

재무제표 비교가능성과 기업 불성실공시의 관계에 대한 연구

이상호* · 문보영** · 유지연***

<요 약>

불성실공시는 회계 정보의 신뢰성을 낮추어 자본시장에 부정적인 영향을 미치므로, 이를 예측·설명할 수 있는 회계 정보의 특성을 파악하는 것은 중요한 연구주제이다. 본 연구에서는 회계 정보의 질적 특성 중 하나인 비교가능성이 불성실공시와 어떠한 관련성이 있는지를 조사한다. 재무제표의 비교가능성은 정보이용자와 경영자 간 정보비대칭을 완화하고 경영자에 대한 외부감시 효과를 높여 투자자 보호 역할을 한다. 한편, 불성실공시는 공시품질의 저하로 인해 정보비대칭 문제를 일으킨다. 다만, 불성실공시법인으로의 지정은 공시담당자의 단순 착오 혹은 기업환경의 불확실성에 기인하기도 하고, 재무제표상 계량화되지 않는 질적 정보의 공시 위반에 기인하는 때도 있다. 따라서 재무제표의 비교가능성이 높아 낮은 수준의 정보비대칭이 예상되더라도 비교가능성과 불성실공시 간 음(-)의 관계를 사전적으로 예측하기는 쉽지 않다. 즉, 기업 간 재무정보의 비교가능성이 불성실공시에 대한 유의한 예측 정보를 내포하는지는 실증분석을 통해 확인할 필요가 있다.

2002년부터 2015년까지 14,139개의 상장기업-연도 표본을 대상으로 재무제표의 비교가능성과 불성실공시의 관계를 분석한 주요 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기업 간 재무제표의 비교가능성과 불성실공시법인 지정 확률 간에는 유의한 음(-)의 관련성이 있다. 둘째, 재무제표의 비교가능성은 고의·중과실 또는 상습적으로 공시의무를 위반하는 정도와도 음(-)의 관련성을 가진다. 셋째, 재무제표 비교가능성이 큰 기업일수록 불성실공시 관련 적발 기간이 짧은 것으로 나타났다. 내생성을 고려한 다수의 강건성 분석에서도 주요 결과가 유지됨을 확인하였다. 본 연구는 경영자가 공시 정보를 기회주의적으로 활용하여 사적 이익을 추구하고자 할 때, 기업 간 재무제표의 비교가능성이 공시품질에 대한 유용한 예측 정보를 제공하며, 궁극적으로 정보이용자들의 피해를 줄일 수 있는 중요한 질적 특성임을 밝힘으로써, 관련 시사점을 투자자와 규제기관에 제시한다.

<주제어> 불성실공시, 재무제표 비교가능성

* 고려대학교 경영대학 석·박사통합과정 수료, sangholy@korea.ac.kr, 주저자

** 단국대학교 상경대학 경영학부 조교수, bymoon@dankook.ac.kr, 교신저자

*** 고려대학교 경영대학 석·박사통합과정 수료, jiyenryu@korea.ac.kr, 공동저자

I. 서 론

본 연구에서는 기업 간 재무제표의 비교가능성이 불성실공시와 어떠한 관련성이 있는지를 살펴본다. 보다 구체적으로, 비교가능성이 경영자가 기업 내 중요한 사건이나 사업 계획 또는 다양한 사적 정보에 대해 공시한 내용을 추후 이행하지 않거나 변경·변복하는 행위와 관련성이 있는지를 조사한다. 나아가 재무제표의 비교가능성이 경영자가 고의적 혹은 상습적으로 공시의무를 위반하여 보고하는 수준과 어떠한 관련성이 있는지를 조사하며, 재무제표의 비교가능성이 규제기관에 의한 불성실공시법인 적발 기간에도 영향을 미치는지 검증한다.

기업이 제공하는 강제적·자발적 공시는 외부정보이용자들과 기업의 내부정보를 공유하고 정보비대칭을 감소시키는 유용한 통로이며, 자원의 효율적 배분을 가능하게 한다. 하지만 기업에 관한 사적 정보를 가장 많이 가지고 있는 경영자는 자신의 보상과 관련하여 불리한 사안이나 기업의 악재와 관련한 공시를 최대한 늦추고자 하는 성향이 있으며(Kothari et al. 2009), 경쟁구도에서의 우위를 선점하기 위해 전유 정보를 공시하지 않으려는 유인이 있다(Verrechia 2001). 이처럼 경영자의 도덕적 해이 내지는 기회주의적 행동으로 기업의 중요한 사적 정보가 과소·과대 평가되어 공시되거나, 혹은 은폐될 경우 공시 내용을 바탕으로 의사결정을 내린 정보이용자들은 향후 심각한 손실을 감수해야 할 가능성이 있다. 즉, 경영자가 사적인 이익추구를 위하여 불순한 의도를 가지고 그릇된 정보를 공시하면, 이는 궁극적으로 정보이용자들의 피해로 이어진다. 따라서 자본시장의 혼란을 방지하기 위해서는 기업공시의 기능이 제대로 작동할 수 있도록 규제 장치가 필요하다. 이에 한국거래소는 상장법인이 증권거래법 및 증권선물거래소의 공시규정에 따른 신고의무를 성실히 이행하지 않거나 이미 신고한 내용을 변복 또는 변경하여 공시불이행, 공시변복 또는 공시변경에 해당하는 위반행위를 하는 경우 불성실공시법인으로 지정하여 관리 및 감독한다. 하지만 적발된 불성실공시법인에 대한 주식매매 거래 중단, 벌점 혹은 벌금 부과, 상장폐지 위험 등의 다양한 규제에도 불구하고 불성실공시를 하는 기업들의 숫자는 여전히 증가추세에 있다. 이는 불성실공시지정으로 인한 기업의 이미지 훼손이나 금전적 피해, 자본시장에서의 부정적인 평가 등 기업이 부담해야 하는 비용보다도 불성실공시를 함으로써 경영자가 누리는 사적 이익에 대한 효용이 더 크다는 방증이기도 하다.

불성실공시는 대리인비용이 높은 상황에서 경영자의 도덕적 해이나 기회주의적 행위로 인해 나타날 가능성이 크다(김유찬 등 2010 ; 손성규 등 2010 ; 장석진 등 2016). 이에 따라 대리인비용이 낮거나 경영자의 사적 이익을 챙기기 위한 기회주의적 행위를 제한할 수 있다면 불성실공시로 인한 비용이 효익보다 높아져 경영자의 불성실공시 행위 또한 줄어들 것이다. 이와 관련하여 선행연구에서는 비교 가능한 정보가 공시될수록 시장의 감시·감독 기능이 향상되어 경영자의 합리적인 의사결정을 유도하고 주주가 부담하는 정보위험과 대리인비용이 완화된다고 밝히고 있다(Ashbaugh et al. 2004 ; Byun et al. 2008). 최승욱(2016)은 재무제표 비교가능성이 증가

할수록 투자자들의 감시기능이 향상되고 경영자의 기회주의적 행위가 감소하여 투자효율성이 높아진다고 밝혔다. 김응길 등(2015)은 재무제표 비교가능성이 증가할수록 동종 산업 내의 성과 비교를 통해 경영자의 보상체계를 합리적으로 유도할 수 있다고 제시하였다. 한편 기업 간 재무제표의 비교가능성이 크면 벤치마크로 활용 가능한 중요 정보의 획득이 쉬워져 규제기관으로부터의 부정행위 적발 가능성이 커지므로 기업의 부당거래 혹은 부당행위가 줄어든다는 연구 결과도 존재한다. 실제로 국제회계기준이 도입된 2011년 이후로 불성실공시지정 기업의 숫자가 많이 증가한 것은 원칙 중심하에서 작성되는 기업 간 재무보고의 비교가능성이 상대적으로 낮아진 것¹⁾을 이용하여 경영자가 투명하지 않은 공시를 선택할 유인이 더 높아졌을 가능성을 제시한다(이호영 등 2012 ; 유용근 등 2013).

하지만 재무제표의 비교가능성과 불성실공시 간 음(-)의 관련성을 사전적으로 예측하기는 쉽지 않다. 불성실공시법인으로의 지정 여부는 사적 이익을 추구하는 경영자의 불순한 의도로만 발생하는 것이 아니며, 공시담당자의 단순 착오 혹은 기업환경의 불확실성에 기인하기도 하고, 재무제표상으로 계량화되지 않는 질적 정보의 공시 위반에 기인하는 때도 있기 때문이다. 즉, 규제기관이 제공하는 기업에 대한 포괄적인 공시품질 정보가 자본시장에서 어떻게 효율적으로 반영되고 있는지는 중요한 실증분석의 대상이며(김유찬 등 2010), 따라서 불성실공시와 관련한 대부분의 선행연구는 불성실공시지정 기업에 대한 주식·채권 시장의 부정적 반응을 밝히는 데 집중됐다(이아영 등 2008 ; 이용석 등 2014 ; 이진환과 박진우 2015). 선행연구에서 밝혀진 바와 같이 불성실공시가 자본시장에 미치는 부정적인 효과를 고려한다면, 경영자의 불성실공시 행위를 보다 신속하게 예측할 수 있는 회계 정보의 질적 특성을 밝혀내는 것은 후속연구의 중요한 과제일 것이다. 그런데도 경영자가 불성실공시를 선택하는 유인과 관련한 회계 정보의 질적 특성을 살펴본 연구는 제한적이다. 기존의 선행연구들이 불성실공시가 주식·채권 시장에 미치는 영향을 조사한 것과는 달리 본 연구는 재무제표의 비교가능성이 경영자의 불성실공시와 밀접한 관련성이 있음을 밝히고 나아가 불성실공시를 예측할 수 있는 유용한 질적 특성임을 제시하고자 하는 점에서 차별성을 갖는다.

2002년부터 2015년까지 상장기업을 대상으로 재무제표의 비교가능성과 불성실공시 지정 여부, 부과별점 및 적발 기간의 관계를 실증분석 한 결과는 다음과 같다. 첫째, 재무제표 비교가능성과 불성실공시법인 지정 여부 간에 유의한 음(-)의 관계가 나타나 비교가능성이 클수록 불성실공시법인으로 지정될 확률이 낮은 것으로 나타났다. 구체적으로 기업 간 재무제표의 비교가능성은 경영자의 공시불이행, 공시번복, 또는 공시변경과 같은 불성실공시 행위의 발생과 유의한 음(-)의 관련성이 있음을 확인하였다. 둘째, 재무제표 비교가능성과 불성실공시 부과별점 간에

1) 국제회계기준은 기존 기업회계기준에서의 규정중심과는 달리 원칙 중심의 회계처리를 강조한다. 이에 따라 원칙을 중심으로 각 기업이 처한 상황에 따른 회계처리가 가능해짐에 따라 재무제표의 비교가능성 수준이 낮다. 또한, 표준화된 재무제표 양식이 없고, 주석 내용이 방대하며 공시 양식 또한 기업마다 다른 것도 기업 간 비교가능성을 저해하는 요인이 되고 있다.

유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 이러한 결과는 기업 간 재무정보의 비교가능성이 낮은 경우 불성실공시에 따른 비용이 적어 사적 이익을 추구하고자 하는 경영자일수록 공시 위반에 대한 유인의 정도가 크게 나타날 수 있음을 시사한다. 셋째, 재무제표 비교가능성과 불성실공시법인 적발 기간 간 유의한 음(-)의 관계를 확인하였다. 이는 비교가능성이 클수록 기업의 부적절한 관행에 대한 관리 감독이 쉬워져(기은선 2014), 규제기관이 더욱 효율적으로 불성실공시 여부를 판단할 가능성을 시사한다. 추가로 재무제표의 비교가능성과 불성실공시 확률 간 유의한 음(-)의 관련성은 비교가능성이 감소하였을 것으로 판단되는 국제회계기준 도입 이후에 더 강하게 나타났으며, 기업 간 비교가능성 정보는 미래 불성실공시 확률에 대하여 2년~3년간 유의한 예측력이 있는 것으로 나타났다. 상기한 본 연구의 실증분석 결과는 표본 비중 차이에 따른 선택편의 문제, 잠재적인 불성실공시의 결정요인과 관련한 생략변수 문제, 역인과관계 가능성 등이 결과에 미칠 수 있는 내생성을 통제한 후에도 강건성이 유지되었다.

불성실공시와 관련된 대부분의 선행연구는 불성실공시가 기업의 재무보고 특성에 미치는 영향 내지는 불성실공시에 대한 자본시장의 반응을 검증하여 결과를 제시하고 있지만, 본 연구는 경영자의 불성실공시 행위를 설명하는 재무제표의 질적 특성으로 기업 간 재무정보의 비교가능성을 제시하고 있다는 점에서 차별점이 있다. 경영자가 공시 정보를 기회주의적으로 활용하여 사적 이익을 추구하고자 할 때, 기업 간 재무제표의 비교가능성이 기업의 낮은 공시품질에 대한 유용한 예측 정보를 제공하며, 궁극적으로 정보이용자들의 피해를 줄일 수 있는 중요한 질적 특성임을 밝힘으로써 투자자와 규제기관에 관련 시사점을 제시한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 불성실공시 제도를 소개하고 본 연구와 관련된 선행연구 및 가설을 설정한다. 제Ⅲ장은 연구 방법 및 변수의 측정방법과 표본의 선정 근거를 제시하고, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 주요 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 연구가설

1. 불성실공시 개요

불성실공시란 상장법인이 자본시장법과 소속 증권시장의 공시규정에 따른 공시의무를 성실히 이행하지 않거나, 이를 이행하더라도 관련 공시 내용을 번복 또는 변경하는 위반행위를 의미한다.²⁾ 거래소는 각각의 위반행위를 (i)공시불이행, (ii)공시번복, (iii)공시변경으로 규정하고 상장법인이 이러한 위반행위를 하였을 때, 불성실공시법인 지정절차에 따라 기업공시제도 위반

2) 유가증권시장 공시규정 제2조, 코스닥시장 공시규정 제2조, 코넥스시장 공시규정 제3조 참조.

에 대한 제재를 부과한다.³⁾

상장법인의 불성실공시 행위가 드러나면, 거래소는 해당 법인에 즉시 불성실공시법인 지정을 예고한다. 해당 기업은 관련 내용에 이의가 있을 때 지정예고일로부터 7일 이내에 이의신청을 할 수 있다. 거래소는 이의신청 기간 종료 후 10일 이내에 상장공시위원회의 심의를 거쳐 심의 일로부터 3일 이내에 해당 법인의 불성실공시법인 지정 여부와 벌점 및 공시위반제재금 부과 여부 등을 결정한다. 불성실공시법인으로 지정되는 경우 해당 법인은 1년간 전자공시 시스템에 지정 사유, 부과벌점 등이 게재되며 증권정보 단말기 또는 증권시장지 등에 ‘불성실공시법인’으로 표시된다. 벌점은 공시 위반의 정도에 따라 최소 1점에서 최대 10점이 부과되며 부과벌점이 5점 이상이면 불성실공시법인 지정일에 해당하는 매매거래일에 1일간 매매가 정지된다. 과거 1년 이내 누계벌점이 15점 이상이 되는 경우 관리종목으로 지정되며, 관리종목 지정 후 1년 이내에 누계벌점이 15점 이상이 되거나 고의 또는 중과실로 중대한 불성실공시 행위가 인정되는 경우 상장폐지로 이어질 수 있다.⁴⁾

불성실공시에 대한 이러한 제재는 상장법인이 자본시장법 및 소속 증권시장의 공시의무 사항을 성실히 이행하도록 유도하는 데 그 목적이 있다.⁵⁾ 즉, 불성실공시법인 지정 제도는 기업이 경영상황과 관련한 중요 정보를 충실히 공개하도록 함으로써 기업 경영 활동의 외부감시를 쉽게 하고, 외부정보이용자들의 합리적인 의사결정을 도모하여 궁극적으로 자본시장의 자원배분 효율성을 높이는 중요한 제도이다.

2. 불성실공시 선행연구

불성실공시와 관련한 기존의 선행연구에서는 주로 불성실공시에 대한 자본시장반응이나 불성실공시와 재무보고품질과의 관련성을 다루고 있다.

