

세무회계저널
제12권 제4호 2011년 12월 pp.365~394
한국세무학회

외부감사가 타인자본비용에 미치는 효과*

- 비상장기업을 중심으로 -

곽수근** · 박종일***

<요 약>

본 연구는 비상장기업을 대상으로 외부감사를 받지 않은 기업에 비해 외부감사를 받은 기업이 회계정보의 신뢰성이 제고되는가를 타인자본비용 관점에서 규명하는데 목적이 있다. 본 연구에서는 외부감사를 받지 않은 경우보다 외부감사를 받은 비상장기업의 회계정보의 신뢰성이 제고된다고 시장에서 인지한다면 채권투자자의 요구수익률은 낮아져서 기업의 부채차입이자율이 감소되는가를 검증하였다.

이전 연구에서는 외부감사의 효과를 살펴봄에 있어 주로 처음으로 외부감사를 받은 기업을 대상으로 하였다(Kim et al. 2011 ; 박종일 등 2011 ; 박종일과 남혜정 2010 ; 강선민과 황인태 2007). 이들 연구의 공통점은 모두 외부감사를 받기로 결정된 표본이 분석대상이라는 점이다. 이와는 달리 본 연구는 외부감사를 받지 않은 기업과 외부감사를 받은 기업 간의 타인자본비용에 중요한 차이가 있는가를 통해 외부감사를 받지 않은 경우보다 외부감사를 받은 기업들의 외부감사를 통해 재무제표의 신뢰성이 제고되는가를 살펴봄으로써 비상장기업에서의 외부감사 효과가 있는가를 분석한다는 점에서 방법론상에 기본적인 차이가 있다.

비상장기업에 대한 외부감사 범위 결정에 관한 사항은 실무계와 규제기관 쌍방간에 민감한 부분이지만, 이들의 논의에는 자료분석을 통한 실증적 증거가 부족하다는 측면에서 본 연구와 같이 외부감사가 재무제표의 신뢰성을 제고시키려는가를 살펴보는 작업은 실무계와 규제기관뿐 아니라 학계에도 여러 유익한 시사점을 제공해 준다. 이를 위하여 본 연구는 타인자본비용 측정치로 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드를 이용하였다. 2005년부터 2009년까지 외부감사를 받지 않은(감사미필) 표본은 5,614개 기업이고, 통제집단으로 외부감사를 받은(감사필) 표본은 39,733개 기업/연자료가 분석에 이용되었다.

실증분석 결과에 따르면, 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 비상장기업에서 외부감사를 받지 않은 기업은 외부감사를 받은 기업보다 부채조달비용(타인자본비용)이 유의하게 더 높게 나타났다. 이는 외부감사를 받지 않은 기업들은 채권시장에서 재무제표의 신

* 본 연구는 서울대학교 경영대학 경영연구소의 연구비 지원으로 수행되었음.

** 서울대학교 경영학부 교수, skkwak@snu.ac.kr, 02-880-6949, 제1저자

*** 충북대학교 경영학부 부교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 043-261-3380, 교신저자

뢰성이 높지 않다고 평가되어 이는 외부감사를 받지 않은 기업들은 채권시장에서 재무제표의 신뢰성이 높지 않다고 평가되어 외부감사를 받은 기업들보다 높은 차입이자율을 부담하고 있다는 결과이다. 이러한 결과는 타인자본비용을 부채차입이자율이나 차입이자율 스프레드로 측정한 경우 모두 일관된 결과로 나타났다. 또한 이상의 결과들은 OLS 회귀분석뿐만 아니라 이분산성과 횡단면-시계열적 종속성 문제를 통제한 후의 t 값을 제공하는 Newey and West 검증결과나 군집성을 통제한 Clustering 검증결과에서도 모두 일치된 결과로 나타나 본 연구의 결과는 강건성이 있었다.

본 연구의 실증적 증거는 비상장기업에 대한 연구가 미미한 상황에서, 외부감사를 받지 않은 기업들은 외부감사를 받은 기업들에 비해 재무제표의 신뢰성이 보증되지 않아서 부채조달비용이 더 증가됨을 보여줌으로써 비상장기업에서의 외부감사는 의미있는 정보가치(information value)를 가지고 있음을 보여주었다는데 의의가 있다. 이는 비상장기업에서 외부감사 효과가 존재함을 나타내주는 결과라는 점에서, 최근 비상장기업에서의 외감대상 범위와 관련한 정책결정에도 여러 시사점을 제공해 줄 것으로 기대될 수 있다. 또한 본 연구의 결과는 비상장기업의 외부감사 효과를 분석한 관련연구에도 보완적 증거로서 추가적인 공헌점을 제공한다.

〈주제어〉 비상장시장, 외부감사, 감사미필, 타인자본비용, 채권시장의 인지

I. 서 론

본 논문은 비상장기업을 대상으로 외부감사를 받지 않은 기업들이 외부감사를 받은 기업들보다 회계정보의 신뢰성이 높지 않다고 채권시장에서 인지되는가를 채권자 관점인 부채조달비용(타인자본비용)¹⁾ 관점에서 규명하는데 목적이 있다. 즉 본 연구에서는 외부감사를 받지 않은 기업들의 부채조달비용이 외부감사를 받은 기업들의 경우보다 더 높을 것으로 기대하였다. 다시 말해 외부감사를 받은 비상장기업들은 외부감사를 받지 않은 비상장기업들보다 외부감사에 따라 회계정보의 신뢰성이 제고될 것으로 채권투자자들이 인지할 수 있고 이를 대출의사결정에 반영하는가를 살펴보고자 한다. 이들 통해 본 연구는 외부감사를 받은 기업에 대해 외부감사 자체가 채권시장에서 정보가치(information value)를 가지고 있는가를 검증하고자 하였다.

기존 연구들은 감사시장에서 감사서비스의 차별화된 공급이 이루어지는가를 대부분 대형 회계법인(Big 4)과 non-Big 4 회계법인간을 비교하여 Big 4 감사인이 non-Big 4 감사인보다 감사품질이 더 높다는 결과를 여러 측면에서 실증적 증거를 제시하였다(Teoh and Wong 1993 ; Becker et al. 1998 ; Krishnan 2003 ; Behn et al. 2008 ; Khurana and Raman 2004 ; Hope et al. 2009 등). 또한 이들의 연구들은 대부분 상장기업을 대상으로 분석이 수행되었다. 반면에 기업수가 더 많이 존재하는 비상장기업에 대해서도 이들 상장기업의 경우와 같이 확장 가능한가는 경험적 증거가 매우 미미할 뿐 아니라, 외부감사 자체가 외부감사의 효과를 가지고 있는가를 본

1) 본 연구는 ‘부채조달비용’과 ‘타인자본비용’을 동의어로 사용한다.

석한 연구 역시 미약한 수준이다.²⁾ 외부감사의 효과성이 있는가를 살펴본 관련연구로는 Kim et al.(2011)의 연구가 있으나, 이 연구는 외부감사를 받기로 결정된 기업의 외부감사 전과 후에 차이가 있는가를 중심으로 살펴보았다. 그러나 외부감사 효과를 알아보는데 있어 이러한 연구방법 외에도 외부감사를 받기로 결정되지 않은 기업과 외부감사를 받고 있는 기업 간을 직접 비교분석하는 것이 외부감사의 효과성을 보다 정확히 파악해 낼 수 있다. 왜냐하면, 외부감사를 받기로 결정된 기업의 경우에는 외부감사의 효과로 재무제표의 신뢰성이 제고되는데 있어 시간의 경과가 요구될 수 있기 때문이다. 재무제표의 신뢰성을 제고하려는 노력은 외부감사인의 노력도 중요하지만 기업경영자의 자구 노력이 보다 더 중요한 사항일 수 있다. 즉 외부감사를 받고자 하는 기업은 사전에 회계투명성과 관련한 노력을 수행할 수 있는 반면에 외부감사를 받을 유인이 없어 외부감사를 받지 않고 있는 기업들은 이러한 회계투명성을 높이려는 유인이 높지 않을 수 있기 때문에 선행연구에서 이용된 표본과 본 연구에서 이용된 표본 간에는 원천적으로 차이가 있을 수 있다. 또한 비상장기업에서의 외부감사의 대부분은 자발적인 감사보다는 일정 규모가 충족될 경우에 법률상 강제화하고 있기 때문에 자산규모가 일정부분 커지면 외부감사의 비용부담이나 회계전문인력이 부족한 비상장기업의 경우에도 외부감사를 강제적으로 받아야 한다. 따라서 과거 몇 년간의 비상장기업에서 외부감사범위와 관련해서는 해당기업과 규제기관 간에 논란의 대상이 되었으며, 그로 인해 외부감사의 범위가 시점에 따라 가변되는 양상을 보여 왔다. 그러나 이러한 규제기관에서의 정책결정상에 상장기업과 달리 비상장기업은 자료 수집이 용이하지 않았던 점에서 자료분석을 통한 경험적 증거들이 미미하여 외부감사의 범위결정에는 충분히 반영되었는가는 명확하지 않다. 따라서 본 연구에서는 연구의 필요성에도 불구하고 많은 부분 분석이 부족했던 비상장기업에 대해 외부감사 자체가 시장에서 정보효과가 있는가를 기존 연구와는 연구방법을 달리하여 분석해 보고자 한다. 만일 외부감사를 받지 않은 기업이 외부감사를 받은 기업들보다 부채조달시에 채권투자자로부터 요구되는 수익률이 더 높다면 외부감사를 받지 않은 기업들보다 외부감사를 받은 기업들의 외부감사 효과는 더 클 것으로 기대될 수 있다.

본 연구는 이러한 논의에 대하여 외부감사를 받지 않은 기업과 외부감사를 받은 기업 간의 부채조달시 차입이자율에 차이가 있는가를 살펴봄으로써 비상장기업에서 외부감사에 대한 효과성이 있는가를 채권자 관점인 부채조달비용(혹은 경영자 관점에서는 타인자본비용)을 중심으로 살펴보고자 한다. 일반적으로 비상장기업은 상장기업과 달리 주식시장이 존재하지 않으며, 그에

2) 이 분야의 연구가 미약한 이유는 비상장기업과 관련한 자료는 해외의 경우 쉽게 수집이 가능하지 않은 데 있다(Hope and Langli 2010). 그에 반해 한국의 경우에는 사적기업(privately held companies)의 자료가 이용가능한 몇 나라 되지 않는 국가 중 하나이다(Kim et al. 2011). 사적기업에 대한 연구가 자료상에 가능한 국가는 영국 및 작은 국가로서 핀란드 등의 나라가 있다. 한편, Kim et al.(2011)은 이러한 사항에 대하여 비상장기업에 대한 외부감사 효과를 알아보는데 있어 우리나라의 비상장기업에 대한 자료는 연구설계상에 독특한 설정(unique setting)을 가능하게 해준다고 기술한 바 있다.

따라 주식시장에 따른 자본시장압력이 높지 않거나 거의 존재하지 않는다. 그러나 주식시장이 존재하지 않는다는 것은 비상장기업의 대부분이 채권시장을 통해 자금조달이 되고 있음을 나타낸다. 따라서 채권시장에서 자금조달시 국내의 경우 신용등급이 높지 않은 비상장기업에서는 회사채 발행 보다는 금융기관을 통한 자금 차입이 주로 이루어지고 있으므로(Kim et al. 2011)³⁾, 비상장기업에서의 효과적인 경영의사결정과 기업가치 제고를 위해서는 보다 저렴한 부채조달비용이 경영자에게 중요한 의사결정으로 작용할 수 있다. 따라서 채권시장에서의 낮은 차입이자율의 달성은 비상장기업의 경영자들에게 있어 상장기업의 자본비용을 낮추려는 것과는 일관된 목표달성의 하나가 될 수 있다.

