)은 감사인 지정에 대하여 시장이 긍정적인 반응을 보이는 것을 실증하고 있지만 그러한 시장반응이 감사인 지정 사유별로 어떠한 차이가 있는지를 분석하고 있지 않다. 그런데 권수영 등(2004)에 의하면, 감사위험이 높은 사유로 감사인이 지정된 기업의 재량적발생액은 감사위험이 낮은 사유로 감사인이 지정된 기업의 재량적발생액보다 낮게 나타나고 있으며, 박연희와 송인만(2005)에 의하면 부채비율과다 사유로 감사인 지정을 받은 기업은 감사인 지정 전에는 이익을 과대계상하지만, 소유/경영미분리 사유로 감사인 지정을 받은 기업은 감사인 지정 전에 이익을 과소계상하고 있는 것으로 나타나 감사인 지정 사유에 따라 이익조정의 양상이 달라진다는 것을 알 수 있다. 이렇게 권수영 등(2004)과 박연희와 송인만(2005)에서 보듯이 감사인 지정의 효과가 감사인 지정 사유별로 차이가 있다면 감사인 지정에 대한 시장의 반응도 감사인 지정 사유에 따라 달라질 것이라는 예상이 가능하다. 따라서 감사인 지정의 사유를 구분하지 않고 감사인 지정에 대한 시장반응을 분석한 이세용 등(2007)의 연구 결과에는 이러한 감사인 지정 사유의 차이가 고려되지 않은 만큼의 편의가 존재할 수 있다.

따라서, 본 연구는 감사인 지정 사유에 따라 이익조정의 양상이 달라진다는 권수영 등(2004)과 박연희와 송인만(2005)의 연구내용을 반영하여 감사인 지정 사유에 따라 감사인 지정에 대한 시장의 긍정적인 반응(이세용 등, 2007)이 차별적으로 나타나는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 다만, 본

연구에서는 여러 가지 감사인 지정 사유 중에서 소유/경영미분리 사유에 의하여 감사인 지정을 받은 기업(이하, 소유/경영미분리 감사인 지정기업)과 부채비율과다 사유로 감사인이 지정된 기업(이하, 부채비율과다 감사인 지정기업)을 주된 연구 대상으로 한다. 이는 연구에 필요한 관찰치의 수가 다른 감사인 지정 사유의 경우에는 충분하지 않기 때문이다.¹⁾ 이러한 목적을 위하여 본 연구는 12월 결산 제조업 중에서 1994년부터 2002년까지 각 년도에 증권선물위원회에 의하여 최초로 감사인 지정을 받은 140개 기업-년과 그에 대한 대응표본 140개 기업-년을 사용하였다.

분석 결과, 감사인 지정일을 전후한 일정 기간 동안에 대하여 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 누적초과수익률은 유의적인 양(+)의 값이, 부채비율과다 감사인 지정기업의 누적초과수익률은 유의적인 음(-)의 값이 나타나 감사인 지정 사유에 따라 시장의 반응이 차별적으로 나타났다. 그러나 감사인의 최초 지정년도 이전 3년부터 이후 3년까지 각 연도별로 수익률-이익 모형을 이용하여 이익 반응계수를 구한 결과, 그 이익반응계수는 감사인 지정년도까지는 유의적으로 감소하다가 그 이후에는 유의적으로 증가하여 장기적으로는 감사인 지정 사유와 관계없이 시장은 감사인 지정에 대하여 긍정적인 평가를 하는 것으로 나타났다.

이러한 본 연구의 결과는 선행연구에 더하여 다음과 같은 공헌이 있다고 판단된다. 첫째, 우리나라에서 감사인 지정 제도의 효과에 대한 연구는 대부분 재량적발생액을 이용하고 있는데 재량적발생액은 회계정보의 생산자인 경영자나 감사인의 입장을 반영하므로 회계정보의 이용자인 시장참가자의 입장에서 감사인 지정 제도의 효과를 분석하는 연구가 필요하다. 따라서 본 연구는 감사인 지정제도에 대한 시장반응을 분석함으로써 이세용 등(2007)과 더불어 회계정보 이용자 입장에서 감사인 지정 제도의 타당성에 대한 분석 기회를 제공할 것으로 기대된다. 둘째, 감사인 지정 사유가 다양하고 그 경제적 중요성이 상이함에도 불구하고 시장반응을 이용하여 감사인 지정의 효과를 분석하는 선행연구는 이러한 감사인 지정 사유의 차이에 따라 나타날 수 있는 시장반응의 차이를 고려하고 있지 못하다. 본 연구는 이러한 선행연구의 부족한 부분에 대한 분석 결과를 제시함으로써 감사인 지정에 대한 시장반응을 보다 명확하게 이해할 수 있는 기회를 제공할 것으로 기대된다. 셋째, 선행연구들이 감사인 지정을 전후하여 장기적인 관점에서의 재량적발생액 변화를 분석하고 있음에 비하여 감사인 지정에 대한 시장반응이 장기적으로 어떻게 변화되는지에 대한 연구는 부족한 것으로 파악된다. 본 연구는 감사인 지정 사유에 따르는 차별적인 시장반응에 더하여 감사인 지정년도를 전후한 장기적인 관점에서 감사인 지정기업에 대한 시장반응이 어떻게 변화되는지 분석함으로써 감사인 지정 제도의 장기적 성과에 대한 증거를 제시할 것으로 기대된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 선행연구를 검토하고 연구의 방향을 제시하며, III 장에서는 연구의 설계 내용을 제시하고 IV 장과 V 장에서는 각각 실증분석 결과와 연구의 결론을 제시한다.

1) <표 1> 참조

II. 선행연구의 검토와 연구의 방향

감사인 지정제도는 자유로운 감사시장에 정책당국의 규제가 직접적으로 나타나는 우리나라의 특수한 상황이므로 그 효과에 대한 연구는 정부의 시장 개입 타당성과 관련하여 중요한 의미를 갖는다. 감사인 지정제도의 효과에 대한 우리나라의 선행연구는 크게 두 가지 방향에서 이루어지고 있는 것으로 보인다.

첫 번째 연구의 방향은 감사인 지정에 따라 경영자의 이익조정 현상에 어떠한 변화가 나타나는지를 분석하는 것이다. 이와 관련된 대부분의 선행연구들은 감사인 지정에 따라 해당 기업의 재량적발생액이 감소함을 보임으로써 감사인 지정제도의 효과를 분석하고 있다. 이러한 연구의 방향은 규제당국에 의하여 지정된 감사인은 자유수임계약에 따라 고용된 감사인보다 피감사기업과의 관계에서 보다 독립적인 것이므로 피감사기업의 재량적인 이익조정이 감소될 것이라는 기대에 따른 것이다.

이러한 기대에 따라 박한순(1996)은 1991년부터 1994년 사이에 부채비율과다 사유로 감사인 지정을 받은 기업과 자유수임계약에 의하여 감사인을 선임한 기업을 통제기업으로 하여 감사인 지정 이후의 재량적발생액을 분석하였다. 분석 결과 재량적발생액은 비록 제한적이기는 하지만 감사인 지정기업과 자유수임 기업 사이에 유의적인 차이가 있는 것으로 나타나 감사인 지정에 따라 감사인의 독립성이 증가하여 결과적으로 경영자의 이익조정이 제한되고 있음을 보이고 있다. 또한, 안영균과 이재경(2004)은 재량적발생액의 반전효과(reversal effect)에 주목하여 1995년부터 1999년까지의 표본으로부터 감사인 지정의 효과가 감사인 지정 전년도와 감사인 지정년도에 차이가 있는지를 통제기업과의 비교를 통하여 분석하였다. 분석 결과 감사인 지정 전년도의 경우, 감사인 지정기업의 재량적발생액이 통제기업의 재량적발생액보다 유의하게 큰 것으로 나타나지만, 감사인 지정년도에는 감사인 지정기업의 재량적발생액과 통제기업의 재량적발생액 사이의 차이가 유의적이지 않은 것으로 나타나 감사인 지정의 경영자의 기회주의적인 이익조정을 억제함을 실증하였다.

감사인 지정에 따라 나타나는 경영자의 이익조정 변화를 연구하는 첫 번째 연구의 흐름에서 다음에 제시하는 권수영 등(2004)과 박연희와 송인만(2005)의 연구는 본 연구의 주제와 관련하여 중요한 시사점을 제공한다. 우선, 권수영 등(2004)은 1991년부터 2000년까지의 표본을 이용하여 감사인 지정기업의 경우에 감사인 지정년도의 재량적발생액이 감사인 지정이 없었던 다른 해의 재량적발생액보다 유의하게 낮으며, 또한 감사인 지정기업의 경우 그 재량적발생액이 감사인이 지정되지 않은 기업의 재량적발생액보다 역시 유의하게 낮다는 것을 보이고 있다. 특히, 권수영 등(2004)은 감사위험의 크기를 기준으로 감사인 지정 사유를 감사위험이 높은 경우와 낮은 경우로 구분하여 재량적발생액의 차이를 분석하였는데, 감사위험이 큰 지정 사유에 따라 감사인이 지정되는 경우, 그 기업의 재량적발생액은 감사위험이 작은 지정 사유에 따라 감사인이 지정되는 경우보다 유의하게 작음을 보이고 있다. 이렇게 감사인 지정 사유에 따라 재량적발생액의 감소가 차별적이라는 것은 감사인 지정의 효과를 분석할 때에 감사인 지정 사유의 차이를 고려해야 할 필요성이 있음을 시사한다.

박연희와 송인만(2005)은 1992년부터 2003년까지의 기간 동안 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업을 대상으로 감사인 지정의 효과를 분석하였다. 분석결과 감사인 지정 이전에는 부채비율과다 감사인 지정기업의 재량적 발생액이 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 재량적발생액보다 유의하게 컸지만, 감사인 지정 이후에는 재량적발생액의 크기가 어느 경우에도 유의하게 영(0)과 다르지 않게 나타났다. 특히, 부채비율과다 감사인 지정기업의 경우, 감사인 지정의 해제 이후에 지정 감사인을 다른 감사인으로 교체하면서 재량적발생액이 다시 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 권수영 등(2004)과 마찬가지로 감사인 지정의 효과가 감사인 지정 사유에 따라 달라질 수 있음을 의미하는 것이다.

감사인 지정제도의 효과에 대한 우리나라 선행연구 중에서 두 번째 연구의 방향은 감사인 지정에 대한 시장의 반응을 분석하는 것이다. 감사인 지정에 대한 시장반응을 분석하는 연구는 감사인 지정에 대한 이익조정의 변화를 분석하는 연구에 비하여 연구의 수는 극히 작다. 이세용 등(2007)은 모든 재량적발생액을 경영자의 기회주의적인 이익조정의 결과로 볼 수는 없다는 입장에서 시장반응을 이용하여 감사인 지정의 효과를 분석하고 있다. 즉, 재량적발생액은 경영자의 기회주의인 이익조정의 결과일 수 있지만, 동시에 경영자의 사적 정보에 대한 신호(signal)로서의 속성을 동시에 가질 수 있으므로(Subramanyam, 1996) 선행연구들처럼 감사인 지정의 효과를 재량적발생액만을 이용하여 분석하는 것은 연구 결과에 편의가 나타날 가능성을 배제할 수 없다는 것이다. 이에 따라 이세용 등(2007)은 1994년부터 2002년까지의 표본을 대상으로 감사인 지정에 대하여 시장이 긍정적으로 반응한다는 것을 보임으로써 회계정보의 이용자들이 감사인 지정을 유용하다고 인식하고 있음을 실증하였다.

