

상장여부에 따라 재무제표의 비교가능성이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 영향

지승민* · 박종일** · 나경아***

<요 약>

본 연구는 상장기업과 비상장기업을 대상으로 재무제표 비교가능성 중 기업성과의 비교가능성이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 또한 상장여부에 따라 앞서의 관계가 다른지도 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 기업성과에 대한 비교가능성을 De Franco et al.(2011)의 방법을 준용하여 당기순이익 및 영업현금흐름 측정치를 이용하였다. 분석기간은 2009년부터 2014년까지 상장기업과 비상장기업의 최종표본 19,687개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 상장기업은 두 기업성과의 비교가능성 모두 기업신용등급과 유의한 관계를 보이지 않은 반면, 비상장기업은 당기순이익의 비교가능성에서 기업신용등급과 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 둘째, 상장기업은 영업현금흐름의 비교가능성과 타인자본비용 간에 유의한 음(-)의 관계를, 비상장기업은 당기순이익 및 영업현금흐름의 비교가능성 모두 타인자본비용과 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 이는 신용평가기관 및 채권투자자 측면에서 동일산업 내 기업 간 당기순이익의 비교가능성 정보는 주로 비상장기업에서 더 유용한 정보를 제공하며, 또한 영업현금흐름의 비교가능성은 상장여부와 관계없이 채권투자자에게 유용한 정보로 활용됨을 시사한다. 셋째, 상장여부에 따라 차별적인 효과가 있는지를 분석한 결과는 영업현금흐름의 비교가능성은 상장여부에 따라 중요한 차이가 나타나지 않았으나, 상장기업과 비교해 비상장기업에서 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 기업신용등급이 높고, 대출이자율은 낮게 나타났다.

이상의 본 연구결과는 상장기업보다 비상장기업에서의 당기순이익과 영업현금흐름의 비교가능성이 신용평가기관 및 채권투자자에게 더 큰 영향을 미치고 있음을 보여주었다는데 의의가 있다. 또한 재무제표의 비교가능성과 신용등급 및 타인자본비용 간의 관계를 상장기업뿐 아니라 비상장기업까지 확장시켜 분석하고, 상장여부에 따라 두 관계에 어떤 차이가 있는지를 비교분석한 최초의 연구라는 점에서도 의미가 있다.

<주제어> 상장여부, 당기순이익 또는 영업현금흐름의 비교가능성, 신용등급, 부채조달비용

* 고려대학교 경영학부 조교수, schee@korea.ac.kr, 주저자

** 충북대학교 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 교신저자

*** 계명대학교 회계학과 조교수, kyunga@kmu.ac.kr, 공동저자

논문접수일 2017년 5월 2일 게재확정일 2017년 6월 19일

I. 서 론

본 연구는 상장기업 및 비상장기업을 대상으로 재무제표의 비교가능성(financial statement comparability) 중 기업성과의 비교가능성(당기순이익의 비교가능성과 영업현금흐름의 비교가능성)에 초점을 맞추어 이들 비교가능성 정보가 기업신용등급 및 타인자본비용(부채조달비용)에는 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 분석하였다. 이와 더불어 본 연구는 상장여부에 따라 앞서의 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간의 관계 및 기업성과의 비교가능성과 타인자본비용 간의 관계에 중요한 차이가 있는지에 대해서도 살펴보았다.

De Franco et al.(2011)은 재무제표의 비교가능성을 외부 정보이용자가 재무항목 간의 유사성과 차이점을 식별하여 이해하는 것을 돕는 회계정보의 질적 속성 중 하나로 보았다. 따라서 만일 기업에서 재무제표의 비교가능성이 높은 정보를 산출한다면 동일연도-산업 내 기업 간 혹은 시점 간 정보에 대한 비교가 용이해짐에 따라 이를 이용하는 외부정보이용자는 상대적으로 낮은 정보탐색비용과 처리비용으로 의사결정을 수행할 수 있게 된다. 선행연구들은 이러한 정보적 속성 때문에 재무제표의 비교가능성이 높을수록 기업과 정보이용자 사이의 정보비대칭(information asymmetry) 문제는 보다 완화되고, 또한 정보이용자가 경제적 의사결정을 할 때 정보의 양과 질 모두 증가되어 비교가능성이 높은 회계정보는 자본시장에서 유용한 정보환경을 제공할 것으로 보았다(Yip and Young 2012 ; 기은선 등 2015). 또한 Hail et al.(2010)은 기업들에서 산출하는 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무보고의 질 또는 회계투명성(accounting transparency) 역시 향상될 것으로 기대하였다. 그리고 선행연구에서는 기업 간 재무정보의 비교가능성이 높을 때 이익의 질이 높고, 그로 인해 정보비대칭 정도는 낮아진다고 주장한다(Cascino and Gassen 2015).

한편, 회계학 분야에서는 오래전부터 회계이익과 현금흐름 중에서 어느 성과지표가 투자자들에게 보다 더 유용한 회계정보를 제공하는지에 관심을 가지고 연구해 왔다(Rayburn 1986 ; Wilson 1986 ; Bowen et al. 1986 ; Bowen 1987 ; Bernard and Stober 1989 ; 최정호 1991 ; 최 관 1993). 이러한 연구주제에서는 기업성과에 대한 요약지표로서 회계이익과 현금흐름 중 어떤 측정치가 기업의 미래 현금창출능력을 잘 나타내는지에 관한 것과, 또한 어떤 회계정보가 미래 현금흐름을 예측하는데 유용한지에 관심을 가졌다.¹⁾ 회계이익은 발생주의(accrual basis) 회계시스템으로부터 최종적으로 산출되는 요약성과지표이고, 현금흐름은 현금주의(cash basis) 회계시스템에서 제공되는 최종적인 요약성과지표로서 발생주의 조정을 걸치지 않은 측정치라는 점에서 기업의 단기적 지불능력의 예측이나 기업가치의 평가 시에 회계이익에 대한 보완적 혹은 대체

1) 미국에서 이러한 논의는 현금흐름표가 공시되기 전에 주로 재무상태변동표를 이용해 측정된 대체적인 현금흐름과 회계이익을 서로 비교분석한 후 이들 간에 대체성이 있는지, 아니면 서로 보완성이 있는지를 주식수익률 측면에서 살펴보는 것이 당시의 연구주제의 초점이었다.

적 정보로 이용될 수 있다(최종서 1998). 발생주의 회계의 주된 기능은 기업의 기간성과 측정과정에서 현금흐름회계가 지닌 인식시기(timing)와 대응(matching)의 문제를 극복하여 성과적으로서의 회계이익이 기업의 경영성과를 보다 정확히 포착하는데 있다. 하지만, 이러한 발생주의 회계의 순기능적 역할 외에도 역기능적 역할로 여러 대체적 회계절차의 허용으로 인해 경영자는 발생주의조정을 통해 진실된 이익의 측정을 오히려 왜곡시킬 수도 있다. 따라서 선행연구들은 현금흐름의 정보유용성에도 관심을 가져왔다. 그런데 선행연구들은 이러한 논의와 분석을 하는데 있어 대부분 상장기업을 대상으로, 또한 주식시장에서 투자자들의 시장반응(예로, 주식수익률)을 중심으로 살펴보았다.

한편, 이전 연구들은 상장기업과 달리 비상장기업의 경우는 발생주의회계에서 제공되는 최종성과 지표인 회계이익에 비해 현금주의회계에서 제공되는 현금흐름 정보를 더 선호한다는 주장이 있어 왔다(Penno and Simon 1986 ; Cloyd et al. 1996 ; Mills and Newberry 2001 ; Beatty et al. 2002 ; Chaney et al. 2004 ; Ball and Shivakumar 2005).²⁾ 이는 비상장기업은 상장기업과 달리 주식시장이 부재하여 자본시장압력(capital market pressure)이 낮은 관계로 보고이익을 높게 보고하려는 유인이 상대적으로 적고, 이보다는 절세전략을 이용한 현금흐름 획득이 경영자의 의사결정에 보다 중요할 수 있음을 강조한 주장이다. 예를 들어, Cloyd et al.(1996)은 설문조사(survey)를 이용한 결과에서 상장기업의 경영자는 현금흐름보다 보고이익이 주가에 더 큰 영향을 미친다는 믿음이 높은 반면에, 비상장기업의 경영자는 상대적으로 현금흐름이 기업가치에 미치는 영향이 더 크다고 믿는 경향이 있음을 제시하였다. 이는 상장기업의 경우 경영자에 대한 보상계약체상 현금흐름 기준이 아닌 보고이익에 연계된 보상이 많았으나, 비상장기업은 상장기업보다 자본시장압력(예로, 비세금비용)에 따른 부담이 상대적으로 낮아 보고이익이 결정될 때 조세회피를 이용한 현금창출(예로, 세금비용)의 유인이 더 큰 영향을 미칠 수 있다. 또한 비상장기업의 경영자는 보상계약에 있어서도 상장기업처럼 보상이 보고이익에 연동되되보다 고정급에 의해 결정되는 경향이 있다. 본 연구에서 분석의 초점으로 선정한 기업성과인 당기순이익과 영업현금흐름은 회계학계나 실무계에서 상장기업과 비상장기업 모두 투자자 및 채권자들에게 유용한 정보가치(information value)를 제공할 것으로 여겨져 왔던 성과척도이다. 따라서 두 기업성과에 대한 동일연도-산업 내 기업 간의 비교가능성 정보가 상장여부에 따라 두 시장 모두에서, 또는 각 시장에 따라 기업관련 정보이용자의 의사결정과정에 유용한지를 신용평가기관 및 채권자 관점에서 비교분석하는 것은 의미 있는 작업이 될 것으로 기대된다.

한편, 재무제표의 비교가능성을 다룬 연구들은 최근 들어 늘어나고 있으며, 일부 연구들은 재무제표의 비교가능성과 회사채 신용등급 간의 관계 또는 회사채를 발행한 기업의 타인자본비용

2) 그러나 이와 같은 주장은 실증적 자료 분석에 기초하기 보다는 대부분의 연구들이 기술적인 설명에 머물러 있다. 또한 비상장기업의 경우도 상장기업처럼 회계정보를 산출할 때 발생주의회계에 근거를 둔 회계처리를 하고 있으므로, 앞서의 기술적인 주장들이 과연 실증적으로도 뒷받침되는지는 의문사항이라고 할 수 있다.

과의 관계를 살펴보았다. 예를 들어, Fang et al.(2012)은 De Franco et al.(2011)의 방법에 따라 기업의 쌍(firm-pairs)을 생성한 후 이익과 주식수익률 간의 역회귀 관계를 통해 얻어진 재무제표의 비교가능성과 은행의 대출스프레드 간의 관계를 살펴보았으며 두 변수 간에 음(-)의 관계를 보고하였고, Kim et al.(2013)은 재무제표의 비교가능성과 채권과 신용부도 스왑 스프레드 및 타인자본비용과 각각 음(-)의 관계를 보고하였다. 또한 이세철과 고영우(2014)는 앞서와 같은 방법의 비교가능성 측정치를 이용한 결과에서 재무제표의 비교가능성과 회사채 신용등급 간에 양(+)의 관계를, 회사채 발행기업의 타인자본비용과는 음(-)의 관계를 보고하였다. 하지만 국내의 경우 회사채 발행기업보다 회사채를 발행하지 않는 기업이 더 많기 때문에 앞서의 증거는 회사채 발행기업에만 적용되는 결과이며, 전체 상장기업에 대해서는 이와 관련한 실증적 증거가 부족하다고 할 수 있다.

따라서 본 연구는 앞서의 관련연구들에 기초하고, 또한 회사채를 발행한 기업만을 다룬 분석과 달리 전체 상장기업을 대상으로, 더불어 보다 확장시켜 비상장기업 표본을 이용하여 상장기업과 비상장기업에 대해 각각 기업성과의 비교가능성이 기업신용등급에 미치는 영향과 부채조달비용에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하고자 한다. 뿐만 아니라 상장여부에 따라서 앞서의 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간의 관계 및 기업성과의 비교가능성과 부채조달비용 간의 관계에 어떤 차이가 있는지를 분석한다. 이를 통해 두 기업성과의 비교가능성으로 측정된 재무보고의 질(quality of financial reporting)이 신용평가기관 및 채권투자자 관점에서 정보유용성을 제공하는지를 상장기업과 비상장기업 간을 서로 비교하여 살펴보려 한다.

한편, 재무제표의 비교가능성 측정치의 경우 대부분의 최근 선행연구들은 De Franco et al.(2011)의 방법을 기초로 측정하였다. De Franco et al.(2011)에서의 재무제표의 비교가능성은 주식수익률로 파악된 경제적 사건을 당기순이익으로 인식하는 회계시스템의 유사성의 정도로 파악되는 방법이다. 하지만 이러한 측정방법은 상장기업은 가능하나, 비상장기업의 경우 주식시장이 부재하므로 주식수익률 자료가 존재하지 않아 이용할 수 없다. 따라서 본 연구는 앞서의 연구주제를 분석하기 위하여 De Franco et al.(2011) 및 Francis et al.(2014)에서 주식수익률의 자료가 없어도 재무제표의 비교가능성을 측정하는 또 다른 방법으로 제안된 당기순이익 또는 영업현금흐름의 비교가능성 측정치를 추정한 후 분석에 이용하였다. 또한 분석을 위해 종속변수인 신용등급의 경우 본 연구는 NICE평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급을 이용하였고, 부채조달비용의 경우는 부채차입이자율과 부채차입이자율 스프레드를 이용하였다(박종일과 윤소라 2013 ; 박종일과 김명인 2013). 본 연구의 분석기간은 종속변수(관심변수) 기준으로 2009년부터 2014년까지(2008년부터 2013년까지) 6년간이며, 금융업을 제외한 후 상장기업 및 비상장기업의 전체 최종표본은 19,687개 기업/연 자료이다.

본 연구의 실증적 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 상장기업의 경우는 두 기업성과의 비교가능성(당기순이익의 비교가능성 및 영업현금흐름의 비교가능성)과 기업신용등급 간에는 유의한 결

과가 나타나지 않았다. 이와 달리, 비상장기업은 두 가지 기업성과의 비교가능성 중 당기순이익의 비교가능성의 경우 기업신용등급과 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 둘째, 상장기업은 두 기업성과 비교가능성 중 영업현금흐름의 비교가능성만 부채조달비용과 유의한 음(-)의 관계가 나타난 반면, 비상장기업은 당기순이익의 비교가능성과 영업현금흐름의 비교가능성 모두 부채조달비용과 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이상의 두 결과를 종합하면 신용평가기관 및 채권투자자 모두 비상장기업에 대해서는 동일산업 내 기업 간 성과비교에서 당기순이익의 비교가능성을 중요한 정보로 활용하지만, 채권투자자는 상장여부와 관계없이 추가로 동일산업 내 기업 간 성과비교에서 영업현금흐름의 비교가능성도 중요한 정보로 활용한다는 것을 나타낸다.

셋째, 상장여부에 따라 기업성과의 비교가능성이 기업신용등급 혹은 타인자본비용에 미치는 효과에 차이가 있는지를 분석한 결과에 따르면, 기업신용등급 및 타인자본비용 모두 영업현금흐름의 비교가능성에서는 상장여부에 따라 유의한 차이가 관찰되지는 않았다. 이와 달리, 상장기업과 비교하여 비상장기업에서 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 기업신용등급이 높고, 대출이자율은 낮은 결과로 나타났다. 이러한 결과는 신용평가기관과 채권투자자 모두 비상장기업에 대해서는 영업현금흐름의 비교가능성 보다는 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 보다 더 가중치를 두고 평가하고 있다는 발견이다. 이는 비상장기업에서 동일산업 내 기업 간 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 신용평가기관 및 채권투자자의 측면에서 더 긍정적인 반응을 가져온다는 것을 시사해 준다.

본 연구는 선행연구에 대해 다음과 같은 측면에서 몇 가지 추가적인 공헌을 할 것으로 기대된다. 첫째, 기존 연구들은 주로 재무제표의 비교가능성과 회사채 신용등급 또는 회사채 발행기업을 대상으로 한 부채조달비용 간의 관계를 상장기업을 중심으로 분석하였다(Fang et al. 2012 ; Kim et al. 2013 ; 이세철과 고영우 2014). 이와 달리, 본 연구는 전체 상장기업 뿐 아니라 비상장기업까지 연구범위를 확장시켜 분석했다는 점에서 이전 연구보다 확장된 증거를 제공한다. 둘째, 상장기업과 비상장기업 간에 재무보고의 질에 어떤 차이가 있는지를 분석한 선행연구들은 주로 경영자의 이익조정이나 회계이익과 과세소득 간의 차이, 발생액의 질 또는 보수주의 측면에서 다루었다(Mills and Newberry 2001 ; Ball and Shivakumar 2005 ; Burgstahler et al. 2006 ; Hope et al. 2013). 반면, 본 연구에서는 국제회계기준의 도입으로 중요성이 부각되고 있는 재무제표의 비교가능성에 대해 상장여부에 따라 미치는 영향에 차이가 있는지를 신용평가기관 및 채권투자자 관점에서 살펴보았다는 점에서 이전 연구와는 차별성을 가진다. 즉 본 연구는 회계정보의 질적 속성 중 하나인 재무제표의 비교가능성 정보를 상장여부에 따라 신용평가기관 및 채권투자자 측면에서 어떻게 평가하는지를 분석한 최초의 연구라는 점에서 의미가 있다. 마지막으로, 상장기업을 중심으로 분석한 재무제표의 비교가능성의 연구들은 대부분이 이익과 주식수익률 간의 관계를 통한 측정치를 이용해 분석하였다(De Franco et al. 2011 ; Fang et al. 2012 ;

Kim et al. 2013 ; Shane et al. 2013 ; Francis et al. 2014 ; Chen et al. 2014 ; 강민정 등 2013 ; 기은선과 권수영 2014 ; 이세철과 고영우 2014 ; 조은혜 등 2015 ; 기은선 등 2015). 반면, 본 연구는 상장여부에 따라, 또는 각각에 대해 재무제표의 비교가능성 중 기업성과인 당기순이익 및 영업현금흐름에 대한 비교가능성을 중심으로 신용평가기관 및 채권투자자 측면에서 기업신용등급과 부채조달비용 간의 관계를 상호 비교하여 살펴보았다는 점에서 관련연구에 추가적이고 보완적인 정보를 제공한다. 이러한 측면은 한편으로 관련 주제를 다룬 선행연구들에서는 살펴보지 않은 비교가능성 측정치라는 점에서 선행연구를 보완할 수 있는 실증적 증거를 제공할 것으로 예상된다. 뿐만 아니라, 본 연구의 실증적 증거는 실무계 및 회계기준제정기관, 정책입안자 및 감독당국에게 기업성과의 비교가능성이 두 시장에 따라 기업신용등급 및 타인자본비용 측면에서 어떤 차이 있는 정보를 제공하는지에 대한 전반적인 이해에도 유익한 시사점을 제공한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 비교가능성을 주제로 한 선행연구를 검토한 후 본 연구주제와 관련한 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 분석을 위한 연구모형의 설계와 표본의 구성을 기술한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석의 결과를 제시한 후 이를 논의한다. 마지막으로, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하며, 관련연구에 대한 본 연구의 공헌점을 제시하고, 분석상 한계에 대해서도 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 가설의 설정

1. 선행연구의 검토

재무제표의 비교가능성에 대한 연구는 최근 들어 회계학에서 활발히 분석되기 시작한 분야 중 하나이다. 연구자들이 재무제표의 비교가능성에 관심을 갖게 된 이유는 국제회계기준(International Financial Reporting Standards : 이하 IFRS)의 도입이 의무화됨에 따라 새로운 회계기준에서는 국제간 재무제표의 비교가능성이 종전 자국회계기준보다 더 강조되는 특성이 있기 때문이다. 예를 들어, Byard et al.(2011)은 EU(유럽연합)에서의 의무화된 IFRS 도입 효과는 회계의 질(accounting quality)의 향상, 재무정보 이용자의 회계환경(information environment)의 개선, 그리고 재무보고의 비교가능성(comparability of financial reports) 및 투명성(transparency)의 증가에 있다고 논하였다. 또한 IFRS의 개념체계에서는 비교가능성을 정보이용자들이 항목 간의 유사점과 차이점을 식별하고 이해하는 질적 속성의 하나로 보고 있다. 따라서 회계정보의 비교가능성은 비교가능한 기업 간의 경제적 유사성과 차이점에 관한 식별을 만들어 경제적 사건에 대한 이해와 예측에 더 나은 입지를 제공한다(De Franco et al. 2011).

