

## 상품시장 경쟁이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향\*

손성규(제1저자)  
연세대학교 경영학과 교수  
(skshon@yonsei.ac.kr)  
신일항(교신저자)  
연세대학교 경영학과 박사과정  
(jayshih00@yonsei.ac.kr)

본 연구는 상품시장의 경쟁정도가 재무분석가의 이익예측에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해 분석하였다. 구체적으로 기업이 속한 산업의 경쟁정도가 재무분석가의 예측 정확성(forecast accuracy), 낙관적 예측성향(forecast optimism), 예측치 분산(forecast dispersion)에 미치는 영향을 상세히 분석하였다.

선행연구에 의하면 상품시장 경쟁은 시장규율효과(market discipline effect)로서 외부기업지배구조의 메커니즘으로 작용한다. 따라서, 상품시장 경쟁 수준이 높아질수록 기업의 정보비대칭을 감소시켜 재무분석가의 이익예측 특성을 제고시킬 것으로 예측할 수 있다.

다변량 회귀분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측정확성 간에는 양(+)의 관계가, 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측치 분산 간에는 음(-)의 관계가 성립하며, 이는 다양한 추가분석을 통해 실증 분석의 결과가 강건함을 확인하였다. 다만, 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측 낙관성 간에는 음(-)의 관계는 강건하지 않았다.

이러한 연구 결과는 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 하는 것이 재무분석가의 이익예측의 정확성을 제고하고 이익예측의 상향편의를 감소시키며 재무분석가의 정보해석의 이질성을 감소시킴으로써 자본시장의 정보비대칭을 줄이는데 도움이 될 수 있다는 유용한 정책적 시사점을 제공한다.

주제어: 상품시장 경쟁, 재무 분석가, 예측 정확성, 낙관적 예측성향, 예측치 분산

### 1. 서론

본 연구는 상품시장 경쟁이 재무분석가의 이익예측에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해 분석하였다. 구체적으로 기업이 속한 산업의 경쟁정도가 재무분석가의 예측 정확성(forecast accuracy), 낙관적 예측성향(forecast optimism), 예측치 분산(forecast dispersion)에 미치는 영향을 상세히 분석하였다.

주식회사제도는 기업에 자금을 제공하고 그것을 소유하고 있는 주주와 중요한 경영의 의사결정을 내

리는 경영자를 분리하여 분업에 의한 전문성과 효율성을 극대화하기 위해 운영되는 조직이다. 주주와 경영진의 이해관계가 일치하는 경우 대리인비용은 발생하지 않고 분업에 의한 효율성 증진을 통해 최선의 결과(first-best outcome)를 가져올 수 있다. 그러나 주주가 경영자에게 경영을 위임하고 경영자와 주주의 이해가 일치하지 않으며 정보의 비대칭성(information asymmetry)이 존재하는 경우 대리인 문제(agency problem)가 발생한다. 기업의 지배구조는 소유와 경영의 분리로 인해 발생하는 대리인비용(agency costs)을 효과적으로 통제하여 기

최초투고일: 2014. 1. 21      수정일: (1차: 2014. 4. 7)      게재확정일: 2014. 5. 7

\* 본 연구에 많은 조언과 도움을 주신 익명의 심사자님께 감사 드립니다. 그리고 2014년 5월 회계정보학회에서 본 논문에 대해 유익한 토론을 해주신 청주대 천기림 교수님을 비롯하여 좋은 의견을 주신 모든 분들께 감사드립니다.

업의 경영목표를 설정하고 그 경영목표가 이행되도록 규율하는 메커니즘으로 내부지배구조와 외부지배구조로 나눌 수 있다. 내부지배구조는 사외이사를 포함한 이사회, 경영진이 보유한 내부자 지분(insider ownership), 급여체계 등이 해당되며 외부통제장치로는 기업 외부에 존재하는 기관투자자, 외부대주주 등 주식소유자에 의한 감독과 경영자노동시장, 기업경영권시장, 상품시장 등이 존재한다(조성빈 2006).

이 중 외부지배구조로 분류되는 상품시장은 자유경쟁의 원칙에 의해 공급자와 수요자가 자유의사에 의해 가격을 조정하여 거래를 형성하는 사람들의 장소를 지칭한다. 이와 같이 주요 경제주체인 기업의 공급과 가격의 수요를 통해 시장을 움직이게 하는 배경에는 기업 간의 이윤 극대화를 위한 혹독한 경쟁의 논리가 전제되어 있다. 기업들은 이러한 상품시장에서의 경쟁 하에서 수립된 경영전략을 최선을 다해 실행하게 되며, 회계정보는 이러한 개별 기업의 전략 실행의 결과로서 보여지는 산물이다(신일항 외 2인 2014). 동일 상품시장 내 경쟁기업 간 위협은 경영자 교체가능성을 높여 경영자가 최선의 노력을 다하도록 규율하는 기능을 갖는다(Hart 1983; Schmidt 1997; Griffith 2001). 또한, Chhaochharia et al.(2009)은 미국 기업을 대상으로 경영자와 주주 간의 이윤동기 일치화(alignment of incentives)와 상품시장에서의 경쟁과의 관계를 연구하였다. 그 결과 상품시장의 경쟁이 대리인 문제(agency conflicts)를 해소해주는 것으로 나타났으며, 경쟁이 덜한 산

업에 속한 기업이 경쟁이 심한 산업에 속한 기업보다 효율성이 떨어지는 것을 발견하였다. 그러므로 상품시장경쟁은 정보비대칭을 완화하고 경영자의 대리인문제를 규율하는 외부 기업지배구조(external corporate governance)로서 작동한다(박경서 등 2011; 신일항 외 2인 2014).

한편, 재무분석가는 특정 기업을 대상으로 분석기업의 미래경영성과 및 투자조건을 객관적이고 독립적인 관점에서 정확하게 제시하여 불특정다수의 이해관계자들에게 올바른 투자의사결정과 효율적인 자원배분에 공헌하는 순기능을 수행한다(안윤영 등, 2006). 즉, 재무분석가는 기업의 공개되지 않은 정보를 시장참여자에게 제공하는 정보제공자의 역할과 경영자 대신에 기업의 공시정보를 시장참여자에게 확산시키는 정보중개자의 역할을 수행함으로써 주식시장의 정보비대칭을 축소하여 시장의 효율성을 증진시키는 역할을 수행하고 있다.<sup>1)</sup>(Francis and Soffer 1997; Hong et al. 2000; Barth and Hutton. 2000) 특히, 한국 기업의 경우 재벌 집단(대규모 기업집단)에서 관찰할 수 있는 바와 같이 소유의 집중도가 높아서 선진자본시장에 비해 정보비대칭수준이 높은데다 개인투자자의 직접거래비중이 상대적으로 높으므로 재무분석가의 역할이 더욱 강조되고 있다(김경순 2012). 따라서, 재무분석가 이익예측 특성에 영향을 미치는 요소에 대한 다양한 연구가 수행되어 왔는데, 이는 주로 재무분석가의 개인 특성이나 분석대상 기업 차원의 특성에 초점을 두었다. 반면에 아직까지 외부기업지배구조로서 작

1) 선행연구들에 따르면 재무분석가의 자본시장에서의 역할 중 사적정보공급자(private information providers)로서의 역할은 재무분석가가 기업의 내재가치(fundamentals)와 관련된 기업의 사적정보를 획득해 가치 관련된 예측을 시장에 전달하여 주가가격의 효율성을 증진시키고 시장의 정보비대칭을 축소시키는 역할을 수행한다는 것이다(Bhushan 1989; Hong et al. 2000; Elgers et al. 2001, 김경순 2012). 또한, 재무분석가가 정보중개자(information intermediary)로써는 기업의 공시정보 원천(disclosure sources)을 가지고 기업과 경쟁하지 않고 경영자 대신에 기업의 공시정보를 시장참여자에게 전달하는 외부 여과경로(outside filtering channels)의 역할을 수행한다는 것이다.(Lang and Lundholm 1996; 김경순 2012).

동하는 상품시장 경쟁이 재무 분석가의 이익예측 특성에 어떤 영향을 미치는지를 검증한 연구는 찾아보기 어렵다.

이에 본 연구는 기업이 속한 상품시장의 경쟁정도가 회계정보의 유용성에 미치는 효과를 재무 분석가 이익예측 특성을 통해 검증하고자 한다.<sup>2)</sup> 앞서 언급한 바와 같이 재무 분석가가 정보제공자와 정보중개자의 역할을 동시에 수행하게 된다. 따라서, 본 연구는 재무분석가가 재무제표를 해석하는 과정을 통해 재무제표가 제공하는 정보 외에 추가적인 정보를 투자자들에게 제공함에 있어서 기업이 속한 상품시장의 경쟁정도가 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고자 한다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 재무분석가의 예측정확성이 제고되었다. 둘째, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 재무분석가의 예측치 분산이 감소하였다. 즉, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 재무분석가의 이익예측 특성의 제고를 통해 자본시장의 정보비대칭을 감소시킴을 확인하였다. 다만, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 재무분석가의 낙관적 예측성향이 감소하는 현상은 통계적으로 강건하지 않았다. 이는 상품시장 경쟁이 외부배구조로 작동하여 기업과 재무분석가 간의 정보비대칭을 감소시키더라도, 재무분석가가 경영진과의 우호적 관계를 위해 낙관적인 예측성향을 어느 정도 유지할 수 있다는 점을 시사한다.

선행 연구와 구별되는 본 연구의 가장 중요한 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 상품시장의 경

쟁정도라는 산업 차원의 요소가 재무 분석가의 이익예측 특성에 미치는 영향을 직접적으로 검증한 최초의 연구이다. 그간의 선행연구에서는 재무분석가의 이익예측 특성에 미치는 요소로서 주로 기업의 특성 변수에 주목해 왔다. 반면에, 본 연구는 기업이 속한 산업 차원의 특성 요소로서의 시장 경쟁정도가 회계정보의 유용성에 미치는 영향을 재무 분석가의 이익예측 특성인 예측정확성, 낙관적 예측성향, 예측치 분산의 세가지를 통해 다양한 관점에서 검증하고 있다는 차별점이 있다. 둘째, 본 연구는 규제기관의 각종 경쟁유도 정책이 기업의 회계정보 유용성에 미치는 영향을 직접적으로 검증하고 있다. 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 것이 재무분석가의 이익예측치 정확성을 제고하고 낙관적 예측성향을 줄이며, 재무분석가의 정보해석의 이질성을 감소시킴으로써 자본시장의 정보비대칭을 줄이는데 도움이 될 수 있다는 본 연구 결과는 특히, 시장경쟁을 촉진하고 시장지배력 남용을 감시하는 공정거래위원회와 회계감독 업무를 수행하는 금융감독원과 같은 규제기관의 정책 수립 시 유용한 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 재무분석가와 관련된 기존의 이론 및 연구들을 소개하고 가설을 설정하였다. 제 III장에서는 실증분석을 위한 표본을 선정하고 실증분석 모형과 방법에 대하여 설명하였고, 제 IV장에서는 실증분석을 통하여 가설을 검증하였다. 제 V장에서는 추가분석 결과를 제시하고, 마지막 VI장에서 결론과 시사점을 제시한다.

2) 이와 관련하여 Schipper(1991)는 재무분석가의 행동을 관찰하는 것이 재무분석가가 재무정보를 의사결정 과정에서 유용하게 사용하는지를 알 수 있는 통찰력을 제공한다고 보고하였다. 또한, Healy and Palepu(2001)는 재무 분석가를 다룬 선행연구를 통합적으로 정리하면서 재무 분석가의 예측치가 낙관성, 정확성, 분산 등의 각기 다른 속성을 제공하는 측정치를 통해 시장참여자의 다양한 관점을 반영할 수 있다고 보았다.

