

## 재무분석가의 장기이익예측 특성 및 결정요인

이동현(제1저자)  
 고려대학교 경영학과 박사과정  
 (lyys77@korea.ac.kr)  
 정성환  
 고려대학교 경영학과 박사과정  
 (sunghwanj@hanmail.net)  
 한승수(교신저자)  
 고려대학교 경영학과 교수  
 (hanspost@korea.ac.kr)

본 연구는 2001년부터 2007년까지 표본을 대상으로 재무분석가의 이익예측활동 중 단기이익예측활동을 수반하지 않는 장기이익예측활동의 특성과 그 결정요인에 대해 실증분석하였다. 장기이익예측정보는 기업가치평가에 매우 중요한 정보임에도 불구하고 선행연구에서는 이의 중요성이 간과되어 왔는데, 이는 장기이익예측정보에 재무분석가의 재무적 유인에 의한 편이가 개입될 가능성이 높기 때문이다. 본 논문에서는 단기이익예측을 수반하지 않고 장기이익예측활동만 이루어지는 경우에 초점을 맞추어, 이러한 경우 일반적인 장단기이익예측활동과는 다른 공시유도요인이 존재할 것이며, 예측정확성에도 차이가 존재할 것으로 예상하였다.

장기이익예측활동은 많은 정보와 분석능력을 필요로 하기 때문에 능력이 탁월한 재무분석가에 의해 이루어지게 된다. 하지만 탁월한 능력을 지닌 재무분석가에 의해 예측활동이 이루어지더라도 이 예측활동이 재무적 유인에 의해 왜곡되어 낙관적으로 치우치게 된다면 예측정확성은 낮아질 수 밖에 없을 것이다. 만약 재무적유인이 존재하지 않는 상황에서 장기이익예측활동이 이루어지지만 한다면 장기이익예측활동은 능력이 탁월한 재무분석가에 의해 수행되므로 예측정확성이 높을 것으로 기대할 수 있다. 본 연구에서는 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측활동이 이러한 경우에 해당할 것으로 보고, 이의 예측정확성이 높을 것으로 예상하였다. 재무적 유인을 지닌 재무분석가는 소속증권사의 수수료를 극대화하기 위해 단기투자를 유도하려 할 것이고, 단기투자를 유도하기 위해서는 투자자의 이목을 집중시키기 위해 단기이익예측활동을 수반하리라 예상할 수 있는데, 단기이익예측활동을 수행하지 않는다는 것은 이러한 재무적 유인에 의한 예측활동일 가능성이 낮기 때문이다.

실증분석결과는 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 정확성이 단기이익예측을 수반하는 장기이익예측의 경우보다 높은 것으로 나타나 본 연구의 가설을 지지하였다. 또한 이러한 예측활동은 정보비대칭이 높은 잠재적 성장주를 중심으로 이루어지고 있는 것으로 나타났는데, 이는 정보수요자의 요구에 의해 이러한 예측활동이 이루어지고 있기 때문인 것으로 보여진다. 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측활동이 재무분석가의 재무적 유인과 같은 정보 공급자적 측면의 유인에 의해서 이루어지지 않는다는 것은 이러한 예측활동이 정보수요자 측면의 요구에 의해 수행될 가능성이 크다고 할 수 있고, 기관투자자와 같은 장기 투자시각을 가진 정보수요자는 미래에 초과수익을 가져다주는 잠재적 성장주에 대한 정보를 요구할 것이기 때문에 나타난 결과로 해석된다.

장기이익예측정보는 최근의 연구결과에서 밝혀진 바와 같이 재무분석가의 투자추천과 가장 관련성이 높은 정보이며, 기업의 내재가치평가의 토대이므로 시장참여자들의 투자 의사결정에 중요한 정보라고 할 수 있다. 본 연구는 이의 예측특성과 그 결정요인을 규명함으로써 투자자의 장기투자 의사 결정에 유용한 정보를 제공하고 결과적으로 자원의 효율적 배분에 긍정적 역할을 수행할 것이다.

주제어: 장기이익예측, 잠재적 성장주, 재무분석가, 예측정확성, 예측편의

## 1. 서론

장기이익예측정보는 재무분석가의 투자추천과 가장 관련성이 높으며 기업 내재가치평가의 기초 정보로서 고평가되거나 저평가된 주식을 발견하는 데 중요한 역할을 하므로 이에 대한 정확한 예측은 자원의 효율적 배분을 위한 결정적 요소라고 할 수 있다(Barniv et al., 2009; Chen and Chen, 2009). 하지만 장기이익예측정보는 정보의 유용성에 있어 의문이 제기되어 왔고, 선행연구에 의하면 장기이익예측이 부정확하고 낙관적이라고 알려져 있다(Lin and McNichols, 1998; Dechow et al., 2000). 이는 전문적 지식을 소유한 재무분석가라도 장기예측을 한다는 것은 고난이도의 작업이어서 예측 정확성을 제고시키는 것이 어렵기 때문일 수도 있고, 장기이익예측정보가 재무적 유인에 쉽게 왜곡되기 때문일 수도 있다.

한편, 최근 연구에 의하면 재무분석가가 장기이익예측활동을 한다는 그 자체가 재무분석가의 뛰어난 분석능력을 나타내는 신호(Signaling)의 역할을 한다고 하였다(Simon and Nowland, 2011). 이는 정보비대칭 상황에서 장기이익예측활동은 고난이도의 작업이기 때문에 장기이익예측활동을 수행한다는 그 자체가 재무분석가가 뛰어난 분석능력과 풍부한 사적정보를 소유하고 있다는 것을 암시한다는 것이다. 이들은 실증분석을 통해 장기이익예측활동을 수행하는 재무분석가의 투자추천을 따르는 투자전략이 그렇지 않은 경우의 투자전략보다 우수함을 입증함으로써 장기이익예측활동을 수행하는 재무분석가

의 분석능력이 우수함을 확인하였다. 하지만 이들은 재무분석가의 장기이익예측정보를 직접적으로 이용한 투자전략을 이용하지 않았는데 이는 장기이익예측정보가 재무적 유인에 의해 왜곡될 가능성이 높기 때문이라고 하였다.

장기이익예측은 재무적유인에 의해 쉽게 왜곡될 수 있다고 선행연구를 통해 알려져 있다(Lin and McNichols, 1998; Dechow et al., 2000; Feng and McVay, 2010). Lin and McNichols(1998)<sup>1)</sup>은 단기이익예측의 경우 기업과 소속증권사와 연계되어 있는 재무분석가(affiliated analysts)와 비관련재무분석가(unaffiliated analysts) 간에 예측정확성의 차이가 없으나, 장기이익예측과 투자추천의 경우에는 연계되어 있는 재무분석가(affiliated analyst)의 예측이 낙관적으로 이루어지고 있음을 확인하였다. 이는 단기이익예측의 경우 근시일 내에 실제 성과와 비교가능하고, 또한 이것이 재무분석가 자신들의 성과평가에 반영되기 때문에 예측정확성에 주의 기울이지만, 장기이익예측의 경우 재무적 유인에 의해 쉽게 왜곡될 수 있음을 뜻한다.