한편, 재무제표의 비교가능성에 대한 연구가 활발하게 진행된 계기를 제공한 연구는 De

Franco et al.(2011)이며, 이 연구에서는 재무제표의 비교가능성 측정치를 개발하여 제안하고 있다. 또한 이후 연구인 Francis et al.(2014)의 경우에도 De Franco et al.(2011)의 방법에 기초하여 재무제표의 비교가능성 측정치를 제안하였다. 이러한 선행연구들에서의 비교가능성 측정치의 개발은 후속 연구자에게 비교가능성과 관련한 다양한 분석을 가능케 해 주는데 있어 기여한다. 비교가능성에 대한 최근 연구들은 크게 보면 다음의 두 가지 주제를 중심으로 분석되었다. 첫째는 최근 몇 년 동안 회계학에서의 관심주제로 급부상한 IFRS 도입 전후에서 새로운 회계기준의 도입이 재무제표의 비교가능성을 보다 향상시키는지를 알아본 연구주제이다(Yip and Young 2012 ; Brochet et al. 2013 ; Cascino and Gassen 2015). 둘째는 비교가능성 정보가 경제적 효익(benefits)을 제공하는지를 알아보기 위해 시장반응을 분석한 연구주제이다(De Franco et al. 2011 ; Fang et al. 2012 ; Kim et al. 2013 ; Francis et al. 2014 ; 강민정 등 2013 ; 기은선과 권수영 2014 ; 이세철과 고영우 2014 ; 조은혜 등 2015 ; 기은선 등 2015).

먼저 첫 번째의 주제를 다룬 연구 중 Yip and Young(2012)은 비교가능성 측정치에 대해 정보의 비교가능성(information comparability) 측면에서 세 가지를 분석에 이용하였다. 즉 이 연구는 경제적 사건이 회계 자료에 이전되는 유사성, 정보이전의 정도 및 회계이익과 자기자본의 장부 가치 간의 유사성 정도로 비교가능성을 측정 한 후 17개 유럽의 국가를 대상으로 분석하였다. 연구결과는 IFRS 의무도입은 비교가능성을 개선시키는 것으로 나타났다. 이 연구는 해당 결과를 가지고 국제간 비교가능성의 개선이 기업의 제도적인 환경에 영향을 미친다고 주장하였다. Brochet et al.(2013)은 앞서 연구인 Yip and Young(2012)의 비교가능성 측정치를 이용한 후 영국기업을 중심으로 분석하였다. 분석결과에서는 IFRS 의무도입이 비교가능성을 향상시키는 것으로 나타나 앞서의 Yip and Young(2012)의 결과와 일치하였다. Cascino and Gassen(2015)은 정보이전 이외에도 De Franco et al.(2011)에서 제안된 재무제표의 비교가능성 측정치를 이용하여 독일과 이탈리아 국가를 대상으로 IFRS 의무도입에 따른 효과를 분석하였다. 분석결과는 앞서의 두 연구결과와 달리, IFRS 의무도입에 따른 비교가능성의 향상은 전반적으로 제한적인 것으로 나타났다.

본 연구는 첫 번째의 연구주제보다는 비교가능성 정보에 대한 시장반응을 분석한 두 번째 연구주제와 더 밀접한 관계가 있다. 먼저 De Franco et al.(2011)은 재무제표의 비교가능성에 대한 새로운 측정방법을 제안한 후, 이 측정치가 정보이용자들에게 효익이 있는지를 재무분석가 측면에서 분석하였다.³⁾ 분석결과는 재무제표의 비교가능성이 높을수록 재무분석가의 수, 재무분석

3) 구체적으로, De Franco et al.(2011)은 동일한 외부 충격이 주어질 때 동종 산업 내의 다른 기업들과 비교하여 해당 기업은 얼마나 유사한 보고이익이 나타나는지를 주식수익률과 보고이익 간의 역회귀 분석을 통해 재무제표의 비교가능성을 측정하였다. 이를 위해 이 연구는 과거 4년 동안의 분기별 자료를 이용해서 동일연도-산업 내 기업 간의 쌍의 관계를 통해 비교가능성을 추정하였다. 즉 이 연구에서는 기업별로 동일한 주식수익률을 대입해 추정된 기대이익의 차이를 구하고, 이러한 회계처리의 유사성 정도를

가의 이익예측의 정확성이 증가하고, 이익예측치의 분산은 감소된다는 것을 보고하였다. 이 연구는 해당 결과에 대해 동일연도-산업 내 기업 간 비교가능성이 클수록 재무분석가에게 정보의 구입 및 처리비용을 감소시켜 기업분석 유인을 증가시키고, 이와 더불어 기업에 대한 정보의 양과 질이 증가하여 재무분석가들의 이익예측의 정확성이 향상되는 것으로 해석하였다. 이는 재무제표의 비교가능성 정보가 재무분석가의 이익예측치에 체계적으로 반영되고 있음을 나타내는 결과로서 재무제표의 비교가능성이 정보유용성을 제공한다는 것을 나타낸다. 이 외 강민정 등(2013)은 앞서와 유사한 분석을 수행한 결과에서 국내 유가증권상장기업을 대상으로 한 경우에도 선행연구와 일치된 결과가 나타남을 보고하였다. Choi et al.(2013)은 De Franco et al.(2011)의 비교가능성 측정치가 Lundholm and Myers(2002)의 모형인 주식수익률이 미래이익에 반영되는 정도를 나타내는 미래이익의 반응계수(future earnings response coefficient ; FERC)와의 관계를 분석하였다. 연구결과는 비교가능성이 높은 기업일수록 미래이익에 대한 주식수익률의 정보력이 더 증가한다는 것을 제시하였다. 이 연구는 해당 결과에 대해 동일산업 내 기업 간 비교가능성이 높은 기업일수록 투자자는 낮은 비용으로 재무정보를 더 잘 해석할 수 있으므로, 결국 이들 기업은 미래 기업성과의 예측력을 증가시킨다고 주장하였다. 조은혜 등(2015)은 De Franco et al.(2011)의 재무제표 비교가능성과 Hutton et al.(2009)의 추가폭락 가능성 간의 관계를 분석하였다. 분석결과에서는 재무제표의 비교가능성이 높은 기업일수록 미래 추가폭락의 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다.

이외에도 비교가능성과 감사인의 반응을 분석한 연구들이 있다. 예를 들어, Francis et al.(2014)은 같은 회계법인으로부터 감사받은 피감기업들은 동일한 감사스타일(auditor style)에 기인하여 유사한 재무제표가 산출될 것으로 기대하였다. 연구결과는 동일산업 내의 동일 감사인이 감사할수록 피감기업 간의 비교가능성은 증가되는 것으로 나타났다. 이러한 맥락과 유사하게 국내 연구로 기은선과 권수영(2014)은 De Franco et al.(2011)의 재무제표의 비교가능성과 감사인의 감사시간 및 감사품질 간의 관계를 분석하였다. 분석결과는 재무제표의 비교가능성이 높을수록 감사인의 감사투입시간이 줄고, 재정적 발생액으로 측정된 감사품질이 높게 나타났다. 기은선 등(2015)은 감사의 복잡성이 높은 피감기업을 감사할 때 재무제표의 비교가능성이 감사인의 감사시간에 영향을 주는지를 분석하였다. 분석결과는 재무제표의 비교가능성은 감사인의 감사시간에 대해 음(-)의 관계를, 감사의 복잡성은 감사시간에 대해 양(+)의 관계로 나타났으나, 재무제표의 비교가능성과 감사의 복잡성 간의 상호작용변수는 감사시간에 대해 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무제표의 비교가능성이 감사인의 감사노력을 감소시키더라도 감사의 복잡성이 높은 피감기업의 경우 오히려 재무제표의 비교가능성과 무관하게 감사인의 감사노력이 증가됨을 의미한다.

재무제표의 비교가능성으로 제안한 것이다. 따라서 이 연구에서는 주식수익률로 측정된 동일한 경제적 사건에 대해 유사한 회계처리를 할수록 동종 산업 내에서의 보고이익의 유사성은 높을 것으로 보았다.

Fang et al.(2012)은 미국 자료를 이용하여 재무제표의 비교가능성과 은행의 대출계약 간의 관계를 분석하였다. 분석결과에서는 회계적 비교가능성과 대출이자율 스프레드 간에 음(-)의 관련성이 있음을 보고하였다. 이 연구는 해당 결과에 대해 재무제표의 비교가능성이 높을수록 채권자 측면에서 신용위험에 따른 정보의 불확실성이 낮아져 대출이자율은 감소하는 것으로 해석하였다. Kim et al.(2013)은 회사채를 발행한 미국 기업을 대상으로 재무제표의 비교가능성과 매수-매도호가 차이(bid-ask spreads), 채권(bond)과 신용부도 스왑(credit default swaps ; CDS) 스프레드 간의 관계를 분석하였다. 분석결과는 재무제표의 비교가능성이 높을수록 매수-매도호가 차이가 낮고, 또한 채권 및 신용부도 스왑 스프레드 역시 낮아지는 것으로 나타났다. 그 외 이세철과 고영우(2014)는 회사채를 발행한 상장기업을 대상으로 앞서와 유사한 분석을 수행하였다. 연구결과는 재무제표의 비교가능성이 높을수록 타인자본비용이 낮고, 회사채 신용등급은 높게 나타났다. 이상의 연구결과들은 재무제표의 비교가능성이 신용평가기관의 신용등급이나 채권자들의 대출의사결정에 영향을 미치고 있음을 실증적으로 보여준다. 또한 최현정 등(2016)도 회사채를 발행한 유가증권상장기업을 분석한 결과에서 재무제표의 비교가능성이 높을수록 회사채 수익률 스프레드가 낮은 것으로 나타났다.

이상의 비교가능성을 분석한 선행연구의 결과를 종합하면, 동일연도-산업 내 기업 간의 비교가능성이 높은 정보를 산출하는 기업은 자본시장에서 재무분석가, 신용평가기관, 투자자 및 채권자, 그리고 감사인에게 제공되는 정보의 유용성을 향상시키는 것으로 나타났다. 한편, 앞서의 선행연구들은 대부분 상장기업을 중심으로 비교가능성을 살펴본 결과들이다. 따라서 상장기업과 비상장기업 간에 재무제표의 비교가능성 정보가 어떻게 이용되고 있는지에 관한 분석은 국내외 연구들에서는 아직까지 체계적으로 다루어지지 않아서, 이와 관련한 실증적 증거(empirical evidences)는 학계에 잘 알려진 바가 없다. 특히, 비상장기업은 재무분석가의 이익에 측 정보가 없고, 주식시장이 부재하여 주식수익률 자료가 없으며, 감사인의 감사보수나 감사시간의 공시도 의무화되어 있지 않다. 따라서 본 연구에서는 자료 분석이 가능한 신용평가기관 및 채권투자자 관점에서 상장기업과 비상장기업 간의 비교가능성에 어떤 차이가 있는지를 비교하여 살펴보고자 한다. 이를 통해 그동안 비교가능성 분석에서 연구가 미흡했던 상장기업과 비상장기업 간의 차이와 관련한 실증적 증거를 제공함으로써 본 연구는 관련연구에 기여하고자 한다.

2. 가설의 설정

본 연구에서 분석하고자 하는 기업성과의 비교가능성 측정치는 포괄손익계산서와 현금흐름표에서의 경영성과에 대한 요약성과인 당기순이익과 영업현금흐름이다. 이 두 기업성과는 회계학 분야에서 투자자들의 경제적 의사결정에 유용한 정보를 제공한다는 경험적 증거들을 많은

선행연구들에서 제시한 바 있다. 예를 들어, Ball and Brown(1968)의 연구는 기업성과에 대한 요약측정치인 회계이익 정보는 주식수익률과 양(+)의 관계가 있음을 실증적으로 보고함으로써 회계이익 정보가 주식시장에서 투자자들의 합리적 의사결정에 유용한 정보력이 있음을 보여주었다. 또한 후속연구들은 회계이익뿐만 아니라 영업현금흐름 정보도 주식수익률과의 관계에서 추가적인 정보 가치가 있다는 결과를 보고해 왔다. 예를 들어, 최 관(1993)은 당기순이익과 현금흐름이 주식수익률에 대해 상대적인(relative) 정보효과가 있는지를 분석하였다. 연구결과에서는 당기순이익과 현금흐름 모두 주식수익률과 유의한 양(+)의 관계를 보였으며, 또한 주식수익률에 대해 서로 간에 추가적인 정보효과도 있음을 보고했다. 이는 기업성과에 대한 요약측정치로서 당기순이익과 영업현금흐름은 자본시장에서 투자자들의 합리적 의사결정에 유용한 정보력을 지니고 있음을 나타낸다.

한편, 기업성과의 비교가능성 측면에서 보면, 동일산업 내 기업 간의 당기순이익 또는 영업현금흐름의 비교가능성(comparability)이 높다면 정보이용자는 서로 다른 기업성과 정보를 손쉽게 비교할 수 있게 되어 투자안 중 자신의 투자의사결정에 부합되는 기업의 선택에 유리한 정보가 될 수 있다. 예를 들어, De Franco et al.(2011)은 재무제표의 비교가능성이 높은 기업이면 재무분석가는 보다 손쉽게 해당 기업의 정보를 수집하고 해석할 수 있으며, 또한 이들 기업의 정보탐색비용 및 처리비용이 감소되어 그 결과로 정보불균형이 낮아져 정보이용자 관점에서 의사결정 시 이용 가능한 정보의 양과 질은 증가한다고 주장한다. 이러한 실증적 증거로 이 연구에서는 재무제표의 비교가능성 측정치가 높은 기업일수록 재무분석가의 수와 이익예측의 정확성이 높고, 이익예측치의 분산은 감소한다는 결과를 보고하였다. 이와 달리, 기업성과의 비교가능성이 낮은 경우라면 자본시장에서 기업성과에 대한 유사성과 차이점의 파악이 어려워, 동일산업 내 기업 간의 성과 정보에 대한 해석에서 이질성(heterogeneity)이 높아질 수 있고, 그 결과로 미래 현금흐름의 예측에 불확실성은 증가될 수 있다. 따라서 정보이용자 측면에서는 기업성과인 당기순이익 및 영업현금흐름의 비교가능성이 낮은 기업일수록 정보위험(information risk)은 더 증가할 수 있다. 이러한 맥락에서 본다면, 기업의 재무제표 정보에서 기업성과 간의 비교가능성이 높은 정보를 산출하는 기업일수록 기업평가에 전문성이 있는 신용평가기관이나 채권투자자 관점에서도 보다 효과적인 분석과 평가가 가능할 것으로 보인다. 이러한 논의를 바탕으로 본 연구에서는 동일산업 내 기업성과에 대한 비교가능성이 높은 기업일수록 시장에서의 정보비대칭은 감소될 수 있고(Kim et al. 2013), 이들 기업의 미래 현금흐름의 예측에 불확실성이 낮아져 신용평가기관이 산출하는 신용등급은 높고, 채권투자자들의 요구수익률은 낮아질 것으로 예상된다(Fang et al. 2012). 따라서 본 연구에서는 다음과 같이 가설 1과 2에 대해 대립가설(alternative hypothesis)로 설정한 후 상장기업과 비상장기업에 대해 알아보고자 한다.

가설 1: 다른 조건이 일정할 때 기업성과의 비교가능성이 높을수록 기업신용등급이 높을 것이다.

가설 2: 다른 조건이 일정할 때 기업성과의 비교가능성이 높을수록 타인자본비용은 낮을 것이다.

한편, 선행연구들은 상장기업과 비상장기업 간의 재무보고의 질에 유의한 차이가 있음을 주장해 왔다(Ball and Shivakumar 2005 ; Burgstahler et al. 2006 ; Hope et al. 2012, 2013). 예를 들어, Ball and Shivakumar(2005)은 상장기업의 보수주의 성향이 비상장기업보다 더 높다는 결과를, Burgstahler et al.(2006)은 상장기업의 재량적 발생액으로 측정된 이익조정 수준이 비상장기업보다 더 낮음을 보고하였다. 또한 Hope et al.(2013)은 상장기업이 비상장기업보다 발생액의 질이 높고, 보수주의 성향은 더 높음을 보고하였다. 한편, 선행연구들은 정보비대칭의 증가를 감소된 이익의 질의 대응치로 이용한 연구들도 있다(Leuz 2003). 이러한 관점에서 본다면 비상장기업이 상장기업보다 공개된 정보가 적어 정보비대칭 문제는 더 심화될 수 있으므로, 비상장기업과 비교할 때 상장기업에서 재무제표의 비교가능성은 더 높을 수 있다(나경아 등 2016). 따라서 가설 1과 가설 2의 경우 상장기업에서 산출되는 기업성과의 비교가능성이 비상장기업보다 신용등급과의 양(+)의 관계나 타인자본비용과의 음(-)의 관계는 더 강화(strengthen)되거나 뚜렷한(distinct) 반응이 나타날 것으로 예상될 수 있다.

하지만, 앞서와 달리 또 다른 관점으로 경쟁적 견해(conflicting views)에 대한 논의도 가능하다. 예를 들어, 상장기업은 비상장기업과 비교하면 기업규모가 크고, 자본시장에서 이해관계자가 많아 자본시장압력은 더 높은 수준이다. 자본시장압력이 높을 때 경영자는 이익을 상향조정하려는 유인 역시 높을 수 있기 때문에 보고이익의 질은 더 낮아질 수 있다. 또한 비상장기업과 비교해 상장기업에서의 소유집중도는 상대적으로 더 낮기 때문에 정보비대칭 정도나 대리인비용의 발생가능성은 더 높은 수준이다(Fortin and Pittman 2007). 그리고 비상장기업과 비교할 때 상장기업의 상대적 규모는 더 크기 때문에 성과 창출을 위한 사업부문의 복잡성 역시 증대될 수 있으므로, 비상장기업에 비해 상장기업에서의 성과 창출을 위한 각 부문의 복잡성은 더 높은 수준이다. 이와 같이 비상장기업에서의 단순 사업부문에서 산출되는 기업성과와 비교하면 상장기업의 복잡성의 증가는 투자자들에게 미래 현금흐름을 예측하는데 있어 정보의 불확실성을 더 증가시킬 수 있다. 반면, 기업규모가 상대적으로 작고 거래의 복잡성도 낮은 비상장기업의 경우는 상장기업과 비교할 때 기업성과의 구성요소가 더 단순한 형태를 가진다는 점에서 동종 산업 내 다른 기업 간의 성과의 비교가능성은 보다 수월할 수 있다. 이러한 측면에서 본다면, 오히려 가설 1과 가설 2의 경우 비상장기업에서 산출되는 기업성과의 비교가능성이 상장기업과 비교하여 신용등급과의 양(+)의 관계나 타인자본비용과의 음(-)의 관계가 더 강화되거나 뚜렷한 반응이 나타날 것으로 예상될 수 있다. 따라서 두 가지 양방향성(bilateral)의 논의가 모두 가능하다는 점에서, 본 연구는 가설 3에 대해 다음과 같은 가설을 설정한 후 이에 대한 실증적 의문사항을 알아보고자 한다.