## II. 선행연구 및 가설설정

### 2.1 상품시장 경쟁에 대한 선행 연구

상품시장 경쟁이 정보비대칭으로 인해 야기되는 대리인 문제에 미치는 영향에 대해 다양한 선행연구가 수행되었다. La Porta et al.(2000)는 상품시장경쟁이 활발한 경우 경영자는 상대적으로 높은 부도위험에 직면하여 유보이익을 배당하기를 선호함을 주장하였다. Grullon and Michaely(2007)는 비경쟁적인 상품시장에서 기업은 언제 발생하지 모르는 경쟁기업들의 위협에 대항하기 위해 자금을 배당하기보다는 내부유보하기를 선호함을 주장하였다. 또한, 류두진, 변현철(2012)은 국내 기업을 대상으로 한 연구를 통해, 시장경쟁이 치열할수록 기업의 현금배당과 자사주매입을 고려한 총 배당이 높은 것을 확인하였다. 또한, 산업집중도 및 산업내의 지배기업 또는 비 지배기업으로서의 지위가 배당금에 미치는 영향을 분석하여, 시가 총액 기준의 총 배당과의 관계에서는 산업집중도와 지배기업으로서의 지위 모두 음(-)의 상관관계가 나타남을 밝힘으로써, 기업의 배당금이 대리인비용을 줄이기 위한 방향으로 이루어진다는 증거를 제시하였다. 즉, 경쟁적인 상품시장에서는 경영자가 높은 파산위험과 경쟁위험을 부담하게 되므로 과잉투자(overinvestment)을 감소시키고자 배당을 증가시킴으로 인해 대리인문제의 발생 가능성을 감소시킨다.(박경서 외 2인 2011)

또한, 상품시장 경쟁이 기업의 경영성과에 미치는 영향에 대해서도 많은 선행연구가 수행되었다. Nickell (1996)은 영국 기업을 대상으로 한 실증분석을 통해, 경쟁자들의 양적 증가나 시장진입장벽을 낮추는 방법을 통해 상품시장 경쟁을 증대시키는 것이 기업

들의 생산성 증가에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 입증하였다. Hay and Liu(1997)은 19개로 구분된 영국의 제조업을 대상으로 실증분석을 한 결과를 토대로 단일 품목을 생산하는 것과 같은 매우 경쟁적인 시장에서는 가장 효율적인 기업만이 살아남을 수 있는 반면 덜 경쟁적인 시장에서는 효율성이 떨어지는 기업에게도 살아남을 기회가 생긴다고 주장하였다. Chhaochharia, Ishii, and Metrick (2009)은 미국 기업을 대상으로 경영자와 주주 간의 이윤동기 일치화(alignment of incentives)와 제품 시장에서의 경쟁(product market competition)과의 관계를 연구하였다. 그 결과 제품시장의 경쟁이 대리인 문제를 해소해주는 것을 밝혀내었으며, 경쟁이 덜한 산업의 기업이 경쟁이 심한 산업에 속한 기업보다 효율성이 떨어지는 것을 발견하였다. 이들은 또한 Sarbanes-Oxley법이 대리인 갈등을 방지하여 경쟁이 덜한 산업의 효율성을 증진시켰다고 주장하였다(류두원과 류두진 2013).

이와 같이 대리인문제를 완화하는 데는 시장감시가 경영자의 사적편익을 위한 재량적 의사결정에 영향을 미치는 것으로 광범위하게 연구된다. 즉, 상품시장 경쟁은 시장규율효과(market discipline effect)로서 외부기업지배구조의 메커니즘으로 작용한다고 할 수 있다(Fama 1980, Fama and Jensen 1983, Allen and Gale 2000, Haushalter et al 2006, Grullon and Michaely 2007, Datta et al 2011, Akdogu and Mackay 2012, Datta et al 2013, 송길성 2013).

### 2.2 재무분석가 이익예측 특성에 대한 선행 연구

재무분석가의 이익예측과 관련해서는 다양한 연구들이 진행되어 왔다. 이 중에서도 본 연구와 관련성

이 높은 재무분석가 이익예측에 영향을 미치는 요인을 살펴본 연구들을 중심으로 선행연구를 검토하고자 한다.

먼저, 분석 대상 기업의 특성이 재무분석가의 이익예측에 영향을 미칠 수 있다. Niederhoffer and Regan(1972)은 애널리스트들이 주식수익률이 높은 기업들에 대해서는 이익을 과소예측하고, 낮은 기업들에 대해서는 이익을 과대평가하고 있음을 보고하였다. Eddy and Seifert(1992)는 회사의 규모가 크고, 부채비율이 낮을수록, 그리고 이익의 가변성이 작을수록 이익예측오차가 작음을 보고하였으며, Eames and Glover(2003)는 이익 수준이 낮을수록 과대예측편이가 증가한다고 보고하였다. 재무분석가의 예측능력과 관련하여 Duru and Reeb(2002)는 국제적으로 다각화된 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 재무분석가가 이익예측치를 산출하기 힘들어 낙관적인 이익예측치를 산출하며, 예측의 정확성도 낮아진다는 결과를 보고하였다. 정석우(2003)는 재무분석가는 부채비율이 높은 기업, 기업집단에 속한 기업, 주가변동성이 큰 기업에 대해서는 더 낙관적 예측을 하는 것으로 나타났으며, 규모가 크고, 기관투자자의 지분이 높을수록, 수익성이 높은 기업일수록 정확한 이익예측치를 보고한다는 것을 확인하였다. 안윤영 외 2인(2005)은 외국인 지분율이 높은 기업에서 기업의 재무분석가 수가 증가하였으며 이익예측오차 및 재량적 발생액이 감소함을 보고하였다. 조중석과 조문희(2008)에서는 기업의 사업부분이 많을수록 재무분석가의 예측정확성이 떨어지며 다중 사업부분의 기업의 경우에도 주 사업에 속하지 않는 부분의 비율이 커질수록 예측정확성이 하락함을 보고하였다. 손성규 외 2인(2009)은 내부자거래와 재무분석가 이익예측 특성을 연구하였으며, 내부자 거래가 증가할수록 애널리스트 예측이

정확해짐을 보였다.

또한, 재무분석가의 개인 특성 및 행태 역시 재무분석가의 이익예측 특성에 영향을 미칠 수 있다. 안윤영 외 4인(2006)에서는 재무분석가의 개인특성 변수를 중심으로 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 재무분석가가 분석하는 기업 수가 적을수록, 많은 보고서를 발행하는 기업일수록, 그리고 산업전문성이 높을수록 이익예측 정확성이 증가한다는 것을 발견하였다. Jacob et al.(1999) 역시 재무분석가의 산업별 전문성에 따라 이익예측정확성은 차이가 발생함을 보고하였다. 특정기업에 대해 예측하는 애널리스트들의 수도 정확도와 밀접한 관계가 있다. 해당기업의 성과를 예측하는 애널리스트들이 많다는 것은 그만큼 정보의 양과 이해관계자들이 많다는 것을 의미하므로 재무분석가의 수가 증가할수록 이익예측치가 정확하였다(O'Brein and Bhushan 1990).

이와 같이 재무분석가 이익예측 특성에 영향을 미치는 요소에 대한 선행연구는 주로 재무분석가의 개인 특성 및 행태와 분석대상 기업 차원의 특성에 초점을 두고 있다. 반면에, 상품시장의 경쟁정도(산업독점도)와 같은 산업 차원의 특성이 재무분석가 이익예측정보의 특성에 미치는 영향에 대해서는 아직 연구가 이루어지지 않은 상황이다. 따라서 본 연구는 향후에 제시할 여러 가설을 통해 산업 차원의 특성인 상품시장의 경쟁정도가 재무분석가 예측정보의 특성에 어떠한 영향을 미치는지를 파악한다는 점에 선행연구와의 차별점이 존재한다.

### 2.3 가설 설정

본 연구의 첫 번째 가설에서는 해당 기업이 속한 산업의 경쟁정도와 재무분석가 이익예측의 정확성

간의 관계를 다루고자 한다. 앞서 관련된 선행연구를 제시하는 과정에서 언급한 바와 같이, 일반적으로 상품시장경쟁은 외부 기업지배구조로서 경영자를 감시하는 것으로 알려져 있다. 이는 상품시장경쟁이 정보비대칭을 완화하고 경영자의 대리인문제를 규율하는 외부 기업지배구조로서 작동하고 있음을 의미하는 결과이며, 상품시장경쟁이 경영자의 기회주의적 회계선택 행위를 억제하는 효과가 존재할 것임을 추측하게 해준다.<sup>3)</sup> 또한, 경쟁이 심화될 경우 투자자들이 기업의 가치와 위험을 보다 신중히 평가하게 되면서, 평가의 기초자료가 되는 회계정보의 중요성은 더욱 커지게 된다. 따라서, 투자자들은 더욱 면밀하게 기업의 재무성과와 회계정보 품질을 감시(monitoring)하게 될 것이다. 이때 투자자는 더욱 높은 수준의 회계정보 품질을 요구하게 될 것으로 예상된다. 그러므로 경영자는 보다 높은 품질의 회계정보를 제공할 것으로 예상할 수 있다(김성환과 손성규 2011, 신일항 외 2인 2014).

이와 같이 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 기업이 보고하는 회계이익의 품질이 제고될 것으로 예측되므로 재무분석가의 이익예측 정확도에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다. 정석우와 임태균(2005)은 회계이익의 지속성으로 측정된 기업의 회계품질이 높아질수록 재무분석가의 이익예측정확성이 높아지고 낙관적 예측성향이 감소함을 보였다.<sup>4)</sup> 또한, 임태균과 정석우(2006)는 이익조정이

재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향을 분석한 결과, 발생액을 이용한 이익조정 크기가 크면 이익예측오차가 증가하고 이익예측정확성이 낮아지는 것을 발견하였다. 이익조정 크기가 큰 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 더 부정확한 이익정보를 제공하게 되고 재무분석가는 이를 바탕으로 미래이익을 예측하기 때문에 이러한 현상이 나타난다고 결론지었다.<sup>5)</sup>

이와 같이 선행연구에 의한 추론에 의하면 산업내 경쟁정도는 외부 모니터링의 역할을 하는 것으로 볼 수 있으므로, 산업내 경쟁정도가 높아질수록(낮아질수록) 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높아질(낮아질) 것으로 예측되므로, 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 1: 상품시장의 경쟁정도는 재무분석가의 이익예측의 정확성과 양(+ )의 관계이다.

두번째 가설에서는 해당 기업이 속한 산업의 경쟁정도와 재무분석가 이익예측의 낙관적 예측성향 간의 관계를 다루고자 한다. 선행연구에 의하면 재무분석가는 일반적으로 낙관적인 예측을 하는 것으로 알려져 있다(Brown et al. 1985). Lim(2001)은 재무분석가들이 이익예측이 어려운 기업들의 이익예측치의 정확성을 높이기 위해 해당 기업의 경영자들과 좋은 관계를 유지하며 보다 낙관적인 예측치를

3) 신일항 외 2인(2014)은 상품시장경쟁이 높아져서 외부 지배구조로 작동하게 되는 경우, 기업의 전반적인 이익조정 수준이 감소한다는 실증분석 결과를 제시하고 있다.

4) 정석우와 임태균(2005)은 회계이익의 지속성이 재무분석가의 낙관적 예측성향 및 이익예측정확성에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 연구결과, 회계이익지속성과 초과이익지속성이 높은 기업에서 재무분석가의 낙관적 예측성향이 덜 낙관적이며, 이익예측정확성도 높은 것으로 나타났다. 그러나 분석 기업들을 기업특성으로 통제할 경우에는 초과이익지속성과 재무분석가 이익예측오차와 정확성에서 유의한 관련성을 확인 하였으며, 이는 재무분석가가 미래 이익을 예측하는데 초과이익지속성을 고려하고 있다는 것을 의미하는 것으로 해석하였다.

5) 이 외에도 기업의 회계품질이 재무분석가 이익예측 특성에 영향을 미친다는 선행연구가 다수 존재한다. Bradshaw et al.(2001)은 재무분석가와 감사인이 발생액이 미치는 미래 이익의 영향을 인지하고 이를 정보이용자들에게 제공하고 있는지 연구하였다. 연구결과, 높은 수준의 발생액이 차기 기업의 성과에 악영향을 미친다는 사실을 재무분석가들과 감사인은 고려하지 않는 것으로 나타났다.