비상장기업에 대한 외부감사의 효과를 부채조달비용 측면에서 알아본 연구로는 Kim et al. (2011)의 연구가 있다. 그러나 이 연구는 본 연구와 달리 외부감사를 받지 않은 기업과 외부감사를 받은 기업에 초점을 두고 분석된 연구라기보다는 외부감사를 받기로 결정된 비상장기업을 중심으로 이들의 외부감사 직전연도와 당해연도 간의 부채조달비용을 비교분석을 통해 외부감사 효과를 살펴보았는데, 외부감사를 받지 않은 기업이나 외부감사를 받은 기업 간의 비교를 통해 검증하고 있는 본 연구의 방법과는 차이가 있다. 이러한 차이는 분석대상기업과 이에 대응되는 통제표본의 선정에 있어서도 차이를 가져온다. 일반적으로 외부감사의 효과를 알아보는데 있어 외부감사를 받기 전과 후의 변화를 통해 분석하는 방법도 유효한 방법이 될 수 있다. 한편으로 해당기업만을 대상으로 분석되기 때문에 통제집단과의 비교분석은 수행되지 않는다. 그러나 실험집단과 통제집단 간의 비교분석은 해당 주제에 대한 사항을 검증함에 있어 보다 효과적인 방법론이 될 수 있음은 사회과학의 연구들에서 이미 밝혀진 바 있는 사실이다. 따라서 본 연구는 외부감사를 받지 않은 기업들(감사미필)과 외부감사를 받은 기업들(감사필) 간의 비교분석을 통해 외부감사의 효과를 채권투자자 관점에서 채권시장의 반응을 통해 살펴보고자 하였다. 이와 같이 분석방법을 달리한 본 연구는 이 분야의 관련연구에 대해 보완적 증거(complementary evidences)를 제공해 줄 것이다.

이러한 분석을 통해 나타난 본 연구의 결과는 비상장기업에서의 외부감사를 받은 기업들이 외부감사를 받지 않은 기업들과 비교해서 외부감사에 따른 정보가 채권시장에서 유용한 정보로서 정보가치를 가지고 있는가를 파악해 보려는 작업은 상장기업보다 비상장기업에 관한 연구가 부족한 현실에서 재무제표에 대한 신뢰성의 제고가 부채조달비용과의 관련성에 어떠한 영향을 미치는가에 관한 사항은 관련연구에 추가적인 공헌점이 있다. 또한 실무계에서도 외부감사를 받고 있는 기업들이 그렇지 않은 경우보다 더 정보가치를 가지고 있어 부채차입시에 자본조달비용이 더 낮다면 외부감사를 받지 않는 기업의 경영자들에게는 자발적 외부감사에 대한 수요와 관련된 유익한 정보를 제공해 줄 수 있다. 더 나아가 비상장기업에 대한 외부감사의 범위 결정

3) Kim et al.(2011)은 국내의 경우 사적기업의 다양한 부채조달 원천으로 상업은행, 개발은행, 투자은행, 저축은행, 보험회사 및 기타 사적대출자 등이 있다고 설명하였다.

에 관한 사항은 실무계와 규제기관 사이에 매우 민감한 사항이라는 점에서 비상장기업에서 외부감사의 효과성(혹은 정보가치)이 있다면 규제기관에게도 외부감사의 범위 결정과 관련된 정책적 의사결정에도 시사점을 제공할 것으로 기대될 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 외부감사 효과를 알아본 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 가설을 검증하기 위한 연구모형을 제시하고, 변수의 측정과 정의 및 표본의 선정과정에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 가설에 대한 실증분석 결과를 제시하고, 그 결과를 논의하며, 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고, 연구의 공헌점과 한계점에 대해 기술한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 가설의 설정

1. 비상장기업의 외부감사 효과와 관련한 선행연구

외부감사 효과를 살펴본 연구들은 주로 자발적 외부감사와 강제적 외부감사에 따른 외부감사 효과를 중심으로 분석이 수행되었다. 또한 이들 연구들은 상장기업을 대상으로 하기보다는 비상장기업을 대상으로 외부감사의 효과를 분석하고 있다. 그 이유에는 상장기업은 외부감사를 의무화하고 있기 때문에 상장기업을 대상으로 외부감사 효과를 살펴볼 수 없기 때문이다. 그러한 점에서 상장기업은 앞서 설명한 것처럼 외부감사를 받은 기업들의 차별적 감사수요와 공급이 더 중요한 분석의 대상이 되었다. 이러한 분석의 연장선상에서 최근 들어서는 비상장기업에 대한 차별적 감사수요와 관련한 연구들도 나타나고 있다(Karjalainen 2010). 반면, 비상장기업의 경우에는 앞서의 Big 4 감사인의 감사품질이 non-Big 4 감사인의 경우보다 더 높은가를 살펴보는 연구들 보다는 감사받지 않은 기업과 감사받은 기업간의 경제적 효과(economic effects)에 차이가 있는가를 살펴보는 것이 더 중요한 관점이다(Kim et al. 2011). 또한 앞서 설명한 바와 같이 국외의 경우에는 비상장기업의 자료에 대하여 수집이 용이하지 않은 관계로 외부감사의 효과를 알아보는데 있어 한국 자료를 이용한 경우가 많지는 않으나 분석되었다(Kim et al. 2010 ; 박종일 등 2011 ; 박종일과 남혜정 2010 ; 강선민과 황인태 2007).

Kim et al.(2011)은 한국 자료를 이용하여 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업에 대한 재무제표의 정보가치가 있는가를 분석기간 1987년부터 2002년까지를 대상으로 부채조달비용 관점에서 분석하였다. 분석결과는 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업들의 경우에 외부감사 직전연도보다 첫해연도에서 타인자본비용이 더 낮아짐을 보고하였다. 그러나 Big 4 감사인을 선임한 기업의 피감사기업이 non-Big 4 감사인을 선임한 경우보다 부채조달비용이 더 낮아진다는 결과는 발견되지 않았다. 이와 같이 외부감사의 효과를 채권자 관점에서 자본시장의 반

응을 살펴본 연구 외에도 비상장기업에서 외부감사를 처음으로 받은 기업들의 신용평가 관점에서 분석한 연구가 있다(박종일과 남혜정 2010). 박종일과 남혜정(2010)은 외부감사를 처음으로 받은 비상장기업들의 직전연도와 비교해서 첫해연도에 기업의 신용등급이 상향조정 되는가를 분석한 결과에서 별다른 차이를 발견하지 못하였다. 그러나 이 연구는 표본을 자산규모 70억원 이상인 강제감사기업과 자율감사기업으로 나누어 분석한 경우에는 강제감사기업은 외부감사 효과가 나타나지 않은 반면, 자율감사(voluntary audit) 기업은 외부감사 전보다 후에 기업신용등급이 더 상향조정됨을 발견하였다. 그리고 외부감사인을 Big 4 감사인으로 선임한 경우가 그렇지 않은 감사인을 선임한 경우보다 기업신용등급이 더 상향조정됨을 보고하였다. 그러나 이러한 결과는 표본을 다시 강제감사기업과 자율감사기업으로 나누어 분석하면 강제감사의 경우만 Big 4 감사인의 선임이 유의하게 기업신용등급에서 상향조정되는 결과가 관찰되었다. 이러한 결과에 대하여 이 연구는 강제감사의 경우 외부감사 자체의 효과 보다는 고품질의 감사인에 대한 차별적 감사수요가 신용등급 결정에 중요한 영향을 주는데 반해, 자율감사의 경우는 차별적 감사수요에 따른 효과 보다는 자발적인 외부감사 자체의 효과가 신용등급 결정에 보다 중요한 영향을 주는 사항이라고 결론지었다.

한편, 위와 같이 외부감사 효과를 자본시장의 반응을 통해 살펴본 연구와 달리 비상장기업에서 외부감사의 경제적 효과가 있는가를 회계이익의 질 관점에서 분석한 연구들이 있다(강선민과 황인태 2007 ; 박종일 등 2011). 이들 연구의 공통점은 앞서의 자본시장 관점에서 살펴본 연구와 같이 비상장기업에서 처음으로 외부감사를 받은 기업이 외부감사 직전연도보다 외부감사 첫해연도에서 기업의 이익조정 행위가 보다 감소되는가를 통해 외부감사 효과를 살펴본 연구들이다.

강선민과 황인태(2007)는 처음으로 외부감사를 받은 비상장중소기업 중 강제감사기업을 대상으로 외부감사 효과가 있는가를 살펴보기 위해 발생액에 기초한 이익조정(accrual-based earnings management)인 재량적 발생액을 분석하였다.⁴⁾ 분석결과는 외부감사를 받은 강제감사기업의 경우 수정된 Jones모형(1995)으로 측정된 재량적 발생액이 외부감사 직전연도보다 첫해연도에서 유의하게 더 낮아졌다는 결과를 보고하였다. 그러나 이 연구는 표본을 감사인 유형(Big 5, Local-Big, Local-Small, 감사반)⁵⁾로 나누어 분석하면 소규모 회계법인(Local-Small)의 결과만 앞서의 외부감사 효과가 나타났다. 이러한 결과는 Big 4 회계법인보다 소규모 회계법인이 비상장기업에서 재량적 발생액을 통해 측정된 감사품질이 더 높다는 결과로서 일반적인 기대와는 다

4) 강선민과 황인태(2007)의 연구는 외감법상 외부감사대상인 자산규모 70억원 이상인 비상장중소기업을 대상으로, 즉 강제감사 기업을 대상으로, 분석기간은 2000년부터 2005년까지 표본은 1,713개 기업/연자료가 분석상에 이용되었다.

5) 강선민과 황인태(2007)은 Local-Big과 Local-Small의 경우에 Big 5 대형회계법인과 감사반을 제외하고, 등록공인회계사 수가 50인을 기준으로 50인 이상이면 Local-Big으로, 50인 미만이면 Local-Small로 구분하였다. 그러나 이러한 구분은 기존 감사품질과 관련한 연구들에서 잘 이용되지 않는 감사인 규모 구분방법이다.

른 결과였다. 이 연구는 이러한 결과가 나타난 것과 관련하여 감사인 규모가 큰 Big 5 감사인이거나 Local-Big 감사인, 그리고 체계적인 감사조직을 가지고 있지 않은 감사반에 비해 Local-Small 감사인의 경우 감사반과는 달리 업무의 계속성과 손해배상 등 사회적 책임성을 담보할 수 있고, 또한 비용 측면에서 대형 회계법인보다 유리할 수 있으므로 충분한 감사시간을 투입하여 처음으로 감사를 받는 소규모 기업의 회계정보의 신뢰성을 향상시키는데 기여하고 있다고 주장하였다.

박종일 등(2011)은 강선민과 황인태(2007)의 연구를 보다 확장하여 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업 중 강제감사기업뿐 아니라 자율감사기업도 분석에 포함하여 분석하였고, 또한 재량적 발생액뿐 아니라 실제 이익조정(real earnings management)도 살펴보았다.⁶⁾ 분석결과, Kothari et al.(2005)의 모형에 따라 ROA 성과대응 재량적 발생액을 이용하면 강선민과 황인태(2007)의 결과와 달리 외부감사의 효과는 나타나지 않았다.⁷⁾ 이러한 사항은 표본을 강제감사기업이나 자율감사기업으로 나누어 분석한 결과에서도 일관되게 외부감사 효과는 나타나지 않았다. 그러나 이 연구에서는 평균적으로는 외부감사에 따른 회계투명성이 개선된다는 효과가 나타나지 않았지만, 외부감사 효과를 강제감사기업과 자율감사기업간의 이익조정 정도를 외부감사 전과 후로 비교한 결과에서는 수준변수 및 변동변수 모형을 이용한 경우 모두 상대적으로 강제감사기업들이 자율감사기업들에 비해 외부감사 전보다는 첫해연도에서 재량적 발생액뿐 아니라 실제 이익조정 수준과 변동이 더 감소되었음을 발견하였다. 이러한 결과에 대해 이 연구는 비상장기업에서 외부감사의 효과는 강제감사기업이 자율감사기업과 비교해서 보다 더 효과성이 있는 결과로 해석하였다.