가설 3 : 다른 조건이 일정할 때 상장여부에 따라 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급의 관계 및 기업성과의 비교가능성과 타인자본비용 간의 관계에 차이가 있을 것이다.

III. 연구방법과 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 상장기업과 비상장기업을 대상으로 기업성과의 비교가능성이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 효과를 각각 분석하고, 또한 상장여부에 따라 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간의 관계 혹은 기업성과의 비교가능성과 타인자본비용 간의 관계에 차이가 있는지를 규명하는데 있다. 이를 위해 본 연구는 식(1)부터 식(4)까지의 모형식을 이용하여 검증한다.

$$\begin{aligned} RATING_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LIQ_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t \\ & + \beta_7 ROA_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 \Delta CFO_t + \beta_{10} LnAGE_t + \beta_{11} GROUP_t \\ & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} COD_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LIQ_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 ROA_t \\ & + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 \Delta CFO_t + \beta_{10} LnAGE_t + \beta_{11} GROUP_t + \beta_{12} RATING_{t+1} \\ & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} RATING_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 LIST_t + \beta_3 COMP_t * LIST_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LIQ_t \\ & + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} \Delta CFO_t + \beta_{12} LnAGE_t \\ & + \beta_{13} GROUP_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} COD_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 LIST_t + \beta_3 COMP_t * LIST_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LIQ_t \\ & + \beta_7 LEV_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} \Delta CFO_t + \beta_{12} LnAGE_t \\ & + \beta_{13} GROUP_t + \beta_{14} RATING_{t+1} + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

여기서,

종속변수

$RATING_{t+1}$ = t+1년도 기업신용등급

COD_{t+1} = t+1년도 부채차입이자율(=총금융비용/평균이자발생부채)

$COD2_{t+1}$ = t+1년도 부채차입이자율 스프레드(=부채차입이자율-국고채 3년 만기 이자율)

관심변수

$COMP_t$ = t년도 비교가능성 측정치, De Franco et al.(2011)의 방법에 따른 재무제표의 비교가능성(① 당기순이익의 동일연도-산업 내 기업 간 유사성의 상관 측정치(=COMP_E),

② 영업현금흐름의 동일연도-산업 내 기업 간 유사성의 상관 추정치(=COMP_CFO)

$LIST_i$ = t년도 비상장기업이면 1, 상장기업이면 0인 더미변수

$COMP_i * LIST_i$ = t년도 COMP와 LIST의 상호작용변수 (COMP는 중위수를 기준으로 두 그룹으로 나누어 상위 그룹이면 1, 하위그룹이면 0인 더미변수)

통제변수

$BIG4_i$ = t년도 Big 4 감사인이면 1, 아니면 0

$SIZE_i$ = t년도 기업규모(=총자산에 자연로그를 취함)

LIQ_i = t년도 유동비율(=유동자산/유동부채)

LEV_i = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

GRW_i = t년도 매출액 성장률[=(매출액_t-매출액_{t-1})/기초총자산]

ROA_i = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

$LOSS_i$ = t년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0

ΔCFO_i = t년도 영업현금흐름 변화 [(영업현금흐름_t-영업현금흐름_{t-1})/기초총자산]

$LnAGE_i$ = t년도 기업설립연수(=Ln(1+설립연수))

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

$RATING_{t+1}$ = t+1년도 기업신용등급

ΣIND = 산업별 더미변수

ΣYD = 연도별 더미변수

ε = 잔차항

편의상 i 기업의 아래첨자는 생략함

식(1)과 식(3)의 종속변수는 $RATING$ (기업신용등급)이고, 식(2)와 식(4)의 종속변수는 COD (타인자본비용)이다. 이들 변수는 선행연구의 방법에 따라 NICE평가정보(주)가 제공하는 기업신용등급 및 총금융비용과 평균이자발생부채를 통해 측정된 타인자본비용(부채조달비용)을 분석에 이용하였다. 먼저 NICE평가정보(주)에서 산출되는 기업신용등급의 경우 회사채 신용등급과 달리 1에서 10 사이로 기업신용등급이 결정된다. 또한 이 기업신용등급은 회사채 신용등급과 달리 외부감사를 받은 기업이면 상장기업과 비상장기업 모두에 대해 산출되고 있다.⁴⁾ 한편, NICE평가정보(주)에서의 기업신용등급은 1이 가장 높은 등급이고 10이 가장 낮은 등급이다. 하지만 본 연구에서는 결과해석의 편의를 위해 선행연구의 방법과 같이 기업의 신용등급이 가장 높으면 10을, 가장 낮으면 1로 재조정하여 측정하였다(박종일과 박경호 2011 ; 박종일 등 2011 ; 박종일 등 2012 ; 박종일과 남혜정 2014 ; 조은혜 2016). 다음으로, 타인자본비용은 선행연구의 방법과 같이 NICE평가정보(주)에서 제공되는 총금융비용과 평균이자발생부채를 이용해서 부채차입이자율(이하 $COD1$)과 부채차입이자율 스프레드(이하 $COD2$)를 계산하였다(박종일과 김명인 2013

4) 회사채 신용등급을 분석에 이용하면 회사채가 발행되지 않은 기업들의 경우 분석에서 제외되므로, 분석 결과에서 전체표본을 대표하지 못하는 한계가 있다. 이와 달리, NICE평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급 자료를 이용하면 외부감사를 받은 기업의 경우는 상장여부에 상관없이 자료 이용이 가능하므로, 분석결과에서 표본의 대표성에는 문제가 되지 않는다.

; 박종일과 윤소라 2013; 전규안과 박종일 2014; 곽수근과 박종일 2015; 조은혜 2016). 즉 부채차입이자율은 총금융비용을 평균이자발생부채로 나누어 계산되고, 부채차입이자율 스프레드는 앞서 측정된 부채차입이자율에서 기준이자율(국고채 3년 만기 이자율⁵⁾)을 차감하여 측정하였다. 한편, 식(1) 및 식(3)의 종속변수 *RATING*은 서열순위에 따른 범주형 변수이므로, 이러한 변수의 특성을 고려하기 위하여 본 연구는 Ordered probit 회귀분석을 통해 분석한다. 반면, 식(2) 및 식(4)의 종속변수는 연속변수이므로, OLS 회귀분석을 통해 분석하였다. 그리고 본 연구는 종속변수에 대해 $t+1$ 시점으로 측정하고 관심변수와 통제변수에 대해서는 t 시점으로 측정하였다(Ge and Kim 2014; 박종일과 윤소라 2013; 박종일과 남해정 2014 등). 이러한 시점에 대한 고려는 설명변수와 종속변수 간의 관계에서 전후관계에 따른 시차를 고려하는 이점과 더불어 관심변수와 종속변수 간에 발생할 수 있는 내생성 문제 역시 회피하는데 있어 이점이 있다(Jiang 2008).

식(1)부터 식(4)까지 관심변수는 De Franco et al.(2011)에서 제안된 당기순이익 및 영업현금흐름에 대한 비교가능성 측정치이다. 본 연구는 이를 각각 *COMP_E*와 *COMP_CFO*로 지칭하였다. 또한 본 연구는 *COMP_E*와 *COMP_CFO*를 측정할 때 기업 i 의 재무제표의 비교가능성의 경우 동일연도-산업 내에 있는 모든 다른 기업의 쌍(firm-pairs)을 생성한 후 회귀식을 이용하여 각 adjusted R^2 를 계산하였다. 여기서 얻어진 adjusted R^2 에 대한 평균과 중위수 값을 구하여 이를 당기순이익 및 영업현금흐름에 대한 개별기업 수준(firm level)에서의 *COMP_E*와 *COMP_CFO*의 각 비교가능성 측정치를 추정하였다. 이들 두 비교가능성 변수에 대한 구체적인 측정은 다음 소절에서 다룬다.

만일 가설 1이 지지된다면 식(1)의 모형을 이용한 분석에서 회귀계수 β_1 은 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 기대되며($\beta_1 > 0$), 또한 만일 가설 2가 지지된다면 식(2)의 모형을 이용한 분석에서 β_1 은 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다($\beta_1 < 0$). 그리고 가설 3의 경우 상장여부의 효과가 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간 및 타인자본비용 간의 관계에 미치는 영향에 차이가 있다면 식(3)과 식(4)의 모형에서의 상호작용변수(interactive terms)인 *COMP*LIST*의 회귀계수 β_3 은 영(0)과 유의한 차이가 있을 것이다($\beta_3 \neq 0$). 여기서 *LIST*는 비상장기업이면 1, 상장기업이면 0인 더미변수로 측정되었다.⁶⁾

한편, 본 연구에서는 식(1)부터 식(4)까지의 모형에서 통제변수의 선정은 동일한 변수를 이용하였다.⁷⁾ 모형식에 고려된 통제변수의 선정은 선행연구에 기초하여 종속변수인 기업신용등

5) 본 연구에서 기준이자율은 선행연구와 같이 국고채 3년 만기 이자율을 이용하였다(박종일과 김명인 2013). 국고채 3년 만기 이자율은 한국은행에서 공시된 연도별 자료를 분석에 이용하였다.

6) 이 *LIST* 변수는 상장기업과 비상장기업 간의 회계정보 환경에 차이가 있다면 유의한 계수값을 보일 것이다.

7) Jiang(2008), 박종일과 윤소라(2013) 및 전규안과 박종일(2014)은 종속변수로 신용등급과 부채조달비용을 분석에 이용할 때 설명변수에 대해 같은 변수를 분석에 이용하였다. 이와 같이 각 종속변수인 신용등

급이나 타인자본비용에 영향을 미치는 변수들이다(Mansi et al. 2004 ; Pittman and Fortin 2004 ; Jiang 2008 ; 김문태 등 2006 ; 박종일과 윤소라 2013 ; 박종일과 남혜정 2014). 즉 본 연구에서 선정된 통제변수는 *BIG4*(Big 4 감사인여부), *SIZE*(기업규모), *LIQ*(유동비율), *LEV*(부채비율), *GRW*(매출액 성장성), *ROA*(총자산이익률), *LOSS*(손실발생여부), *ΔCFO*(영업현금흐름의 변동), *LnAGE*(기업연령), *GROUP*(기업집단 소속여부) 등이다. 앞서의 통제변수 이외에도 본 연구는 산업 차이와 연도별 경제적 영향에 따른 고정효과를 통제하기 위해 산업더미(ΣIND)와 연도더미(ΣYD)를 추가로 고려하였다. 통제변수의 구체적인 측정은 식(4)의 하단에 제시된 사항과 같다. 따라서 본 절에서는 모형식에 고려된 통제변수와 각 종속변수 간의 관계를 살펴보고자 한다.

*BIG4*는 감사인 규모로 측정된 감사품질을 나타낸다. 선행연구들은 Big 4 감사인에게 감사받은 피감기업이 non-Big 4 감사인의 경우보다 감사품질이 높다는 결과를 보고한 바 있다(Becker et al. 1998 ; Krishnan 2003 ; Behn et al. 2008 등). 따라서 *BIG4*는 *RATING*에 대해 양(+)의 관계를(위준복과 김문태 2006 ; 박종일과 남혜정 2014), *BIG4*는 *COD*에 대해 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다(Pittman and Fortin 2004 ; Mansi et al. 2004). *SIZE*는 모형에서 제외된 변수에 대해 대용변수의 역할을 한다(Becker et al. 1998). 또한 규모가 큰 기업일수록 재무안정성이 높고 계속기업으로의 존속가능성이 높기 때문에 *SIZE*는 *RATING*에 대해 양(+)의 관계를, *COD*에 대해 음(-)의 관계가 기대된다(Mansi et al. 2004 ; 김문태 등 2006 ; 박종일과 윤소라 2013). *LIQ* 및 *LEV*는 재무위험 및 장단기 채무지불능력을 나타내며, *LIQ*(*LEV*)는 단기(장기) 재무안정성과 관련된 변수이다. 따라서 유동비율(*LIQ*)이 낮을수록, 또는 부채비율(*LEV*)이 높을수록 *RATING*에 대해 각각 음(-)의 관계를(Jiang 2008 ; Cheng and Subramanyam 2008 ; 김문태 등 2006), *COD*에 대해 각각 양(+)의 관계가 기대된다(박종일과 남혜정 2014). *GRW*는 기업의 성장성을 나타내는 변수로 성장성이 높은 기업이면 시장의 평가가 높을 수 있다. 하지만 성장성이 높은 기업은 또한 경영자가 이익을 상향조정하려는 유인 역시 높다. 따라서 *GRW*와 *RATING* 혹은 *COD* 간의 관계는 분석상에 실증적 의문일 수 있으므로, 본 연구는 기대방향을 구체적으로 예측하지는 않았다. *ROA*, Δ *CFO* 및 *LOSS*는 모두 기업의 수익성 관련변수들이다. 총자산이익률이 낮을수록, 영업현금흐름이 감소될수록, 또는 손실을 보고한 기업이면 *RATING*에 대해 음(-)의 관계를, *COD*에 대해 양(+)의 관계가 예상된다(Jiang 2008 ; 박종일과 남혜정 2010 ; 박종일 등 2012). *LnAGE*는 기업연령이 길수록 안정성이 높은 기업이라는 점에서, *LnAGE*는 *RATING*에 대해 양(+)의 관계를(Pittman and Fortin 2004 ; 이상철 등 2011), *COD*에 대해 음(-)의 관계가 기대된다. *GROUP*는 기업집단에 속한 기업일수록 관계회사 간의 내부거래가 많고, 이로 인한 정보비대칭 수준도 심화될

급 및 부채조달비용과 관심변수 간의 관계를 분석할 때 통제변수가 동일한 변수이면 그 차이원인을 살펴보는 데 있어 구성의 타당성을 제공한다(박종일과 윤소라 2013).

수 있다(박종일과 남혜정 2014).⁸⁾ 따라서 선행연구에서는 *GROUP*와 *RATING* 간에 음(-)의 관계를, *GROUP*와 *COD* 간에 양(+)의 관계를 보일 것으로 예상한 바 있다(박종일과 윤소라 2013 ; 박종일과 남혜정 2014). 한편, 식(2) 및 식(4)에서 종속변수가 *COD*인 경우 선행연구와 같이 *RATING* 변수를 식에 추가로 통제한 후 분석하였다(박종일과 남혜정 2014).

2. 기업성과의 비교가능성 추정모형

본 연구는 연구가설을 검증하기 위하여 종속변수의 측정 시 상장기업과 비상장기업 모두에 대해 재무제표의 비교가능성(financial statement comparability)의 측정이 가능한 De Franco et al.(2011)의 방법을 준용하여 분석에 이용하였다. 일반적으로 비상장기업은 상장기업과 달리 주식이 거래되는 공개된 시장이 존재하지 않아 주식수익률 자료가 없다. 그러한 점에서 De Franco et al.(2011)에서 개발된 주식수익률과 당기순이익 간의 관계를 이용한 회계시스템의 유사성과 차이점의 정도로 측정되는 재무제표의 비교가능성 측정치의 경우 비상장기업은 이를 측정할 수 없다.

한편, De Franco et al.(2011)은 비교가능성에 대한 또 다른 선택적 측정치(alternative measures of comparability)로 두 가지를 제안한 바 있다. 하나는 비교가능성 측정치로 앞서와 같이 주식수익률과 당기순이익 간의 관계를 이용하되, 설명변수로 $t-1$ 년도의 주식수익률을 추가로 고려한 모형(prices lead earning)이다. 다른 하나는 동일연도-산업 내 개별기업들의 당기순이익을 이용한 모형이다. 이 방법에서는 종속변수로 i 기업의 당기순이익을 이용하고 설명변수에는 j 기업의 당기순이익을 고려한 후 회귀분석을 하여 상관성(correlated financial statements)의 정도를 adjusted R^2 로 계산한다. 따라서 전자의 방법은 주식수익률 자료가 역시 분석에 필요하다는 점에서 비상장기업의 경우는 측정이 불가하다. 반면, 후자의 방법은 재무제표 자료만 있으면 측정이 가능하므로, 상장기업뿐 아니라 비상장기업 모두에 대한 비교가능성을 측정할 수 있다. 후자의 방법은 후속연구인 Francis et al.(2014)에서도 분석에 이용된 방법이다. 예를 들어, Francis et al.(2014)은 재무제표의 비교가능성을 식(5)의 모형식을 통해 adjusted R^2 를 계산하여 구하였다. 즉 식(5)에서 동종 산업의 동일연도 자료를 이용하여 i 기업과 j 기업 간 당기순이익의 비교가능성을 공변량(earnings comparability covariation) 값으로 측정한 것이다. 따라서 식(5)의 회귀식에서 얻어진 adjusted R^2 의 값이 클수록 기업 쌍(firm-pairs)을 이용해 추정된 당기순이익의 비교가능성은 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 유사한 절차에 따라 식(6)에서는 당기순이익 대신 영업현금흐름의 비교가능성으로도 측정이 가능하다.

8) *GROUP*의 경우 선행연구인 박종일과 윤소라(2013) 및 박종일과 남혜정(2014)의 방법에 따라 KISVALUE에서 제공되는 소속그룹이 존재하면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다.

$$E_{it} = \alpha_{ij} + \beta_{1ij}E_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$CFO_{it} = \alpha_{ij} + \beta_{1ij}CFO_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

여기서,

E_{it} = t년도 당기순이익(기초총자산으로 표준화)

CFO_{it} = t년도 영업현금흐름(기초총자산으로 표준화)

ε = 잔차항

편의상 ij 기업의 표시는 생략함.

따라서 본 연구는 De Franco et al.(2011) 및 Francis et al.(2014)의 선택적 방법에 따라 식 (5) 및 식(6)의 회귀식을 이용하여 당기순이익의 비교가능성(earnings comparability) 및 영업 현금흐름의 비교가능성(cash flow from operations comparability)을 추정하였다. 구체적으로, 위의 식(5)에서 당기순이익의 비교가능성에 대한 추정절차를 설명하면 다음과 같다. $E_{i,t}$ 는 i 기업의 t 년도 당기순이익을 기초총자산으로 표준화한 값이며, $E_{j,t}$ 는 j 기업의 t 년도 당기순이익을 기초총자산으로 표준화한 값이다. 추정을 위해 본 연구는 당기를 포함한 과거 8개 연도의 시계열적 자료를 이용하였다. 또한 식(5)의 경우 각 동일연도-산업 내 기업/연도 자료를 이용하였다. 따라서 식(5)의 회귀식을 통해 산출된 설명력인 adjusted R^2 는 동일연도-산업 내 기업 i 와 j 간의 상관성(correlations)의 정도를 나타낸다. 이러한 절차에 따라 각 개별기업마다 동일연도-산업 내 다른 모든 기업과의 쌍(firm-pairs)을 생성한 후 adjusted R^2 를 구하였다. 이렇게 산출된 adjusted R^2 의 값은 기업의 쌍으로 구성되기 때문에 이를 각 개별기업 수준(firm level)으로 다시 나타내기 위해 본 연구는 평균과 중위수 값을 이용하여 당기순이익의 비교가능성을 각 연도마다 개별기업별로 계산하였다. 이러한 절차는 식(6)의 CFO(영업현금흐름)의 경우에도 앞서와 동일하게 적용하여 영업현금흐름의 비교가능성을 추정하였다. 본 연구는 기술의 편의상 식(5)의 모형식을 이용하여 측정된 당기순이익의 비교가능성을 $COMP_E$ 로 지칭하고, 식(6)의 모형식을 통해 측정된 영업현금흐름의 비교가능성을 $COMP_CFO$ 로 지칭한다. 한편, 본 연구에서 이용되는 이들 두 비교가능성 측정치는 포괄손익계산서 및 영업 현금흐름표상에 가장 중요한 기업성과와 관련한 요약측정치를 제공한다는 점에서, 재무제표의 비교가능성 중 동일연도-산업 내의 기업 간의 기업성과에 대한 비교가능성(comparability of performance)이라고 할 수 있다.