발표한다고 가정하는 예측 편향의 모형을 제시하였다. Das et al. (1998)에서도 이익예측이 어려운 기업들에 대한 재무분석가 이익예측치가 보다 낙관적으로 편향되어 있다는 실증 증거를 제시하고 있다. 또한, 재무분석가들은 경영자와의 관계를 고려하여 처음에 낙관적인 이익예측치를 발표한 후, 실제 이익 발표 직전에 비관적인(pessimistic) 예측치로 낮추는 "walk down"을 하고 있다는 의미있는 결과를 제시하고 있다(Richardson et al. 2004). Ke and Yu(2006)와 Libby et al. (2007)의 연구에서도 재무분석가들이 경영자와 좋은 관계를 유지하여 자신들의 이익예측치의 정확도를 높이고자 하는 유인을 갖고 있을 때 낙관적인 편향이 유의하게 강하게 나타나고 있음을 보고하고 있다.

이와 같은 선행연구를 종합하면, 재무분석가들의 이익예측이 일반적으로 낙관적인 편향을 나타내는 원인은 재무분석가가 기업의 경영진과 좋은 관계를 유지할 유인이 있기 때문이다. 즉, 재무분석가들이 이익예측 정보의 정확성을 제고하려면 해당 기업의 경영자들이 보유하고 있는 사적정보가 필요한데, 이러한 사적 정보를 경영자들로부터 얻기 위한 목적으로 경영자들과 우호적인 관계를 유지하려는 유인이 발생하며 이를 위해 낙관적인 이익예측치를 발표한다는 것이다. 그런데, 앞서 언급한 바와 같이 상품시장경쟁이 외부 기업지배구조로서 작동하는 경우 회계이익의 품질이 제고될 것이며 동시에 기업과 관련된 정보비대칭을 완화하는 효과가 발생할 것으로 예측할 수 있다. 이는 결국 재무분석가 입장에서 이익예측을 위한 정보가 증가하는 효과를 가져올 것으로 볼 수 있으며, 이는 경영자로부터 사적정보를 얻기

위해 재무분석가가 낙관적인 이익예측치를 발표할 유인을 감소시킬 것이다.

또한, 상품시장경쟁이 외부 기업지배구조로서 작동하여 회계이익의 품질이 제고되는 경우, 재무분석가가 미래 이익을 예측하는데 있어서 개입되는 불확실성을 감소시킴으로써, 재무분석가의 이익예측 상의 상향편향을 감소시키는 데에 중요한 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다.

이와 같이 선행연구에 의한 추론에 의하면 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 재무분석가의 이익예측의 낙관적 성향이 낮아질 것으로 예측되므로, 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 2: 상품시장의 경쟁정도는 재무분석가의 이익예측의 낙관성과 음(-)의 관계이다.

세번째 가설에서는 해당 기업이 속한 산업의 경쟁정도와 재무분석가 간의 이익예측의 이질성 간의 관계를 다루고자 한다. 선행 연구에서는 재무분석가의 이익예측치 분산이 기업의 불확실성(uncertainty)과 미래 사건에 대한 재무분석가들 사이의 의견일치(consensus)의 부족을 반영하고 있음을 제시하고 있다(Barry and Jennings 1992; Barron et al. 1998). 즉, 재무분석가의 이익예측치 분산이 크다는 것은 기업과 재무분석가 간 정보불균형으로 인해 재무분석가들 사이에 의견불일치도가 크다는 것을 의미한다.<sup>6)</sup>

그런데, 기업이 속한 산업의 경쟁정도가 외부 기업지배구조로서 작동하여 정보비대칭을 완화하는 효과가 발생하는 경우 시장의 정보우위 투자자인 재무

6) 이와 관련하여 Barron and Stuerke(1998) 연구에서는 재무분석가의 이익예측치 분산이 기업의 미래 경제적 성과에 대한 불확실성을 반영하고 있는지를 검증하였다. 실증분석 결과, 이익발표 이후의 이익예측치의 분산과 투자자들의 정보 요구 사이에 양(+의 상관관계가 있으며, 이익예측치의 분산과 주가 반응 사이에 양(+의 관계가 있음을 발견하였다.

분석가들의 기업 재무정보에 대한 정보해석의 불확실성이 낮아질 것으로 판단할 수 있다. 따라서, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 재무분석가들 간의 정보의 이질성이 감소할 수 있다.

이와 같이 선행연구에 의한 추론에 의하면 산업내 경쟁정도가 높아질수록(낮아질수록) 재무분석가들 간의 정보의 이질성이 낮아질(높아질) 것으로 예측되므로, 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 3: 상품시장의 경쟁정도는 재무분석가의 이익예측의 분산과 음(-)의 관계이다.

### III. 연구모형의 설정 및 표본의 선정

#### 3.1 관심 변수의 측정

본 연구의 관심변수는 상품시장의 경쟁정도로써 상품시장의 경쟁정도와 산업집중도 간에 역의 상관관계가 존재한다는 가정 하에 산업집중도를 활용하여 관심변수를 측정하였다. 산업집중도의 계산은 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Herschman Index: 이하 HHI로 약칭한다)를 이용하였다.<sup>7)</sup>

HHI는 각 회계연도 한국표준산업분류 3자리(소분류)를 기준으로 비상장 외부감사법인과 거래소 및 코스닥상장기업을 포함하여 산업 내 개별기업의 매출액을 산업의 총 매출액으로 나눈 값을 제곱하여 산업별로 더한 값으로 사용한다(Grullon and Michaely

2007; Giroud and Mueller 2011; 신일항 외 2인, 2014). HHI 계산식은 아래 식 (1)과 같다. S는 j산업에 포함된 i기업의 t기의 매출액 기준 상품시장 내 점유율을 의미한다.

$$HHI_{jt} = \sum_{i=1}^N S_{ijt}^2 \quad (1)$$

비상장 외부감사법인은 외감법에 의해 규제를 받는 자산규모가 100억 원 이상인 비상장기업(private firm)을 의미한다. 그러므로 본 연구의 상품시장 경쟁 지수는 상장기업과 실질적으로 산업구조에 영향을 미칠 수 있는 일정규모이상의 비상장기업을 모두 포함하여 산출함으로써 현실을 보다 정확히 반영한다. 해당기업의 HHI가 크다는 것은 상대적으로 비경쟁적인 상품시장에 속해있음을 의미하고, 작다는 것은 상대적으로 경쟁적인 상품시장에 속해있음을 의미한다. 본 연구는 전체기업을 금융업과 보험업을 제외한 총 208개 산업으로 분류하여 HHI를 측정하였다. 본 연구에서는 회귀식에서 HHI의 계산시 시장점유율을 %값이 아닌 원래 값으로 사용하였다. 즉, 본 연구의 HHI 측정치는 실제 HHI의 값을 10,000으로 나눈 값과 같다(신일항 외 2인, 2014).

#### 3.2 재무분석가의 이익예측 특성의 측정

본 연구의 종속변수인 재무분석가의 이익예측치 특성은 예측 정확성(forecast accuracy), 낙관적 예측성향(forecast optimism), 예측치 분산(forecast

7) 일반적으로 시장구조지수로 경쟁정책 기초지표로서나 학문적 연구목적으로 가장 보편적으로 사용되고 있는 지표는 HHI와 CR3(상위 3사 집중률)이다. 이는 수많은 시장구조 지표가 있지만 이들 지표는 HHI 및 CR3와 매우 높은 상관관계를 보이고 있기 때문에 여러 지표를 사용할 필요가 없기 때문이다(신일항 외 2인, 2014). 본 연구에서는 산업집중도 측정에 있어서 보다 우월하다고 여겨지는 HHI를 주요 분석에서 상품시장의 경쟁정도를 측정하기 위한 Proxy를 활용하였다. CR3는 추가분석에서 본 연구 결과의 강건성을 확인하기 위한 목적으로 활용하였다.

dispersion) 등의 세 가지로 구분하여 측정하였다.<sup>8)</sup> 본 연구에서는 Fn-Dataguide Pro 데이터베이스에서 제공하고 있는 재무분석가의 평균 합의치 (consensus) 자료를 분석에 활용하였는데, 이는 특정 기업을 분석하는 재무분석가의 수가 많을 경우 해당 기업의 표본이 전체 표본에서 차지하는 비중이 증가하게 되어 그 기업의 특성변수들이 연구결과에 과도한 영향을 미칠 수 있기 때문이다(선우혜정 등 2010).<sup>9)</sup>

예측 정확성(AFA)은 식(2)와 같이 재무 분석가의 EPS 예측치 평균과 실제 EPS의 차이에 절대 값을 취한 후, 음(-)의 부호를 부여하고 이를 다시 기초 주가로 나누어 측정하였다. 여기에 해석상 편의를 위하여 음(-)의 부호를 부여하였다. 이에 따라 예측 정확성이 커질수록 예측 정확성(AFA)의 값은 증가하게 된다.

$$AFA = (-)|EPS \text{ 예측치 평균} - \text{실제 EPS}| / \text{기초 주가} \quad (2)$$

낙관적 예측성향(BIAS)은 재무 분석가들이 해당 기업을 얼마나 긍정적으로 평가하는가를 나타내는 측정치로, 산출 정보가 기업의 실적을 얼마나 정확하게 표현하는가 여부의 객관적 평가가 아닌, 해당 기업의 객관적인 실적을 우호적 혹은 비판적으로 평가하는 재무 분석가의 성향을 나타내는 지표이다(김상일 등 2012). 이러한 낙관적 예측성향(BIAS)을 측정하기 위해, 재무 분석가의 EPS 예측치 평균과 실제 EPS의 차이를 다시 기초 주가로 나누어 측정

하였다.

$$BIAS = (EPS \text{ 예측치 평균} - \text{실제 EPS}) / \text{기초 주가} \quad (3)$$

재무 분석가들의 예측치 분산(AFD)은 재무 분석가들간의 정보비대칭을 측정하는 대용치이다(김상일 등 2012). 변수의 측정은 식 (4)와 같이, 재무 분석가의 EPS 예측치의 표준편차를 기초 주가로 나누었다. 이에 따라 재무 분석가들 사이에 정보의 이질성이 증가하는 경우, 예측치 분산(AFD)의 값은 증가하게 된다.

$$AFD = \text{표준편차}(EPS \text{ 예측치}) / \text{기초 주가} \quad (4)$$

### 3.3 가설 검증 모형

본 연구는 상품시장 경쟁이 재무분석가의 이익예측 특성에 미치는 영향을 검증하는 것이 목적이므로 관심변수는 상품시장 경쟁(HHI) 변수이다. 관심변수인 HHI가 재무분석가의 3가지 이익예측특성인 낙관적 예측성향(BIAS), 예측 정확성(AFA), 예측치 분산(AFD)에 미치는 영향을 다음의 식 (5), (6), (7)를 통해 전체 표본을 활용하여 검증하였다.

$$\begin{aligned} AFA_t = & \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t \\ & + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t \\ & + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BICA_t \\ & + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (7) \end{aligned}$$

8) 예측치의 이상치 제거를 위하여 '실제 EPS : 예측치 EPS'가 2를 넘는 표본은 제외하였다.(손성규 외 2인 2009)

9) 합의를 사용하는 경우 예측시점의 차이로 인한 정보의 습득정도에 따라 재무분석가의 이익예측치의 특성에 차이가 발생할 수 있다. 따라서, 이익예측발표시점으로 인한 차이를 통제하기 위하여 6월말 대신 12월말 기준 3개월/6개월 평균 합의를 사용하여 추가로 분석한 결과를 <표 10>에 제시하였다. 이와 관련된 유의한 심사의견을 제시해 준 익명의 심사자에게 감사드린다.

$$BIAS_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIGA_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (8)$$

$$AFD_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIGA_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND \quad (9)$$

