

지정감사 제도변경이 감사품질에 미치는 영향*

- 지정감사 후 첫 번째 자유수임 계약 시 기존 지정감사인의 선임을 금지하는 제도를 중심으로 -

박기태** · 전규안***

<요 약>

우리나라의 외부감사인 선임은 감사대상회사와 감사인간의 자유수임계약이 원칙이나, 예외적인 경우에는 외부감사인을 강제지정하는 지정제도가 도입되어 시행되고 있다. 본 연구는 지정감사의 효과를 검증하는 데에 목적이 있다. 특히 지정감사는 자유수임감사보다 최종감사나 초도감사가 될 가능성이 높고, 계속감사기간은 짧을 것이라는 감사특성을 고려하였다. 또한 2015년부터 시행된 ‘지정감사 후 지정감사인의 자유수임 감사계약 금지 제도’의 효과를 제도변경 전의 지정제도와 비교·분석함으로써 정책의 타당성을 검토하였다. 2011년부터 2016년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 표본으로 회귀분석하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 최종감사는 감사품질을 향상시키는 효과가 일부 존재한다. 특히 지정감사는 감사품질 향상 효과가 없는 것으로 나타난 반면, 최종감사인 지정감사는 효과가 있었다. 둘째, 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 높았으며, 특히 자유수임의 경우에 계속감사기간이 감사품질에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 셋째, 초도감사의 경우 초도감사가 아닌 경우보다 감사품질이 유의적으로 낮게 나타났다. 넷째, 지정감사 자체는 감사품질에 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나 지정감사를 구지정감사와 신지정감사로 나누어 분석한 결과에 의하면 신지정감사의 경우는 자유수임의 경우보다 감사품질이 유의적으로 높았으나, 구지정감사의 경우는 자유수임의 경우보다 감사품질이 오히려 하락하는 것으로 나타났다.

본 연구는 선행연구에서 많이 다루어진 지정감사의 효과를 2015년부터 적용된 신지정감사와 과거의 구지정감사로 구분하여 실증분석한 최초의 연구이고, 신지정감사 제도가 정책적 목적을 달성하고 있다는 실증적 증거를 제시하고 있다는 점에서 의의가 있다. 이러한 본 연구의 결과는 2017

* 본 논문은 첫 번째 저자의 숭실대학교 대학원 회계학과 박사학위논문의 일부를 수정 보완한 것입니다. 논문의 향상을 위하여 많은 조언을 해주신 숭실대학교 이용규 교수님, 오웅락 교수님, 노희천 교수님, 박경호 교수님, 박진하 교수님과 김범준 교수님(가톨릭대)께 감사드립니다.

** 삼일회계법인 부대표, 숭실대학교 대학원 회계학과 박사, ktpark@samil.com, 주저자

*** 숭실대학교 경영대학 회계학과 교수, kajeon@ssu.ac.kr, 교신저자

년말 외감법의 개정으로 최근 사회적으로 중요시 되고 있는 감사인 지정제도에 관심을 갖고 있는 실무계와 학계, 규제기관이나 정책입안자들에게 유익한 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

〈주제어〉 지정감사, 감사품질, 최종감사, 계속감사기간, 초도감사

I. 서 론

본 연구는 지정감사의 여러 가지 특성이 감사품질에 미치는 영향 및 지정감사의 효과를 검증하는 데에 목적이 있다. 우리나라는 1982년부터 회사가 직접 외부감사인을 선임하는 자유수임제도를 도입하여 시행하고 있다. 그러나 이러한 자유수임제도 하에서의 감사인 선임시 경쟁심화로 인해 독립성 저하 및 저가수임 문제, 회계투명성에 대한 경영자의 낮은 인식 및 자의적인 회계처리유인 등으로 인한 의견구매(opinion shopping)¹⁾ 문제 등, 감사품질을 저해시키는 많은 문제점을 야기하고 있다는 것이 일반적인 지적이다. 이와 같은 문제점을 보완하기 위해서 일부 예외적인 경우에는 외부감사인을 규제당국에서 강제로 지정하는 감사인 지정제도가 도입되어 시행되고 있다. 감사인 지정제도는 ‘주식회사의 외부감사에 관한 법률’(이하 ‘외감법’이라고 함)²⁾에 규정된 특정 사유에 해당하는 기업에 대해 증권선물위원회가 감사인을 지정하는 제도이다. 감사인 지정사유로는 신규상장 예정 법인에 대한 감사인 지정이 가장 많은 비중을 차지하고 있으며, 그 외에 감리제재조치, 관리종목, 적정의견 이외의 비적정 감사의견, 부채비율 초과 등이 있다.

감사인 지정기업과 자유수임 기업간에는 감사인의 독립성과 위험회피 정도 및 감사자료 수집력 등에서 차이가 존재할 수 있고, 그 결과 감사인 지정기업의 감사품질이 더 높을 것으로 기대할 수 있는 것(권수영 외 2004)이 감사인 지정제도의 정책적 취지라고 볼 수 있다. 감사인 지정제도도 지정방식과 범위의 변화가 있어 왔으며, 지정감사를 통해 감사품질을 높여, 회계투명성의 개선을 추구하려는 정책적인 목표를 달성하기 위하여 감독당국에서는 지정감사의 범위를 확대하거나 지정방식을 개선하는 정책적인 노력을 계속하고 있다. 특히 2017년 말에 공포된 개정된 외감법에서는 ‘(6+3)주기적 지정제’³⁾를 도입하여, 지정범위를 대폭 확대하였는데, 이는 감사

1) 회사가 자기회사에게 유리한 감사의견 또는 회계의견을 가진 회계법인을 외부감사인으로 선임하는 경우를 지칭한다.

2) 외감법 전부 개정안의 국회 통과로 인하여 법률 명칭이 ‘주식회사의 외부감사에 관한 법률’에서 ‘주식회사 등의 외부감사에 관한 법률’로 바뀌었으나, 혼선을 방지하기 위하여 본 논문에서는 양 법안 모두에 대해 기존의 ‘외감법’ 명칭을 그대로 쓰기로 한다.

3) (6+3) 주기적 지정제는 6년간 자유수임 감사를 받은 회사는 그 후 3년간 증권선물위원회에서 지정한 감사인으로부터 감사를 받아야 하는 제도이다. 이 경우 6년간의 동일 감사인 여부와 상관없이 6년간 자유수임 감사를 받은 경우는 그 후 3년간 증권선물위원회가 지정하는 감사인으로부터 감사를 받아야 한다.

인 지정제를 확대하여 회계투명성을 향상시키려는 정책적인 의도가 담겨있다고 할 수 있다.

본 연구는 2015년부터 시행된 지정제도(즉, 지정감사 후 첫 자유수임 시 기존의 지정감사인인 감사인이 될 수 없는 제도(이하 ‘신지정감사’⁴⁾라고 함))의 시행을 배경으로 한다. 2014년까지의 ‘구지정감사’에서는 지정감사 종료 후 기존의 지정감사인인 계속해서 감사인이 될 수 있었다. 이 경우 지정감사 후 자유수임감사에서 기존의 지정감사인인 다른 감사인으로 교체된 경우만 지정감사인의 효과가 발견된다는 선행연구도 있다(최성호 외 2015). 이러한 연구는 지정감사가 최종감사(last audit)⁵⁾의 성격을 동시에 가지는 경우에만 감사품질이 향상된다는 점을 제시하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 규제기관이 의도한 정책적 목적인 지정감사에 최종감사의 성격을 부여한 신지정감사 제도(‘지정감사 후 첫 번째 자유수임 계약시 기존 지정감사인의 선임을 금지하는 제도’)의 시행으로 재량적 발생액으로 측정된 감사품질이 향상되는지를 검토하는 것을 주된 목적으로 한다.

그러나 이에 앞서, 지정감사의 여러 특성에 대한 사전적인 분석을 수행한다. 즉, 지정감사의 여러 특성 중 최종감사 여부, 계속감사기간, 초도감사 여부가 지정감사와 자유수임감사에서 다르다는 점을 감안해 이러한 차이점이 감사품질의 차이로 나타나는 지를 검토한다. 또한 지정감사 자체의 효과성에 대해서도 기존 연구와의 정합성 검토 목적으로 최근 실증자료를 이용해 분석한다. 마지막으로 본 연구의 주된 목적인 신지정감사의 효과성을 검토하기 위하여 지정감사를 ‘신지정감사’와 ‘구지정감사’로 구분하여 감사품질에 차이가 있는지를 분석한다. 이를 실증분석하기 위해 본 논문은 2011년부터 2016년까지 주권상장법인⁶⁾을 대상으로 표본선정기준을 만족한 10,006개 기업, 연도를 분석대상으로 하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 최종감사는 감사품을 향상시키는 효과가 있다. 특히 지정감사는 일반적으로 감사품질 향상 효과가 없는 것으로 나타난 반면, 최종감사인 지정감사는 효과가 있었다. 둘째, 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 높았으며, 특히 자유수임의 경우에 계속감사기간이 감사품질에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 셋째, 초도감사의 경우 초도감사가 아닌 경우보다 감사품질이 유의적으로 낮게 나타났다. 특히 자유수임의 경우에 초도감사가 감사품을 하락시키는 것으로 나타났다. 넷째, 지정감사 자체는 감사품질에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그러나 지정감사를 구지정감사와 신지정감사로 나누어 분석한 결과에 의하면 신지정감사의 경우에는 자유수임의 경우보다 감사품질이 유의적으로 높았으

4) 본 논문에서는 ‘신지정감사’와 대비하여 2014년까지 적용되던 지정제도(즉, 지정감사 후 첫 번째 자유수임 계약 시 기존의 지정감사인인도 선임이 허용되던 제도)를 ‘구지정감사’라고 정의한다.

5) 감사인(회계법인과 감사반) 입장에서 감사대상회사를 처음 감사하는 경우를 ‘초도감사’라고 하고, 감사인이 교체되어 직전 감사인이 마지막으로 감사하는 경우를 ‘최종감사’라고 정의한다. 따라서 최종감사와 최종감사 다음 연도의 감사인은 다르게 된다.

6) 정확히는 상장법인뿐만 아니라 상장예정으로 감사인이 지정된 비상장법인을 포함한다. 상장예정 지정법인인 모두 외부감사를 받는 시점에서는 비상장법인이기 때문이다.

나, 구지정감사의 경우는 자유수임의 경우보다 감사품질이 오히려 하락하는 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 2015년부터 시행된 신지정감사 제도가 정책적 목적을 달성하고 있다는 증거로서 감사인 지정제도 자체보다는 지정제도의 운영이 감사품질에 영향을 준다는 것을 시사하는 결과이다. 이러한 본 연구의 결과는 2017년 말 외감법의 개정으로 최근 사회적으로 중요시 되고 있는 감사인 지정제도에 관심을 갖고 있는 실무계와 학계, 규제기관이나 정책입안자들에게 유익한 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 지정감사와 관련한 제도개관 및 선행연구를 검토한다. 제 III 장에서는 연구가설을 설정하고 실증분석을 위한 연구모형과 변수의 정의를 기술한다. 제 IV 장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제 V 장에서는 연구의 결론 및 공헌점과 한계점을 제시한다.

II. 이론적 배경과 선행연구의 검토

1. 감사인 지정제도

외부감사대상회사의 경우 원칙적으로는 회계연도 개시일로부터 4개월 이내⁷⁾에 외부감사인을 자유선임하지만, 상장예정 법인, 감리결과조치를 받은 법인 등 공정한 외부감사가 필요하다고 인정되는 회사에 대하여 증권선물위원회가 특정 회계법인을 감사인으로 지정하는 제도를 감사인 지정제도라고 한다. 구체적으로는 이해관계자의 보호를 위해 엄격한 감사가 필요하다고 인정되는 회사에 대하여 독립적이고 공정한 외부감사가 이루어지도록 증권선물위원회가 외부감사인을 지정하는 것을 의미한다. 실무적으로는 증권선물위원회가 금융감독원에 위탁하여 지정이 이루어진다.