이러한 재무분석가의 재무적 유인은 소속 증권사의 수수료 극대화와 관련되어 있다. Hayes(1998)는 재무분석가의 성과평가가 거래량에 따라 발생되는 소속 증권사의 수수료에 의해 결정된다는 결과에 근거하여 재무분석가는 거래량을 증가시키기 위해 잠재적 투자자의 관심을 불러일으킬 수 있는 미래 전망이 좋을 것으로 예상되는 기업에 대한 분석을 하게 된다고 하였다. 이러한 거래량 증가를 위해서는 장기투자보다는 단기투자를 유도해야 할 것이고, 단기투자를 유도하기 위해서는 투자자의 관심을 일

1) Lin and McNichols(1984)의 연구에서 연계(affiliated)되어 있다는 의미는 재무분석가 소속증권사가 신주인수권업무(underwriting)와 같은 경제적 유인에 영향을 받는 것을 의미한다.

으킬 수 있는 단기이익예측활동을 수행하게 될 것이다. 따라서 예측활동이 거래량 증가시키고자 하는 재무분석가의 재무적 유인에 의해 유도되었다면 장기이익예측을 하더라도 단기이익예측은 반드시 수반될 것으로 예상할 수 있고, 단기이익예측활동을 수반하지 않는 장기이익예측활동은 이러한 재무적 유인에 의한 예측정보의 의도적 왜곡 가능성이 상대적으로 낮을 것이라는 것 또한 유추할 수 있다.

이러한 선행연구의 결과를 토대로 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측이 정보의 유용성이 높을 것이라 예상할 수 있다. 이는 장기이익예측정보이므로 뛰어난 재무분석가에 의해 수행되었을 것이고(Simon and Nowland, 2011), 단기이익예측을 수반하지 않으므로 재무적 유인에 의해 영향을 받았을 가능성이 낮기 때문이다. 이에 본 연구에서는 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측이 단기이익예측을 수반하는 장기이익예측활동의 경우보다 정확하게 이루어질 것이라 예상하였다.<sup>2)</sup> 더불어 본 연구에서는 재무적 유인이 재무분석가의 이익예측을 낙관으로 편향시킨다는 점에 착안하여 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측활동이 상대적으로 보수적으로 이루어질 것이라 예상하였다.

한편, 단기이익예측활동을 수반하지 않는 장기이익예측활동이 정보 공급자 측면의 재무적 유인이 존재하지 않는 상황 하에서 이루어진다는 것은 이러한 예측활동이 투자자의 정보수요에 의해 이루어졌을 가능성이 크다는 것을 의미한다. 기관투자자와 같이

장기투자시각을 가진 정보수요자에 의해 이러한 예측활동이 이루어지게 된다면 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측활동은 잠재적 성장주를 중심으로 이루어지게 될 것이다. 이는 투자대상 선정을 위한 투자자의 정보수요에 입각한 예측활동이라면 현재는 저평가되어 있으나 미래에 초과수익을 발생시키는 주식을 대상으로 이루어질 것이기 때문이다. 이에 본 연구에서는 장기투자시각을 가진 투자자의 경우 현재 저평가되어 있지만 잠재적 성장력을 지닌 투자대상에 대한 정보를 수요할 것이고 재무분석가가 이러한 수요에 대응하여 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측정보를 제공하였으리라 예상하였다.

분석결과 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측활동은 단기이익예측을 수반하는 장기이익예측활동의 경우보다 정확하고 보수적으로 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 예측과 일치하는 결과로 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측이 공급자적 측면의 재무적 유인이 존재하지 않는 상황 하에서 분석능력이 뛰어난 재무분석가에 의해 이루어진 예측활동이기 때문에 나타난 결과로 보여진다. 더불어 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 분석대상은 시장가치 대비 장부가치 비율은 낮지만 수익성이 좋은 잠재적 성장주의 특성을 지니고 있음을 확인하였다. 이는 이러한 예측활동이 정보수요자의 요구에 입각한 것임을 나타낸다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 첫째, 단

2) 단기이익예측이 장기이익예측의 정확도에 긍정적 영향을 미친다고 하더라도, 장기이익예측만을 공시하는 재무분석가가 내부적으로 단기이익예측을 수행하지만 한다면 장기와 단기이익예측을 모두 공시하는 재무분석가 보다 정확도가 반드시 낮지는 않을 것이다. 하지만, 만약 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측을 수행하는 재무분석가가 내부적으로도 단기이익예측을 수행하지 않고 단지 장기이익예측만을 수행하는 재무분석가라면 이들의 예측정확성은 단기이익예측과 장기이익예측활동을 모두 수행하는 재무분석가의 예측정확성보다 낮을 가능성이 높다. 왜냐하면, 단기이익예측활동이 이루어지지 않은 상태에서 이루어진 장기이익예측은 이익의 시계열적 구조에 대한 정보가 결여되어 있을 가능성이 존재하기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 이를 가설의 방향 설정에 반영하지 않은 것은 자료 상의 제약으로 재무분석가가 내부적으로 단기이익예측활동을 수행하였는지 여부를 실증분석으로 검증할 수 없기 때문이다.

기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 특성 및 결정요인을 분석한 최초의 연구이다. 선행연구는 주로 단기이익예측치에 관한 분석이었고, 장기이익예측치에 대해서는 활발히 연구가 진행되지 않았다. 장기이익예측치는 기업가치 산정에 없어서는 안 될 중요한 요소임에도 불구하고 이에 대한 연구가 미진한 이유는 장기이익예측이 재무적 유인에 의해 왜곡되어 정보로서의 가치가 폄하되었기 때문이다. 본 연구는 장기이익예측정보도 재무분석가의 재무적 유인에 의해 왜곡되지 않는다면 정보로서의 유용성이 크다는 실증결과를 제시한 것에 공헌점이 있다. 둘째, 재무적인 유인이 존재하지 않는 상황 하에서는 장기이익예측의 정확성이 제고될 수 있음을 보임으로써 재무분석가의 능력의 우수성을 입증하였다. 선행연구에서는 재무분석가의 장기이익예측이 부정확하고 낙관적으로 보고되었으나 이는 재무분석가의 능력부족에 기인할 수도 있고, 재무적 유인으로 왜곡되어 나타난 현상일 수도 있다. 즉 재무분석가의 예측은 시장기대(market expectation)의 대용치로 사용될 만큼 기업에 대한 자본시장 및 시장참여자에게 주요정보이며 이러한 정보의 가치가 재무적인 유인이 존재하지 않는 상황에서 제고될 수 있음을 실증하고 있다. 셋째, 정보수요자의 요구에 의해서 정보생산이 이루어질 때 정보의 유용성이 보다 제고됨을 보임으로써 생산되는 정보를 수동적으로 수용하기보다는 정보생산과정에서의 정보수요자의 적극적 참여가 중요하다는 것을 실증하였다. 넷째, 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 정확성이 높고 이의 분석 대상이 잠재적 성장주라는 것을 보임으로써 장기투자시각을 가진 투자자에게 우월한 투자전략을 제시하였다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 서술된다. II장에서는 본 연구와 관련된 선행연구를 수행하고 연구가

설을 설정한다. III장에서는 연구방법론 및 표본선정에 관해 기술한다. IV장에서는 실증분석결과를 설명한 후 V장과 VI장에서는 각각 추가분석과 결론을 제시한다.