이러한 선행연구의 맥락에서 본 연구의 목적은 감사인 지정 사유별로 감사인 지정의 효과가 달라질 수 있다는 권수영 등(2004)과 박연희와 송인만(2005)의 연구 결과를 반영하여, 감사인 지정에 대한 시장의 긍정적인 반응(이세용 등, 2007)이 감사인 지정 사유별로 차별적으로 나타나는지를 대표적인 감사인 지정 사유인 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유에 대하여 분석하는 것이다. 기본적으로 박연희와 송인만(2005)에 따르면 감사인 지정 이전에는 부채비율과다 감사인 지정기업의 재량적발생액이 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 재량적발생액보다 유의하게 크지만, 감사인 지정 이후에는 두 감사인 지정기업 사이에 재량적발생액이 유의한 차이를 보이지 않으므로 부채비율과다 감사인 지정기업의 경우에 감사인 지정에 대한 시장반응이 소유/경영미분리 감사인 지정기업보다 더 크게 나타날 것으로 예상된다. 그러나 감사인 지정의 사유가 소유/경영미분리나 부채비율과다라는 것은 해당 기업의 지배구조나 자본구조에 문제가 있음을 의미하는 것이므로 이러한 내용을 시장이 사전적으로 인식하고 있지 못한 경우, 감사인 지정은 소유/경영미분리나 부채비율과다라는 나쁜 뉴스(bad news)가 시장에 새롭게 공시되는 결과가 된다. 이 때, 부채비율과다 사유에 대하여 시장이 더 크게 반응한다면 오히려 부채비율과다 감사인 지정기업의 시장반응은 소유/경영미분리 감사인 지정기업보다 부정적으로 나타날 가능성도 존재한다. 현실적으로 규제당국이 특정 기업에 대하여 감사인을 지정할지의 여부를 시장이 사전적으로 인식하는지에 대해서는 참고할만한 선행연구

나 이론이 존재하지 않는다. 또한, 시장이 사전적으로 감사인 지정을 인식한다 하더라도 그 내용을 즉각적으로 감사인 지정이 예상되는 기업의 주가에 반영하는지에 대해서도 역시 관련된 선행연구나 이론이 존재하지 않는다. 따라서 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유에 의하여 감사인이 지정될 경우에 예상되는 시장반응의 방향과 크기는 실증의 문제인 것으로 판단된다.

III. 연구설계

앞에서 언급한 연구 목적을 달성하기 위하여 본 연구에서는 우선 감사인 지정일을 전후한 일정 기간 동안의 누적초과수익률(cumulative abnormal returns, 이하 *CAR*)을 분석한다. 다음으로 주식수익률에 영향을 미치는 여러 가지 요인들을 통제한 수익률-이익모형>Returns-earnings model)으로부터의 이익반응계수(Earnings response coefficient, 이하 *ERC*)를 이용하여 감사인 지정의 효과를 분석한다.

1. 감사인 지정일 전후의 *CAR*를 이용한 분석

재량적발생액을 이용한 선행연구의 결과대로 감사인 지정에 따라 감사인의 독립성이 향상된다면 시장은 감사인 지정기업의 회계정보를 보다 신뢰할 것이므로 감사인의 지정에 따라 주가는 긍정적으로 변화될 것이다. 그러나 감사인 지정이 기업 내부의 부정적인 정보가 시장에 공시되는 사건이 된다면 감사인 지정에 따라 오히려 주가는 부정적인 방향으로 변화될 수도 있다.

이를 분석하기 위해 감사인 지정일 전후의 일정 기간 동안에 대하여 *CAR*를 분석한다. *CAR*를 산출하기 위하여 우선 추정기간에 대하여 시장모형에 대한 모수를 추정한다. 이 모수 추정치를 이용하여 검증기간 동안 일별 기대수익률을 구하면 이 기대수익률과 실제 수익률의 차이, 즉 잔차(residual)가 일별 비기대수익률이 된다. 이를 검증기간 동안 누적하면 *CAR*가 산출된다. 본 연구에서 *CAR*의 계산에 시장모형을 이용하는 것은 복잡한 모형보다는 시장모형의 검증력이 여러 가지 상황에서 더 우수하기 때문이다 (Brown and Warner, 1985). 특히 정형찬(1997)은 우리나라에 적합한 사건연구방법에 대하여 연구한 결과 시장모형이 비정상초과수익률에 대한 검증력이 가장 우수함을 보이고 있다. 본 연구에서 시장모형의 모수를 추정하는데 사용되는 추정기간은 감사인 지정일 전 150일부터 전 21일까지의 기간이며 검증기간은 감사인 지정일 전 7일부터 후 7일까지의 기간을 최대로 하여 그보다 짧은 여러 가지 기간의 결과를 함께 제시한다. 시장수익률은 동일가중평균시장수익률(equally weighted market return)을 사용하였는데 이는 동일가중시장수익률을 사용하여 구한 초과수익률의 추정치가 편의를 갖지 않는다는 김권중 등(1994)의 연구 결과를 따른 것이다.

2. 수익률-이익 모형(Returns-Earnings model)을 이용한 분석

감사인 지정의 효과를 분석하기 위하여 주식수익률과 회계이익 사이의 관계를 다음과 같은 수익률-이익 모형을 이용하여 분석한다.²⁾

$$Ret = \beta_0 + \beta_1 Earn + \beta_2 Earn_{-1} + \beta_3 MAD + \beta_4 Earn * MAD + \beta_5 Earn_{-1} * MAD + \beta_6 \ln MV + \beta_7 Growth + \beta_8 Leverage + \beta_9 Beta + \beta_{10} Firmage + \beta_{11} Big4 + \epsilon \quad (1)$$

위 모형에서 Ret 는 당해 회계연도 4월부터 당해 회계연도 말 이후 3개월까지의 월별누적시장조정수익률이다. 시장조정수익률은 개별기업의 월별수익률에서 월별 동일가중평균시장수익률을 차감하여 구한다. $Earn$ 과 $Earn_{-1}$ 은 각각 특별손익이 반영되지 않은 당년도와 전년도의 경상이익인데 기업의 규모효과를 통제하기 위하여 개별기업의 기초 총자산으로 나눈 값을 분석에 이용한다.³⁾ 위의 수익률-이익 모형에서 관심의 대상은 $Earn$ 의 계수 β_1 으로서 이것이 이익반응계수, ERC 이다. MAD 는 감사인 지정 여부를 나타내는 더미변수로서 해당년도에 감사인이 최초로 지정되었으면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 따라서 감사인 지정에 따라 나타나는 시장반응은 $Earn * MAD$ 의 계수 β_4 로 포착되며, 결과적으로 감사인 지정에 의한 ERC 의 변화는 증분적으로 β_4 의 크기에 따라 결정된다.

선행연구의 결과대로 지정된 감사인의 독립성이 증가한다면 회계정보에 대한 신뢰성 증가에 따라 ERC 역시 증가할 것이므로 β_4 는 유의적인 양(+)의 값으로 나타날 것이다. 이는 감사인 지정에 따라 ERC 가 평균적으로 β_4 만큼 기울기이동(slope shift)을 한다는 것을 의미한다. 그러나 시장이 감사인 지정 사유를 부정적으로 인식한다면 β_4 는 유의적인 음(-)의 값으로 나타날 것이다. 다음으로 직접적으로 ERC 와 관계되지는 않지만 MAD 의 계수인 β_3 은 감사인 지정기업에 대하여 시장이 평균적으로 지불하는 프리미엄(즉, 절편이동(intercept shift))을 나타낸다.

ERC 는 $Earn$ 이외에도 여러 가지 요인에 의하여 영향을 받으므로 추가적으로 Ghosh and Moon(2005)에서 제시한 요인들을 분석 모형에 포함한다. $\ln MV$ 는 기초 순자산의 시장가치에 자연로그를 취한 값으로 기업의 정보 환경에 대한 측정치이다. 이는 기업규모가 클수록 기업의 영업 내용이 복잡해져서 투자자들이 해당 대규모 기업의 모든 정보를 이해하는 것이 어려워지므로 기업규모에 따라 나타날 수 있는 ERC 차이를 통제하기 위하여 모형에 포함된다.⁴⁾ $Growth$ 는 기업의 성장기회에 대한 측정치인데 기업에게 성장기회가 많을수록 기업 가치는 증가할 것으로 기대되므로 이러

2) 기본적으로 ERC 를 분석하기 위해서는 통제변수 뿐만 아니라 통제변수와 $Earn$ 사이의 상호작용(interaction) 변수까지를 모형에 포함해야 한다. 그러나, 이렇게 상호작용 변수까지를 포함할 경우, 본 연구의 결과에는 다중공선성이 심하게 나타난다. 이를 통제하기 위하여 본 연구에서는 Gelb와 Zarowin(2002)에 따라 모형 (1)에서처럼 통제변수만을 모형에 포함하였다.

3) 기초시점의 순자산 시장가치로 나눈 값을 사용하여도 분석 결과는 달라지지 않았다.

4) 기말 순자산 시장가치의 자연로그 값과 기초 및 기말의 총자산에 대한 자연로그 값을 사용하여도 그 결과는 달라지지 않았다.