이상의 비상장기업에서의 외부감사 효과를 분석한 연구들의 결과를 종합하면, 비상장기업에서 외부감사의 효과가 있다고 보고한 연구(Kim et al. 2011 ; 강선민과 황인태 2007)와 그렇지 않거나 있어도 제한적이라는 연구(박종일 등 2011 ; 박종일과 남혜정 2010)가 보고되어 이 분야의 실증적 증거들이 서로 혼재된 증거(mixed evidences)가 나타났다. 또한 타인자본비용 관점에서는 자발적인 외부감사가 강제적인 외부감사보다 외부감사를 받은 재무제표의 신뢰성이 더 향

6) 박종일 등(2011)은 강선민과 황인태(2007)과 달리 이익조정의 추정오차를 감소시키기 위하여 ROA 성과대응 측정치로 재량적 발생액은 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 추정하고 있으며, 실제 이익조정(실물활동을 통한 이익조정)의 경우에도 Cohen et al.(2011)의 제안에 따라 Roychowdhury(2006)의 세 가지 실제 이익조정 측정치(비정상 영업현금흐름, 비정상 생산원가, 비정상 재량적 지출)를 추정한 후 Cohen and Zarowin(2010)의 방법에 따라 두 가지 조합 측정치에 대해 Kothari et al.(2005)의 방법과 같이 ROA 성과대응 실제 이익조정을 계산하여 분석하였다. 분석기간은 2001년부터 2008년까지 표본은 8,284개 기업/연 자료가 이용되었다.

7) 강선민과 황인태(2007)와 달리 박종일 등(2011)의 연구는 ROA 성과대응 측정치를 이용하여 분석하였다는 점에서 이익조정 측정치 계산에 차이가 있다. 수정된 Jones모형은 기업성과가 고려되지 않은 측정치라는 점에서 재량적 발생액에 대한 측정오차(measurement error)의 문제가 더 높는데 반해, Kothari et al.(2005)의 방법은 기업성과인 ROA에 따라 재량적 발생액의 측정치를 대응하는 과정에서 측정오차의 문제를 보다 경감시키는 효과가 있는 것으로 관련연구들에서는 논하고 있다.

상된 결과(Kim et al. 2011)와 이익의 질 관점에서는 그렇지 않고 강제적인 외부감사가 자발적인 외부감사보다 오히려 재무제표의 신뢰성이 더 향상된다는 결과(박종일 등 2011)가 보고되고 있어 역시 서로 상반된 결과가 나타났다.⁸⁾ 이는 사실상의 독립성과 자본시장에서의 인지된 독립성 간에는 차이가 있을 수 있음을 의미한다.

이와 같이 비상장기업을 대상으로 한 외부감사 효과를 알아본 연구들에서는 아직까지 합의된 결론에는 도달하지 못했으며, 또한 상장기업과 비교할 때 절대적으로 관련연구가 부족한 실정임을 알 수 있다. 그러한 점에서 보다 다양한 측면에서의 비상장기업에 대한 외부감사 효과를 실증적으로 검증하는 작업은 비상장기업의 수가 상장기업보다 더 많고 비상장기업이 국가경제에 미치는 영향력 또한 매우 클 수 있다는 측면에서 연구의 필요성이 대두된다고 할 수 있다.

따라서 본 연구는 외부감사를 받지 않은 비상장기업과 비교하여 외부감사를 받은 비상장기업이 외부감사 효과가 있는가를 부채조달비용 관점인 채권투자자 견지에서 검증하고자 한다. 또한 앞서 논의한 바와 같이 외부감사를 받지 않은 기업(감사미필)과 외부감사를 받은 기업(감사필) 간의 부채조달비용 간 차이를 통해 외부감사를 받은 기업이 외부감사를 받지 않은 기업보다 부채차입이자율이 더 낮아지는가를 통해 외부감사 효과를 검증하고자 한다.

2. 가설의 설정

우리나라는 1980년도에 주식회사에서 회계처리를 적정하게 하도록 하여 이해관계인을 보호하고, 기업의 건전한 발전을 도모하기 위하여 제정된 주식회사의 외부감사에 관한 법률(일명 외감법)에 의해 일정 자산규모에 달한 기업은 외부감사를 받도록 강제화하였다.⁹⁾ 현행 외감법 시행령에서는 회계정보의 신뢰성 제고를 위하여 자산총액이 100억원 이상 등 일정요건을 충족하

8) 전자의 연구인 Kim et al.(2011)은 부채조달비용 관점에서의 자본시장의 반응을 살펴본 인지된 감사품질인데 반해, 후자의 연구인 박종일 등(2011)은 기업의 이익조정 측정치를 이용하고 있다는 점에서 사실상의 독립성과 관련된 감사품질이라는 점에서 차이는 있다.

9) 국내의 경우 외부감사대상이 되는 기업은 직전 사업연도 말의 자산총액이 100억원 이상의 주식회사, 자본시장과 금융투자업에 관한 법률에 따른 주권상장법인과 다음 사업연도 중에 주권상장법인이 되고자 하는 주식회사이다(주식회사의 외부감사에 관한 법률 시행령 2조). 또한 ‘자본시장과 금융투자업에 관한 법률’(자본시장통합법) 제169조에 의하여 대통령령이 정하는 주식회사도 외부 회계감사를 받도록 규정하고 있다.

한편, 외부감사의 대상범위는 시대에 따라 변화되어 왔다. 예를 들어, 외감법상 외부감사대상 범위는 1980년대에는 외부감사대상 기준이 직전연도말 자본금 5억원 또는 자산총액 30억원 이상인 기업들은 외부감사를 강제적으로 받아야 되었으며, 1990년에 들어서는 직전연도 자산규모가 40억원 이상, 1993년에는 자산총액 60억원 이상이었다가 1998년에 들어 자산총액 70억원 이상으로 점차 자산규모의 범위가 확대되었고, 2009년 12월에 들어서는 다시 100억원 이상 외부감사 대상이라는 규정을 자산총액 70억원부터 100억원 사이의 기업 중에서 부채규모가 70억원 이상이거나 종업원 수가 300명 이상인 경우로 조정됨으로써 외부감사대상 범위가 일부 축소되어졌다.

는 주식회사는 외부감사를 받도록 규정하고 있다.¹⁰⁾

주식회사의 외부감사에 관한 법률 제1조에서는 주식회사로부터 독립된 외부의 감사인이 그 주식회사에 대한 회계감사를 실시하여 회계처리의 적정을 기하도록 하는데 있음을 외부감사의 목적으로 규정하고 있으며, 제3조에서 감사인의 감사실시 규범을 정하고 있는 회계감사기준에서도 감사의 목적은 ‘재무제표의 신뢰성을 제고’하는데 있다고 기술하고 있다.

일반적으로 외부감사(external audit)는 기업이 생산한 회계정보에 대하여 독립된 제3자인 외부감사인이 회계감사기준에 따라 경영자가 산출한 재무제표에 대해 기업회계기준에 따라 작성되었는지에 관한 적정성 여부를 일정한 감사절차를 통해 평가한 후 이와 관련한 감사의견을 표명하는 절차로서 감사는 재무제표의 신뢰성(credibility)이 있는가에 관한 정보를 공공재로서 자본시장에 제공한다. 따라서 기업이 산출한 회계정보의 신뢰성에 관한 정보를 전달한다는 점에서 자본시장의 참여자들에게는 각자의 의사결정에 신뢰할만한 유용한 정보를 제공받게 된다. 따라서 자본시장에서 외부감사의 역할은 외부의 자본제공자들에게 경영자들이 산출한 재무제표의 신뢰성에 대한 확증(assurance)을 제공하는데 있다(Watts and Zimmerman 1981 ; Simunic and Stein 1987 등). Wallace(1980)은 외부감사가 제공해 주는 역할로 세 가지 기능이 있다고 설명하였다. 즉 경영자에 의해 산출된 회계정보에는 기회주의적 이익조정 유인이 존재할 수 있으므로, 전문성과 독립성을 갖춘 외부감사인이 감사절차를 수행함으로써 경영자의 수탁책임에 대한 감시 기능(monitoring role), 정보 기능(information role) 그리고 보험 기능(insurance role)이 외부감사의 주된 기능이라고 설명한다. 따라서 외부감사인은 감사의견을 통하여 재무제표에 중대한 오류나 부정이 없음에 대한 합리적인 확신(reasonable assurance) 정도를 자본시장의 외부 이해관계자들에게 감사의견을 통해 전달한다.

대리이론(agency theory)에서는 기업과 정보이용자들 사이에 정보불균형(information asymmetry) 문제가 심화될수록 경영자는 기업가치의 향상을 위해, 또는 자본조달비용을 낮추기 위해 기업 스스로의 자구 노력을 수행한다고 보고 있다. 예를 들어, Jensen and Meckling(1976)은 대리비용(agency costs)이 높은 기업의 경영자는 자발적으로 외부감사인을 고용하여 자신의 행동이 감시·감독되고 있음을 시장에 알리고자 할 유인이 존재한다고 주장한다. 또한 Hope et al.(2010)은 높은 대리비용이 발생하는 기업이면 대리비용을 감소시키기 위해서는 감사품질이 높은 감사인의 선임을 통해 기업이 고품질의 재무보고를 생산하고 있음에 대한 믿음을 시장에 신호(signal) 할 유인이 있다고 주장한다. 즉 정보불균형으로 인한 경영자와 외부 자본제공자들 사이에 대리문제가 심화될수록 외부감사인을 선임하거나, 또한 외부감사인을 선임한 경우에도 보다

10) 구체적으로는 외감법상(외감법 §2, 동법시행령 §2①))에서는 외부감사대상기업을 다음과 같이 정하고 있다. ① 직전 사업연도 말의 자산총액이 100억원 이상인 주식회사, ② 직전 사업연도 말의 부채총액이 70억원 이상이고 자산총액이 70억원 이상인 주식회사, ③ 직전 사업연도 말의 종업원수가 300명 이상이고 자산총액이 70억원 이상인 주식회사, ④ 주권상장법인 및 해당 또는 다음 사업연도에 주권상장법인이 되려는 주식회사 등이다.

높은 품질의 감사서비스를 제공하는 감사인을 선임할 수요가 발생된다는 주장들이다. 그러한 점에서 Fernando et al.(2008)의 연구는 외부감사는 자본시장에서 재무제표의 사용자와 경영자 간의 정보불균형을 감소시키고, 소유와 통제의 분리에 따른 재무제표의 신뢰성여부에 기인된 역선택(adverse selection) 문제를 해소하는데 기여한다고 주장한다.

이러한 맥락에서 외부감사를 받지 않은 재무제표와 비교할 때 외부감사를 받은 재무제표는 신뢰할 만한 회계정보를 제공하여 정보불균형과 경영자의 도덕적 해이로부터 발생하는 대리비용을 감소시키는데 있어 도움이 된다. 또한 외부감사를 받은 재무제표는 회계정보의 신뢰성이 개선될 수 있으므로, 외부감사를 받지 않은 재무제표에 비해 이를 보고 투자한 투자자들의 경제적 의사결정에서 발생할 수 있는 정보위험(information risk)에 따른 역선택 문제 역시 경감될 수 있다.