## II. 선행연구 및 가설설정

### 2.1 장기이익예측특성에 관한 연구

Simon and Nowland(2011)에 의하면 장기이익예측활동을 수행하는 재무분석가의 투자추천(Stock recommendation)을 따르는 경우가 단기이익만을 예측공시하는 재무분석가의 투자추천(Stock recommendation)을 따르는 경우보다 더 높은 초과수익을 발생시킨다는 것을 실증분석을 통해 입증하였다. 이들은 장기이익을 예측하는 것은 단기이익을 예측하는 것보다 많은 경험과 분석능력을 요구하기 때문에 장기예측활동을 한다는 그 자체가 재무분석가의 탁월한 능력을 암시하는 것이 되고, 이들의 투자추천을 따르는 것이 투자자에게 우월한 투자전략이 될 수 있다고 하였다. 더욱이 이들은 공정공시제도(Fair Disclosure Regulation) 도입 이후 사적정보(Private information) 수집 능력이 부족한 재무분석가의 경우 장기예측에 있어 보다 어려움을 겪을 것이기 때문에 이 제도 시행이후 재무분석가가 장기이익예측활동을 한다는 것은 이들의 능력이 우수함을 보다 잘 나타내는 지표가 될 수 있다고 하였다.

하지만 능력이 탁월한 재무분석가에 의해 수행되었더라도 장기이익예측치는 재무분석가의 재무적 유인에 의해 쉽게 왜곡될 수 있기 때문에 장기이익예

측정보 그 자체의 유용성에 대해서는 쉽게 결론지을 수 없다. 선행연구에 의하면 장기이익예측활동은 재무분석가의 성과평가 지표로서의 비중이 낮기 때문에 자신들의 불편기대치(Unbiased Expectation)를 반영하는 것이 아니라 경영자와 호의적 관계를 유지하기 위해서 또는 소속 증권사의 수수료를 증가시키기 위해서 이를 왜곡시킨다고 하였다(Lin and McNichols, 1998; Dechow et al., 2000). Simon and Nowland(2011)가 장기이익예측정보에 기초한 투자전략을 수립하지 않고, 장기이익예측활동 여부만을 투자전략의 정보로 활용한 것도 이 같은 이유 때문이다. 즉 장기이익예측공시에 내재된 정보는 재무분석가의 재무적 유인에 의해 왜곡될 가능성이 크기 때문에 이에 근거한 투자전략으로는 초과수익을 발생시킬 수 없고, 장기이익예측활동 그 자체가 재무분석가의 탁월한 능력을 암시하기 때문에 이 장기이익예측활동을 수행한다는 사실만을 이용한 투자전략이 초과수익을 발생시킬 수 있다고 하였다.

만약 재무분석가 자신이나 소속증권사의 재무적 유인에 의해 영향을 받지 않는 상황에서 장기이익예측이 이루어지는 경우가 있다면 이 장기이익예측공시는 뛰어난 재무분석가에 의해 수행되므로 예측정확성이 높고, 정보의 유용성도 높을 것이라 예상할 수 있다. 본 연구에서는 단기이익예측활동 없이 장기이익예측활동만 있는 경우가 이에 해당할 것으로 예상하였다. 소속증권사의 수수료 수익을 증가시키기 위해서 또는 기업의 유가증권 발행업무를 대행하기 위해서는 단기이익예측을 공시함으로써 투자자의 관심을 집중시킬 수 있어야 하기 때문에 재무분석가가 재무적 유인에 의해 예측활동을 하는 상황이라면 장기이익예측활동을 하더라도 단기이익예측활동은 반드시 수반될 것이다. 따라서 재무분석가가 단기이익예측활동 없

이 장기이익예측활동만 하는 상황은 단기이익예측활동을 수반하는 경우보다 재무적 유인이 작용할 가능성이 낮고 이로 인해 예측의 정확성은 증가할 것으로 예상할 수 있다. 본 연구에서는 단기이익예측으로써 투자자의 관심을 불러일으킬 필요가 없는 경우 즉, 재무적 유인이 존재하지 않는 경우에는 내부적으로 단기이익예측을 하더라도 이를 외부에 공시할 필요가 크지 않기 때문에, 단기이익예측을 수반하지 않는다는 것 자체가 재무분석가에게 재무적 유인이 존재할 가능성이 낮음을 나타내는 상징(Signal)의 역할을 한다고 보았다. 이에 본 연구에서는 다음과 같은 가설 1-1을 설정하고자 한다.

가설 1-1: 단기이익예측공시를 수반하지 않는 재무분석가의 장기이익예측공시는 단기이익예측을 수반하는 장기이익예측의 경우보다 정확하다.

재무적 유인에 의해 예측활동이 이루어진다면 낙관적으로 편향될 가능성이 높다. 본 연구에서는 단기이익예측공시를 수반하지 않는 재무분석가의 장기이익예측공시가 재무적 유인이 없는 상황에서 이루어진다고 예측하였으므로, 예측의 성향이 보수적일 것으로 예상된다. 이에 가설 1-2를 설정하고자 한다.

가설 1-2: 단기이익예측공시를 수반하지 않는 재무분석가의 장기이익예측공시는 단기이익예측을 수반하는 장기이익예측의 경우보다 보수적일 것이다.

## 2.2 장기이익예측 결정요인에 관한 연구

본 연구는 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이

익예측은 재무분석가의 재무적 유인이 작용하지 않는 상황에서 그리고 능력있는 재무분석가에 의해 이루어지므로 그 예측정확성이 높을 것으로 예상하였다. 그렇다면 능력있는 재무분석가가 재무적 유인이 없는 상황에서 왜 이러한 예측활동을 수행하는가에 대한 의문이 제기된다.

재무분석가 즉 정보공급자 측면의 재무적 유인이 존재하지 않는 상황에서 예측활동이 이루어진다면 이는 투자대상에 대한 정보를 필요로 하는 기관투자자와 같은 정보수요자의 요구에 의한 것일 가능성이 크다. 또한 정보수요자는 장기투자시각(long-term investment horizon)을 가지고 현재는 저평가되어 있지만, 잠재적 성장력을 지닌 투자대상에 대한 정보를 수요할 것이기 때문에 이러한 예측활동은 잠재적 성장주를 중심으로 이루어지고 있을 것으로 예상할 수 있다. 현 시점에서는 재무분석가가 이러한 예측활동으로 인해 재무적 보상을 받지 못할지라도 기관투자자와 같은 정보수요자의 요구에 의해 잠재적 성장주에 대한 추종을 시작함으로써 미래의 재무적 보상을 기대할 수 있으므로 이러한 예측활동이 재무분석가에게도 충분히 매력적일 것이다. 이에 본 연구에서는 다음과 같이 가설 2를 설정하고자 한다.