3. 표본의 선정

본 연구는 한국거래소에 상장된 유가증권기업과 코스닥상장기업 및 외부감사를 받은 비상장기업 중 다음의 조건을 충족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않은 기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 기업신용등급, 타인자본비용, 감사인 명단 및 기타 분석에 필요한 재무자료의 입수가 가능한 기업
- (4) 외부감사를 받은 기업
- (5) 감사의견에서 적정의견을 받은 기업
- (6) 자본잠식이 아닌 기업

본 연구의 표본은 상장기업 및 비상장기업이다. 분석기간은 관심변수의 경우 2008년부터 2013년까지이고, 본 연구는 시차모형을 고려하고 있으므로 종속변수의 경우는 2009년부터 2014년까지이다. 그러나 기업성과의 비교가능성을 추정시 과거 시계열적 자료가 요구되므로, 본 연구에서는 과거 8년간의 자료를 이용하였다. 또한 변수 측정시 전기 자료(예로, 기초총자산)로 표준화를 하였으므로, 실제 분석에 이용된 자료기간은 2000년부터이다.

조건 (1)에서 금융업은 재무제표의 양식 및 계정과목의 성격이 일반 제조업과 비교하여 상이하므로, 이를 분석에서 제외하였다. 조건 (2)에서 12월 결산법인만을 대상으로 한 이유는 결산월 차이에 기인된 표본의 이질성을 통제하기 위함이다. 조건 (3)은 자료원과 관련된 사항으로, 본 연구는 분석에 필요한 기업신용등급, 타인자본비용, 감사인 명단 및 기타 기본적인 재무자료를 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스에서 추출하였다. 조건 (4)의 경우 외부감사의 대상이 아닌 기업은 재무제표의 신뢰성이 낮으므로, 분석에서 제외하였다. 마지막으로, 조건 (5) 및 (6)의 경우는 비적정 감사의견을 받은 기업이나 자본잠식이 된 기업은 그렇지 않은 각 경우보다 재무제표의 신뢰성이 낮으므로, 표본에서 제외하였다. 또한 본 연구는 극단치(outlier) 문제를 회피하기 위하여 식(1)과 식(2)의 모형에 고려된 변수 중 자연로그 값을 취한 경우와 서열변수 및 더미변수를 제외한 나머지 변수에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorize)한 후 분석하였다.⁹⁾ 이상의 모든 조건이 충족된 최종표본은 분석기간에서 19,687개 기업/연 자료였다. 이 중 상장기업은 5,019개 기업/연 자료이고, 비상장기업은 14,668개 기업/연 자료이다.

<표 1>에는 표본의 산업별 분포를 상장기업과 비상장기업으로 구분하여 보고하였다. 표에서 산업의 구분은 통계청의 한국표준산업분류의 중분류 기준에 따라 분류하였다.

9) 본 연구는 극단치를 조정할 때 상장기업과 비상장기업을 통합하여 수행하였다. 그러나 상장기업과 비상장기업에 대해 각각 극단치를 조정한 경우에서 주된 가설의 검증결과는 질적으로 유사하였다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

Industry	상장기업		비상장기업	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
식료품 제조업	220	4.4%	477	3.3%
음료 제조업	0	0.0%	54	0.4%
섬유제품 제조업 ; 의복제외	0	0.0%	411	2.8%
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	58	1.2%	340	2.3%
가죽, 가방 및 신발 제조업	0	0.0%	102	0.7%
목재 및 나무제품 제조업 ; 가구제외	0	0.0%	25	0.2%
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	93	1.9%	239	1.6%
인쇄 및 기록매체 복제업	0	0.0%	111	0.8%
코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	0	0.0%	63	0.4%
화학물질 및 화학제품 제조업 ; 의약품 제외	405	8.1%	845	5.8%
의료용 물질 및 의약품 제조업	411	8.2%	170	1.2%
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	146	2.9%	543	3.7%
비금속 광물제품 제조업	102	2.0%	461	3.1%
1차 금속 제조업	343	6.8%	753	5.1%
금속가공제품 제조업 ; 기계 및 가구 제외	138	2.7%	419	2.9%
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	834	16.6%	622	4.2%
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	131	2.6%	191	1.3%
전기장비 제조업	219	4.4%	455	3.1%
기타 기계 및 장비 제조업	473	9.4%	752	5.1%
자동차 및 트레일러 제조업	347	6.9%	1,067	7.3%
기타 운송장비 제조업	1	0.0%	152	1.0%
가구 제조업	0	0.0%	47	0.3%
기타 제품 제조업	0	0.0%	77	0.5%
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	0	0.0%	150	1.0%
폐기물 수집운반, 처리 및 원료재생업	0	0.0%	131	0.9%
종합 건설업	130	2.6%	1,016	6.9%
전문직별 공사업	49	1.0%	372	2.5%
자동차 및 부품 판매업	0	0.0%	36	0.2%
도매 및 상품중개업	341	6.8%	1,376	9.4%
소매업 ; 자동차 제외	49	1.0%	211	1.4%
육상운송 및 파이프라인 운송업	0	0.0%	228	1.6%
수상 운송업	0	0.0%	144	1.0%
창고 및 운송관련 서비스업	0	0.0%	306	2.1%
숙박업	0	0.0%	305	2.1%
음식점 및 주점업	0	0.0%	97	0.7%
출판업	217	4.3%	313	2.1%
영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	35	0.7%	55	0.4%
방송업	0	0.0%	77	0.5%
통신업	0	0.0%	31	0.2%
컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	38	0.8%	66	0.4%
정보서비스업	17	0.3%	29	0.2%
부동산업	0	0.0%	773	5.3%

〈표 1〉 표본의 산업별 분포 (계속)

Industry	상장기업		비상장기업	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
임대업 ; 부동산 제외	0	0.0%	10	0.1%
연구개발업	0	0.0%	5	0.0%
전문서비스업	222	4.4%	118	0.8%
건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	0	0.0%	133	0.9%
사업시설 관리 및 조정 서비스업	0	0.0%	14	0.1%
사업지원 서비스업	0	0.0%	64	0.4%
교육 서비스업	0	0.0%	13	0.1%
스포츠 및 오락관련 서비스업	0	0.0%	219	1.5%
총계	5,019	100.0%	14,668	100.0%

주1) 산업별 구분은 통계청의 한국표준산업분류에 따라 중분류 기준으로 보고함.

주2) 표본은 관심변수 기준으로 분석기간 2008년부터 2013년까지 자료를 통합하여 보고함.

<표 1>을 보면, 상장기업의 경우 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업의 경우만 16.6%로 표본에서 10% 이상을 차지하고, 나머지 산업은 10% 이내이다. 비상장기업의 경우는 도매와 상품중개업이 9.4%로 가장 높으나, 모두 10% 이내로 나타났다. 전반적으로 표본의 산업별 분포는 전 업종에 고루 나타나고 있음을 볼 수 있다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계

<표 2>에는 식(1) 및 식(2)의 모형에 이용된 주요 변수의 기술통계를 보고하였다. Panel A는 상장기업에 대한 사항을, Panel B는 비상장기업에 대한 사항을 각각 제시하였다. 또한 Panel C는 상장기업과 비상장기업 간의 주요 변수에 대한 차이검증(t 검증) 결과를 보고했다.

<표 2>를 보면, 먼저 상장기업의 경우 *RATING*(기업신용등급)의 평균(중위수)은 5.668(6)이고, 비상장기업은 5.338(5)로 나타나 상장기업이 비상장기업보다 기업신용등급이 유의하게 더 높다. 이는 전반적으로 상장기업이 비상장기업보다 신용위험이 더 낮음을 의미한다. 다음으로, 상장기업의 경우 *COD1*(부채차입이자율)의 평균(중위수)은 0.056(0.049)이고, *COD2*(부채차입이자율 스프레드)의 평균(중위수)은 0.023(0.017)로 나타났다. 즉 상장기업이 금융기관으로부터 부채차입을 이용한 자금조달을 하면 평균 5.6%의 차입이자율을 부담하고 있으며, 이는 기준이자율보다 2.3% 정도 높다. 비상장기업의 경우 *COD1*의 평균(중위수)은 0.052(0.048)이고, *COD2*는 0.02(0.017)로 상장기업과 비교하면 유의하게 더 낮은 수준이다. 이는 기업규모가 영세한 비상장 중소기업이 더 낮은 차입이자율을 부담한다는 결과이다.

상장기업에 대한 동일연도-산업 내의 두 쌍의 상관성(평균)으로 측정된 기업성과의 비교가능성 측정치 중 당기순이익의 비교가능성인 $COMP_E$ 의 평균(중위수)은 0.056(0.049)이고, 영업현금흐름의 비교가능성인 $COMP_CFO$ 는 0.020(0.014)이다. 비상장기업에서 $COMP_E$ 의 평균(중위수)은 0.041(0.034)이고, $COMP_CFO$ 는 0.011(0.005)이다. 기업성과의 비교가능성 측정치인 $COMP_E$ 및 $COMP_CFO$ 모두 상장기업이 비상장기업보다 유의하게 높게 나타났다.

상장기업의 경우 $BIG4$ (Big 4 감사인 여부)의 평균은 0.546이고, 비상장기업은 0.246으로 상장기업이 비상장기업에 비해 전체표본에서 Big 4 감사인의 선임비율이 2.2배($=0.546/0.246$) 정도 높다. $SIZE$ (기업규모)는 상장기업과 비상장기업의 평균(중위수)이 각각 25.793(25.566)과 24.615(24.405)로 나타나 상장기업의 기업규모가 비상장기업에 비해 유의하게 크다. LIQ (유동비율)는 상장기업과 비상장기업의 평균(중위수)이 각각 1.918(1.410)과 1.563(1.119)로 나타나 상장기업의 유동비율은 비상장기업의 경우보다 높다. 또한 LEV (부채비율)는 상장기업과 비상장기업의 평균(중위수)이 각각 0.437(0.436)과 0.546(0.563)으로 나타나 비상장기업의 부채비율이 상장기업보다 유의하게 더 높았다. 이는 비상장기업은 주식시장의 부채로 채권시장을 통해 주로 자본조달이 수행되기 때문이다. GRW (매출액 성장성)는 상장기업과 비상장기업의 평균(중위수)이 각각 0.085(0.052)와 0.072(0.029)로 상장기업의 매출액 성장성이 비상장기업보다 높게 나타났다.

ROA (총자산이익률)는 상장기업과 비상장기업의 평균(중위수)이 각각 0.025(0.031)와 0.033(0.029)으로 나타나 표본에서 비상장기업의 총자산이익률이 상장기업보다 더 높고, $LOSS$ (손실 발생여부)의 경우는 상장기업과 비상장기업의 평균이 각각 0.251과 0.184로 나타나 상장기업이 비상장기업에 비해 표본에서 손실의 발생 정도가 더 높았다. 그러나 ΔCFO (영업현금흐름의 변동)에서는 상장기업과 비상장기업의 평균(중위수)이 각각 0.004(0.004)와 0.004(0.003)로 유의한 차이를 보이지 않았다.

$LnAGE$ (기업의 설립연수)의 경우 상장기업과 비상장기업의 평균(중위수)이 각각 3.285(3.332)와 3.128(3.135)로 상장기업이 비상장기업보다 기업 설립연수가 더 길다.¹⁰⁾ $GROUP$ (기업집단 소속여부)은 상장기업과 비상장기업의 평균이 각각 0.790과 0.547로 상장기업이 비상장기업보다 기업집단에 속한 경우가 더 많았다. Panel C에서 상장기업과 비상장기업 간의 주요 변수에 대한 차이검증 결과에 따르면, ΔCFO 를 제외하면 나머지 변수들은 두 집단 간의 평균에서 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다.

10) $LnAGE$ 의 경우 기업의 설립연수는 수치변수이므로, 본 연구는 $SIZE$ 와 마찬가지로 자연로그 값을 취하여 측정하였다(Pittman and Fortin 2004).

〈표 2〉 주요변수의 기술통계

Panel A : 상장기업 (N=5,019)													
Variable	RATING	COD1	COD2	COMP_E	COMP_CFO	BIG4	SIZE	LIQ	LEV	GRW	ROA	LOSS	ΔCFO
평균	5.668	0.056	0.023	0.056	0.020	0.546	25.793	1.918	0.437	0.085	0.025	0.251	0.004
중위수	6.000	0.049	0.017	0.049	0.014	1.000	25.566	1.410	0.436	0.052	0.031	0.000	0.004
표준편차	1.892	0.036	0.035	0.076	0.054	0.498	1.268	1.723	0.182	0.298	0.095	0.434	0.115
최소값	1.000	0.000	-0.043	-0.125	-0.126	0.000	22.811	0.031	0.087	-0.933	-0.260	0.000	-0.521
최대값	10.000	0.249	0.209	0.433	0.347	1.000	28.787	12.056	0.966	1.802	0.355	1.000	0.516
Panel B : 비상장기업 (N=14,688)													
Variable	RATING	COD1	COD2	COMP_E	COMP_CFO	BIG4	SIZE	LIQ	LEV	GRW	ROA	LOSS	ΔCFO
평균	5.338	0.052	0.020	0.041	0.011	0.246	24.615	1.563	0.546	0.072	0.033	0.184	0.004
중위수	5.000	0.048	0.017	0.034	0.005	0.000	24.405	1.119	0.563	0.029	0.027	0.000	0.003
표준편차	1.811	0.030	0.029	0.060	0.036	0.431	1.050	1.708	0.200	0.318	0.073	0.388	0.134
최소값	1.000	0.000	-0.043	-0.141	-0.128	0.000	22.811	0.031	0.087	-0.933	-0.260	0.000	-0.521
최대값	10.000	0.249	0.209	0.343	0.259	1.000	28.787	12.056	0.966	1.802	0.355	1.000	0.516
Panel C : 상장기업과 비상장기업 간의 변수에 대한 차이검증													
t 검증	10.78***	6.70***	5.67***	12.86***	11.21***	38.09***	59.24***	12.63***	-35.65***	2.68***	-5.37***	9.74***	0.42***

주1) 변수의 정의 : $RATING = t+1$ 년도 기업신용등급 ; $COD1 = t+1$ 년도 부채차임이자율(=총금융비용/평균이자발생부채) ; $COD2 = t+1$ 년도 부채차임이자율 스프레드(=부채차임이자율에서 국고채 3년 만기 이자율을 차감) ; $COMP_E = t$ 년도 De Franco et al.(2011)의 방법에 따른 당기순이익의 비교가능성(당기순이익의 동일연도 -산업 내 기업 간 유사성의 상관 측정치) ; $COMP_CFO = t$ 년도 De Franco et al.(2011)의 방법에 따른 영업현금흐름의 비교가능성(영업현금흐름의 동일연도 -산업 내 기업 간 유사성의 상관 측정치) ; $BIG4 = t$ 년도 Big 4 감사인이면 1, 아니면 0 ; $SIZE = t$ 년도 기업규모(총자산에 자연로그를 취함) ; $LIQ = t$ 년도 유동비율(=유동자산/유동부채) ; $LEV = t$ 년도 부채비율(=총부채/총자산) ; $GRW = t$ 년도 매출액 성장률[(매출액_t-매출액_{t-1})/총자산_{t-1}] ; $ROA = t$ 년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산) ; $LOSS = t$ 년도 손실이 발생한 기업이면 1, 아니면 0 ; 영업현금흐름의 변동(=영업현금흐름_t-영업현금흐름_{t-1})/기초총자산 ; $LnAGE = t$ 년도 기업설립연수(=Ln(1+설립연수)) ; $GROUP = t$ 년도 기업집단에 속한 기업이면 1, 아니면 0임.

주2) 차이검증의 경우 평균에 대한 t 검증임.

주3) 분석기간은 관심변수 기준으로 2008년부터 2013년까지 자료를 통합하여 보고함.

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

2. 상관관계 분석

<표 3>에는 식(1) 및 식(2)의 모형에 이용된 주요 변수에 대한 피어슨 상관관계를 보고하였다. 우측 상단은 상장기업이고, 좌측 하단은 비상장기업의 결과이다.

<표 3>을 보면, *RATING*과 *COD1* 및 *COD2* 간에 상장기업과 비상장기업 모두 유의한 음(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 이는 기업신용등급이 높으면 타인자본비용은 낮아짐을 의미한다(Mansi et al. 2004 ; 박종일과 남혜정 2014). 상장기업의 경우 관심변수 *COMP_E* 및 *COMP_CFO*는 종속변수 *RATING*에 대해 기대와 달리 음(-)의 상관성을, 또한 *COMP_E*는 종속변수 *COD1*에 대해 기대와 달리 양(+)의 상관관계를, 그러나 *COMP_CFO*는 *RATING* 및 *COD2*에 대해 기대와 일치하게 유의한 음(-)의 상관관계를 보인다. 반면에, 비상장기업의 경우는 *COMP_E* 및 *COMP_CFO*는 *RATING*에 대해 기대와 일치하게 유의한 양(+)의 상관관계를, 또한 *COMP_CFO*는 *COD1*에 대해, 또한 *COMP_E* 및 *COMP_CFO*는 *COD2*에 대해 기대와 일치하게 유의한 음(-)의 상관관계로 나타났다. 하지만 이와 같은 결과는 기업신용등급 또는 타인자본비용에 영향을 미치는 다른 일정 변수를 통제하지 않은 단순 상관관계의 결과라는 점에서 통제변수가 고려된 다변량 회귀분석의 결과를 이용하여 다시 확인할 필요가 있다.

한편, 종속변수와 통제변수의 관계의 경우 *BIG*, *LIQ*, *GRW*, *ROA*, Δ *CFO*, *LnAGE*는 종속변수 *RATING*에 대해 유의한 양(+)의 상관관계를, *LEV*, *LOSS*는 *RATING*에 대해 유의한 음(-)의 상관관계를 보이며, 이러한 결과는 상장기업과 비상장기업 모두에서 나타났다. 구체적으로는 Big 4 감사인이 감사한 피감기업의 경우, 기업규모가 클수록, 유동비율이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 총자산이익률이 클수록, 영업현금흐름이 전기보다 증가할수록, 기업 설립연수가 길수록 기업신용등급이 높고, 부채비율이 높을수록, 손실이 발생한 기업이면 기업신용등급은 낮게 나타났다. 이러한 결과는 대체로 기대와 일치한다. 다만, *GROUP*는 비상장기업만 *RATING*과 양(+)의 상관성이 나타났다. 또한 상장기업의 경우 *BIG4*, *SIZE*, *ROA*, *LnAGE* 및 *GROUP*는 *COD1* 및 *COD2*에 대해 유의한 음(-)의 상관관계를, *LIQ* 및 *LOSS*는 *COD1* 및 *COD2*에 대해 유의한 양(+)의 상관관계로 나타났다. 반면, 비상장기업의 경우는 *LIQ*, *ROA* 및 *LnAGE*는 *COD1* 및 *COD2*에 대해 유의한 음(-)의 상관관계를, *SIZE*, *LEV*, *GRW*, *LOSS* 및 *GROUP*는 *COD1* 및 *COD2*에 대해 유의한 양(+)의 상관관계로 나타나 *SIZE*, *LIQ* 및 *GRW*는 상장여부에 따라 다른 결과를 보이고 있다.