본 연구의 분석대상기업과 연구방법에 차이는 있지만, 앞서 살펴본 바 있는 Kim et al.(2011)은 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업의 외부감사 전과 비교할 때 외부감사 첫해연도에서 부채조달비용이 감소된다는 결과를 보고하였다. 또한 강선민과 황인태(2007)은 외부감사를 처음으로 받은 비상장중소기업들의 외부감사 전과 비교해서 첫해연도에서 채량적 발생액이 유의하게 감소됨을 보고하였다.

이상의 선행연구들에서의 기술적 주장과 실증적 증거를 바탕으로 본 연구는 비상장기업에서 외부감사를 받지 않은 기업은 외부감사를 받은 기업과 비교해서 외부감사를 통한 재무제표의 신뢰성이나 회계투명성이 확보되지 않는다고 채권투자자는 평가할 수 있으므로, 외부감사를 받지 않은 기업이 부채조달시에 부담하는 차입이자율은 외부감사를 받은 기업들과 비교해서 더 요구수익률이 높아질 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 다음과 같이 연구가설을 선택가설(alternative hypothesis)의 형태로 설정하였다.

가설 : 다른 조건이 일정할 때, 외부감사를 받지 않은 비상장기업들은 외부감사를 받은 기업들에 비해 재무제표의 신뢰성이 더 낮다고 채권투자자들에게 인지될 수 있으므로, 이들이 부담하는 부채조달비용이 더 높을 것이다.

III. 연구설계 및 표본

1. 연구모형의 설정

본 연구는 비상장기업을 대상으로 외부감사 효과가 있는가를 채권자 관점에서 알아보는데 목적이 있다. 즉 본 연구에서는 외부감사를 받지 않은 기업들(감사미필)이 외부감사를 받은 기업들(감사필)과 비교해서 부채조달비용이 더 높은가를 통해 외부감사 효과를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 아래의 식(1)의 모형을 통해 분석한다. 식(1)은 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있는

통제변수로 재무정보와 기업특성 변수 및 산업별 차이와 경제적 영향에 따른 고정효과(fixed effects)를 통제하기 위하여 산업더미(ΣIND)와 연도더미(ΣYD)를 모형식에 고려하였다.

$$COD_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 NOAUDIT_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 GRW_t + \beta_5 PPE_t + \beta_6 EXPT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 FY_t + \beta_9 GROUP_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \quad (1)$$

여기서, COD_{t+1} = t+1년도 타인자본비용(부채조달비용)

$COD1_{t+1}$ = t+1년도 부채차입이자율

$COD2_{t+1}$ = t+1년도 차입이자율 스프레드

test variables : NOAUDIT

$NOAUDIT_t$ = t년도 비상장기업에서 외부감사를 받지 않은 기업이면 1,
외부감사를 받은 기업이면 0

control variables

$SIZE_t$ = t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함)

LEV_t = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

GRW_t = t년도 매출액 성장률[=(당기매출액-전기매출액)/기초총자산]

PPE_t = t년도 유형자산의 비중(유형자산/총자산)

$EXPT_t$ = t년도 수출비중(=해외매출액/총매출액)

ROA_t = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

FY_t = t년도 12월 이외의 결산법인이면 1, 12월 결산법인이면 0

$GROUP_t$ = t년도 기업집단에 속한 기업이면 1, 아니면 0

ΣIND = 산업별 더미변수

ΣYD = 연도별 더미변수

ε = 잔차항

편의상 i 기업에 대한 아래첨자는 생략함

식(1)의 종속변수는 타인자본비용(cost of debt ; COD)의 대용치인 부채차입이자율(borrowing's interest rates ; 본 연구에서는 COD1으로 칭함) 또는 차입이자율 스프레드(borrowing's yield spread ; COD2로 칭함)이다.¹¹⁾ COD1의 경우 본 연구에서는 두 가지 측정치를 이용하였다. 첫째, 총금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 값¹²⁾과 둘째 이자비용을 평균이자발생부채로 나눈

11) 본 연구에서 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드의 계산에 사용된 총금융비용과 평균이자발생부채에 대한 자료는 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE의 데이터베이스에서 추출하였고, 이자비용은 손익계산서상의 이자비용을 이용하였다. 또한 차입이자율 스프레드를 계산하기 위해 이용된 기준이자율(prime rate)로는 국고채 3년만기 이자율을 이용했으며, 이 자료원은 한국은행에서 공시한 자료를 사용하였다. 따라서 본 연구에서는 부채차입이자율 또는 차입이자율 스프레드를 타인자본비용의 대용치(proxy)로 사용한다.

12) NICE신용평가정보(주)에서의 총금융비용은 이자비용, 사채이자, 사채상환손실을 더하고, 사채상환이익은 차감하며, 여기에 건설자금이자를 더하여 계산하였다. 또한 이자발생부채는 다음과 같이 측정하고 있다.

값이다. 여기서 총금융비용과 평균이자발생부채의 측정은 신용평가에 전문성을 가지고 있는 NICE신용평가정보(주)에서 계산한 값을 이용하였다.¹³⁾ 반면, 이자비용은 손익계산서에 보고된 회계상 이자비용이다. 본 연구는 이들 두 가지 측정치에 대해 측정치간 차이를 통제할 목적에서 각 두 측정치에 대한 평균값을 이용하여 분석한다. 또한 COD2의 측정은 앞서 두 가지 COD1의 측정치에 대하여 각각 국고채 3년만기 이자율을 차감하여 계산하였다(Fortin and Pittman 2007). 그리고 본 연구는 앞서 COD1과 같이 COD2의 경우에도 두 측정치의 평균값을 이용하였다.

한편, 본 연구는 이들 두 가지 부채조달비용 측정치(COD1 및 COD2)에 대하여 다시 Francis et al.(2004)의 방법에 따라 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 측정된 값을 분석에 사용하였다. 예를 들어, 표본의 수가 10,000개라고 하면 COD1 및 COD2 변수에 대해 각각 가장 높은 값을 갖는 기업에 10,000을, 가장 낮은 값을 갖는 기업에 1의 순위 값을 부여한 후 다시 각 개별기업의 변수 값에 대해서 각각 전체표본의 수인 10,000으로 나누어 측정함으로써 COD1과 COD2의 변수값이 [0, 1] 사이의 값이 되도록 하여 개별기업마다 소수의 순위등급을 부여하였다. 이러한 소수의 순위등급변수로 측정하게 되면 연속변수에서 가질 수 있는 개별기업의 변수 측정치간 상대적 비중에 따른 극단치(outlier) 문제를 완화시키는데 이점이 있다(Francis et al. 2004 ; Kim and Sohn 2009).

식(1)의 관심변수는 NOAUDIT 변수이다. NOAUDIT 변수의 측정은 외부감사를 받지 않은 비상장기업이면 1, 외부감사를 받은 비상장기업이면 0으로 하는 더미변수로 측정되었다. 만일 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 외부감사 자체의 정보가 타인자본비용(COD1 및 COD2)에 대해 유의한 음(-)의 값을 가진다면 이러한 결과는 외부감사를 받은 기업과 비교해서 외부감사를 받지 않은 기업에 대해 채권투자자들은 회계정보의 신뢰성이 더 낮다고 인지하여 이들 기업이 부채조달시 차입이자율에 대한 요구수익률을 더 높여 부담시키고 있다는 결과로 해석될 수 있다. 다시 말해서, 이러한 결과가 나타난다면 채권투자자들은 외부감사를 받은 재무제표가 외부감사를 받지 않은 재무제표보다 검증가능성(verification)이 보다 높아서 더 신뢰할만한 정보가치를 제공한다고 인지하여 이를 투자의사결정과정에 고려하고 있음을

이자발생부채(총차입금)=단기차입금+유동성장기부채-기타유동성장기부채+단기사채+장기사채+장기차입금+단독표시된 금융리스부채+장기미지급금중의 금융리스부채+정리채무중장기차입금등 정리채무+장단기유동화채무 등이다. 본 연구는 이자발생부채에 대해 t와 t-1시점의 평균치를 이용하였다.

- 13) 본 연구와 달리 Kim et al.(2011)은 이자비용을 단기와 장기차입금으로 나누고, 부채차입이자율 스프레드로 부채조달비용을 정의하여 분석하였다. 또한 본 연구와 같이 전기와 당기의 평균치 및 소수의 순위변수로 측정하지 않고 연속변수의 형태로 분석되었다는 점에서 차이가 있다. 이러한 점에서 본 연구의 부채조달비용에 대한 측정방법이 평균치를 사용함으로써 이자율변동을 고려한 측정치라는 점과 소수의 순위변수로 측정되어 각 변수의 이상치를 고려한 측정치라는 점, 그리고 기업평가에 보다 전문성이 있는 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 총금융비용의 고려 및 차입금 중 실제로 이자발생부채만을 대상으로 분석이 수행되고 있다는 점에서 Kim et al.(2011)의 측정치보다 더 정치한(refine) 계산방법이라고 할 수 있다.

의미한다. 따라서 식(1)의 주된 관심변수인 COD1과 COD2의 계수값은 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 예상된다($\beta_1 < 0$).

식(1)의 통제변수의 선정은 이전 연구들에서 자본비용 결정요인으로 알려진 변수들(Kim et al. 2011 ; Ge and Kim 2010 ; Hope et al. 2009 ; Fernando et al. 2008 ; Dhaliwal et al. 2008 ; Jiang 2008 ; Fortin and Pittman 2007 ; Pittman and Fortin 2004 ; Khurana and Raman 2004 ; 김확열과 박미영 2010 등)과 비상장기업의 특성을 고려한 변수들을 모형식에 고려하여 설정하였다. 즉 선정된 통제변수로는 재무정보로 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 매출액 성장성(GRW), 총자산 대비 유형자산 비중(PPE), 수출비중(EXPT), 총자산이익률(ROA) 및 기업특성 변수로 12월 이외의 결산법인(FY), 기업집단 소속여부(GROUP) 등이다. 또한 산업간 차이를 통제할 목적에서 산업더미(ΣIND)를, 그리고 경기변동 영향을 통제할 목적에서 연도더미(ΣYD)를 모형식에 추가로 고려하였다. 구체적인 변수의 정의와 측정은 식(1)의 하단과 같다. 여기서는 모형식에 선정된 통제변수의 선정 이유에 대해 간략히 살펴보고자 한다.

SIZE 변수는 이전 연구들에서 설정된 모형식에서의 제외된 변수의 대용치가 될 수 있다는 주장에 따라 포함되었다(Becker et al. 1998). 또한 일반적으로 기업규모가 클수록 기업위험에 낮아지고, 보다 나은 부채상환능력을 갖추고 있어 기업규모는 타인자본비용(COD1, COD2)과 음(-)의 관계가 기대된다(Kim et al. 2011 ; Ge and Kim 2010 ; Jiang 2008 등). LEV 변수는 부채비율이 높을수록 미래 부채상환능력이 낮아질 수 있으므로, 부채비율은 타인자본비용과 양(+)의 관계가 기대된다(Kim et al. 2011 ; Ahmed et al. 2008 ; Jiang 2008 ; Fortin and Pittman 2007 등). PPE 변수는 총자산에서 유형자산이 차지하는 비중으로서 이 변수는 기업의 담보제공능력을 나타내므로, 유형자산의 비중과 타인자본비용 간에는 음(-)의 관계가 기대된다(Hope et al. 2009 ; Pittman and Fortin 2004 ; 김확열과 박미영 2010 등). GRW 변수는 기업의 성장성에 관한 변수이다. 이 변수는 기업의 미래성장가능성의 정보를 내포하지만, 다수의 이전 연구들에서는 성장성이 높은 기업일수록 이익조정 가능성도 높다는 점에서 성장성이 높은 기업은 재무적 왜곡가능성이 높을 수 있으므로 GRW와 타인자본비용 간에 양(+)의 관계가 나타날 것으로 예상되었다(Ahmed et al. 2009 ; Fama and French 1995).¹⁴⁾ EXPT 변수는 기업의 수출 정도를 나타내는 변수로서 수출비중이 높을수록 국내 경기변동의 영향에 따른 수익구조에 따른 영향이 적고, 미래 성장잠재력이 있으므로, 채권자들에게는 보다 긍정적인 평가를 받을 수 있다. 따라서 EXPT는 타인자본비용과 음(-)의 관계가 기대된다.

