

산업 내 경쟁이 재무 보고의 불투명성에 미치는 영향

차상권* · 조형태**

〈요 약〉

본 연구는 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성 간의 관계를 분석하였다. 산업 내 경쟁은 같은 산업 내에 속해있는 기업 간의 경쟁 정도를 가리킨다. 이러한 경쟁 정도는 단순히 산업 구조에 그치는 것이 아니라 해당 산업에 속한 기업의 경영자 의사결정에 영향을 미친다. 그 의사결정은 영업 및 생산과 같은 기업의 가치사슬 전반에 영향을 미칠 수 있고, 경영자의 재무 보고에도 영향을 미칠 수 있다. 재무 혹은 회계 분야에서 산업 내 경쟁은 경쟁이 갖는 외부기업지배구조 효과가 존재하여 경영자의 사적 이익 추구를 위한 재무 보고 개입의 유인이 감소할 수 있다는 관점과 경쟁이 치열해짐에 따라 수익성이 감소하게 되어 경영자 교체 위험이 증가하여 경영자의 재무 보고 개입을 유도한다는 관점이 양립하고 있다. 그러나 어떠한 관점이 발현되는지는 연구에 따라 다르게 분석대상에 따라 차이가 있다.

본 연구는 3년간 재량적 발생액으로 측정되는 재무 보고의 불투명성을 살펴봄으로써 선행연구와 다른 각도에서 분석하고자 한다. 이를 위해 2011년부터 2020년까지의 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 산업 내 경쟁이 재무 보고의 불투명성에 미치는 영향을 분석하였다. 산업 내 경쟁은 허핀달-허쉬만 지수를 이용하여 측정하였고, 재무 보고의 불투명성은 3년간의 재량적 발생액의 크기(절댓값)의 합(Hutton et al., 2009) 등으로 측정하였다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 일정한 변수를 통제한 후에도 산업 내 경쟁이 증가할수록 3년간의 재량적 발생액의 크기로 측정한 재무 보고의 불투명성은 증가하였다. 이는 산업 내 경쟁이 외부기업지배구조로 역할을 하기보다는 기업의 수익성을 감소시킴에 따라 경영자의 교체 위험으로 인한 경영자의 재무 보고 개입을 유도할 수 있음을 시사한다. 둘째, 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성의 양의 관계가 외국인지분율이 낮을수록 강화되는 것으로 나타났으며, 금융부채의 비중이 높을수록 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성의 양의 관계는 강화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무 보고의 불투명성을 달리 측정하거나 이분산성 및 극단 값에 의한 영향을 고려하더라도 유효하였다.

* 한양대학교 대학원 회계학과 박사, sgcha01@daum.net, 주저자

** 홍익대학교 경영대학 경영학부 부교수, cht1212@hongik.ac.kr, 교신저자

본 연구는 산업 내 경쟁과 이익의 질 관계를 살펴보았던 기존의 연구와 달리 재무보고의 불투명성 관점에서 산업내 경쟁이 재무보고에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 학문적 기여점이 존재한다.

〈주제어〉 산업 내 경쟁, 산업 집중도, 재무 보고의 불투명성, 재량적 발생액

I. 서 론

본 연구는 산업 내 경쟁이 재무 보고의 불투명성에 미치는 영향을 분석한다. 산업 내 경쟁이 적을수록(독점적일수록) 조성되는 불투명한 정보환경은 이익조정을 촉진할 수 있거나(유혜영 등, 2013 ; 신일항 등, 2014 ; 정석윤 등, 2016) 경쟁이 치열할수록 감소하는 수익성으로 인해 경영자는 이익조정을 수행할 동기가 발생할 수 있다(Valta, 2012 ; 전주성과 왕승현, 2012 ; 김선구, 2014). 즉, 산업 내 경쟁이 치열하더라도 혹은 그렇지 않더라도 이익조정 유인이 존재한다고 볼 수 있다. 기존 선행연구에서는 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계를 살펴봄에 있어서 발생액을 통한 이익조정과 실제 활동을 통한 이익조정 양자의 방식을 독립적으로 검증하였다(유혜영 등, 2013 ; 신일항 등, 2014 ; 정석윤 등, 2016 ; 김상현 등, 2017 ; Laksmana and Yang, 2014 ; Shi et al., 2018).

앞서 언급한 바와 같이 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계는 경쟁이 치열할수록 이익조정이 더 활발하게 나타날 수도 있고(김선구, 2014 ; 임승연, 2015),¹⁾ 경쟁이 적을수록 이익조정이 더 뚜렷하게 관찰될 수 있음에도 불구하고, 해외 연구 결과와는 달리 어떠한 이익조정을 선택하든지 국내 자본시장을 대상으로 분석한 다수의 연구에서는 산업 내 경쟁 수준이 낮을수록(즉, 독·과점적인 경우) 이익조정은 증가한다는 결과를 제시하였다(유혜영 등, 2013 ; 신일항 등, 2014).²⁾ 이러한 결과는 독점적일수록 정보의 비대칭성이 높아서 회계정보의 투명성은 감소할 수 있다는 점을 그 근거로 꼽았다.

기존의 발생액을 통한 이익조정 혹은 실제 활동을 통한 이익조정을 분석한 선행연구가 있음에도 본 연구는 재량적 발생액 크기(절댓값)의 3년간의 합 혹은 변동으로 측정하는 재무 보고의 불투명성(Financial Reporting Opacity)이 갖는 특징에 주목한다. 재량적 발생액은 특정한 연도의 경영자가 의도한 이익조정을 가리킨다면 재량적 발생액 크기(절댓값)의 3년간의 합 혹은 변동으

1) Shleifer(2004) 연구는 경쟁이 치열할수록 주가를 높이기 위한 공격적인 회계정책을 선택할 가능성이 있으며 이익조정의 가능성이 클 수 있음을 지적하였다.

2) 물론 이와는 달리, 김상현 등(2017)의 연구는 시장 경쟁이 치열할수록 이익조정이 더 활발하게 나타난다는 결과도 제시하였다. 국내 자본시장을 대상으로 하더라도 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계가 온전히 단방향으로만 확인된 것은 아니다.

로 측정한다면 이는 해당 기업의 이익조정에 관한 정책을 반영하기 때문에 단일연도의 측정치와는 다른 정보를 내포하고 있을 가능성이 크기 때문이다(전규안과 박종일, 2017). 따라서 단일연도로 측정된 재량적 발생액과 기업의 이익조정에 관한 회계정책이 내포된 3년간의 재량적 발생액의 합 혹은 변동으로 측정하게 되면 다른 양상이 나타날 수 있다.

이에 본 연구는 한국채택국제회계기준이 도입된 2011년부터 2020년까지의 유가증권시장과 코스닥시장을 대상으로 산업 내 경쟁이 재무보고의 불투명성에 미치는 영향을 분석해보았다. 비교목적으로 재량적 발생액의 단일연도 측정치를 동시에 검토하였다. 본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 산업 내 기업 간 경쟁이 치열할수록 3년간의 재량적 발생액 크기의 합으로 측정한 재무 보고의 불투명성(OPAQUE)은 증가하였다. 비교목적으로 수행한 단일연도의 재량적 발생액(DA)의 값과 이를 절댓값(absDA)을 취하여 확인하여도 마찬가지로 산업 내 기업 간 경쟁이 치열할수록 재량적 발생액은 증가하였다. 이는 경쟁이 갖는 외부기업지배구조가 발현되기보다는 이윤압박에 따라 경영자의 이익조정이 수행될 수 있음을 확인하였다. 둘째, 경영자의 사적인 이익을 추구하기 위한 이익조정을 제한하는 요인 중의 하나로 외국인지분율을 선택하여 분석한 경우, 외국인지분율이 낮은 경우 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성 간의 양(+)의 관계가 더욱 뚜렷하게 나타남을 확인하였다. 셋째, 금융부채를 수준이 높은 경우 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성 간의 양(+)의 관계는 더욱 뚜렷하게 나타났다. 넷째, 이러한 결과는 재무 보고의 불투명성의 측정방식을 달리 하여도(전규안과 박종일, 2017) 동일하게 나타났다.

본 연구는 국내 자본시장을 대상으로 한 기존 연구에 추가하여 산업 내 경쟁 정도와 재무보고의 불투명성 간의 관계를 분석하였다는 점에서 공헌점이 있다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에는 선행연구를 소개한 뒤 본 연구의 가설을 전개하였다. 선행연구는 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성으로 나누어 정리하였으며, 종합적으로 두 변수의 관계를 살펴보고자 하는 이유를 연구가설에 제시하였다. 제Ⅲ장에는 가설을 검증하기 위한 연구방법론을 언급하였다. 분석의 대상이 되는 표본의 선정과정을 기술하고 표본크기를 연도별, 산업별로 각각 제시하였다. 다음으로 연구모형 및 변수의 조작적 정의를 제시하였다. 제Ⅳ장에는 실증분석 결과를 단변량 분석과 다변량 분석을 통해 제시하였다. 제Ⅴ장에는 결론과 함께 연구의 한계점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구 및 연구가설

1. 산업 내 경쟁에 관한 선행연구

산업 내 경쟁은 같은 산업 내에 속해있는 기업의 경쟁 정도를 의미한다. 경쟁 정도는 기업 수,

매출액, 자산 규모와 같이 다양한 기준으로 측정할 수 있겠으나 일반적으로 매출액을 기준으로, 즉 수익 창출 비중에 따라 그 경쟁 수준을 결정한다. 이러한 경쟁 정도는 단순히 산업 구조에 그치는 것이 아니라 해당 산업에 속한 기업의 경영자 의사결정에 영향을 미친다. 그 의사결정은 영업 및 생산과 같은 기업의 가치사슬 전반에 영향을 미칠 수 있고, 경영자의 재무 보고에도 영향을 줄 수 있을 것이다.

