

이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향*

김용식(주저자, 교신저자)

한성대학교 경영학부 부교수
(jacob@hansung.ac.kr)

박상훈(공저자)

한성대학교 경영학부 박사
(pnicholas@hanmail.net)

본 연구는 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 분석하였다. 비교가능성 측정치는 De Franco et al.(2011)의 측정방법에 따라 산출하여 사용하였다. 이익유연화는 Tucker and Zarowin(2006)의 측정방법과 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)에 따라 재량적 발생액을 산출하여 사용하였다.

본 연구의 분석결과를 통해서 이익유연화 수준이 높을수록, 그리고 이익유연화할 가능성이 높은 그룹에서 재무제표 비교가능성이 증가한다는 것을 확인하였다. 경영자가 이익유연화를 통해서 미래 이익에 대한 더 많은 정보를 시장에 전달하여 경영자와 이해관계자간의 정보비대칭을 완화하고 투자자들이 부담하는 정보위험을 낮춤으로써 재무제표 비교가능성을 증가시킨다는 것을 의미한다.

추가분석에 따른 결과는 다음과 같다. 첫째, 이익유연화를 위한 이익조정은 비교가능성을 추가적으로 증가한다는 것을 확인하였다. 이익유연화 역시 이익조정의 한 형태이지만 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 다른 효과, 즉 재무제표 비교가능성을 향상시킨다는 것을 의미한다. 둘째, 변수들간의 관계에 대한 내생성을 통제하기 위해 변화변수를 사용하여 모형을 만들어 추가분석하였고, 이익유연화가 증가할수록 비교가능성이 증가하는 것을 확인함으로써 본 연구의 결과를 강건하게 한다.

본 연구를 통해서 이익유연화가 재무제표 비교가능성을 증가시킨다는 결과를 제시하였고, 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화를 위한 이익조정이 재무제표 비교가능성에 서로 다른 영향을 미친다는 것을 확인함으로써 Sohn(2016)의 연구를 확장하였다.

주제어: 재무제표 비교가능성, 이익유연화, 이익조정, 재량적 발생액

1. 서론

본 연구는 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 확인하고자 한다. Sohn(2016)은 재무제표 비교가능성이 경영자의 이익조정을 통제하는 메커니즘이라고 하였다. 본 연구는 여기서 더 나아가 경영자의 이익유연화를 위한 이익조정이 재무제표 비교가능성을 증가시키는지 여부를 확인하고자 한다.

Schipper(1989)는 '경영자가 사적 이익을 얻을 목적으로 외부 재무보고 과정에 의도적으로 개입하는 것'이라고 이익조정을 정의하였다. 경영자가 이익조정을 행하는 이유는 다양하다. 부채계약위반을 회피하기 위해서 이익조정을 한다는 연구들이 있다(Watts and Zimmerman 1986, DeFond and Jiambalvo 1994). 또한 법인세 절감을 목적으로 이익조정을 한다는 연구들도 있다(Scholes, Wilson, & Wolfson 1992, Guenther 1994, Maydew

1997, 백원선·최관 1999). 이 뿐만 아니라 경영자가 자신의 사적 이익을 얻을 목적으로 가지고 행하는 이익조정은 경영자 보상을 극대화할 목적으로 이익조정을 하는 것이다(Healy 1985, Guidry, Leone, & Rock 1999).

한편, 이익유연화가설은 경영자의 보너스가설과는 다른 형태의 이익조정을 보여준다. Gaver, Gaver, & Austin(1995)은 경영자가 보너스의 하한보다 이익이 낮은 경우 이익을 증가시키는 이익조정을 한다는 결과를 제시하면서 이익유연화가설을 지지하였다. Holthausen, Larcker, & Sloan(1995)도 마찬가지로 Healy(1985)와 같이 보너스의 하한보다 이익이 낮은 경우 이익을 감소시키는 이익조정을 발견하지 못함으로써 이익유연화가설에 좀 더 가까운 결과를 제시하였다.

이익유연화 역시 이익조정 의 한 형태이다(Fudenberg and Tirole 1995, DeFond and Park 1997, Leuz, Nanda, & Wysocki 2003). 그러나 경영자의 기회주의적 이익조정과 이익유연화에 대해서 시장의 평가는 매우 다르다. Sloan(1996)은 경영자의 기회주의적 발생행목은 낮은 이익지속성을 가지며 미래이익 공시일에 음(-)의 초과이익률의 원인이 된다고 주장하였다. 또한 김권중 외(2004)는 재량적 발생액과 주가수익률간에 유의한 음(-)의 관계를 확인함으로써 경영자가 기회주의적 이익조정을 행할수록 시장은 주가를 부정적으로 평가한다고 주장하였다.

반면에 Subramanyam(1996)은 이익유연화가 시장에서 주가를 더 잘 평가하는 원인이 되고, 이익유연화가 이익지속성과 이익예측가능성을 향상시킨다고 하였다. 이익유연화 수준이 높은 기업일수록 주

가가 더 높고(송인만·이용호 1997), 주가수익률이 더 높으며(Tucker and Zarowin 2006), 자본비용이 낮다(Li and Richie 2016). 시장에서 이익유연화를 긍정적으로 평가하는 이유는 이익유연화 수준이 높은 기업일수록 투자자들은 기업의 정보위험을 낮게 평가하기 때문이다(Tucker and Zarowin 2006, Li and Richie 2016).¹⁾

De Franco, Kothari, & Verdi(2011)이 재무제표 비교가능성에 대한 측정치를 고안함으로써 이후에 비교가능성 연구가 활발히 진행되고 있다. 비교가능성이 높을수록 재무분석가의 이익예측정확성이 증가하고(De Franco et al. 2011, 윤선주·고재민 2014), 가치관련성이 증가한다(강민정 외 2013). 자본시장에서도 재무제표 비교가능성을 평가하여 의사결정에 반영한다. Chen, Collins, Kravet, & Mergenthaler(2018)은 비교가능성이 높을수록 M&A 시장에서 더 수익성 있는 인수결정을 하고, Shane, Smith, & Zhang(2014)은 비교가능성이 높을수록 유상증자시에 주가를 더 적정하게 평가한다고 하였다. 타인자본시장의 경우 Kim, Kraft, & Ryan(2013)과 Fang, Li, Xin, & Zhang(2016)은 비교가능성이 높을수록 더 낮은 타인자본비용을 부담한다고 하였다. Kim et al.(2013)이 비교가능성이 높을수록 타인자본시장 참여자들의 불확실성과 신용위험에 따른 비용을 감소시켜준다고 주장한 것처럼, 비교가능성이 높을수록 경영자와 이해관계자 간의 정보비대칭이 완화되고 정보위험이 낮아진다는 것을 의미한다.

Sohn(2016)과 Yang, Su, Zhou, & Li(2016)는 기업간 비교가능성이 높을수록 재량적 발생액을

1) 익명의 심사자에게서 이익유연화가 이익변동성이 작더라도 기회주의적 이익조정에 해당할 수 있다고 지적하였다. 따라서 본 연구에서 '이익유연화'와 '기회주의적 이익조정'을 구분하는 기준은 각각 '이익평준화를 고려한 이익조정'과 '이익변동성이 큰 이익조정'으로 볼 수 있다.

이용한 이익조정이 감소한다는 연구결과를 제시하였다. Sohn(2016)은 재무제표 비교가능성을 경영자의 이익조정을 감소시키는 메커니즘으로 보았다. 따라서 비교가능성이 경영자의 기회주의적 이익조정을 적절하게 통제한다고 주장하였다. 그러나 Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)의 연구에서 경영자의 기회주의적 이익조정만을 고려하고 이익유연화를 위한 이익조정은 고려하지 않았다. 기존 연구를 통해서 알 수 있듯이 자본시장에서는 이익유연화를 경영자의 기회주의적 이익조정과는 다르게 평가하고 있다.

본 연구는 Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)의 연구를 확장하여 이익조정을 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화로 구분하여 이익유연화를 위한 이익조정이 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 살펴보았다. 위에 언급한 것처럼 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화는 그 원인뿐만 아니라 시장에서의 반응이 매우 다르기 때문에 비교가능성에 미치는 영향도 다를 것으로 예상된다.

본 연구의 분석결과를 통해서 이익유연화 수준이 높을수록 재무제표 비교가능성은 증가하였다. 또한 재량적 발생액을 이용하여 구분한 이익유연화 그룹의 재무제표 비교가능성이 높다는 것을 확인하였다. 추가분석을 통해서 이익유연화와 재량적 발생액 상호작용효과가 클수록 즉, 이익유연화를 위한 이익조정을 할수록 재무제표 비교가능성이 더 증가한다는 것을 확인하였다. 변수들간의 관계에 대한 내생성을 통제하기 위해 변화변수를 사용하여 모형을 만들어 분석하였고, 이익유연화가 증가할수록 그리고 재량적 발생액 절대값이 감소할수록 비교가능성이 증가하는 것을 확인함으로써 본 연구의 결과를 강건하게 하였다. 마지막으로 Kothari, Leone, & Wasley (2005)에 의한 성과조정 수정 Jones 모형에 따라

산출한 재량적 발생액과 Leuz et al.(2003)에 의한 이익유연화를 이용하여 비교가능성에 미치는 영향을 분석하였으며, 전반적으로 본 연구결과와 유사한 결과를 확인하였다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 이익유연화는 재무제표 비교가능성을 증가시킨다는 결과를 제시하였다. Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)은 단순히 이익조정을 경영자의 기회주의 행태로 인한 결과로 가정하고 이익조정과 재무제표 비교가능성간에 음(-)의 관계를 제시하였다. 본 연구는 기존 연구에 따라서 이익조정에 대한 목적을 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화로 구분하였고, 이익유연화를 위한 이익조정은 비교가능성에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 즉, 이익조정의 목적에 따라서 비교가능성에 서로 다른 영향을 미칠 수 있다는 결과를 새롭게 확인하였다. 이러한 연구결과를 통해서 이익의 질을 다양하게 분리해서 이익의 질과 비교가능성간의 관계를 다차원적으로 분석할 필요가 있다. 경영자가 어떠한 목적으로 이익조정을 하는지에 따라서 비교가능성에 서로 다른 영향을 줄 것으로 예상하고 이익유연화가 비교가능성에 미치는 영향을 처음으로 분석하였다는 점이 본 연구의 가장 큰 공헌점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장은 재무제표 비교가능성과 이익유연화 등 이익조정 관련 이론적 배경을 기술하고 이를 토대로 가설을 도출하며, 제3장은 연구의 방법을 소개하고 자료수집 방법과 표본 선정 과정을 설명한다. 제4장에서는 실증분석을 통한 연구결과를 제시하고, 제5장에서는 연구결과를 통한 결론 및 시사점을 기술한다.

II. 이론적 배경과 가설 도출

2.1 비교가능성 관련 선행연구

비교가능성 관련 선행연구 중에서 본 연구와 관련성이 높은 이익조정과 비교가능성간의 관계를 분석한 Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)의 연구가 있다.²⁾ Sohn(2016)은 De Franco et al.(2011)의 측정방법을 이용하여 비교가능성이 발생액 이익조정과 실제활동 이익조정에 미치는 영향을 살펴보았다. 연구결과를 통해서 비교가능성이 높을수록 발생액 이익조정은 감소하지만 오히려 실제활동을 이용한 이익조정은 증가한다는 결과를 제시하였다. 그는 재무제표의 비교가능성을 높이기 위해서 경영자의 기회주의적 이익조정을 통제하고 관리한다고 주장하였다. 물론 그에 따른 실제활동 이익조정 증가와 같은 역효과도 발생할 가능성이 존재한다고 하였다.