변수정의

- AFA<sub>t</sub>* = 재무 분석가의 예측 정확성(accuracy)
- AFA3* = 6월말 기준 3개월 평균 컨센서스 자료의 예측 정확성
- AFA6* = 6월말 기준 6개월 평균 컨센서스 자료의 예측 정확성
- BIAS<sub>t</sub>* = 재무 분석가의 낙관적 예측성향(optimism)
- BIAS3* = 6월말 기준 3개월 평균 컨센서스 자료의 낙관적 예측성향
- BIAS6* = 6월말 기준 6개월 평균 컨센서스 자료의 낙관적 예측성향
- AFD<sub>t</sub>* = 재무 분석가의 예측치 분산 (forecast dispersion)
- AFD3* = 6월말 기준 3개월 평균 컨센서스 자료의 예측치 분산
- AFD6* = 6월말 기준 6개월 평균 컨센서스 자료의 예측치 분산
- HHI<sub>t</sub>* = 허핀달-허쉬만 지수 (Herfindahl-Herschman Index)
- SIZE<sub>t</sub>* = t기 기초 총자산의 자연로그 값
- LEV<sub>t</sub>* = t기 총부채 / 총자산
- ROA<sub>t</sub>* = t기 당기순이익 / 기초총자산
- VOL<sub>t</sub>* = t기 일별 주가수익률의 변동성
- FOL<sub>t</sub>* = t기 EPS 예측치를 제공한 재무분석가 수의 자연로그
- LOSS<sub>t</sub>* = t기 당기순이익이 음(-)의 값을 가지면 1, 그 외는 0

- BETA<sub>t</sub>* = t기 기업의 체계적 위험 측정치(베타)
- LGROUP<sub>t</sub>* = t기 대규모기업집단 소속이면 1, 그 외는 0
- BIG4<sub>t</sub>* = t기 감사인이 Big4 회계법인 중 하나이면 1, 그 외는 0
- YEAR* = 연도더미
- IND* = 산업더미

관심변수 외에 재무분석가의 이익예측 특성에 영향을 미칠 수 있는 변수들은 선행연구를 참조하여 통제변수로 회귀 모형에 포함하였다. 정석우(2003)는 기업규모가 클수록 재무 분석가의 보상이 증가하면서, 자신의 보상을 높이려는 동기로서 예측 정확성을 높이려는 유인이 커진다는 사실과 함께, 수익성(ROA)이 높은 기업에서 예측이 정확하지 못할 경우, 재무 분석가의 명성, 보상손실 등이 상대적으로 커서 예측 정확성을 높이기 위한 노력을 더욱 기울이게 된다고 보았다. 안윤영 등(2006)은 부채비율(LEV)이 높을수록 재무 분석가의 예측 오차가 크게 나타남을 보였다. 추가적으로 주가변동성(VOL)을 포함하였는데, 해당 값이 클수록 이익예측이 상대적으로 어려워져 예측 정확성이 낮아지는데 따른 것이다(Lang and Lundholm 1996). 주가변동성(VOL)의 측정은 일별 주가수익률의 변동성으로 측정하였다. 그리고, O'Brien and Bhushan(1990)은 기업규모와 주가변동성,기업의 수익률과 시장수익률간의 상관관계가 클수록 재무분석가가 더 정확한 예측치를 제공하는 경향이 있다고 제시하였다. 이에 따라 개별주식수익률과 시장수익률간의 공분산을 시장수익률의 분산으로 나눈 값(BETA)이 통제변수로 모형에 포함되었다. 재무분석가의 수가 많을수록 이익예측치가 더 정확해진다고 보고한 Clement(1999)의 연구에 따라 재무분석가의 수(FOL)도 추가되었다. 그 밖에 연도별 차이와 산업별 차이를

통제하기 위하여 연도별 더미변수(YEAR)와 산업별 더미변수(IND)를 각각 모형식에 추가하였다.

또한, 가설이 강건하게 성립하는지를 확인하고자, 다변량 분석 결과를 6월말 기준 3개월 평균 컨센서스 자료와 6개월 평균 컨센서스 자료에 대해 각각 OLS의 회귀분석 결과와 변수의 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 조정한 후의 t 값을 제공하는 Newey-West correction(1987)에 의한 검증 결과를 제시하였다.<sup>10)</sup>

### 3.4 표본선정

본 연구의 분석대상은 2005년부터 2010년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 한다. 재무제표 간 비교가 어려운 금융업과 결산 월이 연구결과에 미치는 영향을 통제하기 위해 12월 외 결산법인을 제외하였다. 본 연구에서 사용하는 재무분석가의 평균

컨센서스 자료 및 재무자료, 추가자료는 FnGuide에서 제공하는 Data Guide Pro에서 추출하였으며, 이 중 재무분석가의 이익예측치는 Fn-Dataguide Pro 데이터베이스에서 추출한 6월말 기준 3개월/6개월 평균 컨센서스 자료를 사용하였다. 따라서, Fn-Dataguide Pro 데이터베이스에서 해당 재무분석가의 평균 컨센서스 자료 및 재무자료, 추가자료가 불충분한 기업을 추가로 제외하였다. 마지막으로 종속변수의 과도한 이상치(outlier)를 제거하였다. 본 연구는 각 변수들의 극단치가 결과에 미치는 영향을 통제하기 위해, 연속변수에 대해 상·하 1%의 극단치를 윈저라이즈하였다. 이를 통한 최종 샘플은 <표 1>과 같다.

<표 1> 표본 선택

구분	표본 수
전체 2005~2010	2,565
차감: 금융업 기업	169
차감: 12월 외 결산법인	80
차감: 관리종목과 자본잠식	108
차감: 재무자료, 재무분석가 컨센서스 자료 수집 불가능한 기업	1,160
Total	1,048

10) 상품시장 경쟁을 측정하는 HHI 변수가 산업 특성을 나타내는 변수이므로 연도별로 변화가 거의 없어 다른 일반적인 Numeric 변수와는 달리 시계열적 종속성 문제가 발생할 수 있다. 변수의 시계열적 종속성 문제가 발생된다면 회귀식의 설명력이나 회귀계수의 t 값이 사실보다 큰 값을 가지게 되는 상향편의(upward biased)의 문제가 나타날 수 있으며, 이로 인해 검증결과는 과대 해석될 수 있다. 이전 연구들에서는 이러한 문제가 예상될 때 횡단면-시계열적 종속성 문제를 완화시킨 후 검증결과를 제시해 주는 Newey and West(1987) 검증방법을 이용할 것을 제안한 바 있다(Petersen 2009; Jiang 2008 등). 따라서, 본 논문은 모든 가설 검증 결과에 OLS 결과 뿐만 아니라, 해당 검증결과가 시계열적 종속성에 대해서도 강건한지를 확인하고자 Newey and West(1987) 검증 결과를 제시하고 있다.

## IV. 분석 결과

### 4.1 기초통계

〈표 2〉는 본 연구에서 사용된 주요 변수들의 기업-연도 단위의 평균값과 중위수, 표준편차, 최소값과 최대값을 제시한다. 이는 6월말 기준 6개월 평균 컨센서스 자료를 기준으로 작성하였다.

예측낙관성(BIAS)의 평균값은 0.030이고 중위

수는 0.008이다. 이는 재무분석가가 낙관적으로 예측하는 경향이 있다는 국내의 이익예측치 특성에 대한 연구결과와 일치한다(정석우와 임태균 2005, 전규안 등 2007). 예측 정확성(AFA)은 예측 낙관성(BIAS)의 절대 값에 마이너스 값을 취한 값으로서 평균값은 -0.071이고 중위수는 -0.030이다. 이는 재무분석가의 이익예측치가 기초 주가의 약 7%의 오차를 보인다는 것을 의미한다.

〈표 3〉은 주요 변수 간의 피어슨(Pearson) 상관관계를 제시하고 있다. 이는 6월말 기준 6개월 평균

〈표 2〉 기술 통계량 (N=1,048)

Variable	Mean	Median	Std	Min	Max
HHI	0.201	0.130	0.195	0.010	0.772
AFA	-0.071	-0.030	0.130	-0.961	0.000
BIAS	0.030	0.008	0.141	-0.334	0.961
AFD	0.026	0.015	0.035	0.000	0.221
SIZE	21.010	20.857	1.491	18.070	24.907
LEV	0.445	0.454	0.184	0.079	0.869
ROA	0.061	0.058	0.055	-0.106	0.231
VOL	0.457	0.431	0.142	0.209	0.885
FOL	2.088	2.197	0.796	0.693	3.526
LOSS	0.080	0.000	0.272	0.000	1.000
BETA	0.923	0.926	0.360	0.160	1.717
LGROUP	0.504	1.000	0.500	0.000	1.000
BIG4	0.909	1.000	0.287	0.000	1.000

변수정의

- $HHI_t$  = 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Herschman Index)
- $AFA_t$  = 재무 분석가의 예측 정확성(accuracy)
- $BIAS_t$  = 재무 분석가의 낙관적 예측성향(optimism)
- $AFD_t$  = 재무 분석가의 예측치 분산(forecast dispersion)
- $SIZE_t$  = t기 기초 총자산의 자연로그 값
- $LEV_t$  = t기 총부채 / 총자산
- $ROA_t$  = t기 당기순이익 / 기초총자산
- $VOL_t$  = t기 일별 주가수익률의 변동성
- $FOL_t$  = t기 EPS 예측치를 제공한 재무분석가 수의 자연로그
- $LOSS_t$  = t기 당기순이익이 음(-)의 값을 가지면 1, 그 외는 0
- $BETA_t$  = t기 기업의 체계적 위험 측정치(베타)
- $LGROUP_t$  = t기 대규모기업집단 소속이면 1, 그 외는 0
- $BIG4_t$  = t기 감사인이 Big4 회계법인 중 하나이면 1, 그 외는 0
- $YEAR$  = 연도더미
- $IND$  = 산업더미

〈표 3〉 변수간 상관관계 (N=1,048)

Variable	HHI	AFA	BIAS	AFD	SIZE	LEV	ROA	VOL	FOL	LOSS	BETA	LGROU P	BIG4
HHI	1.000	0.010 (0.739)	-0.017 (0.581)	0.032 (0.306)	0.253 (.0001)	-0.068 (0.028)	0.026 (0.401)	-0.015 (0.629)	0.185 (.0001)	0.019 (0.532)	0.043 (0.162)	0.184 (.0001)	0.082 (0.008)
AFA	1.000	1.000	-0.665 (.0001)	-0.554 (.0001)	0.119 (0.000)	-0.133 (.0001)	0.225 (.0001)	-0.125 (.0001)	0.153 (.0001)	-0.304 (.0001)	-0.017 (0.588)	0.092 (0.003)	0.008 (0.805)
BIAS	1.000	1.000	1.000	0.248 (.0001)	-0.151 (.0001)	0.107 (0.001)	-0.388 (.0001)	0.065 (0.035)	-0.128 (.0001)	0.359 (.0001)	-0.015 (0.622)	-0.113 (0.000)	0.006 (0.850)
AFD	1.000	1.000	1.000	1.000	-0.086 (0.006)	0.116 (0.000)	-0.105 (0.001)	0.055 (0.076)	-0.095 (0.002)	0.157 (.0001)	0.020 (0.510)	-0.068 (0.027)	-0.005 (0.872)
SIZE	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.318 (.0001)	-0.101 (0.001)	-0.038 (0.215)	0.631 (.0001)	0.027 (0.388)	0.307 (.0001)	0.566 (.0001)	0.244 (.0001)
LEV	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	-0.449 (.0001)	0.269 (.0001)	-0.002 (0.936)	0.196 (.0001)	0.333 (.0001)	0.337 (.0001)	0.071 (0.022)
ROA	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	-0.171 (.0001)	0.126 (.0001)	-0.559 (.0001)	-0.183 (.0001)	-0.097 (0.002)	-0.006 (0.836)
VOL	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	-0.126 (.0001)	0.160 (.0001)	0.610 (.0001)	0.016 (0.600)	-0.066 (0.032)
FOL	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	-0.009 (0.781)	0.143 (.0001)	0.333 (.0001)	0.254 (0.808)
LOSS	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.134 (.0001)	-0.030 (0.326)	0.008 (0.808)
BETA	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.285 (.0001)	0.011 (0.714)
LGROUP	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.272 (.0001)
BIG4	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

컨센서스 자료를 기준으로 작성하였다.