본 연구 이전에 산업 내 경쟁에 관한 연구는 경쟁의 정도에 따라 경영자의 의사결정 혹은 대리인 비용이 어떠한 양상을 보이는지 탐색하였다. 예를 들어, Dhaliwal et al.(2014)의 연구는 산업 내 경쟁과 보수주의의 관계를 분석하였다. 동 연구에서는 산업 내 경쟁이 치열할수록 손실인식의 적시성이 높아진다는 결과를 제시하였다. 이러한 결과는 산업 내 경쟁이 치열할수록 투자자가 참고할 수 있는 기업의 정보를 다른 기업 통해 확인할 수 있으므로 손실의 적시성이 늦춰지지 않을 수 있음을 시사한다. 전주성과 왕승현(2012) 및 김선구(2014)의 연구는 산업 내 경쟁과 기업의 조세 전략의 관계를 살펴보았다. 동 연구에서는 산업 내 경쟁이 치열할수록 조세회피가 증가한다는 결과를 제시하면서 투자자로부터의 이윤 창출에 대한 압박이 큰 경쟁이 치열한 산업의 기업은 조세회피의 유인이 있다는 결과를 제시한다. 조정은과 최아름(2016)의 연구에서는 산업 내 경쟁이 증가할수록 투자 비효율성이 커진다는 결과를 제시하였다. 특히 경쟁이 치열해질수록 개별기업의 과잉 투자성향이 커진다고 주장하는데, 이는 경쟁이 치열할 때 기업의 투자가 정상적인 수준보다 더 적극적으로 수행됨을 의미한다. 과잉 투자는 경영자의 제국건설(Empire building) 성향 및 이익조정과의 관련성이 높다는 점에서 대리인 비용을 일으킨다고 해석된다(McNichols and Stubben, 2010).

본 연구와 관련성이 높은 산업 내 경쟁과 이익조정과의 관계를 분석한 연구는 다음과 같다. Laksmama and Yang(2014)의 연구는 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계를 검증하면서 독점적인 산업에서의 발생액을 통한 이익조정과 실제 활동을 통한 이익조정이 동시에 증가한다는 결과를 제시하였다. 이와 달리 Markarian and Santolo(2014) 연구는 앞선 Laksmama and Yang(2014)의 연구와 유사한 방법으로 발생액과 실제 활동을 통한 이익조정을 모두 활용하여 경쟁과의 이익조정의 관계를 검증하였는데, 앞선 연구와는 달리 경쟁이 치열할수록 이익조정은 증가하는 것으로 나타났다.³⁾

2. 산업 내 경쟁과 이익 조정 간의 관계에 관한 연구

Schipper(1989) 연구는 이익조정을 어떠한 사적 이익을 취할 목적으로 재무 보고 과정에 의도적으로 개입으로 정의한다. 재량적 발생액으로 대두되는 이익조정에 관한 연구는 Jones(1991)

3) Lemma et al.(2018)은 주요국의 사례를 이용하여 검증한 결과 경쟁이 치열할수록 발생액을 통한 이익조정은 증가하지만, 실제 활동을 통한 이익조정은 감소한다는 결과를 제시하기도 하였다.

연구 이후 수많은 연구가 개진되었으며, 다양한 수정을 거쳐 이용되고 있다. 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계를 규명하고자 한 연구는 다음과 같다.

유혜영 등(2013)에서는 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계를 검증하였다. 동 연구에서는 산업 내 경쟁 정도가 낮을수록(독점적일수록) 개별기업의 이익조정이 증가한다는 결과를 제시하였다. 특히, 재량적 발생액과 실제 활동을 통한 이익조정 모두 증가한다는 연구 결과를 보고하였다. 또한 외국인 투자자의 역할을 고려하여 추가적인 분석을 한 결과에서는 외국인지분율이 높은 경우 발생액을 통한 이익조정은 감소하지만, 실제 활동을 통한 이익조정은 감소하지 않는다는 결과를 제시하였다. 이는 Lemma et al.(2018)의 결과와 마찬가지로 경쟁이 실제 활동을 통한 이익조정과는 관련성이 적다는 것을 의미한다.

신일항 등(2014)의 연구에는 산업 내 경쟁과 실제 활동을 통한 이익조정의 관계를 검증하였다. 동 연구에서는 특히 산업 내 경쟁이 외부기업지배구조로 작용한다는 점에 주목하였는데, 분석 결과, 산업 내 경쟁이 적을수록 실제 활동을 통한 이익조정이 증가한다는 결과를 제시하였다. 이는 독·과점 상황이 시장이 갖는 외부기업지배구조의 역할을 줄이기 때문에 이익조정의 가능성을 높일 수 있다고 보았다. 그러면서 건전한 내부기업지배구조를 가지게 되면 산업 내 경쟁이 적을수록 증가하는 실제 활동을 통한 이익조정을 낮춘다는 결과를 제시하였다.

정석운 등(2016) 연구는 산업 내 경쟁과 발생액의 질의 관계를 검증하였다. 동 연구에서는 앞선 연구와 유사하게 독점적일수록 발생액의 질이 감소한다는 결과를 제시하였다. 이러한 결과는 시장 규모가 작은 코스닥시장에서 더욱 뚜렷하게 관찰된다고 보고하였다.

김상현 등(2017)의 연구는 앞서와는 다른 결과는 제시한다. 즉, 산업 내 경쟁이 치열할수록 이익조정이 증가한다는 결과를 제시한다. 경쟁이 치열할수록 수익성이 감소하게 되고 상향이이익조정이 이뤄질 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 주요 해외 연구의 결과와 일치하기도 한다.

이상의 언급한 국내 선행연구는 모두 재량적 발생액, 실제 활동을 통한 이익조정 혹은 발생액의 질을 이용하여 재무 보고의 품질을 측정하고자 하였으며, 연구 결과를 살펴보면, 일관되게 보고되지는 않은 것으로 나타난다. 즉, 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계는 경쟁이 치열하더라도 혹은 적더라도 이익조정의 유인이 있음을 의미한다.

3. 연구가설

전술한 기존 연구를 종합하면, 산업 내 경쟁과 이익조정은 관련성이 있는 것으로 보인다. 이러한 관련성은 크게 두 가지 논리적 배경을 기초로 한다. 하나는 산업 내 경쟁이 가지는 외부기업지배구조 효과와 공시되는 정보의 양과 질에 초점을 맞춘 관점⁴⁾이고 다른 하나는 수익성 감

4) Li(2010)의 연구는 경쟁이 치열하다는 의미는 해당 기업이 속한 산업에 관한 정보가 많이 산출되어 유통되는 정보의 양이 많으며, 기업이 악재를 숨길 소지가 적어지므로 질이 상승한다는 결과를 보고한다.

소에 따른 경영자 교체 위험에 초점을 맞춘 관점이다. 그러나 앞서 수행된 연구는 단일연도의 재량적 발생액으로 측정한 결과를 제시한다.

한편, 전규안과 박종일(2017) 연구에 따르면, 단일 기간으로 측정하는 재량적 발생액의 경우 측정오차의 문제가 있고 또한 경영자의 이익조정에 관한 정책을 효과적으로 반영하지 못한다는 한계가 있음을 제기하였다. 단순히 단일연도 또는 다 기간으로 측정하는 재량적 발생액은 측정기간만 달리한 것에 그치지 않고 자본비용을 포함하여 자본시장에 미치는 영향이 다를 수 있음을 보였다. 예를 들어, 박종일 등(2019) 연구에서는 재무 보고의 불투명성을 단일연도(재량적 발생액)와 다 기간(재무 보고의 불투명성)으로 측정한 경우, 재무분석가의 이익 예측에 미치는 영향이 상반됨을 주장하였다. 동 연구에서는 단일연도의 재량적 발생액의 경우 재무분석가 이익 예측 오차와의 통계적 유의한 관련성을 찾을 수 없었으나 다 기간으로 측정한 경우는 유의한 양의 관계가 나타남을 보였다. 이에 본 연구는 산업 내 경쟁이 치열할수록 재무 보고의 불투명성이 높은지 혹은 낮은지를 실증적으로 살펴봄으로써 상충하는 기존 연구 결과를 보완하고자 한다.

양분된 산업 내 경쟁과 이익조정의 관계에 관한 선행연구와 재무 보고의 불투명성의 의미를 종합하면 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성은 다음의 관계가 예측된다. 첫째, 산업 내 경쟁이 치열할수록 경영자는 투자자로부터 수익성에 대한 압력에 시달리게 된다(전주성과 왕승현, 2012). 이러한 압력은 투자자의 관점에서 위험 요인으로 작용할 수 있으며(Valta, 2012) 경영자는 자본조달을 위한 이익조정을 수행할 유인이 있다(Shleifer, 2004 ; 박종일과 윤소라, 2014). 이러한 논리에서 산업 내 경쟁은 치열해질수록 이익조정이 증가하게 되어 재무 보고의 불투명성이 커질 수 있다. 둘째, Chen et al.(2014)과 Zheng et al.(2021)은 산업 내 경쟁이 치열해질수록 투자자는 동종 혹은 유사 기업의 정보를 활용하여 가치평가를 수행할 수 있으므로 정보의 비대칭성은 감소한다는 결과를 제시한다. 이를 외부기업지배구조 효과로 볼 수 있는데 외부기업지배구조 효과가 발현되어 정보의 비대칭성이 감소한다면 경영자의 사적 이익 추구를 위한 재무 보고의 개입은 어렵게 되므로 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성은 음의 관계를 보일 수 있다. 상충하는 두 가지의 가설이 모두 가능함에 따라 본 연구는 다음과 같이 귀무가설 형태로 가설을 수립하고자 한다.

가설 : 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성은 관련성이 없다.