가설 2: 단기예측활동을 수반하지 않는 장기예측활동은 잠재적 성장주를 중심으로 이루어진다.

본 연구에서는 잠재적 성장주의 특성을 반영하여 아래와 같이 가설을 세분화하고자 한다. 먼저, 잠재적 성장주는 현 시점에서는 저평가되어 있지만 장기적으로 수익을 창출할 수 있는 기대주일 것이므로,

시장가치 대비 장부가치는 낮을 것으로 그리고 수익성은 좋을 것으로 예상한다. 또한 정보수요자가 잠재적 성장주로 예상하고 재무분석가가 해당 기업을 추종하기를 요구한다는 것은 과거에는 주목을 받지 못했다는 것을 뜻하므로 이러한 기업은 규모가 작을 것으로 예상할 수 있다. 이에 가설 2를 다음과 같이 세 가지 가설로 세분하고자 한다.

가설 2-1: 단기예측활동을 수반하지 않는 장기예측활동은 장부가치 대비 시장가치가 낮은 기업을 중심으로 이루어질 것이다.

가설 2-2: 단기예측활동을 수반하지 않는 장기예측활동은 수익성이 높은 기업을 중심으로 이루어질 것이다.

가설 2-3: 단기예측활동을 수반하지 않는 장기예측활동은 규모가 작은 기업을 중심으로 이루어질 것이다.

### III. 연구설계 및 표본

#### 3.1 연구모형

본 연구의 첫 번째 주제는 재무분석가의 장기단일분석<sup>3)</sup> 예측의 특성을 살펴보는 것이다. 이를위하여 다음과 같이 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR) 두 가지를 측정하고 이를 종속변수로 사용한다.

$$\text{예측편의(BIAS)} = \frac{\text{실제이익} - \text{재무분석가의 이익예측치}}{\text{예측년도}(t) \text{ 이후 3월말 현재 시가총액}}$$

3) 이하 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측을 장기단일분석(LT)으로 지칭하고자 한다.

$$\text{예측오차(ERROR)} = \frac{|\text{실제이익} - \text{재무분석가의 이익예측치}|}{\text{예측년도}(t) \text{ 이후 3월말 현재 시가총액}}$$

예측편의(BIAS)는 실제이익과 재무분석가 이익 예측치를 예측년도 이후 3월말 현재 시가총액을 나누어 측정된다.<sup>4)</sup> 재무분석가 예측은 대체로 과대공시되는 경향이 있으므로, 예측편의(BIAS)는 평균적으로 음(-)의 값을 가지게 된다. 예측정보의 정확성을 측정하는 또 다른 변수인 예측오차(ERROR)는 절대예측오차율(absolute error)에 의해 측정된다. 예측치가 정확할수록 예측오차(ERROR)의 값은 작을 것이며, 예측정보가 부정확할수록 예측오차(ERROR)의 값은 클 것이다. 따라서 예측오차는 정확성과 음(-)의 관계가 성립한다.

관심변수는 재무분석가 예측기간 기준에 따라 구분한 장기단일예측(LT)이다. 이는 재무분석가 예측이 시장에서 공시된 일부터 사업보고서일 기간을 기준으로 365일 이상의 단일 보고서일 경우 1 아닌 경우 0으로 구분한 더미변수이다. 장기단일예측(LT)이 예측오차(ERROR)와 유의한 음(-)의 관계를 가진다면 당해 변수가 장단기 복합보고서의 형태를 가진 재무분석가 예측보다 상대적으로 정확하다는 것을 의미하고 가설 1-1이 지지된다. 가설 1-2에서는 장기단일예측(LT)이 보수적으로 이루어질 것으로 예상하였으므로 장기단일예측(LT)이 예측편의(BIAS)와 유의한 양(+)의 관계를 가지면 가설 1-2가 지지된다. 이상과 같은 두 가지 재무분석가 예측특성자료(BIAS와 ERROR)와 관심변수인 장기단일예측(LT)를 다른 통제변수와 함께 아래와 같은 회귀모형을 설정한다.

연구모형 1: 재무분석가 장기단일 이익예측 특성 모형]

$$\begin{aligned} \text{BIAS(or ERROR)}_{i,t} = & a_0 + a_1LT_{i,t} \\ & + a_2SIZE_{i,t} + a_3VOL_{i,t} + a_4LEV_{i,t} + a_5MB_{i,t} \\ & + a_6ROE_{i,t} + a_7COMP_{i,t} + a_8TOP_{i,t} \\ & + a_9LHOR_{i,t} + \text{IndustryFixed} + \text{YearFixed} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

여기서  $i$ 는 기업,  $t$ 는 연도임.

$LT_{i,t}$  공시일부터 사업보고서일 기간 일수 차이가 365이 넘는 단일 보고서일 경우 1 아닌 경우 0

$BIAS_{i,t}$  3월말 현재 시가로 조정된 예측편의

$ERROR_{i,t}$  3월말 현재 시가로 조정된 예측편의의 절대값

$SIZE_{i,t}$  예측년도 기말시점의 총자산에 자연로그

$VOL_{i,t}$  당해 일일수익률의 표준편차

$LEV_{i,t}$  총자산 대비 부채액

$MB_{i,t}$  기말시점의 자기자본 대비 3월말 현재 시가총액

$ROE_{i,t}$  순자산 대비 당기순이익

$COMP_{i,t}$  재무분석가 분석회사 개수

$TOP_{i,t}$  분석보고서 기준으로 증권사 TOP3인 경우 1 아니면 0

$LHOR_{i,t}$  재무분석가 보고서일부터 익년도 3월 31일 까지의 일수를 자연로그 취한값

통제변수로 사용되는 변수들은 선행연구에서 재무분석가의 예측특성에 영향을 주는 기업특성 변수(Bhushan, 1989; 정석우, 2003; 안운영 외, 2005; Han et al., 2005)와 재무분석가 인적특성변수(Clement, 1999; 안운영 외 4인, 2005)를 참조로 하여 다음과 같이 계산된다. 먼저 기업 재무특성

4) 현재 [연구모형 1]의 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR) 종속변수에 대하여 이분산성 문제를 완화하기 위하여 3월말 시가총액을 나누어(deflate) 측정되었다. 하지만 3월말 시가총액 대신 총자산과 당기순이익을 나누어 종속변수가 측정되었을 때에도 본 연구의 장기단일예측이 상대적으로 정확하다는 결과는 그대로 유지되었다.