<표 1>은 전체 외부감사 대상 회사 중 감사인이 지정되는 비율을 나타낸다. 지정범위의 변경으로 인하여 2014년보다 2015년에 상장법인의 지정비율이 4.6%에서 7.8%로 크게 증가하였다. 즉, 2014년 11월 외감법과 동 시행령의 개정으로 일정 재무기준에 해당하는 주권상장법인⁸⁾에 대해서 외부감사인을 지정하는 제도의 도입효과로 지정대상이 증가한 것이다. 감사인 지정제도

7) 2017년 9월 28일에 통과된 개정 외감법 제10조(감사인의 선임)에 의하면, 감사인 선임기한이 사업연도 개시일 부터 45일 이내(단, 「상법」 제542조의11 또는 「금융회사의 지배구조에 관한 법률」 제16조에 따라 감사위원회를 설치하여야 하는 회사(자산 2조원 이상인 회사)의 경우에는 매 사업연도 개시일 이전)로 바뀌게 된다. 12월 결산 법인인 경우 2019년부터 적용되므로, 2019년 이후 감사인이 변경된 경우, 최종감사는 기존 감사인이 최종감사임을 인지하고 감사를 수행한 것으로 볼 수 있다.

8) 부채비율이 업종평균의 1.5배 및 200%를 초과하고, 이자보상배율(=영업이익/이자비용)이 1미만인 회사를 말한다.

와 관련하여 큰 변화가 없었던 2016년과 2017년은 2015년 대비 지정비율에 있어 큰 차이를 보이고 있지 않다.

〈표 1〉 외부감사인 지정 비율

구분	2014		2015		2016		2017	
	전체	상장 법인	전체	상장 법인	전체	상장 법인	전체	상장 법인
지정회사수(A)	316	86	422	157	514	177	546	170
외부감사대상 회사 (B)	24,058	1,868	24,951	2,009	27,114	2,099	29,263	2,167
지정비율(A/B)	1.3%	4.6%	1.7%	7.8%	1.9%	8.4%	1.9%	7.8%

출처 : 금융감독원 보도자료. 2018. “2017년 외부감사대상 회사 및 감사인 지정 현황”(2018년 1월 24일).

이러한 감사인 지정제도는 여러 정책적인 목적달성을 위해 지정의 범위와 지정시기 등의 구체적인 내용이 변화해왔다. 현행 감사인 지정제도는 두 가지로 구분할 수 있다.

첫째, 정해진 기준에 해당하는 회사에 대해서 증권선물위원회가 강제로 감사인을 지정하는 경우이다.⁹⁾ 지정사유로는 상장예정 기업, 감리결과에 따른 조치, 관리종목 편입 등의 사유로 제재의 성격인 감사인 지정과 감사인 미선임 등의 기술적 지정이 있다.

둘째, 회사가 부정적인 회계처리에 대한 의혹해소를 목적으로 자발적으로 감사인을 ‘자율지정신청’을 하는 경우이다. 이 경우에 회사는 감사 또는 감사인선임위원회의 승인을 얻은 후 금융감독원에 신청한다. 감사인 자율지정신청을 하는 경우에는 중도에 감사인을 변경할 수 있고, 해당 연도의 감리대상에서 제외하는 혜택을 부여하고 있다. 이러한 ‘자율지정신청’은 2015년부터 시행되었으나 아직 지정감사의 많은 부분을 차지하고 있지는 않다.

감사인 지정사유별 지정 현황은 <표 2>와 같다. 상장예정법인에 대한 감사인 지정이 가장 많으며, 감사인 미선임과 재무기준 요건 해당 및 감리결과 조치 등이 그 다음으로 많다.

감사인 지정제도와 관련해서는 최근에 많은 변화가 이미 결정되어 시행을 기다리고 있다. 2017년 9월 28일 국회 본회의를 통과한 개정된 외감법에 따르면 2020년부터는 주기적 지정제로 인하여 지정의 범위가 대폭 확대될 것으로 예상된다. 그 주된 내용은 아래와 같다.

첫째, 주기적 지정제가 도입된다. 상장법인은 원칙적으로 6년 동안 자유선임계약을 체결한 경우, 이후 3년 동안은 증권선물위원회 지정감사를 받아야 한다. 다만, 최근 6년 내 증권선물위원회의 감리결과, 회계처리기준 위반이 발견되지 않은 경우는 제외한다. 이러한 주기적 지정제는 2020년부터 시행이 예고되어 있다.

9) 이런 경우를 “직권 지정”이라는 용어로 표현하기도 한다.

〈표 2〉 지정사유별 지정 현황

지정사유 \ 지정연도	2015	2016	증감(비율(%))
상장예정법인	174	172	△2(△1.1)
감사인 미선임	96	130	34(35.4)
재무기준 요건 해당(부채비율 과다)*	66	72	6(9.1)
감리결과 조치	51	67	16(31.4)
내부회계관리제도 미비	71	59	△12(△16.9)
관리종목	33	27	△6(△18.2)
소유경영 미분리	—	6	6(—)
횡령·배임 발생	10	5	△5(△50.0)
상호저축은행법	9	5	△4(△44.4)
감사인 부당교체	—	2	2(—)
회사요청	4	1	△3(△75.0)
합 계	514	546	32(6.2)

* 부채비율이 200% 초과이고 동종업종평균부채비율 1.5배 초과, 그리고 이자보상배율 1 미만인 경우
출처 : 금융감독원 보도자료. 2018. “2017년 외부감사대상 회사 및 감사인 지정 현황”(2018년 1월 24일).

둘째, 주기적 지정제 시행 전이라도 직권지정 사유에 아래의 5개 항목을 추가한다.¹⁰⁾ 즉, 재무제표 대리 작성 및 자문 요구 회사, 주채권 은행 또는 소액주주의 요청이 있는 회사, 직전 연도 감사투입시간이 표준 감사시간보다 현저히 낮은 회사, 그리고 상장법인 중 3개 사업연도 연속 적자(영업손실, 부(-)의 영업현금흐름, 이자보상배율 1미만)인 경우, 최근 3년간 최대주주(2회 이상) 또는 대표이사(3회 이상)의 교체가 빈번한 경우가 감사인 지정대상 사유로 추가된다.

구체적인 시행방안은 2018년 4월에 발표된 외감법 시행령이 확정되어야 확인할 수 있지만, 현재보다는 매우 확대된 범위의 지정감사가 시행될 것으로 예상된다.

2. 선행연구의 검토

본 연구와 직접적으로 관련된 선행연구는 감사인 지정제도가 감사품질을 향상시키는가의 여부에 초점을 맞추는 연구와 계속감사기간 등 감사의 특성이 감사품질에 영향을 주는가를 검토

10) 이러한 직권지정 사유의 확대는 법 공포 후 1년 이후에 시행하게 되므로, 현재로서는 2019 회계연도 감사부터 적용될 것으로 예상된다. 2016년의 지정감사 대상회사수가 514개인데 반해서, 이러한 5가지 사유로 인해 추가적으로 직권지정이 될 회사는 약 500개 이상의 회사로 추산되고 있다. 따라서 새로운 지정사유 범위가 미치는 영향이 매우 큼을 알 수 있다.

한 연구로 나눌 수 있다.¹¹⁾ 특히 계속감사기간과 이익의 질의 관계 등이 주로 이 유형에 속하는 선행연구이다. 또한 주된 연구 대상은 아니지만, 지정감사 후 감사인이 변경된 경우의 감사품질에 대한 연구 등도 최종감사의 효과에 대해 간접적으로 검토한 경우라고 볼 수 있다. 본 연구에서는 지정감사가 감사품질에 미치는 영향에 대한 연구뿐만 아니라 지정감사가 자유수임감사에 비해 가지는 차별적인 감사의 특성도 같이 고려하여 분석하기 때문에 위에서 언급된 두 가지 유형의 선행연구를 모두 검토하였다.

가. 감사인 지정제도가 감사품질에 미치는 영향에 관한 연구

첫 번째 유형인 감사인 지정제도와 감사품질의 관계와 관련해서는, 외부감사인이 지정된 회사는 더욱 엄격한 외부감사를 받게 되므로 감사품질이 제고될 것으로 기대된다. 그러나 이와 반대로 지정감사의 경우 대부분 초도감사이므로 회사에 대한 이해 부족으로 감사품질이 낮아질 수 있다는 주장도 있다.

대부분의 선행연구들은 지정감사의 경우에 감사품질이 제고된다는 연구결과를 보고하고 있다 (박한순 1996 ; 배지현 외 2009 ; 하민 외 2012 ; 권수영 외 2004 ; 안영균 · 이재경 2004 ; 강선민 · 황인태 2007).

권수영 외(2004)는 재량적 발생액을 이용하여 감사인 지정제도가 독립성을 제고하여 감사품을 제고하는지를 분석하였다. 분석결과, 지정감사의 경우에 재량적 발생액이 지정기업의 비지정연도나 자유수임 기업에 비해 낮게 나타나 감사품을 높이는 것으로 나타났다. 또한 지정사유에 대한 추가분석을 통해 감사위험이 높은 사유로 지정된 기업의 지정감사는 더 보수적으로 수행되어 그러한 기업의 재량적 발생액은 그렇지 않은 경우보다 낮았다는 점을 확인하였다. 이는 지정감사 그 자체도 효과가 있지만, 지정감사의 사유에 따라서도 감사품질이 달라짐을 입증한 것이다.

강선민 · 황인태(2007)는 감사인 지정前, 中, 後기간의 재량적 발생액 차이를 이용하여 지정감사의 효과를 검증하였다. 1998~2004년의 기간 중에 감사인이 지정된 기업을 대상으로 기간을 지정 前, 中, 後로 세분하고, 이를 재량적 발생액을 이용하여 지정감사의 효과를 실증분석하였다. 결론을 요약하면 첫째, 지정감사의 경우 지정前기간과 비교하여 지정中기간의 재량적 발생액이 감소한 것으로 나타나 지정감사의 효과성을 뒷받침하였다. 둘째, 이러한 효과를 기업의 노력 결과인 기업효과와 지정감사 본연의 효과인 감사인효과로 구분하기 위한 목적으로 지정前기간과 지정後기간의 발생액의 차이를 분석한 결과, 지정後기간의 재량적 발생액은 지정前기간의 재량적 발생액보다 감소하는 것으로 나타났다. 지정前기간과 지정後기간의 감사인 선임은 모두 자유수임감사의 성격이므로 이러한 회계투명성의 향상은 지정제도로 인하여 기업의 회계처리를

11) 감사인 지정과 관련된 그 외의 연구로는 감사인 지정사유와 시장의 반응을 연구한 이세용(2009)과 감사인 지정기업의 회계정보 가치관련성을 알아본 김정옥(2014) 등이 있다.

성실히 한 기업의 노력효과 즉, 기업효과라고 생각된다. 셋째, 지정중기간과 지정後기간의 재량적 발생액의 차이를 비교분석한 결과, 지정後기간의 재량적 발생액이 증가하는 것으로 나타나서 지정감사인의 독립성 제고 효과가 감사품질의 향상에 긍정적인 영향을 주었다는 연구결과를 보고하였다.

김용원·이재경(2013)은 상장예정 기업을 대상으로 감사인이 지정된 후 재량적 발생액이 유의적으로 감소하여 회계정보의 투명성이 개선되었음을 확인하였다. 또한 상장예정 기업으로서 감사인이 지정되었으나 상장에 성공하지 못한 기업은 감사인 지정 후에 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 감소하였으나, 상장한 경우에는 재량적 발생액을 이용한 이익조정에 유의적 차이가 없다고 분석하였다. 즉, 감사인 지정의 효과가 신규상장 성공 여부에 따라 차별적으로 영향을 주는 것으로 나타났다.

최성호 외(2015)는 상장예정기업에 대하여 감사인 지정제가 시행되지 않던 기간(2001년~2005년)과 감사인 지정제가 시행된 기간(2006년~2010년)을 비교하여, 감사인 지정제도를 시행하는 기간에 오히려 신규상장기업의 상장 이전 이익조정이 유의하게 증가하였다는 연구결과를 보고하였다. 특히 본 연구에서 제기하는 주요 감사특성의 하나인 최종감사와 관련하여, 감사인 지정기간 종료 후 자유수입으로 전환되는 첫해에 지정감사인을 감사인으로 계속 선임하는 기업이 감사인을 교체한 기업보다 상장 전 이익을 더 상향조정하였음을 보고하여 최종감사와 관련하여 의미있는 실증분석을 제시하였다. 즉, 지정감사를 받았다고 하더라도, 지정감사인은 지정감사가 끝난 후에 계속감사를 수입하기 위한 유인이 존재하므로 지정감사 본래의 취지인 감사품질 제고와 연결되지 않는다는 연구이다. 이는 본 연구의 취지인 최종감사가 감사품질을 향상시키는 효과가 있다는 논거의 간접적인 암시이기도 하다.