주된 검증변수인 상품시장 경쟁(HHI)과 종속변수인 예측 정확성(AFA), 낙관적 예측성향(BIAS), 예측치 분산(AFD) 사이에는 유의하지 않은 상관관계를 확인할 수 있었다. 따라서, 다변량 분석을 통해 다른 통제변수들이 종속변수에 미치는 영향을 추가적으로 통제할 결과를 확인할 필요가 있다. SIZE와 FOL 변수 간의 상관관계수가 0.659로 아주 크게 관찰되므로 통제변수 간 높은 상관관계로 인하여 가설 검증 모형에서 나타날 수 있는 다중공선성 문제를 살펴보고자 VIF(variance inflation factor)값을 확인한 결과 가설1, 2, 3에서 최고의 VIF값이 4.50770로 나타나 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 확인하였다.

#### 4.2 단변량 분석 결과

〈표 4〉는 6월말 기준 6개월 평균 컨센서스 자료를 기준으로 상품시장 경쟁 정도 차이에 따른 주요 변수의 평균 차이가 통계적으로 유의한지를 검증하는 독립표본 t-test 결과와 주요 변수의 집단간 중위수 차이가 통계적으로 유의한지를 검증하는 Wilcoxon Rank-Sum test 결과를 제시한다. 상품시장 경쟁 정도 차이에 따른 집단 구분은 상품시장 경쟁(HHI)

변수의 중위수(0.130)를 기준으로 중위수보다 낮은 집단은 상품시장 경쟁정도가 높은 집단으로, 중위수보다 높은 집단은 상품시장의 경쟁정도가 낮은 집단으로 구분하였다.

상품시장 경쟁정도 차이에 따른 집단별 차이분석 결과에 의하면, 경쟁정도가 높은 집단과 경쟁정도가 낮은 집단 간에 예측 정확성(AFA), 낙관적 예측성향(BIAS), 예측치 분산(AFD) 변수의 평균의 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면에, 집단간 중위수 차이가 통계적으로 유의한지를 검증하는 Wilcoxon Rank-Sum test 결과에 의하면 예측치 분산(AFD)변수의 경우 경쟁정도가 높은 집단이 낮은 집단의 중위수보다 통계적으로 유의하게 작음을 확인할 수 있다. 반면에 예측 정확성(AFA) 변수와 낙관적 예측성향(BIAS) 변수의 경우에는 두 집단간 중위수의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다.

이와 같은 Rank-Sum test 결과는 가설 수립시 검증변수와 종속변수 간의 관계에 대한 예측과 일치하나, 통제변수가 종속 변수(예측 정확성(AFA), 낙관적 예측성향(BIAS), 예측치 분산(AFD))에 미치는 영향을 배제하지 못하므로 다변량 분석결과를 통해 상품시장 경쟁정도의 차이가 재무분석가의 이익 예측 특성에 미치는 영향을 상세히 알아보도록 한다.

〈표 4〉 단변량 분석 : 상품시장 경쟁정도 차이에 따른 주요 변수 차이분석

변수	경쟁정도 높은 집단 (N=514)		경쟁정도 낮은 집단 (N=534)		t-value	Z-value
	평균	중위수	평균	중위수		
AFA	-0.0707	-0.0268	-0.0722	-0.0313	0.19	0.85
BIAS	0.0266	0.0090	0.0331	0.0080	-0.75	0.46
AFD	0.0256	0.0125	0.0273	0.0166	-0.79	-4.12***

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름.

4.3 다변량 분석 결과

〈표 5〉는 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 예측정확성(AFA)에 미치는 영향과 관련된 가설 1에 대한 다변량 분석 결과를 정리한 것이다.

〈표 5〉의 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 OLS 회귀분석 결과에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)이 예측정확성(AFA)에 미치는 영향을 나타내는 회

귀계수값은 -0.065로 1% 유의수준 미만(t 값=-3.00)에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하므로, 이는 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 예측정확성(AFA)과 양(+)의 관계가 있을 것으로 예측했던 가설 1을 지지하는 결과이다. 또한, 〈표 5〉의 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 Newey-West Test 결과에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 예측정확성(AFA)에 미치는 영향을

〈표 5〉 가설 1 : 상품시장 경쟁과 재무분석가의 이익예측 정확성(AFA)간의 관계

$$AFA_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIG4_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Variable	Panel A: 3개월 평균 컨센서스				Panel B: 6개월 평균 컨센서스			
	OLS regression		Newey and West test		OLS regression		Newey and West test	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
Intercept	-0.045	-0.56	-0.045	-0.50	-0.057	-0.70	-0.051	-0.56
HHI	-0.065	-3.00***	-0.065	-2.87***	-0.063	-2.86***	-0.064	-2.79***
SIZE	0.002	0.40	0.002	0.37	0.002	0.47	0.002	0.41
LEV	-0.066	-2.56**	-0.066	-2.15**	-0.070	-2.63***	-0.070	-2.20**
ROA	0.183	2.03**	0.183	1.55	0.174	1.89*	0.169	1.41
VOL	-0.203	-4.20***	-0.203	-3.82***	-0.198	-3.99***	-0.200	-3.70***
FOL	0.016	2.47**	0.016	2.33**	0.016	2.43**	0.016	2.30**
LOSS	-0.105	-6.46***	-0.105	-5.41***	-0.112	-6.68***	-0.111	-5.67***
BETA	0.060	3.54***	0.060	2.75***	0.058	3.32***	0.058	2.64***
LGROUP	0.021	2.10**	0.021	1.78*	0.022	2.17**	0.022	1.82*
BIG4	-0.041	-2.97***	-0.041	-2.50**	-0.037	-2.62***	-0.037	-2.13**
Industry Dummy	included		included		included		included	
Year dummy	included		included		included		included	
F-value	9.98***		9.60***		10.01***		9.62***	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1766		0.1766		0.177		0.177	
N	1,048		1,048		1,048		1,048	

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름.

나타내는 회귀계수값에 대한 조정된 t 값은 -2.87로 역시 1% 유의수준 미만에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하므로, 이와 같은 결과는 OLS 회귀분석 결과 뿐만 아니라 Newey-West Test 결과에서도 강건하게 성립하므로, 본 연구결과가 변수의 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제에 대해 강건함을 보여준다.

또한, <표 5>의 '(2)6개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 회귀분석 결과 역시 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 회귀분석 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있다. OLS 회귀분석에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)이 예측정확성(AFA)에 미치는 영향을 나타내는 회귀계수값은 -0.063으로 1% 유의수준 미만(t 값=-2.86)에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있으며, Newey-West Test에 의한 조정된 t 값은 -2.79로 역시 1% 유의수준 미만에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다. 이는 본 연구결과가 3개월 평균 컨센서스 자료 뿐만 아니라 6개월 평균 컨센서스 자료에 대해서도 변수의 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제에 대해 강건함을 보여준다.

따라서, 이러한 결과는 상품시장 경쟁(HHI)과 재무분석가의 예측정확성(AFA) 간의 양(+),의 관계가 강건하게 성립함을 보여준다. 이는 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 하는 것이 재무분석가의 이익 예측 정확성을 제고함으로써 자본시장의 정보비대칭 해소에 도움이 될 수 있다는 유용한 정책적 시사점을 제공한다.

<표 6>은 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 낙관적 예측성향(BIAS)에 미치는 영향과 관련된 가설 2에 대한 다변량 분석 결과를 정리한 것이다.

<표 6>의 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 OLS 회귀분석 결과에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)

이 낙관적 예측성향(BIAS)에 미치는 영향을 나타내는 회귀계수값은 0.042로 10% 유의수준 미만(t 값= 1.86)에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하므로, 이는 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 낙관적 예측성향(BIAS)과 음(-)의 관계가 있을 것으로 예측했던 가설 2를 지지하는 결과이다. 또한, <표 5>의 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 Newey-West Test 결과에 의하면, HHI가 재무분석가의 낙관적 예측성향(BIAS)에 미치는 영향을 나타내는 회귀계수값에 대한 조정된 t 값은 1.75로 역시 10% 유의수준 미만에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하므로, 이와 같은 결과는 OLS 회귀분석 결과 뿐만 아니라 Newey-West Test 결과에서도 강건하게 성립함을 보여준다.

또한, <표 6>의 '(2)6개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 회귀분석 결과 역시 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 회귀분석 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있다. OLS 회귀분석 결과와 Newey-West Test 분석 결과 모두 10% 유의수준 미만에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다.

따라서, 이러한 결과는 상품시장 경쟁(HHI)과 재무분석가의 낙관적 예측성향(BIAS) 간의 양(+),의 관계가 강건하게 성립함을 보여준다. 이는 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 것이 재무분석가의 이익 예측의 낙관적 예측성향을 감소시킴으로써 재무분석가의 상향 편향의 감소에 도움이 될 수 있다는 유용한 정책적 시사점을 제공한다.

<표 7>은 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 예측치 분산(AFD)에 미치는 영향과 관련된 가설 3에 대한 다변량 분석 결과를 정리한 것이다.

<표 7>의 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 OLS 회귀분석 결과에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)이 예측치 분산(AFD)에 미치는 영향을 나타내는

〈표 6〉 가설 2 : 상품시장 경쟁과 재무분석가의 낙관적 예측성향(BIAS)간의 관계

$$BIAS_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIG4_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Variable	Panel A: 3개월 평균 컨센서스				Panel B: 6개월 평균 컨센서스			
	OLS regression		Newey and West test		OLS regression		Newey and West test	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
Intercept	0.282	3.33***	0.282	3.05***	0.299	3.51***	0.287	3.05***
HHI	0.042	1.86*	0.042	1.75*	0.043	1.85*	0.043	1.74*
SIZE	-0.011	-2.40**	-0.011	-2.25**	-0.011	-2.52**	-0.011	-2.18**
LEV	0.009	0.33	0.009	0.29	0.004	0.14	0.003	0.09
ROA	-0.837	-8.83***	-0.837	-6.57***	-0.880	-9.17***	-0.876	-6.73***
VOL	0.098	1.92*	0.098	1.96**	0.091	1.76*	0.090	1.79*
FOL	0.001	0.10	0.001	0.09	0.002	0.33	0.000	0.04
LOSS	0.094	5.50***	0.094	4.49***	0.098	5.64***	0.099	4.72***
BETA	-0.051	-2.90***	-0.051	-2.35**	-0.051	-2.85***	-0.051	-2.31**
LGROUP	-0.024	-2.29**	-0.024	-1.99**	-0.025	-2.37**	-0.025	-2.05**
BIG4	0.038	2.62***	0.037	2.15**	0.039	2.69***	0.040	2.23**
Industry Dummy	included		included		included		included	
Year dummy	included		included		included		included	
F-value	13.55***		13.02***		14.07***		13.52***	
Adj. R <sup>2</sup>	0.2306		0.2306		0.2378		0.2377	
N	1,048		1,048		1,048		1,048	

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름.

회귀계수값은 0.021로 1% 유의수준 미만(t 값 = 3.82)에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하므로, 이는 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 예측치 분산(AFD)과 음(-)의 관계가 있을 것으로 예측했던 가설 3을 지지하는 결과이다. 또한, 〈표 6〉의 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 Newey-West Test 결과에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 예측치 분산(AFD)에 미치는 영향을

나타내는 회귀계수값에 대한 조정된 t 값은 3.02로 역시 1% 유의수준 미만에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하므로, 이와 같은 결과는 OLS 회귀분석 결과 뿐만 아니라 Newey-West Test 결과에서도 강건하게 성립함을 보여준다.