한 성장기회에 따라 나타나는 *ERC*의 차이를 통제하기 위하여 모형에 포함된다. 본 연구에서는 *Growth*를 매출액 증가율로 측정하였다. 다음으로 *Levergae*는 기말의 부채비율로서 총부채를 자기 자본으로 나누어 산출한다. 이는 부채비율이 높을수록 기업의 재무위험이 증가할 것이므로 부채비율에 따르는 *ERC*의 차이를 통제하기 위하여 모형에 포함된다. *B*는 체계적 위험에 대한 측정치로서 지난 12개월간의 월별주식수익률에 대하여 시장모형을 이용하여 산출한다. 체계적 위험의 크기에 따라 주식수익률과 회계이익 사이의 관계가 달라질 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 *B*를 모형에 포함한다. *Firmage*는 기업의 설립일로부터 회계연도 말 현재까지의 경과연수이며⁵⁾ *Big4*는 해당 기업의 감사인이 외국의 Big4 회계법인과 제휴한 회계법인이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미 변수이다.⁶⁾

다만, 위의 수익률-이익 모형에서 추가적으로 고려해야 할 사항은 감사인이 지정되는 시기이다. 뒷부분에서 자세히 설명하겠지만 본 연구에서 사용되는 표본은 1994년부터 2002년까지 각 년도에 감사인이 최초로 지정된 179개 기업-년인데 이 중에서 171개 기업-년에 대한 감사인 지정이 6월 말에 이루어진 것으로 나타났다. 따라서 최초로 감사인이 지정되는 연도에 감사인 지정의 효과는 7월부터 나타날 것인데 위의 수익률-이익 모형에서 *Ret*는 1년 기준으로 산정되므로 *Ret*가 감사인 지정의 효과를 완전하게 반영하지 못할 가능성이 존재한다. 또한, 규제당국이 감사인을 지정하여 자율적인 감사시장에 개입하는 것은 감사인이 지정된 기업의 회계정보의 질(*quality*)이 감사인 지정년도 뿐만 아니라 그 이후의 기간까지 더 좋아지도록 하려는 기대에 따른 것이므로, 본 연구에서는 추가적으로 감사인 지정의 장기성과를 분석해 본다. 이러한 장기분석은 최초로 감사인이 지정된 연도에는 수익률-이익 모형에서의 *ERC*에 감사인 지정의 효과가 나타나지 않을 수 있지만, 장기적으로는 감사인 지정의 효과가 나타날 것이라는 기대를 반영한 것이다. 감사인 지정의 장기성과는 특정년도에 감사인이 최초로 지정된 기업에 대하여 지정 전 3년부터 지정 후 3년까지의 *ERC* 변화를 이용하여 분석한다. 이 때, *ERC*는 다음의 수익률-이익 모형에서 *Earm*의 계수 β_1 이다.

$$Ret = \beta_0 + \beta_1 Earn + \beta_2 Earn_{-1} + \beta_3 \ln MV + \beta_4 Growth + \beta_5 Leverage + \beta_6 Beta + \beta_7 Firmage + \beta_8 Big4 + \epsilon \quad (2)$$

5) Ghosh and Moon(2005)은 *Firmage*를 상장일로부터 회계연도 말 현재까지의 경과 연수로 정의하고 있으므로 *Firmage*를 Ghosh and Moon(2005)에 따라 정의한 후 분석을 다시 수행하여 보아도 결과는 크게 달라지지 않았다.

6) 본 연구의 표본기간은 1994년부터 2002년까지이므로 이 기간 동안 외국의 대형회계법인과 제휴상태는 상당한 변동이 있었으며 또한 회계법인 사이에 합병 등으로 인하여 *Big4*에 대한 정의는 일정하지 않다. 따라서 본 연구에서는 현재 *Big4*에 해당되지 않더라도 해당년도에 해당 기업이 외국 대형 회계법인과 제휴한 회계 법인으로부터 감사를 받은 경우에는 *Big4*로 간주하고 분석을 수행하였다.

3. 표본

본 연구는 1994년부터 2002년까지 증권선물위원회에 의하여 감사인이 지정된 기업을 대상으로 한다. 이 기간 동안 감사인 지정을 받은 표본은 총 809개 기업-년이지만 이 중에서 비제조업, 결산월이 12월 이외인 법인, 그리고 관리대상 종목을 차감한 결과, 감사인 지정을 받은 표본은 359개 기업-년인 것으로 나타났다. 이 때, 감사인 지정은 매년도마다 이루어지고 그 지정 기간은 감리조치의 경우에는 3개년도, 감사인 부당교체의 경우에는 2개년도의 범위 내에서 이루어지므로 기업마다 감사인 지정기간이 달라질 수 있다(이세용 등, 2007). 이렇게 감사인 지정기간이 다를 경우 감사인 지정의 효과는 감사인 지정기간의 장단에 따라 나타날 수 있다. 따라서 감사인 지정 사유가 감사인 지정기간과 특정한 관계를 갖는 경우 감사인 지정기간에 의한 효과가 마치 감사인 지정 사유에 의한 효과로 혼동되어 나타날 가능성이 있다. 이러한 허위 상관관계(spurious correlation)를 통제하기 위하여 본 연구에서는 감사인 지정이 최초로 이루어진 기업만을 대상으로 연구를 진행한다. 또한 일부 기업의 경우 음(-)의 Market-to-Book Ratio(이하 MTB)이 나타나는 경우가 있는데 이는 자본잠식을 의미하므로 그 경제적인 해석이 어렵다. 따라서 추가적으로 MTB가 음(-)인 표본은 제외하였다. 그 결과 남게 되는 표본은 <표 1>에서 보듯이 총 179개 기업-년이다. 감사인 지정 현황은 금융감독원 자료를 이용하였으며 주가 및 기타 재무자료는 한국신용평가의 KIS-Value와 한국상장회사협의회 TS-2000를 이용하여 수집하였다.

<표 1> 감사인 지정 사유

감사인 지정 사유	기업-년 (단위 : 개)	비율(%)
소유/경영미분리	85	47.4
부채비율과다	55	30.7
대여금과다	13	7.2
감리조치법인	11	6.1
산업합리화대상	5	2.7
기 타	10	5.4
합 계	179	100

1) 표본은 1994년부터 2002년까지의 기간에 각 연도 말 현재 증권거래소에 상장되어 있는 12월 결산 제조기업 중에서 해당년도에 최초로 감사인 지정을 받은 기업을 대상으로 하였다.

<표 1>은 1994년부터 2002년까지 최초로 감사인 지정을 받은 기업들의 감사인 지정 사유를 정리한 것이다. <표 1>에서 보듯이 감사인 지정을 최초로 받은 179개 기업-년 중에서 소유경영미분리 사유로 감사인 지정을 받은 기업은 85개 기업-년으로 전체의 약 47%를 차지하고 있으며, 부채비율과다 사유로 감사인 지정을 받은 기업은 55개 기업-년으로 약 31%를 차지하고 있어 소유/경영미분리와 부채비율과다 사유에 의한 감사인 지정이 전체의 78%를 차지하고 있다. 이 두 개의 사유를 제

외한 나머지 사유는 연구대상 기간 동안 관찰치의 개수가 최대 13개 기업-년 이하로서 의미있는 분석을 하기에는 관찰치의 개수가 적다고 판단된다. 따라서 본 연구는 여러 가지 감사인 지정 사유 중에서 소유/경영미분리 사유로 감사인지정을 받은 85개 기업-년과 부채비율과다 사유로 감사인 지정을 받은 55개 기업-년을 합하여 총 140개 기업-년을 최종적인 분석 대상으로 한다.

여기서 추가적으로 고려해야 할 것은 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유로 최초로 감사인 지정을 받은 140개 기업-년의 기업에 대한 결과가 실제로 감사인 지정의 효과에 의한 것인지 아니면 감사인 지정의 효과가 없음에도 불구하고 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유를 가지는 기업들이 공통적으로 가지고 있는 특유의 기업 특성에 의한 것인지를 구분해야 할 필요가 있다는 점이다(이세용 등, 2007). 이에 따라 본 연구에서는 추가적으로 위의 140개 기업-년에 대하여 자산규모를 기준으로 1:1 대응 방식을 사용하여 대응표본(matching sample)을 구성하였다. 대응과정에서 대응기업의 재무자료를 입수할 수 없는 경우에는 그 다음으로 자산규모가 유사한 기업을 대응기업으로 하였으며, 대응기업이 속한 업종이 표본기업이 속한 업종과 상이한 경우에는 유사한 업종에 속하는 기업을 대응기업으로 하였다. 결과적으로 본 연구에서 사용되는 표본은 소유/경영미분리 감사인 지정기업 85개 기업-년과 이에 대응하는 85개 기업-년, 그리고 부채비율과다 감사인 지정기업 55개 기업-년과 이에 대응하는 추가적인 55개 기업-년으로 총 280개 기업-년이 된다.

〈표 2〉 감사인 지정기업과 대응기업의 기초통계량

Panel A : 소유/경영미분리 사유에 의한 감사인 지정기업과 그 대응기업							
	평균	표준편차	최소값	25%	중위수	75%	최대값
감사인 지정기업 (N=85개 기업-년)							
<i>Ret</i>	0.011	0.556	-1.162	-0.405	-0.022	0.306	1.630
<i>Earn/TA₋₁</i>	0.028	0.080	-0.394	0.005	0.022	0.056	0.252
<i>ln TA</i>	18.569	0.864	17.149	17.947	18.467	18.955	21.233
<i>Growth(%)</i>	5.689	40.279	-74.506	-12.392	3.480	16.808	296.741
<i>Leverage</i>	1.517	1.460	0.123	0.671	1.131	1.794	7.859
<i>Beta</i>	1.062	0.384	0.229	0.789	1.051	1.304	1.904
<i>Firmage</i>	28.5	10.9	6.0	20.0	26.0	37.5	54.0
대응기업 (N=85개 기업-년)							
<i>Ret</i>	0.069	0.618	-2.142	-0.303	0.022	0.433	1.600
<i>Earn/TA₋₁</i>	-0.070	0.479	-4.010	-0.014	0.017	0.048	0.155
<i>ln TA</i>	18.500	0.873	17.219	17.870	18.362	18.825	21.154
<i>Growth(%)</i>	0.076	28.800	-99.600	-14.050	6.356	16.348	66.989
<i>Leverage</i>	1.802	1.895	0.030	0.644	1.156	1.994	9.840
<i>Beta</i>	1.063	0.838	-0.395	0.532	0.801	1.427	4.389
<i>Firmage</i>	29.0	11.8	11.0	20.0	28.0	38.0	79.0

〈표 2〉 감사인 지정기업과 대응기업의 기초통계량 (계속)

Panel B : 부채비율과다 사유에 의한 감사인 지정기업과 그 대응기업							
	평균	표준편차	최소값	25%	중위수	75%	최대값
감사인 지정기업 (N=55개 기업-년)							
<i>Ret</i>	0.312	0.557	-1.206	-0.045	0.295	0.610	2.336
<i>Earn/TA</i> ₋₁	-0.007	0.053	-0.190	-0.025	0.003	0.012	0.216
<i>lnTA</i>	19.165	1.342	16.934	18.049	18.928	20.111	22.326
<i>Growth</i> (%)	17.712	16.671	-16.553	4.953	13.232	28.670	71.775
<i>Leverage</i>	4.357	2.191	1.049	2.404	4.065	6.140	9.013
<i>Beta</i>	1.179	0.565	-0.196	0.765	1.265	1.577	2.399
<i>Firmage</i>	29.6	10.8	12.0	21.0	29.0	36.0	65.0
대응기업 (N=55개 기업-년)							
<i>Ret</i>	-0.047	0.454	-1.180	-0.304	-0.072	0.205	1.481
<i>Earn/TA</i> ₋₁	-0.001	0.091	-0.428	0.002	0.012	0.032	0.205
<i>lnTA</i>	19.301	1.377	16.996	18.409	19.067	20.284	22.331
<i>Growth</i> (%)	5.919	20.108	-62.018	0.424	9.582	16.540	49.521
<i>Leverage</i>	1.650	1.128	0.330	0.697	1.478	2.213	4.735
<i>Beta</i>	1.025	0.515	0.011	0.647	1.070	1.378	2.602
<i>Firmage</i>	30.7	11.6	13.0	21.0	29.0	40.0	64.0

- 1) *Ret*는 12개월간의 누적월간주식수익률로서 개별기업의 수익률에서 동일가중평균 시장수익률을 차감하여 계산하였다. *Earn/TA*₋₁은 특별손익이 반영되지 않은 당년도 경상이익을 기초총자산으로 나눈 값이다. *lnTA*는 총자산의 자연로그 값이며 *Growth*는 매출액증가율로 측정된 기업의 성장성지표이다. *Leverage*는 총부채를 자기자본으로 나눈 부채비율이며 *Beta*는 체계적 위험에 대한 측정치로서 해당기업의 이전 12개월간의 월별주식수익률을 이용하여 시장모형으로부터 산출한다. *Firmage*는 설립년도로부터 회계연도 말 현재까지의 경과연수이다.
- 2) 표본은 제조업 중에서 1994년부터 2002년까지 매년도 말 현재 증권거래소에 상장되어 있는 12월 결산 기업으로 소유/경영미분리 사유 감사인 지정기업과 그 대응기업이 각각 85개 기업-년, 부채 비율과다 사유 감사인 지정기업과 그 대응기업이 각각 55개 기업-년씩이다.