지정감사와 보수주의를 연계시켜 분석한 연구로는 하순금 외(2015)의 연구가 있다. 동 연구에서는 감사인 지정기업은 감사인 미지정기업에 비해 보수주의를 강화시키는 것으로 나타났으며, 특히 감사인 지정기업만을 대상으로 분석한 결과에서는 지정기간 중의 감사에서의 보수주의가 지정 전이나 지정기간 후의 보수주의보다 그 정도가 높은 것으로 나타났다. 이상의 분석결과를 통해 감사인 지정제도가 감사인의 독립성을 강화하여, 감사인 지정기업의 보수주의를 강화시킬 수 있음을 확인할 수 있다.

이홍섭 외(2016)는 기존의 지정대상에 추가하여 2015년부터 시행되는 재무기준 요건에 의한 감사인 지정제도가 감사인이 지정될 가능성이 높은 회사의 이익조정과 외부감사인의 감사시간에 미치는 영향을 검증하였다. 검증결과, 외부감사인이 지정될 가능성이 높은 회사는 재량적 발생액과는 관계가 없으나, 실물활동을 통한 이익조정이 증가하는 결과를 확인하였다. 즉, 회계기준과 관련이 없는 실물활동을 통한 이익조정이 증가한다는 결과를 확인한 것이다. 또한, 잠재적인 지정대상회사의 외부감사인이 더욱 많은 감사시간을 투입한다는 점을 발견하였다.

오웅락(2016)은 2015년부터 시행된 재무적 부실기업에 대한 지정제도의 확대가 감사인 지정대상에서 제외되려는 유인으로 인해 시행 전년도에 재무적 부실기업의 이익조정이 증가하고, 또

한 재무적 부실기업 조건의 내용과 정도에 따라 해당 기업들의 이익조정이 다름을 확인하였다. 분석결과, 재무적 부실기업 조건 중 한 개 이상에 해당되는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해서, 전년도보다 더 많은 양(+)의 재량적 발생액을 보여, 의도적인 양(+)의 이익조정이 있었음을 보여주고 있다. 또한 전규안·박종일(2016)은 재무적 부실기업을 대상으로 한 감사인 지정제도의 확대 때문에 감사인이 지정될 가능성이 높은 기업에 대하여 외부감사인이 더 많은 감사시간을 투입하는 것을 보고하고 있다.

최근의 연구로는 이종은 외(2017)의 지정제도의 효과성 및 지정방식에 대한 검토연구를 들 수 있다. 동 연구는 비상장기업을 대상으로 감사인 지정 전과 지정 후의 재량적 발생액을 비교하는 연구방법을 취하였다. 분석결과, 비상장기업의 경우에 감사인 지정 후에 재량적 발생액의 절대값이 낮아짐을 발견하여 감사인 지정제도의 긍정적인 면을 확인하였다. 또한, 중, 대형 회계법인이 중소기업을 지정감사하는 경우 부분적이나마 이익조정수준이 유의적으로 증가됨을 확인하여 지정 시 규모의 불일치가 발생하는 경우 지정감사인이 경영자의 이익증가 행위를 억제하지 못하는 것을 보고하였다.

박기태 외(2017)는 특정 회계법인을 대상으로 지정감사 제도의 효과를 알아보았다. 연구결과에 의하면 첫째, 지정감사는 감사품질을 높이지만 최종감사는 계속감사와 비교하여 감사품질 차이가 유의적이지 않았다. 둘째, 최종감사 여부와 관계없이 지정감사 효과가 있었으나, 최종감사의 경우에 2015년 이후의 신지정감사가 감사품질을 더 제고하였다. 셋째, 지정사유별로는 상장 예정으로 인한 지정감사는 감사품질을 제고하였으나, 나머지 사유로 인한 지정감사는 감사품질 제고효과가 없었다. 박기태 외(2017)의 연구는 본 연구와는 달리 특정 회계법인의 자료만을 이용하였으므로 연구결과를 일반화하는데 한계가 있으며, 신지정감사 제도의 효과성을 직접적으로 검증하지는 않았다는 점에서 본 연구와 차이가 있다.

나. 감사의 특성이 감사품질에 미치는 영향에 관한 연구

두 번째 유형인 감사특성과 관련해서는 우선 계속감사기간에 대한 연구가 많이 보고되고 있다. 계속감사기간이 감사품질에 미치는 영향에 관한 연구에서, 권수영 외(2012)는 Big4 또는 산업전문감사인에게 감사를 받는 기업일수록, 또한 비정상감사시간이 큰 기업일수록 계속감사기간이 짧을 때 이익의 질이 하락하는 현상이 완화되는 것을 확인하였다. 한편 비정상감사시간이 이익의 질을 향상시키는 효과는 non-Big4 회계법인이나 산업전문성이 부족한 감사인에게서 더 많이 나타나지만, 계속감사기간이 짧은 경우에는 감사인의 노력이 감사인의 평판부족이나 명성, 산업전문성을 보완하는데 한계가 있는 것으로 나타났다. 일반적으로 최종감사가 효과적이기 위해서는 계속감사기간이 길수록 좋을 것으로 예상되는데, 권수영 외(2012)는 이 부분을 간접적으로 실증분석하였다.

또한 Johnson et al.(2002)은 계속감사기간(audit-tenure)과 재무보고의 질의 관련성을 검토하였다. 특히 비정상적인 발생액의 절대값과 이러한 보고된 발생액이 후속기간에 지속되는지의 여

부를 재무보고의 질의 대용치로 사용한 연구결과에서 짧은 계속감사기간이 재무보고의 질을 떨어뜨리는 것으로 확인한 반면 중장기의 계속감사기간은 재무보고의 질과 유의한 관계가 없음을 보고하였다.

감사품질과 간접적으로 관련 있는 계속감사기간과 회계정보의 유용성과 관련하여, 김정옥(2013)은 계속감사기간이 회계정보의 가치관련성과 가지는 연관을 주제로 한 연구를 수행하였다. 즉, 회계정보의 가치관련성이 높을수록 회계정보의 유용성이 높은 것으로 판단하여, 이러한 회계정보의 가치관련성과 계속감사기간 사이의 관계를 분석한 것이다. 분석결과는 첫째, 장부가치와 순이익 및 현금흐름 정보를 기업가치와 회귀분석한 결과 계속감사기간이 길어질수록 회계정보의 유용성이 높아지는 추세를 보였다. 또한, 계속감사기간이 장기인 그룹이 단기인 그룹에 비해 장부가치와 순이익 및 현금흐름의 회귀계수값이 모두 높았으며, 모형의 설명력도 높았다. 이는 계속감사기간에 대한 정보를 정보이용자인 투자자의 유용성 관점에서 검토하였다는 의의를 가지고 있다.¹²⁾

이상철 외(2011)는 초도감사의 경우 감사보수 할인 현상이 존재하는지 등에 대하여 알아보았다. 전체 기업과 회계법인을 교체한 기업을 대상으로 실시한 분석 모두에서 계속감사기업보다 초도감사기업에서 감사보수 변화율이 낮게 나타났다. 따라서 초도감사의 경우에 감사보수 할인 현상이 존재한다는 사실을 알 수 있다. 이는 초도감사의 경우 회사에 대한 이해부족으로 인해 감사품질이 떨어질 수 있다는 점에 부가하여 추가적인 감사품질 하락요인으로 작용할 수 있음을 암시하는 것으로 볼 수 있다. 또한 감사인 변경에 있어서 Big4에서 Big4로 교체하거나 non-Big4에서 non-Big4와 같이 동일한 등급으로 감사인을 교체한 경우와 Big4에서 non-Big4로 감사인을 교체한 경우에는, 초도감사 여부가 감사보수의 변화율에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 non-Big4에서 Big4로 감사인을 교체한 경우에는 초도감사 여부와 감사보수변화율은 관계가 없는 것으로 나타났다. 감사보수 역시 감사품질을 설명하는 대용변수로 자주 사용되고 있는 점을 고려하면, 초도감사의 경우 감사품질의 하락요인임을 암시하는 연구결과라고 할 수 있다.

최종감사와 관련해서는 정태범·박희우(2005)의 연구를 들 수 있다. 동 연구가 보고된 시점은 지정감사 후 지정감사인의 자유수임 감사 수임이 허용되는 시기이다. 동 연구는 감사인의 독립성이 확보되어 기업의 이익조정을 억제한다고 인정되는 감사인 지정제도의 효과가 지정 마지막 연도에서도 계속 유지되는가를 검증하는 것을 목적으로 한다. 지정 마지막 연도에 감사인은 다음 연도의 자유수임계약을 수임하기 위하여 독립성을 훼손하면서 감사품을 저하시킬 수 있는 가능성이 존재하기 때문이다. 연구결과, 지정감사인이 지정기간 후 계속 자유수임계약을 체결하는 기업은 지정 최종 연도에 감사인의 독립성이 훼손될 수 있다는 간접적인 증거를 발견하여, 최종감사가 아닌 경우 지정감사의 정책효과를 보지 못할 수도 있다는 점을 지적하였다.

12) 최관과 박종일(2012)은 Big4의 경우에만 계속감사기간과 감사품질 간에 음(-)의 관계가 존재함을 보여주었다.

다. 선행연구와의 차별성

본 연구는 2015년부터 시행된 신지정감사제도의 효과를 최초로 알아보았다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 본 연구가 선행연구와 비교하여 갖는 차별성을 구체적으로 알아보면 다음과 같다. 첫째, 선행연구와는 달리 지정감사의 효과를 2015년부터 적용된 신지정감사와 그 이전의 구지정감사로 구분하여 실증분석하였다는 점에서 차별화된다. 최성호 외(2015)는 신지정감사제도가 도입되지 않은 시점에서 간접적으로 신지정감사제도의 효과를 검증하였다. 최성호 외(2015)가 신지정감사제도가 논의조차 되지 않은 상태에서 신지정감사제도의 효과를 간접적으로 확인한 것이라면 본 연구는 신지정감사제도 실시 이후에 실제 자료를 이용하여 이를 실증분석하였다는 점에서 최성호 외(2015)와 차별화된다. 둘째, 지정감사에 최종감사를 도입한 신지정감사제도의 도입취지를 확인하기 위하여 지정감사의 효과와 함께 최종감사의 효과도 동시에 분석하였다는 점에서 차별화된다.

III. 연구의 설계

1. 가설의 설정

새로운 지정제도인 신지정감사의 특징은 기존의 구지정감사에 최종감사의 성격을 부여한 것이다. 신지정감사가 효과를 발휘하기 위해서는 최종감사가 감사품질을 개선하는 효과가 있어야 한다. 감사인의 변경이 예상되는 경우에 변경 전의 최종감사를 하는 감사인이 감사노력을 증가시키므로 변경 전 감사인의 최종감사 품질이 향상될 것이라는 주장은 있었으나, 실증적으로 검증된 사례는 없었다. 최성호 외(2015)는 구지정감사에서 지정감사인이 변경되지 않은 경우에 상당 전 이익이 상향조정됨을 확인하였다. 이는 최종감사가 감사품질을 향상시킨다는 간접적인 증거이다. 즉, 신지정감사가 시행되기 전에도 지정감사인이 변경되는 경우에 재무적 발생액이 적어짐을 확인한 것이다. 이는 또한 외부감사 실시 후 감사인이 변경될 경우의 감사품질에 대한 간접적인 암시이기도 하다.

지정감사는 지정사유가 해소되지 못했을 경우 동일 감사인에게 재지정되는 것이 일반적인 상황이나, 이러한 기간도 최대 3년을 넘지 못한다. 또한 지정감사의 사유가 해소되면 자유수임계약을 통해 감사인을 선임하는데 대부분 기존 지정감사인이 아닌 감사인이 선임된다.¹³⁾ 따라서 지정감사인은 계속감사기간(auditor tenure)이 최대 3년, 최소 1년이라는 짧은 기간 동안만 해당 회사의 감사를 수행하는 것이다. 이에 반해서, 일반 자유수임감사는 계속감사기간에 제한이 없

13) 2015년부터 시행된 신지정감사 제도 하에서는 기존의 지정감사인은 자유수임 계약하의 감사인이 될 수 없다.

으므로, 통상 장기간 감사를 하게 된다. 장기간의 계속감사 수행은 회사에 대한 이해를 높여 더 양질의 감사업무를 수행할 수 있다는 것이 일반적인 시각이다.