또한, 〈표 7〉의 '(2)6개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 회귀분석 결과 역시 '(1)3개월 평균 컨센서스 자료'에 대한 회귀분석 결과와 질적으로 유사함을 확

〈표 7〉 가설 3 : 상품시장 경쟁과 재무분석가의 이익예측치 분산(AFD)간의 관계

$$AFD_t = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIG4_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Variable	Panel A: 3개월 평균 컨센서스				Panel B: 6개월 평균 컨센서스			
	OLS regression		Newey and West test		OLS regression		Newey and West test	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
Intercept	0.031	1.52	0.031	1.33	0.042	1.84*	0.035	1.32
HHI	0.021	3.82***	0.021	3.02***	0.026	4.15***	0.026	2.80***
SIZE	-0.002	-1.37	-0.002	-1.16	-0.002	-1.53	-0.001	-1.02
LEV	0.030	4.46***	0.030	3.86***	0.033	4.38***	0.032	3.67***
ROA	-0.003	-0.14	-0.003	-0.10	0.001	0.04	0.004	0.11
VOL	0.026	2.09**	0.026	2.04**	0.022	1.60	0.022	1.58
FOL	-0.001	-0.79	-0.001	-0.64	-0.002	-1.29	-0.003	-1.42
LOSS	0.009	2.13**	0.009	1.90*	0.014	2.91***	0.014	2.28**
BETA	-0.007	-1.54	-0.007	-1.44	-0.005	-1.10	-0.005	-1.10
LGROUP	-0.007	-2.58***	-0.007	-1.99**	-0.007	-2.41**	-0.007	-1.89*
BIG4	0.009	2.56**	0.009	2.07**	0.008	2.07**	0.008	1.66*
Industry Dummy	included		included		included		included	
Year dummy	included		included		included		included	
F-value	6.78***		6.52***		7.42***		7.20***	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1213		0.1213		0.1329		0.1342	
N	1,048		1,048		1,048		1,048	

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름.

인할 수 있다. OLS 회귀분석에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)이 예측치 분산(AFD)에 미치는 영향을 나타내는 회귀계수값은 0.026으로 1% 유의수준 미만(t 값=2.44)에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있으며, Newey-West Test에 의한 조정된 t 값은 2.80으로 역시 1% 유의수준 미만에서 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다.

따라서, 이러한 결과는 상품시장 경쟁(HHI)과 재

무분석가의 예측치 분산(AFD) 간의 음(-)의 관계가 강건하게 성립함을 보여준다. 이는 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 것이 재무분석가의 예측치 분산을 감소시킴으로써 재무분석가의 이익예측의 이질성을 줄이는데 도움이 될 수 있다는 유용한 정책적 시사점을 제공한다.

다변량 회귀분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 상품시장 경쟁(HHI)과 재무분석가의 예측정

확성(AFA) 간에는 양(+)의 관계가, 상품시장 경쟁(HHI)과 재무분석가의 낙관적 예측성향(BIAS) 간에는 음(-)의 관계가, 상품시장 경쟁(HHI)과 재무분석가의 예측치 분산(AFD) 간에는 음(-)의 관계가 성립하며 이는 변수의 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제에 대해 강건함을 확인하였다. 이러한 연구 결과는 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 하는 것이 재무분석가의 이익예측의 정확성을 제고하고 이익예측의 상향편의를 감소시키며 재무분석가의 정보해석의 이질성을 감소시킴으로써 자본시장의 정보비대칭을 줄이는데 도움이 될 수 있다는 유용한 정책적 시사점을 제공한다.

## V. 추가분석

본 연구 결과의 강건성을 확인하기 위해, 다음 세 가지 측면의 강건성 분석을 수행하였다. 첫째, 상품시장 경쟁에 대한 대체 측정치(Alternative Measure)를 활용하여 가설1, 가설2, 가설3을 재검증하였다. 둘째, 분석대상이 되는 컨센서스 자료를 본문과 상이한 자료로 대체하여 가설1, 가설2, 가설3을 재검증하였다. 구체적으로 중위수 기준의 컨센서스 자료

와 12월말 기준의 컨센서스 자료에서 각각 본문의 결과가 강건한지 여부를 확인하였다. 셋째, (t-1) 시점의 HHI 측정치를 활용하여 가설1, 가설2, 가설3을 재검증하였다. 이는 재무분석가의 예측시점을 고려할 때, 현실적으로 전기의 상품시장 경쟁 정도에 의해 영향을 받은 재무제표 자료를 활용할 수도 있음을 고려한 것이다.<sup>11)</sup>

### 5.1 대체 측정치(Alternative Measure)를 이용한 분석

본 연구결과와 강건성을 확인하기 위해 산업 내 경쟁정도를 측정하기 위한 변수로써 HHI 변수 외에 CR3 변수를 사용하여 추가분석을 수행하였다. CR3는 상위 3사 집중률을 의미하며, 한 시장에서 상위 3개 기업들의 시장점유율의 합을 의미하는 것으로서 측정이 간단할 뿐만 아니라 소수 대기업의 시장점유율을 직접적으로 표시해 주기 때문에 시장집중도를 측정하는 수단으로 널리 사용되고 있다.<sup>12)</sup> 따라서, HHI 변수 다음으로 관련 연구에서 많이 사용되는 CR3 변수를 활용하여 본 연구의 가설에 대한 강건성분석을 실시하였다. 이 때, 본문의 연구결과와의 비교를 위해 본문에서 사용한 바와 같이 6월말 기준 컨센서스 자료를 활용하였으며, 그 결과는 다음 <표 8>과 같다.

11) 본문의 메인 분석과 추가 분석의 차이는 다음과 같은 표로 요약할 수 있다.

구분	관심변수 측정치	컨센서스 산정 기준	컨센서스 산정 기준일	컨센서스 대상월	
본문	HHI (t기)	평균	6월 30일	3개월 이내/6개월 이내	
추가 분석	6.1	CR3 (t기)	평균	6월 30일	3개월 이내/6개월 이내
	6.2	HHI (t기)	중위수	6월 30일	3개월 이내/6개월 이내
		HHI (t기)	평균	12월 31일	3개월 이내/6개월 이내
6.3	HHI (t-1기)	평균	6월 30일	3개월 이내/6개월 이내	

또한, 추가분석에서 사용한 가설 검증모형은 본문에서 사용한 모형과 동일한 통제변수를 활용하여 검증하였다.

12) CR3 지표에 대한 설명은 '2010년 기준 시장구조조사, 한국개발연구원'의 P20~P21을 참고하였다.

〈표 8〉 CR3 변수를 활용한 분석

$$AFAt(BIAS_t \text{ or } AFD_t) = \beta_0 + \beta_1 CR3_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIC4_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A: 6월말 기준 3개월 평균 컨센서스 자료 기준

Variable	(H1) 예측정확성(AFA)		(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)		(H3) 예측치 분산(AFD)	
	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test
Intercept	Coef. -0.048 t-value -0.60	Coef. -0.048 t-value -0.55	Coef. 0.280 t-value 3.29***	Coef. 0.280 t-value 3.08***	Coef. 0.033 t-value 1.57	Coef. 0.033 t-value 1.39
CR3	Coef. -0.057 t-value -2.89***	Coef. -0.057 t-value -2.54**	Coef. 0.030 t-value 1.47	Coef. 0.030 t-value 1.28	Coef. 0.019 t-value 3.72***	Coef. 0.019 t-value 2.75***
Control variable	included	included	included	included	included	included
F-value	9.95***	9.57***	13.48***	12.96***	6.75***	6.49***
Adj. R <sup>2</sup>	0.1761	0.1761	0.2296	0.2296	0.1207	0.1207
N	1,048	1,048	1,048	1,048	1,048	1,048

Panel B: 6월말 기준 6개월 평균 컨센서스 자료 기준

Variable	(H1) 예측정확성(AFA)		(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)		(H3) 예측치 분산(AFD)	
	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test
Intercept	Coef. -0.061 t-value -0.75	Coef. -0.055 t-value -0.61	Coef. 0.297 t-value 3.48***	Coef. 0.285 t-value 3.09***	Coef. 0.043 t-value 1.89*	Coef. 0.036 t-value 1.37
CR3	Coef. -0.056 t-value -2.80***	Coef. -0.057 t-value -2.48**	Coef. 0.031 t-value 1.50	Coef. 0.031 t-value 1.33	Coef. 0.022 t-value 3.95***	Coef. 0.022 t-value 2.56**
Control variable	included	included	included	included	included	included
F-value	9.99***	9.60***	14.00***	13.46***	7.34***	7.13***
Adj. R <sup>2</sup>	0.1767	0.1768	0.2369	0.2369	0.1315	0.1329
N	1,048	1,048	1,048	1,048	1,048	1,048

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름 & Control variable은 연도더미와 산업더미 포함

〈표 8〉에 의하면, 상위 3사 집중률(CR3)를 활용하여 측정된 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가 이익예측 특성 간의 관계가 본문의 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있다. '(H1) 예측정확성(AFA)'에 대한 회귀분석 결과에 의하면, 3개월 평균 컨센서스 자료와 6개월 평균 컨센서스 자료에서 모두 상위 3사 집중률(CR3)이 예측정확성(AFA)에 미치는 영향을 나타내는 회귀계수값이 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다. 이러한 결과는 OLS 회귀분석에서 뿐만 아니라, Newey-West correction에 의한 검증 결과에서도 강건하게 성립하였다. '(H3) 예측치 분산(AFD)'에 대한 회귀분석 결과 역시 상위 3사 집중률(CR3)의 회귀계수값이 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다.

반면에, '(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)'의 경우 상위 3사 집중률(CR3)과 BIAS 변수 간에 통계적으로 유의한 결과를 확인할 수 없었다. 이는 상품시장의 경쟁정도를 상위 3사 집중률(CR3)로 측정하는 경우, 상품시장 경쟁정도와 재무분석가의 낙관적 예측성향 간의 본문 상에서의 한계적인 유의성(10% 유의수준 미만의 유의성)이 사라짐을 의미한다. 이러한 결과는 상품시장의 경쟁정도를 측정하는 Proxy로 사용된 허핀달-허쉬만 지수(HHI) 변수와 상위 3사 집중률(CR3) 변수 간의 측정 상의 차이에서 비롯된 것으로 보여진다. 상위 3사 집중률(CR3) 변수는 산업집중도 측정을 위해 해당 산업 내의 상위 3개사의 시장점유율의 합을 사용하는 반면에, 허핀달-허쉬만 지수(HHI) 변수는 산업내 모든 기업의 시장점유율을 고려하므로 상품시장 경쟁정도를 측정하

기 위한 변수 간 측정 방법에 차이가 존재하며, 이것이 통계적 분석결과의 차이를 가져온 것으로 볼 수 있다.<sup>13)</sup>

이러한 추가 분석 결과는 상품 시장 경쟁이 재무분석가의 이익예측의 정확성을 제고하고 재무분석가 간의 이익예측의 이질성을 감소시켜 정보비대칭 해소에 긍정적인 영향을 미친다는 본문의 결과가 CR3 변수에서도 강건하게 성립함을 보여준다.

## 5.2 대체 컨센서스 자료를 이용한 분석

본 연구결과의 강건성을 확인하기 위해, 아래와 같이 6월말 기준 중위수 컨센서스 자료와 12월말 기준 평균 컨센서스 자료를 활용하여 본 연구의 가설에 대한 강건성분석을 실시하였다.