다음으로 <표 2>에서 Panel A는 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 그 대응기업, Panel B는 부채비율과다 감사인 지정기업과 그 대응기업의 주요 변수들에 대한 기초통계량을 표시하고 있다. Panel A에서 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 그 대응기업의 총자산의 자연로그 값(*lnTA*)은 각각 18.569와 18.500이고, Panel B에서 부채비율과다 감사인 지정기업과 그 대응기업의 총자산의 자연로그 값(*lnTA*)은 각각 19.165와 19.301로서 크게 차이가 나지 않는다. 이는 대응기업을 자산규모를 기준으로 선정하였기 때문이다. 또한, 기업 설립부터 회계연도 말까지의 경과연수(*Firmage*)와 체계적 위험의 측정치인 *Beta* 역시 Panel A와 Panel B에서 감사인 지정기업과 대응기업 사이에 커다란

차이를 보이고 있지 않다. 그러나, 부채비율(*Leverage*)의 경우 Panel A에서는 감사인 지정기업의 부채비율이 1.517, 대응기업의 부채비율이 1.802로서 대응기업의 경우가 약간 크게 나타나지만, Panel B에서는 감사인 지정기업의 부채비율이 4.357로서 그 대응기업의 부채비율 1.650보다 상당히 크게 나타난다. 이는 Panel B가 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 것이므로 당연한 결과이다. 다음으로 기업 성장성에 대한 지표인 *Growth*의 경우 Panel A와 Panel B 모두에서 감사인 지정기업의 *Growth*가 그 대응기업의 *Growth*보다 상당히 크게 나타나고 있다.

IV. 실증분석 결과

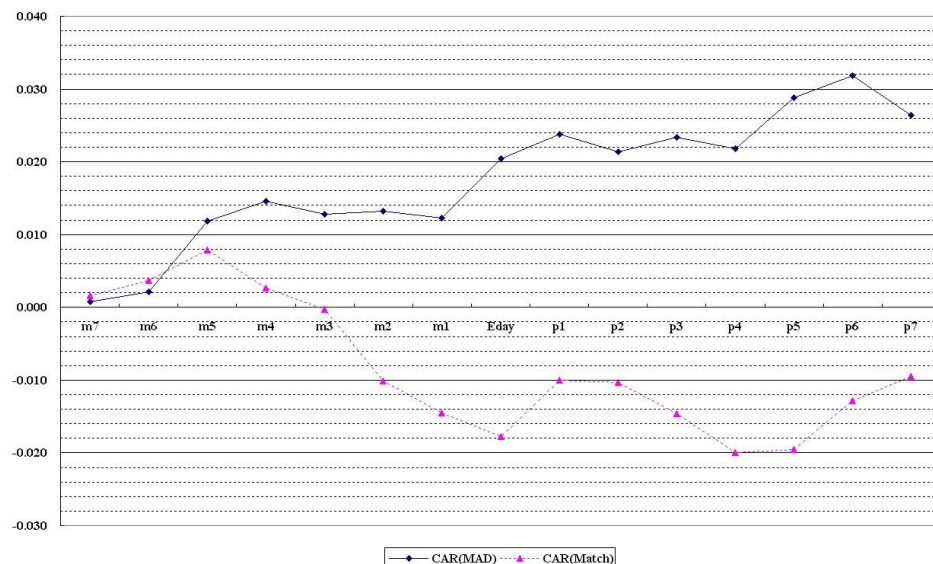
1. 감사인 지정일의 CAR를 이용한 분석 결과

아래의 <그림 1>은 감사인 지정에 대한 시장반응이 감사인 지정 사유에 따라 다르게 나타나는지를 보기 위하여 감사인 지정 전 7일부터 특정일까지의 CAR를 표시한 것이다.

<그림 1> 감사인 지정기업과 대응기업의 CAR 추이

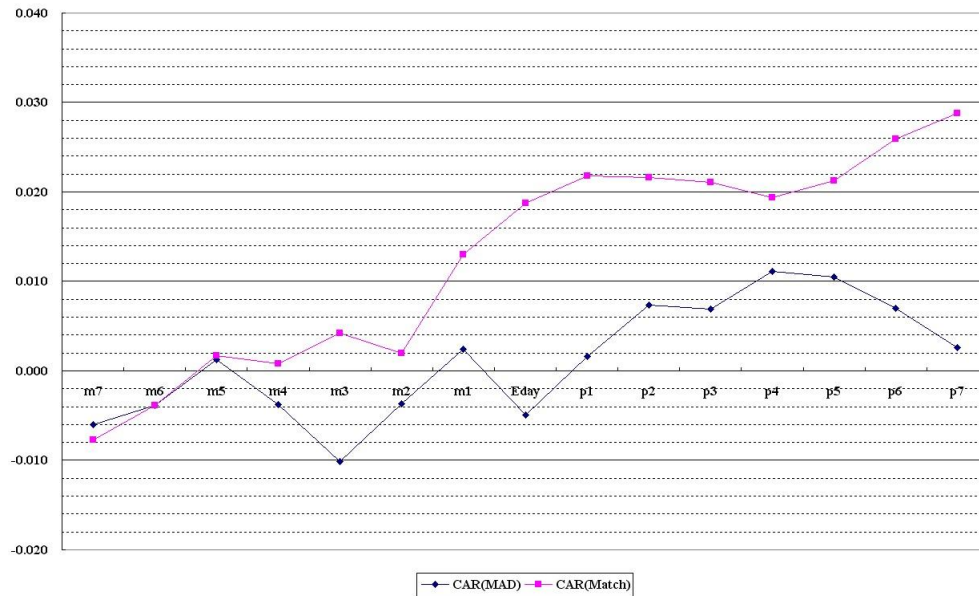
CAR는 시장 모형으로부터 나타나는 잔차를 감사인 지정일 7일 전부터 7일 후까지의 일별 평균초과수익률을 누적한 값이다. 당 잔차는 이익 공시일 전 150일부터 21일까지의 기간에 대하여 일별수익률을 동일가중평균 시장수익률에 회귀하는 시장모형에서 추정된 모수를 이용하여 측정하였다.

Panel A : 소유/경영미분리 감사인 지정기업

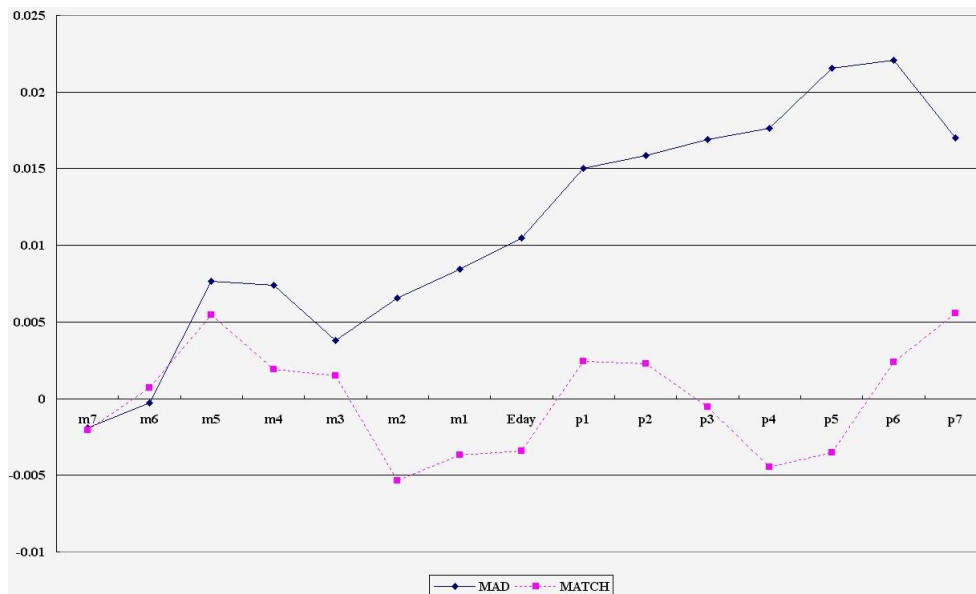


〈그림 1〉 감사인 지정기업과 대응기업의 CAR 추이 (계속)

Panel B : 부채비율과다 감사인 지정기업



Panel C : 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업 전체



Panel A와 Panel B에는 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업을 구분하여 각각의 *CAR*를 표시하였으며 Panel C에는 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업을 구분하지 않고 전체로 계산된 *CAR*를 표시하였다. 이 때, 감사인 지정기업의 *CAR*가 감사인 지정에 의하여 나타난 효과인지를 명확하게 하기 위하여 대응기업의 *CAR*도 함께 표시하였다.

만약 감사인 지정 사유에 따라 시장반응에 차이가 없다면 Panel A와 Panel B에서 나타나는 *CAR*의 모습은 Panel C와 크게 다르지 않을 것이다. 그러나 감사인 지정 사유에 따라 시장이 다르게 반응한다면 Panel A와 Panel B의 *CAR*는 상호간에, 그리고 Panel C의 *CAR*와는 다른 모습을 보일 것으로 기대된다.

우선, 소유/경영미분리 감사인 지정기업에 대한 Panel A에서 감사인 지정일 전 5일부터 감사인 지정기업의 *CAR*는 항상 대응기업의 *CAR*보다 높게 나타나고 있다. 동시에 감사인 지정기업의 *CAR*는 감사인 지정일 후 6일까지 지속적으로 증가함에 비하여 대응기업의 *CAR*는 감사인 지정일 후 4일까지 지속적으로 감소하고 있으며, 특히 감사인 지정일 당일, 감사인 지정기업의 *CAR*는 증가하지만 대응기업의 *CAR*는 감소하는 모습을 보이고 있다. 이러한 결과는 소유/경영미분리 사유에 의한 감사인 지정에 대하여 시장은 긍정적으로 평가한다는 것을 의미한다.

그런데 Panel B에서 부채비율과다 감사인 지정기업의 *CAR*는 Panel A와는 다른 모습을 보인다. 우선, 감사인 지정일 전 5일부터 감사인 지정기업의 *CAR*는 지속적으로 대응기업의 *CAR*보다 낮게 나타나고 있으며, 감사인 지정일 당일, 감사인 지정기업의 *CAR*는 감소하는 반면 대응기업의 *CAR*는 증가하고 있다. 비록 감사인 지정일 이후 감사인 지정기업의 *CAR*가 증가하고는 있지만 대응기업의 *CAR* 역시 증가한다는 것을 고려하면 이는 감사인 지정의 효과라기보다는 공통적인 시장요인에 의한 결과일 가능성이 있다.