III. 연구방법론

1. 연구모형

선행연구에 기초하여 본 연구의 가설을 검증할 목적으로 아래와 같이 모형을 수립하였다. 모형에서 아래첨자 i 와 t 는 각각 기업과 시점을 가리킨다. 아래의 식에서 관심변수는 $COMP^{HML}$ 이다. 이 관심변수의 회귀계수인 β_1 의 값이 유의한 양의 값을 가지면 산업 내 경쟁이 치열할수록 재무 보고의 불투명성이 증가한다고 해석할 수 있으며, 유의한 음의 값을 가지면 산업 내 경쟁이 적을수록 재무 보고의 불투명성이 증가한다고 해석할 수 있을 것이다. 양의 값이든 음의 값이든 통계적으로 유의하게 관찰된다면 본 연구의 귀무 가설은 기각된다.

$$\begin{aligned} OPAQUE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 COMP_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 GRW_{i,t} \\ & + \beta_6 BET_{i,t} + \beta_7 VOL_{i,t} + \beta_8 BIG_{i,t} + \beta_9 FOR_{i,t} + \beta_{10} LAR_{i,t} \\ & + \beta_{11} MKT_{i,t} + \Sigma KSIC + \Sigma YEAR + \epsilon \end{aligned}$$

여기서,

$OPAQUE$ (재무 보고의 불투명성)

$OPAQUE^{Dechow}$: Dechow et al.(1995) 방법으로 측정한 3년간의 재무 보고의 불투명성

$OPAQUE^{Kothari}$: Kothari et al.(2005) 방법으로 측정한 3년간의 재무 보고의 불투명성

$COMP$: 산업 내 경쟁

$SIZE$: 기업규모

LEV : 부채비율

ROA : 수익성

GRW : 성장성

BET : 체계적 위험

VOL : 수익률의 변동성

BIG : 감사인의 규모

LAR : 대주주 지분율

FOR : 외국인지분율

MKT : 소속시장 변수

$\Sigma KSIC$: 산업별 지시변수

$\Sigma YEAR$: 연도별 지시변수

ϵ : 오차항

2. 변수의 조작적 정의

가. 재무 보고의 불투명성

본 연구에서 *OPAQUE*는 크게 두 가지로 측정하고자 한다.

첫째로, *OPAQUE^{Dechow}*는 재무 보고의 불투명성으로 Hutton et al.(2009) 연구방법론에 따라 3년간의 재량적 발생액으로 측정한다. 이와 같은 측정은 재무 보고의 불투명성을 변수로 활용한 연구에서 널리 이용된 바가 있다(Kim and Zhang, 2011, 2016 ; Callen and Fang, 2013, 2015 ; Kim et al., 2016 ; Chae et al., 2020). 여기서 재량적 발생액은 Dechow et al.(1995)의 연구 방법으로 추정하여 계산한다. 이에 해당하는 추정 식은 다음과 같다.

$$TACC_{i,t}/ASSET_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 1/ASSET_{i,t-1} + \beta_2 (\Delta REV - \Delta REC)/ASSET_{i,t-1} + \beta_3 PPE/ASSET_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

위 식에서 *TACC*는 당기순이익에서 영업활동으로 인한 현금흐름을 차감한 값이다. *REV*는 매출액 변화분, *REC*는 매출채권 변화분이다. 마지막으로 *PPE*는 유형자산 합계에서 토지와 건설 중인 자산을 차감한 값이다. 각 변수는 모두 전기 말 자산총계(*ASSET*)로 나누었다. 위 식을 산업-연도별로 회귀하여 오차항(ε)을 추정하였고 이를 재량적 발생액(*DA*)으로 정의하였다.⁵⁾ 산업-연도별 표본크기가 20개 미만의 경우는 제외하였다. 이를 절댓값(absolute value)을 취한 후, 3년간의 값을 합한 값을 재무 보고의 불투명성(*OPAQUE*)으로 보았다.

$$OPAQUE_{i,t} = absDA_{i,t-2} + absDA_{i,t-1} + absDA_{i,t}$$

두 번째 방법은 성과조정 재량적 발생액을 제안한 Kothari et al.(2005)의 연구방법론에 따라 3년간의 발생액으로 측정한 경우로 이는 *OPAQUE^{Kothari}*로 명명하였다. 이는 Hutton et al.(2009) 연구에서 주로 활용된 방안으로 Dechow et al.(1995)의 방식에서 ROA를 고려하여 재량적 발생액 추정에서의 오차를 상쇄하고자 한 모형이다. 추정방식은 Dechow et al.(1995)의 방식과 같다.

$$TACC_{i,t}/ASSET_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 1/ASSET_{i,t-1} + \beta_2 (\Delta REV - \Delta REC)/ASSET_{i,t-1} + \beta_3 PPE/ASSET_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$OPAQUE_{i,t} = absDA_{i,t-2} + absDA_{i,t-1} + absDA_{i,t}$$

5) 제4장에서 분석에서 Dechow et al.(1995)의 방법으로 측정한 재량적 발생액은 *DA^{Dechow}*, 재량적 발생액의 크기(절댓값)는 *absDA^{Dechow}*, 그리고 재무 보고의 불투명성은 *OPAQUE^{Dechow}*로 각각 명명하였다.

나. 산업 내 경쟁

본 연구의 관심 변수인 산업 내 경쟁을 계산하기 위해서는 산업 집중도를 먼저 계산해야 한다. 산업 집중도는 허핀달-허쉬만 지수(*HHI*)를 이용하고자 한다. *HHI*는 가장 널리 사용되는 산업 집중도 수준 측정방식이다. 우리나라 공정거래위원회 기업결합심사 과정에서 기업결합 심사 안전지대를 측정하는데 이때 활용되는 지수가 허핀달-허쉬만 지수이며, 학계에서도 역시 주로 사용하는 방식이기도 하다(류두진과 변현철, 2012; 송길성, 2013; 김선규, 2014; 손성규 등, 2014; 임승연, 2015; 손판도 등, 2015; 류두원 등, 2015; 정석윤 등, 2016; 이지혜와 변희섭, 2016; 김상현 등, 2017). 구체적인 측정방식은 다음과 같다.

$$HHI_{j,t} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{Sales_{i,t}}{Sales_{j,t}} \right)^2$$

특정 산업의 *HHI*는 개별기업의 매출액을 해당 기업이 속한 산업의 매출액의 합으로 나눈 뒤 제곱한 값이다. 이렇게 하면 개별기업의 시장점유율(*market share*)이 측정된다. 이를 해당 산업에 속한 기업의 시장점유율을 모두 합하면 특정 산업에서의 *HHI*가 계산된다. 이렇게 계산된 값이 커질수록 산업 내 경쟁이 적어 독점적임을 의미하고, 이 값이 작을수록 경쟁이 치열하다고 해석할 수 있다. 따라서 산업 내 경쟁이라는 표현과 그 측정값이 직관적으로 해석될 수 있도록 *HHI*에 -1을 곱하여 아래와 같이 *COMP*를 연구에 이용하고자 한다.

$$COMP = HHI \times (-1)$$

*COMP*가 산업 내 경쟁을 측정하기 때문에 산업을 분류하는 것이 또 하나의 문제가 될 수 있다. 본 연구에서는 한국표준산업분류 중 소분류를 이용, 산업 내 경쟁을 측정하였다.⁶⁾ 유관 연구에서도 본 연구와 마찬가지로 소분류를 이용하여 경쟁 강도를 측정하였다.⁷⁾

다. 통제변수

본 연구의 통제변수는 개별기업의 특성이 미치는 영향을 고려할 목적으로 선정되었다.

*SIZE*는 기업규모로 자산총계에 자연로그를 취하여 측정한다. 기업규모는 개별기업의 크기를

6) 참고로 한국표준산업분류는 유엔통계처(United Nation Statistics Divisions)의 국제표준산업분류를 우리나라 실정에 맞게 적용한 것으로 기업의 주된 활동을 기준으로 분류한 것이다. 대, 중, 소, 세, 세세분류로 나뉘며, 제10차를 기준으로 중분류는 77개, 소분류는 232개, 세분류는 495, 세세분류는 1,196개로 나뉜다. 본 연구에서는 선행연구에서 선택한 소분류를 중심으로 *HHI*를 계산하였다.

7) 이 외에도 단순히 매출액을 기준으로 상위 N개의 점유율을 합산한 시장 집중도(*market concentration*)를 측정하는 방식도 있다. 시장 집중도와 달리 허핀달-허쉬만 지수는 본문에 언급한 산 식과 같이 소수의 기업이 있는 산업에서 특정 기업의 시장 집중도가 높더라도 잘 나타낼 수 있다는 장점이 있다.

통제하는 역할에 더하여 다양한 기업의 특성이 내포되어 있다. 따라서 본 연구에서 미처 통제하지 못한 변수의 대응으로도 활용된다(Becker et al., 1998).

LEV는 부채비율로 재무적 안정성을 통제할 목적으로 포함하였다. 부채비율은 부채총계를 자산총계로 나누어 측정하였으며, 부채비율이 높을수록 경영자의 이익조정과의 관련성이 존재한다는 연구 결과를 바탕으로 볼 때 사전적으로 **OPAQUE**와는 양의 관계가 예상된다(Jelinek, 2007 ; Veronica 2015 ; Zamri et al., 2013).

ROA는 수익성이며 당기순이익을 자산총계로 나누어 산정하였다. ROA는 기업의 경영성과를 통제할 목적으로 포함하였다.

GRW는 성장성으로 매출액을 기준으로 측정하였다. 당기 매출액에서 전기 매출액을 차감한 후 전기매출액으로 나누어 계산하였다. 성장성이 클수록 이익조정과의 관련성이 높다는 연구결과를 바탕으로 본 연구모형에 포함하였다(Lee et al., 2006 ; Collins et al., 2017).

BET와 **VOL**은 시장변수로 각각은 체계적위험과 수익률의 변동성을 가리킨다. 재무 보고의 불투명성을 최초로 주장한 Hutton et al.(2009)의 연구는 재무 보고의 불투명성이 시장위험과의 관련성이 높다는 것을 바탕으로 재무 보고의 불투명성 변수의 유용성을 확인하였다. 따라서 본 연구에서도 이를 고려하였다.

FOR는 외국인지분율을 의미한다. 외국인지분율을 기말 현재 보통주를 기준으로 측정하였다. 외국인지분은 국내 자본시장에서 영향이 큰데, 안윤영 등(2005) 연구에 따르면 외국인은 정보적 우위를 바탕으로 투자의사를 결정하여 외국인지분이 높은 기업일수록 기업과 투자자 사이의 정보 비대칭성이 낮다는 결과를 제시하였다. 또한 차상권과 김용길(2021) 연구는 외국인지분이 증가할수록 회계 보수성이 높아진다는 결과를 제시하였다. 이러한 결과는 외국인지분과 재무 보고의 불투명성은 관련성이 있을 것으로 보인다.