변수들의 경우 기업규모(SIZE)는 해당년도 총자산에 자연로그를 취해서 구한다. 부채비율(LEV)은 총자산 대비 부채액으로 측정하며, 수익성(ROE)은 자기자본대비 당기순이익으로 측정된다. 주가-장부가 비율(MB)은 총자산 대비 3월말 현재 시가총액으로 측정한다. 주가변동성(VOL)은 당해 일일수익률의 표준편차로 계산된다. 또한 재무분석가 인적특성인 업무복잡성(COMP)의 경우 재무분석가의 분석하는 회사의 개수를 대용하였다. 분석기관 규모(TOP)<sup>5)</sup>의 경우 당해 재무분석가 보고서의 수를 기준으로 많이 공시하는 증권사 TOP3에 해당되는 경우 1, 아닌 경우를 0으로 두었다. 예측시점(LHOR)은 재무분석가 이익예측의 공시일부터 다음해의 3월 31일까지 일수를 로그를 취해 측정된다. 마지막으로 IndustryFixed와 YearFixed는 개별 기업이 속해 있는 산업과 연도에 관한 더미변수로서 산업별 연도별 표본기업에 공통적으로 나타날 수 있는 횡적 상관성(cross-sectional dependence)을 통제하기 위해 포함한다.

[연구모형 1]의 회귀식에 포함된 변수들의 예상되는 부호는 다음과 같다. 먼저 기업규모(SIZE)의 경우, 예측편의(BIAS)와는 양(+), 예측오차(ERROR)와는 음(-)의 관계가 나타날 것으로 예상된다. 규모가 큰 기업일수록 투자자들은 높은 관심을 가지고 정보비대칭이 해소되고(Bhushan, 1989; 정석우, 2003; Han et al., 2005) 재무분석가는 상대적으로 덜 낙관적이고 정확할 예측을 할 가능성이 있기 때문이다. 주가변동성(VOL)은 예측편의(BIAS)와는 음(-)의 관계, 예측오차(ERROR)와는 양(+),의 관계가 예상된다. 이는 주가변동성이 클수록 기업수

익의 변동가능성이 높기 때문에 재무분석가가 예측이 더 어려워지기 때문이다(정석우, 2003; Han et al., 2005). 주가-장부가비율(MB)가 높을 수록 투자자들의 높은 관심이 집중되고 이에 따라 재무분석가가 예측과 분석에 더 많은 노력과 시간을 투입하므로 더 정확한 예측을 할 것으로 예상된다. 다음으로 수익성(ROE)이 높은 기업일수록 투자자의 미래 이익에 대한 기대수준이 높게 형성되어 있으므로, 재무분석가의 입장에서는 이익예측의 오차가 커질수록 이에 대한 손실이 클 가능성이 높다(정석우, 2003). 다음으로 통제변수로 사용되는 재무분석가 인적특성 변수인 업무복잡성(COMP)와 분석기관 규모(TOP)의 부호는 다음과 같이 예상된다. 업무복잡성(COMP)의 경우에는 예측편의(BIAS)와는 음(-), 예측오차(ERROR)와는 양(+),의 관계를 예상한다. 이는 재무분석가가 분석하는 기업의 수가 많을수록 한 기업에 분석할 수 있는 시간과 노력이 제한되기 때문이다(Clement, 1999). 다음으로 재무분석가 소속 분석기관 규모(TOP)은 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR)와는 각각 양(+),과 음(-)의 부호를 예상한다. 이는 재무분석가에게 있어서 소속 기관의 규모는 접근할 수 있는 정보의 원천이므로 큰 규모의 증권사에 소속되어 있을수록 분석에 필요한 비용과 시간을 줄이고 효율적으로 할 수 있다(Clement, 1999).

본 연구의 두 번째 주제는 재무분석가의 장기단일 분석을 실시하는 요인을 살펴보는 것에 있다. 다음으로 재무분석가의 장기단일 분석을 실시하는 요인을 살펴보기 위하여 선행연구(Bhushan, 1989; Clement, 1999; 정석우, 2003)에서 재무분석가

5) Clement(1999)의 경우 당해 130개의 분석기관을 기준으로 TOP 10에 해당하는 경우 더미변수를 1 아닌 경우를 0으로 측정하였다. 본 연구는 평균적으로 매년 약 30개의 증권사에 대하여 분석보고서 수를 기준으로 TOP3에 해당되는 경우 1, 아닌 경우 0인 더미변수를 사용하였다. 추가적으로 TOP5에 해당되는 경우 1, 아닌 경우 0인 더미변수를 사용하였을 경우에도 분석결과에 큰 차이가 없었다.

예측성향 및 분석종목군에 영향을 미친다고 알려져 있는 기업특성요인 및 재무분석가 특성요인이 장기 단일 분석 공시실시에 영향을 미치는 것을 살펴보기 위한 로짓(Logit) 분석<sup>6)</sup>을 실시한다. 장기단일 분석을 실시하는 요인으로 기업특성변수로 기업규모(SIZE), 주가변동성(VOL), 부채비율(LEV), 주가-장부가비율(MB), 수익성(ROE)로, 재무분석가 특성변수<sup>7)</sup>로 업무복잡성(COMP), 증권사규모(TOP) 등을 설정하였다. 변수의 정의는 [연구모형 1]과 동일하므로 생략한다. 마지막으로 IndustryFixed와 YearFixed는 개별 기업이 속해 있는 산업과 연도에 관한 더미변수로서 산업별 연도별 표본기업에 공통적으로 나타날 수 있는 횡적상관성(cross-sectional dependence)을 통제하기 위해 포함한다.

[연구모형 2]의 로짓(Logit)분석에서 예상되는 변수의 방향성은 아래와 같다. 본 연구의 가설2를 토대로 잠재적 성장주에 대하여 재무분석가가 장기 단일분석(LT)의 형태의 보고서를 제출할 것으로 예상된다. 이에 따라 먼저 기업규모(SIZE)의 경우 장기 단일분석(LT)와 음(-)의 관계를 예상한다. 이는 기업의 규모가 클 경우 이해관계자가 많고 재무분석가의 관심을 받게 된다. 이에 따라 단기분석 혹은 장기 복합보고서 형태의 재무분석가 예측을 하였을

것으로 판단된다. 더욱이 정보수요자가 잠재적 성장주로 예상하고 재무분석가가 해당 기업을 추종하기를 요구한다는 것은 과거에는 주목을 받지 못했다는 것을 뜻하므로 이러한 예측활동은 규모가 작은 기업을 대상으로 이루어질 것으로 예상된다. 다음으로 주가-장부가비율(MB)의 경우 장기단일분석(LT)의 선택과 음(-)의 관계가 예상되고 수익률(ROE)와는 양(+ )의 관계가 예상된다. 이는 수익성이 높으나 현재는 자본시장의 주목을 받지 못하여 저평가되어 있는 잠재적 성장주의 특성에 근거한 것이다.