초도감사(first audit)는 회사에 대한 감사를 처음 수임하여 수행하는 감사를 의미한다. 따라서 자연스럽게 회사에 대한 이해가 낮으므로 감사품질이 떨어진다는 것이 일반적인 의견이다. 지정감사제도의 효과에 의문을 제기하는 선행연구에서도 지정감사의 상당수가 초도감사이므로, 비록 지정감사인의 독립성이 자유수임감사인보다 높다고 하더라도 회사에 대한 이해도가 초도감사로 인해 떨어지므로 지정감사의 효과에 의문이 들 수 있다는 점을 지적한다. 즉, 이러한 초도감사가 감사품질에 부정적인 영향을 주는지 확인하는 것은 지정감사제도를 설계함에 있어 의미 있는 시사점을 줄 수 있다.

최종감사가 감사품질 향상에 효과가 있다면, 신지정감사 제도 도입에 타당성을 부여하는 것이며, 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 향상된다면, 이는 지정감사제도의 도입에 반론을 제기할 수 있는 논거가 된다. 또한 초도감사의 감사품질 하락 효과가 실재한다면, 지정감사제도 확대에 부정적인 영향을 줄 수 있으며, 지정감사제도의 구체적인 설계에 시사점을 줄 수 있을 것으로 판단된다. 따라서 먼저 지정감사제도의 효과를 확인할 필요가 있다. 본 연구에서는 먼저 지정감사가 자유수임감사에 비하여 감사품질을 향상시키는 지를 알아본다. 이에 대하여 많은 선행연구들은 지정감사의 경우에 감사품질이 제고됨을 보고하고 있다(박한순 1996 ; 권수영 외 2004 ; 안영균 · 이재경 2004 ; 강선민 · 황인태 2007 ; 배지현 외 2009 ; 하민 외 2012). 따라서 다음과 같이 가설 1을 설정한다.

가설 1 : 지정감사는 자유수임감사에 비해 감사품질이 높다.

또한 본 연구에서는 선행연구와 달리 지정감사 직후의 첫 자유수임계약에서 지정감사인의 선임이 허용된 경우(‘구지정감사’)와 허용되지 않은 경우(‘신지정감사’)로 나누어 최종감사의 성격을 부여한 신지정감사의 도입으로 감사품질이 제고되는지를 알아보기 위하여 다음과 같이 가설 2를 설정한다. 본 연구에서는 지정감사를 구지정감사와 신지정감사로 구분하여 분석함으로써 2015년부터 도입된 신지정감사 제도의 도입 취지가 달성되고 있는지를 실증분석을 통해 확인한다.

가설 2 : 신지정감사는 구지정감사에 비해 감사품질이 높다.

2. 연구모형

본 연구에서는 가설검증에 앞서 표본 전체를 대상으로 최종감사와 계속감사기간 및 초도감사가 감사품질에 영향을 미치는가를 식 (1)을 이용하여 검증한다. 본 연구의 주된 주제인 신지정감사는 지정감사에 ‘최종감사’를 도입한 것이고, 지정감사의 대부분은 ‘초도감사’이면서 ‘계속감사

기간'이 짧다는 점에서 지정감사가 감사품질에 미치는 영향을 분석하기에 앞서 최종감사와 계속감사기간 및 초도감사가 감사품질에 미치는 영향을 먼저 분석한다.

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Last_{it}(\text{또는 } Contyear_{it} \text{ 또는 } First_{it}) + \beta_2 DebtR_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Big4_{it} + \sum YD + \sum IND + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

종속변수

DA_{it} = 수정 Jones 모형을 통해 측정한 재량적 발생액 ;

설명변수

$Last_{it}$ = 해당 기업, 연도가 최종감사이면 1, 아니면 0

$Contyear_{it} = \ln(1 + \text{계속감사기간})^{14}$

$First_{it}$ = 해당 기업, 연도가 초도감사이면 1, 아니면 0

통제변수

$DebtR_{it}$ = 부채비율(부채총계_{it}/자본총계_{it}) ;

CFO_{it} = 영업활동으로 인한 현금흐름(=영업현금흐름_{it}/자산총계_{it-1}) ;

$SIZE_{it}$ = 기업규모(자산총계_{it}의 자연로그 값) ;

$Loss_{it}$ = 당기순손실이 발생하면 1이고 아니면 0 ;

$Big4_{it}$ = 감사인이 Big4 이면 1이고 아니면 0 ;

YD = 연도더미변수 ;

IND = 산업더미변수 ;

ε_{it} = 잔차항 ;

식 (1)의 종속변수는 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)을 통해 측정한 재량적 발생액(DA_{it})이다. 설명변수인 $Last_{it}$ 는 최종감사인 경우(즉, 차년도에 감사인이 변경된 경우)이면 1, 계속감사인 경우이면 0인 더미변수이다. 만약 최종감사가 재량적 회계처리를 통한 이익조정을 효과적으로 감소시킨다면, $Last_{it}$ 의 회귀계수(β_1)는 유의적인 음(-)의 값을 가질 것이고, 이는 2015년에 도입한 신지정감사 제도에 타당성을 부여해 준다.

지정감사에 비판적인 연구들은 지정감사는 최장 3년, 지정사유 해소 시는 1년만 해당 회사를 감사하게 되므로, 회사에 대한 이해부족이 발생하게 되고 따라서 감사품질의 저해요인도 같이 가지고 있다고 주장한다. 그러나 과연 계속감사기간이 길수록 감사품질이 올라가는지는 검토해 봐야 할 부분으로 판단된다. 왜냐하면, 계속감사기간이 증가할수록 감사대상회사와 감사인 간의 유착이 발생할 가능성이 높고 이는 감사인의 독립적인 감사를 어렵게 하기 때문이다. 이와 같은 상황 인식이 2017년 9월 28일 국회에서 통과된 개정 외감법에서 채택된 (6+3) 주기적 지정제의 제안 배경이기도 하다. 따라서 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 향상되는지를 검토해 볼 필요가 있다. 계속감사기간이 증가할수록 재량적 회계처리로 인한 이익조정이 효과적으로 억제

14) 설명변수가 0이 되는 것을 방지하기 위하여 계속감사기간에 1을 더한 후 자연로그 값을 취한다. 자연로그를 취하는 이유는 계속감사기간이 한쪽으로 치우치는 분포를 이루어 정규분포의 가정에 위배될 수 있으므로 자연로그를 취하여 정규분포에 가깝게 만들기 위해서이다.

된다면, $Contyear_{it}$ 의 회귀계수(β_1)는 유의적인 음(-)의 값을 가질 것이다.

또한 지정감사의 대표적인 특징 중의 하나인 초도감사의 효과를 분석한다. 즉, 지정감사 중 많은 부분이 초도감사인 점을 고려하여, 비록 지정감사가 감사인의 독립성을 향상시켜 감사품질 을 높이는 정책적 수단으로 활용되지만, 지정감사 자체는 초도감사라는 특성으로 인하여 그 반 대적인 효과, 즉 감사품질이 하락되는 효과도 있는지를 살펴보고자 한다. 초도감사의 경우에 재 량적 회계처리로 인한 이익조정이 증가한다면, $First_{it}$ 의 회귀계수(β_1)는 유의한 양(+)의 값을 가 질 것이다.

종속변수를 재량적 발생액으로 정의하는 선행연구에서 많이 이용하고 있는 부채비율과 영업 활동으로 인한 현금흐름, 기업규모, 당기순손실 및 Big4 여부 등을 통제변수로 포함하였다.

경영자는 부채비율이 높을수록 보고이익을 증가시킬 유인이 커지기 때문에 부채비율($DebtR_{it}$)을 통제변수로 포함하였다(DeFond and Jiambalvo 1994). 또한 영업활동으로 인한 현금흐름이 적은 기업은 당기순이익을 크게 보고할 가능성이 높으므로(윤순석·이건열 2001), 영업현금흐 름(CFO_{it})을 통제변수로 포함하였다. 기업규모가 클수록 여러 이해관계자들이 존재하여 재무보 고에 대한 모니터링이 강화되기 때문에 소규모 기업에 비해 상대적으로 이익조정이 억제될 가 능성이 높으므로(Aharony et al. 1993 ; 최종서 외 2010), 기업규모($SIZE_{it}$)를 모형식에 포함하였 다. 또한 손실발생 여부가 이익조정에 미치는 영향을 통제하기 위하여 손실기업 여부($Loss_{it}$)를 포함하였다(Carpentier et al. 2012). 또한 감사인이 Big4인지 여부가 감사품질에 영향을 미친다 는 많은 선행연구를 바탕으로 Big4 여부도 모형식에 포함하였다. 비재량적 발생액 추정을 위한 회귀계수 추정 시 산업효과를 통제하였으므로 식 (1)에서는 연도더미(YD)만을 추가하였다.

식 (2)에서는 가설 1을 검증하기 위한 모형으로서 선행연구에 비해 최근의 자료를 이용하여 기존 연구를 재검토한다는 점에서 의의가 있다.¹⁵⁾

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAD_{it} + \beta_2 DebtR_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Big4_{it} + \sum YD + \sum IND + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

종속변수

DA_{it} =수정 Jones 모형을 통해 측정한 재량적 발생액 ;

설명변수

MAD_{it} =해당 기업, 연도가 지정감사이면 1, 아니면 0

같은 지정감사의 경우라도 신지정제도와 구지정제도에서의 지정감사는 성격이 다르다. 즉, 신 지정감사에서는 지정사유가 해소된 경우에는 당해 지정감사는 최종감사이다. 그러나 구지정감

15) 본 논문에서 검토한 가장 최근 연구인 이종은 외(2017)의 연구가 2013년까지의 자료를 이용하는 등 대부분의 연구가 과거 자료를 이용하고 있는 반면에 본 연구에서는 2016년까지의 최근 자료를 이용하여 분석한다.

사에서는 지정감사인인 지정감사가 종료된 후 자유수임 감사계약 시 감사인으로 선임될 수 있으므로, 지정감사가 꼭 최종감사는 아닌 것이다. 따라서 본 연구에서는 일반적인 지정감사의 효과보다는 이러한 지정제도의 변화가 감사품질에 어떠한 영향을 주었는지 확인하는 가설 2를 검증하기 위해 신지정감사와 구지정감사를 구분하여 지정감사의 효과를 분석한다. 식 (3)에서 신지정감사와 구지정감사의 효과에 차이가 있다는 점이 실증분석된다면, 신지정감사의 정책적 효과에 대한 실증근거가 될 것이다. 이러한 점은 회계투명성을 높이기 위한 수단으로서 일반적인 지정제도의 확대보다는 지정제도의 설계 단계에서 감사품질에 영향을 주는 여러 요소들을 잘 고려하여야 한다는 정책적 시사점을 줄 수 있다.

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 NewMAD_{it} + \beta_2 OldMAD_{it} + \beta_3 DebtR_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \beta_7 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

종속변수

DA_{it} = 수정 Jones 모형을 통해 측정된 재량적 발생액 ;

설명변수

$NewMAD_{it}$ = 해당 기업, 연도가 신지정감사이면 1, 아니면 0

$OldMAD_{it}$ = 해당 기업, 연도가 구지정감사이면 1, 아니면 0

설명변수인 $NewMAD_{it}$ 와 $OldMAD_{it}$ 는 각각 신지정감사 또는 구지정감사의 경우이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 신지정감사와 구지정감사 모두 자유수임보다 감사품질이 높을 것으로 기대되므로 각 회귀계수(β_1 과 β_2)는 유의적인 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

종속변수로 이용된 재량적 발생액은 Dechow et al.(1995)의 수정(modified) Jones 모형을 이용하였다. Dechow et al.(1995)의 수정 Jones 모형을 통해 측정된 재량적 발생액(DA_{it})은 식 (4)를 이용하여 연도/산업별로 회귀계수를 추정하였다. 추정에 사용되는 재무자료는 2010~2016년의 7개년의 상장법인 시계열 재무자료이다. 이 경우에 회귀계수는 11개 산업별로¹⁶⁾ 회귀계수를 추정하였다. 추정된 회귀계수를 이용하여 비재량적 발생액을 구한 후, 총발생액에서 비재량적 발생액을 차감하여 재량적 발생액을 계산하였다.

$$TA_{it}/A_{it-1} = \beta_1 (1/A_{it-1}) + \beta_2 ([\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}]/A_{it-1}) + \beta_3 (PPE_{it}/A_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

TA_{it} = 총발생액 (= 당기순이익_{it} - 영업현금흐름_{it}) ;

ΔREV_{it} = 매출액의 변화 (= 매출액_{it} - 매출액_{it-1}) ;

ΔREC_{it} = 매출채권의 변화 (= 매출채권_{it} - 매출채권_{it-1}) ;

PPE_{it} = 감가상각대상 유형자산 (= 유형자산_{it} - 토지_{it} - 건설중인 자산_{it}) ;

A_{it-1} = 자산총계_{it-1} ;

ε_{it} = 잔차항

16) 11개 산업은 1. 어업, 음식료품, 2. 목재종이, 가구, 기타, 3. 섬유, 봉제, 신발, 4. 비금속, 1차조립금속, 5. 석유, 화학, 6. 건설업, 7. 전기, 전자, 기타기계, 8. 자동차, 부품, 9. 운송업, 10. 도소매업, 상품중개업,

3. 표본선정

본 연구는 2011년부터 2016년까지 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 표본으로 하였다. 다만 아래의 요건에 해당하는 회사는 표본에서 제외하였다.