따라서 부채비율과다 사유에 의하여 감사인이 지정되는 경우, 시장은 감사인 지정으로 기대되는 긍정적인 효과보다는 부채비율과다라는 부정적인 정보에 더 크게 반응한다는 해석이 가능하다.

이상에서 보듯이 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업은 거의 상반되는 결과를 보이고 있다. 따라서 감사인 지정에 대한 시장반응을 분석할 때에 감사인 지정 사유별로 표본을 구분하지 않고 이를 전체로 분석하게 되면 그 분석 결과에는 편의가 나타날 가능성이 존재하게 된다. 즉, 감사인 지정 사유에 따라 차별적으로 나타나는 시장반응이 서로 상쇄되어 감사인 지정에 대한 시장반응이 나타나지 않거나(상쇄효과), 아니면 어느 한 가지 감사인 지정 사유에 의한 시장반응이 다른 감사인 지정 사유에 의한 시장반응을 지배하여 마치 특정 감사인 지정 사유에 의한 시장반응이 전체 감사인 지정에 대한 시장반응인 것처럼(지배효과) 분석 결과가 왜곡될 수 있는 것이다.

이러한 가능성을 살펴보기 위하여 <그림 1>의 Panel C는 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업 전체에 대한 *CAR*를 표시하였다. 감사인 지정 전 5일부터 감사인 지정 후 6일까지 감사인 지정기업의 *CAR*는 지속적으로 증가하고 있으며, 동시에 대응기업의 *CAR*를 초

과하고 있다. 이러한 Panel C의 결과는 시장이 감사인 지정을 긍정적으로 평가하고 있다는 것을 시사하는데 이는 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 부정적인 시장반응과는 상반되는 결과이다. 이러한 결과가 나타나는 것은 소유/경영미분리 감사인 지정기업에 대한 긍정적인 시장반응이(Panel A) 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 부정적인 시장반응(Panel B)을 지배하였기 때문인 것으로 이해된다. 이 때, Panel C에서 대응기업의 *CAR*는 감사인 지정기업과는 달리 유의한 증감이 나타나지 않는데 이는 Panel A에서 대응기업의 *CAR*가 지속적으로 감소함에 비하여 Panel C에서는 대응기업의 *CAR*가 지속적으로 증가하고 있어 이들의 증감이 상쇄되었기 때문인 것으로 해석된다.⁷⁾ 이상에서 보듯이 지정 사유가 상이한 감사인 지정기업들을 풀링(pooling)하여 분석을 하게 되면 상쇄효과나 지배효과에 의하여 감사인 지정에 대한 시장반응이 왜곡될 수 있으므로 감사인 지정의 효과를 보다 정확하게 분석하기 위해서는 감사인 지정의 사유를 개별적으로 고려해야 할 필요가 있음을 알 수 있다. 이러한 의미에서 본 연구는 이세용 등(2007)의 연구 결과를 긍정적으로 확장하였다고 판단된다.

다음의 <표 3>, <표 4>, <표 5>는 <그림 1>에 나타난 *CAR*를 특정 기간별로 표시한 것이다. <표 3>은 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 그 대응기업들, <표 4>는 부채비율과다 감사인 지정기업과 그 대응기업들, 그리고 <표 5>는 <표 3>과 <표 4>에 표시되는 감사인 지정기업과 대응기업 전체에 대하여 *CAR*를 표시하였다.

<표 3>의 Panel A에는 감사인 지정일 전 7일부터 표에 제시된 해당일까지, 즉 $[-7, d]$ 기간의 *CAR*를 표시하였다(d 는 -7 부터 $+7$ 까지). 감사인 지정일 전의 경우, $[-7, -5]$ 기간과 $[-7, -4]$ 기간의 *CAR*가 각각 $0.012(t=1.520)$ 과 $0.015(t=1.529)$ 로 유의적인 양(+)의 값을 나타나는 것을 제외하고는 대부분의 경우 *CAR*가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 감사인 지정일(event day)의 *CAR*는 $0.020(t=1.837)$ 으로 5% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 가지며, $[-7, +1]$ 부터 $[-7, +7]$ 까지 각 기간의 *CAR* 역시 모두 10% 혹은 5% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 이에 비하여 대응기업의 *CAR*는 어느 경우에도 0과 유의하게 다르지 않은 것으로 나타났다. 다음으로 Panel B에는 감사인 지정 전 d 일부터 지정 후 d 일까지, 즉 $[-d, +d]$ 기간의 *CAR*를 표시하였다(d 는 1부터 7까지). 대응기업의 경우 어느 경우에도 유의한 양(+)의 값을 갖는 *CAR*가 보이지 않지만 감사인 지정기업의 경우에는 $[-4, +4]$ 기간과 $[-3, +3]$ 기간, 그리고 $[-2, +2]$ 기간을 제외하고는 모두 유의적인 양(+)의 *CAR*를 보이고 있다.

7) <그림 1>의 Panel C에서 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 대응기업 전체의 *CAR*가 특정한 추세를 갖지 않는 이유를, Panel A에서는 소유/경영미분리 감사인 지정기업에 대한 대응기업의 *CAR*가 감소하지만 Panel B에서는 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 대응기업의 *CAR*가 증가하여 그 두 효과가 서로 상쇄되었기 때문이라고 설명하였다. 감사인 지정일 전후 특정기간의 *CAR*를 표시한 뒷부분의 <표 5>를 보면 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 전체 대응기업의 *CAR* 역시 대부분의 경우 비유의적인 것으로 나타나 <그림 1>의 Panel C와 동일한 결과를 보이고 있다. 그런데 <표 4>에서 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 대응기업의 *CAR*는 대부분의 경우 유의적인 양(+)의 값이지만, <표 3>에서 소유/경영미분리 감사인 지정기업에 대한 대응기업의 *CAR*는 모두 비유의적인 것을 볼 때, <표 5>에서 나타나는 전체 대응기업의 결과는 사실상 소유/경영미분리 감사인 지정기업에 대한 대응기업의 효과가 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 대응기업을 지배하였기 때문이지 상쇄효과에 의한 것은 아니다.

〈표 3〉 감사인 지정에 대한 CAR-소유/경영미분리기업

감사인 지정기업 (N=85)		일자	대응 기업 (N=85)		감사인 지정기업과 대응기업 CAR의 평균 비교	
평균	t 값		평균	t 값	차이	t 값
패널 A : 감사인 지정일 전 7일부터 해당일까지의 CAR						
0.001	0.147	-7	0.002	0.348	-0.001	-0.136
0.002	0.341	-6	0.004	0.575	-0.002	-0.179
0.012 *	1.520	-5	0.008	1.091	0.004	0.373
0.015 *	1.529	-4	0.003	0.327	0.012	0.962
0.013	1.234	-3	0.000	-0.035	0.013	0.972
0.013	1.234	-2	-0.010	-0.975	0.023 *	1.565
0.012	1.185	-1	-0.015	-1.266	0.027 **	1.734
0.020 **	1.837	Event day	-0.018	-1.361	0.038 **	2.228
0.024 **	1.942	+1	-0.010	-0.695	0.034 **	1.785
0.021 *	1.547	+2	-0.010	-0.678	0.032 *	1.541
0.023 **	1.677	+3	-0.015	-0.840	0.038 **	1.704
0.022 *	1.438	+4	-0.020	-1.013	0.042 **	1.680
0.029 **	1.852	+5	-0.020	-0.941	0.048 **	1.862
0.032 *	2.114	+6	-0.013	-0.626	0.045 **	1.755
0.026 *	1.865	+7	-0.009	-0.492	0.036 *	1.500
패널 B : 감사인 지정일 전후 일정 기간 동안의 CAR						
0.026 **	1.865	-7 ~ +7	-0.009	-0.492	0.036 *	1.500
0.031 **	2.305	-6 ~ +6	-0.014	-0.709	0.046 **	1.862
0.027 **	2.111	-5 ~ +5	-0.023	-1.142	0.050 **	2.084
0.010	0.837	-4 ~ +4	-0.028	-1.489	0.038 **	1.705
0.009	0.896	-3 ~ +3	-0.017	-1.198	0.026 *	1.495
0.009	0.922	-2 ~ +2	-0.010	-0.939	0.019 *	1.314
0.011 *	1.471	-1 ~ +1	0.000	0.001	0.011	0.952

1) CAR는 시장 모형으로부터 나타나는 잔차를 감사인 지정일 7일 전부터 7일 후까지의 일별 평균초과수익률을 누적한 값이다. 당 잔차는 이익 공시일 전 150일부터 21일까지의 기간에 대하여 일별수익률을 동일가중평균 시장수익률에 대하여 회귀하는 시장모형으로부터의 모수를 이용하여 측정하였다.

2) ***, **, *는 단측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

추가적으로 <표 3>의 마지막 두 열에는 감사인 지정기업의 CAR가 대응기업의 CAR보다 유의하게 큰지를 분석한 결과를 표시하였다. Panel A에서 [-7, -2] 기간부터 [-7, +7] 기간까지 CAR의 차이는 모두 10% 혹은 5% 이하의 수준에서 유의하게 나타나고 있으며, Panel B에서도 [-1, +1] 기간

을 제외하고는 역시 모든 기간에서 CAR의 차이가 유의하게 나타나고 있다. 따라서 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 CAR는 그 대응기업의 CAR보다 유의하게 크다는 것을 알 수 있으며 이는 소유/경영미분리 사유로 감사인이 지정되는 경우 시장은 긍정적으로 반응한다는 것을 의미한다.

다음으로 <표 4>는 부채비율과다 감사인 지정기업과 그 대응기업에 대한 결과이다.

<표 4> 감사인 지정에 대한 CAR-부채비율과다기업

감사인 지정기업 (N=55)		일자	대응 기업 (N=55)		감사인 지정기업과 대응기업 CAR의 평균 비교	
평균	t 값		평균	t 값	차이	t 값
패널 A : 감사인 지정일 전 7일부터 해당일까지의 CAR						
-0.006*	-1.307	-7	-0.008*	-1.485	0.359	0.252
-0.004	-0.751	-6	-0.004	-0.458	0.002	-0.005
0.001	0.179	-5	0.002	0.215	0.002	-0.041
-0.004	-0.428	-4	0.001	0.095	0.000	-0.374
-0.010	-0.994	-3	0.004	0.447	0.000	-1.033
-0.004	-0.371	-2	0.002	0.230	0.000	-0.431
0.002	0.246	-1	0.013*	1.583	0.000	-0.817
-0.005	-0.493	Event day	0.019**	1.790	-0.005*	-1.635
0.002	0.137	+1	0.022**	1.936	-0.005	-1.242
0.007	0.533	+2	0.022**	1.778	-0.014	-0.774
0.007	0.475	+3	0.021*	1.580	-0.014	-0.715
0.011	0.766	+4	0.019*	1.381	-0.006	-0.406
0.010	0.711	+5	0.021*	1.428	-0.006	-0.516
0.007	0.444	+6	0.026*	1.640	-0.011	-0.848
0.003	0.169	+7	0.029**	1.892	-0.011	-1.219
패널 B : 감사인 지정일 전후 일정 기간 동안의 CAR						
0.003	0.169	-7 ~ +7	0.029**	1.892	-0.024	-1.219
0.013	0.815	-6 ~ +6	0.034**	2.179	-0.024	-0.931
0.014	1.025	-5 ~ +5	0.025*	1.584	-0.020	-0.508
0.010	0.722	-4 ~ +4	0.018	1.272	-0.020	-0.399
0.011	0.861	-3 ~ +3	0.020*	1.399	-0.014	-0.502
0.018*	1.497	-2 ~ +2	0.017*	1.591	-0.014	0.008
0.005	0.576	-1 ~ +1	0.020**	2.307	-0.014	-1.159

1) CAR는 시장 모형으로부터 나타나는 잔차를 감사인 지정일 7일 전부터 7일 후까지의 일별 평균초과수익률을 누적한 값이다. 당 잔차는 이익 공시일 전 150일부터 21일까지의 기간에 대하여 일별수익률을 동일 가중평균 시장수익률에 대하여 회귀하는 시장모형으로부터의 모수를 이용하여 측정하였다.