한편, *RATING*과 높은 상관성이 나타난 통제변수로는 *LEV*(상장기업 : -0.680, 비상장기업 : -0.661), *ROA*(상장기업 : 0.522, 비상장기업 : 0.502)이다. 따라서 종속변수가 *COD1* 및 *COD2*인 경우에 *RATING*과 *LEV* 변수가 모형식에 같이 통제될 경우 회귀분석시 다중공선성(multicollinearity) 문제를 적절히 통제할 필요가 있다.¹¹⁾

11) 본 연구는 식(2) 및 식(4)에 대해서 *RATING*과 다른 설명변수 간의 다중공선성 문제를 통제하기 위

〈표 3〉 주요변수 간의 상관관계

Variable	RATING	COD1	COD2	COMP_E	COMP_CFO	BIG4	SIZE	LIQ	LEV	GRW	ROA	LOSS	ΔCFO	LnAGE	GROUP
RATING	1	-0.192 <.0001	-0.196 <.0001	-0.053 0.000	-0.042 0.003	0.052 0.000	-0.009 0.511	0.409 <.0001	-0.680 <.0001	0.064 <.0001	0.522 <.0001	-0.468 <.0001	0.109 <.0001	0.028 0.050	0.017 0.227
COD1	-0.149 <.0001	1	0.990 <.0001	0.028 0.049	-0.035 0.012	-0.076 <.0001	-0.142 <.0001	0.024 0.084	0.098 <.0001	0.007 0.613	-0.237 <.0001	0.213 <.0001	0.001 0.925	-0.100 <.0001	-0.056 <.0001
COD2	-0.147 <.0001	0.984 <.0001	1	0.016 0.244	-0.038 0.008	-0.078 <.0001	-0.139 <.0001	0.026 0.071	0.098 <.0001	-0.015 0.294	-0.250 <.0001	0.224 <.0001	0.005 0.749	-0.099 <.0001	-0.060 <.0001
COMP_E	0.062 <.0001	0.004 0.598	-0.012 0.145	1	0.151 <.0001	0.048 0.001	0.089 <.0001	-0.012 0.378	0.063 <.0001	-0.013 0.375	-0.041 0.004	0.047 0.001	-0.002 0.878	0.013 0.374	0.037 0.008
COMP_CFO	0.038 <.0001	-0.042 <.0001	-0.043 <.0001	0.183 <.0001	1	0.000 0.993	0.083 <.0001	-0.052 0.000	0.053 0.000	-0.020 0.153	-0.023 0.109	0.010 0.492	0.020 0.156	0.054 0.000	0.030 0.037
BIG4	0.068 <.0001	0.027 0.001	0.009 0.275	0.067 <.0001	0.034 <.0001	1	0.405 <.0001	-0.076 <.0001	0.026 0.069	-0.010 0.470	0.122 <.0001	-0.087 <.0001	0.007 0.603	0.131 <.0001	0.189 <.0001
SIZE	-0.010 0.208	0.035 <.0001	0.034 <.0001	0.100 <.0001	0.070 <.0001	0.370 <.0001	1	-0.201 <.0001	0.166 <.0001	0.013 0.359	0.158 <.0001	-0.159 <.0001	-0.002 0.886	0.403 <.0001	0.316 <.0001
LIQ	0.370 <.0001	-0.109 <.0001	-0.109 <.0001	0.011 0.185	0.008 0.326	-0.018 0.033	-0.065 <.0001	1	-0.596 <.0001	-0.064 <.0001	0.141 <.0001	-0.101 <.0001	-0.025 0.074	-0.085 <.0001	-0.106 <.0001
LEV	-0.661 <.0001	0.161 <.0001	0.161 <.0001	-0.047 <.0001	-0.050 <.0001	-0.018 0.030	0.057 <.0001	-0.501 <.0001	1	0.097 <.0001	-0.312 <.0001	0.265 <.0001	0.001 0.951	0.022 0.123	0.012 0.383
GRW	0.051 <.0001	0.048 <.0001	0.026 0.002	-0.012 0.160	-0.027 0.001	0.057 <.0001	0.048 <.0001	-0.056 <.0001	0.093 <.0001	1	0.323 <.0001	-0.240 <.0001	0.120 <.0001	-0.071 <.0001	-0.011 0.419
ROA	0.502 <.0001	-0.090 <.0001	-0.094 <.0001	-0.025 0.003	-0.029 0.001	0.058 <.0001	0.053 <.0001	0.161 <.0001	-0.319 <.0001	0.250 <.0001	1	-0.727 <.0001	0.146 <.0001	0.024 0.086	0.045 0.001
LOSS	-0.372 <.0001	0.051 <.0001	0.049 <.0001	0.045 <.0001	0.033 <.0001	0.008 0.341	-0.040 <.0001	-0.065 <.0001	0.166 <.0001	-0.175 <.0001	-0.629 <.0001	1	-0.089 <.0001	-0.104 <.0001	-0.069 <.0001
ΔCFO	0.106 <.0001	-0.013 0.118	-0.011 0.167	-0.010 0.218	0.001 0.884	0.014 0.100	0.009 0.259	-0.010 0.233	0.004 0.596	0.127 <.0001	0.106 <.0001	-0.064 <.0001	1	-0.007 0.616	0.008 0.595
LnAGE	0.041 <.0001	-0.046 <.0001	-0.045 <.0001	-0.028 0.001	-0.016 0.050	-0.084 <.0001	0.065 <.0001	0.065 <.0001	-0.119 <.0001	-0.058 <.0001	-0.031 0.000	-0.006 0.500	-0.003 0.753	1	0.115 <.0001
GROUP	0.041 <.0001	0.020 0.014	0.015 0.067	0.035 <.0001	0.034 <.0001	0.186 <.0001	0.305 <.0001	-0.046 <.0001	-0.046 <.0001	0.011 0.187	0.023 0.006	-0.022 0.009	0.002 0.773	0.017 0.037	1

주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단을 참조.

주2) 표에 제시된 상관계수는 피어슨 상관계수이고, 대각선 상단은 상장기업들, 대각선 하단은 비상장기업의 결과임.

주3) 표의 하단에 제시된 수치는 p 값임(양측검증).

3. 가설에 대한 회귀분석 결과

가. 가설 1의 검증결과 : 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간의 관계

<표 4>에는 가설 1(H1)을 검증하기 위하여 식(1)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석의 결과를 보고하였다. 본 연구는 Cluster-Adjusted Ordered Probit 회귀분석을 이용하였다. 표에서 모형 1과 2는 상장기업의 결과이고, 모형 3과 4는 비상장기업의 결과이다. 모형 1과 3은 관심변수가 *COMP_E*인 결과를, 모형 2와 4는 관심변수가 *COMP_CFO*인 결과를 각각 나타내었다. 한편, 회귀분석 시에 식(1)에 고려된 모든 변수가 포함되었으나, 지면상 산업(*IND*)과 연도(*YD*) 더미 변수의 결과보고는 생략한다. 따라서 표에 제시된 검증결과는 산업과 연도 차이에 따른 고정효과가 통제된 후의 결과이다.

<표 4>의 결과를 보면, Cluster-Adjusted Ordered Probit 회귀분석 결과 모두 통계적으로 유의한 *Wald X²* 값이 나타나 본 연구에서 설정된 연구모형은 적합성을 가지고 있다. 또한 모형의 설명력(*Pseudo R²*)은 상장기업의 경우 모형 1과 2 모두 59.3%를, 비상장기업의 경우는 모형 3이 56.1%를, 모형 4는 55.9%로 나타났다.¹²⁾

한 방법으로 다음의 식(7)의 회귀식을 이용한 잔차(ε) 값을 *RATING* 대신 식(2) 및 식(4)에 고려하여 분석하였다.

$$RATING_{i+1} = \beta_0 + \beta_1 COMP_i + \beta_2 BIG4_i + \beta_3 SIZE_i + \beta_4 LIQ_i + \beta_5 LEV_i + \beta_6 GRW_i + \beta_7 ROA_i + \beta_8 LOSS_i + \beta_9 \Delta CFO_i + \beta_{10} \ln AGE_i + \beta_{11} GROUP_i + \beta_{12} RATING_E_i + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \quad \text{식(7)}$$

구체적으로는 위의 식(7)은 식(2)의 모형에 고려된 설명변수들이며, 이 중 *RATING*을 종속변수로 하고, 나머지 변수를 설명변수로 하는 회귀식을 구성한 후 회귀분석으로부터 얻어진 잔차(ε) 값을 이용하였다(Mansi et al. 2004 ; Ge and Kim 2014 ; 박종일과 남혜정 2014). 이 잔차 값을 *RATING* 대신 이용하면 식(2) 및 식(4)의 모형에 고려된 다른 설명변수들과는 상관성이 제거된 직교된(orthogonalize) 신용등급의 이용이 가능하다. 즉 이 잔차 값을 분석에 이용하면 식(2) 및 식(4)에서 이 잔차 값에 해당되는 직교된 신용등급은 다른 설명변수와 상관성이 제거되지만, 종전 *RATING*과 종속변수 간의 관계는 이 잔차 값을 이용해도 변화가 없게 된다(박종일과 남혜정 2014). 따라서 이 개별기업에 대한 잔차항을 *RATING* 변수 대신 고려한 후 *COMP*(*COMP_E* 및 *COMP_CFO*)와 종속변수(*COD1*, *COD2*) 간의 관계를 분석하였다.

- 12) 로지스틱 회귀분석의 경우 다중공선성 문제를 확인할 수 있는 분산팽창요인(variance influence factor ; VIF) 값이 제공되지 않는다. 하지만 다중공선성 문제는 종속변수와 설명변수 간의 관계라기보다는 모형에 고려된 설명변수 간의 문제라는 점에서 OLS 회귀분석을 이용하면 이를 확인할 수 있다. 따라서 본 연구는 OLS 회귀분석을 이용하여 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 확인하였다. VIF 값이 10 이상이면 통계적으로 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판단한다. <표 4>의 마지막 하단 부분에 보고된 VIF 값의 결과에 의하면 모형 1과 2에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 *ROA*로 모두 2.510이고, 모형 3과 4 역시 *ROA* 변수에서 각각 1.941과 1.942로 나타났다. VIF 값이 모두 3 이하라는 점에서 본 검증결과는 다중공선성 문제가 심각하지 않았다. 후반의 표에서도 하단 부분에 앞서와 같은 방법으로 VIF 값을 보고하였다.

〈표 4〉 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간의 Cluster-Adjusted Ordered Probit
회귀분석 결과 : H1

$$RATING_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 COMP_i + \beta_2 BIG4_i + \beta_3 SIZE_i + \beta_4 LIQ_i + \beta_5 LEV_i + \beta_6 GRW_i + \beta_7 ROA_i + \beta_8 LOSS_i + \beta_9 \Delta CFO_i + \beta_{10} LnAGE_i + \beta_{11} GROUP_i + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \quad (1)$$

Variable	pred. sign	상장기업 (N=5,019)		비상장기업 (N=14,668)	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		COMP_E	COMP_CFO	COMP_E	COMP_CFO
Intercept	?	4.267 (66.92 ^{***})	4.255 (66.36 ^{***})	6.087 (332.06 ^{***})	5.996 (321.67 ^{***})
COMP	+	0.010 (0.00)	-0.152 (0.19)	1.270 (46.93^{***})	0.426 (1.84)
BIG4	+	0.082 (3.42 [*])	0.082 (3.37 [*])	0.158 (28.33 ^{***})	0.160 (28.71 ^{***})
SIZE	+	0.040 (3.28 [*])	0.040 (3.39 [*])	-0.021 (2.35)	-0.014 (1.09)
LIQ	+	0.046 (10.28 ^{***})	0.045 (10.19 ^{***})	0.064 (47.51 ^{***})	0.064 (45.83 ^{***})
LEV	-	-4.829 (683.74 ^{***})	-4.829 (681.10 ^{***})	-4.159 (2548.63 ^{***})	-4.174 (2559.16 ^{***})
GRW	+/-	0.034 (0.33)	0.034 (0.32)	0.102 (11.13 ^{***})	0.100 (10.53 ^{***})
ROA	+	4.020 (173.02 ^{***})	4.017 (172.97 ^{***})	4.848 (440.99 ^{***})	4.816 (431.34 ^{***})
LOSS	-	-0.503 (90.06 ^{***})	-0.503 (89.97 ^{***})	-0.539 (256.41 ^{***})	-0.531 (251.06 ^{***})
ΔCFO	+	0.870 (43.66 ^{***})	0.872 (43.78 ^{***})	0.851 (204.49 ^{***})	0.846 (202.01 ^{***})
LnAGE	+	0.022 (0.25)	0.022 (0.26)	-0.056 (3.52 [*])	-0.062 (4.23 ^{**})
GROUP	-	-0.021 (0.14)	-0.021 (0.14)	0.021 (0.59)	0.019 (0.51)
ΣIND	?	Included	Included	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included	Included	Included
Pseudo R ²		59.3%	59.3%	56.1%	55.9%
Wald X ²		2,018.52 ^{***}	2,004.17 ^{***}	5,797.18 ^{***}	5,746.49 ^{***}
VIF		2.510(ROA)	2.510(ROA)	1.941(ROA)	1.942(ROA)

주1) 변수의 정의는 <표 2>을 참조.

주2) Cluster-Adjusted Ordered Probit regression의 설명력은 Pseudo R²이며, 모형의 적합성은 Wald X²임.

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

먼저 상장기업에서 관심변수 *COMP_E* 및 *COMP_CFO*는 종속변수 *RATING*에 대해 모두 양(+)의 계수값이지만, 통계적으로 유의한 수준은 아니다.¹³⁾ 다음으로, 비상장기업의 경우는 기업성과의 비교가능성 중에서 *COMP_CFO*는 상장기업과 같이 *RATING*에 대해 양(+)의 값이지만, 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 반면, *COMP_E*는 *RATING*에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이러한 결과는 신용평가기관의 경우 기업신용등급을 산출할 때 De Franco et al.(2011)의 비교가능성 측정치 가운데 당기순이익의 비교가능성 측정치(*COMP_E*)에 대해서는 비상장기업의 경우 동일연도-산업 내 기업 간 당기순이익의 비교가능성이 높은 기업일수록 신용등급에 긍정적으로 평가받는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 제시한 가설 H1은 상장기업과 비상장기업의 표본 중 비상장기업에서의 당기순이익의 비교가능성 정보만 지지된 결과를 얻었다.

이상의 본 연구결과는 상장기업의 경우는 두 기업성과의 비교가능성이 신용평가기관의 기업신용등급에는 유의한 관계가 관찰되지는 않았고, 비상장기업의 경우에는 두 기업성과의 비교가능성 중 동일산업 내 기업 간 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 신용평가기관의 기업신용등급 결정에 긍정적으로 반영된다는 것을 시사한다. 한편, 이러한 전자의 결과는 이세철과 고영우(2014)의 연구에서 회사채 신용등급과 De Franco et al.(2011)의 방법에 따라 측정된 재무제표의 비교가능성 간에 유의한 양(+)의 관계를 보고한 경우와는 다른 결과이다. 즉 이세철과 고영우(2014)는 회사채 신용등급만을 대상으로 한 경우이고, 또한 De Franco et al.(2011)의 방법 중 이익과 주식수익률 간의 관계를 통해 측정된 재무제표의 비교가능성이라는 점에서 본 연구의 측정치와는 다소 차이가 있다.¹⁴⁾ 후자의 결과는 선행연구와 직접적인 비교는 어렵지만, 분석결과 측면에서는 신용평가기관이 기업신용등급의 결정에 영업현금흐름의 비교가능성 보다는 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 더 긍정적으로 반영시키는 것을 의미한다. 한편, 이러한 결과는 앞서 전술한 바 있는 기존 문헌들에서 기술적 주장 중 하나였던 비상장기업의 경우 상장기업과 달리 발생주의회계에서 산출된 최종성과 지표인 회계이익 보다는 현금주의회계에서 산출된 현금

13) 한편, 추가분석의 일환으로 상장기업에 대하여 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누어 분석한 경우에도 *COMP_E*와 *COMP_CFO*는 *RATING*에 대해 모두 유의한 계수값이 관찰되지는 않았다.

14) <표 4>의 결과로 볼 때 상장기업의 경우 두 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간에 유의한 관계가 관찰되지 않은 반면에, 선행연구인 이세철과 고영우(2014)의 연구는 회사채 신용등급과 이익과 주식수익률 간으로 측정된 비교가능성 간에 유의한 양(+)의 관계를 보고하였다. 이러한 결과를 서로 연계시켜 유추해 본다면, 신용평가기관은 상장기업에 대해서는 주식시장이 존재한다는 점에서 두 기업성과에 대해 자체의 비교가능성에 대한 평가보다는 주식수익률과 연계된 비교가능성을 보다 중시하는 경향이 있음을 나타낸다. 왜냐하면 이세철과 고영우(2014)의 연구에서의 비교가능성 측정치는 이익과 주식수익률 간으로 측정된 비교가능성에 대한 정보인 반면, 본 연구는 동일산업 내 기업 간 당기순이익 혹은 영업현금흐름의 비교가능성 측정치이기 때문이다. 이는 비교가능성의 측정치에 따라, 또는 회사채 신용등급과 전체 상장기업을 대상으로 한 기업신용등급에 따라 신용평가기관에 반영되는 비교가능성 정보에 차이가 있음을 시사한다.

흐름을 보다 더 선호할 것이라는 주장과는 사뭇 다른 결과이다(Penno and Simon 1986 ; Cloyd et al. 1996 ; Mills and Newberry 2001 ; Beatty et al. 2002 ; Chaney et al. 2004 ; Ball and Shivakumar 2005). 따라서 이러한 <표 4>에서의 비상장기업의 결과는 선행연구의 기술적인 주장과 달리, 오히려 비상장기업의 경우도 영업현금흐름 보다는 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 신용평가기관의 기업신용등급 결정에 보다 더 긍정적인 평가를 받고 있음을 실증적 증거로 보여준다. 따라서 이러한 결과는 신용평가기관의 기업신용등급 측면에서 살펴보았을 때 비상장기업에서도 발생주의회계의 보고체계가 현금주의회계의 경우보다 더 중요한 정보유용성이 있음을 시사한다.