14) 주식시장이 존재하는 상장기업을 대상으로 한 연구들은 성장성의 변수를 시장가치 대비 장부가치로 측정하고 있으나, 본 연구의 분석대상은 비상장기업에 해당되므로, 주식시장이 부재하기 때문에 시장가치가 존재하지 않는다. 그러한 점에서 본 연구에서는 성장성 변수로 매출액 성장률을 이용하였다. 그리고 매출액 성장률의 계산에서 비상장기업의 경우 전기 대비 매출액의 증감으로 측정할 경우 매출액 변동이 큰 기업들이 다수 존재하여, 전기 매출액으로 표준화하는 대비 기초총자산으로 표준화하여 측정하였다.

ROA 변수는 기업의 대표적인 요약성과 측정치이다. ROA가 높은 기업일수록 미래 부채상환의 가능성이 높고, 파산위험의 가능성은 낮아질 수 있기 때문에 시장에서 낮은 이자율로 자금차입이 가능하다. 따라서 ROA는 타인자본비용과 음(-)의 관계가 기대된다(Kim et al. 2011 ; Hope et al. 2009 ; Dhaliwal et al. 2008 등). FY 변수는 비상장기업의 특성상 상장기업과 달리 12월 결산법인 이외의 법인들이 표본에 다수 존재하여, 이를 모형식에 고려한 것이다. 문상혁 등(2005)의 연구는 12월 결산법인과 비교할 때 12월 이외의 법인들의 이익조정 정도가 더 낮다는 결과를 보고하였다. 따라서 FY는 타인자본비용과 음(-)의 관계가 기대된다. GROUP는 기업 집단에 속한 기업이면 그렇지 않은 기업과 비교해서 재벌기업의 집단에 속한 계열회사로서 내부거래나 상호지급보증 등으로 인한 이익조정 가능성이나 지급보증에 따른 기업위험이 더 높아질 수 있으므로, GROUP는 타인자본비용과 양(+)의 관계가 기대된다.

본 연구는 연구가설을 검증함에 있어 종속변수를 $t+1$ 시점으로 측정하였고, 관심변수와 통제변수는 t 시점으로 측정하였다. 이러한 모형설계상에 시점에 대한 고려는 설명변수와 종속변수간의 관련성(association)뿐 아니라 전후관계에 따른 인과관계(casuality relation) 역시 동시에 고려될 수 있는 이점을 가진다. 또한 관심변수와 종속변수간의 발생될 수 있는 내생성 문제(endogeneity problem) 역시 통제할 수 있는 장점도 있다(Ge and Kim 2010 ; Jiang 2008 등).¹⁵⁾

2. 표본의 선정

본 연구는 2005년부터 2009년까지 한국선물증권거래소에 상장되지 않은 비상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 감사여부의 확인이 가능하고, 기타 분석에 필요한 재무자료에 대하여 입수가 가능한 기업

본 연구의 분석기간은 종속변수(설명변수)를 기준으로 할 때 2005년부터 2009년까지(2004년부터 2008년까지)로 선정하였다.

먼저 조건 (1)에서 금융업을 제외시킨 이유는 재무제표의 양식과 구성항목 및 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하여 동일한 조건상의 비교가 어렵기 때문이다. 조건 (2)는 연구목적의 달성 및 분석에 필요한 자료원에 관한 사항이다. 본 연구에서는 NICE신용평가정보(주)의 KIS

15) 이와는 달리, 선행연구인 Kim et al.(2011)의 연구는 종속변수와 관심변수 및 설명변수들 모두 측정시점에 대해 t 시점으로 측정하고 있어 본 연구의 설계와 차이가 있다. 예들 들어, 2011년도 중에 부채조달을 위한 자금차입이 이루어진다면 채권투자자들은 2011년도의 재무제표 자료상에 나타난 자료는 2012년 초에 가서나 이용가능 하다. 따라서 한편으로, 이러한 사항은 본 연구의 종속변수가 $t+1$ 시점이고, 관심변수가 t 시점이므로, 외부감사를 받지 않은 기업과 외부감사를 받은 기업 간의 외부감사여부에 따른 정보가 미래 부채조달비용에 어떠한 차이를 가져오는가를 분석하는 의미를 나타내 주기도 한다.

—VALUE에서 감사여부와 기타 분석에 필요한 재무자료 등에 대한 추출이 가능한 기업을 이용하였다. 즉 표본을 선정함에 있어 모형식(1)에 대한 분석을 위하여 먼저 외부감사여부에 대한 확인이 가능한 자료를 구한 후, 다음으로 식(1)에 포함된 변수들에 대하여 이용가능한 재무와 비재무자료가 입수가 가능한 기업으로 선정되었다. 그리고 각 변수의 극단치 처리와 관련해서는 식(1)의 모형식에 고려된 변수 중 종속변수 및 자연로그 값을 취한 SIZE와 더미변수를 제외한 연속변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorization)하였다.

이상의 조건을 모두 만족하는 최종표본이 2005년부터 2009년까지 외부감사를 받지 않은(이하 감사미필로 칭함) 표본은 5,614개 기업이고, 통제집단으로 외부감사를 받은(감사필) 표본은 39,733개 기업/연 자료였다. 따라서 전체표본은 이들 두 표본을 합산하면 45,347개 기업/연 자료이다.

<표 1>에는 표본에 대한 산업별 분포를 나타내었다. <표 1>에는 분석에 사용된 감사미필, 감사필 및 이들의 합인 전체표본의 각각의 산업별 분포에 대한 기업수(빈도수)와 이들이 각 표본에서 차지하는 비율(백분율)이 보고되었다. 산업별 분류는 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에 보고된 대분류 기준을 따랐다.

<표 1>을 보면, 감사미필, 감사필 및 전체표본 모두 제조업이 각각 61.1%, 55.0%, 55.8%로 각 표본에서 가장 많은 비중을 차지하였다. 지면상 별도로 보고하지는 않았지만, 제조업을 중분류 기준으로 세분화한 후 각 표본의 분포를 살펴보았을 경우에도 전 산업에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 확인할 수 있었다. 다음으로 많은 표본의 비중을 차지하는 산업 중 감사미필 표본은 도매와 소매업(14.1%, 790개), 건설업(10.2%, 572개)이 10% 이상의 순위이며, 감사필 표본은 도매와 소매업(11.7%, 4,634개)으로 10% 이상을, 전체표본은 도매업과 소매업(12.0%, 5,424개)이 10% 이상으로 나타났고, 나머지 산업들은 대부분 10% 이내의 비중이었다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

산 업	감사미필 표본		감사필 표본		전체표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	3,430	61.1%	21,853	55.0%	25,283	55.8%
건설업	572	10.2%	3,738	9.4%	4,310	9.5%
도매 및 소매업	790	14.1%	4,634	11.7%	5,424	12.0%
운수업	190	3.4%	1,830	4.8%	2,020	4.5%
부동산 및 임대업	213	3.8%	2,826	7.1%	3,039	6.7%
서비스업	246	4.4%	3,948	7.7%	3,294	7.3%
기타	173	3.1%	1,804	4.5%	1,977	4.4%
합계	5,614	100%	39,733	100%	45,347	100%

주1) 산업별 구분은 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

주2) 위에 보고된 수치는 분석기간 2005년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계

<표 2>에는 식(1)의 모형식에 사용된 주요 변수들의 기술통계를 전체표본을 대상으로 나타내었다.

<표 2>를 보면, 종속변수인 부채차입이자율 COD1과 차입이자율 스프레드 COD2의 경우 소수의 순위변수로 측정하면 평균(중위수)이 0.500(0.499)이다. 표에 보고되지는 않았지만, 소수의 순위변수로 측정하기 전의 COD1과 COD2의 각 평균(중위수)은 0.065(0.060), 0.018(0.014)이었다. 이는 비상장기업에서 부채차입을 통해 자금을 조달하면 차입이자율이 평균 6.5%이고, 3년 만기 국고채 이자율과 비교할 때의 평균 1.8% 정도를 추가로 더 부담하고 있음을 의미한다. 관심변수 NOAUDIT의 평균이 12%로 나타나 표본에서 감사받지 않은 비상장기업이 전체표본 중 12%를 차지하였다.

기업규모(SIZE)의 평균과 중위수는 각각 16.898과 16.681이었다. 이 수치를 자연로그 값을 취하기 전으로 다시 환산하면 평균이 21,813백만원과 중위수는 17,558백만원이었다. 부채비율(LEV)은 평균과 중위수가 0.644와 0.671로 타인자본비중이 상대적으로 높게 나타나고 있다. 이는 상장기업들의 경우보다 일반적으로 높은 수준으로, 비상장기업의 외부자금조달의 주요원천이 은행이나 기타 사적대출자로부터의 부채차입이라는 점에서 보면, 일반적으로 부채비율 수준이 높을 수 있다.¹⁶⁾ 매출액 성장성(GRW)의 평균(중위수)이 0.262(0.110)로 나타나 평균 총자산 대비 매출액 증가율은 26.2%로 매우 높은 성장성을 보인다. 그러나 중위수로 비교할 때 평균이 2배 이상으로 나타나고 있어 비상장기업 중 몇몇 기업들의 경우에서 괄목할만한 성장세를 가지고 있음을 나타낸다.

유형자산 비중(PPE)의 평균(중위수)이 0.367(0.344)로 나타나고 있어 비상장기업들의 평균 총자산에서 유형자산이 차지하는 비율이 36.7%로 유형자산이 자산에서 차지하는 비중은 비상장기업의 경우 대략 1/3 정도로 나타났다. 수출비중(EXPT)의 평균은 3.4%로 나타나 비상장기업은 수출 보다는 내수가 차지하는 비중이 월등히 높았다. 총자산이익률(ROA)은 평균과 중위수가 각각 0.051과 0.037로 모두 양(+)의 값을 보이고 있다. 12월 이외의 결산법인(FY)이 표본에서 차지하는 비중은 4.6%로 나타나고 있고, 비상장기업에서 기업집단에 속한 기업(GROUP)의 평균은 46.9%로 나타나 기업집단에 소속된 계열기업이 비상장기업의 경우 대략 절반 수준이었다.

16) 광수근과 박종일(2010)의 연구에서 2004년부터 2007년간 표본에 보고된 유가증권상장기업과 코스닥 상장기업의 부채비율에 대한 평균(중위수)이 각각 0.46(0.46)과 0.42(0.40)였다. 이를 비상장기업과 비교하면, 비상장기업은 유가증권상장기업보다 평균 1.4배(=0.64/0.46) 정도, 코스닥상장기업보다는 1.5배(=0.64/0.42) 정도 더 높음을 알 수 있다.