첫째, 불성실공시와 자본시장반응과의 관련성을 살펴본 연구에서는 불성실공시가 대리인비용을 유발하여 부정적인 자본시장반응이 나타남을 일관되게 제시하고 있다. 이아영 등(2008)은 1999년부터 2005년까지 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 분석한 결과, 불성실공시법인일수록 높은 대리인비용으로 인하여 신용등급이 낮고 차입이자율이 높아 상대적으로 타인자본 비용을 많이 부담하고 있음을 실증하였다. 이용석 등(2014)은 불성실공시 지정 여부와 벌점에 따른 주가 반응을 살펴본 결과, 불성실공시법인 지정 기업의 매매거래정지일 이후 최초거래일의

3) 구체적으로 공시불이행은 주요경영사항 등을 공시기한 내에 신고하지 않거나, 잘못 혹은 거짓으로 공시하는 것을 의미한다. 공시반복은 이미 공시한 내용을 전면적으로 취소하거나 부인하는 상황에 해당하며, 공시변경은 이미 공시한 내용의 중요 부분을 일정 수준 이상 변경하는 경우를 말한다.

4) 더욱 자세한 내용은 유가증권시장 공시규정 제4장, 코스닥시장 공시규정 제4장, 코넥스시장 공시규정 제3장을 참조하기 바란다.

5) 거래소 공시제도 홈페이지(<http://regulation.krx.co.kr/>) 공시제도 위반에 대한 제재 참조.

주식수익률에서 유의한 음(-)의 부정적 반응을 확인하였다. 또한, 이러한 부정적 반응 정도는 누적 부과벌점의 수준에 따라 증가하는 것으로 나타났다. 이와 같은 선행연구 결과들은 채권투자자와 주식투자자 모두 불성실공시법인에 대해 부정적인 평가를 하고 있음을 시사한다. 한편, 이진환과 박진우(2015)는 재무투명성이 낮을수록 불성실공시법인 지정에 대한 부정적 시장반응이 크며 중장기 주식 성과도 부진함을 보였다. 이는 재무투명성이 낮은 기업에서 불성실공시가 드러나면 자본시장의 사후적인(ex-post) 부정적 반응이 상대적으로 더 크게 나타나는 것을 의미하며, 이는 공시 정보가 불투명할 경우 자본시장의 사전적인(ex-ante) 정보해석 능력이 저하될 수 있음을 시사한다.

둘째, 불성실공시와 재무보고품질과의 관련성을 본 선행연구에서는 경영자의 기회주의적인 공시 성향으로 인하여 불성실공시법인 지정 기업일수록 낮은 재무보고품질과 양(+)의 상관관계가 있음을 일관되게 제시하고 있다. 박상수 등(2008)은 불성실공시법인 지정 기업의 이익 반응계수가 낮다는 결과를 토대로 불성실공시 기업일수록 이익정보의 유용성이 낮을 수 있음을 주장하였다. 손성규 등(2010)은 불성실공시법인 지정 여부와 전기오류수정 간 양(+)의 상관관계가 있으며, 수시공시의 적정성에 문제가 있는 법인의 경우 정기공시의 적정성에도 더욱 많은 문제가 발생함을 실증하였다. 김유찬 등(2010)은 재량적 발생액을 재무제표 투명성·신뢰성의 대용치로 보고 불성실공시법인 지정 여부와의 관련성을 조사한 결과, 재무제표의 신뢰성을 낮게 공시하는 기회주의적인 경영자일수록 불성실공시 확률과 유의한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

이와 같은 선행연구 결과들을 종합하면, 첫째, 불성실공시는 정보비대칭 문제를 유발하여 투자자들이 인지하는 공시품질과 음(-)의 관련성을 가진다. 둘째, 재무보고의 신뢰성과 불성실공시 여부 간 유의한 음(-)의 관련성이 확인됨을 볼 때, 불성실공시 여부는 수시공시뿐만 아니라 정기공시의 품질과도 밀접한 관련성이 있음을 시사한다.

3. 재무제표 비교가능성 선행연구

재무제표의 비교가능성은 기업 재무정보의 기간 간 비교 및 기업 간 비교가 얼마나 쉬운지를 나타내는 것으로 회계 정보의 이해가능성 및 유용성을 높이는 재무제표의 중요한 질적 특성이 다.⁶⁾ De Franco et al.(2011)이 재무제표 비교가능성의 측정방법을 고안한 이후 비교가능성과 관련한 연구들이 비교적 활발하게 이루어지고 있다. 동 연구는 유사한 경제적 사건에 대하여 회계 처리의 유사성이 높을수록 재무분석가의 수 및 이익예측 정확성이 증가하고, 재무분석가 예측치의 분산은 감소한다는 실증결과를 제시하였다. 또한, 비교가능성이 클수록 정보의 양이 증가하고 정보의 질 역시 높아져, 전반적인 정보이용자들의 정보획득비용이 감소한다고 주장하였다.

6) K-IFRS, 재무보고를위한개념체계, 보강적질적특성 QC19~QC21

비교가능성의 효익을 다룬 선행연구는 정보획득비용 감소에 따른 정보비대칭 완화 측면의 연구(De Franco et al. 2011 ; Chen et al. 2016 ; Kim et al. 2014)와 외부 감시(monitaring) 효과 증대 측면의 연구(Fang et al. 2015 ; Shane et al. 2014)로 구분될 수 있다.

첫째, 비교가능성과 정보비대칭 간의 관련성을 살펴본 연구에서는 비교가능성의 증가가 정보획득비용을 감소시켜 기업 내부자와 외부정보이용자 간 정보비대칭이 완화된다는 결과를 일관되게 제시하고 있다. Chen et al.(2016)은 인수·합병시장에서 목표기업의 비교가능성이 증대되면 인수자와 피인수자 간 정보비대칭이 줄어들어 목표기업에 대한 가치평가가 더욱 정확하게 이루어지게 되고, 궁극적으로 인수 결정의 효율성이 높아진다는 결과를 보였다. Kim et al. (2014)는 비교가능성과 타인자본비용 간 음(-)의 관련성을 토대로, 채권투자자들이 재무제표 관련 정보획득비용 감소에 따른 효익이 있음을 주장하였다.

둘째, 비교가능성과 모니터링 간의 관련성을 살펴본 연구에서는 비교가능성의 증가가 정보획득비용을 감소시켜 정보이용자가 늘어남과 동시에 정보의 유용성을 높여 외부감시 기능을 향상시킨다는 결과를 일관되게 제시하고 있다. Fang et al.(2015)는 신흥 시장(emerging market) 기업들을 대상으로 분석한 결과, 미국 기관 투자자의 지분율이 높은 기업일수록 동종 산업 기업 대비 비교가능성이 크게 나타나 비교가능성과 모니터링 간 유의한 양(+)의 관계가 있음을 주장하였다. 또한, Shane et al.(2014)는 비교가능성이 증가할수록 이익 상향조정 정도와 유상증자 발행가액의 과대평가 정도가 줄어드는 실증결과를 토대로, 비교가능성이 경영자의 기회주의적 행동을 억제하여 투자자 보호 역할을 함을 주장하였다.

국내 선행연구 역시 해외 선행연구와 비교적 유사하게 비교가능성이 클수록 재무분석가의 예측 정확성 및 이익의 가치 관련성이 증가하는 것으로 나타났다(강민정 외 2013). 또한, 비교가능성이 클수록 경영자의 기회주의적 행동을 억제하여 특수관계자 거래를 이용한 조세회피 유인이 감소하고(기은선 2014), 경영자 이익 예측정확도가 개선되는 결과를 보였다(주운창 외 2015). 김재갑(2017)은 재무정보의 비교가능성이 증가할수록 정보비대칭 완화에 따라 기업의 자기자본 조달비용이 낮아짐을 실증하였다. 이상호와 최승욱(2017)에 따르면, 기업의 비교가능성이 커 투자자들이 회계보수성을 잘 인식할 수 있는 경우, 회계보수성의 경영자 감시기능이 잘 작동하여 미래 주가폭락위험을 낮추는 것으로 나타났다.⁷⁾ 반면, 비교가능성이 낮은 경우 투자자들이 회계보수성의 순기능을 제대로 인지하지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 한국 자본시장도 미국 자본시장과 유사하게, 비교가능성이 증가하는 경우 정보이용자들의 정보획득비용이 감소하여 정보비대칭이 완화되고, 회계 정보 유용성이 증가하여 효과적인 외부감시가 이루어질 수 있음을 시사한다.

7) 회계보수성은 악재(bad news)에 대하여 높은 검증가능성(verifiability)을 요구함으로써, 악재의 지연 공시에 대한 경영자의 기회주의적 행동을 미연에 방지하는 것으로 알려져 있다(Kothari et al. 2010).

4. 가설 설정

경영자가 성실한 공시 혹은 불성실한 공시를 선택할지에 대한 결정은 결국 공시로부터 경영자가 얻게 될 효익과 비용의 판단에 기초해 결정될 것이다. Bloomfield(2002)는 경영자가 자신의 사적 효용 추구에 방해가 되는 불리한 정보를 외부정보이용자들이 쉽게 접근할 수 없도록, 불투명한 정보를 공시하여 공적 정보로부터 특정 정보를 추론하는데 상당한 비용이 수반되게 할 유인이 있다고 설명하였다. Hirshleifer and Teoh(2003) 역시 경영자가 정보이용자들이 가진 인지 능력이나 정보처리 능력의 한계를 활용하여 공시정책이나 보고형식을 선택적으로 사용한다고 제시하였다. 이러한 선행연구 결과는 이익조정을 하는 경영자가 해당 행위의 적발가능성을 낮추기 위해 투명하지 못한 공시를 선택할 유인에 대한 메커니즘을 설명한다(김유찬 등 2010). Schipper(1989)가 기업과 정보이용자 간의 소통이 낮을 때 경영자의 이익조정 행위가 높아진다고 밝힌 연구 결과도 비슷한 맥락으로 이해할 수 있다. 즉 공시의 투명성이 높아지면 정보비대칭이 완화되고, 투명성의 제고는 곧 정보이용자들이 경영자의 기회주의적인 행위를 알아챌 가능성이 커진다는 것을 의미하기 때문이다. 이와 마찬가지로 규제기관의 불성실공시 지정예고를 통해 일정 기간 이의를 신청할 수 있음에도 불구하고 불성실공시법인으로 지정된다는 것은 경영자의 기회주의적 행태, 혹은 의도적으로 정보이용자들의 정보취득에 대한 어려움을 더해 의사결정을 왜곡하려는 고의성이 개입되어 있을 가능성이 존재하는바(김유찬 등 2010 ; 손성규 등 2010 ; 장석진 등 2016) 경영자가 불성실공시를 할 유인의 기저에는 비용과 효익 문제가 관련되어 있을 것으로 예상된다.

만약 경영자가 불성실공시를 통하여 얻고자 하는 효익을 달성하는 것이 쉽지 않은 상황이라면 경영자는 사적 효익 추구를 위한 불성실공시보다는 성실공시를 할 유인이 클 것이다. 특히 기업 간 재무제표의 비교가능성이 크다는 것은 동종 산업 내에 분석대상 기업과 유사한 사업 계획 및 유사한 회계정책을 가지고 있는 비교 가능 기업이 많다는 것을 의미한다(기은선 2014). 따라서 기업 간 재무제표 비교가능성이 큰 기업의 경영자는 낮은 정보비대칭과 대리인비용으로 인해 불성실공시를 통한 효익의 달성이 상대적으로 어려울 것이다. 반대로 사적 이익을 추구하고자 하는 경영자는 비교가능성이 낮은 회계 선택을 이용함으로써 자신의 불성실공시에 대한 기회주의적 유인을 실현할 가능성이 있다.

하지만 재무제표의 비교가능성과 불성실공시 간 음(-)의 관련성을 사전적으로 예측하기는 어렵다. 불성실공시법인 지정 사유에는 매출, 유형자산 취득 등의 기재 누락, 담보·사채 등의 지급미이행과 관련한 지연 공시 등 ‘회계 정보로 표현될 수 있는 정보’뿐만 아니라, 경영자의 배임·횡령 혹은 소송 사실 등의 지연 공시 등 ‘재무제표에 계량화된 정보로 나타나지 않는 포괄적 정보’들도 포함되어 있다. 또한, 불성실공시는 반드시 사적 이익을 추구하는 경영자의 불순한 의도로만 발생하는 것이 아니며, 공시담당자의 단순 착오 혹은 기업환경의 불확실성으로 발생하

기도 한다. 이에 김유찬 등(2010)은 실증분석을 통해 재무제표의 질적 특성 중 하나인 신뢰성이 불성실공시에 대한 설명요인일 수 있음을 주장한 바 있다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같이 재무제표 비교가능성과 불성실공시확률 간 귀무가설을 설정한다.

가설 1 : 재무제표 비교가능성과 불성실공시법인 지정 확률 간에는 유의한 관련성이 없다.

불성실공시법인으로 지정 시 위반의 동기 및 중요성을 고려하여 건당 2점에서 최대 12점까지 누적적으로 벌점이 부과된다. 당해 벌점부과일로부터 과거 1년 이내의 누적 벌점이 15점 이상일 경우 관리종목으로 지정되고 기업 경영에 대해 중대한 영향을 미칠 수 있는 사항 등에 대해 고의 또는 중과실로 공시의무를 위반하였을 경우 상장폐지가 될 수도 있다. 이와 같은 벌점 제도를 통해 불성실공시지정 기업 중에도 벌점이 높은 기업의 경영자일수록 기업에 중대한 영향을 미치는 사건에 대해 고의성을 갖고 상습적으로 공시의무를 위반하여 보고하는 정도가 더 클 것으로 짐작할 수 있다(손성규 등 2012 ; 이용석 등 2014). 즉, 경영자가 기업 관련 정보를 공시할 때 이를 기회주의적으로 이용하거나 의도적으로 정보이용자들의 의사결정을 왜곡하려는 정도가 크다면 해당 기업의 불성실공시로 인한 부과벌점 또한 높을 것이고 그렇지 않다면 부과벌점이 낮을 것이다. 본 연구에서는 불성실공시에 대한 부과벌점을 경영자가 의도적으로 불성실공시를 하는 정보의 규모 혹은 정도에 대한 대응치로 사용하여 재무제표의 비교가능성이 경영자의 불성실공시를 하는 내용의 규모 혹은 정도와도 관련성을 가지는지 실증분석하고자 한다. 단, 전술한 대로 재무제표의 질적 특성과 재무적·비재무적 정보를 포괄하는 불성실공시 간 사전적인 방향성을 예측하기는 어려우므로 두 번째 가설 또한 다음과 같이 귀무가설 형태로 설정한다.

가설 2 : 재무제표 비교가능성과 불성실공시 정도(불성실공시 부과벌점) 간에는 유의한 관련성이 없다.

한편, 기업 간 재무제표의 비교가능성이 크다는 것은 동종 산업 내에 유사한 사업 계획이나 유사한 경제(회계)정책을 사용하는 비교 대상 기업들이 많다는 것을 의미한다. 이에 따라 재무제표 비교가능성이 크면 벤치마크로 활용 가능한 정보를 얻기가 쉬워져 규제기관으로부터의 부정행위 적발 가능성이 커지므로 기업들의 부당거래 혹은 부당행위가 줄어든다는 선행연구도 있다. 기은선(2014)은 재무제표 비교가능성이 클수록 과세관청이 동종 산업 내 유사한 특성을 가진 기업들의 거래가액 또는 마진율을 근거로 특수관계자 거래의 부당성을 문제 삼을 가능성이 커짐으로 특수관계자 거래와 기업의 조세회피 간 양(+)의 관계가 약화된다는 실증분석 결과를 제시하였다. 마찬가지로 기업 간 재무제표의 비교가능성이 크면 동종 산업 내에 유사한 사업 계획이나 경제(회계)정책을 사용하는 비교 대상 기업들이 많아지므로 특정 기업이 제시하는 공시 내용에 대한 타당성이나 적정성 여부를 평가하는 것 또한 수월해질 것이다. 예를 들어 불성실공

시 지정 사유에는 중요 매출 사항, 유형자산의 취득 등과 관련한 기재 오류, 담보·사채 등의 지급미이행과 관련한 지연 공시 등 재무제표 정보와 밀접한 관련이 있는 항목들이 존재한다. 구체적으로 기업의 매출이나 유형자산 등과 관련한 중요사항의 기재 오류는 비교 대상 기업군보다 발생액과 현금흐름 간의 불일치 정도가 크게 나타날 가능성을 높일 것이다. 또한, 담보·사채 등의 지급미이행 등과 관련한 불성실공시는 부채비율, 이자보상비율 등의 재무비율이 비교 대상 기업군과 다르게 나타날 가능성을 높일 것이다. 그러나 불성실공시법인으로 지정되는 사유에는 재무제표상 회계 정보로 표현되기 어려운 정보의 공시 위반 사례도 존재한다. 따라서 재무제표 비교가능성이 클수록 낮아진 정보획득 비용으로 인해 시장의 감시기능이 향상되고 궁극적으로 불성실공시법인에 대한 적발 기간이 줄어드는지는 실증분석의 문제이다. 이에 다음과 같이 가설 3을 귀무가설 형태로 설정한다.