LAR는 대주주지분율이다. 대주주지분율은 경영자의 의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 예컨대, 이해일치가설에 따르면 대주주지분율이 높을수록 주주와 경영자 사이의 이해가 일치되어 기업가치에 긍정적인 영향을 미치고 이는 재무보고의 품질에도 영향을 미친다고 알려져 있다. 또한 이해상충가설에 따르면 대주주지분율이 높을수록 이익조정이 더욱 활발하게 나타날 가능성도 존재한다. 따라서 어떠한 방향성이든 유의한 영향이 있을 것으로 보아 통제변수로 포함하였다(박종일, 2003 ; 전홍민 등, 2013).

BIG은 감사인의 규모이다. 감사인의 규모는 재무 보고와의 관련성이 높다(Teoh and Wong, 1993 ; Becker et al., 1998 ; Francis et al., 1999 ; Francis and Krishnan, 1999 ; Lin and Hwang, 2010 ; DeFond and Zhang, 2014 ; 신현걸과 정재연, 2007 ; 김정교 등, 2011 ; 박미영, 2012). 따라서 본 연구에서는 감사인이 대형회계법인⁸⁾이면 1, 그렇지 않으면 0의 변수를 생성하여 연구모형에 포함하였다. 관련 연구에 의하면 감사인의 규모가 클수록 높은 수준의 감사품질을 달성

8) 대형회계법인은 삼일(pwc), 삼정(KPMG), 한영(EY), 안진(Deloitte) 회계법인을 말한다.

하기 위한 다양한 감사기법이 활용되기 때문에 다른 조건이 일정할 때 감사품질이 높다는 결과를 보고한다. 따라서 감사인의 규모가 클수록 재무 보고의 불투명성은 감소할 것으로 예상된다.

추가로 본 연구의 표본은 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 표본을 이용하여, 상장시장 지시변수(*MKT*)를 포함하였다. *MKT*는 유가증권시장이면 1, 코스닥시장이면 0의 값을 가진다. 또한 산업별(*ΣKSIC*), 연도별(*ΣYEAR*) 지시변수를 생성하여 산업별, 연도별 효과를 고려하였다.

2. 표본선정

본 연구의 가설을 확인하고자 분석대상으로 삼은 2011년부터 2020년까지의 10년이다. 변수의 조작적 정의상 시차 변수가 필요하므로 자료를 추출한 기간은 2008년부터 2021년까지이다. 자료를 추출한 데이터베이스는 NICE평가정보주의 KISVALUE이며 자료를 추출할 때는 다음의 경우는 제외하였다.

- (1) 결산 월이 12월이 아닌 경우
- (2) 한국표준산업분류 상 금융업에 속하는 경우
- (3) 자본잠식인 경우
- (4) 변수의 조작적 정의상 필요한 자료를 추출할 수 없는 경우
- (5) 관리종목으로 편입된 경우

위의 조건을 제외한 후 최종적으로 연구에 이용한 표본크기는 13,904개 기업-연도다. <표 1>에는 표본의 연도별, 산업별 분포를 확인하고자 연도별, 산업별 표본크기를 각각 제시하였다.

먼저 Panel A.에는 연도별 표본 분포를 제시하였는데, 이는 다시 소속 시장별로도 구분하였다. 유가증권시장 소속 표본크기는 5,640개(40.6%), 코스닥시장은 8,264개(59.4%)로 코스닥기업의 크기가 더 크다는 점을 알 수 있었다. 연도별 크기는 전반적으로 해를 거듭할수록 크기가 커지는 점을 확인할 수 있었으나 특정 연도의 표본 분포가 밀집되어 있거나 빈 연도는 확인할 수 없었다. 즉, 연도별 표본 분포는 고르다고 간주하였다. 이와 같은 현상은 시장에 따라 다르지 않았다.

Panel B.에는 한국표준산업분류 중 대분류를 이용하여 산업별 분포를 확인하였다. 가장 큰 비중을 차지하는 산업은 제조업으로 총 9,321개(67.04%)이며, 다음으로 정보통신업(10.99%), 도·소매업(8.42%), 전문 서비스업(5.52%), 건설업(2.52%) 순으로 나타났다. 이외의 산업은 1% 내외의 비중을 차지하였다.

〈표 1〉 표본 분포

Panel A. Yearly Samples Distribution by Listed Market											
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	Total
KOSPI	492	506	511	541	567	585	587	599	623	629	5,640
KOSDAQ	586	643	658	729	803	853	896	950	1,029	1,117	8,264
Total	1,078	1,149	1,169	1,270	1,370	1,438	1,483	1,549	1,652	1,746	13,904
Panel B. Samples Distribution by Industry											
Korean Standard Industry Classification				Freq.		Percent		Cum.			
Agriculture, forestry and fishing				49		0.35		0.35			
Mining and quarrying				12		0.09		0.44			
Manufacturing				9,321		67.04		67.48			
Electricity, gas, steam and air conditioning supply				89		0.64		68.12			
Water supply ; sewage, waste management, materials recovery				46		0.33		68.45			
Construction				351		2.52		70.97			
Wholesale and retail trade				1,171		8.42		79.39			
Transportation and storage				239		1.72		81.11			
Accommodation and food service activities				36		0.26		81.37			
Information and communication				1,528		10.99		92.36			
Real estate activities				32		0.23		92.59			
Professional, scientific and technical activities				768		5.52		98.12			
Business facilities management and business support services				132		0.95		99.07			
Education				63		0.45		99.52			
Arts, sports and recreation related services				57		0.41		99.93			
Membership organizations, repair and other personal services				10		0.07		100			
Total				13,904		100					

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계

본 절에는 연구에 활용된 변수의 기술 통계량을 확인하고자 한다. Dechow et al.(1995) 연구방법론으로 추정한 재량적 발생액(DA^{Dechow})의 값은 평균이 -0.000 로 나타나 0에 가깝게 나타났으

며, 3년간 재량적 발생액 크기(절댓값)의 합인 $OPAQUE^{Dechow}$ 의 경우는 평균이 0.126로 관찰되었다. Kothari et al.(2005) 방식으로 측정 한 경우($DA^{Kothari}$, $OPAQUE^{Kothari}$)에서도 유사한 분포를 나타내었다. 산업 내 경쟁정도인 COMP는 허핀달-허쉬만 지수에 -1를 곱한 값이므로 평균이 -0.257로 나타났다. 통제변수 중 먼저 기업 특성 변수의 결과를 살펴보면, 기업규모(SIZE)는 평균 26.022로 나타났고, 부채비율(LEV)은 평균 40.6%, 수익성(ROA)은 평균 1.9%, 성장성(GRW)은 평균적으로 5.8%로 나타났다. 체계적 위험(BET)은 평균적으로 1보다 작은 0.872로 나타났으며, 수익률의 변동성(VOL)은 평균이 0.506, 외국인지분(FOR)의 평균은 7%, 대주주지분(LAR)은 40.3%, 대형회계법인이 감사인인 경우(BIG)는 48.7%, 유가증권시장의 비중(MKT)은 40.6%로 각각 나타났다.

〈표 2〉 기술통계(N=13,904)

Variable	Mean	S.D.	Min	.25	Mdn	.75	Max
DA^{Dechow}	-0.000	0.092	-0.368	-0.039	0.004	0.042	0.341
$DA^{Kothari}$	0.001	0.073	-0.247	-0.037	0.000	0.036	0.266
$OPAQUE^{Dechow}$	0.126	0.122	0.000	0.042	0.091	0.168	1.188
$OPAQUE^{Kothari}$	0.115	0.111	0.000	0.038	0.083	0.157	1.048
COMP	-0.257	0.206	-1.000	-0.330	-0.200	-0.107	-0.032
SIZE	26.022	1.375	22.685	25.104	25.756	26.645	33.068
LEV	0.406	0.227	0.034	0.222	0.392	0.557	1.152
ROA	0.019	0.097	-0.361	-0.007	0.026	0.065	0.295
GRW	0.058	0.318	-0.668	-0.083	0.025	0.139	1.838
BET	0.872	0.392	0.071	0.584	0.862	1.139	2.073
VOL	0.506	0.225	0.131	0.354	0.467	0.614	1.632
BIG	0.403	0.163	0.082	0.279	0.400	0.517	0.784
LAR	0.070	0.105	0.000	0.009	0.025	0.082	0.529
FOR	0.506	0.225	0.131	0.354	0.467	0.614	1.632
MKT	0.487	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

여기서, DA^{Dechow} : Dechow et al.(1995)의 연구방법론으로 추정 한 재량적 발생액, $DA^{Kothari}$: Kothari et al. (2005)의 연구방법론으로 추정 한 재량적 발생액, $OPAQUE^{Dechow}$: 최근 3년간의 재량적 발생액의 합, $OPAQUE^{Kothari}$: Hutton et al.(2009)의 방법으로 계산한 최근 3년간의 재량적 발생액의 합, COMP : 산업 내 경쟁정도(허핀달-허쉬만 지수 $\times(-1)$), SIZE : 자산총계에 자연로그를 취한 값, LEV : 부채비율, ROA : 전기 말 자산 총계 대비 당기순이익, GRW : 매출액 성장률, BET : 체계적 위험, FOR : 기말 보통주 외국인 투자자 지분율, VOL : 수익률의 변동성, LAR : 대주주지분율, BIG : 감사인이 대형회계법인이면 1, 아니면 0, MKT : 소속 시장이 유가증권시장이면 1, KOSDAQ인 경우 0

2. 상관관계

본 절에서는 본 연구에 활용하는 변수의 상관성을 살펴보고자 한다. 이를 나타낸 결과는 <표 3>과 같으며, 표에서 우측의 상단은 Spearman 상관관계를, 좌측의 하단은 Pearson 상관관계를 나타낸다. 분석 결과는 Pearson 상관관계를 중심으로 언급하고자 한다. 먼저 표에서 재량적 발생액과 재무 보고의 불투명성을 나타내는 변수인 (1)~(4)는 모두 양의 관련성을 보이는 것으로 관찰되었다. 즉, 단일 연도로 측정한 값이나 아니면 절댓값의 크기 혹은 3년간의 합으로 측정한 값의 상관성은 매우 크다는 점을 의미한다. 이와 같은 관점에서 본 연구의 결과가 기존의 이익조정을 종속변수로 하는 연구와 유사한 결과를 도출할 수 있을 것으로 예상되나, 추후 일정한 변수를 통제한 후 검토하기로 한다.