첫째, 6월말 기준 중위수 컨센서스 자료를 활용하여 본 연구의 가설에 대한 강건성분석을 수행하였다. 이는 컨센서스 산출 기준을 중위수로 변경하여도 본문의 분석결과가 강건한지 여부를 확인하기 위한 목적이다. 그 결과는 다음 〈표 9〉와 같다.<sup>14)</sup>

〈표 9〉에 의하면, 상품시장 경쟁(HHI)과 재무분석가 이익예측 특성 간의 관계가 평균 컨센서스 자료를 이용한 본문의 회귀분석 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있다. '(H1) 예측정확성(AFA)'에 대한 회귀분석 결과에 의하면, 3개월 중위수 컨센서스 자료와 6개월 중위수 컨센서스 자료에서 모두 상품시장 경쟁(HHI)이 예측정확성(AFA)에 미치는 영향을 나타내는 회귀계수값이 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다. 이러한 결과는 OLS 회귀분

13) 다만, 측정치의 정교함 및 대표성 측면에서 HHI 변수가 일반적으로 CR3 변수보다 우월하다고 여겨지므로 상품시장 경쟁정도가 재무분석가의 낙관적 예측성향과 음(-)의 관계에 있다는 본문의 검증 결과가 어느 정도 신뢰할 수 있는 결과라고 판단할 수 있다.

14) 분산은 통계에서 변량이 평균으로부터 떨어져 있는 정도를 나타내는 값이므로, 중위수를 기준으로 컨센서스 자료를 생성하는 경우 재무분석가의 이익예측치의 분산은 FN-Guide DB에서 제공되지 않는다. 따라서, 〈표 9〉에서 AFD 변수에 대한 분석 결과는 제시하지 않는다.

〈표 9〉 중위수 컨센서스 자료를 활용한 분석

$$AFA_t(BIAS_t) = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 BETA_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIGA_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A: 6월말 기준 3개월 중위수 컨센서스 자료 기준

Variable	(H1) 예측정확성(AFA)				(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)			
	OLS regression		Newey and West test		OLS regression		Newey and West test	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
Intercept	-0.051	-0.62	-0.051	-0.55	0.281	3.23***	0.281	3.01***
HHI	-0.068	-3.09***	-0.061	-2.50**	0.034	1.59	0.034	1.40
Control variable	included		included		included		included	
F-value	9.76***		9.08***		13.04***		12.54***	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1730		0.1732		0.2232		0.2232	
N	1,048		1,048		1,048		1,048	

Panel B: 6월말 기준 6개월 중위수 컨센서스 자료 기준

Variable	(H1) 예측정확성(AFA)				(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)			
	OLS regression		Newey and West test		OLS regression		Newey and West test	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
Intercept	-0.051	-0.62	-0.052	-0.57	0.294	3.42***	0.284	2.99***
HHI	-0.067	-3.01***	-0.059	-2.46**	0.044	1.89*	0.044	1.79*
Control variable	included		included		included		included	
F-value	10.09***		9.39***		13.83***		13.29***	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1784		0.1786		0.2345		0.2344	
N	1,048		1,048		1,048		1,048	

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름 & Control variable은 연도더미와 산업더미 포함

석에서 뿐만 아니라, Newey-West correction에 의한 검증 결과에서도 강건하게 성립하였다.

반면에, '(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)'의 경우 컨센서스 산정 대상 기간에 따라 결과가 상이함을 확인하였다. 중위수 컨센서스 산정 대상기간을 3개월 이내로 한 경우에는 상품시장 경쟁(HHI)과 낙관적 예측성향(BIAS) 변수 간에 통계적으로 유의한 결과를 확인할 수 없었으나, 6개월 이내로 한 경우

에는 상품시장 경쟁(HHI)과 낙관적 예측성향(BIAS) 변수 간에 OLS 분석이나 Newey-West Test 결과에서 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 결과를 보여 주나 그 유의성이 한계적(10% 미만 유의수준)임을 알 수 있다. 즉, 중위수 기준의 컨센서스 자료에서는 상품시장 경쟁(HHI)이 낙관적 예측성향(BIAS)에 미치는 영향이 통계적으로 강건하지 않았다.

이러한 추가 분석 결과는 상품 시장 경쟁이 재무

분석가의 이익예측의 정확성을 제고하고 재무분석가 간의 이익예측의 이질성을 감소시켜 정보비대칭 해소에 긍정적인 영향을 미친다는 본문의 결과가 중위수 컨센서스 자료에서도 대체적으로 강건하게 성립함을 보여준다.

둘째, 12월말 기준 3개월 컨센서스 자료와 6개월 컨센서스 자료 기준으로 추가분석을 수행하였다. 본문에서는 6월말 기준 평균 컨센서스 자료를 분석 대상으로 하였으므로, 이러한 분석 결과가 12월말 기준 컨센서스 자료에서도 강건한지를 검증하였다. 그 결과는 다음 <표 10>과 같다.

<표 10>에 의하면, 12월말 기준 평균 컨센서스 자료를 활용한 분석 결과가 본문의 회귀분석 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있다. 즉, '(H1) 예측 정확성(AFA)'에 대한 회귀분석 결과와 '(H3) 예측치 분산(AFD)'에 대한 회귀분석 결과의 경우, 본문의 결과와 같이 3개월 컨센서스 자료와 6개월 컨센서스 자료에서 모두 상품시장 경쟁(HHI) 변수의 회귀계수값이 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다. 이러한 결과는 OLS 회귀분석에서 뿐만 아니라, Newey-West correction에 의한 검증 결과에서도 강건하게 성립하였다. 반면에, '(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)'의 경우 다른 추가분석 결과와 마찬가지로 상품시장 경쟁(HHI)이 낙관적 예측성향(BIAS)에 미치는 영향이 통계적으로 강건하지 않았다.

다만, 12월말 기준 컨센서스 자료에서는 본 연구의 관심변수인 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 이익예측 특성에 미치는 경제적 영향을 나타내는 회귀계수의 크기와 t-value로 측정되는 회귀계수의 유의성이 6월말 기준 컨센서스 자료 하에서 작성된 본문의 연구 결과에서보다 훨씬 낮음을 확인할 수

있었다. 이는 시간 경과에 따라 재무분석가가 이익예측에 활용할 수 있는 정보가 증가하면서 상품시장 경쟁(HHI)이 재무분석가의 이익예측 특성에 미치는 영향의 한계적인 유의성이 감소하게 된 것으로 이해할 수 있다.

### 5.3 전기 HHI 측정치를 이용한 분석

본 연구에서 제시하는 상품시장 경쟁과 재무분석가 이익예측 특성과의 인과관계를 실증적으로 증명하기 위해서는 시차를 도입한 분석이 필요하다. 즉, 재무분석가가 당해 연도의 예측을 위해 이용할 수 있는 회계정보는 직전연도의 사업보고서(혹은 당해 연도의 분기 보고서)이므로, 상품시장에서의 경쟁으로 재무분석가의 이익예측치가 영향을 받는지를 분석하기 위해서는 직전연도의 상품시장 경쟁(HHI)과 당해 연도의 재무분석가 이익예측 특성 간의 관계를 제시할 필요가 있다.<sup>15)</sup> 따라서 직전연도의 상품시장 경쟁(HHI) 변수를 활용하여 본 연구의 가설에 대한 강건성분석을 실시하였으며, 그 결과는 다음 <표 11>과 같다.

<표 11>에 의하면, 전기 상품시장 경쟁(HHI) 측정치를 활용한 분석 결과가 본문의 회귀분석 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있다. '(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)'의 경우 다른 추가분석 결과와 마찬가지로 상품시장 경쟁(HHI)이 낙관적 예측성향(BIAS)에 미치는 영향이 한계적으로 유의하였으나, '(H1) 예측정확성(AFA)'에 대한 회귀분석 결과와 '(H3) 예측치 분산(AFD)'에 대한 회귀분석 결과의 경우, 본문의 결과와 같이 3개월 컨센서스 자료와 6개월 컨센서스 자료에서 모두 상품시장 경쟁(HHI)

15) 이와 관련된 유의한 실사조건을 제시해 준 익명의 심사자에게 감사드린다.

〈표 10〉 12월말 기준 평균 컨센서스 자료를 활용한 분석

$$AFAt(BIAS_t \text{ or } AFD_t) = \beta_0 + \beta_1 HHI_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROAt + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 B_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BICAt + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Panel A: 12월말 기준 3개월 평균 컨센서스 자료 기준

Variable	(H1) 예측정확성(AFA)		(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)		(H3) 예측치 분산(AFD)	
	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test
Intercept	Coef. -0.006 t-value -0.1	Coef. -0.006 t-value -0.11	Coef. 0.073 t-value 1.19	Coef. 0.073 t-value 1.31	Coef. 0.022 t-value 1.08	Coef. 0.022 t-value 1.06
HHI	Coef. -0.041 t-value -2.42**	Coef. -0.041 t-value -2.22**	Coef. 0.022 t-value 1.38	Coef. 0.022 t-value 1.25	Coef. 0.011 t-value 2.14**	Coef. 0.011 t-value 2.33**
Control variable	included	included	included	included	included	included
F-value	5.34***	5.14***	5.69***	5.47***	5.77***	5.55***
Adj. R <sup>2</sup>	0.0972	0.0972	0.1042	0.1042	0.1059	0.1059
N	1,009	1,009	1,009	1,009	1,009	1,009

Panel B: 12월말 기준 6개월 평균 컨센서스 자료 기준

Variable	(H1) 예측정확성(AFA)		(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)		(H3) 예측치 분산(AFD)	
	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test	OLS regression	Newey and West test
Intercept	Coef. -0.021 t-value -0.31	Coef. 0.010 t-value 0.17	Coef. 0.093 t-value 1.54	Coef. 0.061 t-value 1.09	Coef. 0.033 t-value 1.41	Coef. 0.017 t-value 0.69
HHI	Coef. -0.041 t-value -2.33**	Coef. -0.040 t-value -2.12**	Coef. 0.022 t-value 1.35	Coef. 0.020 t-value 1.15	Coef. 0.015 t-value 2.44**	Coef. 0.015 t-value 2.64***
Control variable	included	included	included	included	included	included
F-value	5.65***	5.57***	6.44***	6.25***	6.86***	6.79***
Adj. R <sup>2</sup>	0.1034	0.1062	0.1189	0.1200	0.127	0.1307
N	1,048	1,048	1,048	1,048	1,048	1,048

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름 & Control variable은 연도더미와 산업더미 포함

〈표 11〉 전기 HHI 측정치를 이용한 분석

$$AFA_t(BIAS_t \text{ or } AFD_t) = \beta_0 + \beta_1 HHI_{t-1} + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 ROA_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 FOL_t + \beta_7 LOSS_t + \beta_8 B_t + \beta_9 LGROUP_t + \beta_{10} BIC_t + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

Variable		(H1) 예측정확성(AFA)		(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)		(H3) 예측치 분산(AFD)	
		OLS regression Coef.	Newey and West test t-value	OLS regression Coef.	Newey and West test t-value	OLS regression Coef.	Newey and West test t-value
Intercept		-0.047	-0.59	0.269	3.21***	0.046	2.23**
HHI		-0.052	-2.44**	0.036	1.61	0.022	3.97***
Control variable		included	included	included	included	included	included
F-value		9.28***	8.92***	13.78***	13.25***	6.21***	5.98***
Adj. R <sup>2</sup>		0.174	0.174	0.2455	0.2455	0.1172	0.1172
N		983	983	983	983	983	983

  

Variable		(H1) 예측정확성(AFA)		(H2) 낙관적 예측성향(BIAS)		(H3) 예측치 분산(AFD)	
		OLS regression Coef.	Newey and West test t-value	OLS regression Coef.	Newey and West test t-value	OLS regression Coef.	Newey and West test t-value
Intercept		-0.065	-0.80	0.287	3.42***	0.060	2.61***
HHI		-0.051	-2.33**	0.037	1.63	0.027	4.33***
Control variable		included	included	included	included	included	included
F-value		9.32***	8.97***	14.34***	13.77***	6.93***	6.74***
Adj. R <sup>2</sup>		0.1747	0.1750	0.2535	0.2533	0.1311	0.1327
N		1,048	1,048	1,048	1,048	1,048	1,048

주1) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함(양측 검정)

주2) 변수정의는 〈표 2〉에 따름 & Control variable은 연도더미와 산업더미 포함

변수의 회귀계수값이 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다. 이러한 분석 결과는 상품시장 경쟁이 재무분석가 이익예측치 특성에 미치는 영향이 시차를 도입한 분석에서도 강건하게 성립함을 보여준다.