기타 모형식에 고려된 통제변수의 결과는 다음과 같다. 상장기업과 비상장기업 모두 *BIG4*, *LIQ*, *ROA*, *ΔCFO*는 *RATING*에 대해 유의한 양(+)의 관계를, *LEV*, *LOSS*는 *RATING*에 대해 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 즉 Big 4 감사인이 감사한 피감기업이면, 유동비율이 클수록, 총자산이익률이 클수록, 영업현금흐름이 전기보다 증가하면 기업신용등급이 높고, 부채비율이 높을수록, 손실이 발생한 기업이면 기업신용등급은 낮게 나타났다. 다만, *SIZE*는 상장기업만 유의한 양(+)의 계수값을, *GRW* 및 *LnAGE*는 비상장기업만 각각 유의한 양(+) 및 음(-)의 결과를 보여 상장여부에 따라 차이가 있다. 이는 신용평가기관의 경우 기업규모는 주로 상장기업만 긍정적인 정보로 신용등급에 고려되는데 반해, 매출액 성장성 및 기업연령은 비상장기업에서 각각 긍정적인 또는 부정적인 정보로 신용등급에 고려됨을 나타낸다. 통제변수 중 유의한 결과들은 비상장기업의 *LnAGE*를 제외하면 대체로 기대와 일치한 결과로 나타났다. 또한 이러한 결과는 앞서 <표 3>의 경우와도 대체로 일치한다.

나. 가설 2의 검증결과 : 기업성과의 비교가능성과 타인자본비용 간의 관계

<표 5>에는 가설 2(H2)를 검증하기 위해 식(2)의 모형을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 보고하였다.¹⁵⁾ 본 연구는 OLS 회귀분석을 이용하였다. Panel A는 종속변수로 *COD1*(부채차입이자율)을 사용한 결과이고, Panel B는 종속변수로 *COD2*(부채차입이자율 스프레드)를 사용한 결과이다. 또한 앞서 <표 4>와 같이 모형 1과 2는 상장기업의 결과를, 모형 3과 4는 비상장기업의 결과를 각각 제시하였다. 한편, Panel B는 Panel A의 경우와 통제변수의 결과가 유사하여 지면상 관심변수를 중심으로 보고하였다. 또한 앞서와 같이 회귀분석시에 식(2)에 고려된 모든 변수가 포함되었으나, 지면상 산업(ΔIND) 및 연도(ΔYD) 더미변수의 결과보고는 생략한다.

15) 분석 시 *RATING* 변수의 경우 전술한 바와 같이 선행연구의 방법과 같이 식(1)의 모형식을 이용하여 종속변수에 *RATING* 변수를 나머지 변수를 설명변수로 하는 회귀식에서 얻어진 잔차항 값을 이용하였다.

〈표 5〉 기업성과의 비교가능성과 부채조달비용 간의 OLS 회귀분석 결과 : H2

$COD_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LIQ_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 LOSS_t + \beta_9 \Delta CFO_t + \beta_{10} LnAGE_t + \beta_{11} GROUP_t + \beta_{12} RATING_{t+1} + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \quad (2)$					
Panel A : 종속변수=COD1(부채차입이자율)					
Variable	pred. sign	상장기업 (N=5,019)		비상장기업 (N=14,668)	
		Model 1 COMP_E	Model 2 COMP_CFO	Model 3 COMP_E	Model 4 COMP_CFO
Intercept	?	0.106 (9.30 ^{***})	0.104 (9.13 ^{***})	0.033 (5.12 ^{***})	0.033 (5.16 ^{***})
COMP	—	0.003 (0.50)	−0.022 (−2.52^{**})	−0.007 (−1.84[*])	−0.020 (−3.04^{***})
BIG4	—	−0.001 (−0.84)	−0.001 (−0.93)	0.001 (1.25)	0.001 (1.23)
SIZE	—	−0.002 (−4.26 ^{***})	−0.002 (−4.07 ^{***})	0.000 (1.19)	0.000 (1.21)
LIQ	—	0.002 (5.46 ^{***})	0.002 (5.44 ^{***})	−0.001 (−7.01 ^{***})	−0.001 (−7.00 ^{***})
LEV	+	0.015 (4.23 ^{***})	0.015 (4.27 ^{***})	0.016 (10.55 ^{***})	0.015 (10.50 ^{***})
GRW	−/+	0.007 (3.80 ^{***})	0.007 (3.75 ^{***})	0.002 (1.94 [*])	0.002 (1.95 [*])
ROA	—	−0.073 (−9.21 ^{***})	−0.074 (−9.27 ^{***})	−0.020 (−4.49 ^{***})	−0.020 (−4.55 ^{***})
LOSS	+	0.006 (3.52 ^{***})	0.006 (3.51 ^{***})	0.000 (0.15)	0.000 (0.12)
ΔCFO	—	0.011 (2.52 ^{**})	0.011 (2.59 ^{**})	−0.001 (−0.83)	−0.001 (−0.80)
LnAGE	—	−0.003 (−2.64 ^{***})	−0.003 (−2.61 ^{***})	−0.002 (−3.56 ^{***})	−0.002 (−3.58 ^{***})
GROUP	+	−0.001 (−0.96)	−0.001 (−0.93)	0.000 (0.23)	0.000 (0.24)
RATING	—	−0.012 (−5.42 ^{***})	−0.012 (−5.50 ^{***})	−0.003 (−2.79 ^{***})	−0.003 (−2.89 ^{***})
ΣIND	?	Included	Included	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		12.3%	12.4%	9.8%	9.8%
F value		36.05 ^{***}	36.42 ^{***}	76.80 ^{***}	77.13 ^{***}
VIF		2.512(ROA)	2.512(ROA)	1.941(ROA)	1.942(ROA)

〈표 5〉 기업성과의 비교가능성과 부채조달비용 간의 OLS 회귀분석 결과 : H2 (계속)

Panel B : 종속변수=COD2(부채차입이자율 스프레드)

Variable	pred. sign	상장기업 (N=5,019)		비상장기업 (N=14,668)	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		COMP_E	COMP_CFO	COMP_E	COMP_CFO
COMP	—	0.003 (0.50)	-0.022 (-2.50 ^{**})	-0.007 (-1.82 [*])	-0.020 (-3.04 ^{***})
Control variable		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		11.04%	11.40%	9.72%	9.78%
F value		14.66 ^{***}	15.16 ^{***}	16.16 ^{***}	16.26 ^{***}
VIF		2.223(ROA)	2.224(ROA)	2.789(ROA)	2.786(ROA)

주1) 변수의 정의는 <표 2>을 참조.

주2) 괄호 안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

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

<표 5>의 결과를 보면, 다변량 회귀분석 결과 모두 통계적으로 유의한 F 값을 보이고 있어 모형설정에는 적합성이 있게 나타났다. 모형의 설명력(Adj. R²)은 모형 1과 2는 각각 12.3%와 12.4%를, 모형 3과 4 모두는 9.8%로 나타났다.¹⁶⁾

Panel A에서 상장기업의 경우 관심변수 COMP_E는 종속변수 COD1에 대해 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 나타나지는 않았다. 그러나 COMP_CFO는 종속변수 COD1에 대해 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다.¹⁷⁾ 또한 비상장기업의 경우 COMP_E 및 COMP_CFO 모두 종속변수 COD1에 대해 음(-)의 계수값이 나타났다. 이러한 결과는 Panel B에서 종속변수가 COD2의 경우에도 Panel A의 결과와 일치된 결과를 보였다. 특히, COMP_CFO는 종속변수 COD1 및 COD2에 대해 모두, 또한 상장기업과 비상장기업 모두에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다.¹⁸⁾

이러한 결과로 볼 때 채권투자자는 대출이자율을 결정할 때 De Franco et al.(2011)의 기업성과

16) <표 5>의 하단에 보고된 VIF 값의 결과로 볼 때, 모형 1과 2에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 ROA로 모두 2.512이고, 모형 3과 4 역시 ROA로 각각 1.941과 1.942로 나타나 앞서 <표 4>의 경우와 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

17) 추가분석으로 상장기업에 대해 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누어 살펴본 경우 Panel A 및 B의 모형 2에서 COMP_CFO의 유의한 음(-)의 결과는 주로 유가증권상장기업에 기인한 것으로 나타났다.

18) 한편, <표 5>에 대해 앞서 <표 4>의 경우와 유사하게 Cluster-Adjusted OLS로 회귀분석을 수행하면 COMP_E에 해당되는 모형 1과 3은 통계적으로 유의하지 않은 반면, COMP_CFO에 해당되는 모형 2와 4는 모두 유의한 음(-)의 계수값이 관찰되었다. 예를 들어, Panel A의 모형 2와 4의 경우 각각 회귀계수(t 값)는 -0.024(-2.05)와 -0.021(-2.41)로 5% 수준에서 유의한 결과로 나타났으며, 이러한 결과는 Panel B의 경우도 질적으로 유사하였다.

에 대한 비교가능성 중 *COMP_E*는 앞서 <표 5>의 경우와 일치하게 동일연도-산업 내 기업 간 당기순이익의 비교가능성이 높은 비상장기업일수록 긍정적인 평가를 받는 것으로 나타났다. 또한 채권투자자¹⁹⁾의 측면에서는 신용평가기관과 달리 동일산업 내 기업 간 영업현금흐름이 높은 기업일수록 상장여부에 관계없이 차입이자율이 낮아지는 것으로 나타났다. 즉 채권투자자들은 두 기업성과의 비교가능성에서 동일산업 내 기업 간의 비교가능성이 높은 정보를 산출하는 비상장기업에 대해서는 요구수익률을 낮춘다는 것을 나타낸다. 따라서 본 연구에서 제시한 가설 H2의 경우 상장기업은 영업현금흐름의 비교가능성 정보만, 비상장기업은 당기순이익과 영업현금흐름의 비교가능성 정보 모두에서 지지된 결과를 얻었다.

이상의 <표 4> 및 <표 5>의 결과를 종합해 보면, 비상장기업에 대해서는 신용평가기관 및 채권투자자 모두 공통되게 당기순이익의 비교가능성 정보를 중요한 정보로 활용하는데 반해, 채권투자자의 경우에는 상장여부와 관계없이 추가로 영업현금흐름의 비교가능성 역시 중요한 정보로 대출이자율 결정에 반영하는 것을 시사한다. 즉 상장기업 보다는 비상장기업에서, 또한 신용평가기관 보다는 채권투자자 입장에서 전반적으로 동일연도-산업 내 기업 간 두 기업성과의 비교가능성 정보를 의사결정 시에 보다 적극적으로 반영시키고 있는 것으로 나타났다. 한편으로, 이러한 본 연구결과는 선행연구인 De Franco et al.(2011) 및 강민정 등(2013)의 연구에서 재무분석가들이 재무제표의 비교가능성 정보를 이익예측치에 반영한다고 보고한 결과와도 일맥상통한다. 또한 채권투자자들의 경우 재무제표의 비교가능성이 높을수록 은행의 대출스프레드(Fang et al. 2012), 채권과 신용부도 스왑 스프레드(Kim et al. 2013) 및 타인자본비용이 낮아진다는 결과(이세철과 고영우 2014)를 보고한 연구와도 일치한다. 따라서 본 연구의 <표 5>의 결과는 채권투자자 측면에서는 재무제표의 비교가능성 정보를 상장기업뿐만 아니라 선행연구의 범위를 확장하여 분석한 비상장기업에서도 활용되고 있음을 보여주었다는데 의미가 있다.

기타 통제변수의 결과에서는 상장여부에 따라 다소 차이를 보이고 있다. 구체적으로는 상장기업의 경우 *SIZE*, *ROA*, *LnAGE* 및 *RATING*은 *CODI*에 대해 유의한 음(-)의 관계를, *LIQ*, *LEV*, *GRW*, *LOSS*, *ΔCFO*는 *CODI*에 대해 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 비상장기업의 경우 *LIQ*, *ROA*, *LnAGE* 및 *RATING*은 *CODI*에 대해 유의한 음(-)의 관계를, *LEV*, *GRW*는 *CODI*에 대해 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 상장여부와 관계없이 공통적으로는 총자산이익률이 높을수록, 기업의 설립연수가 길수록, 기업신용등급이 높을수록 타인자본비용이 낮는데 반해, 부채비율이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록 타인자본비용은 높게 나타났다. 다만, 채권투자자의 경우 *LIQ*는 상장여부에 따라 달리 평가하는 것으로 나타났다.

19) 비상장기업에서의 타인자본비용은 주로 금융기관으로부터의 부채차입의 경우가 일반적이다(Kim et al. 2011). Kim et al.(2011)의 연구는 국내 비상장기업들에서의 자금조달은 은행 등의 금융기관을 통해 이루어지며, 주로 상업은행, 개발은행, 투자은행, 저축은행, 보험회사와 기타 사적대출자 등으로 구성된다 고 보고하였다.

다. 가설 3의 검증결과 : 상장여부에 따른 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 또는 타인자본비용 간의 관계

<표 6>에는 가설 3(H3)을 검증하기 위해 식(3)을 이용한 Cluster-Adjusted Ordered Probit 회귀분석 결과를(종속변수가 *RATING*), <표 7>에는 가설 3(H3)을 검증하기 위하여 식(4)을 이용한 OLS 회귀분석 결과를 나타내었다(종속변수가 *COD*). 이들의 분석에서는 전체표본을 이용하여 분석하였다. 모형 1은 관심변수가 상호작용변수인 *COMP_E*LIST*의 결과를, 모형 2에는 관심변수가 *COMP_CFO*LIST*의 결과를 각각 제시하였다. 여기서 *LIST*는 비상장기업이면 1, 상장기업이면 0인 더미변수이다. 또한 본 연구는 *COMP_E* 및 *COMP_CFO* 모두 상호작용변수를 구성하는 과정에서 앞서의 연속변수와 달리 변수간의 다중공선성 문제를 경감시키기 위하여 각 기업 성과의 비교가능성에 대한 측정치의 중위수를 기준으로 중위수보다 높으면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정한 후 분석하였다. 기타 표 보고방식은 앞서와 동일하다.

먼저 <표 6>의 결과를 보면, 모형 1과 2에서 Cluster-Adjusted Ordered Probit 회귀분석 결과 모두 통계적으로 유의한 *Wald X²* 값을 보이고 있어 모형의 설정은 적합성이 있게 나타났고, 모형의 설명력(*Pseudo R²*)은 모형 1과 2에서 각각 57%와 56.9%로 나타났다.²⁰⁾

관심변수인 *COMP_E*LIST*의 상호작용변수는 종속변수 *RATING*에 대해 5% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 그러나 *COMP_CFO*LIST*의 상호작용변수의 경우는 *RATING*에 대해 양(+)의 값을 보이지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. 즉 신용평가기관의 경우 비상장기업이 상장기업과 비교하여 *COMP_E*와 *RATING* 간에 양(+)의 관계가 더 강화(strengthen)된 결과로 나타난 반면에, *COMP_CFO*와 *RATING* 간에는 앞서와 같은 관계가 관찰되지는 않았다. 이는 당기순이익의 비교가능성이 기업신용등급에 미치는 긍정적인 효과가 상장기업보다는 비상장기업일 때 더 확대된다는 것을 나타낸다. 따라서 가설 3은 신용등급기관의 경우 당기순이익의 비교가능성만 상장여부에 따라 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 <표 4>에서 비상장기업의 경우만 종속변수 *RATING*에 대해 관심변수 *COMP_E*에서만 유의한 양(+)의 결과가 나타난 것과 관련이 있는 결과이다. 즉 <표 4>에서 상장기업은 *COMP_E*가 *RATING*에 대해 유의하지 않은 반면, 비상장기업은 유의한 양(+)의 관계를 보이므로 두 시장 간에 두 관계에서 중요한 차이(significant difference)가 나타났을 가능성이 있다. 이와 달리, *COMP_CFO*는 *RATING*에 대해 상장기업과 비상장기업 모두 유의하지 않은 관계를 보였기 때문에 두 시장 간에 두 관계에서 중요한 차이를 보이지 않는 것으로 판단된다.

20) <표 6>에서 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 VIF 값으로 확인한 결과에 따르면 모형 1과 2에서 VIF 값이 가장 높은 변수는 각각 *COMP_E*와 *COMP_CFO*로, 그 값이 4와 3.990이어서 본 검증 결과에서 다중공선성 문제는 심각하지 않았다. <표 7>의 경우도 <표 6>과 질적으로 유사한 수준으로 나타나 이후 이와 관련한 논의는 생략한다.

〈표 6〉 상장여부에 따른 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간의 Cluster-Adjusted Ordered Probit 회귀분석 결과 : H3

$$RATING_{i+1} = \beta_0 + \beta_1 COMP_i + \beta_2 LIST_i + \beta_3 COMP_i * LIST_i + \beta_4 BIG4_i + \beta_5 SIZE_i + \beta_6 LEV_i + \beta_7 LIQ_i + \beta_8 GRW_i + \beta_9 ROA_i + \beta_{10} LOSS_i + \beta_{11} \Delta CFO_i + \beta_{12} LnAGE_i + \beta_{13} GROUP_i + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \quad (3)$$

Variable	pred. sign	전체 표본 (N=19,687)	
		Model 1	Model 2
		COMP_E	COMP_CFO
Intercept	?	5.428 (359.91 ^{***})	5.380 (353.02 ^{***})
COMP	+	0.019 (0.27)	-0.040 (1.27)
LIST	-	0.118 (10.08 ^{***})	0.143 (15.07 ^{***})
COMP*LIST	+	0.095 (5.33^{**})	0.046 (1.27)
BIG4	+	0.131 (28.21 ^{***})	0.132 (28.49 ^{***})
SIZE	+	-0.002 (0.02)	0.002 (0.02)
LEV	-	-4.279 (3269.83 ^{***})	-4.284 (3270.55 ^{***})
LIQ	+	0.062 (61.14 ^{***})	0.062 (60.42 ^{***})
GRW	+/-	0.085 (9.92 ^{***})	0.083 (9.30 ^{***})
ROA	+	4.537 (612.73 ^{***})	4.531 (610.71 ^{***})
LOSS	-	-0.537 (356.83 ^{***})	-0.531 (350.83 ^{***})
ΔCFO	+	0.849 (248.26 ^{***})	0.845 (245.80 ^{***})
LnAGE	+	-0.030 (1.51)	-0.033 (1.87)
GROUP	-	0.013 (0.30)	0.013 (0.27)
ΣIND	?	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included
Pseudo R ²		57.0%	56.9%
Wald X ²		7,652.83 ^{***}	7,611.82 ^{***}
VIF		4.000(COMP_E)	3,990(COMP_CFO)

- 주1) 변수의 정의는 <표 2>을 참조. 단, *COMP_E* 및 *COMP_CFO* 변수는 중위수를 기준으로 하여 중위수보다 높은 값을 가지면 1, 아니면 0인 더미변수임.
- 주2) Cluster-Adjusted Ordered Probit regression의 설명력은 *Pseudo R²*이며, 모형의 적합성은 *Wald X²*임.
- 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

기타 통제변수의 결과는 앞서 <표 4>와 대체로 일치하여 별도의 논의는 생략하였다.

다음으로 <표 7>의 결과에 따르면, 모형 1과 2에서 OLS 회귀분석 결과 모두 통계적으로 유의한 *F* 값을 보이고 있어 모형의 설정은 적합성이 있고, 모형의 설명력(*Adj. R²*)은 모형 1과 2 모두 9.4%로 나타났다.

관심변수인 *COMP_E*LIST* 상호작용변수는 종속변수 *COD1* 혹은 *COD2*에 대해 각각 10% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보이는 것으로 나타났다. 그러나 *COMP_CFO*LIST* 상호작용변수의 경우는 *COD1* 혹은 *COD2*에 대해 각각 양(+)과 음(-)의 값을 보이지만, 통계적으로는 모두 유의하지 않았다. 즉 채권투자자의 경우 비상장기업이 상장기업보다 *COMP_E*와 *COD* 간에 음(-)의 관계가 더 강화(strengthen)되는 것으로 나타난 반면, *COMP_CFO*와 *COD* 간의 관계는 이러한 결과가 관찰되지는 않았다. 이는 기업성과 비교가능성 중 당기순이익의 비교가능성의 경우만 동일연도-산업 내에서 비교가능성이 채권투자자의 대출이자율에 미치는 긍정적인 효과가 상장기업보다는 비상장기업일 때 더 확대됨을 의미한다.²¹⁾ 한편, 이 결과는 <표 6>과 일치되는 것으로 나타나 일관성이 있는 결과였다.