Yang et al.(2016)은 중국 상장기업을 대상으로 발생액 이익조정과 실제활동 이익조정이 이익-영업 현금흐름간 비교가능성³⁾에 미치는 영향을 살펴보았다. 연구결과를 통해서 Sohn(2015)의 연구와 마찬가지로 발생액 이익조정은 비교가능성과 음(-)의 관계를, 실제활동 이익조정은 비교가능성과 양(+)의 관계를 확인하였다. 또한 그들은 중국에서만 공시되

는 연간 보고서 패치(report patch)⁴⁾가 이익조정과 비교가능성간의 관계에 추가적인 영향을 미치는지 살펴보았으며 이익조정이나 오류 등을 수정한 연간 보고서 패치는 비교가능성을 향상시킨다고 하였다.

이익-주가간 관계로부터 재무제표 비교가능성 측정치를 처음으로 제시한 De Franco et al.(2011)은 재무제표 비교가능성이 증가할수록 재무분석가 수가 많고, 재무분석가의 이익예측정확성은 증가하며 이익예측분산은 감소한다는 결과를 제시하였다. 강민정 외(2013)와 윤선주 · 고재민(2014)도 De Franco et al.(2011)과 유사한 결과를 제시하였다. 강민정 외(2013)는 비교가능성이 높을수록 가치관련성이 증가한다는 결과를 추가로 확인하였다.

IFRS 도입이 비교가능성을 증가시키는지 분석한 연구들은 다음과 같다. Yip and Young(2012)은 2005년에 IFRS를 의무적용한 EU 17개국을 대상으로 IFRS 의무도입이 재무제표 비교가능성을 증가시키는지 여부를 살펴보았다. 연구결과를 통해서 IFRS 도입 이후에 비교가능성이 증가한다는 결과를 제시하였다. Barth, Landsman, Lang, & Williams(2012)는 가치관련성 비교가능성⁵⁾ 측정치를 이용하여 IFRS 도입 이후에 산출된 회계정보와 US GAAP으로 산출된 회계정보간의 비교가능성이 증가한다는 결과를 제시하였다. 한편, Barth, Landsman, Lang, & Williams(2018)는 IFRS

2) Sohn(2016)은 이익조정 변수를 종속변수로 비교가능성 변수를 설명변수로 사용하였고, Yang et al.(2016)은 이익조정 변수를 설명변수로 비교가능성 변수를 종속변수로 사용하였다. 이익의 질이 비교가능성에 영향을 미친다는 causality를 고려하면 Yang et al.(2016)이 타당하다고 판단되며, 본 연구도 Yang et al.(2016)의 방법을 따랐다.

3) Yang et al.(2016)은 Cascino and Gassen(2015)에 제시한 측정방법에 따라 이익과 영업현금흐름간의 관계로 비교가능성 대용치를 산출하였다. 그들은 연구의 한계점으로 De Franco et al.(2011) 측정방법을 사용하지 않았기 때문에 연구결과를 강형 효율적 자본시장에 일반화 할 수 없다고 언급하였다.

4) 보고서 패치는 중국에서만 공시되는 독특한 보고서이며, 원래의 보고서를 제작성 할 사유가 발생하였을 때 오류를 반영한 임시적인 보고서를 작성하여 공시함으로써 원래의 보고서를 보충하는데 이 임시적인 보고서를 "Report Patch"라고 한다(Yang et al. 2016).

5) Barth et al.(2012)은 주가모형, 주가수익률 모형, 영업현금흐름 모형을 이용하여 US GAAP와 IFRS가 유사하면 각 모형에 의해 산출된 값도 유사할 것(차이가 작을 것)으로 예측한 비교가능성 측정치를 사용하였다.

를 자발적으로 도입한 27개 국가의 기업들을 대상으로 도입 후에 이미 도입한 기업들과 가치관련성 비교가능성이 증가하지만, 도입하지 않은 기업과 가치관련성 비교가능성은 감소한다는 결과를 제시하였다. IFRS 도입 이후에 비교가능성이 증가하면서 자본시장 효익(유동성, 주식거래량 및 기업특성 정보)도 증가한다는 결과를 제시하였다. 광영민·백정한(2015)은 Barth et al.(2012)의 측정방법을 이용하여 K-IFRS 도입 이후에 건설업을 제외한 대부분의 국내 산업에서 가치관련성 비교가능성이 증가한다는 결과를 확인하였다.

반면에 Lang, Maffett, & Owens(2010), Haller and Wehrfritz(2013), 그리고 Cascino and Gassen(2015)은 IFRS 도입 이후에 국가간 비교가능성이 증가하지 않는다는 결과를 제시하였다. Haller and Wehrfritz(2013)은 IFRS 도입 이후에도 자국 회계기준을 따르는 관행이 남아있기 때문에 국가간 비교가능성이 증가하지 않는다고 주장하였다.

Francis, Pinnuck, & Watanabe(2014)는 미국 상장기업을 대상으로 Big 4 회계법인의 각자의 독특한 감사방식(audit style)에 따라서 회계이익의 비교가능성에 차이가 있는지 여부를 살펴보았다. 비교가능성은 비교대상기업 쌍의 총 발생액 차이의 절대값과 재량적 발생액 차이의 절대값으로 측정하였다. 연구결과를 통해서 비교대상기업 쌍이 동일한 Big 4 회계법인으로부터 감사를 받는 경우 회계이익 비교가능성이 더 높다는 결과를 제시하였다.⁶⁾ Kawada(2014)는 비교대상기업 쌍이 동일한 지역에 있는 동일한 Big 4 회계법인 사무실에서 감사를 받는 경우 회계이익 비교가능성이 더 높아진다는 결

과를 제시하였다. 김용식 외(2017)도 유가증권 상장기업을 대상으로 Francis et al.(2014) 측정방법에 따라 비교대상기업 쌍이 동일한 Big 4 회계법인으로부터 감사를 받는 경우 회계이익 비교가능성이 더 높고, K-IFRS 도입 이후에 회계이익 비교가능성이 더 증가한다는 결과를 추가적으로 제시하였다. 또한 최승욱·배길수(2016)는 동일한 감사파트너에게 감사를 받는 경우 비교가능성이 증가한다는 결과를 제시하였다.

자본시장에 비교가능성을 어떻게 평가하는지를 살펴본 연구는 다음과 같다. Chen et al.(2018)은 미국 M&A 시장에서 인수대상기업의 공시수익률, 인수 시너지, 미래 영업성과를 통해서 비교가능성이 높을수록 더 수익성 있는 인수결정을 한다는 결과를 제시하였다. Shane et al.(2014)은 미국 상장기업 중에서 유상증자 기업을 대상으로 비교가능성이 높을수록 상장주관사의 주가 저가책정이 덜 발생하고, 경영자의 주가 과대평가도 덜 발생한다는 결과를 제시하였다. 타인자본시장에서도 비교가능성은 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과가 제시되었다. Kim et al.(2013)은 비교가능성 측정치로 Moody's의 신용등급 책정을 위한 회계수치 조정금액의 변동성을 이용하여 비교가능성이 높을수록 채권의 bid-ask spread가 낮고, 신용 스프레드가 낮으며, 1년 대비 5년 신용부도스왑 비율이 낮다는 결과를 제시하였다. 그들은 회계정보에 대한 비교가능성이 높을수록 타인자본시장 참여자들의 불확실성과 신용위험에 따른 비용이 감소한다고 주장하였다. Fang et al.(2016)은 은행대출이 있는 미국 상장기업을 대상으로 재무제표 비교가능성과 이자 스프레드간에 음(-)의 관계

6) Francis et al.(2014)은 Non-big 4 회계법인에 대해서도 Big 4 회계법인과 같은 회계이익의 비교가능성을 높이는지 여부를 분석하였으며, 유의한 결과를 확인하지 못하였다. 내부적으로 투자를 더 많이 할 것으로 예상되는 mid-tier Non-big 4 회계법인만을 대상으로 한 분석에서도 유의한 결과를 확인하지 못하였다.

가 있다는 결과를 제시하였다. 그들은 회계정보에 대한 비교가능성이 높을수록 대출계약비용이 감소한다고 주장하였다.

2.2 이익유연화 등 이익조정 관련 선행연구

경영자 보상을 이용하여 이익조정의 원인을 설명하는 대표적인 연구가 Healy(1985)와 Gaver et al.(1995)의 연구이다. Healy(1985)는 경영자가 이익조정을 하는 이유를 자신의 보상을 극대화하기 위한 보너스가설을 주장하였다. 반면에 Gaver et al.(1995)은 경영자가 이익조정을 하는 이유를 기업의 이익을 평준화하기 위한 이익유연화가설을 주장하였다. Healy(1985)와 Gaver et al.(1995)이 경영자의 이익조정에 대해서 서로 다른 주장을 하는 이유는 보너스 상한보다 이익이 높은 경우 이익을 감소시키는 이익조정을 한다는 결과는 두 연구에서 일치하지만, 보너스 하한보다 이익이 낮은 경우 Healy(1985)는 이익을 감소시키는 이익조정을 하고, Gaver et al.(1995)은 이익을 증가시키는 이익조정을 한다고 주장하기 때문이다.

이익 중에서 발생항목을 시장이 어떻게 평가하는지에 대해서 Sloan(1996)과 Subramanyam(1996)의 연구결과가 분명한 차이를 보여준다. Sloan(1996)은 시장에서 주가가 이익을 구성하는 발생항목과 현금흐름 항목의 차이를 완전하게 구분하지 못하며 경영자가 재량권을 기회주의적으로 사용하기 때문에 발생항목이 낮은 이익지속성과 미래이익 공시일에 음(-)의 초과수익률의 원인이 된다고 주장하였다. Teoh, Wong, & Rao(1994), 최관·김문철(1997), 그리

고 김권중 외(2004)는 신규상장기업들이 상장 전·후에 유리한 발행가격을 위해서 상향의 이익조정을 하는 것을 발견하였다. 또한 김권중 외(2004)는 신규상장 연도뿐만 아니라 신규상장 다음 연도에도 재량적 발생액과 주가수익률간에 유의한 음(-)의 관계를 확인함으로써 신규상장 및 추가유지를 위한 기회주의적 이익조정을 행할수록 시장에서는 이를 추가에 부정적으로 반영한다고 주장하였다.

반면에 Subramanyam(1996)은 재량적 발생액, 특히 이익유연화가 시장에서 주가를 더 잘 평가하고, 이익유연화가 이익지속성과 이익예측가능성을 향상시킨다는 결과를 제시하면서 재량적 발생액이 경영자의 사적 정보를 시장에 전달하기 때문이라고 하였다. 송인만·이용호(1997)는 이익유연화와 주가간의 관계를 분석하여 이익유연화가 높을수록 주가가 높다는 결과를 제시하였다. 이익유연화 수준이 높은 기업일수록 투자자들은 해당기업의 정보위험을 낮게 평가하기 때문에 주식수익률이 더 높고(Tucker and Zarowin 2006), 자본비용이 낮다(Li and Richie 2016).