가설 3 : 재무제표 비교가능성과 감독 당국에 의한 불성실공시 적발 기간(불성실공시 지정일과 사유 발생일 간 차이)에는 유의한 관련성이 없다.

III. 연구 방법

1. 불성실공시 관련 변수의 조작적 정의

본 연구의 목적은 재무제표의 비교가능성이 개별 기업의 불성실공시법인 지정 확률(가설 1), 불성실공시 수준(가설 2) 및 불성실공시의 적발 기간(가설 3)과 어떠한 관련성이 있는지를 검증하는 데 있다. 불성실공시와 관련한 다양한 변수를 종속변수로 활용하기 위해 본 절에서는 선행 연구를 참조하여 관련 변수의 조작적 정의를 제시한다.

첫째, 가설 1과 관련한 불성실공시법인 지정 확률을 검증하기 위해 불성실공시법인 지정 여부를 나타내는 더미 변수(*UNFAITH*)를 설정하고, 거래소로부터 불성실공시법인으로 지정되었을 경우 1, 그렇지 않으면 0을 부여했다(이아영 등 2008 ; 김유찬 등 2010). 둘째, 불성실공시 규모에 대한 대응치로 해당 연도 불성실공시로 인해 부과된 벌점($\sqrt{PENALTY}$)을 활용하며(손성규 등 2012 ; 이용석 등 2014 ; 장석진 등 2016), 부과벌점 분포의 비선형성을 보정하기 위하여 제공근 값을 취하였다.⁸⁾ 셋째, 불성실공시의 적발 가능성에 대한 대응치로 불성실공시 지정일과 사

8) 손성규 등(2012)은 해당 연도 부과벌점이 아닌 누적 벌점을 실증분석에 활용하였다. 본 연구에서는 재무제표 비교가능성과의 관련성을 살펴보기 위해 장석진 등(2016)과 유사하게 해당 연도 부과벌점을 종속변수로 활용하여 관련 실증결과를 제시한다. 단, 누적 벌점을 이용하여 분석을 수행해도 모든 주요 분석에서 질적으로 유사한 결과가 나타났다. 한편, 본 연구에서는 불성실공시로 인한 부과벌점의 비선형적 분포를 보정하기 위해 제공근 값을 취하였는데, 이를 취하지 않는 고윳값(raw value)을 이용하여 분석을 수행해도 질적으로 유사한 결과를 확인하였다.

유 발생일 간 시차에 자연로그값을 취해 불성실공시의 적발 기간(*DESIGDIST*)을 정의하였다. 한편, 불성실공시법인 지정 유형에 대한 추가분석을 위해 지정 유형이 공시불이행(*UNFULFIL*), 공시번복(*OVERTURN*), 공시변경(*CHANGE*)일 때 각각 1을 부여하고, 그렇지 않으면 0을 부여하였다(김유찬 등 2010).

2. 재무제표 비교가능성의 측정

본 연구에서는 De Franco et al.(2011)의 방법론을 원용하여 표본 기간 2002년부터 2015년까지 국내 상장 비금융업 기업들을 대상으로 재무제표 비교가능성 정도를 산출한다. K-IFRS(한국채택국제회계기준)에서는 비교가능성을 “정보이용자가 항목 간의 유사점과 차이점을 식별하고 이해할 수 있게 하는 질적 특성”으로 정의한다. 따라서 비슷한 경제적 현상은 비슷하게, 비슷하지 않은 경제적 현상은 서로 다르게 제시할 것을 요구한다. 또한, 동일한 경제적 현상에 대해 대체적인 회계처리를 하게 되면 비교가능성이 감소하는 것으로 명시되어 있다.⁹⁾ 이는 유사한 경제적 현상에 대하여 재무제표에 인식되는 정보가 유사할수록 비교가능성이 증가함을 의미한다.

De Franco et al.(2011)은 경제적 현상에 대한 종합적인 대응치로 주가수익률을 이용하여 경제적 수익률(*economic return*)을 측정하고, 이에 대한 재무제표 인식 정보의 포괄적인 대응치로 순이익을 이용하여 회계적 수익률(*accounting return*)을 측정한다. 최종적으로 각 기업이 경제활동을 하면서 직면하는 경제적 수익률에 대해 재무제표의 핵심 요약 정보인 회계적 수익률을 인식하는 정도가 비교 대상 기업들과 얼마나 유사한지를 수치화하여 비교가능성을 산출한다.

구체적인 측정 방식은 다음과 같다. 분석에 필요한 자료는 과거 16개 분기(최소 11개 분기) 시가총액 및 순이익 자료이며, 기초 시가총액을 규모 조정(*scaling*) 변수로 이용하여 분기별 주가수익률과 순이익률을 계산한다. 식(1)의 기업-연도별 회귀분석을 통해 기업 *i*의 경제적 현상(주가수익률)에 대한 재무정보의 인식 정도(순이익률)를 나타내는 평균적인 베타 계수를 추정한다.

$$Earnings_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}Return_{it} + v_{it} \quad (1)$$

식(1)의 회귀분석을 통해 추정한 베타 계수를 이용하여 식(2)에서 기업 *i*의 경제적 수익률에 대한 평균적인 순이익률을 산출한다. 기업 간 재무정보 인식 체계의 차이를 측정하기 위해 연도별로 동일 산업(한국표준산업분류 중분류 기준) 내 기업을 비교 대상 기업(*peer firm*)으로 가정하고, 식(3)과 같이 기업 *i*와 동일한 경제적 사건에 대해 비교 기업 *j*가 평균적으로 인식하는 순이익률을 추정한다.

9) K-IFRS, 재무보고를위한개념체계, 보강적질적특성 QC20~QC25

$$E(Earnings_{i,i,t}) = \widehat{\beta}_{0i} + \widehat{\beta}_{1i} Return_{i,t} \quad (2)$$

$$E(Earnings_{i,j,t}) = \widehat{\beta}_{0j} + \widehat{\beta}_{1j} Return_{i,t} \quad (3)$$

위와 같이 추정한 식(2)와 식(3)의 차이는 비교 기업 j가 기업 i와 동일한 경제적 사건(주가 수익률)을 경험하였을 때, 기업 j의 재무정보 인식 체계를 통해 인식하는 평균적인 순이익률이 기업 i와 얼마나 다른지를 나타낸다. 즉, 16분기 동안 유사한 경제적 사건에 대해 비교 기업 i와 j 간 재무정보 인식 체계의 차이를 비교하여 회계처리의 유사성 정도를 수치화한다. 구체적으로 식(4)와 같이 추정 순이익률의 차이에 절댓값을 취하고, 상호 간 차이가 클수록 비교가능성이 낮은 값을 갖도록 음수(-)를 곱하여 16분기 동안 평균값의 차이를 계산한다.

$$Compacct_{i,j,t} = -\frac{1}{16} \times \sum_{t=15}^t [E(Earnings_{i,i,t}) - E(Earnings_{i,j,t})] \quad (4)$$

최종적으로 비교 대상 기업군에 대한 가정을 달리하여 식(5)와 같이 기업 i의 비교가능성을 측정한다. 본 연구에서는 비교 대상 기업군을 산업 전체로 가정하여 산업 전체의 *Compacct* 평균 및 중앙값을 비교가능성 대응치로 활용한다. 결과의 강건성을 위하여 상위 10개, 상위 4개 비교 기업에 대한 평균 측정치 또한 분석에 추가 활용한다.

$$COMP_{i,t} = \text{mean} \left(\sum_{r=1}^n Compacct_{i,j,t} \right) \quad (5)$$

3. 연구모형의 설정

본 연구에서는 재무제표의 비교가능성과 불성실공시 여부와의 관련성을 검증하기 위하여, 3.1에서 정의한 불성실공시 관련 변수를 종속변수로, 3.2에서 산출한 비교가능성 측정치를 관심변수로 이용한다. 구체적으로 불성실공시 관련 변수는 불성실공시법인 지정 여부(*UNFAITH*), 불성실공시로 인해 부과된 벌점($\sqrt{PENALTY}$), 불성실공시의 적발 기간(*DESIGDIST*) 등을 활용하고, 비교가능성(*COMP*)으로는 산업 내 비교가능성 측정치의 평균값(*COMPIND*) 및 중앙값(*COMPINDMD*)을 활용한다.

통제변수로는 불성실공시 관련 다수의 선행연구를 참조하여 다음과 같은 변수들을 모형에 고려한다. 첫째, 기업의 기본적인 위험 특성을 통제하기 위하여 자산규모(*lnSIZE*), 장부가 대비 시장가치 비율(*lnBM*), 부채비율(*LEV*), 총자산이익률(*ROA*)을 설정한다(김유찬 등 2010). 둘째, 불성실공시 이외의 사유로 인해 관리종목으로 지정된 기업의 특성을 추가 통제하기 위하여 관리

종목 지정 여부(*SPVISE*)를 모형에 고려한다.¹⁰⁾ 셋째, 감사품질에 따른 영향을 통제하기 위하여 감사인 규모와 관련한 Big4 감사인 여부(BIG4) 및 감사인의 산업전문성(*SPEAUDIT*)을 이용한다(이명곤 등 2012 ; 장석진 등 2016). 넷째, 신용위험 · 파산위험 등을 고려하여 타인자본비용(*RATING*)을 통제한다(이아영 등 2008). 다섯째, 재무보고품질에 따른 영향을 통제하고자 성과 대응(performance-matching) 재량적 발생액의 절댓값(*PMDA*)을 활용하며(최재은 등 2013), 마지막으로 연도 고정 효과($\Sigma YEAR$)와 산업 고정 효과($\Sigma INDU$)를 통제한다.

이를 바탕으로 본 연구의 첫 번째 가설, 재무제표의 비교가능성과 불성실공시 간 어떠한 관련성이 있는지를 검증하기 위하여 아래 식(6)을 설정한다. 기업의 비교가능성과 불성실공시확률 간의 관련성을 검증하기 위하여 Probit 회귀분석을 수행한다(Greene 2012).

[가설 1 : Probit 모형]

$$\begin{aligned} UNFAITH_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

Dependent Variables (불성실공시 관련 변수)

UNFAITH = 불성실공시법인 지정 기업이면 1, 아니면 0 ;

Test Variables (COMP : 재무제표 비교가능성 측정치)

COMPIND = 산업 내 비교가능성 측정치의 평균값(DeFranco et al. 2011) ;

COMPINDMD = 산업 내 비교가능성 측정치의 중앙값(DeFranco et al. 2011).

Control Variables (통제변수)

lnSIZE = 자산의 자연로그 값 ;

lnBM = 장부가 대 시장가 비율의 자연로그 값 ;

LEV = 총부채/총자산 ;

ROA = 당기순이익/총자산 ;

SPVISE = 관리종목지정 기업이면 1, 아니면 0 ;

BIG4 = 감사인이 삼일, 삼정, 한영, 안진이면 1, 아니면 0 ;

SPEAUDIT = 감사인의 산업 내 매출점유율로 측정한 감사인 산업전문성 ;

RATING = KIS 신용평점(최상등급 : 1, 최하등급 : 10) ;

|PMDA| = 성과대응 재량적 발생액의 절댓값 (Kothari et al. 2005) ;

$\Sigma YEAR$ = 연도별 고정효과 ;

$\Sigma INDU$ = 산업별 고정효과(한국표준산업분류 중분류 기준).

10) 관리종목 지정 사유는 여러 가지가 있으나 불성실공시 또한 관리종목 지정 사유 중 하나이다. 구체적으로 불성실공시로 인하여 과거 1년 이내 누계벌점이 15점 이상이 되는 경우 관리종목으로 지정된다. 따라서 본 연구에서는 관리종목 지정 기업을 표본에서 제외하지 않고 관리종목 지정 여부를 통제한 모형을 활용하여 실증결과를 제시한다. 다만, 관리종목 지정 기업을 표본에서 제외한 분석에서도 본 연구의 주요 실증결과와 질적으로 유사한 결과를 확인하였다.

본 연구의 두 번째 가설, 재무제표의 비교가능성과 불성실공시의 규모 간 어떠한 관련성이 있는지를 검증하기 위하여 아래 식(7)을 설정한다. 식(7)에서는 불성실공시의 규모 혹은 정도에 대한 대응치로 3.1에서 전술한 바와 같이 불성실공시 부과별점의 제공근 값을 활용한다. 한편, 불성실공시 부과별점의 경우 별점의 특성상 0을 하한(lower bound)으로 하는 절단분포(censored distribution)를 따른다. 종속변수가 절단분포를 따를 경우, OLS 회귀분석을 통해 산출한 추정계수에는 편의가 존재할 수 있고, 불성실공시 여부에 대한 관심변수의 영향력과 별개로 불성실공시 여부가 관찰될 확률을 분석에 고려하지 못하는 문제가 발생한다(Greene 2012). 본 연구에서는 이와 같은 잠재적 편의 가능성을 완화하기 위해 Tobit 회귀분석을 이용한다(Tobin 1958 ; McDonald and Moffitt 1980).¹¹⁾

[가설2 : Tobit 모형]

$$\begin{aligned}\sqrt{PENALTY}_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t\end{aligned}\quad (7)$$

$\sqrt{PENALTY}$ = 불성실공시로 부과된 별점의 제공근 값 ;
기타 변수의 정의는 식(6) 하단 혹은 <표 2> 주석을 참조.

본 연구의 세 번째 가설, 재무제표의 비교가능성과 불성실공시의 적발 기간 간 어떠한 관련성이 있는지를 검증하기 위하여 아래 식(8)을 설정한다. 식(8)에서는 불성실공시의 적발 기간에 대한 측정치로 3.1에서 전술한 바와 같이 불성실공시법인 지정일과 지정 사유 발생일의 시차에 대한 자연로그 값을 활용한다. 한편, 불성실공시의 적발 기간 역시 부과별점과 동일하게 변수의 특성상 0을 하한(lower bound)으로 하는 절단분포(censored distribution)를 따른다. 전술한 바와 같이 절단분포에 따른 잠재적 편의 가능성을 완화하기 위해 가설 3의 검증 또한 Tobit 회귀분석을 이용한다(Tobin 1958 ; McDonald and Moffitt 1980).¹²⁾

[가설3 : Tobit 모형]

$$\begin{aligned}DESIGDIST_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t\end{aligned}\quad (8)$$

$DESIGDIST$ = 불성실공시법인 지정일과 지정 사유 발생일과의 시차에 대한 자연로그 값 ;
기타 변수의 정의는 식(6) 하단 혹은 <표 2> 주석을 참조.

11) 단, 절단분포를 고려하지 않은 OLS 회귀분석에서도 모든 Tobit 회귀분석 결과와 질적으로 유사한 결과를 확인하였다.

12) 상동.

한편, 본 연구에서는 전체표본을 이용한 검증결과뿐만 아니라 대응표본을 이용한 결과 역시 함께 제시한다. 불성실공시 관련 다수의 선행연구에서는 정상적인 기업 표본 대비 불성실공시로 지정된 기업의 비중이 매우 작다는 점에서 전체표본의 실증결과에 표본 선택 편향(sample selection bias)가 존재할 가능성을 지적하고 있다(이아영 등 2008 ; 김유찬 등 2010 ; 손성규 등 2012 ; 장석진 등 2016). 이와 같은 문제를 완화하기 위해 본 연구에서는 한계성향점수 대응(propensity score matching) 방법을 이용하여 대응표본을 구성한다. 구체적으로 불성실공시 지정 표본과 동일한 산업-연도 내에서 자산규모($\ln SIZE$), 장부가 대비 시장가치 비율($\ln BM$), 부채비율(LEV) 및 총자산이익률(ROA) 특성이 가장 유사한 비지정 기업을 대응표본으로 선정하며, 한계성향 점수 차이에 대한 한계(caliper)를 0.001로 설정하여 관련 특성 차이의 허용 한도를 보수적으로 설계한다.