따라서 가설 3과 관련하여 신용평가기관뿐 아니라 채권투자자의 경우에도 당기순이익의 비교가능성에서만 상장여부에 따라 유의한 차이가 있는 것으로 나타났으며, 본 연구에서의 경쟁적 가설이 지지되는 결과를 보였다. 즉 상장기업보다는 비상장기업일 때 두 기업성과 비교가능성 중 당기순이익의 비교가능성의 경우만 동일연도-산업 내에서 비교가능성이 높을수록 신용등급이 높고, 또한 부채조달비용은 낮게 나타났다.

21) 한편, 이러한 결과는 <표 5>에서 종속변수 *COD1* 및 *COD2*에 대해 *COMP_E*만 상장여부에 따라 중요한 차이가 나타난 반면에, *COMP_CFO*의 경우는 상장기업과 비상장기업 모두에서 유의한 음(-)의 결과를 보이는 것으로 나타나 이들 간에 차이가 없는 것과 관련이 있어 보인다. 즉 <표 5>에서 상장기업은 *COMP_E*가 *COD1* 및 *COD2*에 대해 유의하지 않은 반면, 비상장기업은 유의한 음(-)의 관계에 따라 두 시장 간에 두 관계에서 유의한 차이로 나타났을 가능성이 높다. 반면에, *COMP_CFO*는 *COD1* 및 *COD2*에 대해 상장기업과 비상장기업 모두 유의한 음(-)의 관계를 보였기 때문에 두 시장 간에 두 관계에서 중요한 차이를 가지고 있지는 않은 결과로 보인다.

〈표 7〉 상장여부에 따른 기업성과의 비교가능성과 부채조달비용 간의 OLS 회귀분석 결과 : H3

$COD_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 LIST_t + \beta_3 COMP_t * LIST_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t$ $+ \beta_7 LIQ_t + \beta_8 GRW_t + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} LOSS_t + \beta_{11} \Delta CFO_t + \beta_{12} LnAGE_t$ $+ \beta_{13} GROUP_t + \beta_{14} RATING_{t+1} + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon$			
(4)			
Panel A : 종속변수=COD1(부채차입이자율)			
Variable	pred. sign	전체 표본 (N=19,687)	
		Model 1 COMP_E	Model 2 COMP_CFO
Intercept	?	0.068 (11.91 ^{***})	0.069 (12.13 ^{***})
COMP	—	0.001 (0.71)	—0.001 (—1.09)
LIST	—	—0.005 (—6.11 ^{***})	—0.006 (—7.52 ^{***})
COMP*LIST	—	—0.002 (—1.92[*])	0.000 (0.02)
BIG4	—	0.000 (—0.23)	0.000 —0.25
SIZE	—	—0.001 (—3.26 ^{***})	—0.001 (—3.28 ^{***})
LEV	+	0.014 (10.09 ^{***})	0.014 (10.14 ^{***})
LIQ	—	0.000 (—2.17 ^{**})	0.000 (—2.16 ^{**})
GRW	—/+	0.003 (4.11 ^{***})	0.003 (4.12 ^{***})
ROA	—	—0.042 (—10.82 ^{***})	—0.042 (—10.85 ^{***})
LOSS	+	0.001 (1.97 ^{**})	0.001 (1.91 [*])
ΔCFO	—	0.001 (0.56)	0.001 (0.60)
LnAGE	—	—0.003 (—6.98 ^{***})	—0.003 (—6.95 ^{***})
GROUP	+	0.000 (0.37)	0.000 0.37
RATING	—	—0.005 (—5.24 ^{***})	—0.005 (—5.32 ^{***})
ΣIND	?	Included	Included
ΣYD	?	Included	Included
Adj. R ²		9.4%	9.4%
F value		89.63 ^{***}	89.50 ^{***}
VIF		4.915(COMP*LIST)	4.913(COMP*LIST)

〈표 7〉 상장여부에 따른 기업성과의 비교가능성과 부채조달비용 간의 OLS 회귀분석 결과 : H3 (계속)

Panel B : 종속변수=COD2(부채차입이자율 스프레드)

<i>COMP</i>	—	0.001 (0.68)	-0.001 (-1.06)
<i>LIST</i>	—	-0.005 (-6.19 ^{***})	-0.006 (-7.56 ^{***})
<i>COMP*LIST</i>	—	-0.002 (-1.89[*])	0.000 (-0.01)
<i>Control variable</i>		Included	Included
<i>Adj. R²</i>		6.48%	6.46%
<i>F value</i>		60.28 ^{***}	60.15 ^{***}
VIF		4.915(<i>COMP*LIST</i>)	4.913(<i>COMP*LIST</i>)

주1) 변수의 정의는 <표 2>을 참조. 단, *COMP_E* 및 *COMP_CFO* 변수는 중위수를 기준으로 하여 중위수보다 높은 값을 가지면 1, 아니면 0인 더미변수임.

주2) 괄호 안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t 값임.

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

이상의 <표 6> 및 <표 7>의 결과를 종합하면, 한 가지 흥미로운 사실은 상장여부에 따라 기업 성과의 비교가능성을 비교하면 영업현금흐름의 비교가능성과는 달리, 당기순이익의 비교가능성의 경우에는 신용평가기관 및 채권투자자 모두 상장기업에 비하여 비상장기업의 경우 당기순이익의 비교가능성이 높은 기업일수록 기업신용등급이 높고, 부채조달비용은 낮은 결과가 관찰되었다. 이는 신용평가기관 및 채권투자자 모두는 상장기업과 비상장기업 간의 기업성과를 비교할 때 비상장기업에 대해서는 영업현금흐름의 기업 간 비교가능성 보다는 당기순이익의 기업 간 비교가능성이 높은 기업일수록 보다 더 긍정적인 평가를 하고 있음을 나타낸다. 이러한 결과는 한편으로 비상장기업의 경우도 당기순이익의 기업 간 비교가능성이 높을 때 시장반응이 더 긍정적인 효과를 초래한다는 것을 의미하므로, 상장기업과 비교해서도 비상장기업에서 발생주의 회계의 보고체계가 현금주의회계의 경우보다 더 중요한 정보유용성이 있음을 시사한다.²²⁾

22) 한편으로, 상장기업보다 비상장기업에서 기업성과의 비교가능성 결과가 부채조달비용과의 관계에서 더 뚜렷한 관계로 나타난 결과는 다음과 같은 이유를 생각해 볼 필요가 있다. 첫째, 선행연구인 이세철과 고영우(2014)의 경우 이익과 주식수익률의 관계로 측정되는 비교가능성은 상장기업 중 회사채 발행 기업에서 회사채 신용등급 및 타인자본비용과 각각 양(+)과 음(-)의 유의한 관계를 보인 반면에, 이와 달리 본 연구에서 동일산업 내 기업 간의 당기순이익 또는 영업현금흐름으로 측정된 비교가능성은 상장기업보다 비상장기업에서 더 뚜렷한 결과들이 관찰되었다. 이러한 점을 고려해 유추해 본다면, 상장기업은 당기순이익 및 영업현금흐름 간의 비교가능성 보다는 주식수익률과 연계된 비교가능성 측정치가 더 외부정보이용자에게 정보유용성이 높을 수 있는 반면, 비상장기업은 주식시장이 부채하여 정보이용자에게 기업성과의 비교가능성이 보다 더 정보유용성이 높을 있다는 점이다. 둘째, 신용평가기관과 달리, 채권투자자는 경제적 의사결정을 내리는 주체이므로, 신용평가기관에 비해 기업평가에 있어 두 기업성과의 비교가능성의 활용에서 더 적극적인 포지션을 취할 수 있다는 점이다.

기타 통제변수의 결과는 앞서 <표 5>와 일치된 결과를 보이고 있다.

4. 강건성 분석결과

본 절에서는 강건성 분석의 일환으로 가설 1부터 3까지에 대해 비교가능성 측정치에 대하여 평균 대신 중위수를 사용하더라도 앞서와 일치된 결과가 나타나는지를 별도로 분석해 보았다. 즉 본 연구에서는 기업성과의 비교가능성 측정치로 동일연도-산업 내에서 당기순이익 혹은 영업현금흐름의 기업의 쌍(firm-pairs) 간에 비교가능성(comparability)으로 측정했기 때문에 이들의 평균 또는 중위수 값이 이용가능하다. 따라서 본 절에서는 앞서 <표 4>부터 <표 7>까지에 대해 평균 대신 중위수 값을 이용한 후 별도의 회귀분석을 재수행해 보았다. 해당 결과는 <표 8> 및 <표 9>에 나타내었다. <표 8>은 가설 1과 2에 대한 결과이고, <표 9>는 가설 3에 대한 결과이다. Panel A에는 종속변수가 *RATING*의 결과를, Panel B에는 종속변수가 *COD1*의 결과를, Panel C에는 종속변수가 *COD2*의 결과를 각각 보고하였다. 지면관계상 관심변수를 중심으로 요약 표를 작성해 보고했다.

<표 8> 강건성 분석결과 1

Panel A : 종속변수= <i>RATING</i> (기업신용등급)					
Variable	pred. sign	상장기업 (N=5,019)		비상장기업 (N=14,668)	
		Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		<i>COMP_E</i>	<i>COMP_CFO</i>	<i>COMP_E</i>	<i>COMP_CFO</i>
<i>COMP</i> (중위수)	+	0.005 (0.00)	-0.202 (0.39)	1.226 (49.39 ^{***})	0.916 (9.07 ^{***})
<i>Control variable</i>		Included	Included	Included	Included
<i>Pseudo R</i> ²		59.27%	58.72%	56.11%	55.92%
<i>Wald X</i> ²		2017.34 ^{***}	1977.13 ^{***}	5812.15 ^{***}	5783.28 ^{***}
VIF		2.511(<i>ROA</i>)	2.509(<i>ROA</i>)	1.941(<i>ROA</i>)	1.941(<i>ROA</i>)
Panel B : 종속변수= <i>COD1</i> (부채차입이자율)					
Variable	pred. sign	상장기업 (N=5,019)		비상장기업 (N=14,668)	
		Model 1	Model 2	Model 4	Model 5
		<i>COMP_E</i>	<i>COMP_CFO</i>	<i>COMP_E</i>	<i>COMP_CFO</i>
<i>COMP</i> (중위수)	-	0.005 (0.90)	-0.019 (-2.33 ^{**})	-0.007 (-1.85 [*])	-0.014 (-2.14 ^{**})
<i>Control variable</i>		Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R</i> ²		12.27%	12.35%	9.79%	9.80%
<i>F value</i>		36.09 ^{***}	36.35 ^{***}	76.80 ^{***}	76.86 ^{***}
VIF		2.514(<i>ROA</i>)	2.511(<i>ROA</i>)	1.941(<i>ROA</i>)	1.941(<i>ROA</i>)

〈표 8〉 강건성 분석결과 1 (계속)

Panel C : 종속변수=COD2(부채차입이자율 스프레드)					
Variable	pred. sign	상장기업 (N=5,019)		비상장기업 (N=14,668)	
		Model 1	Model 2	Model 4	Model 5
		COMP_E	COMP_CFO	COMP_E	COMP_CFO
COMP (중위수)	—	0.005 (0.89)	-0.019 (-2.34^{**})	-0.007 (-1.83[*])	-0.014 (-2.14^{**})
Control variable		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		10.40%	10.48%	6.55%	6.55%
F value		30.12 ^{***}	30.38 ^{***}	49.92 ^{***}	49.98 ^{***}
VIF		2.514(ROA)	2.511(ROA)	1.941(ROA)	1.941(ROA)

주1) 변수의 정의는 <표 2>을 참조.

주2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

먼저 가설 1과 2에 대한 <표 8>의 결과를 살펴보면, Panel A에서 관심변수 COMP_E 및 COMP_CFO는 종속변수가 RATING일 때 상장기업의 경우 통계적으로 유의한 계수값이 관찰되지 않은 반면, 비상장기업의 경우에는 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 관찰되었다. 앞서 <표 4>의 경우와 차이가 있는 결과는 모형 4에서 COMP_CFO의 결과이다. 즉 <표 4>에서는 비상장기업의 경우 COMP_E만 RATING에 대해 유의한 양(+)의 값이 나타났지만, 비교가능성의 측정치로 중위수를 이용한 경우에는 COMP_CFO의 경우에도 RATING에 대해 추가로 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 이러한 결과는 모형 4를 제외하면 앞서 <표 4>의 결과와 대체로 일치한다. 또한 Panel B와 C에서는 상장기업의 경우 COMP_E의 결과는 종속변수가 COD1 및 COD2에 대해 모두 통계적으로 유의한 계수값이 나타나지 않은 반면, COMP_CFO는 COD1 및 COD2에 대해 모두 유의한 음(-)의 계수값이 나타났고, 또한 비상장기업의 경우는 COMP_E 및 COMP_CFO 모두 COD1 및 COD2에 대해 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 이러한 결과는 <표 5>의 경우와 일치한다.

다음으로 가설 3과 관련한 <표 9>의 결과를 살펴보면, Panel A에서 관심변수 COMP_E*LIST 및 COMP_CFO*LIST는 RATING에 대해 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 결과를 보이고 있다. 즉 앞서 <표 6>에서 COMP_E*LIST 이외에도 추가로 COMP_CFO*LIST의 경우에도 RATING에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 관찰되었다. 이는 앞서 <표 8>에서 모형 4의 비상장기업의 경우 COMP_CFO의 결과에 기인한 것으로 보인다. 또한 Panel B와 C에서 COMP_E*LIST의 결과는 종속변수가 COD1 및 COD2에 대해 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값이 관찰된 반면, COMP_CFO는 COD1 및 COD2에 대해 모두 유의한 음(-)의 계수값이 관찰되지 않았다. 이러한 결과는 <표 7>의 경우와 일치한다.

〈표 9〉 강건성 분석결과 2

Panel A : 종속변수=RATING(기업신용등급)			
Variable	pred. sign	전체 표본 (N=19,687)	
		Model 1	Model 2
		COMP_E	COMP_CFO
COMP (중위수)	+	0.034 (0.93)	-0.073 (4.50 ^{**})
LIST	-	0.117 (9.97 ^{***})	0.120 (10.84 ^{***})
COMP*LIST	+	0.099 (6.18^{**})	0.086 (4.73^{**})
Control variable		Included	Included
Pseudo R ²		56.99%	56.87%
Wald X ²		7685.49 ^{***}	7625.87 ^{***}
VIF		4.919(COMP*LIST)	4.925(COMP*LIST)
Panel B : 종속변수=COD1(부채차입이자율)			
Variable	pred. sign	전체 표본 (N=19,687)	
		Model 1	Model 2
		COMP_E	COMP_CFO
COMP (중위수)	-	0.002 (1.83 [*])	-0.001 (-1.51)
LIST	-	-0.005 (-5.63 ^{***})	-0.006 (-7.63 ^{***})
COMP*LIST	-	-0.003 (-2.55^{**})	0.000 (0.24)
Control variable		Included	Included
Adj. R ²		9.38%	9.38%
F value		89.62 ^{***}	89.61 ^{***}
VIF		4.920(COMP*LIST)	4.927(COMP*LIST)
Panel C : 종속변수=COD2(부채차입이자율 스프레드)			
Variable	pred. sign	전체 표본 (N=19,687)	
		Model 1	Model 2
		COMP_E	COMP_CFO
COMP (중위수)	-	0.002 (1.82 [*])	-0.001 (-1.50)
LIST	-	-0.005 (-5.70 ^{***})	-0.006 (-7.69 ^{***})
COMP*LIST	-	-0.002 (-2.54^{**})	0.000 (0.23)
Control variable		Included	Included
Adj. R ²		6.48%	6.47%
F value		60.27 ^{***}	60.26 ^{***}
VIF		4.920(COMP*LIST)	4.927(COMP*LIST)

주1) 변수의 정의는 <표 2>을 참조. 단, 여기에 *COMP_E* 및 *COMP_CFO* 변수는 중위수를 기준으로 하여 중위수보다 높은 값을 가지면 1, 아니면 0인 더미변수임.

주2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

이상의 결과로 볼 때, 비교가능성 측정치를 평균 대신 중위수 값을 이용한 경우에도 <표 4>부터 <표 7>까지는 대체로 일치된 결과들이 관찰되었을 뿐만 아니라, 추가로 비상장기업의 경우는 관심변수 *COMP_CFO* 및 *COMP_CFO*LIST*는 *RATING*에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 두 기업성과 측정치에 대해 평균을 이용한 경우는 나타나지 않았으나, 중위수를 이용하면 앞서 당기순이익의 비교가능성뿐만 아니라 영업현금흐름의 비교가능성에 대해서도 영업현금흐름의 비교가능성이 높은 비상장기업일수록 신용평가기관의 신용등급이 높고, 상장기업보다 비상장기업일 때 이러한 두 변수 간의 관계는 더 강화되는 결과가 나타났다. 따라서 기업성과의 비교가능성 측정치로 평균 값 대신 중위수를 이용하여도 본 연구의 앞서의 결과들은 전반적으로는 강건성이 있는 결과임을 알 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 상장기업과 비상장기업을 대상으로 기업성과의 비교가능성 중 당기순이익의 비교가능성과 영업현금흐름의 비교가능성이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 효과를 분석하였고, 또한 상장여부에 따라 기업성과의 비교가능성과 기업신용등급 간의 관계 및 기업성과의 비교가능성과 타인자본비용 간의 관계에 차이가 있는지를 살펴보았다.

재무제표의 비교가능성을 다룬 이전 연구들은 재무제표의 비교가능성이 높을수록 은행의 대출스프레드(Fang et al. 2012), 채권과 신용부도 스왑 스프레드(Kim et al. 2013) 및 타인자본비용이 낮고, 회사채 신용등급은 높음(이세철과 고영우 2014)을 보고하였다. 하지만 앞서의 선행연구들은 주로 상장기업을, 또한 회사채 발행기업을 중심으로 분석했기 때문에 상장기업과 비상장기업 간에 재무제표의 비교가능성과 기업신용등급 혹은 타인자본비용 간의 관계를 비교분석한 연구는 아직까지 체계적으로 다루어진 바가 없었다. 따라서 본 연구는 이와 관련한 실증적 증거를 통해 선행연구에서 상대적으로 연구가 부족한 부분을 보완하고자 하였다. 한편, 본 연구는 상장기업과 비상장기업 간을 비교분석하기 위하여 재무제표의 비교가능성 측정치로 기업성과 측정치인 당기순이익 및 영업현금흐름의 비교가능성을 중심으로 살펴보았다는 점에서 앞서의 선행연구들에서 주로 이용되었던 이익과 주식수익률 간의 관계로 파악되는 비교가능성과는 측정방법상에 차이가 있다.