#### 연구모형 2: 재무분석가 장기단일 이익예측 결정 요인 LOGIT 분석모형

$$\begin{aligned}
 LTi,t = & a_1SIZE_{i,t} + a_3VOL_{i,t} + a_4LEV_{i,t} \\
 & + a_5MB_{i,t} + a_6ROE_{i,t} + a_7COMP_{i,t} \\
 & + a_8TOP_{i,t} + IndustryFixed + YearFixed \\
 & + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

### 3.2 표본선정

본 연구는 2001년부터 2007년까지<sup>8)</sup> 우리나라 유가증권시장 및 코스닥 상장기업 중 재무분석가가

6) [연구모형 1]은 본 연구의 추가분석에서 장기분석실시에 대한 내생성 통제를 위한 Inverse Mills' Ratio(Heckman 1979)를 구하기 위해서도 사용된다.

7) 본 연구에서는 [연구모형 1]과 [연구모형 2]에서 재무분석가 특성변수로 업무복잡성(COMP), 증권사규모(TOP)을 설정하였다. 이외에 추가적으로 고려할 수 있는 재무분석가 특성변수로는 재무분석가 능력을 대응하는 재무분석가 경험(EXP)이 있다. Clement(1999)에 따르면 분석경력이 많은 경험높은 재무분석가가 상대적으로 정확하게 예측하므로 이를 재무분석가의 능력(ability)를 대용할 수 있다고 주장하였다. 본 연구에서 이에 관한 변수를 주요변수로 사용하지 않은 이유는 재무분석가의 근속연한을 설정하기 위해서는 이전 예측에 나타난 재무분석가 예측표본을 제한하기 때문이다(left censoring). 예를들어 2000년부터 분석표본이 추출되었다면 재무분석가 근속연한을 측정하기 위해서는 2000년 나타난 모든 개별 재무분석가 예측을 이후 기간에서 모두 제외하고 분석을 실시하여야 하기 때문이다. 추가적으로 본 연구에서는 재무분석가 능력(ability)를 나타내는 재무분석가 경험(EXP)을 포함하여 장기단일예측의 특성을 살펴보는 [연구모형 1]과 장기단일예측의 결정요인을 살펴보는 [연구모형 2]에 관한 분석을 실시하였다. 분석결과 장기 단일예측이 상대적으로 정확하다는 본 연구의 결과는 유지되었으며, 장기단일예측이 능력있는 재무분석가에 의해 행해진다는 선행연구(Simon and Nowland 2011)의 결과와도 일치하게 나타났다. 실증결과에 대한 구체적인 내용은 'IV. 실증분석결과'에서 제시된다.

8) 표본기간을 선정함에 있어서 추가적으로 고려해야할 점은 재무분석가의 장기예측시점이다. 즉 재무분석가 예측이 당기(t 시점), 차기

이익예측치를 발표한 표본을 대상으로 한다. 이익예측 및 재무분석가 특성에 관한 자료는 Fn-Guide에서 추출되었으며, 우리나라 기업의 재무자료는 Kis-Library에서 제공한 자료를 사용하였다. 표본을 선정하는 기준은 다음과 같다.

- (1) 결산 월이 12월인 기업
- (2) 기업의 재무자료와 종가자료를 추출할 수 있는 기업
- (3) 재무분석가의 이익예측과 특성 변수 중 결측치가 없는 자료
- (4) 금융 산업 외의 기업

표본 선정과정 중 조건(1)의 경우 결산 월의 차이에 따른 영향을 통제하기 위해서이며 조건(4)의 경우 금융관련업종은 기타 제조업종과 그 영업적 성격 및 회계보고 특성에 큰 차이가 있으므로 제외하였다.

〈표 1〉은 본 연구에서 재무분석가 공시일 기준으로 연도 별, 분석보고서 형태 별 전체 표본의 현황을 보여준다. 재무분석가의 장기단일예측(LT)과 이를 제외한 전체 재무분석가 예측으로 구분하여 제시하고 있다. 전체표본 426,945중에서 장기단일예측(LT)과 장기단일예측 제외 표본의 분포는 4%(16,771개)와 96%(410,174 개)로 구분되고 있다. 또한 연도가 증가하면서 재무분석가 예측의 수는 증가추

〈표 1〉 표본의 분포

연도	재무분석가 예측유형		합계
	장기단일예측 제외	장기단일예측	
2001	29,592	830	30,422
	97.27%	2.73%	
2002	33,133	1,293	34,426
	96.24%	3.76%	
2003	55,024	1,589	56,613
	97.19%	2.81%	
2004	61,451	1,382	62,833
	97.80%	2.20%	
2005	109,214	3,079	112,293
	97.26%	2.74%	
2006	83,516	6,483	89,999
	92.8%	7.2%	
2007	38,244	2,115	40,359
	94.76%	5.24%	
총합	410,174	16,771	426,945
	96.07%	3.93%	

(t+1 시점), 차차기(t+2 시점)의 형태로 구성되어 있을 경우 차차기(t+2)에 관한 기업특성변수가 존재하지 않을 경우 관련분석을 실시할 수 없다는 점이다. 예를들어 2009년에 시장에 제시된 재무분석가 예측에 대하여 2011년 목표 장기예측이 있을 경우 12월 결산업인의 사업보고서가 2012년 3월에 공시되는 것을 감안할 때 분석에서 제외하여야 한다.

세임을 알 수 있다. 또한 2006년 및 2007년의 경우 장기단일예측(LT)이 6,483(7%) 및 2,115(5%)로 나타나고 있으며 이는 과거에 비해 장기 단일 분석보고의 경향이 증가추세임이 살펴볼 수 있다.

## IV. 실증분석결과

### 4.1 기술통계

〈표 2〉는 본 연구에서 사용된 주요 변수에 대한 기술통계<sup>9)</sup>를 각각 장기단일 표본(LT)과 장기단일 외 표본 및 전체표본으로 구분하여 제시하였다.

〈표 2〉 [Panel A]에서 나타나듯이 종속 변수인 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR)에 대한 기술 통계량을 비교하면 장기단일예측 표본(LT)의 경우 예측편의(BIAS)의 경우 평균과 중위수가 각각 -0.048와 -0.016으로 나타나 평균적으로 재무분석가의 예측이 낙관적 편의를 보이고 있음을 알 수 있다. 이는 재무분석가 예측이 평균적으로 낙관적이라는 선행연구(Dugar and Nathan, 1995)의 결과와 동일하게 전체 표본과 장기단일 제외 표본에서도 동일하게 이러한 성향이 나타나고 있음을 살펴볼 수 있다. 예측오차(ERROR)의 경우 장기단일 표본(LT)의 경우 평균과 중위수가 각각 0.071 및 0.028로 나타났다. 전체표본에서는 평균과 중위수가 0.090과 0.030으로 나타났다. 예측편의(BIAS) 및 예측오차(ERROR) 장기단일 표본과 장기단일 제외 표

본을 비교하여 보면 덜 낙관적이고 오차가 평균적으로 작음을 알 수 있다. 즉 재무분석가의 장기단일 분석(LT)이 장단기 복합보고 예측보다 상대적으로 덜 낙관적이고 더 정확하게 예측하고 있음을 의미한다. 그러나 이러한 결과는 재무분석가의 예측특성에 영향을 끼칠 수 있는 기업특성변수 및 재무분석가 인적특성변수들이 종합적으로 통제하지 않은 단일변량의 결과이다.