4. 표본의 선정

본 연구의 표본은 2002년부터 2015년까지 국내 상장기업을 대상으로 선정한다.¹³⁾ 재무 자료는 Kis-Value Library, 상장사협의회 TS-2000 및 Fn-Guide에서 추출하며 세부적인 기준은 다음과 같다.

- (1) 유가증권/코스닥 상장기업으로 비금융업에 속하는 기업
- (2) 결산월이 12월인 기업
- (3) 자본잠식 상태가 아닌 기업
- (4) 불성실공시 관련 통제변수를 측정하기 위한 재무 자료가 Kis-Value Library, TS-2000, Fn-Guide Database에 존재하는 기업
- (5) 재무제표 비교가능성 측정이 가능한 기업
- (6) 불성실공시 자료의 수집이 가능한 기업
- (7) 불성실공시 기업에 대한 대응표본 구성이 가능한 기업

본 연구에서는 회계처리기준의 일관성을 위해 금융업을 제외하였으며, 표본 선택 편향으로 인한 결과의 과대평가 가능성을 완화하기 위하여 상장폐지기업을 분석대상에서 제외하였다.¹⁴⁾ 관

13) 표본 선정 기간의 시작 연도가 2002년인 이유는 재무제표 비교가능성의 측정에 최소 11개 분기(총 16개 분기)의 재무 자료가 필요한데 분기 이익 공시가 2000년도부터 이루어졌기 때문이며, 종료 연도가 2015년인 이유는 해당 기간의 불성실공시 관련 자료를 수기로 수집하였기 때문이다.

14) 상장폐지기업은 영업환경의 악화, 높은 파산위험 등으로 계속기업과 비교하면 재무제표의 비교가능성이 현저히 낮을 것이 예상된다. 또한, 경영자의 의도와 무관하게 경영 불확실성으로 인한 공시변복 사유 등의 발생 가능성이 커, 결과적으로 재무제표의 비교가능성과 불성실공시 간의 음(-)의 관련성을 과대평가하게 되는 표본 선택 편향 문제를 유발할 가능성이 있다.

심변수인 비교가능성 및 통제변수로 활용하는 감사품질, 재무보고품질 대응치 등 여러 측정치와 관련하여 결산월이 같지 않아 발생할 수 있는 측정오차를 완화하고자 결산월이 12월인 유가증권 및 코스닥상장 기업을 대상으로 표본을 선정하였다. <표 1> [Panel A]는 위의 조건을 충족하는 본 연구 표본의 구성으로, [Panel B]는 연도별 분포를, [Panel C]는 산업별 분포를 나타낸다. 본 연구에서 사용된 최종 표본의 수는 전체표본 기준 총 14,139개, 대응표본 기준 총 679개이다. 표본 기간 2002년부터 2015년까지 불성실공시 지정 기업-연도는 349개이며, 산업별 불성실공시 지정 비율을 살펴보면 출판업이 3.90%(=19/486), 도소매업이 3.62%(=36/995)로 비교적 높은 비중을 차지하고 있고, 기계장치 제조업 및 화학제품 제조업이 각각 2.60%(=14/530), 2.57%(=26/1,013)로 중위에 있으며, 자동차 제조업과 의료기기 제조업이 각각 1.45%(=17/1,172), 1.38%(=10/714)로 비교적 낮은 비중을 보인다.

<Table 1> Sample Selection Criteria and Sample Distribution

[Panel A] Sample Selection Criteria	
Sample selection criteria	Firm-years
Initial sample :	
All non-financial firms listed in Korea stock exchange (KOSPI and KOSDAQ) during the period of 2002 to 2015	26,931
(-) Observations with non-December fiscal month	(2,571)
(-) Observations with impaired capital	(179)
(-) Observations with unavailable to measure control variables	(6,014)
(-) Observations with unavailable to measure accounting comparability	(4,028)
Final sample	14,139
Designated firm as unfaithful disclosure firm (UNFAITH=1)	349
(-) Observations with unavailable to match using propensity score	(6)
(+) Observations with matching sample (UNFAITH=0) ¹⁾	343
Matched sample	686

1) Matched sample is consisted according to Size, B/M, Leverage and ROA and limit on propensity score difference(Caliper), is set at 0.001.

〈Table 1〉 Sample Selection Criteria and Sample Distribution (continued)

[Panel B] Year Distribution							
Year	<i>UNFAITH</i>		Total	Year	<i>UNFAITH</i>		Total
	=1	=0			=1	=0	
2002	15	488	503	2010	20	1,090	1,110
2003	16	617	633	2011	41	1,113	1,154
2004	14	729	743	2012	46	1,175	1,221
2005	18	808	826	2013	31	1,259	1,290
2006	18	854	872	2014	36	1,362	1,398
2007	13	918	931	2015	47	1,396	1,443
2008	15	955	970	Total	349	13,790	14,139
2009	19	1,026	1,045				

[Panel C] Industry Distribution			
Industries	<i>UNFAITH</i>		Total
	=1	=0	
Food, drink, and cigarette manufacturing	10	608	618
Textile, clothing, fur and leather products manufacturing	13	461	474
Wood, pulp and paper manufacturing and printing	10	470	480
Chemicals manufacturing	26	987	1013
Medical supply manufacturing	10	714	724
Rubber and plastics manufacturing	11	392	403
Non-metal mineral products manufacturing	9	363	372
Primary metal manufacturing	12	758	770
Metal processing manufacturing	11	341	352
Electronic component, computer, visions, sound and communication manufacturing	54	1,978	2,032
Medical device, precision instrument and optical instrument manufacturing	5	279	284
Electrical equipment manufacturing	14	455	469
Other machinery and equipment manufacturing	27	1,010	1,037
Automobile, trailer and other transportation manufacturing	17	1,155	1,172
Construction	14	516	530
Wholesales, retails and commodity brokerage	36	959	995
Transportation	5	282	287
Publication	19	467	486
Broadcasting and telecommunication services	25	743	768
Other services	21	852	873
Total	349	13,790	14,139

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량과 상관관계 분석

<표 2>는 본 연구에서 사용된 주요 변수에 대한 기술통계량을 나타낸다. [Panel A]에서는 전체표본의 기술통계량을 제시한다. 모든 연속형 변수는 극단치로 인한 결과의 잠재적 편의 가능성을 완화하기 위하여 상·하위 1% 수준에서 윈저화(winsorization)하였다. 분석에 활용된 불성실공시법인 지정 표본(*UNFAITH*=1)은 349개로 전체표본의 약 2.5% 비중을 차지하며, 불성실공시법인 지정 사유가 공시불이행인 경우(*UNFULFIL*=1)가 244건으로 전체표본의 약 1.7%, 공시번복인 경우(*OVERTURN*=1)가 96건으로 전체표본의 약 0.7%, 공시변경인 경우(*CHANGE*=1)가 9건으로 전체표본의 약 0.1%를 차지한다.

<Table 2> Descriptive Statistics for Full Sample and Matching Sample

[Panel A] Descriptive Statistics for Full Sample										
Variables	N	Mean	STD	Min	p10	Q1	Median	Q3	p90	Max
<i>UNFAITH</i>	14,139	0.025	0.155	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>UNFULFIL</i>	14,139	0.017	0.130	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>OVERTURN</i>	14,139	0.007	0.082	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>CHANGE</i>	14,139	0.001	0.034	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$\sqrt{PENALTY}$	14,139	0.036	0.290	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	2.000
<i>DESIGDIST</i>	349	3.214	2.023	0.000	0.000	2.708	3.178	4.500	6.028	7.294
<i>COMPIND</i>	14,139	-4.492	3.128	-20.280	-8.070	-5.100	-3.490	-2.640	-2.090	-1.500
<i>COMPINDMD</i>	14,139	-3.653	3.053	-19.900	-6.760	-4.110	-2.660	-1.910	-1.490	-1.020
<i>COMP10</i>	14,139	-1.614	2.102	-14.060	-3.510	-1.770	-0.930	-0.500	-0.320	-0.170
<i>COMP4</i>	14,139	-1.127	1.644	-11.340	-2.450	-1.180	-0.590	-0.320	-0.190	-0.100
<i>lnSIZE</i>	14,139	25.806	1.418	23.384	24.290	24.833	25.518	26.481	27.745	30.519
<i>lnBM</i>	14,139	-1.620	3.198	-8.609	-7.314	-1.747	-0.115	0.490	0.928	1.644
<i>LEV</i>	14,139	0.408	0.196	0.036	0.143	0.250	0.410	0.558	0.665	0.864
<i>ROA</i>	14,139	0.018	0.095	-0.428	-0.079	0.002	0.030	0.065	0.105	0.205
<i>SPVISE</i>	14,139	0.018	0.132	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>BIG4</i>	14,139	0.535	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>SPEAUDIT</i>	14,139	0.124	0.112	0.002	0.007	0.018	0.097	0.212	0.298	0.385
<i>RATING</i>	14,139	5.010	1.889	2.000	2.000	4.000	5.000	6.000	8.000	9.000
<i> PMDA </i>	14,139	0.102	0.100	0.001	0.013	0.033	0.072	0.138	0.227	0.527
<i>IMR</i>	14,139	2.483	0.339	1.540	2.052	2.275	2.506	2.712	2.897	3.193

〈Table 2〉 Descriptive Statistics for Full Sample and Matching Sample (continued)

[Panel B] Descriptive Statistics for Full Sample depending on Unfaithful Disclosure Firm						
Variables	UNFAITH				Difference	
	=1		=0		(UNFAITH : 1-0)	
	Mean	Std.	Mean	Std.	Coef.	t
COMPIND	-5.992	3.870	-4.454	3.100	-1.538***	(-7.36)
COMPINDMD	-5.544	4.100	-3.605	3.010	-1.939***	(-8.78)
COMP10	-2.621	2.570	-1.588	2.080	-1.033***	(-7.44)
COMP4	-1.859	2.020	-1.109	1.630	-0.750***	(-6.89)
lnSIZE	25.442	1.460	25.816	1.420	-0.373***	(-4.73)
lnBM	-1.017	2.390	-1.635	3.210	0.618***	(4.72)
LEV	0.475	0.200	0.407	0.200	0.068***	(6.16)
ROA	-0.073	0.160	0.020	0.090	-0.093***	(-10.54)
SPVISE	0.066	0.250	0.017	0.130	0.049***	(3.69)
BIG4	0.398	0.490	0.539	0.500	-0.140***	(-5.27)
SPEAUDIT	0.095	0.110	0.125	0.110	-0.029***	(-4.96)
RATING	6.261	1.760	4.978	1.880	1.283***	(13.45)
PMDA	0.137	0.130	0.101	0.100	0.036***	(5.24)
IMR	2.138	0.410	2.492	0.330	-0.354***	(-16.12)
Total	349		13,790		14,139	
[Panel C] Descriptive Statistics for Matching Sample depending on Unfaithful Disclosure Firm						
Variables	UNFAITH				Difference	
	=1		=0 (matched)		(UNFAITH : 1-0)	
	Mean	Std.	Mean	Std.	Coef.	t
COMPIND	-5.980	3.900	-5.278	3.620	-0.702*	(-2.44)
COMPINDMD	-5.522	4.130	-4.626	3.680	-0.896**	(-3.00)
COMP10	-2.611	2.580	-2.178	2.520	-0.433*	(-2.22)
COMP4	-1.851	2.020	-1.525	1.930	-0.326*	(-2.16)
lnSIZE	25.467	1.450	25.562	1.410	-0.095	(-0.86)
lnBM	-1.010	2.410	-0.910	2.500	-0.100	(-0.53)
LEV	0.472	0.200	0.473	0.210	0.000	(-0.03)
ROA	-0.067	0.160	-0.062	0.150	-0.005	(-0.40)
SPVISE	0.067	0.250	0.032	0.180	0.035*	(-2.11)
BIG4	0.405	0.490	0.490	0.500	-0.085*	(-2.23)
SPEAUDIT	0.097	0.110	0.112	0.110	-0.015	(-1.82)
RATING	6.230	1.750	6.044	1.910	0.187	(-1.33)
PMDA	0.136	0.130	0.122	0.120	0.014	(-1.53)
IMR	2.152	0.400	2.203	0.390	-0.051	(-1.71)
Total	343		343		686	

- 1) All continuous variables are winsorized at 1%, and 99%, respectively.
- 2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.
- 3) Variable definitions are as follows. *UNFAITH*=Value of 1 if a firm is designated as unfaithful disclosure firm by the Korea Exchange, otherwise 0 ; *UNFULFIL*=Value of 1 if the reason for unfaithful disclosure designation is not fulfilling mandatory disclosure, otherwise 0 ; *OVERTURN*=Value of 1 if the reason for unfaithful disclosure designation is overturning disclosure, otherwise 0 ; *CHANGE*=Value of 1 if the reason for unfaithful disclosure designation is changing disclosed information, otherwise 0 ; $\sqrt{PENALTY}$ =Square root of penalty points for unfaithful disclosure firms ; *DESIGDIST*=Natural logarithm of time difference between unfaithful disclosure firm designation date and event date. ; *COMPIND*=Mean value of accounting comparability score within the industry (DeFranco et al. 2011) ; *COMPINDMD*=Median of accounting comparability score within the industry (DeFranco et al. 2011) ; *COMP10*=Average accounting comparability score of Top 10 firms within the industry (DeFranco et al. 2011) ; *COMP4*=Average accounting comparability score of Top 4 firms within the industry (DeFranco et al. 2011). *lnSIZE*=Natural logarithm of total asset ; *lnBM*=Natural logarithm of book-to-market ratio ; *LEV*=Total liability over total asset ; *ROA*=Net income over total asset ; *SPVISE*=Value of 1 if a firm is designated as issues for administrations, otherwise 0 ; *SPEAUDIT*=Auditor specialization measured by auditors' market share ; *RATING*=KIS credit rating (1 if highest, 10 if lowest) ; *PMDA*=Absolute value of performance matched discretionary accrual (Kothari et al. 2005) ; *IMR*=Inverse Mills Ratio of probability of designation as unfaithful disclosure firm (Heckman 1979).

불성실공시의 적발 기간을 나타내는 *DESIGDIST*의 평균값은 3.214이고, 해당 자연로그값을 수산화하면 평균적인 적발 기간 일수는 24.87일에 해당한다. 비교가능성 측정치 *COMPIND* 및 *COMPINDMD*의 평균값은 각각 -4.492, -3.653이고, 최솟값은 -20.280, -19.900, 최댓값은 -1.500, -1.020으로 기업 간 비교가능성의 편차가 큰 것으로 나타났다. 전체표본 내 BIG4 감사인 비중은 53.5%이고, 신용평점(*RATING*)의 중앙값은 5로 보통등급(S&P 기준 A-), 상·하위 10%는 각각 8과 2로 주의등급(S&P 기준 CCC~B)과 우량등급(S&P 기준 AA~AA+)에 해당하여 비교적 고른 분포를 보인다.

[Panel B]에서는 전체표본을 기준으로, [Panel C]에서는 한계성향점수에 따른 대응표본을 기준으로 불성실공시법인 지정 여부에 따른 주요 변수의 평균, 표준편차 및 양 그룹 간 평균 차이 검증(t-test) 결과를 제시한다. 전체표본 기준 불성실공시 지정 기업의 평균 자산규모(*lnSIZE*)는 25.442, 비지정 기업의 평균 자산규모는 25.816으로 불성실공시 지정 기업의 자산규모가 0.373만큼 1% 수준에서 유의하게 작은 것으로 나타났다(t값 : -4.73). 부채비율(*LEV*), 총자산 수익률(*ROA*) 등 주요 통제변수들 역시 1% 수준에서 유의한 차이를 보였다. 반면, 한계성향점수에 따른 대응표본 기준으로는 대부분 주요 변수들에서 차이의 크기가 줄어들거나 그 유의성이 사라짐을 볼 때, 대응표본 구성이 적절하게 이루어진 것으로 판단된다.

다음으로 <표 3>에서는 주요 변수들의 상관관계를 분석을 제시한다.