〈표 2〉 기술통계

변 수	전체 표본 (N= 45,347)				
	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
$COD1_{t+1}$	0.500	0.499	0.288	0	1
$COD2_{t+1}$	0.500	0.499	0.288	0	1
$NOAUDIT$	0.12	0	0.329	0	1
$SIZE$	16.898	16.681	1.003	7.287	23.908
LEV	0.644	0.671	0.209	0.128	1.107
GRW	0.262	0.110	0.656	-1.225	3.707
PPE_{t+1}	0.367	0.344	0.264	0	1
$EXPT_{t+1}$	0.034	0	0.140	0	1
ROA	0.051	0.037	0.108	-0.292	0.506
FY	0.046	0	0.209	0	1
$GROUP$	0.469	0	0.499	0	1

주1) 변수의 정의 : $COD1_{t+1}$ =t+1년도 부채차입이자율(fractional ranks variable), $COD2_{t+1}$ =t+1년도 차입이자율 스프레드(fractional ranks variable), $NOAUDIT_t$ =t년도 비상장기업에서 감사받지 않은 기업이면 1, 감사받은 기업이면 0, $SIZE_t$ =t년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함), LEV_t =t년도 부채비율(=총부채/총자산), GRW_t =t년도 매출액 성장률[(당기매출액-전기매출액)/기초총자산], PPE_t =t년도 유형자산의 비중(유형자산/총자산), $EXPT_t$ =t년도 수출비중(=해외매출액/총매출액), ROA_t =t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산), FY_t =t년도 12월 이외의 결산법인이면 1, 12월 결산법인이면 0, $GROUP_t$ =t년도 기업집단에 속한 기업이면 1, 아니면 0임.

주2) 분석기간 2005년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

<표 3>에는 전체표본을 다시 감사미필과 감사필 표본으로 나누어 각 변수의 평균과 중위수를 보고한 후, 이들 감사미필과 감사필 표본에 대한 각 변수 간의 차이검증결과를 나타내었다.

<표 3>의 결과를 보면, COD1(COD2)은 감사미필 표본의 평균과 중위수가 0.517(0.527)과 0.513(0.518)이고, 감사필 표본은 0.497(0.496)과 0.498(0.497)로 나타나고 있어 감사미필 표본이 감사필 표본보다 평균과 중위수 모두 타인자본비용 측정치가 유의하게 더 높게 나타나고 있다.¹⁷⁾ 이는 비상장기업에서 외부감사를 받지 않은 기업들이 외부감사를 받은 기업들보다 평균과 중위수 모두에서 부채조달비용(타인자본비용)이 더 높다는 것을 의미한다. 따라서 연구가설은 지지된 결과로 나타났으나, 이 결과는 두 표본간의 단순 차이검증의 결과라는 점에서 타인자

17) <표 3>에는 보고되지 않았지만, 소수의 순위변수 측정치로 전환하기 전의 경우 감사미필 표본에서 COD1과 COD2의 각 평균(중위수)이 0.068(0.062)과 0.021(0.015)이었으며, 감사필 표본은 COD1과 COD2의 각 평균(중위수)이 0.064(0.060)와 0.018(0.014)이었다.

본비용에 영향을 미칠 수 있는 일정 통제변수를 고려한 후 다변량 회귀분석을 통해 검증결과의 일반화여부를 확인할 필요가 있다.

〈표 3〉 주요변수에 대한 차이검증 결과

변 수	감사미필 표본 (N= 5,614)		감사필 표본 (N= 39,733)		차이검증	
	평 균	중위수	평 균	중위수	t 검증	Wilcoxon 부호순위합검증
$COD1_{t+1}$	0.517	0.527	0.497	0.496	4.708***	4.955***
$COD2_{t+1}$	0.513	0.518	0.498	0.497	3.341***	3.514***
SIZE	15.809	15.761	17.051	16.803	-142.302***	-103.378***
LEV	0.672	0.706	0.641	0.666	11.299***	11.150***
GRW	0.679	0.391	0.203	0.090	33.615***	40.717***
PPE_{t+1}	0.359	0.345	0.368	0.344	-2.414***	-1.333
$EXPT_{t+1}$	0.023	0.044	0.034	0	-7.119***	-4.737***
ROA	0.101	0.074	0.044	0.033	29.598***	39.273***
FY	0.042	0	0.046	0	-1.552	-1.497
GROUP	0.281	0	0.490	0	-32.983***	-30.137***

주1) 변수의 정의는 <표 2>와 같음.

주2) 분석기간 2005년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

주3) 차이검증은 평균은 t 검증의 t 값을, 중위수는 Wilcoxon 부호순위합 검증(W 검증)은 Z 값을 보고함.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

통제변수들의 결과에서는 FY를 제외하면 감사미필 표본과 감사필 표본 간에 모두 유의한 차이를 보인다. 즉 감사필 표본과 비교해서 감사미필 표본은 기업규모가 작고, 부채비율과 성장성 및 총자산이익률이 더 높다. 그리고 기업집단에 속한 기업들이 더 낮았다. 유형자산의 비중은 평균에서만 감사미필 표본이 감사필 표본보다 더 적게 나타났다.

2. 상관관계 분석

<표 4>에는 식(1)의 모형식에 사용된 각 변수들간의 상관관계를 나타내었다. 표에 보고된 상관계수는 피어슨 상관관계수이다.

<표 4>를 보면, 관심변수 NOAUDIT는 종속변수 COD1과 COD2에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성을 보인다. 이는 앞서 차이검증의 결과와 마찬가지로 외부감사를 받지 않은 기업의 부채차입이자율이나 차입이자율 스프레드가 외부감사를 받은 기업보다 더 높다는 결과로

서 외부감사를 받지 않은 기업이면 외부감사를 받은 기업과 비교해서 채권시장에서 부채차입에 따른 이자율의 부담이 더 높다는 결과이다. 그러나 이 결과 역시 단순 상관성을 살펴본 것이므로, 보다 정확한 분석결과를 얻기 위해서는 다변량 회귀분석을 통해 살펴볼 필요가 있다.

한편, <표 4>에 보고된 통제변수 간의 상관성으로 파악해 볼 때 변수 간 다중공선성(multicollinearity) 문제의 소지가 있는 높은 상관성을 가지고 있는 변수는 나타나지 않았다.

통제변수들의 경우 종속변수인 COD1과 COD2에 대해 대체로 모든 변수에서 설명변수들과는 유의한 상관성을 가지고 있다. 즉 SIZE, PPE, EXPT, ROA, FY는 타인자본비용과 유의한 음(-)의 상관성을, LEV, GRW, GROUP는 유의한 양(+)의 상관성을 가지고 있다. 그러나 COD2와 SIZE 간이나 COD1과 GROUP 간에는 유의한 상관성이 나타나지는 않았다. 즉 비상장기업에서 기업규모가 클수록, 유형자산의 비중이 클수록, 수출비중이 클수록, 총자산이익률이 높을수록, 12월 이외의 결산법인이면 타인자본비용이 낮아지는데 반해, 부채비율이 높을수록, 성장성이 높을수록, 그리고 기업집단에 속한 기업이면 타인자본비용이 높아진다는 결과이다.

<표 4> 변수간 상관관계

변 수	COD1	COD2	NOAUDIT	SIZE	LEV	GRW	PPE	EXPT	ROA	FY	GROUP
COD1	1	0.996 (0.000)	0.023 (0.000)	-0.011 (0.022)	0.138 (0.000)	0.049 (0.000)	-0.147 (0.000)	-0.037 (0.000)	-0.061 (0.000)	-0.025 (0.000)	0.005 (0.263)
COD2		1	0.017 (0.000)	-0.007 (0.160)	0.135 (0.000)	0.057 (0.000)	-0.143 (0.000)	-0.036 (0.000)	-0.072 (0.000)	-0.024 (0.000)	0.008 (0.080)
NOAUDIT			1	-0.408 (0.000)	0.049 (0.000)	0.239 (0.000)	-0.011 (0.018)	-0.028 (0.000)	0.172 (0.000)	-0.007 (0.134)	-0.142 (0.000)
SIZE				1	-0.013 (0.006)	-0.099 (0.000)	0.009 (0.054)	0.048 (0.000)	-0.069 (0.000)	-0.002 (0.696)	0.304 (0.000)
LEV					1	0.118 (0.000)	0.109 (0.000)	-0.036 (0.000)	-0.290 (0.000)	-0.039 (0.000)	-0.096 (0.000)
GRW						1	-0.115 (0.000)	0.001 (0.791)	0.360 (0.000)	-0.020 (0.000)	-0.051 (0.000)
PPE							1	-0.003 (0.592)	-0.167 (0.000)	0.003 (0.531)	-0.022 (0.000)
EXPT								1	0.007 (0.115)	0.011 (0.016)	-0.001 (0.754)
ROA									1	-0.010 (0.034)	-0.026 (0.000)
FY										1	-0.036 (0.000)
GROUP											1

주1) 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 2005년부터 2009년까지 전체표본 자료를 보고함(N=45,347개 기업/연).

주2) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

3. 연구가설에 대한 다변량 회귀분석 결과

<표 5> 및 <표 6>에서는 식(1)의 모형식을 이용한 연구가설에 대한 다변량 회귀분석 결과를 나타내었다. <표 5>는 종속변수가 COD1(부채차입이자율)의 결과를, <표 6>은 COD2(차입이자율 스프레드)의 결과를 각각 보고하였다. 표의 왼쪽 란에는 OLS의 회귀분석결과를, 중간에는 변수의 이분선성(heteroskedasticity) 및 통합검증결과에서 나타날 수 있는 횡단면-시계열적 종속성(cross-sectional and time-series dependence) 문제를 조정한 후의 t 값을 제공하는 Newey and West(1987)의 검증결과를, 그리고 오른쪽 란에는 군집성이 통제된 Clustering 검증결과를 각각 보고하였다. 본 연구는 강건성 분석(robustness analysis) 차원에서 OLS 회귀분석 외에도 추가로 Newey and West 검증과 Clustering 검증결과를 함께 제시하였다.

한편, 회귀분석상에 식(1)의 모형식에 포함된 산업(ΣIND)과 연도(ΣIND) 더미변수가 고려된 후 회귀분석 되었지만, 표의 간결성을 위하여 이들에 대한 보고는 생략하였다. 따라서 본 연구의 검증결과들은 산업과 연도별 차이가 통제된 후의 결과이다.

먼저 <표 5>의 결과를 보면, 우선 OLS의 분석결과에서 F 값이 1% 수준에서 유의한 결과를 보이고 있어 설정된 연구모형식은 적합성이 있는 것으로 나타났다.¹⁸⁾ OLS 회귀분석의 결과는 모형의 설명력(adj. R^2)이 7.8%로 나타났다. 또한 Newey and West(1987) 검증이나 Clustering 검증결과에서는 F 값은 유의한 수준이며 각각 모형의 설명력은 OLS와 유사하게 7.7%와 7.9%로 나타났다.

관심변수 NOAUDIT는 COD1(부채차입이자율)에 대해 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 보이고 있다. 이러한 결과는 OLS 회귀분석뿐만 아니라 횡단면-시계열적 종속성 문제를 조정한 t 값을 제공하는 Newey and West(1987)의 검증결과 및 군집성(cluster)을 고려한 Clustering 검증결과 모두 1% 이내의 수준에서 일치된 결과로 나타나고 있다. 따라서 본 검증결과는 분석방법에 관계없이 강건성(robustness)이 있음을 알 수 있다.