- 1) 금융업에 속하는 기업
- 2) 감사의견이 비적정의견인 기업
- 3) 결산 월이 12월이 아닌 기업
- 4) 관련된 재무자료를 얻을 수 없는 기업

금융업에 속하는 기업은 재무제표의 양식과 계정과목의 성격 등이 제조업과 달라서 다른 업종의 기업과의 비교가 어렵기 때문에 제외하였고, 감사의견이 적정의견이 아닌 경우에는 재무자료의 신뢰성에 문제가 있으므로 표본에서 제외하였다. 결산월의 차이에 따른 영향을 제거하기 위하여 12월 결산법인으로 한정하였다. 또한 관련 재무자료를 입수할 수 없는 경우는 분석이 불가능하므로 제외하였다. 분석에 필요한 재무자료는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 추출하였고, 감사인 지정자료는 감독기관으로부터 입수하였다.

<표 3>의 Panel A는 표본선정 과정을 나타낸 것이다. 표본은 2011년부터 2016년까지의 상장법인이며 연구에 사용된 최종표본은 10,006개 기업, 연도 자료이다.¹⁷⁾ 연구대상기간이 2011년부터 2016년까지의 주권상장법인과 지정감사 기업이므로, 재무자료는 증감분석 등을 감안하여 2010년부터 2016년까지의 자료를 이용하였다. Panel B는 표본기업의 연도별 현황인데, 표본이 연도별로 비슷한 분포를 보이고 있다. Panel C는 연도별 지정지업 수인데 매년 점차 증가하고 있음을 알 수 있다.

표본의 선정과정에서 감사품질의 대용치로 사용하는 재량적 발생액의 경우에는 극단치(outliers)를 제거하기 위해 재량적 발생액의 평균을 기준으로 표준편차의 3배수 ($\pm 3\sigma$)를 초과하는 표본에 대하여 winsorization하였다.¹⁸⁾

11. 전기, 가스, 기타업종이다. 본 연구는 KISVALUE의 산업분류 중 중분류기준을 이용하고, 산업-연도별로 최소한 20개 이상의 관찰치를 대상으로 이용하였다.

17) 실제로는 증감분석을 위하여 2010~2016년의 재무자료를 이용하였고, 최종감사 여부를 확인하기 위하여 감사인 정보는 2017년 자료까지를 이용하였다.

18) 종속변수인 재량적 발생액 외에 더미변수가 아닌 설명변수에 대해서도 재량적 발생액의 극단치 처리 절차와 같은 표준편차의 3배수 Winsorization하여 분석해도 결과는 질적으로 유사하였다.

〈표 3〉 표본선정 과정

[Panel A] 표본선정 절차							
표본선정 절차						표본 수	
연구기간동안의 전체 비금융 상장기업(2011년~2016년)						13,998	
(－) 결산월이 12월이 아닌 기업						(－)	140
(－) 감사의견이 적정의견이 아닌 경우						(－)	1,387
(－) 기타 관련 재무자료를 입수할 수 없는 경우						(－)	2,465
＝ 최종표본						＝ 10,006	

[Panel B] 연도별 표본 수(2011년~2016년)							
연도	2011	2012	2013	2014	2015	2016	Total
표본 수	1,599	1,633	1,653	1,672	1,710	1,739	10,006

[Panel C] 연도별 지정기업 수(2011년~2016년)							
연도	2011	2012	2013	2014	2015	2016	Total
표본 수	56	57	59	79	81	93	425

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계

〈표 4〉는 본 연구에서 사용된 주요 변수들의 기술통계량이다. 수정 Jones 모형으로 측정한 재량적 발생액(DA_{it})의 평균은 0.002로서 선행연구의 수치와 큰 차이가 없다. 지정감사의 비율(MAD_{it})은 0.042로 해당 기업, 연도 중 약 4.2%가 지정감사임을 의미한다. 신지정감사($NewMAD_{it}$)는 전체 표본의 1.7%인 175개를 차지한다. 전체 감사 중 최종감사와 초도감사는 그 비중이 상대적으로 비슷하다. 전체 감사 중 최종감사는 16.3%인 1,634개 기업, 연도에 해당하고, 초도감사는 16.5%를 차지하고 있다. 이는 당해 연도가 초도감사이면 직전연도는 최종감사이기 때문에 최종감사와 초도감사는 불가분의 관계에 있기 때문인 것으로 보인다. 전체 기업, 연도 중 Loss 기업은 24.7%이며, 약 55.2%의 기업을 Big4가 감사하고 있다.

〈표 4〉 기술통계량

변수	표본수	평균	표준 편차	중위수	최솟값	최댓값
<i>DA</i>	10,006	0.002	0.101	0.004	-0.413	0.418
<i>Last</i>	10,006	0.163	0.370	0.000	0.000	1.000
<i>Contyear</i>	10,006	4.403	2.428	4.000	1.000	9.000
<i>First</i>	10,006	0.165	0.371	0.000	0.000	1.000
<i>MAD</i>	10,006	0.042	0.202	0.000	0.000	1.000
<i>NewMAD</i>	10,006	0.017	0.131	0.000	0.000	1.000
<i>OldMAD</i>	10,006	0.025	0.155	0.000	0.000	1.000
<i>DebtR</i>	10,006	1.030	2.249	0.648	0.001	114.902
<i>CFO</i>	10,006	0.059	0.272	0.050	-1.556	22.381
<i>SIZE</i>	10,006	25.716	1.455	25.476	20.760	32.761
<i>Loss</i>	10,006	0.247	0.432	0.000	0.000	1.000
<i>Big4</i>	10,006	0.552	0.497	1.000	0.000	1.000

- 주) DA_{it} : 수정 Jones 모형을 이용하여 측정한 재량적 발생액 ;
 $Last_{it}$: 해당 기업, 연도가 최종감사이면 1, 아니면 0 ;
 $Contyear_{it}$: 계속감사 연수¹⁹⁾ ;
 $First_{it}$: 해당 기업, 연도가 초도감사이면 1, 아니면 0 ;
 MAD_{it} : 해당 기업, 연도가 지정감사이면 1, 아니면 0 ;
 $NewMAD_{it}$: 해당 기업, 연도가 2015년 이후 지정감사이면 1, 아니면 0 ;
 $OldMAD_{it}$: 해당 기업, 연도가 2014년 이전 지정감사(구지정감사)이면 1, 아니면 0 ;
 $DebtR_{it}$: 부채비율(부채총계_{it}/자본총계_{it}) ;
 CFO_{it} : 영업활동으로 인한 현금흐름(=영업현금흐름_{it}/자산총계_{it-1}) ;
 $SIZE_{it}$: 기업규모(자산총계_{it}의 자연로그 값) ;
 $Loss_{it}$: 당기순손실이 발생하면 1이고 아니면 0 ;
 $Big4_{it}$: Big 4 회계법인이 감사인이면 1이고 아니면 0

2. 상관관계 분석

<표 5>는 주요 변수 간의 피어슨(Pearson) 상관관계수이다. 분석결과, 신지정감사는 이익조정(DA_{it})과 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있으나, 구지정감사는 양(+)의 상관관계를 보여주고 있다. 비록 여러 가지 변수의 효과를 통제하기 전의 상관관계 분석이기는 하지만, 본 연구의

19) 실제 회귀식에서는 (1+계속감사기간)의 자연로그 값을 설명변수로 사용하였으나, 기술통계량 설명에서는 이해의 편의를 위해 실제 계속감사 연수를 표시하였다. 최대 계속감사기간은 9년 이상이 될 수 있으나, 분석의 한계상 2008년부터 계속감사기간을 추적하여 최장 9년까지 산출하여 분석에 사용하였다.

취지에 부합되는 변수 간의 상관관계를 보여주고 있다.

또한 최종감사, 초도감사 모두 기대한 방향의 상관관계를 보여 주고 있으며 모두 통계적으로 유의하다. 즉 최종감사는 재량적 발생액을 떨어뜨리고, 초도감사는 재량적 발생액을 증가시킨다. 특이한 것은 계속감사기간인데, 계속감사기간이 증가할수록 회사에 대한 이해가 높아져 감사품질이 향상된다는 주장이 있는 반면에, 회사와의 유착관계가 형성되어 오히려 감사인의 독립성을 저해한다는 반대의 주장이 동시에 있기 때문이다. <표 5>의 상관관계 분석에서는 계속감사기간이 증가할수록 재량적 발생액을 감소시키는 것으로 나타나, 감사품질이 향상됨을 뒷받침하고 있다.

〈표 5〉 상관관계 분석 결과

구분	DA	Last	Cont-year	First	MAD	NewMAD	OldMAD	DebtR	CFO	SIZE	Loss	Big4
DA	1											
Last	-0.036 0.000	1										
Contyear	-0.018 0.079	-0.037 0.000	1									
First	0.010 0.332	0.029 0.004	-0.623 <.0001	1								
MAD	-0.019 0.052	0.174 <.0001	-0.203 <.0001	0.272 <.0001	1							
NewMAD	-0.049 <.0001	0.178 <.0001	-0.125 <.0001	0.167 <.0001	0.633 <.0001	1						
OldMAD	0.015 0.136	0.072 <.0001	-0.156 <.0001	0.213 <.0001	0.757 <.0001	-0.021 0.033	1					
DebtR	-0.071 <.0001	0.081 <.0001	-0.041 <.0001	0.041 <.0001	0.116 <.0001	0.084 <.0001	0.079 <.0001	1				
CFO	-0.193 <.0001	0.009 0.370	-0.023 0.024	0.032 0.002	0.003 0.769	0.004 0.656	0.002 0.858	-0.038 0.000	1			
SIZE	-0.001 0.911	-0.099 <.0001	0.179 <.0001	-0.130 <.0001	-0.071 <.0001	-0.017 0.089	-0.077 <.0001	0.087 <.0001	-0.025 0.013	1		
Loss	-0.301 <.0001	0.058 <.0001	-0.028 0.005	0.025 0.013	0.047 <.0001	0.058 <.0001	0.010 0.323	0.169 <.0001	-0.166 <.0001	-0.103 <.0001	1	
Big4	0.010 0.332	0.025 0.012	0.104 <.0001	-0.071 <.0001	0.059 <.0001	0.016 0.113	0.063 <.0001	0.014 0.149	0.041 <.0001	0.342 <.0001	-0.083 <.0001	1

1) 변수에 대한 정의는 <표 4> 참조

2) 아래 숫자는 상관계수에 대한 p값(p-value)

또한 최종감사, 초도감사, 계속감사기간은 지정감사와 일정 방향의 관련성을 가지고 있다. 즉 지정감사일수록 최종감사와의 상관관계는 높아지고, 계속감사기간은 낮아진다. 또한 지정감사

의 경우 초도감사와의 상관관계가 양의 관계를 유지하고 있으며, 이러한 상관관계는 모두 유의하게 나타나고 있다. 최종감사와의 상관관계 계수가 신지정감사는 0.178인 반면, 구지정감사는 0.072로 나타나, 최종감사로서의 성격을 보강한 신지정감사가 최종감사로 연결될 가능성이 높음을 보여주고 있다.

신지정감사의 경우 초도감사와의 상관관계가 구지정감사보다 낮다. 이는 새로 추가된 지정사유의 확대가 지정사유가 해소되지 않을 경우 3년까지 재지정되는데 신지정감사의 경우 이러한 재지정비율이 구지정감사에 비해 높다는 점을 시사한다.