2) ***, **, *는 단측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

우선, Panel A를 보면 부채비율과다 감사인 지정기업의 경우 감사인 지정에 대하여 유의적인 양(+)의 *CAR*는 전혀 나타나지 않음에 비하여 오히려 대응기업의 경우, $[-7, -1]$ 기간부터 $[-7, +7]$ 기간까지 모두 유의적인 양(+)의 *CAR*를 보이고 있다. Panel B에서도 감사인 지정기업의 경우 모든 기간에 대하여 유의한 양(+)의 *CAR*는 보이지 않지만 대응기업의 경우에는 $[-4, +4]$ 기간을 제외하고는 모두 유의적인 양(+)의 *CAR*를 나타내고 있다.

이러한 결과는 소유/경영미분리 감사인 지정기업에 대한 <표 3>의 결과와는 상이한 것으로 부채비율과다 사유로 감사인 지정되는 경우에는 소유/경영미분리 사유로 감사인이 지정되는 경우와는 반대로 시장은 부정적으로 반응하고 있음을 알 수 있다. 그러나 <표 3>과는 달리 감사인 지정기업의 *CAR*와 그 대응기업의 *CAR*의 차이는 $[-7, \text{event day}]$ 기간을 제외하고는 모든 기간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

결과적으로 <표 3>과 <표 4>에서 보듯이 감사인 지정 사유에 따라 시장반응이 달라지므로 감사인 지정 사유를 구분하지 않고 감사인 지정을 받은 기업을 풀링(pooling)하여 분석하는 것은 특정의 감사인 지정 사유에 의한 지배효과나 여러 가지 감사인 지정 사유 사이의 상쇄효과에 의하여 분석 결과가 왜곡될 수 있음을 알 수 있다. 이러한 가능성은 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업을 함께 분석한 다음의 <표 5>에 의하여 확인된다.

<표 5>의 Panel A를 보면 대응기업의 *CAR*는 0과 유의하게 다르지 않지만 감사인 지정기업의 *CAR*는 $[-7, \text{event day}]$ 기간부터 $[-7, +7]$ 기간까지 모두 10% 혹은 5% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값을 가지며, Panel B에서도 역시 대응기업의 *CAR*가 비유의적임에 비하여 감사인 지정기업의 *CAR*는 대부분의 경우 유의적인 양(+)의 값으로 나타나 감사인 지정에 대한 시장반응이 긍정적인 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 소유/경영미분리 감사인 지정기업만을 대상으로 하는 <표 3>의 결과와 유사하다. 즉, 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업 전체에 대한 <표 5>의 결과는 소유/경영미분리 사유에 의한 긍정적인 효과가 부채비율과다 사유에 의한 부정적인 효과를 지배하였기 때문인 것으로 해석된다.

이러한 결과는 <그림 1>에서 나타나는 양상과 다르지 않다. 이에 더하여 <표 5>에서 감사인 지정기업의 *CAR*와 그 대응기업의 *CAR*의 차이는 거의 대부분의 경우 비유의적인 것으로 나타나고 있는데 이는 <표 4>에서 부채비율과다 감사인 지정기업의 *CAR*와 그 대응기업의 *CAR* 사이의 비유의적인 차이가 <표 3>에서 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 그 대응기업 사이의 유의적인 *CAR*의 차이를 지배하였기 때문인 것으로 판단된다.

이상의 결과는 <그림 1>에서도 설명하였듯이 감사인 지정에 대한 시장반응을 정확하게 이해하기 위해서는 감사인 지정 사유를 구분해야 할 필요가 있다는 것을 의미한다.

〈표 5〉 감사인 지정에 대한 CAR—전체기업

감사인 지정기업 (N=140)		일자	대응 기업 (N=140)		감사인 지정기업과 대응기업 CAR의 평균 비교	
평균	t 값		평균	t 값	차이	t 값
패널 A : 감사인 지정일 전 7일부터 해당일까지의 CAR						
-0.002	-0.551	-7	-0.002	-0.578	0.000	0.026
0.000	-0.062	-6	0.001	0.141	-0.001	-0.148
0.008 *	1.397	-5	0.005	1.014	0.002	0.290
0.007	1.090	-4	0.002	0.325	0.005	0.611
0.004	0.504	-3	0.001	0.231	0.002	0.234
0.007	0.868	-2	-0.005	-0.754	0.012	1.149
0.008	1.138	-1	-0.004	-0.477	0.012	1.131
0.010 *	1.332	Event day	-0.003	-0.377	0.014	1.159
0.015 **	1.719	+1	0.002	0.248	0.013	0.953
0.016 *	1.590	+2	0.002	0.216	0.014	0.942
0.017 **	1.656	+3	-0.001	-0.047	0.017	1.117
0.018 *	1.630	+4	-0.004	-0.340	0.022	1.295
0.022 **	1.952	+5	-0.004	-0.253	0.025 *	1.409
0.022 *	1.998	+6	0.002	0.170	0.020	1.106
0.017 **	1.625	+7	0.006	0.422	0.011	0.680
패널 B : 감사인 지정일 전후 일정 기간 동안의 CAR						
0.017 **	1.625	-7 ~ +7	0.006	0.422	0.011	0.680
0.024 **	2.328	-6 ~ +6	0.004	0.318	0.020	1.130
0.022 **	2.317	-5 ~ +5	-0.004	-0.305	0.026 *	1.550
0.010	1.106	-4 ~ +4	-0.010	-0.784	0.020	1.279
0.010	1.244	-3 ~ +3	-0.002	-0.235	0.012	0.923
0.012 **	1.666	-2 ~ +2	0.001	0.099	0.011	1.060
0.008 *	1.505	-1 ~ +1	0.008	1.265	0.001	0.081

- 1) CAR는 시장 모형으로부터 나타나는 잔차를 감사인 지정일 7일 전부터 7일 후까지의 일별 평균초과수익률을 누적한 값이다. 당 잔차는 이익 공시일 전 150일부터 21일까지의 기간에 대하여 일별수익률을 동일가중평균 시장수익률에 대하여 회귀하는 시장모형으로부터의 모수를 이용하여 측정하였다.

- 2) ***, **, *는 단측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

2. 수익률-이익 모형에 의한 지정사유별 ERC 분석

다음의 <표 6>은 수익률-이익 모형을 이용하여 감사인 지정기업의 ERC를 분석한 결과이다.

<표 6> 수익률-이익 모형의 분석 결과

$$Ret = \beta_0 + \beta_1 Earn + \beta_2 Earn_{-1} + \beta_3 MAD + \beta_4 Earn * MAD + \beta_5 Earn_{-1} * MAD \\ + \beta_6 \ln MV + \beta_7 Growth + \beta_8 Leverage + \beta_9 Beta + \beta_{10} Firmage + \beta_{11} Big4 + \epsilon$$

변수	전체 표본		소유경영미분리 표본		부채비율과다 표본	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
절편	-1.401 ***	-2.435	-0.557	-0.616	-0.996	-1.282
<i>Earn</i>	0.197	1.007	0.166	0.790	1.441 **	1.662
<i>Earn</i> ₋₁	-0.299	-0.801	0.016	0.038	-3.500 ***	-2.394
<i>MAD</i>	0.083	1.176	-0.058	-0.605	0.215 *	1.641
<i>Earn</i> _s <i>MAD</i>	-0.756	-0.979	-0.075	-0.084	-3.920 **	-2.262
<i>Earn</i> ₋₁ * <i>MAD</i>	-0.984	-0.795	-0.923	-0.459	3.520 *	1.579
<i>lnMV</i>	0.065 **	2.065	0.023	0.477	0.045	1.040
<i>Growth</i>	-0.000	-0.061	-0.001	-0.678	0.003	1.187
<i>Leverage</i>	0.000	0.669	0.000	-0.710	0.000	0.129
<i>Beta</i>	0.283 ***	4.711	0.350 ***	4.461	0.093	1.015
<i>Firmage</i>	-0.000	-0.086	-0.003	-0.659	0.003	0.660
<i>Big4</i>	-0.025	-0.354	-0.057	-0.618	0.030	0.296
<i>N</i>	280		170		110	
<i>adj. R</i> ²	0.074		0.083		0.168	
<i>F-value</i>	3.038		2.384		3.000	

- 1) *Ret*는 12개월간의 누적월간주식수익률로서 개별기업의 수익률에서 동일가중평균 시장수익률을 차감하여 계산하였다. *Earn*와 *Earn*₋₁은 특별손익이 반영되지 않은 당년도와 전년도의 경상이익으로 당기의 기초 총자산으로 나눈 값이다. *MAD*는 감사인 지정여부에 관한 더미 변수로써, 해당년도에 감사인이 지정된 기업이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. *lnMV*는 기초 주주지분의 시장가치에 자연로그를 취한 값으로 기업의 정보 환경에 대한 측정치이다. *Growth*는 매출액증가율로 측정된 기업의 성장성 지표이다. *Leverage*는 기말 총부채를 자기자본으로 나눈 부채비율이며 *Beta*는 체계적 위험에 대한 측정치로서 해당기업의 이전 12개월간의 월별주식수익률을 이용하여 시장모형으로부터 산출한다. *Firmage*는 설립년도로부터 회계연도 말 현재까지의 경과연수이며 *Big4*는 외국의 *Big4* 회계법인과 제휴한 회계법인이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다.

- 2) ***, **, *는 단측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

<표 6>에서 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 경우 $Earn * MAD$ 의 계수 β_4 는 $-0.075(t = -0.084)$ 로서 비유의적이지만, 부채비율과다 사유로 감사인이 지정된 기업의 경우 $Earn * MAD$ 의 계수 β_4 는 $-3.920(t = -2.262)$ 으로 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 ERC 는 그 대응기업과 차이가 없지만 부채비율과다 감사인 지정기업의 ERC 는 대응기업의 ERC 보다 -3.920 만큼 유의하게 작다는 것을 의미한다. 이 때, 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유로 감사인 지정을 받은 기업 전체(전체표본)에 대한 결과를 보면 $Earn * MAD$ 의 계수 β_4 는 $-0.756(t = -0.979)$ 으로서 비유의적인 것으로 나타나고 있다. 따라서, 전체표본의 결과는 소유/경영미분리 사유로 감사인을 지정받은 기업의 ERC 가 대응기업의 ERC 를 지배하였기 때문인 것으로 이해되며 결과적으로 감사인 지정에 대한 시장반응은 감사인 지정사유별로 구분하여 분석할 필요가 있음을 알 수 있다.