추가분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측정확성 간에는 양(+)의 관계와 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측치 분산 간에는 음(-)의 관계는 다양한 강건성 분석을 통해 통계적으로 매우 강건함을 확인할 수 있었다. 다만, 추가적인 강건성 분석 결과, 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측 낙관성 간의 음(-)의 관계는 강건하지 않았다. 이는 상품시장 경쟁이 외부지배구조로 작동하여 기업과 재무분석가 간의 정보비대칭을 감소시키더라도, 재무분석가가 경영진과의 우호적 관계를 위해 낙관적인 예측성향을 어느 정도 유지할 수 있다는 점을 시사한다.

## VI. 결론

본 연구는 상품시장의 경쟁정도가 재무분석가의 이익예측 특성에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해 분석하였다. 구체적으로 기업이 속한 산업의 경쟁정도가 예측 정확성, 낙관적 예측성향, 예측치 분산과 같은 재무분석가의 이익예측치 특성에 미치는 영향을 상세히 분석하였다.

다변량 회귀분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측정확성 간에는 양(+)의 관계가, 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측 낙관성 간에는 음(-)의 관계가, 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측치 분산 간에는 음(-)의 관계가 성립하며 이는 변수의 이

분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제에 대해 강건함을 확인하였다. 다만, 추가적인 강건성 분석 결과, 상품시장의 경쟁정도와 재무분석가의 예측 낙관성 간의 음(-)의 관계는 강건하지 않음을 확인하였다.

이러한 연구 결과는 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 것이 재무분석가의 이익예측의 정확성을 제고하고 재무분석가의 정보해석의 이질성을 감소시킴으로써 자본시장의 정보비대칭을 줄이는데 도움이 될 수 있다는 유용한 정책적 시사점을 제공한다.

선행 연구와 구별되는 본 연구의 가장 중요한 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 상품시장의 경쟁정도라는 산업 차원의 요소가 재무 분석가의 이익예측 특성에 미치는 영향을 직접적으로 검증한 최초의 연구이다. 그간의 선행연구에서는 재무분석가의 이익예측 특성에 미치는 요소로서 주로 기업의 특성 변수에 주목해 왔다. 반면에, 본 연구는 기업이 속한 산업 차원의 특성 요소로서의 시장 경쟁정도가 회계정보의 유용성에 미치는 영향을 재무 분석가의 이익예측 특성인 정확성, 낙관성, 분산의 세가지를 통해 다양한 관점에서 검증하고 있다는 차별점이 있다. 둘째, 본 연구는 규제기관의 각종 경쟁유도 정책이 기업의 회계정보 유용성에 미치는 영향을 직접적으로 검증하고 있다. 상품시장의 경쟁정도를 제고하는 것이 재무분석가의 이익예측치 정확성을 제고하고 재무분석가의 정보해석의 이질성을 감소시킴으로써 자본시장의 정보비대칭을 줄이는데 도움이 될 수 있다는 본 연구 결과는 특히, 시장경쟁을 촉진하고 시장지배력 남용을 감시하는 공정거래위원회와 회계감독 업무를 수행하는 금융감독원과 같은 규제기관의 정책 수립 시 유용한 정책적 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

본 연구의 실증분석을 통하여 상기와 같은 시사점을 도출해 낼 수 있었음에도 불구하고, 근본적으로

관심변수인 상품시장 경쟁정도의 측정 오차 문제가 존재한다(신일항 외 2인, 2014). 추후에는 이러한 한계점이 보완된 후속 연구가 이루어 질 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 김경순 (2012), "에널리스트의 정보공급활동에 대한 결정 요인과 자본시장에서의 역할," *회계학연구*, 제37권 제4호, 37-82.
- 김상일, 최원욱 (2012), "지주회사 전환 기업의 재무 분석가 이익예측 특성," *회계와 감사 연구*, 제 54권 2호, 441-472.
- 류두원, 류두진 (2013), "시장경쟁은 기업에 어떠한 영향을 미치는가?: 산업집중도와 기업가치 및 부채비율의 관계에 관한 실증연구," *경영학연구*, 제42권 제2호, 435-456.
- 류두진, 변현철(2012), "시장경쟁정도와 기업의 배당에 관한 연구," *기업경영연구*, 제19권 제3호, pp. 255-277.
- 김성환, 손성규 (2011), "산업별 회계정보의 품질에 대한 실증연구," *회계학연구*, 제36권 제3호, 179-215.
- 박경서, 변희섭, 이지혜(2011), "상품시장에서의 경쟁과 기업지배구조의 상호작용이 투자와 배당에 미치는 영향," *재무연구*, 제24권 제2호, pp. 483-523.
- 손성규, 김상일, 고재민 (2009), "내부자 거래와 재무분석가 이익예측특성의 상관성 연구," *증권학회지*, 제38권 제3호, 393-422.
- 송길성 (2013), "경영자지분율과 재량발생액간의 관계, 그리고 시장경쟁효과," *경영학연구*, 제42권 제6호, 1589-1627.
- 선우혜정, 최종학, 이병희 (2010), "지분율 괴리도가 재무분석가의 이익예측치오차에 미치는 영향," *회계학연구*, 제35권 제2호, 1-34.
- 신일항, 이명진, 이은철 (2014), "산업 내 경쟁정도와 실제 이익조정 - 기업지배구조와의 상호작용을 중심으로 -," *회계학연구*, 제39권 제3호, 57-90.
- 안윤영, 신현한, 장진호 (2005), "외국인 투자자와 정보비대칭 관계," *회계학연구*, 30(4), 109-131.
- 안윤영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호 (2006), "재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향," *회계학연구*, 제31권 제4호, 1-24.
- 임태균, 정석우 (2006), "이익조정이 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향," *회계와 감사연구*, 제44호: 311-334.
- 정석우 (2003), "재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인," *회계학연구*, 28(4), 61-84.
- 정석우, 김진배, 임태균 (2006), "재무 분석가 및 분석대상 기업의 기업 집단소속 여부에 따른 이익예측치 및 투자추천의견의 특성," *회계와 감사 연구*, 제44호, 27-55.
- 정석우, 임태균 (2005), "회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향," *회계학연구*, 제30권 제2호, 209-235.
- 조성빈 (2006), "기업지배구조의 상호관계 및 기업성과에 관한 연구," *한국개발연구*, 제28권 제2호, 1-47.
- 조중석, 조문희 (2008), "기업의 부문구조와 재무분석가 이익예측의 관련성," *국제회계연구*, 24, 249-268.
- Akdogu, E. and P. Mackay(2012), "Product Market and Corporate Investment : Theory and Evidence," *Journal of Banking and Finance*, 35, 439-453.
- Allen, F. and D. Gale(2000), "Corporate Governance and Competition Published in Corporate Governance : Theoretical and Empirical perspectives," *Cambridge University Press*, 23-94.
- Barron, O., O. Kim, S. Lim, and D. Stevens (1998), "Using analysts' forecasts to measure properties of analysts' information environment," *The Accounting Review*, 73(4), 421-433.

- Barron, O., and P. Stuerke (1998), "Dispersion in Analysts' Earnings Forecasts as a Measure of Uncertainty," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 13(Summer), 245-270.
- Barry, C., and R. Jennings (1992), "Information and Diversity of Analyst Opinion," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 169-183.
- Barth, M. E., and A. P. Hutton (2000), "Information Intermediaries and the Pricing of Accruals," Working Paper, Stanford University, Stanford, CA.
- Bradshaw, M. T., S. A. Richardson, and R. G. Sloan (2006), "The relation between corporate financing activities, analysts' forecasts and stock returns," *Journal of Accounting and Economics*, 42(1-2), 53-85.
- Chhaochharia, V., G. Grullon, Y. Grinstein, and R. Michaely (2009), "Product Market Competition and Agency Conflicts: Evidence from the Sarbanes Oxley law," Working Paper.
- Clement, M. (1999), "Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter?," *Journal of Accounting and Economics*, 21(June), 285-303.
- Das, S., C. Levine and K. Sivaramakrishnan (1998) "Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 73 (2), 277-294.
- Datta, S., M. Iskandar-Datta, and V. Sharma(2013), "Product market power, industry structure and corporate earnings management," *Journal of Banking and Finance* 30, 1-13
- Duru, A. and D. M. Reeb (2002), "International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy," *The Accounting Review*, 77 (2), 415-433.
- Eames, M. J. and S. M. Glover (2003), "Earnings Predictability and the Directing of Analysts' Earnings Forecast Errors," *The Accounting Review*, 78 (3), 707-724.
- Eddy, E. and B. Seifer (1992), "An Estimation of Hypotheses Concerning Earnings Forecasting Errors," *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32(2), 22-37.
- Fama, E.(1980), "Agency Problems and The Theory of The Firm," *Journal of Political Economy*, 88, 199-307.
- Fama, E. and M. Jensen(1983), "Separation of Ownership and Control," *Journal of Law and Economics*, 26, 301-325
- Francis, J., and L. Soffer (1997), "The relative informativeness of analysts' stock recommendations and earnings forecast revision," *Journal of Accounting Research*, 35: 193-211.
- Haushalter, D., S. Klasa, and W. Maxwell(2006), "The Influence of Product Market Dynamics on a Firm's Cash Holdings and Hedging Behavior," *Journal of Financial Economics*, 84, 797-825.
- Griffith, R. (2001), "Product Market Competition, Efficiency and Agency Cost: An Empirical Analysis," Working Paper, Institute for Fiscal Studies.
- Grullon, G. and R. Michaely (2007), "Corporate Payout Policy and Product Market Competition," Working Paper.
- Giroud, X., and H. Mueller (2011), "Corporate Governance, Product Market Competition, and Equity Prices," *Journal of Finance* 66 (2): 563-600.
- Hart, O (1983), "The Market Mechanism as an Incentive Scheme," *Bell Journal of Economics* 14(2): 366-382.

- Hong, H., T. Lim., and J. Stein (2000), "Bad news travels slowly: Size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies," *Journal of Finance* 55: 265-295.
- Lang, M. H. and R. J. Lundholm (1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *The Accounting Review*, 71 (4), 467-492.
- Lim, T. (2001), "Rationality and analysts' bias," *The Journal of Finance*, 56(February), 369-385.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica* 55 (3): 703-708.
- Niederhoffer, V. and P. Regan (1972), "Earnings Changes Analysts' Forecasts and Stock Prices," *Financial Analysts Journal*, 65-75.
- O'Brien, P. (1988), "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 10 (1), 53-83.
- O'Brien, P. and R. Bhushan (1990), "Analyst Following and Institutional Ownership," *Journal of Accounting and Economics*, 28, 55-76.
- Richardson, S., S. H. Teoh and P. Wysocki (2004), "The Walk-down to Beatable Analyst Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives," *Contemporary Accounting Research*, 21 (4), 885-924.
- Schmidt, K (1997), "Managerial Incentives and Product Market Competition," *Review of Economic Studies* 64(2): 191-213.

## A Study on the Effect of Product Market Competition on Analyst Forecast

Sungkyu Sohn\* · Ilhang Shin\*\*

### Abstract

This study examines the effect of product market competition on the characteristics of analysts forecast. More specifically, we investigate the effect of product market competition measured based on HHI on forecast accuracy, forecast optimism, and forecast dispersion.

Prior studies suggests that product market competition plays a role in the mechanism of external corporate governance through the market discipline effect. Therefore, product market competition is expected to enhance the quality of analysts forecast.

Using 1,048 sample firm-years from 2005 through 2010, we are able to find evidence that product market competition is significantly associated with analysts forecast accuracy and forecast dispersion. But, product market competition is not significantly associated with forecast optimism.

Our study suggests that Competition Policy is useful to investors, analysts, and regulators in making their decisions through the enhancement of the characteristics of analysts forecast.

Key words: product market competition, analyst forecast, forecast accuracy, forecast dispersion, forecast optimism

---

\* Professor, School of Business, Yonsei University

\*\* Ph.D. candidate, School of Business, Yonsei University