〈Table 3〉 Correlation Matrix (Pearson/Spearman)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
(1) <i>UNFAITH</i>		0.83	0.52	0.21	0.81	n.a.	-0.07	-0.09	-0.09	-0.09	-0.05	-0.01	0.05	-0.10	0.06	-0.04	-0.05	0.10	0.04	-0.13
(2) <i>UNFULFIL</i>	0.83		0.02	0.03	0.69	0.25	-0.07	-0.08	-0.08	-0.08	-0.03	0.00	0.04	-0.07	0.04	-0.03	-0.03	0.08	0.03	-0.11
(3) <i>OVERTURN</i>	0.52	0.02		0.00	0.40	-0.22	-0.04	-0.05	-0.04	-0.04	-0.05	-0.02	0.03	-0.07	0.05	-0.03	-0.04	0.06	0.04	-0.08
(4) <i>CHANGE</i>	0.21	0.03	0.00		0.21	-0.03	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.01	0.00	-0.02	0.01	-0.02	-0.02	0.01	0.02	-0.03
(5) <i>√PENALTY</i>	0.77	0.69	0.36	0.16		-0.15	-0.08	-0.09	-0.09	-0.09	-0.06	-0.01	0.05	-0.09	0.05	-0.04	-0.05	0.09	0.04	-0.12
(6) <i>DESIGDIST</i>	n.a.	0.21	-0.20	-0.01	-0.20		0.06	0.05	0.08	0.08	0.25	-0.10	0.10	0.16	-0.07	-0.10	-0.11	-0.03	-0.10	0.04
(7) <i>COMPIND</i>	-0.08	-0.07	-0.03	-0.01	-0.07	0.02		0.93	0.79	0.76	0.20	-0.14	-0.22	0.14	-0.08	0.12	0.07	-0.29	-0.15	0.21
(8) <i>COMPINDMD</i>	-0.10	-0.09	-0.05	-0.01	-0.10	0.03	0.94		0.86	0.82	0.21	-0.15	-0.27	0.23	-0.10	0.12	0.08	-0.39	-0.15	0.30
(9) <i>COMP10</i>	-0.08	-0.07	-0.03	-0.01	-0.07	0.02	0.88	0.93		0.98	0.18	-0.21	-0.28	0.24	-0.09	0.11	0.05	-0.39	-0.12	0.30
(10) <i>COMP4</i>	-0.07	-0.07	-0.03	-0.01	-0.06	0.02	0.85	0.90	0.99		0.17	-0.21	-0.27	0.25	-0.08	0.11	0.05	-0.39	-0.12	0.30
(11) <i>lnSIZE</i>	-0.04	-0.02	-0.05	-0.01	-0.05	0.28	0.13	0.14	0.10	0.09		-0.18	0.19	0.15	-0.06	0.38	0.41	-0.02	-0.13	0.16
(12) <i>lnBM</i>	0.03	0.03	0.01	0.00	0.03	-0.07	-0.09	-0.12	-0.11	-0.11	-0.44		-0.04	-0.22	0.03	-0.15	-0.14	0.10	-0.06	-0.16
(13) <i>LEV</i>	0.05	0.05	0.03	0.00	0.05	0.12	-0.24	-0.27	-0.26	-0.25	0.20	-0.02		-0.31	0.06	0.05	0.06	0.75	0.06	-0.39
(14) <i>ROA</i>	-0.15	-0.11	-0.10	-0.04	-0.16	0.20	0.25	0.35	0.29	0.27	0.22	-0.21	-0.24		-0.10	0.07	0.09	-0.66	-0.04	0.72
(15) <i>SPVISE</i>	0.06	0.04	0.05	0.01	0.06	-0.09	-0.09	-0.11	-0.09	-0.08	-0.06	0.05	0.06	-0.13		-0.02	-0.03	0.11	0.05	-0.11
(16) <i>BIG4</i>	-0.04	-0.03	-0.03	-0.02	-0.04	-0.07	0.09	0.08	0.06	0.06	0.38	-0.21	0.05	0.09	-0.02		0.83	-0.04	-0.04	0.10
(17) <i>SPEAUDIT</i>	-0.04	-0.03	-0.03	-0.02	-0.04	-0.08	0.02	0.04	0.01	0.01	0.41	-0.23	0.05	0.09	-0.03	0.80		-0.05	-0.05	0.11
(18) <i>RATING</i>	0.11	0.08	0.07	0.01	0.10	-0.04	-0.30	-0.38	-0.35	-0.33	-0.02	0.17	0.75	-0.56	0.12	-0.04	-0.04		0.11	-0.72
(19) <i> PMD4 </i>	0.06	0.04	0.05	0.03	0.07	-0.13	-0.15	-0.17	-0.14	-0.13	-0.13	0.00	0.06	-0.17	0.05	-0.04	-0.03	0.13		-0.08
(20) <i>IMR</i>	-0.16	-0.13	-0.10	-0.04	-0.15	0.04	0.27	0.35	0.31	0.29	0.18	-0.27	-0.39	0.75	-0.13	0.11	0.10	-0.72	-0.13	

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) Bold numbers indicate the significance at 1%.

3) Left—below diagonal is Pearson correlation, and right—upper diagonal is Spearman correlation.

<표 3>의 좌측하단은 피어슨 상관분석(Pearson correlation) 결과이며, 우측상단은 스피어만 상관분석(Spearman correlation) 결과이다. 비교가능성 측정치인 *COMPIND*, *COMPINDMD*는 불성실공시여부(*UNFAITH*)와 Pearson 상관계수 기준 각각 -0.08 , -0.10 으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다. 불성실공시로 인한 벌점($\sqrt{PENALTY}$)과는 Pearson 상관계수 기준 각각 -0.07 , -0.10 으로 역시 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보였다. 단, 비교가능성 측정치와 적발 기간(*DESIGDIST*)과는 Pearson 상관계수 기준 각각 0.02 , 0.03 으로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났다. 그러나 상관관계 분석은 불성실공시에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 고려하지 않은 일변량 분석결과로 해석에 주의가 필요하다. 따라서 본 연구의 가설검증과 관련해서는 관련 통제변수들을 충분히 고려한 다중회귀분석이 필요할 것으로 판단된다. 불성실공시여부와 통제변수 간 일변량 상관관계를 살펴보면, 자산규모(*lnSIZE*), 총자산 수익률(*ROA*), BIG4 감사인 여부(*BIG4*), 감사인 산업전문성(*SPEAUDIT*) 등은 불성실공시여부와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계, 장부가대비시장가치 비율(*lnBM*), 부채비율(*LEV*), 관리종목여부(*SPVISE*), 신용평점(*RATING*) 등은 불성실공시여부와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계로 나타나 관련 선행연구들과 일관된 방향을 확인하였다.

2. 재무제표 비교가능성과 불성실공시법인 지정 확률

본 연구의 가설 1에서는 재무제표의 비교가능성과 불성실공시의 발생확률 간의 관련성을 조사한다. <표 4>에서 이에 대한 검증결과를 제시한다. 종속변수는 불성실공시법인 지정 여부(*UNFAITH*)이고, 관심변수인 비교가능성은 연구 결과의 강건성을 위해 두 가지 측정치(*COMPIND*, *COMPINDMD*)를 모두 이용한 결과를 제시한다. 또한, 표본 선택 편의로 인한 결과의 잠재적 편향성을 통제하기 위해 전체표본뿐만 아니라 대응표본을 이용한 결과도 함께 제시한다. <표 4> 열(1)과 열(2)는 *COMPIND*를 이용한 결과이고, 열(3)과 열(4)는 *COMPINDMD*를 이용한 결과이다. 각각의 결과에서 열(1)과 열(3)은 전체표본을 이용한 결과, 열(2)와 열(4)는 대응표본을 이용한 결과이다. 열(1)~(4) 모두에서 비교가능성(*COMP*)과 불성실공시지정 여부(*UNFAITH*) 간 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 확인하였다(계수값: -0.027 , -0.047 , -0.027 , -0.049 ; *t*값: -2.79 , -2.39 , -3.17 , -2.76). 한편, 기업특성이 유사한 대응표본 열(2)와 열(4)의 계수값을 기준으로 그 한계효과(marginal effect)를 재추정하여 경제적 의미를 해석하면, 산업 내 평균적인 기업 간 비교가능성(*COMPIND*) 및 산업 내 기업 간 비교가능성의 중앙값(*COMPINDMD*)이 한 단위 증가할 경우 불성실공시지정확률(Prob.[*UNFAITH*=1])은 각각 1.86%, 1.97% 감소하는 것으로 나타났다(5% 또는 1% 유의수준). 이러한 결과는 높은 수준의 기업 간 재무제표 비교가능성이 정보비대칭의 감소와 경영자에 대한 감시기능의 향상을 의미하고, 따라서 낮은 공시품질을 대응하는 불성실공시와는 음(-)의 관련성을 가짐을 의미한다.

〈Table 4〉 The Association between Accounting Comparability and Probability of Designation as Unfaithful Disclosure Firm (H1)

Model : $UNFAITH_t = \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t + \beta_{10} PMDA _t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t$					
Variable	Pred. Sign	Dependent Variable : $UNFAITH$ (Probit)			
		$COMP :$		$COMPINDMD$	
		$COMPIND$			
		(1)	(2)	(3)	(4)
$COMP$	$\pm$	-0.027*** (-2.79)	-0.047** (-2.39)	-0.027*** (-3.17)	-0.049*** (-2.76)
$\ln SIZE$	-	0.025 (1.05)	0.045 (0.90)	0.026 (1.08)	0.048 (0.96)
$\ln BM$	+	0.007 (0.69)	-0.019 (-0.79)	0.007 (0.67)	-0.019 (-0.79)
LEV	+	-0.138 (-0.67)	-0.999** (-2.20)	-0.130 (-0.63)	-0.972** (-2.13)
ROA	-	-1.514*** (-5.38)	1.056** (2.24)	-1.471*** (-5.19)	1.134** (2.37)
$SPVISE$	+	0.303* (1.94)	0.269 (1.02)	0.300* (1.93)	0.263 (1.00)
$BIG4$	-	-0.125 (-1.43)	-0.210 (-1.20)	-0.123 (-1.41)	-0.200 (-1.15)
$SPEAUDIT$	-	-0.356 (-0.86)	-0.205 (-0.25)	-0.366 (-0.88)	-0.265 (-0.32)
$RATING$	+	0.090*** (3.71)	0.127** (2.17)	0.087*** (3.56)	0.118** (2.01)
$ PMDA $	+	0.562** (2.44)	0.523 (1.13)	0.553** (2.40)	0.493 (1.06)
Constant	$\pm$	-3.270*** (-4.97)	-1.493 (-1.09)	-3.203*** (-4.91)	-1.439 (-1.05)
$\Sigma YearDummy$		Yes	Yes	Yes	Yes
$\Sigma InduDummy$		Yes	Yes	Yes	Yes
Matching		No	Yes	No	Yes
Observations		14,139	686	14,139	686
pseudo- R^2		0.103	0.042	0.103	0.044

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

3. 재무제표 비교가능성과 불성실공시 수준

본 연구의 가설 2에서는 재무제표의 비교가능성이 불성실공시의 정도(규모)와 어떠한 관련성이 있는지를 조사한다. <표 5>에서 관련 검증결과를 제시한다. 종속변수는 불성실공시 부과벌점 ($\sqrt{PENALTY}$)이고, 관심변수인 비교가능성은 *COMPIND* 및 *COMPINDMD*이다.

<Table 5> The Association between Accounting Comparability and Penalty Scores for Unfaithful Disclosure (H2)

Model : $\sqrt{PENALTY}_t = \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t + \beta_{10} PMDA _t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t$					
Variable	Pred. Sign	Dependent Variable : $\sqrt{PENALTY}$ (Tobit)			
		<i>COMP</i> :		<i>COMPINDMD</i>	
		<i>COMPIND</i>			
		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>COMP</i>	±	-0.152*** (-2.81)	-0.084* (-1.91)	-0.144*** (-3.01)	-0.084** (-2.14)
<i>lnSIZE</i>	-	-0.059 (-0.41)	-0.133 (-1.06)	-0.057 (-0.40)	-0.131 (-1.04)
<i>lnBM</i>	+	0.042 (0.72)	0.002 (0.03)	0.041 (0.71)	0.001 (0.02)
<i>LEV</i>	+	0.844 (0.69)	-0.176 (-0.16)	0.899 (0.73)	-0.118 (-0.10)
<i>ROA</i>	-	-8.526*** (-5.79)	0.108 (0.10)	-8.339*** (-5.63)	0.199 (0.18)
<i>SPVISE</i>	+	1.316 (1.52)	0.288 (0.54)	1.301 (1.50)	0.284 (0.54)
<i>BIG4</i>	-	-0.390 (-0.74)	-0.365 (-0.81)	-0.388 (-0.74)	-0.357 (-0.79)
<i>SPEAUDIT</i>	-	-2.262 (-0.90)	-0.140 (-0.06)	-2.276 (-0.91)	-0.176 (-0.08)
<i>RATING</i>	+	0.289** (2.03)	0.086 (0.62)	0.273* (1.91)	0.072 (0.52)
<i> PMDA </i>	+	2.366* (1.92)	0.876 (0.88)	2.342* (1.91)	0.839 (0.85)
Constant	±	-15.035*** (-3.74)	-0.188 (-0.06)	-14.622*** (-3.63)	0.014 (0.00)

<Table 5> The Association between Accounting Comparability and Penalty Scores for Unfaithful Disclosure (H2) (continued)

Variable	Pred. Sign	Dependent Variable : $\sqrt{PENALTY}$ (Tobit)			
		COMP :		COMPINDMD	
		COMPIND		COMPINDMD	
		(1)	(2)	(3)	(4)
Σ YearDummy		Yes	Yes	Yes	Yes
Σ InduDummy		Yes	Yes	Yes	Yes
Matching		No	Yes	No	Yes
Observations		14,139	686	14,139	686
pseudo-R ²		0.094	0.052	0.095	0.052

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

열(1)과 열(2)는 COMPIND를 이용한 결과이고, 열(3)과 열(4)는 COMPINDMD를 이용한 결과이다. 각각의 결과에서 열(1)과 열(3)은 전체표본을 이용한 결과, 열(2)와 열(4)는 대응표본을 이용한 결과이다. <표 5> 열(1)~(4) 모두에서 비교가능성(COMP)과 불성실공시 부과벌점($\sqrt{PENALTY}$)간 5% 또는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 확인하였다(계수값 : -0.152, -0.084, -0.144, -0.084 ; t값 : -2.81, -1.91, -3.01, -2.14).¹⁵⁾ 한편, 기업특성이 유사한 대응표본 열(2)와 열(4)의 계수값을 기준으로 그 한계효과를 재추정하여 그 경제적 의미를 해석하면, 산업 내 평균적인 기업간 비교가능성(COMPIND) 및 산업 내 기업간 비교가능성의 중앙값(COMPINDMD)이 한 단위 증가할 경우 불성실공시로 인한 부과벌점($\sqrt{PENALTY}$)은 각각 2.90%, 2.87% 감소하는 것으로 나타났다(10% 또는 5% 유의수준). 이러한 결과는 기업 간 재무제표의 비교가능성은 경영자가 기업에 중대한 영향을 미치는 사건에 대해 고의성을 갖고 공시의무를 위반하여 정보이용자들의 의사결정을 왜곡하는 정도와 음(-)의 관련성이 있음을 의미한다.

15) Tobit 모형의 계수값에는 종속변수 값의 변화뿐만 아니라 해당 값이 나타날 확률의 변화 또한 포함되어 있다(Greene 2012). 즉, 통계적으로 해당 계수값은 비교가능성 한 단위 증가에 대한 불성실공시 부과벌점 수준의 한계효과만을 의미하지는 않는다. 다만 그 한계효과와 차이가 미세하여 분석결과의 해석에 큰 영향이 없으므로 Tobit 모형의 결과를 OLS 결과와 유사하게 취급하는 경향이 있다(이종구 등 2009). 즉, <표 5> 열(2)를 기준으로 -0.084(t값 : -1.91)는 비교가능성(COMPIND) 한 단위 증가 시 불성실공시로 인한 부과벌점($\sqrt{PENALTY}$)이 -0.084만큼 감소함을 의미한다.