이익유연화는 이익조정 유형 중 하나이다(Fudenberg and Tirole 1995, DeFond and Park 1997, Leuz et al. 2003). Fudenberg and Tirole(1995)는 경영자가 이익유연화를 행하는 이유를 세 가지로 설명하였다. 첫째, 경영자는 기업을 경영하면서 비금전적인 혜택을 누리기 때문이다. 둘째, 낮은 경영성과로는 경영자가 직위유지하기 어렵기 때문이다. 셋째, 경영자는 성과평가에 있어서 미래성과보다는 현재성과에 더 비중을 두기 때문이다.⁷⁾ DeFond and Park(1997)는 경영자가 이익유연화를 하는 가장

7) Fudenberg and Tirole(1995)는 경영자의 성과를 평가하는데 미래성과보다 현재성과에 비중을 두는 근거로 'information decay (정보 부패 또는 정보 희석)'를 근거로 들었다. 즉, 현재의 높은 경영성과가 미래의 낮은 경영성과를 보상(대체)해 주지 않는다는 의미이다.

큰 이유를 자신의 '직위유지'라고 주장하였다. 그들은 현재의 낮은 경영성과와 미래의 높은 경영성과인 경우에 경영자는 이익을 증가시키는 이익조정을 하며, 현재의 높은 경영성과와 미래의 낮은 경영성과인 경우에 경영자는 이익을 감소시키는 이익조정을 한다는 결과를 제시하였다.⁸⁾ Leuz et al.(2003) 역시 이익유연화를 이익조정 의 한 형태로 판단하였는데 그러한 근거로 경영자는 미래의 이익을 현재로 끌어오거나 현재의 낮은 경영성과를 숨기기 위해서 현재의 비용을 미래로 이연시키기 위해서 이익유연화를 이용한다고 주장하였다. 따라서 경영자가 이익유연화를 자신의 직위유지 등 기회주의적으로 사용할 경우 이익정보에 대한 잡음(noise)이 될 것이다(Fudenberg and Tirole 1995, DeFond and Park 1997, Tucker and Zarowin 2006).

한편, Dhaliwal(1980)은 이익의 변동성이 클수록 부채계약 위반으로 인한 기술적인 채무불이행(technical default) 가능성이 높아진다고 하였다. Trueman and Titman(1988)과 최중서(1990)는 이익유연화 전략은 이익의 변동성을 감소시켜 이해관계자들이 기업의 파산가능성을 낮게 평가한다고 주장하였다. 문현주(2007)는 이익의 변동성과 이익조정간의 관계를 부채계약가설 관점에서 분석하였다. 연구결과를 통해서 이익의 변동성이 클수록 높은 이익조정 수준을 나타냈다. 이러한 현상은 부채비율과 상관없이 나타났으며, 타인자본의존도와 상관없이 이익변동성이 클수록 경영자는 기회주의적 이익조정을 더 많이 한다고 주장하였다.

위의 연구에서 보는 것처럼 이익조정을 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화를 구분

할 필요가 있다. 왜냐하면 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정은 경영자가 시장에 왜곡된 정보를 제공하는 것이고, 반면에 경영자가 이익유연화라는 매개를 통해서 투자자들에게 사적 정보를 제공하기 때문이다. 경영자의 기회주의적 이익조정은 왜곡된 정보로 인해서 재무분석가의 이익예측정확성을 낮추지만(임태균·정석우 2006), 이익유연화는 정보비대칭의 해소로 인해서 재무분석가의 이익예측정확성을 높인다는 결과(Beidleman 1973)는 이익조정을 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화로 구분할 필요가 있다는 본 연구의 주장을 뒷받침한다. 결국 이익조정을 통해서 이익의 변동성을 증가시키는 결과와 이익의 변동성을 최소화 시키는 결과가 야기될 수 있으며, 투자자들은 정보위험 또는 미래이익에 대한 정보력 측면에서 이익의 변동성이 낮은 결과를 가져오는 이익조정, 즉 이익유연화하는 기업을 선호한다는 것을 알 수 있다.

2.3 가설 도출

경영자가 이익유연화 전략을 선택하는 이유는 투자자들이 이익의 변동성이 낮은 기업에 대해서 정보위험을 낮게 평가하여 주가가 높고(송인만·이용호 1997), 주가수익률이 높으며(Tucker and Zarowin 2006), 부담하는 자본비용이 낮기 때문이다(Li and Richie 2016).

Subramanyam(1996)과 Tucker and Zarowin(2006)은 경영자가 이익유연화를 통해서 미래 이익에 대해서 더 많은 정보를 제공한다고 주장하였다. 이익유연화 기업일수록 이익지속성이 높다는 결

8) DeFond and Park(1997)는 자신의 이익유연화가설이 Healy(1985)의 경영자보너스가설과는 다르다고 하였다. Healy(1985)는 보너스 하한보다 이익의 낮은 경우 이익을 감소시키는 이익조정을 한다고 주장하였지만, DeFond and Park(1997)는 이러한 경우에도 미래 경영성과가 좋을 것으로 예상된다면 이익을 증가시키는 이익조정을 한다고 주장하기 때문이다.

과는 투자자들에게 정보위험에 대한 부담이 낮은 정보를 제공한다는 것을 의미한다. 이익유연화 기업일수록 재무분석가의 이익예측정확성이 높다는 결과(Beidleman 1973)를 통해서 이익유연화가 경영자의 사적 정보 전달의 매개임을 알 수 있다.

이익유연화 역시 이익조정 의 한 형태이다(Fudenberg and Tirole 1995, DeFond and Park 1997, Leuz et al. 2003). 그럼에도 불구하고 이익조정이 이익유연화를 위한 이익조정이라면 경영자의 사적 정보가 시장에 전달되면서 왜곡되었던 정보비대칭을 해소시켜줄 것이다. 이익조정 중에서도 이익유연화를 긍정적으로 평가하는 이유는 이익유연화가 경영자의 기회주의적 이익조정과 달리 경영자와 이해관계자간의 정보비대칭을 해소하고 시장참여자의 정보위험을 낮추기 때문이다(Tucker and Zarowin 2006, Li and Richie 2016).

서정우 외(2013)는 기업지배구조가 양호할수록 이익유연화 수준이 높다는 결과를 제시하였다. 경영자의 기회주의적 이익조정을 효과적으로 통제하는 기업일수록 이익유연화 수준이 높다는 것을 의미한다. 기업지배구조가 양호한 기업이 경영자의 기회주의적 이익조정을 적절히 통제하여 이익유연화를 통한 경영자의 사적 정보를 전달함으로써 재무분석가의 이익예측정확성을 높이고(Beidleman 1973), 정보위험을 낮춤으로써 자본비용을 낮춘다(Li and Richie 2016). 또한 재무분석가에게 비교가능성이 높은 회계정보가 제공된다면 분석대상 기업에 대한 분석능력을 향상시킴으로써 재무분석가의 이익예측정확성을 높이고(De Franco et al. 2011, 강민정 외 2013, 윤선주 · 고재민 2014), 시장참여자들의 불확실성

을 낮춤으로써 채권의 신용스프레드를 낮춘다(Kim et al. 2013, Fang et al. 2016). 따라서 재무분석가와 경영자간 정보비대칭을 해소시키고 시장참여자의 정보위험을 낮춘다는 측면에서 이익유연화 수준이 높은 기업이 제공한 재무제표는 이익유연화 수준이 낮은 기업의 재무제표보다 비교가능성이 높을 것으로 예상된다. 기업 간뿐만 아니라 기업 내에 기간 간에도 이익변동성이 큰 기업보다는 이익변동성이 낮은 기업에 대해서 시계열적으로 재무제표 비교가능성이 더 높을 것으로 예상된다.

가설: 이익유연화 수준이 높은 기업일수록 재무제표 비교가능성이 높을 것이다.

III. 연구 설계

3.1 연구 방법

이익조정이 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 확인하기 위해 다음 식(1)을 설정한다. 관심변수인 이익유연화($SMOOTH^{TZ}$)가 비교가능성을 증가시킬 것으로 예상되므로 양(+)의 유의한 회귀계수가 예상된다. 통제변수는 Francis et al.(2014)에서 사용한 모형을 이용하였으며, 그들의 비교가능성 측정치인 차이(difference)가 아니기 때문에 차이를 나타내는 통제변수를 제거하였다.⁹⁾ 모든 분석에서 기업별로 군집화(clustering)하여 수정된 표준오차를 반영한 OLS 회귀분석을 실시하였다.

9) Francis et al.(2014)은 A와 B 기업에 대한 비교가능성을 발생액의 차이(AccrualA-AccrualB)로 측정하였고 각 통제변수에서도 수준 값과 차이 값을 모두 사용하였다.

$$\begin{aligned}
 COMP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \times SMOOTH_{it}^{TZ} + \beta_2 \times SIZE_{it} \\
 & + \beta_3 \times LEV_{it} + \beta_4 \times MTB_{it} + \beta_5 \times ROA_{it} \\
 & + \beta_6 \times CFO_{it} + \beta_7 \times LOSSPROB_{it} \\
 & + \beta_8 \times STDSALES_{it} + \beta_9 \times STDCFO_{it} \\
 & + \beta_{10} \times STDGROW_{it} + \Sigma IND \\
 & + \Sigma YEAR + \epsilon_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

여기서,

COMP : De Franco et al.(2011)에 따른 재무제표 비교가능성 측정치

SMOOTH^{TZ} : Tucker and Zarowin(2006)에 따른 이익유연화 측정치

SIZE : 자연로그 총자산

LEV : 부채비율(총부채/총자산)

MTB : 순자산의 시장가 대비 장부가

ROA : 당기순이익/총자산

CFO : 영업현금흐름/총자산

LOSSPROB : 과거 16분기동안 순손실 확률

STD SALES : 과거 16분기동안 매출액의 표준편차

STD CFO : 과거 16분기동안 영업현금흐름의 표준편차

STD GROW : 과거 16분기동안 매출액 성장률의 표준편차

ΣIND : 산업별 더미

$\Sigma YEAR$: 연도 더미

ϵ : 오차항

비교가능성 대응치는 De Franco et al.(2011)의 재무제표 비교가능성(DKV) 측정방법을 이용한다.