3. 회귀분석 결과

가. 최종감사와 계속감사기간 및 초도감사의 효과분석 결과

우선 가설검증에 앞서 최종감사와 계속감사기간 및 초도감사의 효과를 확인하기 위하여 회귀분석한 결과를 <표 6>에 보고하였다. 모형 1은 최종감사의 효과를 알아보고, 모형 2는 계속감사기간 효과를 알아보고 모형 3은 초도감사 효과를 알아본 것이다. 회귀분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 모형 1의 분석결과에서 알 수 있듯이 최종감사(*Last*)와 관련해서는 10% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 감사품질을 일부 개선시키는 효과가 입증되었다.²⁰⁾ 최종감사가 감사품질을 향상시킨다는 점이 검증된 것은 지정감사 후 첫 자유수임 감사계약에서 기존 지정감사인의 선임을 배제한 신지정제도의 효과에 대한 이론적인 뒷받침이 될 수 있다.²¹⁾ 또 기존에 통제변수로 사용되는 많은 변수들이 통계적으로 유의하게 검증되어 모형의 강건성을 높여주고 있다. 부채비율(*DebtR*), 영업활동으로 인한 현금흐름(*CFO*), 기업규모(*SIZE*)와 손실발생 여부(*Loss*)는 모두 재량적 발생액과 유의적인 음(-)의 관계가 있는 것으로 일관되게 나타났다. 영업활동으로 인한 현금흐름(*CFO*)이 많거나 기업규모(*SIZE*)가 큰 경우에는 이익조정을 할 가능성이 적으므로 유의적인 음(-)의 관계가 나타났으며 이는 대부분의 선행연구와 일치하는 결과이다. 부채비율(*DebtR*)이 높을수록 보고이익을 증가시킬 유인이 커지기 때문에 부채비율은 양의 관계가 예상되지만 일부 국내 선행연구들은 본 논문과 유사하게 유의적인 양(+)의 관계를 보고하기도 하였다(김용원·이재경, 2013 ; 이종은 외, 2017). 다만, 모든 모형에서 Big4의 감사

20) 최종감사는 감사를 수행하는 과정에서 감사의견을 표명하기 전에 감사인이 해당 연도의 감사가 최종 감사라는 사실을 사전적으로 인지했는가가 중요하다. 그러나 이에 대한 자료 입수가 어려우므로 사후적인 최종감사 자료를 이용할 수밖에 없는 한계가 있다.

21) 최종감사의 사전적 인지 여부 문제는 개정 외감법이 시행되는 2019년부터는 해소될 전망이다. 왜냐하면, 감사인 선임기한이 기존의 사업연도 개시일부터 4개월 이내에서 45일 이내로 바뀌고, 자산 2조원 이상인 법인의 경우는 사업연도 개시 전에 감사인을 선임해야 하기 때문이다. 이 경우 기존의 감사인의 입장에서 해당 감사가 종결되기 전에 감사인 변경 여부가 결정되므로, 해당 감사가 최종감사인지 여부를 사전적으로 알 수 있게 된다.

여부가 재량적 발생액으로 측정되는 감사품질 향상과 통계적으로 유의한 관계가 없다고 실증분석된 것이 특이하다. 이 점은 최근 상장법인의 감사실패와 관련된 소송 결과의 심각성 및 본 연구가 상장법인만을 표본으로 실증분석한 결과가 혼합된 결과인 것으로 판단된다. 즉 최근의 상장법인 감사실패 시 야기되는 거액의 소송 및 과징금 등 상장법인의 감사에 있어서는, Big4 여부를 떠나 더 엄격한 감사업무가 최근 들어 진행되고 있다는 간접적인 증거로 볼 수 있다.

〈표 6〉 최종감사와 계속감사기간 및 초도감사의 효과에 대한 회귀분석

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Last_{it}(Contyear_{it} \text{ 또는 } First_{it}) + \beta_2 DebtR_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

변수	모형 1 : 최종감사 효과		모형 2 : 계속감사기간 효과		모형 3 : 초도감사 효과	
	회귀계수	t Value	회귀계수	t Value	회귀계수	t Value
<i>Intercept</i>	0.101	5.51***	0.098	5.40***	0.092	5.00***
<i>Last</i>	-0.004	-1.43*	—	—	—	—
<i>Contyear</i>	—	—	-0.004	-2.25**	—	—
<i>First</i>	—	—	—	—	0.005	2.12**
<i>DebtR</i>	-0.001	-2.19**	-0.001	-2.43***	-0.001	-2.43**
<i>CFO</i>	-0.093	-26.80***	-0.093	-26.88***	-0.093	-26.88***
<i>SIZE</i>	-0.003	-3.82***	-0.002	-3.31***	-0.002	-3.40***
<i>Loss</i>	-0.081	-35.94***	-0.081	-36.04***	-0.080	-36.03***
<i>Big4</i>	0.001	0.44	0.001	0.46	0.001	0.39
ΣYD	included	included	included	included	included	included
ΣIND	included	included	included	included	included	included
F-value	89.20***		89.38***		89.34***	
Adj R ²	0.1562		0.1565		0.1564	
표본수	10,006		10,006		10,006	

주) 변수에 대한 정의는 <표 4> 참조.

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임(*Last* 변수와 *Contyear* 변수 및 *First* 변수는 단측검정이고 나머지는 양측검정임)²²⁾

둘째, 모형 2에서 보듯이 설명변수인 계속감사기간(*Contyear*)이 5% 유의수준에서 유의적인 음(-) 회귀계수를 가진다, 즉, 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 향상되는 실증결과를 확

22) 최종감사(*Last* 변수)와 계속감사(*Contyear* 변수)는 감사품질을 향상시키고, 초도감사(*First* 변수)는 감사품질을 하락시키는 것으로 예상되므로 *Last* 변수와 *Contyear* 변수 및 *First* 변수에 대하여 단측검정을 실시하였다.

인할 수 있다. 지정감사는 일반적으로 자유수임감사에 비해 계속감사기간이 짧다고 볼 수 있다. 지정감사는 기본적으로 1년 단위로 지정이 이루어지며, 해당 특정 지정사유가 해소되지 않더라도 최장 3년간 동일 감사인에게 지정되기 때문이다. 따라서 이러한 지정감사의 특징은 지정감사의 품질에 불리하게 작용할 수 있다. 모형 2의 분석결과는 기존에 계속감사기간이 장기화될수록 감사대상회사와 감사인의 심화된 유착관계로 인해 독립적인 감사가 저해 받을 수 있다는 반론보다는 계속감사기간이 길수록 회사에 대한 이해가 높아져, 더 높은 품질의 감사수행이 가능하다는 주장을 뒷받침하는 실증결과라고 할 수 있다.

셋째, 모형 3에서 보듯이 ‘초도감사(*First*)의 감사품질 저하문제’ 주장이 확인되고 있다. 초도감사의 특징 역시 지정감사가 일반적인 자유수임감사와 다른 특징 중의 하나라고 할 수 있다.²³⁾ 초도감사는 회사에 대한 이해의 부족으로 인해 감사품질이 저해되는 ‘초도감사의 감사품질 저하문제’ 주장이 많이 제기되고 있는데 실증분석에서도 이러한 결과를 확인할 수 있다. 즉 초도감사일수록 재량적 발생액으로 측정되는 감사품질이 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 초도감사가 감사품질을 하락시키는 효과는 2020년에 도입되는 ‘주기적 지정제’와 관련하여 제도적인 보완이 필요할 것으로 판단된다. 특히 지정감사를 받은 후의 다음 연도는 자유수임감사의 초도감사가 시작되는 해로서 초도감사의 부정적인 효과를 보완하기 위한 제반 대책이 필요할 것으로 판단된다.

자유수임감사와 지정감사로 표본을 나누어 세 가지 감사특성인 최종감사, 계속감사기간 및 초도감사의 효과를 분석한 결과는 <표 7>과 같다.²⁴⁾ 모형 1에서 보듯이 최종감사의 경우는 지정감사인 경우에서만 감사품질을 일부 높이는 결과를 보여준다. 일반적인 자유수임감사에서는 최종감사의 효과가 유의적이지 않은 것으로 나타난다. 반면에 모형 2에서 보면 계속감사기간의 경우는 자유수임감사인 경우만 감사품질의 향상효과를 보여주었는데, 이는 지정감사의 경우는 계속감사기간이 최대 3년으로 비교적 짧은 현실적 한계를 반영한 결과로 판단된다. 또한, 초도감사의 경우는 자유수임감사의 경우만이 감사품질 하락 효과를 보여주고 있다. 자유수임하의 초도감사는 감사품질을 하락시키는 반면에 지정감사하의 초도감사는 감사품질을 하락시키지 않는다는 <표 7>의 결과는 지정감사의 경우 초도감사라 하더라도 지정감사라는 특성으로 인하여 감사품질이 하락하지 않는 것을 보여준다.

23) 10,006개의 표본을 대상으로 한 분석에서도, 지정감사의 경우 64.5%가 초도감사이고, 일반자유수임감사에서는 14.4%만이 초도감사인 것으로 나타났다.

24) 참고로 지정감사 표본 중에서 초도감사와 최종감사 표본의 분포는 다음과 같다.

구분	2011	2012	2013	2014	2015	2016
초도감사	40	41	36	49	59	49
최종감사	10	14	17	43	50	65

〈표 7〉 지정감사 여부에 따른 감사특성의 영향 분석

변수	모형 1 : 최종감사		모형 2 : 계속감사기간		모형 3 : 초도감사	
	자유수입	지정	자유수입	지정	자유수입	지정
<i>Last</i>	-0.003	-0.017	—	—	—	—
	-1.10	-1.41*	—	—	—	—
<i>Contyear</i>	—	—	-0.005	-0.004	—	—
	—	—	-2.65**	-0.27	—	—
<i>First</i>	—	—	—	—	0.006	0.014
	—	—	—	—	2.37**	1.12
<i>Intercept</i>	included	included	included	included	included	included
<i>Control Variables</i>	included	included	included	included	included	included
ΣYD	included	included	included	included	included	included
ΣIND	included	included	included	included	included	included
F-value	81.90***	13.66***	82.23***	13.51***	82.15***	13.60***
Adj R ²	0.1506	0.3854	0.1511	0.3825	0.1510	0.3843
표본수	9,581	425	9,581	425	9,581	425

주) 변수에 대한 정의는 <표 4> 참조.

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임(*Last* 변수와 *Contyear* 변수 및 *First* 변수는 단측검정이고 나머지는 양측검정임).

나. 가설의 검증결과

지정감사의 효과성에 대한 가설 1을 실증분석한 결과가 <표 8>에 제시되어 있다.²⁵⁾ 지정감사 여부를 나타내는 변수 *MAD*가 유의적이지 않은 것으로 나타나서 결과적으로 지정감사는 감사품질을 향상시키는 직접적인 효과가 없는 것으로 나타났다.²⁶⁾ 이는 가설 1을 지지하지 않는 결과로서 지정감사의 효과성에 대한 의문을 제기한 일부 선행연구들의 결과와 일치하는 결과이다.²⁷⁾ 또한 지정감사의 특징을 일반적으로 분석한 결과, 지정감사의 다양한 특징이 서로 다르게 감사

25) 가설설정에서도 설명하였듯이, 지정감사의 효과를 직접 회귀분석함으로써 지정감사에 관한 기존 연구를 최근 실증자료를 이용하여 재검토하는 의의도 있다고 판단된다.

26) 지정감사는 감사품질과 상관없는 것으로 나타났으나, 추가적인 검토를 위해 회귀식 [$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAD_{it} + \beta_2 MAD_{it} * Last_{it} + 통제변수군$]을 이용하여 최종감사와 지정감사의 교차항을 추가하여 회귀분석 하였다. 결과는 지정감사는 효과가 없지만, 교차항($MAD_{it} * Last_{it}$)은 음(-)의 유의적인 회귀계수를 보여주어, 지정감사라도 최종감사인 경우는 감사품질 향상 효과가 있다는 결과를 보여주고 있다.

27) <표 8>의 분석을 지정기간이 2년 이상인 표본만을 대상으로 분석하여도 분석결과는 유사하였다(지정감사(*MAD*)의 계수값은 -0.004(*t*값 -0.64)로서 비유의적임).