4. 재무제표 비교가능성과 불성실공시의 적발 기간

본 연구의 가설 3에서는 재무제표의 비교가능성이 불성실공시의 적발 기간과 어떠한 관련성이 있는지를 조사한다. 종속변수는 불성실공시 적발 기간(*DESIGDIST*)이고, 관심변수인 비교가능성은 *COMPIND* 및 *COMPINDMD*이다. 열(1)은 *COMPIND*를 이용한 결과이고, 열(2)은 *COMPINDMD*를 이용한 결과이다. 전술한 가설 1, 가설 2의 검증과 달리 가설 3의 검증에서는 대응표본을 이용한 분석이 불가능하다. 종속변수인 적발 기간이 불성실공시지정일과 사유발생일 간의 시차로 계산되기 때문에 지정일 및 발생일과 관련성이 없는 비지정 기업의 경우 표본 대상에서 제외된다.¹⁶⁾ 따라서 <표 6>에서는 적발 기간을 산출할 수 있는 불성실공시 지정법인만을 대상으로 가설 3과 관련한 검증결과를 제시한다. <표 6> 열(1)과 (2) 모두에서 비교가능성(*COMP*)과 불성실공시 적발 기간(*DESIGDIST*) 간 5% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 확인하였다(계수값: -0.096, -0.082; t값: -2.81, -2.46, -2.37). 한편, 비교가능성의 불성실공시 적발 기간에 대한 한계효과를 재추정하여 그 경제적 의미를 해석하면, 산업 내 평균적인 기업 간 비교가능성(*COMPIND*) 및 산업 내 기업 간 비교가능성의 중앙값(*COMPINDMD*)이 한 단위 증가할 경우 불성실공시의 적발 기간(*DESIGDIST*)은 각각 9.15%, 7.84% 감소하는 것으로 나타났다(5% 유의수준). 이러한 결과는 기업 간 재무제표의 비교가능성이 크면 정보획득 비용이 낮아지므로 투자자들은 특정 기업이 제시하는 공시 내용에 대한 타당성이나 적정성 여부를 평가하는 것이 수월해지고, 규제기관은 조회공시 요구 등과 같은 공시 내용에 대한 감시를 강화하여, 궁극적으로 불성실공시 기업에 대한 적발 기간이 줄어들 수 있음을 시사한다.

이상의 <표 4>, <표 5>, <표 6>의 분석결과를 요약하면, 기업 간 재무제표의 비교가능성은 불성실공시의 발생확률, 불성실공시의 규모, 불성실공시의 적발 기간과 모두 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 특히 불성실공시에 대한 비교가능성의 한계효과를 살펴본 결과, 산업 내 재무제표의 비교가능성의 한 단위 증가는, 불성실공시의 발생확률 1.92%(=(1.86%+1.97%)/2), 불성실공시의 규모 2.89%(=(2.90%+2.87%)/2), 불성실공시의 적발 기간 8.50%(=(9.15%+7.84%)/2) 감소와 유의한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 사적 이익을 추구하는 경영자가 비교가능성이 낮은 회계 선택을 통해 불성실공시에 대한 유인을 충족하기 때문으로 해석할 수 있다. 재무제표의 비교가능성이 크면 정보이용자들의 정보해석 능력이 향상되고 효과적인 모니터링이 가능해짐에 따라 경영자의 기회주의적인 공시 위반행위에 대한 적발 가능성이 커질 것이다. 이는 기업 간 재무제표의 비교가능성과 경영자의 불성실공시로 인한 효익 간에 음(-)의 관련성이 있음을 의미한다.

16) 단, 불성실공시 법인으로 지정되지 않은 표본에 대하여 적발 기간을 0으로 설정하여 관련 분석을 수행 하더라도 <표 6>에서 제시한 결과와 질적으로 유사하게 나타났다. 그러나 사유 발생 당일 불성실공시 법인으로 적발·지정되는 경우 적발 기간이 0일이므로, 비지정 기업의 적발 기간을 0일로 간주하는 것은 타당하지 않다고 판단된다.

<Table 6> The Association between Accounting Comparability and Detection Interval of Unfaithful Disclosure (H3)

Model : $DESIGDIST_t = \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t + \beta_{10} PMDA _t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t$			
Variable	Pred. Sign	Dependent Variable : $DESIGDIST$ (Tobit)	
		$COMP :$	
		$COMPIND$	$COMPINDMD$
		(1)	(2)
COMP	±	-0.096** (-2.46)	-0.082** (-2.37)
<i>lnSIZE</i>	-	0.414*** (13.19)	0.419*** (13.76)
<i>lnBM</i>	+	-0.001 (-0.02)	-0.001 (-0.02)
<i>LEV</i>	+	2.001** (2.26)	2.006** (2.26)
<i>ROA</i>	-	2.103** (2.14)	2.144** (2.18)
<i>SPVISE</i>	+	-0.529 (-1.08)	-0.491 (-1.00)
<i>BIG4</i>	-	0.172 (0.44)	0.177 (0.45)
<i>SPEAUDIT</i>	-	-4.748** (-2.57)	-4.784** (-2.58)
<i>RATING</i>	+	-0.231** (-2.13)	-0.233** (-2.14)
<i> PMDA </i>	+	0.112 (0.12)	0.099 (0.10)
Constant	±	-7.655*** (-132.72)	-7.471*** (-129.84)
$\Sigma YearDummy$		Yes	Yes
$\Sigma InduDummy$		Yes	Yes
Observations		349	349
pseudo-R ²		0.168	0.167

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

이진훤과 박진우(2015)는 불성실공시 기업일수록 불투명한 공시 정보로 인하여 자본시장의 사전적인(ex-ante) 정보해석 능력이 저하되는 현상을 관찰하였다. 본 연구의 가설3의 분석결과로 미루어볼 때, 비교가능성이 큰 기업은 경영자가 고의로 공시의무를 위반하더라도 자본시장의 정보해석 능력이 저하되지 않고 감시기능이 효과적으로 작동하는 데 도움이 되는 것으로 판단된다.

5. 추가분석

가. 불성실공시의 세부 유형별 재무제표 비교가능성과의 관련성

불성실공시는 공시의무의 위반 유형에 따라 (i) 공시불이행, (ii) 공시반복, (iii) 공시변경으로 구분된다. 본 연구에서는 불성실공시법인을 세 가지 유형별로 구분하여 불성실공시의 세부항목에 대한 재무제표 비교가능성의 영향력을 추가 분석한다. 이를 검증하기 위한 모형은 아래 식(9), 식(10), 식(11)과 같다. 불성실공시 지정 유형이 공시불이행인 경우($UNFULFIL=1$), 공시반복인 경우($OVERTURN=1$), 공시변경인 경우($CHANGE=1$), 각각 식(9), 식(10), 식(11)의 β_1 은 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예상한다. 관련 결과는 <표 7>에 제시한다.

$$\begin{aligned} UNFULFIL_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} OVERTURN_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} CHANGE_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

$UNFULFIL$ = 불성실공시법인 지정 기업이면서 지정 유형이 공시불이행이면 1, 아니면 0 ;
 $OVERTURN$ = 불성실공시법인 지정 기업이면서 지정 유형이 공시반복이면 1, 아니면 0 ;
 $CHANGE$ = 불성실공시법인 지정 기업이면서 지정 유형이 공시변경이면 1, 아니면 0 ;
 기타 변수의 정의는 식(6) 하단 혹은 <표 2> 주석을 참조.

<표 7> 열(1)~(4)는 공시불이행 유형($UNFULFIL$), 열(5)~(8)은 공시반복 유형($OVERTURN$), 열(9)~(12)는 공시변경 유형($CHANGE$)을 종속변수로 이용한 결과이다.

〈Table 7〉 The Association between Accounting Comparability and Probability of Designation as Unfaithful Disclosure Firm for Various Reasons (Additional)

Variable	Pred. Sign	Dependent Variable : UNFULFIL (Probit)				OVERTURN (Probit)				CHANGE (Probit)			
		COMP :				COMPIND :				COMPIND :			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
COMP	±	-0.029*** (-2.88)	-0.047*** (-2.44)	-0.028*** (-3.15)	-0.047*** (-2.67)	-0.034*** (-2.15)	-0.030 (-1.32)	-0.034** (-2.46)	-0.033* (-1.68)	-0.010 (-0.31)	0.003 (0.06)	-0.014 (-0.50)	0.002 (0.06)
lnSIZE	-	0.070*** (2.71)	0.133*** (2.49)	0.071*** (2.72)	0.135*** (2.53)	-0.123*** (-2.76)	-0.206*** (-2.78)	-0.121*** (-2.73)	-0.202*** (-2.75)	0.069 (0.76)	0.073 (0.60)	0.071 (0.78)	0.074 (0.60)
lnBM	+	0.023*** (2.06)	0.023 (0.92)	0.023 (2.04)	0.023 (0.93)	-0.030 (-1.89)	-0.074** (-2.28)	-0.030* (-1.90)	-0.075** (-2.29)	-0.009 (-0.34)	-0.040 (-0.88)	-0.008 (-0.34)	-0.040 (-0.88)
LEV	+	-0.173 (-0.74)	-0.694 (-1.46)	-0.164 (-0.70)	-0.666 (-1.40)	0.108 (0.30)	0.108 (0.43)	0.116 (0.33)	-0.233 (-0.40)	-0.799 (-1.19)	-1.097 (-1.07)	-0.798 (-1.19)	-1.098 (-1.07)
ROA	-	-1.406*** (-4.26)	0.477 (0.95)	-1.366*** (-4.11)	0.537 (1.06)	-1.062** (-2.50)	1.205* (1.88)	-1.015** (-2.39)	1.248* (1.94)	-1.180 (-1.54)	-0.479 (-0.51)	-1.139 (-1.49)	-0.478 (-0.51)
SPVISE	+	0.224 (1.35)	0.082 (0.30)	0.222 (1.34)	0.082 (0.30)	0.398** (2.08)	0.282 (1.06)	0.391** (2.06)	0.270 (1.02)	0.227 (0.68)	0.072 (0.16)	0.222 (0.66)	0.072 (0.16)
BIG4	-	-0.157 (-1.57)	-0.194 (-1.07)	-0.156 (-1.56)	-0.190 (-1.04)	0.001 (0.01)	-0.045 (-0.20)	0.001 (0.01)	-0.039 (-0.17)	0.075 (0.29)	0.152 (0.37)	0.075 (0.29)	0.151 (0.36)
SPEAUDIT	-	-0.183 (-0.39)	-0.029 (-0.03)	-0.193 (-0.40)	-0.063 (-0.07)	-0.568 (-0.90)	-0.056 (-0.05)	-0.569 (-0.90)	-0.080 (-0.07)	-2.087** (-2.14)	-3.282* (-1.87)	-2.084** (-2.13)	-3.280* (-1.86)
RATING	+	0.077*** (2.82)	0.044 (0.72)	0.073 (2.69)	0.036 (0.59)	0.086** (2.04)	0.124 (1.58)	0.082* (1.93)	0.118 (1.51)	0.083 (1.10)	0.007 (0.06)	0.081 (1.06)	0.007 (0.06)
PMDA	+	0.426* (1.67)	0.253 (0.55)	0.418 (1.64)	0.226 (0.49)	0.642* (1.90)	0.417 (0.72)	0.634* (1.88)	0.407 (0.71)	1.717*** (2.60)	0.975 (1.22)	1.707*** (2.60)	0.976 (1.22)
Constant	±	-4.340*** (-6.26)	-3.512** (-2.42)	-4.254*** (-6.21)	-3.427** (-2.38)	-0.958 (-0.84)	2.409 (1.34)	-0.940 (-0.84)	2.376 (1.35)	-4.659* (-1.89)	-2.983 (-0.87)	-4.688* (-1.89)	-2.989 (-0.87)
ΣYearDummy		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
ΣIndutDummy		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Matching		No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Observations		14,139	686	14,139	686	13,234	642	13,234	642	5,079	293	5,079	293
pseudo-R ²		0.091	0.051	0.092	0.052	0.154	0.123	0.155	0.123	0.113	0.092	0.114	0.092

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z - statistics are reported in parentheses.

비교가능성의 경우 열(1), 열(2), 열(5), 열(6), 열(9), 열(10)은 *COMPIND*를, 열(3), 열(4), 열(7), 열(8), 열(11), 열(12)는 *COMPINDMD*를 이용한 결과이다. 각각의 결과에서 열(1), 열(3), 열(5), 열(7), 열(9), 열(11)은 전체표본을 이용한 결과, 열(2), 열(4), 열(6), 열(8), 열(10)은 대응표본을 이용한 결과이다.

비교가능성과 공시불이행 여부 간의 관계를 분석한 열(1)~(4) 모두에서 비교가능성(*COMP*)과 불성실공시지정 여부(*UNFAITH*) 간 5% 또는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 확인하였다. 비교가능성과 공시변복 여부 간의 관계를 분석한 열(5)~(8)를 살펴보면, 대응표본 기준 *COMPIND*를 이용한 열(6)을 제외하고는 비교가능성(*COMP*)과 불성실공시지정 여부(*UNFAITH*) 간 10% 또는 5% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 확인하였다. 비교가능성과 공시변경 여부(*CHANGE*) 간의 관계를 분석한 열(9)~(12)에서는 유의한 관계를 확인할 수 없었다. 이상의 결과를 종합해보면, 재무제표 비교가능성과 불성실공시 지정 확률 간 음(-)의 관련성을 지지하는 본 연구의 가설 1에 대한 검증결과는 공시불이행 또는 공시변복 유형에 의해 관찰된 것으로 보인다. 다만, 전체 불성실공시 건수에서 공시변경이 차지하는 비중이 2.58%(=9/349)에 불과하므로 해당 결과를 일반화하여 재무제표 비교가능성과 공시변경 간 유의한 관련성이 없는 것으로 해석하는 것에는 주의가 필요로 한다.

나. 미래 불성실공시 지정 확률과 재무제표 비교가능성 간 관련성

다수의 선행연구에서는 불성실공시로 인해 낮아진 회계 정보품질이 자본시장에 부정적인 영향을 미침을 실증하였다(이아영 등 2008 ; 이용석 등 2014 ; 이진환과 박진우 2015). 따라서 사전적으로 불성실공시 여부를 예측·설명할 수 있는 회계 정보의 질적 특성을 파악하는 것은 투자자 및 재무제표 정보이용자에게 유용한 연구주제일 것이다. 본 연구에서는 비교가능성과 불성실공시법인 지정 확률 간 시차를 고려한 추가분석을 통하여 재무제표의 보강적 질적 특성 중 하나인 비교가능성이 미래 불성실공시 여부와도 관련성이 있는지를 조사하였다.

<표 8>의 열(1)~(2), 열(3)~(4), 열(5)~(6), 열(7)~(8)은 각각 1년 후부터 4년 후까지의 불성실공시법인 지정 확률을 종속변수로 한 회귀분석 결과를 나타낸다. 분석결과 당기의 기업 간 비교가능성 수준은 미래 2년까지 불성실공시지정 확률과 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 3년 후의 불성실공시지정 확률과는 대응표본인 열(6)에서만 5% 수준에서 유의한 음(-)의 관련성이 관찰되었다. 4년 후의 불성실공시지정 확률과는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 관련성을 확인할 수 없었다.

<Table 8> The Association between Accounting Comparability and Future Designation
Probability of Unfaithful Corporate Disclosure

$$\text{Model : } UNFAITH_{t+1 \sim t+4} = \beta_0 + \beta_1 COMPIND_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIGA_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ + \beta_{10} |PMDA|_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t$$

	Pred. Sign	Dependent Variable : $UNFAITH_{t+1 \sim t+4}$							
		$t+1$		$t+2$		$t+3$		$t+4$	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$COMPIND_t$	±	-0.027** (-2.45)	-0.116*** (-3.51)	-0.026** (-2.47)	-0.073* (-1.74)	-0.018 (-1.54)	-0.130** (-1.98)	-0.012 (-1.02)	-0.005 (-0.10)
Constant	±	-3.306*** (-4.85)	-3.719 (-1.49)	-2.289*** (-3.31)	5.733* (1.70)	-1.969** (-2.45)	18.548*** (2.94)	-1.896** (-2.22)	2.443 (0.89)
Controls		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$\Sigma YearDum$		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$\Sigma InduDum$		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Matching		No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Observations		12,253	449	10,834	237	9,552	143	8,360	209
pseudo-R ²		0.073	0.217	0.077	0.236	0.064	0.374	0.054	0.186

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

다. IFRS 전후 비교

원칙 중심의 국제회계기준 도입 이후 기업 간 재무제표의 비교가능성은 상대적으로 낮아진 것으로 알려져 있다(이호영 등 2012 ; 유용근 등 2013). 이는 경영자의 공시 유인에 측면에서 두 가지 상황적 가능성을 제시한다. 첫째, 국제회계기준하에서는 각 기업이 처한 상황을 반영하는 회계처리가 가능하므로 정보이용자에게 기업 고유의 목적적합한 정보를 제공하게 되면서, 기업 간 비교가능성이 감소할 수 있다. 둘째, 사적 이익을 추구하는 경영자가 원칙 중심의 회계처리 기준을 악용하면서 회계 정보의 신뢰성이 훼손되어 비교가능성이 악화될 가능성이 있다. 만약 후자의 확률이 더 높다면, 기회주의적인 경영자는 의도적으로 비교가능성을 낮게 선택함으로써 투명하지 않은 공시 유인을 충족시킬 가능성이 있다. 즉, 국제회계기준 도입 이후로 비교가능성과 불성실공시 간 음(-)의 관련성은 더 강하게 나타날 것이다.