우선 DKV 측정방법은 다음과 같다. 어떤 경제적 사건이 각 기업의 회계시스템을 거쳐 재무제표가 산출된다. 비교가능성이 높을수록 동일한 경제적 사건 하에서 유사한 재무제표가 산출된다. 개념적인 비교가능성을 구체적으로 측정하기 위해서 재무제표 성과에 대응치를 당기순이익으로 하고, 효율적 시장가설에 의해 경제적 사건의 종합적인 대응치를 주가수

익률로 사용하여 이를 구체적인 식으로 표현하면 식 (2)와 같다.

$$Earnings_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Return_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기서,

Earnings_{i,t} : *i* 기업의 *t*분기 당기순이익/기초 순자산 시가총액

Return_{i,t} : *i* 기업의 *t*분기 주가수익률

DKV에 따라 본 연구에서도 각 기업별로 16개 분기 자료를 사용한다. α_i 와 β_i 는 각 기업별로 추정되며, 비교대상기업 쌍의 회계시스템의 측정방법은 다음 식 (3)과 (4)와 같이 산출된 특정 기업(*i*)와 다른 기업(*j*)의 기대이익을 비교하는 것이다.

$$E(Earnings)_{iit} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{i,t} \quad (3)$$

$$E(Earnings)_{ijt} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{i,t} \quad (4)$$

여기서,

E(Earnings)_{iit} : *i* 기업의 *t*분기 주가수익률이 반영된 *i* 기업의 기대이익

E(Earnings)_{ijt} : *i* 기업의 *t*분기 주가수익률이 반영된 *j* 기업의 기대이익

특정 기업(*i*)의 수익률이 반영된 기업(*i*)와 기업(*j*)간의 기대이익을 비교하여 다음 식 (5)와 같이 비교가능성(*CompAcct_{ijt}*)을 측정한다.

$$\begin{aligned}
 CompAcct_{ijt} = & -1/16 \\
 & \times \sum_{t=15}^t |E(Earnings)_{iit} - E(Earnings)_{ijt}| \quad (5)
 \end{aligned}$$

여기서,

CompAcct_{ijt} : *i* 기업의 *t*분기 DKV에 따른 재무제표 비교가능성 측정치

재무제표의 비교가능성을 측정할 때 단순히 비교 대상기업 쌍의 기대이익의 차이만이 의미가 있기 때문에 절대값을 취한다. 또한 DKV에 따라 16분기 값을 평균함으로써 한 분기가 가지는 대표성의 한계를 줄인다. 비교대상기업 쌍의 회계시스템의 구조가 유사하다면 측정치의 값은 작게 나타날 것이다. 이렇게 계산된 값 중에서 i 기업의 상위 4개의 평균값과 상위 10개의 평균값, 그리고 i 기업의 동일 산업 내에서 중위수와 전체 평균값을 i 기업의 비교가능성 변수로 측정한다.¹⁰⁾

이익유연화는 수준과 그룹, 2가지 방법으로 측정한다. 이익유연화 수준은 이익의 변동성이 낮을수록 이익유연화를 하는 기업으로 간주한다. 반면에 이익유연화 그룹은 이익유연화 수준과 관계없이 이익유연화를 많이 할 것으로 예측되는 그룹을 정하는 것이다. 따라서 두 가지 방법이 상호보완적이다.

우선 이익유연화 수준에 대응치로 Tucker and Zarowin(2006)의 연구방법을 이용하였다. 당분기를 포함한 과거 16분기간 재량적 발생액의 변동(ΔDA)과 비재량적 순이익의 변동(ΔPNI) 간의 상관계수 ρ 값으로 음(-)의 값을 나타낼수록 이익유연화 수준이 높다는 것을 의미한다. 식 (6)을 통해 계산하며, 산출된 값이 낮을수록 이익유연화 수준이 높은 것을 의미하기 때문에 해석의 편리성을 위해서 음(-)을 곱한 값을 이익유연화($SMOOTH^{TZ}$)로 사용한다.

$$SMOOTH^{TZ,t} = (-) \times \rho(\Delta DA_{i,t}, \Delta PNI_{i,t}) \quad (6)$$

여기서,

- $\Delta DA_{i,t}$: i 기업의 t 분기 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)에 의한 재량적 발생액의 변동
- $\Delta PNI_{i,t}$: i 기업의 t 분기 NI - DA(당기순이익에서 재량적 발생액을 차감한 값)의 변동
- $SMOOTH_{i,t}^{TZ}$: i 기업의 t 분기를 포함한 과거 16분기 간 ΔDA 와 ΔPNI 의 상관계수에 (-)를 곱한 값

다음으로 이익유연화 그룹에 대한 대응치로 총자산순이익률이 양(+)이고 재량적 발생액이 음(-)이면 이익유연화 그룹으로 판단하였다.¹¹⁾ 재량적 발생액은 수정 Jones 모형(Dechow, Sloan, & Sweeney 1995)인 식 (7)을 통해 각 산업-연도별 회귀계수를 추정하여 개별기업의 재량적 발생액(DA)을 산출한다.

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \left(\alpha_0 + \hat{\alpha}_1 \times \frac{1}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \times \frac{\Delta S_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \times \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right) \quad (7)$$

여기서,

- $TA_{i,t}$: i 기업의 t 년도 성과대응 모형에 의한 총 발생액
- $\Delta S_{i,t}$: i 기업의 t 년도 매출 변동액
- $\Delta AR_{i,t}$: i 기업의 t 년도 매출채권 변동액
- $PPE_{i,t}$: i 기업의 t 년도 설비자산
- $A_{i,t-1}$: i 기업의 $t-1$ 년도 총자산

10) 상위 4개 평균값, 상위 10개 평균값, 그리고 동일 산업 내에서 중위수는 De Franco et al.(2011)이 사용한 방법이다. 여기에 본 연구는 동일 산업 내에서 전체 평균값을 추가하였다.

11) Healy(1985)와 Gaver et al.(1995)은 모두 보너스 상한보다 이익이 높은 경우에 이익을 감소하는 이익조정을 한다고 하였다. 또한 DeFond and Park(1997)은 현재의 높은 이익과 미래의 낮은 이익이 예상되는 경우 이익을 감소시키는 이익조정, 즉 이익유연화를 하는 동기라고 하였다. 우리나라에서는 경영자의 보너스 상한을 공시하지 않기 때문에 총자산순이익률이 양(+)이고 재량적 발생액이 음(-)인 경우 이익유연화 하는 그룹으로 가정하였다.

3.2 자료 수집과 표본 선정

분석대상기간은 2014년부터 2016년까지 유가증권상장기업을 대상으로 하였다. 비교대상 기간을 2014년부터 한정된 이유는 De Franco et al.(2011)의 비교가능성 변수를 산출하기 위해서는 기본적으로 4년간의 분기 재무자료가 필요하고, K-IFRS를 도입한 이후에 4년이 경과한 시점이 2014년이기 때문이다. 분석에 사용된 기업의 재무자료와 주가자료 등은 FN-GUIDE를 통해 수집하였다.

다음의 조건을 갖는 기업을 표본에서 제외하였다.

(1) 금융업에 속하는 기업

(2) 결산일이 12월 31일이 아닌 기업

(3) 자본잠식 및 관리종목 지정 기업

(4) 분석을 위한 자료가 부족한 기업

위에 기업을 제외한 최종 표본은 1,703기업-년도이다. 또 이상치가 회귀분석에 미치는 영향을 배제하기 위하여 분석 모형에 포함된 독립변수와 종속변수에서 상·하위 1%에 해당하는 표본의 값을 윈저화(winsorization) 방식으로 변환하였다. <표 1>의 Panel A는 표본 선정과정을 요약한 것이고, Panel B는 표본을 산업별로 분류한 것이다.

본 연구에서 재무제표 비교가능성의 추정방법은

<표 1> 표본선정

Panel A : 표본선정과정

2014~2016 유가증권상장기업	2,253
차감	
금융업에 속하는 기업	153
결산일이 12월 31일이 아닌 기업	186
자본잠식 및 관리종목 지정 기업	84
분석을 위한 자료가 부족한 기업	127
최종 표본	1,703

Panel B : 표본의 산업별 분류

산업	빈도	%
기계	71	4.17%
식품	98	5.75%
화학	266	15.62%
전기/전자	146	8.57%
철강/금속	152	8.93%
운수	123	7.22%
건설	66	3.88%
유통	267	15.68%
서비스	252	14.80%
기타	262	15.38%
최종 표본	1,703	100.00%

산업-연도별 횡단면적 접근 방법(cross-sectional approach)으로 추정하였다. 산업분류는 표준산업 분류(SITS) 중에서 중분류 기준을 이용하였다. 연도별로 관찰치의 수가 10개 미만인 산업들을 기타 산업으로 묶어 <표 1>의 Panel B와 같이 유가증권 상장기업을 10개의 산업 군으로 재분류하였다.

IV. 실증분석

4.1 기술통계량과 상관관계분석

4.1.1 기술통계량

<표 2>는 분석에 사용된 비교가능성, 이익조정

및 이익유연화 관련 변수 및 통제변수들의 기술통계량을 나타낸 것이다. 우선 비교가능성 변수를 살펴보면, 각 표본기업의 비교가능성 측정치의 중위수(*COMP_M*), 상위 4개의 평균값(*COMP_{AH4}*)과 상위 10개의 평균값(*COMP_{AH10}*), 그리고 전체 평균값(*COMP_{AA}*)의 평균은 각각 -0.031, -0.025, -0.007, 그리고 -0.011 이다. 2006년부터 2010년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 분석한 강민정 외(2013)의 연구에서 비교가능성 측정치의 중위수와 상위 4개의 평균값이 각각 -0.041과 -0.016으로 대체로 비슷한 수준이다.

주요 관심변수인 이익유연화(*SMOOTH^{TZ}*)와 재정적 발생액의 절대값(*ABS_{DA}*)과 변수를 살펴보면, *SMOOTH^{TZ}*의 평균이 -0.794 이다. Tucker and Zarowin(2006)의 연구에서 *SMOOTH^{TZ}*의 평균이 -0.709 으로 본 연구와 비슷한 수준임을 알 수 있다.

<표 2> 기술통계량 (N=1,703)

변수	평균	표준편차	최소값	중간값	최대값
<i>COMP_M</i>	-0.031	0.019	-0.126	-0.025	-0.013
<i>COMP_{AH4}</i>	-0.025	0.022	-0.132	-0.017	-0.007
<i>COMP_{AH10}</i>	-0.007	0.010	-0.060	-0.004	-0.001
<i>COMP_{AA}</i>	-0.011	0.014	-0.087	-0.006	-0.001
<i>SMOOTH^{TZ}</i>	-0.794	0.320	-0.998	-0.927	0.635
<i>ABS_{DA}</i>	0.043	0.045	0.000	0.029	0.328
<i>SIZE</i>	26.849	1.503	23.995	26.594	31.096
<i>LEV</i>	0.400	0.206	0.019	0.398	0.897
<i>MTB</i>	1.422	1.296	0.257	1.035	7.764
<i>ROA</i>	0.018	0.073	-0.349	0.025	0.182
<i>CFO</i>	0.050	0.070	-0.191	0.047	0.246
<i>LOSSPROB</i>	0.284	0.264	0.000	0.188	0.999
<i>STDSALES</i>	0.052	0.131	0.000	0.010	0.892
<i>STDCFO</i>	0.040	0.098	0.001	0.009	0.630
<i>STDGROW</i>	0.453	1.303	0.036	0.143	10.602

1) 변수의 조작적 정의 : <Appendix A> 참조

*ABSDA*의 평균이 0.043이다. 2001년부터 2004년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 분석한 문현주(2007)의 연구에서 수정 Jones 모형으로 산출한 재량적 발생액 절대값의 평균이 0.063으로 낮아진 수준이다.

4.1.2 상관관계분석

〈표 3〉은 비교가능성 변수와 이익유연화 및 재량적 발생액의 피어슨 상관관계 분석결과를 보여준다.

우선 비교가능성 변수들간의 상관관계 값이 모두 1에 가까운 값을 나타낸다는 것을 알 수 있다. 따라서 어떤 값을 사용하더라도 유사한 결과가 나올 것이 예상된다.

비교가능성 변수와 이익유연화간의 상관관계를 살펴보면, 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 나타낸다. 이것은 이익유연화 수준이 높을수록 비교가능성이 높을 것을 예상한 가설과 일치하는 결과이다. 비교가능성 변수와 재량적 발생액의 절대값의 상관관계를 살펴보면, 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 나타낸다. 이것은 이익조정 수준이 높을수록 비교가능성이 낮다는 것을 의미하며, Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)의 연구결과와 일치한다.

이익조정과 이익유연화간의 상관관계는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 나타냄으로써 이익의 변동성이 클수록 이익조정 수준이 높다는 문현주(2007) 연구결과와 일치하는 결과이다.