장기단일 표본과 장기단일 외 표본의 재무적 특성을 살펴보면 기업규모(SIZE)의 경우 장기단일 표본의 경우 평균 및 중위수가 각각 27.625와 27.552로 나타났다. 이를 자연로그 취하기 이전의 총자산의 수치로 치환하면 각각 993,996(백만원)과 924,020(백만원)에 해당된다. 장기단일 표본 외의 기업규모의 경우 평균과 중위수가 각각 27.549와 27.552로 나타나고 있으므로 장기단일 표본의 기업이 대체로 규모가 작음을 알 수 있다. 또한 추가변동성(VOL)의 경우 장기단일분석의 경우 평균이 46.011로 장기단일분석 외 표본의 경우 46.929로 나타나 장기단일 분석이 일일수익률의 분산이 상대적으로 작게 나타나고 있다. 장기단일분석의 수익성은 평균이 0.101 중위수가 0.113으로 나타나 장기단일 제외 표본과 비교해서 크고 부채비율(LEV)의 경우 상대적으로 작다는 것을 알 수 있다. 다음으로 장기단일 예측(LT)의 수익성(ROE)의 경우는 평균값 0.105, 중위수 0.109로 나타났다.

다음으로 재무분석가의 특성과 관련된 변수에 대한 기술통계량을 장기단일예측(LT) 표본 및 장기단일예측 외 표본으로 나누어 살펴보았다. 재무분석가

9) 장기단일예측의 사업보고서 공시시점과 예측시점의 차이를 나타내는 Horizon의 경우 평균값은 454.61 중위수는 402으로 나타난다. 이에 반해 장기단일예측 제외되는 단기 및 차기의 복합예측의 경우 Horizon의 평균이 503.46 중위수는 500으로 나타나고 있다. 장기단일예측 제외 표본이 평균이 더 크게 나타난 이유는 장기단일예측이 대체로 차기 예측(t+1)에 국한되어 있으나 복합예측은 당기를 제외하고 차기(t+1) 및 차차기(t+2) 까지 포함하는 복합예측으로 구성되어 있기 때문이다.

의 업무 복잡성을 대용하고 있는 변수(Clement, 1999)인 분석회사 개수(COMP)의 경우 우리나라 재무분석가들은 평균적으로 16개의 기업을 분석하고 이익예측을 공시하고 있으며 장기단일분석을 하

는 재무분석가의 경우 15.810으로 장기단일분석하지 않는 재무분석가가 15.547보다 약간 많으나 중위수는 15개로 동일하다. 분석기관 규모(TOP)의 경우 장기단일 분석의 경우 평균이 0.509로 나타나

〈표 2〉 주요 변수에 대한 기술통계

[Panel A: 주요 변수 기술통계]

변수		N	평균값	중위수	표준편차	1%	99%
BIAS	장기단일예측 제외	410,174	-0.068	-0.015	0.183	-1.096	0.189
	장기단일예측	16,771	-0.048	-0.016	0.134	-0.661	0.170
	전체	426,945	-0.067	-0.015	0.181	-1.087	0.189
ERROR	장기단일예측 제외	410,174	0.091	0.030	0.176	0.000	1.099
	장기단일예측	16,771	0.071	0.028	0.128	0.000	0.690
	전체	426,945	0.090	0.030	0.174	0.000	1.094
SIZE	장기단일예측 제외	410,174	27.549	27.463	1.798	24.133	31.411
	장기단일예측	16,771	27.625	27.552	1.739	24.269	31.300
	전체	426,945	27.552	27.466	1.796	24.133	31.411
VOL	장기단일예측 제외	410,174	46.929	44.231	13.867	22.297	89.323
	장기단일예측	16,771	46.011	44.188	12.264	23.286	86.735
	전체	426,945	46.893	44.231	13.809	22.297	89.216
LEV	장기단일예측 제외	410,174	0.423	0.435	0.188	0.060	0.843
	장기단일예측	16,771	0.419	0.430	0.184	0.062	0.818
	전체	426,945	0.422	0.435	0.188	0.060	0.837
MB	장기단일예측 제외	410,174	1.811	1.354	1.703	0.217	11.744
	장기단일예측	16,771	1.786	1.401	1.524	0.226	8.372
	전체	426,945	1.810	1.359	1.697	0.218	11.744
ROE	장기단일예측 제외	410,174	0.099	0.113	0.154	-0.749	0.406
	장기단일예측	16,771	0.105	0.109	0.125	-0.387	0.386
	전체	426,945	0.099	0.113	0.153	-0.738	0.406
COMP	장기단일예측 제외	410,174	15.547	15.000	6.252	4.000	35.000
	장기단일예측	16,771	15.810	15.000	6.300	5.000	35.000
	전체	426,945	15.558	15.000	6.254	4.000	35.000
TOP	장기단일예측 제외	410,174	0.343	0.000	0.474	0.000	1.000
	장기단일예측	16,771	0.509	1.000	0.499	0.000	1.000
	전체	426,945	0.349	0.000	0.476	0.000	1.000
LHOR	장기단일예측 제외	410,174	5.979	6.213	0.812	3.434	6.974
	장기단일예측	16,771	6.095	5.996	0.212	5.903	6.631
	전체	426,945	5.984	6.196	0.797	3.434	6.973

〈표 2〉 주요 변수에 대한 기술통계 (계속)

[Panel B: 변수별 평균 단일변량 검증]

변수	집단	표본 수	평균	T-값
BIAS	장기단일예측 제외	410,174	-0.0671	-18.00***
	장기단일예측	16,771	-0.0482	
	차이		-0.0194	
ERROR	장기단일예측 제외	410,174	0.0913	19.85***
	장기단일예측	16,771	0.071	
	차이		0.0203	
SIZE	장기단일예측 제외	410,174	27.5529	-5.61***
	장기단일예측	16,771	27.6249	
	차이		-0.0775	
VOL	장기단일예측 제외	410,174	46.9652	41.65***
	장기단일예측	16,771	46.0108	
	차이		0.912	
LEV	장기단일예측 제외	410,174	0.4231	9.39***
	장기단일예측	16,771	0.4189	
	차이		0.0036	
MB	장기단일예측 제외	410,174	1.8165	2.11**
	장기단일예측	16,771	1.7858	
	차이		0.0255	
ROE	장기단일예측 제외	410,174	0.0987	-6.12***
	장기단일예측	16,771	0.1048	
	차이		-0.0061	
COMP	장기단일예측 제외	410,174	15.547	-6.86***
	장기단일예측	16,771	15.8101	
	차이		-0.2631	
TOP	장기단일예측 제외	410,174	0.3431	-42.22***
	장기단일예측	16,771	0.5091	
	차이		-0.1659	
LHOR	장기단일예측 제외	410,174	5.9814	-55.13***
	장기단일예측	16,771	6.0952	
	차이		-0.1138	

여기서, BIAS는 3월말 현재 시가로 조정된 예측편의, ERROR는 3월말 현재 시가로 조정된 예측편의의 절대값, SIZE는 총자산의 자연로그, VOL는 당해 일일수익률의 분산, LEV는 총자산 대비 부채비율, MB는 자기자본 대비 3월말 현재 시가총액, ROE는 자기자본 수익률로서 순자산 대비 당기순이익, COMP는 재무분석가 분석회사 개수, TOP는 분석보고서 기준으로 증권사 TOP3인 경우 1 아니면 0, LHOR는 예측 보고서일부터 익년도 3월 31일까지의 일수의 자연로그.