<표 9>의 열(1)~(2)는 불성실공시 확률($UNFAITH$), 열(3)~(4)는 불성실공시 부과벌점($\sqrt{PENALTY}$), 열(5)~(6)은 불성실공시 적발 기간($DESIGDIST$)을 종속변수로 이용한 결과이

다. 17) 국제회계기준의 도입 이후 비교가능성에 대한 증분 효과($COMP \times POST$)를 살펴보면, 불성실공시 확률($UNFAITH$) 및 불성실공시 부과벌점($\sqrt{PENALTY}$)에 대하여 1% 수준에서 더 강한 음(-)의 관련성을 확인할 수 있다. 이는 국제회계기준 도입 이후 경영자의 기회주의적인 공시 유인이 재량적인 회계 선택과 밀접한 관련성이 있을 가능성을 의미한다.

<Table 9> The Association between Accounting Comparability and Unfaithful Corporate Disclosure depending on the IFRS Adoption

Model : $UNFAITH_t = \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 POST_t + \beta_3 COMP_t \times POST_t + \beta_4 \ln SIZE_t + \beta_5 \ln BM_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 SPVISE_t + \beta_9 BIG4_t + \beta_{10} SPEAUDIT_t + \beta_{11} RATING_t + \beta_{12} PMDA _t + \Sigma INDU + \epsilon_t$							
Dependent Variable :							
Variable	Pred. Sign	$UNFAITH$ (Probit)		$\sqrt{PENALTY}$ (Tobit)		$DESIGDIST$ (Tobit)	
		$COMP :$					
		IND	$INDMD$	IND	$INDMD$	IND	$INDMD$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$COMP$	±	-0.019** (-2.11)	-0.017* (-1.88)	0.051 (1.04)	0.013 (0.25)	-0.139*** (-2.63)	-0.108** (-2.15)
$POST$	±	0.040 (0.41)	0.047 (0.55)	-1.576*** (-2.83)	-1.053** (-2.10)	2.470*** (4.53)	2.235*** (4.65)
$COMP \times POST$	±	-0.049*** (-3.05)	-0.048*** (-3.25)	-0.446*** (-5.33)	-0.378*** (-4.89)	-0.011 (-0.16)	-0.027 (-0.41)
Constant	±	-2.962*** (-4.30)	-2.947*** (-4.30)	-7.393* (-1.76)	-7.849* (-1.88)	-12.666*** (-4.49)	-12.437*** (-4.35)
Controls		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$\Sigma InduDummy$		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations		11,984	11,984	11,984	11,984	310	310
pseudo- R^2		0.107	0.108	0.101	0.101	0.124	0.121

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

17) 초기 도입 효과에 따른 결과의 편의 가능성을 배제하기 위하여 2009년 및 2010년 표본(각각 1,045 기업-연, 1,110 기업-연)은 분석대상에서 제외하였다.

V. 강건성 분석

1. 재무제표 비교가능성의 다른 대용치

본 절에서는 앞서 제시한 주요 실증결과의 강건성을 확보하기 위해 비교 가능 기업군에 대한 가정을 좀 더 엄격하게 제한하여 재무제표 비교가능성의 다른 대용치 *COMP10*과 *COMP4*를 이용한 추가분석을 수행한다. *COMP10*은 산업 내 기업 *i*와 동일한 경제적 사건에 대한 회계 정보 인식 체계가 비슷한 순위로 상위 10개 기업의 비교가능성 측정치에 대한 평균값을 의미하고, *COMP4*는 상위 4개 기업의 비교가능성 측정치에 대한 평균값을 의미한다. 관련 결과는 <표 10>에 제시한다.

<표 10> 열(1)과 열(2)는 *COMP10*을 이용한 결과이고, 열(3)과 열(4)는 *COMP4*를 이용한 결과이다. 각각의 결과에서 열(1)과 열(3)은 전체표본을 이용한 결과, 열(2)와 열(4)는 대응표본을 이용한 결과이다.

<Table 10> Robustness Test with Alternative Measures for Accounting Comparability : The Association between Accounting Comparability and Probability of Designation as Unfaithful Disclosure Firm

Model : $UNFAITH_t = \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIGA_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t + \beta_{10} PMDA _t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t$					
Dependent Variable : <i>UNFAITH</i> (Probit)					
Variable	Pred. Sign	<i>COMP</i> :		<i>COMP4</i>	
		<i>COMP10</i>		<i>COMP4</i>	
		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>COMP</i>	±	-0.024** (-2.04)	-0.062** (-2.22)	-0.027* (-1.84)	-0.075** (-2.15)
Constant	±	-3.083*** (-4.74)	-1.315 (-0.96)	-3.053*** (-4.70)	-1.237 (-0.90)
Controls		Yes	Yes	Yes	Yes
ΣYearDummy		Yes	Yes	Yes	Yes
ΣInduDummy		Yes	Yes	Yes	Yes
Matching		No	Yes	No	Yes
Observations		14,139	679	14,139	679
pseudo-R ²		0.101	0.043	0.101	0.042

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

열(1)~(4) 모두에서 비교가능성(*COMP*)과 불성실공시지정 여부(*UNFAITH*) 간 5% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 확인하였다. 기업특성이 유사한 대응표본에 해당하는 열(2)와 열(4)의 계수값을 기준으로 한계효과를 재추정한 경제적 의미를 해석하면, *COMP10* 및 *COMP4*가 한 단위 증가할 경우 불성실공시지정확률($\text{Prob.}[UNFAITH=1]$)은 각각 2.46%, 3.00% 감소하는 것으로 나타났다(5% 유의수준). 이는 산업 전체 기준 비교가능성 측정치(*COMPIND*, *COMPINDMD*)를 이용하였을 때 관찰된 한계효과 2.05%, 2.17%보다 영향력이 더 크게 나타난 결과로, 소수 그룹을 기준으로 비교가능성이 큰 기업일수록 불성실공시 행위에 대한 재무제표 비교가능성의 억제 효과가 더 강하게 나타날 수 있음을 시사한다.

2. 생략변수 문제 및 역인과관계와 관련한 내생성의 통제

불성실공시와 관련된 상당수의 선행연구는 주로 불성실공시를 관심변수로 활용하여 불성실공시와 기업 재무보고품질과의 관계(박상수 등 2008 ; 손성규 등 2010) 내지는 불성실공시와 자본시장반응과의 관련성(이아영 등 2008 ; 이용석 등 2014 ; 이진희와 박진우 2015)을 검증하고 있다. 반면, 본 연구에서는 불성실공시 관련 변수를 종속변수로 활용하여, 재무제표 비교가능성이 경영자의 불성실공시 행위를 억제하고 불성실공시 행위를 보다 신속하게 적발해 낼 수 있는 영향요인인지를 검증하고 있다는 점에서 선행연구와 차별점이 있다. 한편, 이와 같은 검증을 수행하면서, 본 연구에서는 모형의 적절성을 담보하고자 불성실공시 여부를 종속변수로 활용한 김유찬 등(2010)을 참조하여 연구모형을 설계하였다.¹⁸⁾ 또한, 불성실공시와 관련성이 있는 것으로 알려진 감사품질, 신용위험, 재무보고품질과 관련한 통제변수들도 추가로 고려하였다. 그런데도, 불성실공시의 결정요인과 관련한 선행연구가 충분히 이루어지지 않은 현실을 고려하면 본 연구에서 설계한 모형에 잠재적인 생략변수 문제(omitted variable issues)가 존재할 가능성이 있다. 이로 인한 내생성을 통제하기 위하여 Inverse Mills Ratio(*IMR*)를 통제하는 2단계 회귀분석을 수행한다. 구체적으로 식(12)의 Probit 회귀분석을 통해 불성실공시법인 지정 확률을 추정하고, 선행연구에서 알려지지 않은 불성실공시 지정 관련 영향요인에 대한 *IMR*을 산출한다(Heckman 1979). 그다음으로 이를 가설 1, 가설 2, 가설 3을 검증하는데 이용한 식(6), 식(7), 식(8)에 각각 추가하여 식(13), 식(14), 식(15)를 설정한다.

$$\begin{aligned}
 UNFAITH_t = & \beta_0 + \beta_1 \ln SIZE_t + \beta_2 \ln BM_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 AUDOPN_t \\
 & + \beta_6 LARGEOWN_t + \beta_7 SOPTION_t + \beta_8 RATING_t \\
 & + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t
 \end{aligned} \tag{12}$$

18) 김유찬 등 (2010)은 불성실공시를 종속변수로 활용하여, 재무적 발생액으로 대응한 재무보고품질이 불성실공시 지정 확률에 양(+)의 상관관계가 있음을 실증하였다.

AUDOPN = 감사의견이 적정이면 1, 아니면 0 ;
LARGEOWN = 대주주지분율 ;
SOPTION = 임원주식기준보상 부여 기업의 경우 1, 아니면 0 ; .
 기타 변수의 정의는 식(6) 하단 혹은 <표 2> 주석을 참조

$$\begin{aligned} UNFAITH_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \beta_{11} IMR_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \sqrt{PENALTY_t} = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \beta_{11} IMR_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} DESIGDIST_t = & \beta_0 + \beta_1 COMP_t + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t \\ & + \beta_6 SPVISE_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t \\ & + \beta_{10} |PMDA|_t + \beta_{11} IMR_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

IMR=불성실공시법인 지정 확률의 Inverse Mills Ratio (Heckman 1979) ;
 기타 변수의 정의는 식(6) 하단 혹은 <표 2> 주석을 참조.

<표 11> [Panel A]에서는 불성실공시법인 지정 확률에 대한 추정 결과를, [Panel B]에서는 *IMR*을 통제한 2단계 회귀분석 결과를 제시한다. [Panel A]의 추정 결과를 살펴보면, 불성실공시 확률과 관련성이 있는 것으로 알려진 수익성(*ROA*), 감사의견 적정 여부(*AUDOPN*), 대주주지분율(*LARGEOWN*), 임원주식보상부여 여부(*SOPTION*), 신용평점(*RATING*) 등이 선행연구와 일관된 방향으로 유의한 관련성을 보인다(이아영 등 2008 ; 김유찬 등 2010 ; 손성규 등 2012 ; Han et al. 2014). 이를 통해 추출한 *IMR*을 이용하여 선행연구에서 불성실공시 관련 요인으로 알려지지 않은 영향력을 통제한 상태에서도 일관된 결과가 나타나는지 수행한 검증결과는 [Panel B]에서 제시한다. [Panel B]의 결과를 살펴보면, 가설 1에 대한 강건성 분석을 수행한 열(1)~(4), 가설 2에 대한 강건성 분석을 수행한 열(5)~(8), 가설 3에 대한 강건성 분석을 수행한 열(9)~(10)의 모든 전체표본 및 대응표본 기준에서 본 연구의 주요 실증결과와 일관된 결과를 확인하였다.

$$\begin{aligned} UNFAITH_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 predCOMP_t (= \gamma_0 + \gamma_1 COMP_{t-1} + \gamma_k CONTROLS) \\ & + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 SPVISE_t \\ & + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t + \beta_{10} |PMDA|_t \\ & + \beta_{11} IMR_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned}\sqrt{PENALTY_{t+1}} = & \beta_0 + \beta_1 predCOMP_t (= \gamma_0 + \gamma_1 COMP_{t-1} + \gamma_k CONTROLS) \\ & + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 SPVISE_t \\ & + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t + \beta_{10} |PMDA|_t \\ & + \beta_{11} IMR_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t\end{aligned}\quad (17)$$

$$\begin{aligned}DESIGDIST_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 predCOMP_t (= \gamma_0 + \gamma_1 COMP_{t-1} + \gamma_k CONTROLS) \\ & + \beta_2 \ln SIZE_t + \beta_3 \ln BM_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 SPVISE_t \\ & + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 SPEAUDIT_t + \beta_9 RATING_t + \beta_{10} |PMDA|_t \\ & + \beta_{11} IMR_t + \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t\end{aligned}\quad (18)$$

추가로 본 연구에서는 불성실공시 여부와 재무제표 비교가능성 간 동시성(simultaneity) 혹은 역인과관계(reverse-causality) 가능성으로 인한 내생적 상관관계의 존재 가능성을 통제하고자 전기 변수를 당기 변수의 도구변수로 이용하여 본 연구의 가설 1, 가설 2, 가설 3에 대한 2단계 회귀분석을 수행한다(Newey 1987). 구체적으로 식(16), 식(17), 식(18)과 같이 관심변수인 비교가능성 측정치의 경우 전기 재무제표 비교가능성 측정치를 당기 재무제표 비교가능성 측정치의 도구변수로 이용하여 당기의 불성실공시 여부가 당기 재무제표 비교가능성의 감소에 미칠 수 있는 영향을 배제하고, 종속변수인 불성실공시 여부는 t+1기 변수를 이용하여, 최종적으로 전기의 비교가능성으로 예측한 당기 비교가능성 측정치가 차기 불성실공시와 어떠한 관련성이 있는지를 검증하도록 선후 관계를 명확하게 설정하였다(Caramanis and Lennox 2008). 이때, 결과의 강건성을 위하여 식(12)에서 추출한 *IMR* 역시 추가적인 통제변수로 포함하였다. 불성실공시와 비교가능성 간 동시성 혹은 역인과관계로 인한 내생적 상관관계가 앞서 제시한 본 연구의 주요 실증결과에 유의하게 영향을 미치지 않았다면 인과관계를 고려한 모형에서도 β_1 은 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. [Panel C]에 제시한 관련 분석결과를 살펴보면, 가설 1에 대한 강건성 분석을 수행한 열(1)~(4), 가설 2에 대한 강건성 분석을 수행한 열(5)~(8), 가설 3에 대한 강건성 분석을 수행한 열(9)~(10)의 모든 전체표본 및 대응표본 기준에서 본 연구의 주요 실증결과와 일관된 결과를 확인할 수 있다.

이상의 <표 11>에 대한 결과를 종합해보면, 잠재적인 생략변수 문제, 역인과관계 등으로 인한 내생성의 위험이 통계적으로 존재하나 이를 통제한 결과도 이전의 주요 실증결과와 유사하여 본 연구 결과의 강건성이 확인된다.