비교가능성 변수와 통제변수들간의 관계를 살펴보면, SIZE, ROA, 그리고 CFO는 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고, LEV와 LOSSPROB는 유의한 음(-)의 상관관계를 나타낸다. 기업규모가 클수록, 수익성과 영업현금흐름이 양호할수록 비교가능성이

증가하고, 부채비율이 높고 손실확률이 클수록 비교가능성이 감소한다는 것을 알 수 있다. 전반적으로 재무구조가 양호할수록 비교가능성이 높고, 재무구조가 부실할수록 비교가능성이 낮다는 것을 의미한다.

4.2 실증분석결과

4.2.1 TZ 이익유연화 수준을 이용한 분석결과

〈표 4〉는 이익유연화 수준이 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 표 안에서 Model 1은 비교가능성 측정치의 중위수(*COMP_M*)를 종속변수로, Model 2는 비교가능성 측정치의 상위 4개의 평균값(*COMP_{4HA}*)을 종속변수로, Model 3은 비교가능성 측정치의 상위 10개의 평균값(*COMP_{10HA}*)을 종속변수로, Model 4는 비교가능성 측정치의 전체 평균값(*COMP_{PAA}*)을 종속변수로 이용하여 분석한 결과이다.

분석결과를 살펴보면, 모든 Model에서 *SMOOTH^{TZ}*가 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호를 나타낸다. 이것은 이익유연화 수준이 높을수록 비교가능성이 증가한다고 예상한 가설 2를 지지하는 결과이다. 이익의 변동성이 낮을수록 비교가능성이 높다는 것을 의미하며, 이익변동성이 낮은 기업일수록 투자자들에게 정보위험에 대한 부담이 낮은 정보를 제공함으로써 비교가능성이 증가한다고 판단된다.

통제변수를 살펴보면, *SIZE*가 모든 Model에서 유의한 양(+)의 부호를 나타내었다. 이것은 기업규모가 클수록 비교가능성이 높다는 것을 의미하며, 기업규모가 클수록 발생액을 이용한 비교가능성이 높다는 Francis et al.(2014) 연구 결과와 일치한다. 기업규모가 클수록 외부의 감시가 커지기 때문에 (Watts and Zimmerman 1990) 이익조정에 제약

〈표 3〉 피어슨 상관관계 (N=1,703)

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) <i>COMP</i> M	1	0.911*** (0.000)	0.959*** (0.000)	0.982*** (0.000)	0.362*** (0.000)	-0.251*** (0.000)	0.159*** (0.000)	-0.398*** (0.000)	-0.033 (0.174)	0.502*** (0.000)	0.272*** (0.000)	-0.609*** (0.000)	0.033 (0.171)	0.030 (0.220)	0.042* (0.083)
(2) <i>COMP</i> AH		1	0.979*** (0.000)	0.897*** (0.000)	0.399*** (0.000)	-0.225*** (0.000)	0.122*** (0.000)	-0.391*** (0.000)	-0.014 (0.578)	0.449*** (0.000)	0.230*** (0.000)	-0.548*** (0.000)	0.022 (0.367)	0.028 (0.256)	0.012 (0.628)
(3) <i>COMP</i> AH10			1	0.944*** (0.000)	0.382*** (0.000)	-0.226*** (0.000)	0.118*** (0.000)	-0.406*** (0.000)	-0.016 (0.522)	0.464*** (0.000)	0.240*** (0.000)	-0.565*** (0.000)	0.022 (0.373)	0.017 (0.485)	0.018 (0.463)
(4) <i>COMP</i> AA				1	0.324*** (0.000)	-0.244*** (0.000)	0.147*** (0.000)	-0.377*** (0.000)	-0.011 (0.657)	0.460*** (0.000)	0.234*** (0.000)	-0.535*** (0.000)	0.028 (0.249)	0.022 (0.373)	0.064*** (0.009)
(5) <i>SMOOTH</i> ^{1/2}					1	-0.234*** (0.000)	0.066*** (0.007)	0.045* (0.066)	-0.156*** (0.000)	0.247*** (0.000)	0.195*** (0.000)	-0.360*** (0.000)	0.017 (0.472)	0.061** (0.012)	-0.212*** (0.000)
(6) <i>ABS</i> DA						1	-0.162*** (0.000)	0.123*** (0.000)	0.179*** (0.000)	-0.269*** (0.000)	-0.190*** (0.000)	0.203*** (0.000)	-0.038 (0.115)	-0.037 (0.127)	0.017 (0.492)
(7) <i>SIZE</i>							1	0.160*** (0.000)	-0.126*** (0.000)	0.170*** (0.000)	0.218*** (0.000)	-0.204*** (0.000)	0.662*** (0.000)	0.701*** (0.000)	-0.041* (0.094)
(8) <i>LEV</i>								1	0.041* (0.091)	-0.304*** (0.000)	-0.123*** (0.000)	0.375*** (0.000)	0.135*** (0.000)	0.151*** (0.000)	-0.183*** (0.000)
(9) <i>MTB</i>									1	-0.025 (0.296)	0.040* (0.099)	0.036 (0.143)	-0.071*** (0.003)	-0.086*** (0.000)	-0.007 (0.782)
(10) <i>ROA</i>										1	0.523*** (0.000)	-0.611*** (0.000)	0.054** (0.027)	0.041* (0.093)	-0.005 (0.834)
(11) <i>CFO</i>											1	-0.444*** (0.000)	0.118*** (0.000)	0.128*** (0.000)	-0.118*** (0.000)
(12) <i>LOSS</i> PROB												1	-0.029 (0.224)	-0.032 (0.187)	0.152*** (0.000)
(13) <i>STD</i> SALES													1	0.894*** (0.000)	-0.030 (0.223)
(14) <i>STD</i> CFO														1	-0.058** (0.017)
(15) <i>STD</i> GROW															1

1) 변수의 조작적 정의 : 〈Appendix A〉 참조
 2) 상관계수 값은 Pearson 상관관계를 통해 계산된 값이며, 괄호안의 수치는 양측검정에 대한 P값이다. (* : P < 0.1 ** : P < 0.05, *** : P < 0.01)

〈표 4〉 TZ 방법에 따른 이익유연화가 비교가능성에 미치는 영향

변수	Model 1: <i>COMP</i> M		Model 2: <i>COMP</i> AH4		Model 3: <i>COMP</i> AH10		Model 4: <i>COMP</i> AA	
	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value
<i>Constant</i>	-0.064	-4.06***	-0.028	-3.89***	-0.038	-3.66***	-0.067	-4.85***
<i>SMOOTH</i> ^{TZ}	0.018	5.09***	0.010	5.94***	0.013	5.40***	0.016	4.98***
<i>SIZE</i>	0.002	3.18***	0.001	2.83***	0.001	2.71***	0.002	3.50***
<i>LEV</i>	-0.018	-5.09***	-0.010	-6.23***	-0.014	-5.88***	-0.015	-4.78***
<i>MTB</i>	0.000	0.22	0.000	1.28	0.000	0.77	0.000	0.58
<i>ROA</i>	0.053	4.36***	0.021	3.88***	0.031	4.22***	0.047	4.28***
<i>CFO</i>	-0.016	-2.21**	-0.009	-2.85***	-0.012	-2.66***	-0.017	-2.60***
<i>LOSSPROB</i>	-0.027	-7.62***	-0.009	-6.21***	-0.014	-6.44***	-0.018	-5.63***
<i>STDSALES</i>	-0.008	-1.20	-0.006	-2.06**	-0.007	-1.55	-0.008	-1.28
<i>STDCFO</i>	0.006	0.65	0.006	1.55	0.007	1.14	0.004	0.45
<i>STDGROW</i>	0.001	3.11***	0.000	1.76*	0.001	1.82*	0.001	2.83***
<i>ΣIND</i>	Include		Include		Include		Include	
<i>ΣYEAR</i>	Include		Include		Include		Include	
<i>F-VALUE</i>	20.040***		16.540***		17.630***		24.150***	
<i>Adj. R²</i>	0.548		0.488		0.529		0.538	
<i>N</i>	1,703		1,703		1,703		1,703	

1) 변수의 조작적 정의 : 〈Appendix A〉 참조

2) ***는 1%, **는 5% *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

을 받고 신뢰성 있는 재무정보를 제공할 것이다. 또한 *LEV*와 *LOSSPROB*는 음(-)의 유의한 부호를 나타내고, *ROA*와 *STDGROW*는 양(+)의 유의한 부호를 보인다. 이것은 부채비율과 영업손실확률이 높을수록 비교가능성이 낮아지고, 성장률의 변동성이 높을수록 비교가능성이 증가한다는 것을 의미한다. 부채계약가설에 따라서 부채비율이 높을수록 경영자의 기회주의적 이익조정 가능성이 높기 때문에 (Watts and Zimmerman 1986, DeFond and Jiambalvo 1994) 비교가능성이 낮아질 것으로 판단된다. 또한 손실이 발생할수록 이익을 상향조정할 유인이 있기 때문에 (Kasznik 1999) 비교가능성이 낮아질 가능성이 있다. 단, 성장률의 변동성이 클수

록 발생액을 이용한 비교가능성은 낮아진다는 결과 (김용식 외 2017)와는 반대되는 결과이다. 일부 Model에서 *STDCFO*는 양(+)의 유의한 부호를 나타내고 *STDSALES*는 음(-)의 유의한 부호를 나타내지만 일관되지는 않는 결과를 보이고 있다. 한편, *MTB*는 통계적으로 유의하지 않는 결과는 보인다.

〈표 4〉의 결과를 종합해보면, 이익의 변동성이 높을수록 부채계약 위반으로 인한 기술적인 채무불이행 가능성이 높아지고 (Dhaliwal 1980). 경영자의 기회주의적 이익조정은 증가한다 (문현주 2007). 반면에 이익의 변동성이 낮을수록 투자자들은 기업의 파산가능성을 낮게 평가하고 (Trueman and Titman 1988, 최종서 1990), 정보위험을 낮게 평가한다

(Tucker and Zarowin 2006, Li and Richie 2016). 이익유연화 수준이 높은 기업일수록 주가수익률이 높고(Tucker and Zarowin 2006), 자본비용이 낮은 이유는(Li and Richie 2016) 이익유연화 수준이 높은 기업의 이익지속성과 이익예측가능성이 높기 때문이다(Subramanyam 1996). 따라서 이익유연화 수준이 높은 기업이 제공하는 재무정보가 투자자들에게 정보위험에 대한 부담을 낮춤으로써 비교가능성이 증가한다는 것을 알 수 있다.

4.2.2 이익유연화 그룹을 이용한 분석결과

〈표 5〉는 재량적 발생액을 이용한 이익유연화 그룹이 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 표 안에서 Model 1은 비교가능성 측정치의 중위수(*COMP_M*)를 종속변수로, Model 2는 비교가능성 측정치의 상위 4개의 평균값(*COMP_{4HA}*)을 종속변수로, Model 3은 비교가능성 측정치의 상위 10개의 평균값(*COMP_{10HA}*)을 종속변수로, Model 4는 비교가능성 측정치의 전체 평균값(*COMP_{AA}*)을 종속변수로 이용하여 분석한 결과이다.

양(+)의 ROA와 음(-)의 ROA를 구분하고 양(+)의 DA와 음(-)의 DA를 구분하여 각각을 match하여 4개의 그룹으로 구성하였다.¹²⁾ 총자산순이익률이 양(+)이고 재량적 발생액이 음(-)인 그룹((+)ROA,(-)DA)이 이익유연화할 가능성이 높은 그룹으로 판단되기 때문에 회귀계수가 양(+)으로 예측된다.