관심 변수인 *COMP*는 재량적 발생액과 재무 보고의 불투명성과의 상관성을 살펴본 결과 종속변수가 모두 유의한 양의 상관계수를 확인할 수 있었다. 이는 산업 내 경쟁이 치열할수록 재량적 발생액과 재무 보고의 불투명성이 모두 증가한다는 것을 의미한다.

통제변수는 *DA^{Dechow}*인 경우 *SIZE, ROA, GRW, FOR, LAR, MKT*과 유의한 양의 상관성을, *LEV, BET, VOL*과 유의한 음의 관계가 나타났다. 이러한 결과는 기업규모가 클수록, 수익성이 높을수록, 성장성이 클수록, 외국인지분율이 높을수록, 대주주지분이 높을수록, 재무적 안정성이 낮을수록, 수익률의 변동성이 적을수록 재량적 발생액이 증가함을 가리킨다. *OPAQUE^{Dechow}*인 경우는 *SIZE, ROA, GRW, FOR, LAR, BIG, MKT*과 유의한 양의 상관성을, *LEV*와 유의한 음의 상관성을 보였다. 이는 기업규모가 클수록, 수익성이 높을수록, 성장성이 클수록, 외국인과 대주주의 지분이 높을수록, 대형회계법인일수록, 유가증권시장일수록, 부채비율이 낮을수록 재무보고의 불투명성이 커질 수 있음을 의미한다.

이상의 결과는 단순히 두 변수의 상관성을 살펴보았다는 점에서 다소 한계가 있으나 재량적 발생액과 재무 보고의 불투명성이 기업 특성 변수와의 관계에 있어서 각각 다른 관련성을 보임에 따라 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성 간의 관계는 산업 내 경쟁과 재량적 발생액 간의 관계와 다른 양상을 보일 가능성을 보이기도 한다.

한편, 본 연구에 다양한 변수가 사용되는 만큼, 다중회귀분석 시 다중공선성에 관한 문제가 발생할 수 있다. 이를 확인할 목적으로 후술하는 회귀분석에서는 분산팽창지수를 통해 다중공선성을 확인하였으나, 지수가 3 이상 관찰되지 않아 이에 관한 문제를 우려할 만큼 크지 않은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 상관관계 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	<i>DAD²chow</i>	<i>DA²koihari</i>	<i>OPAQUE²chow</i>	<i>OPAQUE²koihari</i>	<i>COMP</i>	<i>SIZE</i>	<i>LEV</i>	<i>ROA</i>	<i>GRW</i>	<i>BET</i>	<i>VOL</i>	<i>FOR</i>	<i>LAR</i>	<i>BIG</i>	<i>MKT</i>
(1)	1	0.836 ^{***}	0.583 ^{***}	0.423 ^{***}	0.058 ^{***}	0.066 ^{***}	-0.059 ^{***}	0.364 ^{***}	0.110 ^{***}	-0.024 ^{***}	-0.061 ^{***}	0.030 ^{***}	0.096 ^{***}	0.005	0.021 ^{***}
(2)	0.845 ^{***}	1	0.463 ^{***}	0.593 ^{***}	0.065 ^{***}	0.013	0.074 ^{***}	-0.025 ^{***}	0.113 ^{***}	0.015 ³	0.032 ^{***}	-0.079 ^{***}	0.004	-0.026	0.031 ^{***}
(3)	0.615 ^{***}	0.479 ^{***}	1	0.744 ^{***}	0.085 ^{***}	0.123 ^{***}	-0.091 ^{***}	0.287 ^{***}	0.078 ^{***}	-0.004	-0.116 ^{***}	0.050 ^{***}	0.134 ^{***}	0.025 ^{***}	0.036 ^{***}
(4)	0.435 ^{***}	0.602 ^{***}	0.755 ^{***}	1	0.090 ^{***}	0.035 ^{***}	0.121 ^{***}	-0.150 ^{***}	0.075 ^{***}	0.037 ^{***}	0.028 ^{***}	-0.110 ^{***}	-0.003	-0.023	0.056 ^{***}
(5)	0.033 ^{***}	0.040 ^{***}	0.052 ^{***}	0.056 ^{***}	1	-0.111 ^{***}	-0.069 ^{***}	0.045 ^{***}	0.048 ^{***}	0.086 ^{***}	0.082 ^{***}	0.004	-0.072 ^{***}	-0.062 ^{***}	-0.088 ^{***}
(6)	0.069 ^{***}	-0.006	0.119 ^{***}	0.003	-0.127 ^{***}	1	0.205 ^{***}	0.123 ^{***}	0.017 ^{***}	-0.062 ^{***}	-0.374 ^{***}	0.514 ^{***}	0.212 ^{***}	0.378 ^{***}	0.565 ^{***}
(7)	-0.033 ^{***}	0.083 ^{***}	-0.072 ^{***}	0.118 ^{***}	-0.046 ^{***}	0.185 ^{***}	1	-0.203 ^{***}	0.118 ^{***}	0.079 ^{***}	0.133 ^{***}	-0.118 ^{***}	-0.088 ^{***}	0.057 ^{***}	0.108 ^{***}
(8)	0.529 ^{***}	0.073 ^{***}	0.406 ^{***}	-0.085 ^{***}	0.022 ^{***}	0.164 ^{***}	-0.150 ^{***}	1	0.318 ^{***}	-0.064 ^{***}	-0.188 ^{***}	0.235 ^{***}	0.174 ^{***}	0.087 ^{***}	-0.014 ³
(9)	0.101 ^{***}	0.130 ^{***}	0.054 ^{***}	0.091 ^{***}	0.028 ^{***}	-0.019 ³	0.118 ^{***}	0.237 ^{***}	1	0.016 ³	0.017 ^{***}	0.035 ^{***}	0.001	0.020 ^{***}	-0.046 ^{***}
(10)	-0.016 ³	0.020 ^{***}	0.001	0.038 ^{***}	0.072 ^{***}	-0.020 ³	0.075 ^{***}	-0.056 ^{***}	0.020 ^{***}	1	0.502 ^{***}	0.018 ^{***}	-0.229 ^{***}	-0.053 ^{***}	-0.146 ^{***}
(11)	-0.043 ^{***}	0.050 ^{***}	-0.113 ^{***}	0.024 ^{***}	0.060 ^{***}	-0.316 ^{***}	0.127 ^{***}	-0.169 ^{***}	0.050 ^{***}	0.416 ^{***}	1	-0.257 ^{***}	-0.231 ^{***}	-0.217 ^{***}	-0.271 ^{***}
(12)	0.020 ^{***}	-0.087 ^{***}	0.024 ^{***}	-0.135 ^{***}	-0.063 ^{***}	0.484 ^{***}	-0.096 ^{***}	0.206 ^{***}	0.010	-0.055 ^{***}	-0.214 ^{***}	1	-0.065 ^{***}	0.232 ^{***}	0.263 ^{***}
(13)	0.108 ^{***}	0.001	0.152 ^{***}	-0.015 ³	-0.037 ^{***}	0.151 ^{***}	-0.080 ^{***}	0.213 ^{***}	-0.020 ^{***}	-0.224 ^{***}	-0.181 ^{***}	-0.050 ^{***}	1	0.158 ^{***}	0.189 ^{***}
(14)	0.011	-0.032 ^{***}	0.035 ^{***}	-0.034 ^{***}	-0.053 ^{***}	0.395 ^{***}	0.046 ^{***}	0.093 ^{***}	-0.010	-0.049 ^{***}	-0.173 ^{***}	0.253 ^{***}	0.162 ^{***}	1	0.274 ^{***}
(15)	0.030 ^{***}	0.023 ^{***}	0.049 ^{***}	0.045 ^{***}	-0.054 ^{***}	0.553 ^{***}	0.096 ^{***}	0.027 ^{***}	-0.063 ^{***}	-0.140 ^{***}	-0.229 ^{***}	0.234 ^{***}	0.189 ^{***}	0.274 ^{***}	1

1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

2) 표에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 유의수준을 의미함.

3. 다중회귀분석

<표 4>에는 본 연구의 가설을 검증한 결과를 제시하였다. 분석 결과는 각 모형의 종속변수에 따라 구분한 것이다.

〈표 4〉 가설 검증 결과

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
	DA^{Dechow}	$DA^{Kothari}$	$OPAQUE^{Dechow}$	$OPAQUE^{Kothari}$
	Coef. (t-stats)	Coef. (t-stats)	Coef. (t-stats)	Coef. (t-stats)
<i>Constant</i>	-0.028 (-1.07)	-0.036 (-1.55)	-0.279*** (-3.78)	-0.144** (-2.25)
<i>COMP_{i,t}</i>	0.008* (1.83)	0.010** (2.50)	0.043*** (3.52)	0.037*** (3.17)
<i>SIZE_{i,t}</i>	0.001 (0.66)	0.001 (1.14)	0.012*** (4.68)	0.006** (2.35)
<i>LEV_{i,t}</i>	0.017*** (3.57)	0.021*** (4.90)	-0.016 (-1.35)	0.046*** (4.20)
<i>ROA_{i,t}</i>	0.552*** (41.36)	0.068*** (5.61)	0.752*** (27.38)	-0.119*** (-4.45)
<i>GRW_{i,t}</i>	-0.012*** (-3.07)	0.024*** (7.30)	-0.020*** (-3.23)	0.049*** (9.32)
<i>BET_{i,t}</i>	-0.002 (-0.74)	-0.001 (-0.47)	0.023*** (4.23)	0.011** (2.27)
<i>VOL_{i,t}</i>	0.016*** (3.38)	0.014*** (3.16)	-0.043*** (-4.38)	-0.018** (-1.98)
<i>FOR_{i,t}</i>	-0.085*** (-7.85)	-0.074*** (-7.46)	-0.178*** (-6.76)	-0.205*** (-7.60)
<i>LAR_{i,t}</i>	-0.008 (-1.54)	-0.008 (-1.51)	0.056*** (3.56)	-0.007 (-0.48)
<i>BIG_{i,t}</i>	-0.004** (-2.11)	-0.004** (-2.17)	-0.009* (-1.74)	-0.009* (-1.84)
<i>MKT_{i,t}</i>	0.009*** (4.09)	0.009*** (4.62)	0.003 (0.51)	0.020*** (3.45)
$\Sigma YEAR$	Included	Included	Included	Included
$\Sigma KSIC$	Included	Included	Included	Included
<i>Clustered</i>	by Firm	by Firm	by Firm	by Firm
<i>F-value</i>	67.863***	9.156***	34.036***	9.541***
<i>Adj. R²</i>	0.299	0.039	0.193	0.052
<i>N</i>	13,904	13,904	13,904	13,904

1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

2) 표에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 유의수준을 의미함.