〈Table 11〉 Robustness Tests to Control the Selection Bias and Reverse Causality

[Panel A] The Estimation of Probability of Designation as Unfaithful Disclosure Firm

Model : $UNFAITH_t = \beta_0 + \beta_1 \ln SIZE_t + \beta_2 \ln BM_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 AUDOPN_t$ $+ \beta_6 LARGEOWN_t + \beta_7 SOPION_t + \beta_8 RATING_t$ $+ \Sigma YEAR + \Sigma INDU + \epsilon_t$			
Variable	Pred. Sign	Dependent Variable : $UNFAITH$ (Probit)	
		Coef.	z-stat
$\ln SIZE$	—	−0.007	(−0.30)
$\ln BM$	+	0.010	(1.00)
LEV	+	−0.189	(−0.90)
ROA	—	−1.637***	(−6.47)
$AUDOPN$	—	−1.038***	(−3.09)
$LARGEOWN$	—	−0.622***	(−3.90)
$SOPION$	—	−0.139**	(−2.12)
$RATING$	+	0.106***	(4.15)
Constant	±	−0.978	(−1.45)
$\Sigma YearDummy$		Yes	
$\Sigma InduDummy$		Yes	
Observations		14,139	
pseudo-R ²		0.100	

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

[Panel B] Using IMR to Control the Selection Bias : The Association between Accounting Comparability and Current Unfaithful Disclosure

		Dependent Variable :					
		$UNFAITH$ (Probit)		$\sqrt{PENALTY}$ (Tobit)		$DESIGDIST$ (Tobit)	
		$COMP :$					
		IND	$INDMD$	IND	$INDMD$	IND	$INDMD$
	Pred. Sign	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$COMP$	±	−0.025** (−2.55)	−0.025*** (−2.88)	−0.136** (−2.49)	−0.129*** (−2.65)	−0.083** (−2.07)	−0.071** (−2.01)
IMR	±	−1.032*** (−4.03)	−1.022*** (−3.98)	−5.708*** (−4.61)	−5.668*** (−4.56)	−2.989*** (−3.64)	−2.938*** (−3.63)

〈Table 11〉 Robustness Tests to Control the Selection Bias and Reverse Causality (continued)

[Panel B] Using IMR to Control the Selection Bias : The Association between Accounting Comparability and Current Unfaithful Disclosure

Pred. Sign	Dependent Variable :					
	<i>UNFAITH</i> (Probit)		$\sqrt{PENALTY}$ (Tobit)		<i>DESIGDIST</i> (Tobit)	
	<i>COMP</i> :					
	<i>IND</i>	<i>INDMD</i>	<i>IND</i>	<i>INDMD</i>	<i>IND</i>	<i>INDMD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Σ YearDum	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Σ InduDum	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14,139	14,139	14,139	14,139	349	349
pseudo- R^2	0.109	0.109	0.101	0.101	0.162	0.161

[Panel C] Lead and Lag-instrumented Regression with IMR to Control the Reverse Causality : The Association between Accounting Comparability and Future Unfaithful Disclosure

		Dependent Variable at year t+1 :					
		$UNFAITH_{t+1}$ (Probit)		$\sqrt{PENALTY_{t+1}}$ (Tobit)		$DESIGDIST_{t+1}$ (Tobit)	
Pred. Sign		$predCOMP_t$ (instrumented with $COMP$ at year t-1) :					
		IND	$INDMD$	IND	$INDMD$	IND	$INDMD$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$predCOMP_t$	$\pm$	-0.033** (-1.98)	-0.030** (-2.07)	-0.190** (-2.24)	-0.167** (-2.31)	-0.169** (-2.01)	-0.138** (-2.12)
IMR_t	$\pm$	-1.085*** (-3.30)	-1.078*** (-3.27)	-5.685*** (-3.40)	-5.660*** (-3.37)	-0.554 (-0.60)	-0.559 (-0.61)
Controls		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$\Sigma YearDum$		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$\Sigma InduDum$		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations		10,607	10,607	10,607	10,607	233	233
Chi ²		197.82	201.63	239.67	243.51	205.03	206.70

1) See <Table 2> for variable definitions.

2) *, **, *** indicate significance at 10 percent, 5 percent, and 1 percent levels, respectively.

3) Standard errors are corrected for clustering at the firm level and z-statistics are reported in parentheses.

VI. 결 론

본 연구에서는 동종 산업 내 다른 기업들과의 재무제표 비교가능성이 불성실공시법인 지정 확률, 불성실공시 수준 및 불성실공시의 적발 기간과 어떠한 관련성이 있는지를 조사하였다. 불성실공시는 경영자의 도덕적 해이나 기회주의적 행위로 인해 대리인비용이 유발되는 상황에서 나타날 가능성이 크다. 이때, 비교 가능한 재무정보가 공시될수록 정보이용자들의 정보해석 능력이 향상되고 효과적인 모니터링이 가능해짐에 따라 경영자의 기회주의적인 공시 위반행위에 대한 적발 확률이 높아질 것이다. 따라서 사적 이익을 추구하는 경영자는 비교가능성을 감소시키는 회계 선택을 통해 불성실공시에 대한 자신의 유인을 충족시킬 가능성이 있다. 이 경우 기업 간 비교가능성과 불성실공시 간에는 음(-)의 관련성이 나타날 것이다.

2002년부터 2015년까지 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 14,139개의 기업-연도를 대상으로 실증분석을 수행한 결과, 기업 간 재무제표의 비교가능성은 불성실공시의 발생확률, 불성실공시의 규모, 불성실공시의 적발 기간과 모두 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 표본 선택 편향의 가능성을 고려하여 불성실공시 지정 기업과 유사한 비지정 기업을 대응표본(686개 기업-년도)으로 이용한 실증분석 결과에서도 동일하게 나타났다. 특히 불성실공시에 대한 비교가능성의 한계효과를 살펴본 결과, 산업 내 재무제표의 비교가능성이 한 단위 증가할수록, 불성실공시의 발생확률은 1.92%, 불성실공시의 규모는 2.89%, 불성실공시의 적발 기간은 8.50% 감소하는 것으로 나타났다. 이는 재무제표 비교가능성의 증가가 경영자의 기회주의적인 공시 위반 유인과 음(-)의 관련성을 가질 뿐만 아니라, 공시 위반행위가 발생하였을 때, 시장의 감시기능이 효과적으로 작동하여 정보의 왜곡 여부를 보다 적시에 드러나게 하는 데에도 큰 효과가 있음을 시사한다. 기업 간 재무제표의 비교가능성은 미래 불성실공시법인 지정 확률에 대하여 2~3년간 유의한 예측력이 있으며, 국제회계기준의 도입으로 기업 간 비교가능성에 영향을 미치는 회계 선택의 자율성이 늘어난 이후 이러한 결과가 더 강하게 나타남을 확인하였다. 상기한 본 연구의 실증분석 결과는 잠재적인 불성실공시의 결정요인과 관련한 생략변수 문제 및 역인과관계 가능성 등이 결과에 미칠 수 있는 내생성을 통제한 후에도 강건성이 유지되었다.

본 연구는 재무제표의 보강적 질적 특성 중 하나인 비교가능성이 불성실공시 행위를 유의하게 예측할 수 있는 설명요인임을 밝히고 있다는 점에서 선행연구와 차별점을 갖는다. 나아가 기업 간 재무제표의 비교가능성이 작을수록 경영자의 도덕적 해이와 기회주의적 유인으로 인해 공시품질이 저하되는 현상이 강하게 나타나는 실증분석 결과를 바탕으로, 회계 선택에 대한 자율성이 늘어난 국제회계기준하에서 사적 이익을 추구하는 경영자가 이를 악용할 가능성이 있음을 환기한다는 점에서 시사점을 제시한다. 그런데도, 본 연구 결과의 해석에는 상당한 주의를 요구한다. 첫째, De Franco et al. (2011)의 비교가능성 측정치는 영업환경이 특수한 기업들이 고유

의 회계처리를 함으로써 비교가능성이 낮아진 경우를 구분해내지 못할 가능성이 있다. 둘째, 내생성을 통제하기 위하여 다양한 강건성 분석을 수행하고 있으나 재무제표 비교가능성과 불성실 공시 모두 경영자의 선택에 따른 결과라는 측면에서 둘 간의 음(-)의 관련성에 영향을 미치는 제3의 설명요인이 존재할 가능성이 있다. 이러한 한계점은 후속연구의 필요성을 제기하는 부분이기도 하다.

참고문헌

- 강민정 · 이명건 · 이호영. 2013. “회계정보의 비교가능성이 재무분석가 이익예측 및 회계정보 가치관련성에 미치는 영향에 대한 연구”. 회계학연구 제38권 제1호 : 281-320.
- 기은선. 2014. “재무제표의 비교가능성이 특수관계자 거래와 조세회피의 관계에 미치는 영향”. 세무학연구 제31권 제3호 : 177-211.
- 김유찬 · 황국재 · 이선용. 2010. “재량적 발생액과 불성실공시의 실증적 관계”. 회계저널 제19권 제1호 : 173-201.
- 김응길 · 김진배 · 이건 · 한승수. 2015. “재무제표의 비교가능성과 상대적 성과평가”. 회계학연구 제40권 제1호 : 153-192.
- 김재갑. 2017. “재무정보의 비교가능성이 기업의 자기자본비용에 미치는 영향”. 고려대학교 대학원 학위논문.
- 박상수 · 전성빈 · 이아영. 2008. “부실공시기업의 이익정보 유용성에 관한 연구”. 회계연구 제13권 제1호 : 303-327.
- 손성규 · 김성환 · 정기위. 2010. “수시공시와 정기공시의 관계에 대한 연구 : 불성실공시와 전기 오류수정을 중심으로”. 회계저널 19(4) : 1-36.
- 손성규 · 오윤숙 · 채수준. 2012. “불성실공시지정 및 부과벌점이 내부회계관리제도 검토의견과 감사의견에 미치는 영향”. 회계학연구 제37권 제1호 : 1-40.
- 유용근 · 문보영 · 최은실. 2013. “영업이익 산정방식에 따른 영업이익의 가치관련성 비교”. 회계저널 제22권 제2호 : 1-21.
- 이명곤 · 장석진 · 박희진. 2012. “불성실공시가 감사시간과 감사보수에 미치는 영향”. 회계저널 제21권 제6호 : 1-13.
- 이상호 · 최승욱. 2017. “회계 보수성이 미래 주가폭락위험에 미치는 영향 : 재무제표 비교가능성과 정보불균형의 효과를 중심으로”, 경영학연구 제46권 제2호 : 561-594.
- 이아영 · 전성빈 · 박상수. 2008. “불성실공시가 타인자본비용에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제1호 : 127-158.
- 이용석 · 박희진 · 이세철. 2014. “불성실공시법인 지정 및 벌점부과에 대한 주가반응”. 경영학연구 제43권 제2호 : 387-413.
- 이종구 · 김태진 · 권기현. 2009. “사교육비 지출 패턴과 경감정책의 효과분석”. 한국교육 36(2) : 189-221.
- 이진훤 · 박진우. 2015. “불성실공시 기업의 재무투명성과 투자자유형별 거래행태”. 한국증권학회지 제44권 제5호 : 887-911.
- 이호영 · 강민정 · 장금주 · 이홍섭. 2012. “국제회계기준 도입으로 인한 재무정보의 비교가능성 실태분석”. 회계저널 제21권 제3호 : 307-342.
- 장석진 · 이세철 · 인창열. 2016. “불성실공시와 감사보고시차”. 회계세무와 감사연구 제58권 제

4호 : 1-30.

- 주윤창 · 배진철 · 고재민. 2015. “재무제표 비교가능성이 경영자 이익 예측정확도에 미치는 영향”. 회계연구 제20권 제6호 : 135-172.
- 최승욱. 2016. “재무제표 비교가능성이 기업의 투자효율성에 미치는 영향”. 회계저널 제25권 제5호 : 209-241.
- 최재은 · 최정운 · 배길수. 2013. “불성실공시지정의 효과”. 회계학연구 제38권 제3호 : 199-230.
- Ashbaugh, H., Collins, D. W., and LaFond, R. 2004. “Corporate governance and the cost of equity capital”. *Emory, University of Iowa*. Retrieved on January, 26, 2006.
- Bloomfield, R. J. 2002. “The incomplete revelation hypothesis and financial reporting”. *Accounting Horizons*, 16(3) : 233-243.
- Byun, H. Y., Kwak, S. K., and Hwang, L. S. 2008. “The implied cost of equity capital and corporate governance practices”. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 37(1) : 139-184.
- Caramanis, C., and Lennox, C. 2008. “Audit effort and earnings management”. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1) : 116-138.
- Chen, C-W., D.W. Collins, T.D. Kravet, and R. Mergenthaler Jr. 2016. “Financial statement comparability and the efficiency of acquisition decisions”. Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=2169082>
- De Franco G., S.P. Kothari, and S. Verdi. 2011. “The benefits of financial statement comparability”. *Journal of Accounting Research*, 29(4) : 895-931.
- Diamond, D.W, and Verrecchia. R.E,. 1991. “Disclosure, Liquidity and the Cost of Capital”. *The Journal of Finance*, 46(4) : 1325-1359.
- Fang, W., M. Maffett, and B. Zhang. 2015. “Foreign institutional ownership and the global convergence of financial reporting practices”. *Journal of Accounting Research*, 53(3) : 593-631.
- Francis, J., M.L. Pinnuck, and O. Watanabe. 2014. “Auditor style and financial statement comparability”. *The Accounting Review*, 89(2) : 205-633.
- Greene, W., 2012. “Econometric Analysis(7th edition)”. *Pearson Education*.
- Han, S. H., Kim, M., Lee, D. H., and Lee, S. 2014. “Information asymmetry, corporate governance, and shareholder wealth : Evidence from unfaithful disclosures of Korean listed firms”. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 43(5) : 690-720.
- Heckman, J. 1979. “Sample Selection Bias as a Specification Error”. *Econometrica*, 47(1) : 153-161.

- Hirshleifer, D., and Teoh, S. H. 2003. "Limited attention, information disclosure, and financial reporting". *Journal of Accounting and Economics*, 36(1) : 337–386.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure". *Journal of Financial Economics*, 3(4) : 305–360.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., and Wasley, C. E. 2005. "Performance matched discretionary accrual measures". *Journal of Accounting and Economics*, 39(1) : 163–197.
- Kothari, S. P., Ramanna, K., and Skinner, D. J. 2010. "Implications for GAAP from an analysis of positive research in accounting". *Journal of Accounting and Economics*, 50(2) : 246–286.
- Kothari, S. P., S. Shu and P. D. Wysocki. 2009. "Do managers withhold bad news?". *Journal of Accounting Research*, 47(1) : 241–276.
- Newey, W. K. 1987. "Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables". *Journal of Econometrics*, 36 : 231–250.
- McDonald, J. F., Moffitt, R. A. 1980. "The uses of Tobit analysis". *The Review of Economics and Statistics* : 318–321.
- Schipper, K. 1989. "Commentary on earnings management". *Accounting Horizons*, 3(4) : 91–102.
- Shane, P., D.B. Smith, and S. Zhang. 2014. "Financial statement comparability and valuation of seasoned equity offerings". Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=2372965>
- Tobin, J. 1958. "Estimation of relationships for limited dependent variables". *Econometrica : journal of the Econometric Society* : 24–36.
- Verrecchia, R. E. 1983. "Discretionary disclosure". *Journal of Accounting and Economics*, 5 : 179–194.
- Verrecchia, R. E. 2001. "Essays on disclosure". *Journal of Accounting and Economics*, 32(1) : 97–180.

The Association between Accounting Comparability and Unfaithful Disclosure Firm

Sang Ho Lee* · Bo Young Moon** · Ji Yeon Ryu***

〈Abstract〉

Unfaithful disclosure causes decline in accounting information credibility and transparency, which eventually have a negative effect on capital market. Therefore, it is important to identify accounting information determinants that could predict and explain the possibility of unfaithful disclosure. This research intends to find whether financial statement comparability, which is one of qualitative accounting information attribute, is associated with unfaithful disclosure designation. Financial statement comparability is known to reduce information asymmetry between managers and information users, thus increases investor protection. In addition, unfaithful disclosure designation indicates poor disclosure quality which will lead to greater information asymmetry. However, unfaithful disclosure designation could be caused by simple mistake, uncertainty of corporate environment or qualitative aspect of misreporting that can not be reported in monetary units in financial statements. In other words, it is not too obvious to expect a negative association between financial statement comparability and unfaithful disclosure even for firms with high financial statement comparability or low information asymmetry.

This study uses the sample consisted of 14,139 firm-year observations from 2002 to 2014. First, we find a significant and negative association between financial statement comparability and unfaithful disclosure designation. Second, financial statement comparability is negatively correlated to the level of frequency and severity of misreporting. Third, the duration until detection tends to be shorter for firms with high financial statement comparability. Our results remain robust after considering various endogeneity concerns. Overall, this study find that financial statement comparability among firms could provide useful predictive information when managers have intention to behave opportunistic and could be utilized to protect investors.

〈Key words〉 Unfaithful Disclosure, Accounting Comparability

* Ph. D. Student, Korea University Business School, sangholy@korea.ac.kr, First Author

** Assistant Professor, School of Business Administration, Dankook University, bymoon@dankook.ac.kr, Corresponding Author

*** Ph. D. Student, Korea University Business School, jiyeonryu@korea.ac.kr, Co-author