분석결과를 살펴보면, 예상과 동일하게 양(+)의 ROA와 음(-)의 DA 그룹인 (+)ROA,(-)DA가 모든 Model에서 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호를 나타냄으로써 다른 그룹과 달리 재무제표 비교가능성이 증가한다는 것을 확인하였다. 해당 그룹이 이익유연화 가능성이 가장 큰 그룹으로 판단되기 때문에 본 연구의 가설을 지지하는 결과이다. 반면에, 다른 그룹들의((-)ROA,(-)DA, (-)ROA,(+)DA, 그리고 (+)ROA,(+)DA) 회귀계수는 모두 음(-)의 부호를 나타낸다. 특히 경영자의 기회주의적 이익조정으로 예상되는 (+)ROA,(+)DA 그룹의 회귀계수는 모두 1% 수준에서 유의한 결과를 보임으로써 기회주의적 이익조정과 재무제표 비교가능성간에 음(-)의 관계가 있다는 Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)의 연구결과와 일치한다.

통제변수를 살펴보면, 대체적으로 〈Table 5〉의 결과와 일치한다.

〈표 5〉의 결과를 종합해보면, 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 달리 이익유연화가 주가를 더 잘 설명하는 이유는 이익유연화를 위한 재량적 발생액이 경영자의 사적 정보를 시장에 전달해 주기 때문이다(Subramanyam 1996). 이익유연화가 경영자의 사적 정보 전달을 위한 매개로 사용되어 정보 비대칭을 해소시켜줌으로써 재무분석가의 이익예측 정확성을 증가시킨다(Beidleman 1973). 재무제표 비교가능성이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측 정확성이 높다는 기존 연구결과(De Franco et al. 2011, 강민정 외 2013, 윤선주·고재민 2014)와

12) 경영자의 이익조정이 반영된 후의 ROA(즉, 원래의 값)를 기준으로 당기순이익과 당기순손실을 구분하였으며, Healy(1985)가 보너스 하한보다 이익이 낮은 경우에 이익을 감소시키는 이익조정을 한다는 주장(이익이 발생하더라도 하향의 이익조정을 할 가능성이 있으며, 이것은 이익유연화를 위한 이익조정으로 보기 어렵기 때문임)이 이러한 구분에 대한 타당성을 뒷받침한다. 이익조정을 반영하기 전의 ROA(즉, ROA-DA)를 기준으로 당기순이익과 당기순손실을 구분하여 추가분석하였다. (-)ROA,(-)DA, (-)ROA,(+)DA, 그리고 (+)ROA,(+)DA 회귀계수가 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 보였으나, 이익유연화로 추정되는 그룹인 (+)ROA,(-)DA 회귀계수만이 통계적으로 유의하지 않은 양(+) 또는 음(-)의 부호를 나타내었다. 통계적으로 유의하지는 않지만 다른 그룹에 비해서 이익조정 수준이 재무제표 비교가능성을 낮추지 않는다고 해석할 수 있다.

〈표 5〉 이익유연화 그룹이 비교가능성에 미치는 영향

변수	Model 1: <i>COMP</i> M		Model 2: <i>COMP</i> AH4		Model 3: <i>COMP</i> AH0		Model 4: <i>COMP</i> AA	
	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value
<i>Constant</i>	-0.032	-2.13**	-0.012	-1.63	-0.015	-1.51	-0.038	-2.91***
(-)ROA,(-)DA	-0.063	-1.74*	-0.036	-2.28**	-0.046	-2.02**	-0.054	-1.63
(-)ROA,(+)DA	-0.111	-2.14**	-0.040	-1.78*	-0.060	-1.82*	-0.104	-2.25**
(+)ROA,(-)DA	0.087	4.39***	0.034	3.71***	0.051	3.84***	0.079	4.42***
(+)ROA,(+)DA	-0.088	-3.66***	-0.033	-3.22***	-0.050	-3.35***	-0.083	-3.86***
<i>SIZE</i>	0.001	2.19**	0.000	1.63	0.001	1.57	0.001	2.48**
<i>LEV</i>	-0.013	-3.57***	-0.007	-4.43***	-0.010	-4.27***	-0.010	-3.29***
<i>MTB</i>	0.000	-0.27	0.000	0.51	0.000	0.14	0.000	0.10
<i>ROA</i>	0.068	2.54**	0.022	1.97**	0.037	2.24**	0.063	2.56**
<i>CFO</i>	-0.067	-3.55***	-0.026	-3.03***	-0.039	-3.10***	-0.065	-3.77***
<i>LOSSPROB</i>	-0.036	-10.75***	-0.014	-9.99***	-0.020	-9.99***	-0.025	-8.72***
<i>STD</i> SALES	-0.014	-1.67*	-0.009	-2.53**	-0.010	-2.08**	-0.012	-1.75*
<i>STD</i> CFO	0.019	1.76*	0.013	2.64***	0.016	2.27**	0.015	1.61
<i>STD</i> GROW	0.001	2.74***	0.000	1.35	0.000	1.45	0.001	2.44**
<i>Σ</i> IND	Include		Include		Include		Include	
<i>Σ</i> YEAR	Include		Include		Include		Include	
<i>F</i> -VALUE	17.550***		14.270***		15.430***		20.880***	
<i>Adj. R</i> ²	0.524		0.437		0.488		0.515	
<i>N</i>	1,703		1,703		1,703		1,703	

1) 변수의 조작적 정의 : 〈Appendix A〉 참조

2) ***는 1%, **는 5% *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

본 연구의 결과를 결합해 보면, 이익유연화 수준이 높은 기업은 경영자의 사적 정보 전달을 통해서 경영자와 이해관계자간의 정보비대칭을 해소시켜 주기 때문에 재무제표 비교가능성이 높고 재무분석가의 이익예측정확성이 높다는 결론에 도달한다.

4.3 추가분석

4.3.1 이익유연화와 재량적 발생액의 상호작용 분석

Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)은 재량적 발

생액을 이용한 이익조정을 많이 할수록 재무제표 비교가능성이 감소한다는 결과를 제시하였다. 하지만 본 연구의 결과는 이익유연화하는 기업일수록 비교가능성이 증가한다는 결과를 제시하였고, 이익유연화도 이익조정의 한 형태이다. 따라서 이익유연화를 하더라도 재량적 발생액을 이용한 이익조정 수준이 높으면 재무제표 비교가능성이 감소하는지, 아니면 이익조정이 이익유연화를 위한 것이라면 재무제표 비교가능성이 증가하는지 확인하기 위하여 이익유연화와 재량적 발생액을 이용한 이익조정의 상호작용 효과를 분석하였다.

〈표 6〉은 이익유연화와 재량적 발생액의 상호작용 효과가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 추가적으로 분석한 결과이다. 표 안에서 Model 1은 비교가능성 측정치의 중위수(*COMP_M*)를 종속변수로, Model 2는 비교가능성 측정치의 상위 4개의 평균값(*COMP_{4HA}*)을 종속변수로, Model 3은 비교가능성 측정치의 상위 10개의 평균값(*COMP_{10HA}*)을 종속변수로, Model 4는 비교가능성 측정치의 전체 평균값(*COMP_{AA}*)을 종속변수로 이용하여 분석한 결과이다.

분석결과를 살펴보면, 모든 Model에서 *SMOOTH^{TZ}*가 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호를 나타내고,

*ABS_{DA}*가 5%~1% 수준에서 유의한 음(-)의 부호를 나타낸다. 이익유연화 수준이 높을수록 재무제표 비교가능성이 증가하고, 재량적 발생액 수준이 높을수록 재무제표 비교가능성이 감소한다는 것을 의미한다. 본 분석에서 가장 관심 있는 변수인 *ABS_{DA} × SMOOTH^{TZ}*가 모든 모형에서 10%~5% 수준에서 유의한 양(+)의 부호를 나타낸다. 이것은 이익조정이 이익유연화를 위한 것이라면 재무제표 비교가능성이 증가한다는 것을 의미하며, Sohn(2016)과 Yang et al.(2016)의 연구결과처럼 재량적 발생액을 단순하게 경영자의 기회주의적 이익조정으로만 판단할 수 없다는 것을 의미한다.

〈표 6〉 이익유연화와 재량적 발생액의 상호작용효과가 비교가능성에 미치는 영향

변수	Model 1: <i>COMP_M</i>		Model 2: <i>COMP_{4HA}</i>		Model 3: <i>COMP_{10HA}</i>		Model 4: <i>COMP_{AA}</i>	
	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value
<i>Constant</i>	-0.055	-3.39***	-0.025	-3.29***	-0.033	-3.01***	-0.058	-4.10***
<i>SMOOTH^{TZ}</i>	0.012	3.11***	0.008	4.15***	0.010	3.56***	0.011	2.98***
<i>ABS_{DA}</i>	-0.068	-2.84***	-0.023	-2.15**	-0.037	-2.38**	-0.063	-2.98***
<i>ABS_{DA} × SMOOTH^{TZ}</i>	0.071	2.42**	0.023	1.74*	0.039	2.05**	0.065	2.52**
<i>SIZE</i>	0.002	2.89***	0.001	2.56**	0.001	2.43**	0.001	3.18***
<i>LEV</i>	-0.018	-4.94***	-0.010	-6.17***	-0.014	-5.79***	-0.015	-4.63***
<i>MTB</i>	0.000	0.38	0.000	1.44	0.000	0.89	0.000	0.75
<i>ROA</i>	0.046	3.86***	0.018	3.57***	0.028	3.86***	0.041	3.80***
<i>CFO</i>	-0.016	-2.25**	-0.009	-2.83***	-0.012	-2.65***	-0.017	-2.65***
<i>LOSSPROB</i>	-0.029	-7.93***	-0.010	-6.53***	-0.015	-6.77***	-0.019	-5.98***
<i>STD_{SALES}</i>	-0.008	-1.25	-0.006	-2.13**	-0.006	-1.61	-0.008	-1.33
<i>STD_{CFO}</i>	0.008	0.82	0.007	1.72*	0.008	1.29	0.005	0.62
<i>STD_{GROW}</i>	0.001	3.06***	0.000	1.76*	0.000	1.80*	0.001	2.80***
<i>ΣIND</i>	Include		Include		Include		Include	
<i>ΣYEAR</i>	Include		Include		Include		Include	
<i>F-VALUE</i>	19.380***		16.040***		17.480***		22.930***	
<i>Adj. R²</i>	0.556		0.492		0.534		0.546	
<i>N</i>	1,703		1,703		1,703		1,703	

1) 변수의 조작적 정의 : 〈Appendix A〉 참조

2) ***는 1%, **는 5% *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

4.3.2 내생성 통제

이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 효과에 대한 내생성을 통제하기 위해 변화변수를 사용하여 모형을 만들어 분석하였다. 즉, 이익유연화와 이익조정 수준이 비슷한 기업들의 특성이 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 배제하기 위해서 변화변수를 사용하여 추가분석하였다. <표 7>에서 Panel A는 이익유연화의 변화($\Delta SMOOTH^{TZ}$), Panel B는 재량적 발생액 절대값의 변화($\Delta ABSDA$)가 재무제표 비교가능성 변화에 미치는 영향을 분석하였다. Model 1은 비교가능성 측정치의 중위수의 변화

($\Delta COMP_M$)를 종속변수로, Model 2는 비교가능성 측정치의 상위 4개의 평균값의 변화($\Delta COMP_{4HA}$)를 종속변수로, Model 3은 비교가능성 측정치의 상위 10개의 평균값의 변화($\Delta COMP_{10HA}$)를 종속변수로, Model 4는 비교가능성 측정치의 전체 평균값의 변화($\Delta COMP_{AA}$)를 종속변수로 이용하여 분석한 결과이다.