분석 결과는 모두 산업별, 연도별 더미변수를 포함하여 산업별, 연도별 고정효과를 통제한 후의 결과이며, 기업별 군집성을 통제한 후의 회귀분석 결과이다. 재량적 발생액(DA)의 경우 비교 목적으로 제시하였다.

관심 변수인 **COMP**의 값은 종속변수에 따라 유의수준에 차이를 보였으나 전반적으로 양의 값이 나타났다. 이는 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성이 관련성이 없을 것으로 보았던 본 연구의 가설이 기각됨을 의미한다. 구체적으로 모형(1)과 모형(2)의 경우는 종속변수가 재량적 발생액인 경우로 각각 10%와 5%에서 유의한 양의 값이 나타났다. 이는 산업 내 경쟁이 치열할수록 재량적 발생액이 증가함을 의미한다. 모형(3)과 모형(4)은 3년간의 재량적 발생액의 크기의 합으로 측정된 결과로 각각 1%수준에서 유의한 양의 값이 나타났다. 이는 산업 내 경쟁이 치열할수록 증가하는 재량적 발생액의 크기는 단일연도뿐만 아니라 다 기간으로 검증하여도 다르지 않음을 의미한다.

<표 4>의 결과를 종합하면 산업 내 경쟁이 치열할수록 재량적 발생액으로 측정한 재무 보고의 불투명성은 증가할 수 있음을 확인한 결과로 해외 사례인 Markarian and Santalo(2014), Shi et al.(2018), 그리고 Chang et al.(2019) 등 주요 선행연구에서와 유사한 결과가 나타나나, 국내 자본시장을 대상으로 한 유혜영 등(2013) 혹은 신일항 등(2014)의 연구와는 다소 다른 결과가 나타났다. 국내 자본시장을 대상으로 한 연구에서는 산업 내 경쟁이 적을수록 이익조정이 활발할 수 있음을 제시하면서 산업 내 경쟁의 외부기업지배구조 역할로 인해 경쟁이 적을수록 이익조정이 나타날 수 있음을 언급하였다. 그러나 본 연구는 경쟁이 치열할수록 직면하는 경영자의 교체 가능성과 감소하는 수익성은 경영자의 이익조정을 유도할 수 있음을 밝혔다라는 점에서 국내 시장을 대상으로 한 김상현 등(2017)과 그 논리를 같이한다.

이어지는 추가분석에서는 이익조정에 영향을 줄 수 있는 환경(e.g. 외국인 지분율, 금융 부채) 등에서 산업 내 경쟁과 재무보고 불투명성 간의 관계를 살펴본다.

4. 추가분석 I : 외국인지분율을 고려한 결과

국내 자본시장을 대상으로 한 실증연구는 외국인 투자자의 역할에 관심을 두었다. 외국인은 내국인에 비해 아무래도 다양한 정보습득의 어려움이 있으므로 기업가치를 평가할 때 공통으로 참고하는 회계정보에 더욱 가치를 둔다(안윤영 등, 2005). 따라서 외국인 투자자는 높은 수준의 회계정보의 품질을 요구하게 되며, 경영자의 사적 이익을 추구하기 위한 재무 보고에의 개입을 제한하는 감시자의 역할(**monitoring role**)을 한다고 알려져 있다. 따라서 본 연구에서는 외국인지분율이 중위수보다 낮은 경우에 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성 간의 관계를 검토하고자 한다.

이를 분석한 결과는 <표 5>에 제시하였다. 외국인지분율이 높은 경우는 Panel A에, 지분율이 낮은 경우는 Panel B에 각각 보고하였다. 먼저 Panel A에 외국인지분율이 높은 경우는 산업 내

경쟁과 재무보고의 불투명성의 관계의 통계적 유의성을 확인할 수 없었다. 즉, 외국인지분이 높은 경우 상대적으로 완화된 재무보고의 품질은 경쟁이 유발하는 재무보고의 불투명성을 악화시키지 않는다고 해석할 수 있다. 반면에, Panel B의 결과에서는 외국인지분율이 낮은 경우, 산업 내 경쟁과 재무보고의 불투명성의 양의 관계는 유의하게 나타났다. 본 절의 결과는 외국인투자자 지분에 따라 산업 내 경쟁과 재무보고의 불투명성의 관계를 차이를 보인다는 점을 확인하였다.

〈표 5〉 외국인지분을 고려한 결과

	DA^{Dachow}	$DA^{Kothari}$	$OPAQUE^{Dachow}$	$OPAQUE^{Kothari}$
Panel A. FOR > Median Value(N=6,937)				
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
$COMP_{i,t}$	-0.000 (-0.05)	0.004 (0.67)	0.023 (1.41)	0.017 (1.05)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	23.849***	4.889***	12.940***	7.139***
Adj. R^2	0.245	0.033	0.140	0.071
Panel B. FOR < Median Value(N=6,967)				
	Model (5)	Model (6)	Model (7)	Model (8)
$COMP_{i,t}$	0.015*** (2.90)	0.016*** (3.15)	0.060*** (4.26)	0.059*** (4.21)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	53.668***	6.870***	29.878***	5.426***
Adj. R^2	0.348	0.050	0.243	0.042

1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

2) 표에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 유의수준을 의미함.

5. 추가분석 II : 금융부채를 고려한 결과

이하에서는 금융부채의 비중을 이용하여 금융부채의 비중이 높은 경우와 낮은 경우 산업 내 경쟁과 재무보고의 불투명성의 관계가 차이를 보이는지 확인하고자 한다. 금융부채는 이자발생 부채로 측정하였으며 자산총계 대비 당기 이자발생부채로 그 비중을 측정하였다(이건 등, 2015). 금융부채가 중위수보다 큰 표본의 결과는 Panel A에, 중위수보다 작은 경우의 결과는 Panel B에 각각 제시하였다. 분석 결과, 금융부채의 비중이 큰 경우 산업 내 경쟁과 재무보고의 불투명성의 관계는 모두 1% 수준에서 유의한 양의 값이 나타났으나, 금융부채의 비중이 낮은 경우는 유의

성을 확인할 수 없었다. 이러한 결과는 차입금과 같은 금융기관에서의 자본조달 비중이 높은 경우 경쟁이 이익조정을 더욱 촉진하고, 재무보고의 불투명성이 커질 수 있음을 의미한다. 본 절의 결과는 기존연구의 결과와 크게 다르지 않다. 박종일과 윤소라(2014)는 부채를 통한 자본조달에서 경영자의 이익조정이 커질 수 있고, 금융기관은 경영자 이익조정의 탐지가 어렵다는 결과를 제시하였다.

〈표 6〉 금융부채 비율을 고려한 결과

	DA^{Dechow}	$DA^{Kothari}$	$OPAQUE^{Dechow}$	$OPAQUE^{Kothari}$
Panel A. FDEBT > Median Value(N=6,951)				
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
$COMP_{i,t}$	0.010** (2.33)	0.014*** (3.16)	0.046*** (3.43)	0.043*** (3.37)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	51.258	7.686	27.184	8.816
Adj. R^2	0.267	0.040	0.180	0.057
Panel B. FDEBT < Median Value(N=6,953)				
	Model (5)	Model (6)	Model (7)	Model (8)
$COMP_{i,t}$	0.001 (0.18)	0.003 (0.35)	0.037 (1.62)	0.029 (1.32)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	61.112***	9.872***	26.574***	5.519***
Adj. R^2	0.423	0.059	0.238	0.065

1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

2) 표에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 유의수준을 의미함.

6. 추가분석 III : 상장시장을 구분한 결과

추가적으로 표본 기업의 소속 상장시장을 구분한 뒤 주된 분석을 재검증하였다. 분석 결과는 <표 7>과 같다. <표 7>에서 먼저 유가증권시장 상장기업을 대상으로 분석한 결과에서는 관심변수인 $COMP$ 의 값이 통계적으로 유의하게 나타나지 않아 산업 내 경쟁이 치열할수록 재무보고의 불투명성이 증가한다는 본 연구의 주된 결과를 확인할 수 없었다. 그러나 Panel B의 코스닥 시장을 대상으로 한 결과에서는 종속변수가 DA 인 경우는 5%에서, 종속변수가 $OPAQUE$ 인 경우는 1%에서 유의한 양의 값이 관찰되었다. 즉, 산업 내 경쟁이 치열할수록 증가하는 재무보고의

불투명성은 상대적으로 규모가 작은 기업이 속해있는 시장에서 뚜렷하게 관찰되었다. 즉, 산업 내 경쟁과 재무보고의 불투명성은 상장시장에 따라 차이를 보이는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 상장시장을 구분한 결과

	DA^{Dechow}	$DA^{Kothari}$	$OPAQUE^{Dechow}$	$OPAQUE^{Kothari}$
Panel A. KOSPI listed(N=5,640)				
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
$COMP_{i,t}$	0.000 (0.07)	0.004 (0.86)	0.006 (0.58)	0.009 (1.01)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	84.262***	10.646***	42.999***	14.726***
Adj. R^2	0.293	0.046	0.173	0.064
Panel B. KOSDAQ listed(N=8,264)				
	Model (5)	Model (6)	Model (7)	Model (8)
$COMP_{i,t}$	0.011** (2.26)	0.010** (2.26)	0.058*** (6.00)	0.046*** (5.38)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	130.328***	11.097***	79.134***	17.170***
Adj. R^2	0.305	0.033	0.209	0.052

1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

2) 표에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 유의수준을 의미함.