18) 모형식에 포함된 변수들간 다중공선성 문제가 있는가를 분산팽창요소(variance influence factor ; VIF) 값으로 확인하였다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상을 상회하면 설정된 회귀모형식에서 변수간의 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단하고 있다. <표 5>에서 모형 1의 경우 VIF의 최대값이 SIZE 변수에서 1.334로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 <표 5>의 검증결과에서 변수들 사이의 다중공선성 문제는 검증결과에 중요한 영향을 미치지 않는다는 것을 알 수 있다. 이후의 분석결과와 경우도 통제변수들이 유사한 관계로 이와 유사한 수준이 나타남이 확인되어, 후속 표들에서의 변수간의 다중공선성 문제와 관련한 설명은 생략한다.

<표 5> 외부감사 효과에 관한 회귀분석 결과 : 부채차입이자율($COD1_{t+i}$)

변 수	예상 부호	OLS regression (N=45,347)	Newey and West test (N=45,347)	Clustering test (N=45,347)
		모형 1	모형 2	모형 3
절 편	?	0.453 (17.301 ^{***})	0.453 (14.49 ^{***})	0.453 (10.58 ^{***})
NOAUDIT	+	0.018 (4.017^{***})	0.018 (3.47^{***})	0.018 (3.13^{***})
SIZE	-	-0.002 (-1.403)	-0.002 (-1.18)	-0.002 (-0.85)
LEV	+	0.189 (27.683 ^{***})	0.189 (22.05 ^{***})	0.189 (16.78 ^{***})
GRW	+	0.017 (7.618 ^{***})	0.017 (6.68 ^{***})	0.017 (6.43 ^{***})
PPE	-	-0.169 (-30.674 ^{***})	-0.169 (-25.42 ^{***})	-0.169 (-18.48 ^{***})
EXPT	-	-0.057 (-6.015 ^{***})	-0.057 (-5.64 ^{***})	-0.057 (-4.16 ^{***})
ROA	-	-0.180 (-12.831 ^{***})	-0.180 (-11.07 ^{***})	-0.180 (-10.08 ^{***})
FY	-	-0.020 (-3.129 ^{***})	-0.020 (-2.48 ^{**})	-0.020 (-1.69 [*])
GROUP	+	0.011 (3.840 ^{***})	0.011 (3.18 ^{***})	0.011 (2.22 ^{**})
ΣIND		포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함
adj. R^2 (Pseudo R^2)		0.078	0.077	0.079
F 값 (Wald X^2)		203.340 ^{***}	163.85 ^{***}	163.21 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

이러한 결과로 볼 때 비상장기업에서 외부감사를 받지 않은 기업은 외부감사를 받은 기업보다 부채조달비용을 더 부담한다는 결과이므로, 채권시장의 채권투자자들은 감사를 받지 않은 기업들은 감사를 받은 기업들보다 재무제표의 신뢰성이나 회계투명성이 더 낮다고 인지하여 이들 기업이 부채조달시에 위험에 대한 프리미엄(risk premium)을 추가로 더 부담시키고 있음을 의미

한다. 다시 말해서 외부감사를 받은 기업들은 외부감사를 받지 않은 기업들과 비교해서 채권투자자들은 회계정보의 신뢰성이 제고된다고 인지하여 이들 기업의 대출이자율은 더 낮춘다는 결과이므로, 외부감사 자체는 채권시장에서 정보가치(information value)를 가지고 있음을 시사한다. 따라서 비상장기업에 대한 채권자 관점에서 인지된 자본시장의 반응은 이들의 투자의사결정에 외부감사 자체는 중요한 정보가치를 가지고 있다는 점에서 연구가설은 지지된 결과로 나타났다. 즉 외부감사 자체는 정보적 관점(information perspective)에서 논의될 수 있는 사항임을 알 수 있다.

통제변수의 결과를 보면, COD1에 대해 유의한 결과를 보이는 변수는 SIZE를 제외하면 분석 방법에 상관없이 모두 유의한 계수값을 가지고 있다. 구체적으로는 일반적인 기대와 같이 PPE, EXPT, ROA, FY는 COD1에 대해 유의한 음(-)의 관계를, LEV, GRW는 유의한 양(+)의 관계를 가지고 있다. 즉 유형자산의 비중이 클수록, 수출비중이 높을수록, 총자산이익률이 클수록, 12월 이외의 결산법인이면 부채차입이자율이 낮아지는데 반해, 부채비율이 높을수록, 성장성이 높을수록 부채차입이자율이 높아지는 것으로 나타났다.

<표 6>에서는 종속변수를 COD2(차입이자율 스프레드)로 분석한 회귀분석 결과를 제시하였다. 표 보고방식은 앞서의 <표 5>와 동일하다.

<표 6> 외부감사 효과에 관한 회귀분석 결과 : 부채차입이자율 스프레드($COD2_{t+1}$)

변 수	예상 부호	OLS regression (N=45,347)	Newey and West test (N=45,347)	Clustering test (N=45,347)
		모형 1	모형 2	모형 3
절 편	?	0.529 (20.179 ^{***})	0.529 (16.88 ^{***})	0.529 (12.35 ^{***})
<i>NOAUDIT</i>	+	0.018 (4.060^{***})	0.018 (3.51^{***})	0.018 (3.17^{***})
<i>SIZE</i>	-	-0.003 (-1.723 [*])	-0.003 (-1.45)	-0.003 (-1.05)
<i>LEV</i>	+	0.188 (27.425 ^{***})	0.188 (21.86 ^{***})	0.188 (16.64 ^{***})
<i>GRW</i>	+	0.017 (7.550 ^{***})	0.017 (6.62 ^{***})	0.017 (6.36 ^{***})
<i>PPE</i>	-	-0.169 (-30.674 ^{***})	-0.169 (-25.54 ^{***})	-0.169 (-18.56 ^{***})
<i>EXPT</i>	-	-0.057 (-5.986 ^{***})	-0.057 (-5.60 ^{***})	-0.057 (-4.13 ^{***})

<표 6> 외부감사 효과에 관한 회귀분석 결과 : 부채차입이자율 스프레드($COD2_{i+t}$) (계속)

변 수	예상 부호	OLS regression (N=45,347)	Newey and West test (N=45,347)	Clustering test (N=45,347)
		모형 1	모형 2	모형 3
<i>ROA</i>	—	−0.182 (−12.955 ^{***})	−0.182 (−11.15 ^{***})	−0.182 (−10.15 ^{***})
<i>FY</i>	—	−0.021 (−3.311 ^{***})	−0.021 (−2.65 ^{***})	−0.021 (−1.81 [*])
<i>GROUP</i>	+	0.010 (3.538 ^{***})	0.010 (2.92 ^{***})	0.010 (2.04 ^{**})
ΣIND		포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함
<i>adj. R² (Pseudo R²)</i>		0.076	0.075	0.077
<i>F 값 (Wald X²)</i>		197.887 ^{***}	148.59 ^{***}	140.94 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 6>의 결과에서 종속변수를 차입이자율 스프레드를 측정한 경우도 <표 5>의 검증결과와 일치된 결과가 나타남을 확인할 수 있다. 즉 관심변수 NOAUDIT는 COD2에 대해 일정 변수를 통제한 후에도 OLS 회귀분석뿐 아니라, Newey and West 검증이나 Clustering 검증결과 모두 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있다. 이러한 결과는 상대적 측정치인 차입이자율 스프레드로 측정한 경우도 앞서의 <표 5>의 검증결과와 차이가 없는 결과이므로, 앞서의 검증결과에 대하여 지지해 주는 보완적 증거이다.

4. 민감도 분석결과

본 절에서는 연구가설에 대한 민감도 분석 차원에서 타인자본비용의 대용치인 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드의 각 두 가지 개별 측정치들에서도 앞서의 <표 5>와 <표 6>에서의 평균치로 측정된 COD1과 COD2와 일치된 결과가 나타나는지를 별도로 분석을 수행해 보았다. 이와 관련한 결과는 <표 7>에 나타내었다. Panel A에는 종속변수가 COD1의 경우를, Panel B에는 COD2의 경우에 대해 관심변수를 중심으로 보고하였다. 여기서 COD1(1)과 COD1(2)는 각각 부채차입이자율을 계산할 때 총금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 경우와 이자비용을 평균이자발생부채로 나눈 경우이다. 그리고 COD2(1)과 COD2(2)는 앞서 COD1(1)과 COD1(2)에 대해 각각 국고채 3년만기 이자율을 차감한 측정치이다.

〈표 7〉 민감도 분석결과

Panel A : 종속변수 : 부채차입이자율(COD1 _{t+1})							
변 수	예상 부호	OLS regression (N=45,347)		Newey and West test (N=45,347)		Clustering test (N=45,347)	
		모형 1		모형 2		모형 3	
		COD1(1)	COD1(2)	COD1(1)	COD1(2)	COD1(1)	COD1(2)
NOAUDIT	+	0.020 (4.486^{***})	0.016 (3.521^{***})	0.020 (3.88^{***})	0.016 (3.04^{***})	0.020 (3.50^{***})	0.016 (2.75^{***})
통제변수	?	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	포함	포함
$adj. R^2$ (Pesudo R^2)		0.080	0.075	0.080	0.076	0.081	0.076
F 값 ($Wald X^2$)		209.176 ^{***}	195.268 ^{***}	169.81 ^{***}	154.34 ^{***}	170.22 ^{***}	151.90 ^{***}
Panel B : 종속변수 : 부채차입이자율(COD2 _{t+1})							
변 수	예상 부호	OLS regression (N=45,347)		Newey and West test (N=45,347)		Clustering test (N=45,347)	
		모형 1		모형 2		모형 3	
		COD2(1)	COD2(2)	COD2(1)	COD2(2)	COD2(1)	COD2(2)
NOAUDIT	+	0.020 (4.493^{***})	0.016 (3.598^{***})	0.020 (3.89^{***})	0.016 (3.11^{***})	0.020 (3.51^{***})	0.016 (2.81^{***})
통제변수	?	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	포함	포함
$adj. R^2$ (Pesudo R^2)		0.077	0.075	0.076	0.076	0.077	0.075
F 값 ($Wald X^2$)		199.730 ^{***}	193.908 ^{***}	148.68 ^{***}	146.64 ^{***}	139.79 ^{***}	140.68 ^{***}

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

<표 7>의 결과를 보면, 분석방법인 OLS, Newey and West 및 Clustering 검증결과에 상관없이 NOAUDIT 변수는 일정 변수를 통제한 후에도 COD1(1), COD1(2), COD2(1), COD2(2)에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있다. 이는 개별 타인자본비용 측정치 모두 일관된 결과라는 점에서 앞서의 <표 5> 및 <표 6>의 결과는 종속변수의 개별 측정치를 이용한 측정방법에 민감하지 않음을 알 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 비상장기업을 대상으로 외부감사를 받지 않은 기업이 외부감사를 받은 기업에 비해 회계정보의 신뢰성이 낮아 채권시장에서 부채조달비용을 더 부담하는가를 타인자본비용 관점에서 검증하였다. 다시 말해서 본 연구는 외부감사를 받지 않은 경우에 비해 외부감사를 받은 비상장기업의 회계정보의 신뢰성이 제고된다고 채권시장에서 인지한다면 채권투자자의 대출의사결정시에 정보위험이 감소될 수 있어 이들의 요구수익률은 보다 낮아질 수 있으므로, 기업의 부채차입이자율이 감소되는가를 살펴봄으로써 비상장기업에서 외부감사의 효과성을 검증하였다. 이는 외부감사 자체가 정보가치를 가지고 있는가를 비상장기업을 대상으로 채권시장의 반응을 살펴본 것이다. 이를 위하여 본 연구는 타인자본비용으로 부채차입이자율과 차입이자율 스프레드를 이용하였다. 부채차입이자율의 경우에도 NICE신용평가정보(주)의 데이터베이스 자료를 이용하여 두 가지 방법으로 측정하였다. 첫째, 총금융비용을 평균이자발생부채로 나눈 경우와 둘째, 회계상 이자비용을 평균이자발생부채로 나눈 경우이다. 차입이자율 스프레드의 경우에는 이들 두 가지 측정치에 대해 국고채 3년만기 이자율을 차감하여 계산하였다. 그리고 분석기간은 2005년부터 2009년까지 외부감사를 받지 않은(감사미필) 표본 5,614개 기업/연 자료와 통제집단으로 외부감사를 받은(감사필) 표본 39,733개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 비상장기업에서 외부감사를 받지 않은 기업은 외부감사를 받은 기업보다 부채조달비용(타인자본비용)이 유의하게 더 높게 나타났다. 이는 외부감사를 받지 않은 기업들은 채권시장에서 재무제표의 신뢰성이 높지 않다고 평가되어 외부감사를 받은 기업들보다 더 높은 부채조달비용을 부담하고 있다는 결과이다. 따라서 부채조달비용 관점에서 살펴본 검증결과에서는 비상장기업에서 외부감사를 받은 자체가 채권투자자들에게 유용한 정보가치가 있음을 시사한다. 이러한 결과는 타인자본비용을 부채차입이자율이나 차입이자율 스프레드로 측정한 경우 모두 일관된 결과로 나타났으며, 이들 변수를 평균한 경우나 각각 개별 측정치를 이용하여 분석한 경우 모두 일치된 결과로 나타났다. 또한 이상의 결과들은 OLS 회귀분석뿐만 아니라 이분산성과 횡단면-시계열적 종속성 문제를 통제한 후의 t 값을 제공하는 Newey and West 검증결과나 군집성을 통제한 Clustering 검증결과에서도 모두 일치된 결과로 나타나 본 연구의 결과는 강건성이 있었다.