분석결과를 살펴보면, Panel A의 모든 Model에서 $\Delta SMOOTH^{TZ}$ 가 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호를 나타낸다. 또한 Panel B의 모든 Model에서 $\Delta ABSDA$ 가 모두 음(-)의 부호를 나타내고 Model 2를 제외하고 10%~1% 수준에서 유의하다. 이러

<표 7> 변화변수를 이용한 분석

Panel A : $\Delta SMOOTH^{TZ}$

변수	Model 1: $\Delta COMP_M$		Model 2: $\Delta COMP_{4HA}$		Model 3: $\Delta COMP_{10HA}$		Model 4: $\Delta COMP_{AA}$	
	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value
Constant	0.002	2.90***	0.001	1.60	0.001	2.16**	0.002	4.15***
$\Delta SMOOTH^{TZ}$	0.004	1.97**	0.003	2.57**	0.004	2.21**	0.004	2.11**
$\Delta Other Variables$	Include		Include		Include		Include	
F-VALUE	8.220***		4.120***		4.940***		7.350***	
Adj. R ²	0.223		0.117		0.159		0.202	
N	1,092		1,092		1,092		1,092	

Panel B : $\Delta ABSDA$

변수	Model 1: $\Delta COMP_M$		Model 2: $\Delta COMP_{4HA}$		Model 3: $\Delta COMP_{10HA}$		Model 4: $\Delta COMP_{AA}$	
	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value	Coefficient	t value
Constant	0.002	2.62***	0.001	1.42	0.001	1.92*	0.002	3.81***
$\Delta ABSDA$	-0.018	-2.83***	-0.005	-1.27	-0.009	-1.88*	-0.016	-2.78***
$\Delta Other Variables$	Include		Include		Include		Include	
F-VALUE	8.400***		4.230***		5.240***		7.490***	
Adj. R ²	0.228		0.110		0.157		0.206	
N	1,092		1,092		1,092		1,092	

1) 변수의 조작적 정의 : <Appendix A> 참조

2) ***는 1%, **는 5% *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

한 결과는 내생성을 통제한 후에도 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 양(+)의 영향을, 재량적 발생액을 통한 이익조정은 재무제표 비교가능성에 음(-)의 영향을 미친다는 것을 의미하여 본 연구의 결과를 강건하게 한다.

4.3.3 Kothari et al.(2005)의 재량적 발생액

표로 제시하지는 않지만, Kothari et al.(2005)에 의한 성과조정 수정 Jones 모형¹³⁾에 따라 재량적 발생액을 산출하여 이익조정이 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 추가로 분석하였다. 분석결과는 전반적으로 Dechow et al.(1995)에 따른 재량적 발생액을 이용한 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 분석한 <표 5>와 유사한 결과를 확인하였다. 단, <표 6>과 같은 분석을 실시하여 모든 Model에서 *SMOOTH^{TZ}* 회계계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 부호를, Model 2를 제외한 나머지 Model들에서 *ABSPDA*×*SMOOTH^{TZ}* 회계계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 부호를 확인하였다. 또한 Model 2와 3을 제외한 Model 1과 4에서 *ABSPDA* 회계계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 확인함으로써 전반적으로 Dechow et al.(1995)에 따른 재량적 발생액을 이용한 분석과 유사한 결과를 확인하였다.

4.3.4 Leuz et al. (2003)의 이익유연화

표로 제시하지는 않지만, Leuz et al.(2003)의 측정방법에 따라 이익유연화¹⁴⁾를 산출하여 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 추가로 분석하였다. 분석결과는 전반적으로 Tucker and Zarowin(2006)의 측정방법에 따른 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 분석한 <표 4>와 재량적 발생액과 이익유연화의 상호작용효과가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 분석한 <표 6>과 유사한 결과를 확인하였다.

V. 결론

본 연구는 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석을 위해서 2014년부터 2016년까지 유가증권에 상장된 기업을 표본으로 선정하여 총 1,703개 기업-년도를 이용하였다. 비교가능성 측정치는 De Franco et al.(2011)의 측정방법에 따라 산출하여 사용하였다. 이익유연화는 Tucker and Zarowin(2006)의 측정방법과 수정 Jones 모형(Dechow et al. 1995)에 따라 재량적 발생액을 산출하여 사용하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 이익유연화 수준이 높을수록 재무제표 비교가능성이 증가

$$13) PDA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} - (\alpha_0 + \hat{\alpha}_1 \times \frac{1}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \times \frac{\Delta S_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \times \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \hat{\beta}_3 \times ROA_{i,t}) \quad (8)$$

$$14) SMOOTH_{i,t}^{Leuz} = (-) \times \frac{\sigma NI_{i,t}}{\sigma CFO_{i,t}} \quad (9)$$

여기서, $\sigma NI_{i,t}$: *i* 기업의 *t*분기를 포함한 과거 16분기간 당기순이익을 기초총자산으로 나눈 값의 표준편차
 $\sigma CFO_{i,t}$: *i* 기업의 *t*분기를 포함한 과거 16분기간 영업현금흐름을 기초총자산으로 나눈 값의 표준편차

한다는 것을 확인하였다. 이익의 변동성이 낮은 기업일수록 이익의 변동성이 높은 기업보다 투자자들이 부담하는 정보위험이 낮다는 것을 의미한다. 둘째, 이익유연화할 가능성이 높은 그룹에서 다른 그룹과 달리 비교가능성이 증가한다는 것을 확인하였다. 경영자가 이익유연화의 매개로 통해서 미래 이익에 대한 더 많은 정보를 시장에 전달함으로써 경영자와 이해관계자간의 정보비대칭이 완화된다는 것을 의미한다.

추가분석에 따른 결과는 다음과 같다. 첫째, 이익유연화를 위한 이익조정은 비교가능성을 증가시킨다는 것을 확인하였다. 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화를 이익조정이 비교가능성에서 서로 다른 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 둘째, 이익유연화와 이익조정에 대한 내생성을 통제하기 위해 변화변수를 사용하여 모형을 만들어 추가분석하였다. 이익유연화가 증가할수록 비교가능성이 증가하고 경영자의 기회주의적 이익조정이 증가할수록 비교가능성이 감소한다는 것을 확인함으로써 본 연구의 결과를 강건하게 한다. 셋째, Kothari et al. (2005)에 의한 성과조정 수정 Jones 모형에 따라 산출한 재량적 발생액이 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였고 전반적으로 본 연구의 결과와 유사한 것을 확인하였다. 넷째, Leuz et al. (2003)에 의한 이익유연화 측정치를 사용하여 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 미치는 영향을 추가적으로 분석하였고 전반적으로 본 연구의 결과와 유사하였다.

본 연구의 기존 연구와의 차별성은 다음과 같다. De Franco et al. (2011)은 비교가능성 측정치를 고안하였고, 비교가능성이 높을수록 재무분석가의 이익예측정확성이 증가한다는 것을 증명하였다. Sohn (2016)은 De Franco et al. (2011)의 비교가능성

측정치를 이용하여 비교가능성이 높을수록 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 감소한다는 것을 증명하였다. 본 연구는 이익조정을 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화로 구분하였고, 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정은 비교가능성에 부정적인 영향을 미치지만 이익유연화는 비교가능성을 향상시킨다는 결과를 확인함으로써 기존 연구와 차별성을 갖는다.

본 연구의 결과가 제공하는 정보는 다음과 같은 측면에서 이해관계자들에게 유용성을 제공한다. 첫째, 이익조정에 대한 목적을 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 그렇지 않은, 즉 이익유연화를 위한 이익조정으로 구분하였다. 기존 연구를 통해서 이익유연화는 미래이익에 대해 더 많은 정보를 제공하기 때문에 경영자와 이해관계자간 정보비대칭을 완화하고 투자자들의 정보위험을 낮춘다고 하였다. 따라서 투자자들은 경영자의 모든 이익조정을 동일시하기 보다는 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화를 위한 이익조정을 구분할 필요가 있다. 둘째, 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화가 재무제표 비교가능성에 서로 다른 영향을 미친다. 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정은 비교가능성에 부정적인 영향을 미치지만 이익유연화는 비교가능성에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 확인하였다. Sohn (2016)과 Yang et al. (2016)은 재량적 발생액을 이용한 이익조정을 많이 할수록 재무제표 비교가능성이 감소한다는 결과를 제시하였다. 하지만 본 연구결과를 통해서 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 이익유연화를 위한 것이라면 재무제표 비교가능성이 증가한다는 것을 확인하였다. 마지막으로 이익의 질과 재무제표 비교가능성간의 관계를 다각도에서 연구해야 할 필요성을 제시하였다. 본 연구는 이익조정을 이익변동성이 큰 기회주

의적 이익조정과 이익유연화로 구분하였지만, 이익 조정과 이익유연화를 더 세분화 할 수 있다. 예를 들어, 이익조정이 경영자보상을 위한 상향의 이익조정도 있지만, 하향의 이익조정(Big Bath)의 가능성도 있다. 따라서 본 연구와 같이 이익의 질을 다양하게 분리해서 비교가능성과의 관계를 다차원적으로 살펴볼 필요가 있다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 기존 연구에서 사용한 측정방법을 이용하였지만, 비교가능성, 이익유연화, 그리고 이익조정 측정방법에 내재되어 있는 오류가 본 연구결과에 미치는 영향을 통제하지 못하였다. 또한 이익조정을 이익변동성이 큰 기회주의적 이익조정과 이익유연화로 구분하였지만 더 다양한 목적의 이익조정을 고려하지 못하였다. 향후 이러한 한계점을 고려하여 추가적인 연구를 진행할 필요가 있다.

참고문헌

강민정 · 이명건 · 이호영(2013), "회계정보의 비교가능성이 재무분석가 이익예측 및 회계정보가치관련성에 미치는 영향에 대한 연구," **회계학연구**, 38(1), 281-320.

곽영민 · 백정환(2015), "K-IFRS 도입에 따른 회계정보의 국제적 비교가능성에 대한 연구," **회계정보연구**, 33(3), 55-83.

김권중 · 김문철 · 진중열(2004), "신규 상장기업의 이익조정동기," **회계학연구**, 29(4), 87-116.

김용식 · 박상훈 · 강선아(2017), "동일 Big 4 감사인과 K-IFRS가 회계이익의 비교가능성에 미치는 영향," **회계학연구**, 42(5), 49-90.

문현주(2007), "부채비율, 이익의 변동성 및 재량적발생액과의 관계," **대한경영학회지**, 20(4), 1647-1666.

백원선 · 최관(1999), "이익조정과 법인세최소화 동기," **회**

계학연구, 24(1), 115-139.

송인만 · 이용호(1997), "이익유연화 현상과 정보효과: 투자자가 유용한 정보를 얻을 수 있는가?," **회계학연구**, 22(4), 193-220.

서정우 · 박종일 · 신재용(2013), "기업지배구조와 이익유연화에 관한 연구," **회계학연구**, 38(3), 41-79.

윤선주 · 고재민(2014), "회계정보의 비교가능성이 기업의 정보비대칭에 미치는 영향," **회계연구**, 19(3), 51-79.

임태균 · 정석우(2006), "이익조정이 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향," **회계와 감사연구**, 44, 311-334.