7. 추가분석 IV : 재무 보고의 불투명성의 대응치를 이용한 결과

재무 보고의 불투명성은 Hutton et al.(2009)에서 처음 제안하여 이후 연구에서는 주로 Hutton et al.(2009)와 같이 3년간의 절댓값의 합을 이용한 경우가 많았다. 그러나 전규안과 박종일(2017) 연구는 Hutton et al.(2009)과 같이 측정한 경우와 달리 3년간의 표준편차를 이용하여 측정하는 경우를 제안하였다.

구체적으로 3년간의 절댓값의 합을 이용하게 되면 회사의 이익조정이 상향인지 하향인지 방향성을 확인할 수 없으나 표준편차를 이용하게 되면 3년간의 변동성으로 측정한 결과는 누적효과를 검증하는 것보다 효과적인 방식이 될 수 있다. 따라서 본 절에서는 전규안과 박종일(2017) 연구의 방법론으로 주된 분석, 추가분석을 재검증하였고 이를 <표 8>에 제시하였다.

<표 8>의 Panel A는 Dechow et al.(1995)의 재량적 발생액으로 측정한 결과를, Panel B는

Kothari et al.(2005)로 측정 한 결과를 각각 보고하였다. Panel A와 B는 대체로 유사한 결과가 나타났다. 구체적으로 모형(1)은 산업 내 경쟁과 재무보고의 불투명성의 관계를 살펴본 결과로 1% 수준에서 유의한 양의 값이 나타나는 바, 주된 분석과 유사하게 경쟁이 치열할수록 재무보고의 불투명성은 증가하는 것으로 나타났다. 추가분석으로 수행했던 외국인지분율과 금융부채의 비중 역시 대체로 유사하게 나타났는데, 금융부채의 경우는 금융부채의 비중이 적더라도 산업 내 경쟁과 재무보고의 불투명성의 양의 관계가 10% 수준에서 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 재량적 발생액의 누적치보다 변동성으로 측정하게 되었을 때, 강한 이익조정의 유인이 있지 않더라도 경쟁은 재무보고의 불투명성을 다소 악화시킬 수 있는 것으로 볼 수 있다. 그러나 이러한 양상은 Panel B.의 Kothari et al.(2005)로 측정 한 경우는 관찰되지 않아 금융부채 비중이 낮은 경우의 경쟁과 재무보고의 불투명성의 관계는 일관적으로 유의하다고 보기 어렵다. 마지막으로 상장시장의 차이를 검증한 결과에서는 KOSDAQ 기업을 대상으로 한 경우 유의한 양의 관계가 나타났다. <표 8>의 결과를 종합하면 재무 보고의 불투명성의 측정치를 달리 적용(전규안과 박종일, 2017)하더라도 본 연구에서 수행한 결과는 앞선 분석의 결과들과 질적으로 달라지지 않는다.

<표 8> 대체적 측정치를 이용한 결과

	Main Result	FOR >Median	FOR <Median	FDEBT >Median	FDEBT <Median	KOSPI	KOSDAQ
Panel A. Dechow et al.(1995) Discretionary Accruals							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
COMP_{i,t}	0.042*** (3.69)	0.025 (1.61)	0.058*** (4.33)	0.045*** (3.51)	0.037* (1.82)	0.006 (0.63)	0.058*** (6.53)
F-value	42.067	15.049	38.061	23.657	28.549	41.363	74.870
Adj. R ²	0.185***	0.139***	0.229***	0.158***	0.223***	0.167***	0.200***
N	13,904	6,937	6,967	6,951	6,953	5,640	8,264
Panel B. Kothari et al.(2005) Discretionary Accruals							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
COMP_{i,t}	0.037*** (3.25)	0.019 (1.21)	0.055*** (4.14)	0.042*** (3.44)	0.027 (1.33)	0.012 (1.38)	0.044*** (5.48)
F-value	10.688	7.346	6.407	6.445	7.527	15.415	17.622
Adj. R ²	0.054***	0.075***	0.044***	0.056***	0.065***	0.067***	0.053***
N	13,904	6,937	6,967	6,951	6,953	5,640	8,264

- 1) 변수의 정의는 제Ⅲ장의 연구방법론과 같음.
- 2) 표에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 유의수준을 의미함.

8. 추가분석 V : 방법론을 변경하여 적용한 결과

<표 9>에는 분석 방법론을 달리하여도 주된 분석결과가 유사한 값을 도출하는지 검토할 목적으로 횡단면-시계열 종속성을 완화한 후 조정된 t값을 제시하시는 Newey-West test와 극단치에 의한 영향을 조정한 후의 회귀분석 결과를 제시하는 강건한 회귀분석(Robust Regression)을 실시하였다. 강건한 회귀분석은 쿡 거리(Cook's Distance)를 이용하여 거리가 멀수록 이상치에 의한 영향이 추정치에 미치는 영향이 존재할 수 있으므로 회계 연구에서 강건성 분석의 방안으로 활용한다(Easton and Sommers, 2003 ; Leone et al., 2019). 분석 결과, 산업 내 경쟁과 채무보고의 불투명성의 양의 관계는 분석 방법에 상관없이 모두 1% 수준에서 유의한 양의 값이 관찰되었다. 즉, 횡단면-시계열 종속성이나 극단치에 의한 영향을 고려한 후에도 본 연구의 주된 분석 결과는 모두 유효하게 나타났다.

〈표 9〉 강건성 분석 결과

	DA^{Dechow}	$DA^{Kothari}$	$OPAQUE^{Dechow}$	$OPAQUE^{Kothari}$
Panel A. Newey-West Test(N=13,904)				
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
$COMP_{i,t}$	0.008*** (2.59)	0.011*** (3.92)	0.042*** (6.30)	0.040*** (6.74)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	213.114***	34.063***	166.613***	61.388***
Adj. R^2	0.294	0.039	0.190	0.051
Panel B. Robust Regression(N=13,904)				
	Model (5)	Model (6)	Model (7)	Model (8)
$COMP_{i,t}$	0.009*** (3.13)	0.011*** (4.07)	0.042*** (7.25)	0.040*** (7.23)
Control Variables	Included	Included	Included	Included
F-value	300.466***	28.310***	142.895***	32.566***
Adj. R^2	0.376	0.052	0.222	0.060

1) 변수의 정의는 제Ⅲ장의 연구방법론과 같음.

2) 표에서 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서의 유의수준을 의미함.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 산업 내 경쟁이 재무 보고의 불투명성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 재무 보고의 불투명성 측정치의 특성으로 인해 비교목적으로 재량적 발생액과 그 크기도 검토하였다. 산업 내 경쟁과 이익 조정과의 관계에 대한 상충하는 두 가지의 가설로 인해 산업 내 경쟁이 재무 보고의 불투명성에 미치는 영향을 예단하기 어려웠으며 그 두 가지의 가설 역시 국내·외 연구에서 모두 실증적으로 지지되고 있어 다른 관점에서 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성에 대한 관계를 실증적으로 연구할 필요가 있다.

이를 위해 본 연구는 한국채택국제회계기준 도입 이후 기간인 2011년부터 2020년까지를 분석 기간으로 설정하고 유가증권시장과 코스닥시장 상장 법인을 대상으로 산업 내 경쟁이 재무 보고의 불투명성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 산업 내 경쟁은 허핀달-허쉬만 지수로 측정하였으며, 재무 보고의 불투명성 대용치(proxy)는 Hutton et al.(2009)과 전규안과 박종일(2017)을 참고하여 산정하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 일정한 변수를 통제한 후에도 산업 내 경쟁이 증가할수록 재무 보고의 불투명성은 모두 증가하는 것으로 나타났다. 이는 산업내 경쟁이 외부기업지배구조로 역할을 한다기보다는 수익성을 감소시켜 경영자의 재무 보고 개입을 유도할 수 있음을 시사한다. 둘째, 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성의 양의 관계가 외국인지분율이 낮을수록 강화되는 것으로 나타났으며, 금융부채의 비중이 높을수록 산업 내 경쟁과 재무 보고의 불투명성의 양의 관계는 강화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재무 보고의 불투명성을 달리 측정하거나 혹은 이분산성 및 극단 값에 의한 영향을 고려하더라도 유효하였다.

본 연구는 산업 내 경쟁과 이익의 질 관계를 살펴보았던 기존의 연구와 달리 재무보고의 불투명성 관점에서 산업내 경쟁이 재무보고에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 학문적 기여점이 존재한다. 그러나 경쟁의 측정이 본 연구에서의 측정치와 달리 산업 내의 구조 및 구분에 따라 달라질 수 있다는 한계가 있다. 또한 재무 보고의 불투명성의 측정치가 단일연도의 재량적 발생액을 이용한 경우와 비교할 때 기업의 회계정책을 더욱 반영하는 방식이기는 하나 재량적 발생액의 측정오차의 문제는 꾸준히 제기되고 있는 만큼 본 연구의 결과의 해석에 유의할 필요가 있다.