본 연구의 자료분석을 통한 경험적 결과는 상장기업보다 비상장기업에 관한 연구가 절대적으로 부족한 실정에서 외부감사를 받지 않은 기업들은 외부감사를 받은 기업들에 비해 외부감사에 따른 재무제표의 신뢰성이 보증되지 않아서 채권시장에서 부채조달시 차입이자율을 더 부담하게 된다는 결과를 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 이는 비상장기업에서의 외부감사를 받은 기업은 상대적으로 외부감사를 받지 않은 기업과 비교해서 외부감사 자체에 대한 정보가치

(value of an external audit per se)가 있음을 나타내주므로, 비상장기업에서 외부감사는 경영자들에게 추가적 감사비용이 수반될 수 있지만, 이러한 추가비용에도 불구하고 채권시장에서 부채조달비용을 낮출 수 있다는 더 큰 효익을 제공한다. 이러한 맥락에서 비상장기업의 외부감사 자체는 전체적인 기업가치 향상이나 자본비용의 경감에 도움이 될 수 있다는 것을 보여주고 있기 때문에 외부감사를 받지 않고 있는 비상장기업의 경영자들에게는 유익한 시사점을 더불어 제공해 준다. 또한 본 연구결과는 비상장기업에서 외부감사 효과가 존재함을 나타내주는 결과라는 점에서, 비상장기업에서의 외감대상 범위와 관련한 정책결정에도 본 결과는 자료분석을 통한 실증적 증거라는 측면에서도 여러 시사점을 제공한다. 그리고 본 연구의 결과는 비상장기업의 외부감사 효과를 분석한 관련연구(Kim et al. 2011)에도 보완적인 증거를 제공해 줄 수 있다는 점에서 추가적인 공헌점(additional contribution)이 있다.

본 연구에서 이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고 다음과 같은 한계점이 존재한다. 식 (1)의 검증모형식에서 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있는 또다른 변수들이 존재할 수 있으므로, 이를 적절히 반영하지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 여전히 한계일 수 있다. 따라서 본 연구결과의 검증결과는 이러한 사항이 고려된 해석이 필요하다. 그러나 이러한 자료상 한계는 본 연구만의 사항이라기보다는 이 분야와 관련된 경험적 연구가 가질 수 있는 공통된 사항일 수 있다.

참고문헌

- 강선민 · 황인태. 2007. 외부감사가 비상장기업의 재량적 발생액에 미치는 영향. *회계학연구*(제32권 제2호) : 21 - 59.
- 곽수근 · 박종일. 2010. 유가증권상장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교분석. *회계저널*(제19권 제4호) : 197 - 230.
- 김확열 · 박미영. 2010. 감사보수가 재무제표 보수성과 자본비용에 미치는 영향. *재무와회계정보저널*(제10권 제1호) : 81 - 111.
- 문상혁 · 지현미 · 최 관. 2005. 결산일 차이가 감사보수, 감사시간, 그리고 감사품질에 미치는 영향. *회계와 감사연구*(제42호) : 135 - 165.
- 박종일 · 남혜정. 2010. 비상장중소기업의 외부감사 및 차별적 감사수요가 기업의 신용등급에 미치는 영향. *회계와 감사연구*(제52호) : 363 - 405.
- 박종일 · 전규안 · 남혜정. 2011. 강제 및 자율 외부감사가 발생액 및 실제 이익조정에 미치는 영향 : 처음으로 외부감사를 받는 비상장중소기업을 중심으로. *경영학연구*(제40권 제6호) : 1481 - 1518.
- Ahmed, A. S., S. J. Rasmussen, and S. Tse. 2008. Audit quality, alternative monitoring mechanism, and cost of capital : An empirical analysis. *Working Paper*. Texas A&M University.
- Becker, C., DeFond, M., Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The effect of audit quality on Earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1 - 24.
- Behn, B. K., J-H. Choi, and T. Kang. 2008. Audit quality and properties of analysis earnings forecasts. *The Accounting Review* 83 (2) : 327 - 349.
- Bushman, R., Q. Chen, E., Engel, and A. Smith. 2004. Financial accounting information, organizational complexity, and corporate governance systems. *Journal of Accounting and Economics* 37 : 167 - 201.
- Cohen, D. A. and P. Zarowin. 2010. Accrual - based and real earnings management activities around seasoned equity offerings. *Journal of Accounting and Economic* 50 : 2 - 19.
- Cohen, D., S. Pandit, C. Wasley, and T. Zach. 2011. Measuring real activity management. *Working paper*. University of Texas at Dallas.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2) : 193 - 225.
- Dhaliwal, D.S., Gleason, C.A., Heitzman, S., and K.D. Melendrez. 2008. Auditor fees and cost of debt. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 23 (1) : 1 - 22.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1995. Size and book - to - market factors in earnings and returns. *Journal of Finance* 50 : 131 - 155.
- Fernando, G. D., R. J. Elder, and A. M. Abdel - Meguid, 2008. Audit quality attributes, client size and cost of capital. *Working Paper*. Syracuse University.
- Fortin, S. and J. A. Pittman, 2007. The role of auditor choice in debt pricing in private firms.

- Contemporary Accounting Research* 24 (3) : 859 – 896.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4) : 967 – 1010.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2010. Real earnings management and cost of debt. *Working paper*. City University of Manitoba.
- Hope, O. K. and J. C. Langli. 2010. Auditor independence in a private firm and low litigation risk setting. *The Accounting Review* 85 (2) : 573 – 605.
- Hope, O. K., T. Kang, W. Thomas, and Y. K. Yoo. 2009. Impact of excess auditor remuneration on cost of equity capital around the world. *Journal of Accounting Auditing and Finance* 24 (2) : 177 – 210.
- Jensen, M. and W. Meckling. 1976. Theory of the firm : Managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 : 305 – 360.
- Jiang, J. 2008. Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2) : 377 – 416.
- Karjalainen, J. 2010. Audit quality and cost of debt capital for private firms : Evidence from Finland. *Working Paper*. University of Eastern Finland.
- Khurana, I. K. and K. K. Raman. 2004. Litigation risk and the financial reporting credibility of Big 4 versus non – Big 4 audits : Evidence from Anglo – American countries. *The Accounting Review* 79 (2) : 473 – 495.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi. 2011. Voluntary audits and the cost of debt capital for Privately held firms : Korean evidence. *Contemporary Accounting Research* 28 (2) : 585 – 615.
- Newey, W. K. and K. D. West. 1987. A simple, positive semi – definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55 (3) : 703 – 708.
- Pittman, J. A., and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms. *Journal of Accounting and Economics* 37 (1) : 113 – 36.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335 – 370.
- Simunic, D. and M. Stein. 1987. Product differentiation in auditing : Auditor choice in the market for unseasoned new issues. Monograph prepared for the Canadian Certified General Accountant Research Foundation.
- Teoh, S. H. and T. J. Wong. 1993. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient.. *The Accounting Review* 68 (2) : 346 – 366.
- Wallace, W. 1980. The economic role of the audit in free and regulated markets. Monograph. New York : Touche Ross & Co.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman. 1981. The markets for independence and independent auditors. *Working Paper*. The University of Rochester.

The Effect of External Auditing on the Cost of Debt

– Focused on Privately Held Firms –

Su-Keun Kwak* · Jong-Il Park**

〈Abstract〉

This paper investigates the effect of external audits on the cost of debt using privately held firms. Private companies provide an opportune setting for analyzing the assurance and signaling benefits of auditing, given that their information structure is typically poor relative to public companies. For private companies, the demand for external audits arises mainly from the need for debt contracting with banks and other private lenders and associated interest expenses.

A significant body of literature examines auditing's effect on a firm's cost of capital. Theory posits that an independent audit reduces adverse selection and moral hazard issues between preparers and users of financial statements. Hence, audits may reduce informational problems ex ante. Audits may also play an ex post role. Thus, both ex ante and ex post roles of an audit suggest that verification of financial statements and the increased credibility of accounting information should result in a reduction in the cost of capital.

The Korean environment provides a useful setting in which to examine the economic value of an external auditing. In Korea, the no-audit base case is available for privately held companies. Currently, private Korean companies with total assets of less than 10 billion South Korean won are not required to have their financial statements audited by independent auditors. As a result, we observe two distinct groups of privately held companies: small companies with no audit and audited by auditors. Using this unique setting, we aim to provide systematic evidence on the value of an external audit per se in pricing of private debt. Our primary objective is to investigate whether external audits by independent auditors are associated with a reduction in the interest rate or yield spread on the company's debt. To do this, we construct a sample of private companies over the 5 year period of 2005–2009, of which 5,614 have no audit and 39,733 have audits. We measure cost of debt (COD) as borrowing interest rate or yield spread (Fortin and Pittman 2007), and use fractional ranks variable of COD (Francis et al. 2004). The cost of debt information comes from KIS-VALUE database. And we use indicator variables for external audit, other

* Professor, School of Business, Seoul National University, skkwak@snu.ac.kr, primary author

** Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chnugbuk.ac.kr, corresponding auditor

control variables are adopted in the determinants of cost of debt capital model based on prior studies. Also different time period is considered in the model by using $t+1$ in the dependent variable and t in the independent variables (Ge and Kim 2010 ; Jiang 2008).

Our findings are follow. We find that private companies with external audits pay significantly lower interest rate or yield spread on their debt than do private companies with no audit. These results are still hold even after applying OLS estimation, and also t -statistics from Newey and West (1987) and Clustering test are significant, suggesting that our results are robust.

In conclusion, our results show that an external audit is information value in the pricing of private debt, such as banks and other private lenders place more weigh on audited financial information in setting the interest rate. Therefore, we provide novel evidence that audited financial statements are more informative and that this significantly influences lenders' decisions. Thus, these findings of this paper are very useful and provide a lot of important implications to regulators, investors and creditors that are interested in cost of debt. Academics can also apply the discussion in this paper for related researches.

<Key words> privately held firms, external audit, unaudited firms, audited firms, cost of debt, debt market's assessment