본 연구는 분석을 위하여 관심변수인 비교가능성 측정치에 대해 선행연구인 De Franco et al.(2011)의 방법 중 주가수익률 자료를 이용하지 않고 측정되는 기업성과의 비교가능성(당기

순이익의 비교가능성 및 영업현금흐름의 비교가능성)을 분석에 이용하였고, 종속변수인 신용등급은 NICE평가정보(주)의 기업신용등급을, 타인자본비용은 총금융비용과 평균이자발생부채로 측정되는 부채차입이자율과 부채차입이자율 스프레드를 이용하였다. 본 연구는 종속변수(관심변수) 기준으로 2009년부터 2014년까지(2008년부터 2013년까지) 6년간 기간을 분석하였으며, 금융업을 제외하고 외부감사를 받은 상장기업 및 비상장기업을 대상으로 최종표본 19,687개 기업/연 자료를 분석하였다. 이 중 상장기업과 비상장기업은 각각 5,019개와 14,668개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기업신용등급에 영향을 미치는 일정 변수들을 통제한 후에도 상장기업의 경우는 두 가지 기업성과의 비교가능성(당기순이익의 비교가능성 및 영업현금흐름의 비교가능성)은 기업신용등급과 유의한 관계가 나타나지 않았다. 이와 달리, 비상장기업의 경우에는 두 가지 기업성과의 비교가능성 중 당기순이익의 비교가능성이 높을수록 기업신용등급은 높게 나타났다. 둘째, 타인자본비용에 영향을 미치는 일정 변수뿐만 아니라 기업신용등급까지 통제한 후에도 상장기업은 두 기업성과의 비교가능성 측정치 중 당기순이익의 비교가능성이 높을수록 타인자본비용은 유의하게 낮은 결과를, 또한 비상장기업은 두 기업성과의 비교가능성 모두에서, 즉 당기순이익의 비교가능성 및 영업현금흐름의 비교가능성이 높을수록 타인자본비용은 유의하게 낮은 결과로 나타났다. 이러한 결과는 신용평가기관 및 채권투자자 모두 비상장기업에 대해서는 당기순이익의 기업 간 비교가능성을 신용등급 및 대출이자율 결정에 유용한 정보로 반영하는데 반해, 채권투자자의 경우에는 상장여부와 관계없이 영업현금흐름의 기업 간 비교가능성 역시 유용한 정보로 대출이자율 결정에 반영한다는 것을 시사한다.

마지막으로, 상장여부에 따라 기업성과의 비교가능성이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향이 차별적인지를 분석한 결과에 따르면, 기업신용등급 및 타인자본비용 모두 영업현금흐름의 비교가능성은 상장여부에 따라 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이와 달리, 당기순이익의 비교가능성은 신용평가기관 및 채권투자자 모두 상장기업과 비교하면 비상장기업에서 당기순이익의 비교가능성이 높을수록 기업신용등급이 높고, 대출이자율은 낮은 결과로 나타났다. 이러한 결과는 신용평가기관 및 채권투자자 모두는 상장기업과 비상장기업 간의 기업성과를 비교할 때에는 비상장기업에 대해서는 영업현금흐름의 비교가능성 보다는 당기순이익의 기업 간 비교가능성이 높은 기업일수록 보다 더 높은 가중치를 두고 평가한다는 발견이다. 이는 비상장기업의 경우 상장기업보다 동일산업 내 기업 간 당기순이익의 비교가능성이 높을 때 시장반응에 더 긍정적인 효과를 초래한다는 것을 시사한다.

상기 분석결과를 종합하면, 본 연구결과는 상장기업과 비상장기업 간을 비교하여 재무제표의 비교가능성 중 기업성과인 당기순이익과 영업현금흐름의 비교가능성이 신용평가기관 및 채권투자자에게 어떤 영향을 미치는지를 보여주었다는데 의의가 있다. 특히, 본 연구에서 분석하는 기업성과의 비교가능성 측정치의 경우 상장기업 보다는 비상장기업에서, 또한 신용평가기관 보다

는 채권투자자 입장에서 전반적으로 동일산업 내 기업 간 기업성과의 비교가능성 정보를 의사 결정에 보다 적극적으로 반영시키고 있음을 보여주었다는데 의미가 있다. 아울러 본 연구는 재무제표의 비교가능성과 신용등급 또는 타인자본비용 간의 관계를 분석할 때 상장기업뿐 아니라 비상장기업에 대해서도 확장하여 분석하고, 또한 상장여부에 따라 두 관계에 어떤 차이가 있는지를 비교분석한 최초의 연구라는 점에서 관련연구(예를 들어, 상장기업과 비상장기업 간에 보고이익의 질을 비교분석한 연구나 재무제표의 비교가능성을 분석한 연구 등)에 추가적인 실증적 증거를 제공하는 것으로 판단된다. 그러한 점에서 본 연구결과에서 나타난 새로운 실증적 증거는 학계의 관련연구에 공헌할 뿐만 아니라 회계기준제정기관, 정책입안자, 감독당국 및 기업의 관계자들에게도 상장여부에 따른 비교가능성의 효과에 대해 신용평가기관 및 채권투자자들이 어떤 평가를 하고 있는지와 관련된 전반적인 이해 제고에 도움이 될 것이라 기대한다.

상기의 시사점에도 불구하고, 본 연구는 분석 상 다음과 같은 한계가 있을 수 있다. 첫째, 본 연구는 비교가능성을 De Franco et al.(2011)에서 제안된 선택적 방법으로 측정하였다. 하지만, 비교가능성의 정의는 보다 포괄적인 측면이 있고, 연구자마다 다른 관점을 가질 수도 있기 때문에 본 연구에서 이용된 측정치만으로는 비교가능성을 완전하게 포착하는 데는 한계가 있을 수 있다. 또한 본 연구는 De Franco et al.(2011)의 방법 중 선택적인 비교가능성의 측정치를 이용하는 과정에서 식(5) 및 식(6)에 대해 당기를 포함한 과거 8개 연도의 시계열적 자료를 이용가능한 기업만을 대상으로 하고 있기 때문에 자기선택 편의(self-selection)의 문제가 있을 수 있다. 이러한 점은 결과해석시 고려되어야 한다. 둘째, 본 연구는 상장기업과 비상장기업 모두 분석대상으로 했기 때문에 이들 모두의 자료가 이용가능한 경우로 통제변수를 선정하였다. 따라서 식(1)부터 식(4)까지의 모형에 고려되지 않은 생략된 변수의 문제는 남아 있다. 하지만 이와 같은 분석상의 한계는 경험적 분석을 수행하는 연구들 모두에서 나타나는 공통된 문제일 수 있다.

참고문헌

- 강민정 · 이명건 · 이호영. 2013. “회계정보의 비교가능성이 재무분석가 이익예측 및 회계정보 가치관련성에 미치는 영향에 대한 연구”. 회계학연구 제38권 제1호 : 281-320.
- 곽수근 · 박종일. 2015. “실제 이익조정과 부채조달비용 간의 관계에 관한 연구”. 세무와회계저널 제16권 제5호 : 243-283.
- 기은선 · 곽수근 · 안혜진. 2015. “재무제표의 비교가능성과 피감기업 감사복잡성 상호작용이 감사노력에 미치는 영향”. 회계학연구 제40권 제3호 : 43-81.
- 기은선 · 권수영. 2014. “회계감사에서 이익동조성의 유용성과 감사인의 산업전문성”. 회계학연구 제39권 제4호 : 305-348.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. “회사채 신용등급의 이익조정 통제효과”. 증권학회지 제35권 : 45-74.
- 나경아 · 지승민 · 박종일. 2016. “상장여부가 재무제표의 비교가능성에 미치는 효과”. 회계저널 제25권 제2호 : 345-388.
- 박종일 · 김명인. 2013. “적자회피 및 이익감소회피 이익조정과 타인자본비용 : 비상장기업의 실증적 증거”. 회계학연구 제38권 제2호 : 283-325.
- 박종일 · 남혜정. 2010. “비상장중소기업의 외부감사 및 차별적 감사수요가 기업의 신용등급에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제52권 : 363-405.
- 박종일 · 남혜정. 2014. “비상장기업에서 인지된 감사품질이 부채조달비용에 미치는 영향 : Big 4 감사인 선임의 정보효과와 보증효과를 중심으로”. 회계학연구 제39권 제6호 : 139-187.
- 박종일 · 남혜정 · 전규안. 2012. “비상장기업에서 감사품질이 이익의 구성요소와 부채조달비용 간의 관계에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제54권 제1호 : 283-317.
- 박종일 · 남혜정 · 최성호. 2011. “Big 4 감사인의 감사품질과 기업신용등급 : 비상장기업을 대상으로”. 세무와회계저널 제12권 제3호 : 275-306.
- 박종일 · 박경호. 2011. “초과감사보수가 신용등급에 미치는 영향 : 상장기업과 비상장기업 비교 분석”. 회계와 감사연구 제53권 제2호 : 1-41.
- 박종일 · 박경호 · 박찬웅. 2012. “발생액 및 실제 이익조정이 기업신용등급에 미치는 효과 : 상장과 비상장기업을 중심으로”. 세무와회계저널 제13권 제1호 : 65-98.
- 박종일 · 윤소라. 2013. “이익조정 구간과 수간이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 효과에 대한 비교분석”. 회계학연구 제38권 제4호 : 209-260.
- 위준복 · 김문태. 2006. “감사인 규모와 감사의견이 신용평가에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제43권 : 93-118.
- 이상철 · 박재완 · 윤종철. 2011. “계속감사기간과 부채조달비용과의 관련성”. 회계와 감사연구 제53권 제1호 : 37-72.

- 이세철 · 고영우. 2014. “비교가능성과 타인자본비용의 관계 연구”. 재무와 회계정보저널 제14권 제2호 : 43-64.
- 전규안 · 박종일. 2014. “비정상 감사시간이 신용등급과 부채조달비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제15권 제5호 : 9-55.
- 조은혜. 2016. “내부자거래가 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제17권 제5호 : 35-65.
- 조은혜 · 문해원 · 최영수. 2015. “비교가능성이 기업단위의 주가폭락에 미치는 영향”. 회계학연구 제40권 제4호 : 179-211.
- 최 관. 1993. “주식가격에 대한 회계이익과 현금흐름의 정보가치”. 회계학연구 제16권 : 1-27.
- 최정호. 1991. “우리나라 기업의 미래 현금흐름을 예측하기 위한 회계이익과 현금흐름 변수의 비교분석에 관한 연구”. 회계학연구 제13권 : 25-48.
- 최종서. 1998. “재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보효과에 미치는 영향”. 회계학연구 제23권 제4호 : 81-115.
- 최현정 · 조정은 · 문두철. 2016. “회계정보의 비교가능성이 타인자본비용에 미치는 영향 : 회사채 수익률 스프레드를 중심으로”. 세무와회계저널 제17권 제6호 : 111-142.
- Ball, R. and L. Shivakumar. 2005. “Earnings quality in U.K. private firms : comparative loss recognition timeliness”. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1) : 83-128.
- Ball, R. and P. Brown. 1968. “An empirical evaluation of accounting income numbers”. *Journal of Accounting Research* 6 (2) : 159-178.
- Beatty, A. L., B. Ke, and K. Petroni. 2002. “Earnings management to avoid earnings declines across publicly and privately held banks”. *The Accounting Review* 77 (3) : 547-570.
- Becker, C., M. DeFond, J. Kiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. “The effect of audit quality on earnings management”. *Contemporary Accounting Research* 15 (1) : 1-24.
- Behn, B. K., J-H. Choi, and T. Kang. 2008. “Audit quality and properties if analyst earnings forecasts”. *The Accounting Review* 83 (2) : 327-349.
- Bernard, V. L. and T. L. Stober. 1989. “The nature and amount of information in cash flows and accruals”. *Accounting Review* 64 (4) : 624-652.
- Bowen, R. M. 1987. “The incremental information content of accrual versus cash flows”. *Accounting Review* 62 (4) : 723-747.
- Bowen, R. M., D. Burgstahler, and L. A. Daley. 1986. “Evidence on the relationships between earnings and various measures of cash flows”. *Accounting Review* 61 (4) : 713-725.
- Brochet, F., G. Sarafeim, and E. Riedl. 2013. “Mandatory IFRS adoption and financial statement comparability”. *Contemporary Accounting Research* 30 (4) : 1363-1400.
- Burgstahler, D. C., L. Hail, and C. Leuz. 2006. “The importance of reporting incentives : Earnings management in European private and public firms”. *The Accounting Review* 81

(5) : 983–1016.

- Byard, D., Y. Li, and Y. Yu. 2011. “The effect of mandatory IFRS adoption on financial analysts’ information environment”. *Journal of Accounting Research* 49 (1) : 69–96.
- Cascino, S. and J. Gassen. 2015. “What drives the comparability effect of mandatory IFRS adoption?” *Review of Accounting Studies* 20 (1) : 242–282.
- Chaney, P. K., D. C. Jeter, and L. Shivakumar. 2004. “Self–selection of auditors and audit pricing in private firms”. *The Accounting Review* 79 (1) : 51–72.
- Chen, C. W., D. W. Collins, T. D. Kravet, and R. Mergenthaler. 2014. “Financial statement comparability and the efficiency of acquisition decisions”. *Working paper*. University of Iowa.
- Cheng, M. and K. R. Subramanyam. 2008. “Analyst following and credit ratings”. *Contemporary Accounting Research* 25 (4) : 1007–1043.
- Choi, J. H., S. H. Choi, L. Myers, and D. Ziebart. 2013. “Financial statement comparability and the ability of stock return to reflect future earnings”. *2013 Annual Winter Academic Conference –Korean Accounting Association*.
- Cloyd, B., J. Pratt, and T. Stock. 1996. “The use of financial accounting choice to support aggressive tax positions : Public and private firms”. *Journal of Accounting Research* 34 (1) : 23–43.
- De Franco, G., S. P. Kothari, and R. S. Verdi. 2011. “The benefits of financial statement comparability”. *Journal of Accounting Research* 49 (4) : 895–931.
- Fang, X., Y. Li, B. Xin, and W. J. Zhang 2012. “Accounting comparability and loan contracting”. *Working paper*. Georgia State 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., M. L. Pinnuck, and O. Watanabe. 2014. “Auditor style and financial statement comparability”. *The Accounting Review* 89 (2) : 605–633.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2014. “Real earnings management and the cost of new corporate bonds”. *Journal of Business Research* 67 : 641–647.
- Hail, L., C. Leuz, and P. Wysocki 2010. “Global accounting convergence and the potential adoption of IFRS by the U.S. (Part I) : Conceptual underpinnings and economic analysis”. *Accounting Horizons* 24 (3) : 355–394.
- Hope, O. K., J. C. Langli, and W. B. Thomas 2012. “Agency conflicts and auditing in private firms”. *Accounting, Organizations, and Society* 37 (7) : 500–517.
- Hope, O. K., W. B. Thomas, and D. Vyas. 2013. “Financial reporting quality of U.S. private and public firms”. *The Accounting Review* 88 (5) : 1715–1742.

- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian. 2009. "Opaque financial reports, R2, and crash risk". *Journal of Financial Economics* 94 (1) : 67–86.
- Jiang, J. 2008. "Beating earning benchmarks and the cost of debt". *The Accounting Review* 83 (2) : 377–360.
- 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.
- Kim, S., P. Kraft, and S. G. Ryan. 2013. "Financial statement comparability and credit risk". *Review of Accounting Studies* 18 : 783–823.
- Krishnan, G. 2003. "Audit quality and the pricing of discretionary accruals". *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 22 (1) : 109–126.
- Leuz, C. 2003. "IAS versus U.S. GAAP : Information asymmetry–based evidence from Germany's new market". *Journal of Accounting Research* 41 (3) : 445–472.
- Lundholm, R. J., and L. A. Myers. 2002. "Bringing the future forward : The effect of disclosure on the returns–earnings relation". *Journal of Accounting Research* 40 (3) : 809–839.
- Mansi, S., W. Maxwell, and D. Miller. 2004. "Does auditor quality and tenure matter to investor? Evidence from the bond market". *Journal of Accounting Research* 42 (4) : 755–793.
- Mills, L. F. and K. J. Newberry. 2001. "The influence of tax and nontax costs on book–tax reporting difference : Public and private firms". *The Journal of the American Taxation Association* 23 (1) : 1–19.
- Penno, M. and D. Simon. 1986. "Accounting choices : Public versus private firms". *Journal of Business, Finance & Accounting* 13 : 561–569.
- 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.
- Rayburn, J. 1986. "The association of operating cash flow and accruals with security returns". *Journal of Accounting Research* 24 (3) : 112–133.
- Shane, P., D. B. Smith, and S. Zhang. 2013. "Financial statement comparability and valuation of seasoned equity offerings". *Working paper*. University of Virginia.
- Wilson, G. 1986. "The relative incremental information content of accruals and cash flows : Combined evidence at the earnings announcement and annual report date". *Journal of Accounting Research* 24 (3) : 165–200.
- Yip, R. W. Y. and D. Young. 2012. "Does mandatory IFRS adoption improve information comparability?" *Accounting Review* 87 (5) : 1767–1789.

Financial Statement Comparability's Effect on Credit Ratings and Cost of Debts Depending on Corporate Listing Status

Seungmin Chee* · Jong-il Park** · Kyunga Na***

〈Abstract〉

This study empirically examines the effect of financial statement comparability on the credit rating and firm's cost of debt. Additionally, this study examines whether firm's listing status affects comparability's effect on credit rating and cost of debt.

Prior studies document that financial statement comparability lowers loan interest spreads (Fang et al. 2012), credit spreads for both bonds and credit default swaps (Kim et al. 2013), and the cost of debt for bonds, and increases bond ratings (Lee and Ko 2014). However, these studies focus on public companies and do not examine how the effect of comparability on credit ratings and cost of debt varies across public vs. private firms. Our study tries to fill the void in the literature. We measure earnings comparability and cash flow comparability following De Franco et al.(2011) and use credit ratings provided by Nice Information Service Inc. and loan interest rate and loan interest spreads as cost of debt. Our sample covers public and private firms in non-financial industries from 2009 to 2014 and the final sample is 19,687 firms-year observations.

Our main findings are as follows. First, while neither earnings comparability nor cash flow comparability for public firms is associated with firm credit ratings, earnings comparability for private firms is significantly positively associated with credit ratings. Second, only cash flow comparability is negatively associated with cost of debt for public firms, while both earnings comparability and cash flow comparability are negatively associated with cost of debt for private firms. These results suggest that earnings comparability is important in the evaluation of private companies by rating agencies or debtholders, while cash flow comparability is important in creditors' evaluation of both public and private firms. Third, the effect of cash flow comparability on credit ratings and cost of debts does not differ between public firms vs. private firms.

* Assistant Professor, Business School, Korea University, schee@korea.ac.kr, First Author

** Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, Corresponding Author

*** Assistant Professor, Dept. of Accounting and Taxation, Business School, Keimyung University, kyunga@kmu.ac.kr, Co-author

However, earnings comparability decreases cost of debt and increases credit ratings more for private firms compared to public firms. This result implies that both rating agencies and debtholders put more weight on earnings comparability rather than cash flow comparability in evaluating private firms.

Overall, our results suggest that financial statement comparability is more important in evaluating private companies rather than public companies, and that creditors rather than rating agencies put more weight on comparability in analyzing firm's financial statements. To the best of our knowledge, this study is the first comparing the different effect of comparability on firm's credit rating and cost of debt for public vs. private firms. Therefore, our study contributes to the debate on financial reporting quality of public versus private companies as well as to the literature on financial statement comparability. We expect that this paper offers useful insight to practitioners, accounting standard setters, policy makers as well as academia.

<Key words> Listing status, Financial statement comparability, Cost of debts, Credit rating