참고문헌

- 김상현 · 손판도 · 이상은. 2017. “시장경쟁질서와 이익관리 간의 관계”. 질서경제저널 제20권 제3호 : 1-22.
- 김선구. 2014. “기업의 지배구조와 시장경쟁도가 조세회피에 미치는 영향”. 상업교육연구 제28권 제6호 : 287-312.
- 김정교 · 유순미 · 김경옥. 2011. “감사품질이 기업의 이익조정에 미치는 영향”. 국제회계연구 제38집 : 43-74.
- 류두원 · 류두진 · 황준호. 2015. “제품시장경쟁이 주식수익률에 미치는 영향 : 한-미 FTA를 통한 증거”. 재무연구 제28권 제3호 : 487-512.
- 류두진 · 변현철. 2012. “시장경쟁정도와 기업의 배당에 관한 연구”. 기업경영연구 제19권 제3호 : 255-277.
- 박미영. 2012. “감사인 특성과 조세회피”. 세무와 회계저널 제13권 제3호 : 191-219.
- 박종일 · 김수인. 2019. “세무위험 및 조세회피의 재무보고의 불투명성과의 관계”. 세무학연구 제36권 제3호 : 9-54.
- _____. 김수인 · 신상이. 2019. “재무보고의 불투명성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향”. 경영학연구 제48권 제2호 : 299-340.
- _____. 윤소라. 2014. “재량적 발생액과 부채조달비용 간의 관계에 대한 실증적 증거”. 회계학연구 제39권 제3호 : 359-410.
- 손판도 · 송영수 · 최철선. 2015. “시장경쟁질서와 기업의 재무정책”. 질서경제저널 제18권 제3호 : 41-63.
- 송길성. 2013. “경영자지분율과 재량발생액간의 관계, 그리고 시장경쟁효과”. 경영학연구 제42권 제6호 : 1589-1627.
- 신일항 · 이명건 · 이은철. 2014. “산업 내 경쟁정도와 실제이익조정-기업지배구조와의 상호작용을 중심으로”. 회계학연구 제39권 제3호 : 57-90.
- 신현걸 · 정재연. 2007. 감사인의 규모가 반기재무제표의 이익조정에 미치는 영향. 세무와회계저널 제8권 제1호 : 27-46.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005. “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”. 회계학연구 제30권 제4호 : 109-131.
- 유혜영 · 이호영 · 채수준. 2013. “산업경쟁도가 이익조정에 미치는 영향”. 회계정보연구 제31권 제3호 : 317-342.
- 이건 · 한승수 · 김응길. 2015. “경영자 능력이 보수주의에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제40권 제3호 : 257-297.
- 이지혜 · 변희섭. 2016. “상품시장에서의 경쟁, 소유-지배 괴리도와 이사회 특성”. 경영학연구 제45권 제2호 : 465-502.

- 임승연. 2015. “기업이 직면한 시장경쟁이 발생액의 품질에 미치는 영향에 관한 연구”. 국제회계연구 제64집 : 49–72.
- 전규안 · 박종일. 2017. “회계이익의 불투명성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향”. 경영학연구 제46권 제5호 : 1303–1341.
- 정석윤 · 진승화 · 차상권. 2016. “상품시장 경쟁과 발생액의 질의 관련성”. 대한경영학회지 제29권 제3호 : 507–534.
- 차상권 · 김응길. 2021. “외국인 투자자 지분율과 조건적 보수주의”. 국제회계연구 제98집 : 115–135.
- 최순재 · 권오진. 2016. “산업 내 경쟁과 보수적 회계처리 간의 관련성 연구—전략적 관점을 중심으로”. 회계 · 세무와 감사 연구 제58권 제3호 : 31–72.
- Amairi, H., Gallali, M. I., and Sassi, S. 2022. Market pressure and cost of equity : Revisited. *Finance Research Letters*. 102749.
- Becker, C. L., DeFond, M. L., Jiambalvo, J., and Subramanyam, K. R. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*. 15(1) : 1–24.
- Callen, J. L., and Fang, X. 2013. Institutional investor stability and crash risk : Monitoring versus short-termism? *Journal of Banking & Finance*. 37(8) : 3047–3063.
- Callen, J. L., and Fang, X. 2015. Religion and stock price crash risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 50(1–2) : 169–195.
- Chae, S. J., Nakano, M., and Fujitani, R. 2020. Financial reporting opacity, audit quality and crash risk : Evidence from Japan. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*. 7(1) : 9–17.
- Chang, H. Y., Liang, L. H., and Yu, H. F. 2019. Market power, competition and earnings management : accrual-based activities. *Journal of Financial Economic Policy*. 11(3) : 368–384.
- Chen, C., Li, L., and Ma, M. L. 2014. Product market competition and the cost of equity capital : evidence from China. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*. 21(3) : 227–261.
- Collins, D. W., Pungaliya, R. S., and Vijh, A. M. 2017. The effects of firm growth and model specification choices on tests of earnings management in quarterly settings. *The Accounting Review*. 92(2) : 69–100.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review*. 70(2) : 193–225.
- DeFond, M., and Zhang, J. 2014. A review of archival auditing research. *Journal of Accounting*

- and Economics*. 58(2–3) : 275–326.
- Easton, P. D., & Sommers, G. A. 2003. Scale and the scale effect in market based accounting research. *Journal of Business Finance & Accounting*. 30(1–2) : 25–56.
- Francis, J. R., and Krishnan, J. 1999. Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research*. 16(1) : 135–165.
- Francis, J. R., Maydew, E. L., and Sparks, H. C. 1999. The role of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing : Journal of Practice & Theory*. 18(2) : 17–34.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., and Tehranian, H. 2009. Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Journal of Financial Economics*. 94(1) : 67–86.
- Jelinek, K. 2007. The effect of leverage increases on earnings management. *The Journal of Business and Economic Studies*. 13(2) : 24–46.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*. 29(2) : 193–228.
- Kim, J. B., Li, Y., and Zhang, L. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk : Firm–level analysis. *Journal of Financial Economics*. 100(3) : 639–662.
- Kim, J. B., and Zhang, L. 2016. Accounting conservatism and stock price crash risk : Firm–level evidence. *Contemporary Accounting Research*. 33(1) : 412–441.
- Kim, J. B., Li, L., Lu, L. Y., and Yu, Y. 2016. Financial statement comparability and expected crash risk. *Journal of Accounting and Economics*. 61(2–3) : 294–312.
- 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.
- Laksmana, I., and Yang, Y. W. 2014. Product market competition and earnings management : Evidence from discretionary accruals and real activity manipulation. *Advances in Accounting*. 30(2) : 263–275.
- Leone, A. J., Minutti–Meza, M., & Wasley, C. E. 2019. Influential observations and inference in accounting research. *The Accounting Review*. 94(6) : 337–364.
- Lee, C. W. J., Li, L. Y., and Yue, H. 2006. Performance, growth and earnings management. *Review of Accounting Studies*. 11(2) : 305–334.
- Lemma, T. T., Negash, M., Mlilo, M., and Lulseged, A. 2018. Institutional ownership, product market competition, and earnings management : Some evidence from international data. *Journal of Business Research*. 90(Sept.) : 151–163.
- Li, X. 2010. The impacts of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclosures. *Review of Accounting Studies*. 15(3) : 663–711.
- Lin, J. W., and Hwang, M. I. 2010. Audit quality, corporate governance, and earnings

- management : A meta analysis. *International Journal of Auditing*. 14(1) : 57–77.
- Markarian, G., and Santalo, J. 2014. Product market competition, information and earnings management. *Journal of Business Finance & Accounting*. 41(5–6) : 572–599.
- McNichols, M. F., and Stubben, S. R. 2008. Does earnings management affect firms' investment decisions?. *The Accounting Review*. 83(6) : 1571–1603.
- Schipper, K. 1989. Earnings management. *Accounting Horizons*. 3(4) : 91–102.
- Shi, G., Sun, J., and Zhang, L. 2018. Product market competition and earnings management : A firm level analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*. 45(5–6) : 604–624.
- Shleifer, A. 2004. Does competition destroy ethical behavior?. *American Economic Review*. 94(2) : 414–418.
- Teoh, S. H., and Wong, T. J. 1993. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient. *The Accounting Review*. 346–366.
- Valta, P. 2012. Competition and the cost of debt. *Journal of Financial Economics*. 105(3) : 661–682.
- Veronica, A. 2015. The influence of leverage and its size on the earnings management. *Research Journal of Finance and Accounting*. 6(8) : 159–167.
- Zamri, N., Rahman, R. A., and Isa, N. S. M. 2013. The impact of leverage on real earnings management. *Procedia Economics and Finance*. 7 : 86–95.
- Zheng, Z., Lin, Y., Yu, X., and Liu, X. 2021. Product market competition and the cost of equity capital. *Journal of Business Research*. 132 : 1–9.

The Effect of Industry Competition on Financial Reporting Opacity

Cha, Sangkwon* · Cho, Hyeongtae**

〈Abstract〉

This study analyzes the relationship between industry competition and financial reporting opacity. Industry competition refers to the degree of competition between firms within the same industry. This industry competition not only indicates an industry structure but also affects a decision to be made by a manager in a company belonging to a particular industry. The decision may affect the firm's value chain(including sales and production) and the manager's financial reporting. There is a view that industry competition can reduce the incentives for managers to intervene in financial reporting to pursue his/her private interests by playing a role as an external corporate governance. Another view is that industry competition could induce the manager's intervention in the financial reporting process as the competition decreasing the firm's profitability may increase the risk of manager turnover. The prior accounting literature provides inconsistent conclusions depending on the samples tested.

In this regard, this study examines the financial reporting opacity(i.e. lack of transparency) measured by discretionary accruals over a three-year period by taking a different view from prior literature. This study analyzed whether the industry competition affects the firm's financial reporting opacity by using samples from KOSPI and KOSDAQ for the period of 2011 to 2020. The industry competition is measured using the Herfindahl-Hirschmann index, and financial reporting opacity is measured as the sum of the three-year absolute discretionary accruals which was introduced in Hutton et al.(2009).

The test results are summarized as follows. First, even after considering control variables, as the degree of industry competition intensifies, the financial reporting opacity measured by the sum of absolute discretionary accrual for three years increases. This provides an implication that competition within the industry can induce the manager's intervention in financial reporting due to the risk of manager replacement as the competition reduces a firm's profitability rather than playing a role as an external corporate governance. Second, the positive relationship between the industry competition and the financial reporting opacity is pronounced more when the foreign shareholder ownership is lower, and the debt to equity ratio is higher. These results are still valid

* Ph. D., The Department of Accounting, Hanyang University, sgcha01@daum.net, First Author

** Associate Professor, College of Business Administration, Hongik University, cht1212@hongik.ac.kr, Corresponding Author

even when the financial reporting opacity is measured differently(Jeon and Park, 2017) or the effects of heteroscedasticity and extreme observations are considered.

This study provides a contribution to the literature by analyzing the impact of industry competition on a firm's financial reporting opacity, unlike prior studies focusing on the relationship between industry competition and earnings quality.

〈Key words〉 Industry Competition, Financial Reporting Opacity, Discretionary Accruals