최관 · 김문철(1997), "신규상장기업의 이익조정에 관한 실증적 연구," **회계학연구**, 22(2), 1-27.

최승욱 · 배길수(2016), "동일한 감사인의 고객기업간 재무제표가 서로 유의한가? 감사법인과 감사파트너를 이용한 분석," **회계저널**, 25(2), 239-273.

최종서(1990), "우리나라 기업경영자들의 회계정책결정요인에 관한 실증적 연구," **회계학연구**, 10(1), 207-234.

Barth, M. E., W. R. Landsman, M. Lang, and C. Williams(2012), "Are IFRS-based and US GAAP-Based Accounting Amounts Comparable?," *Journal of Accounting Economics*, 54(1), 68-93.

Barth, M. E., W. R. Landsman, M. Lang, and C. Williams(2018), "Effects on Comparability and Capital Market Benefits of Voluntary Adoption of IFRS," *Journal of Financial Reporting*. Forthcoming.

Beidleman, C.(1973), "Income Smoothing: The Role of Management," *The Accounting Review*, 48, 653-667.

Cascino, S. and J. Gassen(2015), "What Drives the Comparability Effect of Mandatory IFRS Adoption?," *Review of Accounting Studies*, 20(1), 242-282.

- Chen, C. W., D. W. Collins, T. Kravet, and R. D. Mergenthaler(2018), "Financial Statement Comparability and the Efficiency of Acquisition Decisions," *Contemporary Accounting Research*, 35(1), 164-202.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney (1995), "Detecting Earning Management," *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.
- 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.
- DeFond, M. L. and J. Jiambolvo(1994), "Debt Covenant Violation and the Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17: 145-176.
- DeFond, M. L. and C. W. Park(1997), "Smoothing Income in Anticipation of Future Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 23, 115-139.
- Dhaliwal, D. S.(1980), "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Choice of Accounting Methods," *The Accounting Review*, 55(1), 78-84.
- Fang, X., Y. Li, B. Xin, and W. J. Zhang(2016), "Accounting Comparability and Debt Contracting: Evidence from the Syndicated Loan Market," *Accounting Horizons*, 30(2), 277-303.
- Francis, J. R., M. L. Pinnuck, and O. Watanabe (2014), "Auditor Style and Financial Statement Comparability," *The Accounting Review*, 89 (2), 605-633.
- Fudenberg, D. and J. Tirole(1995), "A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents," *Journal of Political Economy*, 103, 75-93.
- Gaver, J. J., K. M. Gaver, and J. R. Austin(1995), "Additional Evidence on Bonus Plans and Income Management," *Journal of Accounting and Economics*, 19, 3-28.
- Guidry, F., A. J. Leone, and S. Rock(1999), "Earnings-based Bonus Plans and Earnings Management by Business-unit Managers," *Journal of Accounting and Economics*, 26, 113-142.
- Guenther, D. A.(1994), "Measuring Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes: Evidence from the 1986 Tax Reform Act," *The Accounting Review*, 69(1), 230-243.
- Haller, A. and M. Wehrfritz(2013), "The Impact of National GAAP and Accounting Traditions on IFRS Policy Selection: Evidence from Germany and the UK," *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 22(1), 39-56.
- Healy, P.(1985), "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85-107.
- Holthausen, R., D. Larcker, and R. Sloan(1995), "Annual Bonus Schemes and Manipulation of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 19, 29-74.
- Kawada, B. S.(2014), "Auditor Offices and the Comparability and Quality of Clients' Earnings," *Working paper*.
- Kim, S., P. Kraft, and S. G. Ryan(2013), "Financial Statement Comparability and Credit Risk," *Review of Accounting Studies*, 18(3), 783-823.
- Kasznik, R.(1999), "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, 37, 57-83.

- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley(2005), "Performance Matched Discretionary Accrual Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1), 163-197.
- Lang, M. H., M. G. Maffett, and E. L. Owens(2010), "Earnings Comovement and Accounting Comparability: The Effects of Mandatory IFRS Adoption," *Working Paper*.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. Wysocki(2003), "Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison," *Journal of Financial Economics*, 69(3), 505-527.
- Li, S. and N. Richie(2016), "Income Smoothing and the Cost of Debt," *China Journal of Accounting Research*, 9(3), 175-190.
- Maydew, E. L.(1997), "Tax-Induced Earnings Management by Firms with Net Operating Losses," *Journal of Accounting Research*, 35(1), 83-96.
- Schipper, K.(1989), "Earnings Management," *Accounting Horizons*, 3, 91-106.
- Shane, P. B., D. B. Smith, and S. Zhang(2014), "Financial Statement Comparability and Valuation of Seasoned Equity Offerings," *Working Paper*.
- Scholes, M., G. Wilson, and M. Wolfson(1992), "A Firm's Responses to Anticipated Reductions in Tax Rates: The Tax Reform Act of 1986," *Journal of Accounting Research*, 30(Supplement), 161-185.
- Sloan, R. G.(1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?," *The Accounting Review*, 71(3), 289-315.
- Sohn, B. C.(2016), "The Effect of Accounting Comparability on the Accrual-based and Real Earnings Management," *Journal of Accounting and Public Policy*, 35(5), 513-539.
- Subramanyam, K. R.(1996), "The Pricing of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 22, 249-281.
- Teoh, S., T. Wong, and G. Rao(1994), "Incentives and Opportunities for Earnings Management in Initial Public Offerings," *Working Paper*. University of Michigan.
- Trueman, B. and S. Titman(1988), "An Explanation for Accounting Income Smoothing," *Journal of Accounting Research*, 26(Supplement), 127-139.
- Tucker, J. and P. Zarowin(2006), "Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness?," *The Accounting Review*, 81(1), 251-270.
- Watts, R. and J. Zimmerman(1986), "Positive Accounting Theory," Prentice-Hall: New Jersey.
- Watts, R. and J. Zimmerman(1990), "Positive Accounting Theory. A Ten Year Perspective," *The Accounting Review*, 65(1), 131-156.
- Yang, Z., R. Su, S. Zhou, and Y. Li(2016), "Earnings Management, Annual Report Patch and Accounting Comparability," *International Journal of Business and Management*, 11 (10), 51-68.
- Yip, R. and Young, D.(2012), "Does Mandatory IFRS Adoption Improve Information Comparability?," *The Accounting Review*, 87(5), 1767-1789.

〈Appendix A〉

변수	정의
<i>COMPM</i>	De Franco et al.(2011)에 따른 기업 <i>i</i> 에 대한 동일 산업내 비교대상기업 쌍의 중간값
<i>COMPAH4</i>	De Franco et al.(2011)에 따른 기업 <i>i</i> 에 대한 동일 산업내 비교대상기업 쌍의 상위 4개 평균
<i>COMPAH10</i>	De Franco et al.(2011)에 따른 기업 <i>i</i> 에 대한 동일 산업내 비교대상기업 쌍의 상위 10개 평균
<i>COMPAA</i>	De Franco et al.(2011)에 따른 기업 <i>i</i> 에 대한 동일 산업내 비교대상기업 쌍의 전체 평균
<i>SMOOTH^{TZ}</i>	Tucker and Zarowin(2006)에 따른 이익유연화
<i>SMOOTH^{Leuz}</i>	Leuz et al.(2003)에 따른 이익유연화
<i>ABSDA</i>	Dechow et al.(1995)에 따른 재량적 발생액 절대값
<i>ABSPDA</i>	Kothari et al.(2005)에 따른 재량적 발생액 절대값
<i>(-)ROA,(-)DA</i>	ROA가 음(-)이고 DA가 음(-)이면 ABSDA의 값을, 아니면 0
<i>(-)ROA,(+)DA</i>	ROA가 음(-)이고 DA가 양(+)이면 ABSDA의 값을, 아니면 0
<i>(+)ROA,(-)DA</i>	ROA가 양(+)이고 DA가 음(-)이면 ABSDA의 값을, 아니면 0
<i>(+)ROA,(+)DA</i>	ROA가 양(+)이고 DA가 양(+)이면 ABSDA의 값을, 아니면 0
<i>SIZE</i>	총자산의 자연로그 값
<i>LEV</i>	총부채를 총자산으로 나눈 값
<i>MTB</i>	자본의 시장가치를 장부가치로 나눈 값
<i>ROA</i>	당기순이익을 기초총자산으로 나눈 값
<i>CFO</i>	영업활동 현금흐름을 기초총자산으로 나눈 값
<i>LOSSPROB</i>	과거 16분기동안 음(-) 분기순이익 확률
<i>STDSALES</i>	과거 16분기동안 매출액의 표준편차
<i>STD CFO</i>	과거 16분기동안 영업활동 현금흐름 표준편차
<i>STD GROW</i>	과거 16분기 동안 매출액 성장률의 표준편차
<i>ΣIND</i>	산업더미
<i>ΣYEAR</i>	연도더미

The Effect of Income Smoothing on Financial Statement Comparability

Yong Shik Kim* · Sang Hun Park**

Abstract

This study investigates the effect of income smoothing on financial statement comparability. The proxy of financial statement comparability is calculated according to De Franco et al. (2011)'s method. The proxy of income smoothing is calculated according to Tucker and Zarowin (2006)'s method and modified Jones model(Dechow et al. 1995).

The results are as follows. First, we find that the comparability increases when the level of income smoothing is higher. Second, we find that the group that is likely to smooth income by using discretionary accruals is positively related to the comparability.

Additionally, we find that the comparability increases when the level of the interaction between earnings management and income smoothing is higher. Second, we use the change variables to control the effect of endogeneity of earnings management and income smoothing on financial statement comparability, and we find that the negative relationship between earnings management and the comparability and the positive relationship between income smoothing and the comparability, which makes our results robust.

The difference of the study compared to previous research is as follows. De Franco et al. (2011) make a new comparability measure in terms of a function connecting economic events and financial statements. They find that financial statement comparability is positively related to analyst following and forecast accuracy. Sohn(2016) investigates the relationship between earnings management and comparability, and finds that accrual-based earnings management decreases and real earnings management increases when accounting system comparability is high. We divide earnings management into opportunistic earnings management with high volatility

* Associate Professor, Hansung University, First Author, Corresponding Author

** Ph.D., Hansung University, Co-Author

and income smoothing with low volatility. We find that opportunistic earnings management with high volatility decreases financial statement comparability, but income smoothing with low volatility increases financial statement comparability.

The results of this study confirm that high volatile opportunistic earnings management and income smoothing have different effects on financial statement comparability and we extend Sohn(2016)'s study.

Key words: financial statement comparability, income smoothing, earnings management, discretionary accruals

-
- 저자 김용식은 현재 한성대학교 미래융합사회과학대학 경영학부 회계 전공 부교수로 재직 중이다. 서강대학교에서 경영학석사 및 박사를 취득하였다. 안진회계법인 및 서울시청에서 근무하였으며, Clark University에서 방문교수로 활동했다. 주요연구분야는 이익조정, 비교가능성, 기업지배구조, 경영자보상 등이다.
 - 저자 박상훈은 현재 도시경영연구원에서 원가관리본부 본부장으로 재직 중이며, 물가변동으로 인한 계약금액 조정, 공공기관 중장기 경영계획 수립 및 경영 성과평가 용역 등의 연구용역 활동을 수행하고 있다. 한성대학교에서 경영학석사 및 박사를 취득하였다. 주요 연구분야는 감사보수 결정 요인, 이익조정, 비교가능성 등이다.