다만, 이상의 결과에서 한 가지 주목해야 할 것은 전체표본과 소유/경영미분리 감사인 지정기업 표본에서 $Earn * MAD$ 의 계수 β_4 가 비유의적이라는 사실이다.⁸⁾ <그림 1>과 <표 3> 및 <표 5>에서 감사인 지정에 따라 시장은 긍정적인 반응을 보이는 것으로 나타나는데 <표 6>에서는 감사인 지정에 대한 시장의 긍정적인 반응이 나타나지 않는다. 이렇게 <표 6>에서 전체표본과 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 ERC 가 비유의적인 것으로 나타나는 것은 <표 6>에서 사용된 표본의 대부분은 감사인이 6월말에 지정되어 감사인 지정의 효과가 7월부터 나타남에 비하여 Ret 는 1년 기준으로 산정됨에 따라 최초로 감사인이 지정된 연도에는 Ret 가 감사인 지정의 효과를 제대로 반영하지 못했기 때문일 수 있다. 이에 따라 추가적으로 <표 7>에서 감사인 지정 전 3년도부터 지정 후 3년도까지 각 연도별로 수익률-이익 모형을 이용하여 감사인 지정의 장기성과를 분석하였다.

<표 7>⁹⁾의 Panel A에서 ERC 의 유의수준을 고려하지 않는다면 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 경우, 지정 전 3차년도와 지정 후 2차년도를 제외하면 ERC 는 감사인 지정년도까지 점차 감소하다가 그 이후로 증가하는 모습을 보이고 있다. 특히, 부채비율과다 감사인 지정기업의 ERC 는 감사인 지정 전 3차년도부터 감사인 지정년도까지 지속적으로 감소하다가 감사인 지정년도 이후에는 지속적으로 증가하고 있다. 이러한 결과는 유의적인 ERC 만을 대상으로 비교해 보아도 마찬가지이다. 즉, 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 경우, 감사인 지정 전 1차년도의 ERC 는 $2.984(t = 2.697)$ 이지만 감사인 지정년도의 ERC 는 $0(t = 0.45)$ 과 다르지 않게 감소하였다가 감사인 지정 후 1차년도와 3차년도에는 각각 $3.968(t = 2.558)$ 과 $4.998(t = 2.557)$ 로 증가하고 있다. 또한, 부채비율과다 감사인 지정기업의 경우에도 감사인 지정 전 3차년도의 ERC 는 $5.495(t = 3.660)$ 에서 감사인 지정년도에는 $-3.022(t = -1.667)$ 로 감소하였다가 감사인 지정 후 2차년도와 3차년도에는 각각 $1.869(t = 1.538)$ 와 $2.815(t = 1.829)$ 로 증가하고 있다. 그러나 Panel B에서 대응기업의 ERC 는 어느 경우에도 특징적인 추세가 나타나지 않고 있다.

8) 부채비율과다 감사인 지정기업의 경우에는 <표 6>에서 $Earn * MAD$ 의 계수가 유의적인 음(-)의 값으로 <그림 1>이나 <표 4>에서 나타나는 부정적인 시장반응과 일관성을 갖는다.

9) 지면 관계상 ERC 인 $Earn$ 의 계수만을 표시하였다.

이상에서 보듯이 감사인 지정에 대한 장기성과는 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유에 의하여 감사인이 지정된 기업 사이에 차별성을 보이지 않는다. 따라서 Panel A에서 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업 전체에 대한 ERC의 추세는 감사인 지정 후 2차 년도를 제외하고는 감사인 지정년도까지 지속적으로 감소하다가 그 이후에는 지속적으로 증가하는 모습을 보이고 있다. 그러나 Panel B에서 그 대응기업의 ERC는 감사인 지정년도를 전후하여 특정한 추세를 보이고 있지 않다.

결론적으로 감사인 지정기업의 경우 장기적인 관점에서는 감사인 지정 사유의 내용에 관계없이 시장으로부터 긍정적인 평가를 받는 것으로 보이는데 이는 <그림 1>과 <표 3> 및 <표 4>에서 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업에 대한 시장반응이 상이하었던 것과는 다른 결과이다.

이렇게 다른 결과가 나타나는 것은 <표 7>의 결과는 장기적인 관점에서 도출한 반면, <그림 1>과 <표 3> 및 <표 4>의 결과는 감사인 지정일을 전후한 단기간에 대하여 도출되었기 때문인 것으로 해석된다. 결론적으로 감사인 지정은 단기적으로 보았을 때에는 감사인 지정을 초래한 기업의 소유구조나 자본구조에 대한 정보가 시장에 새롭게 공시되는 것으로 그 감사인 지정의 사유에 따라 시장의 반응이 차별적으로 나타날 수 있지만, 규제당국에 의하여 지정된 감사인의 독립성 향상에 따라 장기적으로는 회계정보의 신뢰성이 향상되고 있다는 것을 알 수 있다. 이와 관련하여 <표 3>과 <표 4>에서 $Earn * MAD$ 의 계수가 비유의적으로 나타난 것은 <표 7>에서 보듯이 감사인 지정년도까지는 ERC가 감소하다가 그 이후에는 증가하는 장기적인 ERC의 추세에 따라 나타난 결과로 해석된다.

<표 7> 수익률-이익 모형의 연도별 분석결과

$$Ret = \beta_0 + \beta_1 Earn + \beta_2 Earn_{-1} + \beta_3 \ln MV + \beta_4 Growth + \beta_5 Leverage + \beta_6 Beta + \beta_7 Firmage + \beta_8 Big4 + \epsilon$$

패널 A : 연도별 분석 결과-지정기업

구 분	전체표본			소유/경영미분리 표본			부채비율과다 표본		
	<i>Earn</i>	t 값	Adj. R ² (%)	<i>Earn</i>	t 값	Adj. R ² (%)	<i>Earn</i>	t 값	Adj. R ² (%)
-3yr	3.622 ***	3.261	31.3	1.779	1.048	23.3	5.495 ***	3.669	43.4
-2yr	2.158 *	1.565	16.8	3.252	1.297	9.1	0.572	0.362	26.9
-1yr	0.474 ***	2.168	16.5	2.984 ***	2.697	34.8	0.202	0.462	23.9
지정년도	-0.218	-0.275	4.0	0.388	0.45	9.9	-3.022 *	-1.667	1.0
+1yr	2.137 **	2.117	7.3	3.968 ***	2.558	13.2	-0.281	-0.223	26.2
+2yr	0.629	0.974	8.7	0.546	0.655	10.9	1.869 *	1.538	22.4
+3yr	2.822 ***	2.385	13.5	4.998 ***	2.557	14.7	2.815 **	1.829	20.8

〈표 7〉 수익률-이익 모형의 연도별 분석결과 (계속)

패널 B : 연도별 분석 결과-대응기업

구 분	전체표본			소유/경영미분리 표본			부채비율과다 표본		
	<i>Earn</i>	t 값	Adj. R ² (%)	<i>Earn</i>	t 값	Adj. R ² (%)	<i>Earn</i>	t 값	Adj. R ² (%)
-3yr	-0.102	-0.090	2.1	-1.201	-0.902	7.4	2.163	0.796	18.5
-2yr	-0.946	-0.666	7.8	-2.828 *	-1.300	10.3	0.127	0.065	2.4
-1yr	1.223 **	1.903	6.1	1.805 **	2.093	16.6	0.632	0.651	7.5
지정년도	0.219	1.118	9.8	0.137	0.599	7.9	1.452 **	1.897	24.4
+1yr	-0.846	-0.933	16.0	-0.958	-0.729	23.8	0.979	0.795	17.1
+2yr	1.870 ***	3.146	12.4	2.113 ***	2.433	7.3	1.566 **	1.749	19.0
+3yr	-0.019	-0.018	6.1	1.241	-0.96	11.3	-3.455 **	-1.699	5.2

- 1) *Ret*는 12개월간의 누적월간주식수익률로서 개별기업의 수익률에서 동일가중평균 시장수익률을 차감하여 계산하였다. *Earn*와 *Earn₋₁*은 특별손익이 반영되지 않은 당년도와 전년도의 경상이익으로 당기의 기초 총자산으로 나눈 값이다. *lnMV*는 기초 주주지분의 시장가치에 자연로그를 취한 값으로 기업의 정보 환경에 대한 측정치이다. *Growth*는 매출액증가율로 측정된 기업의 성장성 지표이다. *Leverage*는 기말 총부채를 자기자본으로 나눈 부채비율이며 *Beta*는 체계적 위험에 대한 측정치로서 해당기업의 이전 12개월간의 월별주식수익률을 이용하여 시장모형으로부터 산출한다. *Firmage*는 설립년도로부터 회계연도말 현재까지의 경과연수이며 *Big4*는 외국의 *Big4* 회계법인과 제휴한 회계법인이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다.
- 2) ***, **, *는 단측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함

3. 추가분석

본문에 제시된 연구 결과의 신뢰성 확보를 위하여 추가적으로 다음 내용에 대한 분석 결과를 제시한다.¹⁰⁾

첫째, 본문의 결과는 일정 개수 이상의 표본 확보를 위하여 손실기업까지를 포함한 결과이다. 소유/경영미분리 감사인 지정기업 중에는 13개 기업-년이, 부채비율과다 감사인 지정기업 중에는 23개 기업-년의 손실기업이 존재한다. 그런데 손실기업은 이익기업에 비하여 경영자의 투자회나 감사인의 감사위험에 차이가 있을 수 있으므로 이러한 차이에 따라 본문의 결과가 나타났을 가능성이 존재한다. 이를 통제하기 위하여 손실기업을 제외하고 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

둘째, 본문의 결과는 시장모형의 모수를 추정하는 기간으로 감사인 지정일 150일 전부터 21일 전까지를 사용하였다. 이 때 시장모형의 모수를 추정하는 추정기간의 선택에 따라 연구 결과가 달라질 가능성이 있으므로 추가적으로 Hackenbrack과 Hogan(2002)에 따라 추정기간을 감사인 지정일 300일

10) 지면 관계상 관련된 표는 생략한다.

전부터 45일 전까지, 그리고 감사인 지정일 120일 전부터 21일 전까지, 혹은 6일 전까지, 여러 가지 기간에 대하여 추정기간을 달리하여 보았다. 또한, 감사인 지정일을 포함하는 검증기간의 장단에 따라서 연구결과가 달라질 수도 있으므로 검증기간을 감사인 지정일과 그 전일의 2일, 감사인 지정일을 전후하여 각 3일씩, 혹은 1일씩으로 하는 등 여러 가지 기간을 검증기간으로 사용하여 보았다. 이상의 다양한 분석에도 본문에 제시된 연구 결과의 내용은 크게 달라지지 않았다.