품질에 영향을 주고 있다는 <표 6> 및 <표 7>의 실증결과와도 일부 일맥상통하는 부분이다.²⁸⁾

<표 8> 지정감사의 효과에 대한 회귀분석 : 전체 표본 대상 (가설 1)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAD_{it} + \beta_2 DebtR_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

변수	회귀계수	t Value
<i>Intercept</i>	0.098	5.36***
<i>MAD</i>	-0.001	-0.40
<i>DebtR</i>	-0.001	-2.26**
<i>CFO</i>	-0.093	-26.82**
<i>SIZE</i>	-0.003	-3.69***
<i>Loss</i>	-0.081	-35.99***
<i>Big4</i>	0.001	0.37
<i>ΣYD</i>	included	included
<i>ΣIND</i>	included	included
F-value	89.10***	
Adj R ²	0.156	
표본수	10,006	

주) 변수에 대한 정의는 <표 4> 참조

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임(*MAD* 변수는 단측검정이고 나머지는 양측검정임).

가설 1을 검증한 <표 8>은 분석대상기간 전체에 대해 지정감사의 효과를 검토한 결과이다. 가설 2를 검증하기 위하여 전체 분석기간인 2011년~2016년을 신지정감사 도입후인 2015년을 전후하여 나누어 다시 검증하였으며, 결과는 <표 9>와 같다. 설명변수인 *MAD*의 회귀계수가 2015년 이후 기간에 대해서는 유의적이지 않은 것으로 나왔으며, 2011~2014 기간에 대해서는 양(+)으로 유의하게 나타나, 신지정감사와 구지정감사의 감사품질에 대한 영향에서 차이점을 보이고 있다.

<표 8>에서는 지정감사가 감사품질 개선에 효과가 없다는 실증결과가 나왔으나 지정감사 후 자유수임이 금지된 신지정감사(*NewMAD*)와 허용된 구지정감사(*OldMAD*)를 구분하여 분석한 <표 9>에서, 구지정감사는 감사품질을 하락시키는 반면에 신지정감사는 감사품질을 개선하는 결과를 보여주고 있다. 이는 지정감사라도 신지정감사와 구지정감사가 감사품질에 미치는 영향

28) 발생액의 반전효과를 고려하기 위하여 총발생액(TA)을 통제변수로 추가하여 분석한 결과, 지정 여부(*MAD*)는 -0.002(t값 0.42)로서 결과가 질적으로 다르지 않았다.

이 다르다는 것을 보여주는 결과로서 가설 2를 지지하는 결과이다.²⁹⁾

〈표 9〉 지정감사의 효과에 대한 회귀분석 : 구지정감사와 신지정감사의 구분 (가설 2)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAD_{it} + \beta_2 DebtR_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 NewMAD_{it} + \beta_2 OldMAD_{it} + \beta_3 DebtR_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \beta_7 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (3)^{30)}$$

변수	모형 1 : 구지정감사 (2011~2014)		모형 2 : 신지정감사 (2015~2016)		모형 3 : 전체 기간	
	회귀계수	t Value	회귀계수	t Value	회귀계수	t Value
<i>Intercept</i>	0.080	3.59***	0.091	3.22***	0.097	5.32***
<i>MAD</i>	0.009	1.55*	-0.008	-1.25	—	—
<i>NewMAD</i>	—	—	—	—	-0.020	-2.71***
<i>OldMAD</i>	—	—	—	—	0.010	1.59*
<i>DebtR</i>	-0.001	-2.48***	0.000	-0.53	-0.001	-2.20**
<i>CFO</i>	-0.064	-17.47***	-0.375	-36.78***	-0.093	-26.78***
<i>SIZE</i>	-0.002	-2.36**	-0.002	-1.44*	-0.003	-3.60***
<i>Loss</i>	-0.076	-27.13***	-0.113	-32.21***	-0.081	-35.87***
<i>Big4</i>	0.003	1.07	-0.000	-0.14	0.001	0.30
<i>ΣYD</i>	included	included	included	included	included	included
<i>ΣIND</i>	included	included	included	included	included	included
F-value	54.59***		112.32***		85.57***	
Adj R ²	0.1344		0.3544		0.1568	
표본수	6,557		3,449		10,006	

주) 변수에 대한 정의는 <표 4> 참조

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임(*MAD* 변수와 *NewMAD* 변수 및 *OldMAD* 변수는 단측검정이고 나머지는 양측검정임).

29) <표 9>의 분석을 지정기간이 2년 이상인 표본만을 대상으로 분석하여도 분석결과는 유사하였다(신지정감사(*NEWMAD*)의 계수값은 -0.019(t값 -1.98)로서 5% 유의수준에서 유의적이고, 구지정감사(*OLDMAD*)의 계수값은 0.007(t값 0.82)로서 비유의적임).

30) 회귀식은 <표 9>와 동일하나, 대상표본을 2011~2014, 2015~2016의 기간으로 두 그룹으로 나누어 회귀분석을 수행하였다. 또한 (가설 1)과 (가설 2)의 설명변수를 모두 포함하여 회귀식 [$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 Last_{it} + \beta_2 Contyear_{it} + \beta_3 First_{it} + \beta_4 MAD_{it} + \text{통제변수군}$]도 추가 검토하였다. 결과는 *Last* 변수만 유의한 (-) 회귀계수를 보여주고 나머지 설명변수(계속감사기간, 초도감사 및 지정감사 여부)는 유의한 회귀계수가 도출되지 않았다. 추가적으로 설명변수간의 다중공선성이 이러한 결과를 유도하는지 확인하기 위해 분산팽창계수(Variance Inflation Factor, VIF)를 통해 검증한 결과 설명변수의 VIF 값이 10을 넘지 않는 것으로 나타나 ‘다중공선성’ 문제가 심각하지 않은 것으로 나타났다.

신지정감사 도입으로 감사품질이 향상되었다는 본 연구의 결과는 2015년부터 도입된 신지정 감사가 본래의 정책목표를 달성하고 있다는 것을 시사하는 결과이다.³¹⁾³²⁾

4. 추가분석 결과

본 절에서는 주요 가설의 검증결과에 타당성이 있는지를 살펴보기 위한 목적으로 추가분석을 수행하였다.

첫째, 분석대상기간이 신지정감사 기간은 2년인데 비해 구지정감사기간은 4년인 비대칭을 해소하기 위해 분석대상연도를 2013부터 2016년까지 4년으로 한정하여 추가분석을 실시하였다. <표 10>에서 보는 것처럼 지정감사는 효과가 없었으나 신지정감사는 감사품질을 제고시키는 것으로 나타나서 <표 8> 및 <표 9>의 결과와 동일한 것으로 나타났다.³³⁾

둘째, 분석대상기간 중 한 번이라도 지정감사를 받은 경험이 있는 기업, 연도만을 대상으로 추가분석하였으며 <표 11>에 결과를 제시하였다. <표 11>의 결과는 지정감사는 효과가 없었으며 신지정감사는 감사품질을 제고하는 반면에 구지정감사는 감사품질에 영향을 미치지 않는 것으로 나와서 <표 8> 및 <표 9>의 결과와 유사하였다.³⁴⁾

31) 발생액의 반전효과를 고려하기 위하여 총발생액(TA)을 통제변수로 추가하여 분석한 결과, 모형 1에서 지정 여부(MAD)는 0.000(t값 0.27)이고 모형 2에서 지정 여부(MAD)는 -0.004(t값 -1.06)이고, 모형 3에서 NEWMAD는 -0.007(t값 -1.69)이고 OLDMAAD는 0.000(t값 0.81)로서 결과가 질적으로 다르지 않았다.

32) 한편 지정 피감사기업(425개)만을 이용하여 지정 전 1년과 지정 후 1년을 추가로 비교·분석하였다. 먼저 구지정감사기간인 2011년부터 2014년까지 지정된 251개 기업의 지정 직전 연도와 지정연도를 분석한 결과 지정 여부(MAD)의 계수값이 0.023(t값 2.52)으로서 5%에서 유의적이었으며, 2015년과 2016년에 지정된 174개 기업의 지정 직전 연도와 지정연도를 분석한 결과 지정 여부(MAD)의 계수값이 -0.021(t값 -1.61)로서 10%에서 유의적으로 나타나 <표 9>의 결과와 질적으로 다르지 않았다.

33) 신지정감사 도입 전과 후 1년(2014년과 2015년)을 비교한 결과, 지정여부(MAD)는 -0.002(t값 -0.51)이고 신지정감사 여부(NEWMAD)는 -0.012(t값 -1.87)이며 구지정감사 여부(OLDMAAD)는 0.016(t값 1.78)으로서 <표 10>의 결과와 질적으로 유사하였다.

34) 이는 지정감사기업은 전체 표본의 4.2%만 차지하는 지정감사기업과 자유수입감사기업의 비대칭을 해소하기 위해 수행한 추가분석이다. 즉, 분석대상 6개년 사업연도 중 한 번이라도 지정감사를 받은 기업은 해당 기업, 연도를 모두 표본으로 선정하여 분석하는 것을 의미한다. 이 경우 표본은 1,908개로 축소된다.

〈표 10〉 분석대상이 4개년인 경우의 회귀분석

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAD_{it} + \beta_2 DebtR_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 NewMAD_{it} + \beta_2 OldMAD_{it} + \beta_3 DebtR_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \beta_7 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

변수	식 (2)		식 (3)	
	회귀계수	t Value	회귀계수	t Value
<i>Intercept</i>	0.085	3.83***	0.084	3.78***
<i>MAD</i>	-0.004	-0.79	—	
<i>NewMAD</i>	—	—	-0.020	-2.71***
<i>OldMAD</i>	—	—	0.013	1.64*
<i>DebtR</i>	-0.001	-2.35**	-0.001	-2.28**
<i>CFO</i>	-0.063	-17.08***	-0.062	-17.03***
<i>SIZE</i>	-0.002	-2.48***	-0.002	-2.39**
<i>Loss</i>	-0.076	-28.26***	-0.076	-28.17***
<i>Big4</i>	-0.001	-0.53	-0.001	-0.59
ΣYD	included		included	
ΣIND	included		included	
F-value	55.11***		52.90***	
Adj R ²	0.1318		0.1329	
표본수	6,774		6,774	

주) 변수에 대한 정의는 <표 4> 참조

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임(MAD 변수와 NewMAD 변수 및 OldMAD 변수는 단측검정이고 나머지는 양측검정임).

〈표 11〉 지정감사 경험이 있는 기업의 기업·연도만을 대상으로 한 회귀분석

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 MAD_{it} + \beta_2 DebtR_{it} + \beta_3 CFO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Loss_{it} + \beta_6 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 NewMAD_{it} + \beta_2 OldMAD_{it} + \beta_3 DebtR_{it} + \beta_4 CFO_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \beta_7 Big4_{it} + \Sigma YD + \Sigma IND + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

변수	식 (2)		식 (3)	
	회귀계수	t Value	회귀계수	t Value
<i>Intercept</i>	0.125	2.78***	0.124	2.76***
<i>MAD</i>	-0.001	-0.24	—	—
<i>NewMAD</i>	—	—	-0.014	-1.60**
<i>OldMAD</i>	—	—	0.007	0.90
<i>DebtR</i>	-0.000	-0.86	-0.000	-0.81
<i>CFO</i>	-0.328	-26.60***	-0.327	-26.44***
<i>SIZE</i>	-0.003	-1.42	-0.002	-1.32
<i>Loss</i>	-0.134	-25.07***	-0.133	-24.87***
<i>Big4</i>	-0.003	-0.66	-0.004	-0.74
<i>ΣYD</i>	included		included	
<i>ΣIND</i>	included		included	
F-value	50.85***		48.75***	
Adj R ²	0.3544		0.3552	
표본수	1,908		1,908	

주) 변수에 대한 정의는 <표 4> 참조

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임(*MAD* 변수와 *NewMAD* 변수 및 *OldMAD* 변수는 단측검정이고 나머지는 양측검정임).

V. 결 론

본 연구는 최근 범위가 확대된 감사인 지정제도의 효과를 분석하기 위한 목적으로 시작하였다. 감사인 지정제도는 감사인의 독립성이 확보되고 지정감사의 경우 향후 감리지적 시 별척이 가중되는 등 더 엄격한 감사를 요구하는 징벌적 요건으로 인해 감사품질을 높이는 것으로 일반적으로 인식되어 왔다. 그러나 지정감사는 초도감사로서 가지는 한계점으로 인하여 감사품질이 하락한다는 점뿐만 아니라, 자유수임감사에 비해 상대적으로 짧은 감사기간 등으로 인해 감사품

질의 하락요인도 함께 가지고 있다. 또한 2015년부터 시행된 ‘지정감사 후 지정감사인의 자유수임 감사계약 금지 제도’(즉, ‘신지정감사’)는 이러한 지정감사의 여러 가지 특징 중, 특히 최종감사의 성격을 정책적으로 지정감사에 부가함으로써 감사품질을 향상시키려는 목적이 있으므로, 동 정책의 효과를 분석함으로써 정책의 타당성을 검토하였다.