셋째, 본문의 결과는 CAR의 계산시 시장수익률로 동일가중평균수익률을 사용한 결과이다. 이에 추가적으로 가중평균주식수익률, 규모조정주식수익률을 이용하여 본문의 내용을 다시 분석하여 보았는데 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

V. 결 론

감사인 지정제도는 자율적인 감사시장에 규제당국이 직접적으로 개입하는 우리나라의 특수한 제도이다. 따라서 이러한 규제당국의 시장개입이 타당성을 확보하기 위해서는 감사인 지정제도의 성과에 대한 평가가 필수적이다. 이에 따라 우리나라의 선행연구들은 감사인 지정기업의 재량적발생액의 크기를 분석함으로써 감사인 지정제도의 효과를 분석하였다. 그러나 재량적발생액은 회계정보 생산자인 경영자와 감사인 입장에서의 산출물이므로 감사인 지정제도의 타당성에 대한 분석이 완전해지기 위해서는 회계정보의 이용자인 시장참가자들의 입장에서의 분석이 추가적으로 필요하다. 이러한 맥락에서 이세용 등(2007)은 수익률-이익 모형에서의 ERC를 이용하여 감사인 지정에 대한 시장반응을 분석하였다. 이세용 등(2007)에 따르면 감사인 지정에 대하여 시장은 긍정적으로 반응하는 것으로 나타나 회계정보 이용자들은 감사인 지정제도를 감사인의 독립성 확보에 유용한 제도라고 인식하고 있음을 알 수 있다.

그런데 권수영 등(2004)과 박연희와 송인만(2005)에 의하면 감사인 지정 사유에 따라 재량적발생액의 크기가 달라지는데 이는 감사인 지정에 대한 시장의 반응이 감사인 지정 사유에 따라 달라질 수 있다는 것을 시사한다. 이에 따라 본 연구는 이세용 등(2007)의 연구를 확장하여 소유/경영미분리 사유와 부채비율과다 사유에 따라 감사인이 최초로 지정된 기업에 대하여 시장반응에 차이가 있는지를 분석하였다.

분석 결과, 소유/경영미분리 감사인 지정기업의 경우 감사인 지정일을 전후한 일정 기간 동안의 CAR는 유의적인 양(+)의 값이지만, 부채비율과다 감사인 지정기업의 경우에는 CAR가 반대로 유의적인 음(-)의 값으로 나타나 감사인 지정 사유에 따라 차별적인 시장반응이 나타나고 있음을 확인하였다. 그러나 수익률-이익 모형을 이용하여 감사인 최초 지정년도 전 3년과 후 3년 동안 각 년도의 ERC 변화를 분석한 결과, 소유/경영미분리 감사인 지정기업과 부채비율과다 감사인 지정기업의 ERC는 감사인 지정년도까지는 유의적으로 감소하다가 그 이후에는 유의적으로 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감사인 지정에 대한 시장반응이 시간의 경과에 따라 달라진다는 것을 의미한다.

다. 즉, 감사인 지정은 그러한 감사인 지정을 초래할 정도로 해당 기업의 소유구조나 자본구조에 문제가 있다는 새로운 정보가 시장에 공시되는 하나의 사건으로 시장은 그 지정 사유의 중요성을 평가하여 단기적으로는 차별적인 반응을 하게 된다. 그러나 규제당국에 의하여 지정된 감사인은 자유수임계약에 따라 선임된 감사인보다 상대적으로 독립성의 정도가 더 클 것이므로 감사인 지정기업의 회계정보의 질이 향상될 것으로 기대된다면 시장은 감사인 지정에 대하여 장기적으로는 긍정적으로 반응하게 되는 것이다.

이러한 본 연구의 결과는 첫째, 감사인 지정에 대한 시장반응은 단기적으로는 감사인 지정 사유를 고려해야 한다는 것, 둘째, 장기적으로는 감사인 지정 사유에 관계없이 감사인 지정에 대한 시장반응은 긍정적이라는 것을 밝힘으로써 선행연구에 더하여 추가적인 공헌이 있다고 판단된다. 그럼에도 불구하고 본 연구에 사용된 표본은 1994년부터 2002년까지 각 년도에 최초로 감사인이 지정된 140개 기업-년과 그에 대한 대응기업 140개 기업-년으로서 첫째, 대부분 1990년대의 자료인 까닭에 그 결과가 2000년대 후반기인 현재의 상황과 부합하지 않을 수 있다는 점, 둘째, 연구 결과의 신뢰성을 확실하게 담보할 만큼 그 표본수가 크지 않다는 한계를 갖는다. 문제는 1999년부터 감사인선임위원회 제도가 도입되어 동 위원회의 승인에 따라 감사인을 선임하는 경우에는 감사인 지정 사유에 해당하는 경우에도 증권선물위원회가 더 이상 감사인 지정을 하지 않게 되면서 현재의 상황에 적합한 2000년대의 표본을 충분히 확보할 수 없다는 점이다. 따라서 감사인 지정에 대한 시장반응의 연구는 앞으로 충분한 표본을 확보하는 노력이 필요하며, 만약 표본이 부족한 경우라면 본 연구의 방법론보다 더 의미 있는 결과를 도출할 수 있는 정교한 연구방법론을 강구하는 노력이 필요하다고 판단된다.

참고문헌

- 권수영 · 노준화 · 배길수. 2004. 감사인 지정이 감사인의 독립성을 제고하는가? 감사인 순환과 감사인 유지를 중심으로. 회계학연구 29 (4) : 191 - 218.
- 김권중, 황선웅, 김진선. 1994. 지수수익률의 선택과 초과수익률 추정치의 편의. 증권학회지(제16집) : 467 - 511.
- 김권중. 1998. 베타 및 시장위험프리미엄 측정과 시장수익률 대용치의 선택. 회계학연구 23 (4) : 139 - 159.
- 노준화 · 배길수 · 전영순. 2003. 지정감사인이 더 높은 감사보수를 받는가? 회계학연구 28 (4) : 177 - 202.
- 박한순. 1996. 감사인 지정이 경영자의 이익조절행위에 미치는 영향. 회계학연구 21 (3) : 33 - 61.
- 박연희 · 송인만. 2005. 감사인 지정효과 - 부채비율과다 및 소유경영미분리를 중심으로. 회계와 감사 연구 제41호 : 197 - 217.
- 안영균 · 이재경. 2004. 감사인 지정이 기업의 이익조정에 미치는 영향에 관한 연구. 회계학연구 29 (1) : 33 - 61.
- 이세용 · 노밝은 · 정형록. 2007. 감사인 지정에 대한 시장반응. 한국회계학회 2007년 동계학술발표대회 논문집.
- 정형찬. 1997. 한국 주식시장에 적합한 사건연구 방법론의 고안. 재무관리연구 14 (2) : 273 - 312
- Biddle, G. S. Seow and A. F. Siegel. 1995. Relative versus Incremental Information Content. Contemporary Accounting Research 12 (Summer) : 1 - 23.
- Brown, S., J. Warner. 1985. Using Daily Stock Returns : The Case of Event Studies. Journal of Financial Economics 14(1) : 3 - 31
- 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 - 181.
- Collins, D. W., S. P. Kothari, and J. Rayburn. 1987. Firm Size and the Information Content of Prices with Respect to Earnings. Journal of Accounting and Economics 9 (2) : 111 - 138.
- Collins, D. W., and W. K. Salatka. 1993. Noisy Accounting Earnings Signals and the Earnings Response Coefficients : The case of Foreign Currency Accounting. Contemporary Accounting Research 10 (1) : 119 - 159.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeny. 1995. Detecting Earnings Management. The Accounting Review 70 (April) : 193 - 225.
- Francis, J. 1984. The Effect of Audit Firm Size on Audit Prices : a study of the Australian market. Journal of Accounting and Economics 6 (2) : 133 - 151.
- Francis, J., D. T. Simon 1987. A Test of Audit Pricing in the Small - client Segment of the U.S. Audit Market. The Accounting Review 62 (1) : 145 - 157.
- Francis, J., D. J. Stokes 1986. Audit Price, Product Differentiation and Scale of Economies : further evidence from the Australian market. Journal of Accounting Research 24 (2) : 383 - 393.

- Gelb, D. S., and P. Zarowin. 2002. Corporate Disclosure Policy and the Informativeness of Stock Prices. *Review of Accounting Studies* 7 : 33 – 52.
- Ghosh, A., and D. Moon. 2005. Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality. *The Accounting Review* 80 (2) : 585 – 612.
- Guay, W. R., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1996. A Market – Based Evaluation of Discretionary Accrual Models. *Journal of Accounting Research* 34 (Supplement) : 83 – 105.
- Hackenbrack, K. E., and C. E. Hogan. 2002. Market Response to Earnings Surprises Conditional on Reasons for an Auditor Change. *Contemporary Accounting Research* 19 (2) : 195 – 223.
- Hayn, C. 1995. The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 (2) : 125 – 153.
- Kasznik, R. 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37 (Spring) : 57 – 81.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accruals Measures. *Journal of Accounting & Economics* 39 (1) : 163 – 197.
- Lipe, R. 1990. The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information. *The Accounting Review* 65 (1) : 49 – 71.
- Schipper, K., and L. Vincent. 2003. Earnings Quality. *Accounting Horizons* 17 (Supplement) : 97 – 110.
- Subramanyam, K. R. 1996. Uncertain Precision and Price Reactions to Information. *The Accounting Review* 71 (2) : 207 – 220.
- Teoh, S. H., and T. J. Wong. 1993. Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficients. *The Accounting Review* 68 (2) : 346 – 366.
- Watts, R. L., and J. L. Zimmerman. 1986. *Positive accounting theory*. Englewood Cliffs, NJ : Prentice – Hall.

Different Reasons of Mandatory Auditor Designation and Market Responses to Them

Se Yong Lee*

—〈Abstract〉—

Mandatory auditor designation is an exceptional policy that allows the government to intervene in the free audit market by designating auditors with its own decision. To evaluate the effects of mandatory auditor designation, researchers have used two streams of research methods : discretionary accruals by and market response to mandatory auditor designation.

Research on discretionary accruals show that discretionary accruals have changed differently with the causes of mandatory auditor designation. However, market response research has not yet examined whether market responds differentially with the causes of mandatory auditor designation.

Therefore, the purpose of the paper is to investigate whether there are different market responses to the auditor designated firms according to the causes of mandatory auditor designation. Especially, this paper considers two causes of mandatory auditor designation : the separation of ownership and management and the high debt ratio.

The results are as follows. First, market responds positively to mandatory auditor designation when the designation is due to the separation of ownership and management. However, market responds negatively to mandatory auditor designation when the designation is due to the high debt ratio. Second, ERC, estimated from return – earnings model, decreases to the year of mandatory auditor designation, for three years, but increases for three years after the year of mandatory auditor designation.

In brief, the results implies that market responds differentially, in the very short window, to mandatory auditor designation with the causes of mandatory auditor designation, but that market responds positively, for long window, to mandatory auditor designation, irrespective of the causes of mandatory auditor designation.

<Key words> mandatory auditor designation, market response, cumulative abnormal returns, CAR, earnings response coefficients, ERC.

* Associate Professor, Department of Business Administration, The Catholic University of Korea