본 연구는 먼저 지정감사가 일반 자유수임감사와 다른 점을 가지는 감사의 여러 특성을 일반적으로 분석하였다. 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 지정감사 여부와 상관없이 최종감사의 경우 계속감사에 비해 감사품질을 높이는 효과가 일부 존재한다. 둘째, 감사대상회사에 대한 계속감사기간이 증가할수록 감사품질이 향상된다. 셋째, 초도감사의 경우 감사품질이 하락하는 점이 실증적으로 분석되었다. 최종감사와 초도감사는 대부분의 지정감사가 가지는 특징이고, 장기간의 계속감사는 일반적인 자유수임감사의 특징인 바, 이러한 분석결과로부터 지정감사의 효과성에 대한 일방적인 방향을 추론하기는 쉽지 않다. 넷째, 지정감사 자체는 감사품질에 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나 지정감사를 구지정감사와 신지정감사로 나누어 분석한 결과에 의하면 신지정감사의 경우는 자유수임의 경우보다 감사품질이 유의적으로 높았으나, 구지정감사의 경우는 자유수임의 경우보다 감사품질이 오히려 하락하는 것으로 나타났다. 신지정감사 도입으로 감사품질이 향상되었다는 본 연구의 결과는 2015년부터 도입된 신지정감사가 본래의 정책목표를 달성하고 있다는 것을 시사하는 결과이다.

일반적으로는 지정감사가 초도감사의 비효율, 기업의 회계적 안정성 저해 등에 따른 사회적 비용³⁵⁾, 감사보수 증가 등의 부정적인 효과가 있음에도 불구하고 자유수임 감사에 비해 감사품질이 향상됨을 실증적으로 보여주고 있지만, 본 연구의 결과는 이러한 점이 실증분석되지 않는 못하였다. 그러나 최종감사의 경우 일반적인 계속감사에 비해 감사품질 향상효과가 있는바, 기존 지정감사에 최종감사의 특징을 추가한 신지정감사의 감사품질 제고 효과가 구지정감사의 감사품질 제고 효과보다 높게 나타난 점을 알 수 있고, 이는 신지정감사의 정책적 효과가 입증되는 결과이다. 이는 감사인이 감사보고서 발행 전에 최종감사라는 것을 사전에 알 수 있다면 지정감사의 감사품질 향상 효과가 더 높아진다는 점을 시사한다.³⁶⁾ 즉 지정감사에 최종감사의 성격을 부여하면서, 일반적인 자유수임감사도 감사인 선임 시기를 앞당긴 개정된 외감법에 정책적 타당성을 부여한다고 하겠다.³⁷⁾

35) 지정감사로 인해 감사인이 변경되는 경우에 회계적 안정성 저해가 발생하고 있다. 이는 IFRS가 원칙 중심이기 때문에 발생하는 것으로서 감사인이 변경된 경우 특정 사안에 대한 회계해석이 감사인 별로 달라질 수 있는 위험과 감사인 변경으로 인해 기초잔액 감사를 재수행하는 등의 중복업무 발생 등이 있다.

36) 신지정감사에서는 지정감사인인 해당 감사가 최종감사인지 여부를 거의 확인할 수 있다. 즉 지정감사 후 차년도에 지정사유가 해소된 경우 또는 3년차 지정감사인 경우는 모두 최종감사이고, 지정사유가 해소되지 못하면 재지정되어 계속감사가 되기 때문이다.

37) 2017년 9월 개정된 외감법에서는 감사인 선임기한이 변경되었다. 즉 감사위원회 설치의무회사인 직전

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 첫째, 지정감사의 효과를 2015년부터 적용된 신지정 감사와 그 이전의 구지정감사로 구분하여 실증분석한 최초의 연구라는데 의의가 있다. 둘째, 지정감사에 최종감사를 도입한 신지정감사제도의 도입취지를 확인하기 위하여 지정감사의 효과와 함께 최종감사의 효과도 동시에 분석하였다. 셋째, 최종감사 및 계속감사, 초도감사 등 감사의 여러 가지 특성을 실증분석하여, 현재 논의되고 있는 감사품질 향상을 위한 감사인 선임 또는 지정 방식의 설계에 대한 시사점을 제공하고 있다. 일반적인 지정감사 확대보다는 지정감사의 효과를 극대화하기 위하여, 지정감사의 운용방식 설계에 여러 효과적인 감사특성이 반영될 수 있도록 하는 정책적 시사점을 제공할 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계점이 있다. 첫째, 신지정감사의 효과성을 실증분석하는 것이 목적이었으나, 신지정감사가 시행된 지 2년밖에 경과하지 않은 시점이므로 신지정감사의 효과가 반영된 표본의 크기가 구지정감사의 표본의 크기에 비해 상대적으로 적어서 자료의 매칭(matching) 문제가 발생할 수 있다. 둘째, 현행 제도 하에서는 감사인이 감사업무 수행 시 최종감사 여부를 인지했는지가 자료상으로 확인이 불가능하여 사후적으로 감사인 변경이 이루어진 경우를 최종감사로 간접적으로 추론했다는 한계가 존재한다. 셋째, 감사품질의 대응치인 재량적 발생액의 추정과정에서 측정오차가 있을 수 있다. 넷째, 계속감사기간의 측정치를 실무적인 한계로 인하여 9년으로 제한한 데에 따른 자료의 오차가 있을 수 있다. 다섯째, 자료수집의 한계상 감사인 지정사유를 고려하지 못하였다는 점에서 한계가 존재한다.

연도 말 자산총액 2조 이상인 회사는 사업개시일 이전에 당해 연도 감사인을 선임해야하고, 그 외의 외감대상회사는 사업개시일 45일 이내에 감사인을 선임해야 한다. 이는 2019년 감사인 선임 시부터 적용되는데 감사보고서가 발행되는 것이 통상 3월이라는 점을 감안한다면 2019년부터는 감사인 변경 시 최종감사를 수행하는 감사인이 해당 감사가 최종감사라는 것을 인지하고 감사를 수행한다는 것을 뜻한다.

참고문헌

- 강선민 · 황인태. 2007. “감사인 지정과 재량적 발생액의 변화 : 기업과 감사인의 역할”. 회계학연구 제32권 제4호 : 115-150.
- 권수영 · 노준화 · 배길수. 2004. “감사인 지정이 감사인의 독립성을 제고하는가? 감사인 순환과 감사인 유지를 중심으로”. 회계학연구 제29권 제4호 : 191-218.
- 금융감독원 보도자료. 2018. “2017년 외부감사대상 회사 및 감사인 지정 현황”(2018년 1월 24일).
- 김용원 · 이재경. 2013. “감사인 지정제도가 상장예정기업의 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제38권 제3호 : 409-441.
- 김정옥. 2013. “감사인 지정기업 회계정보의 가치관련성”. 세무와회계저널 제15권 제3호 : 209-233.
- 김정옥. 2014. “계속감사기간에 따른 회계정보유용성의 차이 : 회계정보의 가치관련성을 중심으로”. 회계학연구 제38권 제2호 : 145-178.
- 박기태 · 전순철 · 전규안. 2017. “지정감사 및 최종감사가 감사품질에 미치는 영향 : 지정감사의 자유수임 감사계약금지 제도의 효과를 중심으로”. 세무와회계저널 제18권 제5호 : 177-202.
- 박한순. 1996. “감사인 지정이 경영자의 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제21권 제3호 : 33-61.
- 배지현 · 김상일 · 이호영. 2009. “변경된 감사인 지정제도가 신규상장기업의 이익조정과 감사보수에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 제3호 : 237-272.
- 안영균 · 이재경. 2004. “감사인 지정이 기업의 이익조정에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제29권 제1호 : 89-115.
- 오웅락. 2016. “2014년 감사인 지정제도 확대 정책이 재무적 부실기업 조건의 회피에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제1호 : 241-257.
- 윤순석 · 이견열. 2001. “유상증자기업의 이익조정”. 회계학연구 제26권 제4호 : 1-25.
- 이상철 · 박재완 · 정갑수. 2011. “초도감사의 감사보수 할인 현상에 대한 실증연구”. 회계와 감사연구 제53권 제2호 : 501-534.
- 이세용. 2009. “감사인 지정 사유의 차이와 시장의 차별적 반응”. 세무와회계저널 제10권 제2호 : 171-198.
- 이종은 · 문해원 · 지가영. 2017. “감사인 지정제도의 효과 : 비상장기업을 중심으로”. 회계학연구 제42권 제3호 : 105-155.
- 이홍섭 · 박재완 · 정갑수. 2016. “재무기준 요건에 의한 외부감사인 지정제도 도입이 잠재적 지정대상회사의 이익조정 및 감사인의 감사시간에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사연구 제58권 제1호 : 1-38.

- 전규안 · 박종일. 2016. “감사인 지정범위의 확대가 감사시간에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제17권 제6호 : 39-77.
- 정태범 · 박희우. 2005. “감사인지정 마지막 연도의 감사품질 -기업의 이익조정을 중심으로”. 회계저널 제14권 특별호 : 129-154.
- 최 관 · 박종일. 2012. “계속감사기간과 감사품질에 관한 연구”. 세무와회계저널 제13권 제3호 : 315-356.
- 최성호 · 김인숙 · 최 관. 2015. “감사인 지정제도가 신규상장기업의 이익조정에 미치는 영향”. 회계학연구 제40권 제6호 : 283-321.
- 최종서 · 곽영민 · 백정환. 2010. “코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구”. 회계학연구 제35권 제3호 : 35-78.
- 하 민 · 최정운 · 배길수. 2012. “상장예정기업에 대한 감사인 지정과 상장가 할인”. 회계 · 세무와 감사연구 제54권 제1호 : 31-63.
- 하순금 · 조용언 · 박성환. 2015. “감사인 지정 여부와 보수주의의 관련성”. 회계저널 제24권 제2호 : 117-151.
- Aharony, J., C. Lin, and M. P. Loeb. 1993. Initial public offerings, accounting choices, and earnings management. *Contemporary Accounting Research*. 10 (1) : 61-81.
- Carpentier, C., D. Cumming, and J. Suret. 2012. The value of capital market regulation : IPOs versus reverse mergers. *Journal of Empirical Legal Studies*. 9 (1) : 56-91.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review*. 70 (2) : 193-225.
- DeFond, M., and J. Jambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accrual. *Journal of Accounting and Economics*. 17 (1) : 145-176.
- Financial Supervisory Service. 2008. Company and auditor designation subject to external audit in 2017.
- Johnson, Van E., Inder K. Khurana and J. Kenneth Reynolds. 2002. Audit-firm tenure and the quality of financial reports. *Contemporary Accounting Research*. 19 : 637-660.

A Study on the Impact of the Rule Change in Mandatory Auditor Designation

Ki-Tae Park* · Kyu-An Jeon**

〈Abstract〉

This study investigates the effect of mandatory auditor designation. Especially, certain characteristics of mandatory designated audit has been considered in this study. It's more probable that mandatory designated audit becomes a last audit. In addition, a continuous audit—contract years will be shortened for mandatory designated audit and, there is more chance to be first year audit. We also include the effect of rule change, effective 2015, where regulator—designated auditor is prohibited to be an auditor for first year subsequent to mandatory audit(“the New Rule”). This can suggest the validity of rule change purpose of which is to improve the accounting transparency of financial audit.

Results are as follows. Firstly, last audit can improve audit quality. Secondly, audit quality is improved as audit—contract years increase. Thirdly, first year audit negatively affects an audit quality. The effect of mandatory designated audit was directly reviewed additionally and no evidence was found that mandatory designated audit increased an audit quality. However, review of the effect of rule change reveals that the New Rule has positively affected an audit quality whereas old rule has not.

The contribution of this study is to review firstly the effect on an audit quality of rule change where regulator—designated auditor is prohibited to be an auditor for first year subsequent to a mandatory audit. In addition, various natures of mandatory designated audit were reviewed in three characteristics including last audit, continuous audit years and first audit. This study reviews the effectiveness of rule change in mandatory audit designation, effective 2015.

〈Key words〉 designated audit, audit quality, last audit, auditor tenure, first audit

* Vice President of Samil PricewaterhouseCoopers and Ph. D. Department of Accounting, Soongsil University, ktpark@samil.com, First Author

** Professor, Department of Accounting, Soongsil University, kajeon@ssu.ac.kr, Corresponding Author