장기단일 제외 표본의 평균인 0.343에 비해 상대적으로 크게 나타났다. 이는 규모가 큰 증권사일수록 분석종목군이 상대적으로 넓고 다양한 형식의 예측

의 분석이 가능하다는 것을 의미한다.

〈표 2〉 [Panel B]는 변수별 평균의 단일변량 차이분석을 제시하고 있다. 먼저 예측오차(ERROR)

의 경우 장기단일예측이 장기단일예측 제의 표본보다 통계적으로 1%내로 유의하게 작게 나타나고 있다. 이는 장기단일예측이 상대적으로 정확하다는 연구가설 1-1과 동일한 결과이다. 기업특성과 관련해서는 주가-장부가비율(MB)는 장기단일예측이 통계적으로 유의하게 낮고 수익성(ROE)의 경우 높게 나타났다. 이는 장기단일예측이 현 시점에서 저평가 받고 있는 잠재적 성장주라는 연구가설 2를 지지하는 결과이다. 기업규모(SIZE)의 경우 연구가설 2에 대한 예상과 다르게 장기단일예측에 해당되는 기업이 유의하게 크게 나타났으나 이는 단일변량분석에서 나타난 것으로 기타 다른 기업특성 및 재무분석가 특성을 포함한 다변량분석을 통해 실증결과를 살펴보는 것이 필요하다고 판단된다.

〈표 3〉은 주요 변수간 피어슨 상관관계를 제시하고 있다. 관심변수인 장기단일 분석(LT)와 [예측모형 2]의 종속변수인 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR)와의 관계를 살펴보면 각각 통계적으로 유의한 0.021과 -0.023으로 나타났다. 이는 단일변량분석에서는 재무분석가의 장기단일분석이 상대적으로 보수적이고 더 정확하게 예측되고 있음을 시사한다. 선행연구(Bhushan, 1989; Clement, 1999; 정석우, 2003; 안윤영 외, 2005)에서 재무분석가의 예측성향에 영향을 미치는 것으로 나타나는 기업특성변수 및 재무분석가 인적특성이 통제되지 않은 결과이기는 하나 장기단일예측(LT)이 당기예측에 영향을 받지 않는 불편기대치(Unbiased Expectation)로서 상대적으로 더 정확하다는 본 연구의 가설과 일치하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 다음으로 기업의 재무적 특성과 예측편의(BIAS) 및 예측오차(ERROR)의 관계를 살펴보면, 기업규모와(SIZE)와 예측편의(BIAS)와는 유의한 양(+)의 상관성을 예측오차(ERROR)와는 음(-)의 상관

성을 가지고 있다. 기업규모(SIZE)는 재무분석가에게 있어서는 기업의 정보를 얻을 수 있는 원천이므로(Bhushan 1989; McNichols and O'Brien 1997) 규모가 클수록 더 정확하게 예측하는 것으로 해석할 수 있다. 재무적 건전성을 대용하는 부채비율(LEV) 및 수익성(ROE)의 경우 예측오차(ERROR)와는 각각 통계적으로 유의한 양(+)과 음(-)의 상관성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 건실한 기업일수록 재무분석가가 이익예측을 기업으로부터 예측에 유리한 정보를 쉽게 얻고 재무분석가 입장에서 더 많은 시간과 노력을 투입하고 있음을 간접적으로 알 수 있다. 재무적 특성변수와 예측편의(BIAS) 및 예측오차(ERROR)의 상관관계는 선행연구(Bhushan, 1989; 정석우, 2003; 안윤영 외, 2005)와 유사한 결과이다.

다음으로 재무분석가 특성변수인 업무복잡성(COMP)과 분석기관규모(TOP)과 예측편의(BIAS) 및 예측오차(ERROR)와의 상관관계를 살펴보면 다음과 같다. 예측복잡성(COMP)의 경우 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR)가 각각 유의한 -0.061과 0.049로 나타나 업무량이 많은 재무분석가의 경우 낙관적이고 부정확한 예측을 하고 있음을 알 수 있다 (Clement 1999). 분석기관 규모(TOP)의 경우 상관관계가 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR)가 각각 음(-)과 양(+)으로 나타나 낙관적이고 부정확한 예측을 하고 있음을 알 수 있다. 하지만 기업 특성 변수 및 재무분석가 특성 변수들은 선행연구(정석우, 2003; 안윤영 외, 2005)에서 재무분석가의 이익예측특성에 영향을 주는 항목으로 알려져 있으므로, 이를 통제한 분석을 실시하는 것이 필요하다. 또한 예측시점(LHOR)의 경우는 예측편의(BIAS)와 음(-), 예측오차(ERROR)와는 양(+)의 관계로 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈표 3〉 주요 변수간 피어슨(Pearson) 상관관계

변수	ERROR	LT	SIZE	VOL	LEV	MB	ROE	COMP	TOP	LHOR
BIAS	-0.920*	0.021*	0.218*	-0.226*	-0.061*	0.167*	0.673*	-0.061*	-0.020*	-0.165*
ERROR		-0.023*	-0.180*	0.266*	0.104*	-0.207*	-0.607*	0.049*	0.028*	0.204*
LT			0.008*	-0.013*	-0.004*	-0.003*	0.008	0.011*	0.068*	0.028*
SIZE				-0.331*	0.372*	-0.113*	0.143*	-0.181*	-0.060*	0.041*
VOL					0.079*	0.099*	-0.203*	0.050*	0.014*	-0.026
LEV						0.052*	-0.096*	-0.062*	-0.015*	-0.025*
MB							0.199*	-0.022*	-0.026*	-0.030*
ROE								-0.050*	-0.052*	-0.081*
COMP									0.104*	-0.022*
TOP										-0.011

LT는 보고서일부터 익년도 3월 31일까지의 일수가 365이 넘어서는 단일 보고서 형태를 띠는 경우 1 아닌 경우 0  
다른 변수의 정의는 〈표 2〉와 동일.

\*는 양측검증을 기준으로 5% 수준에서 유의함을 의미함

단일변량분석인 피어슨(Pearson) 상관관계에서는 각 변수들간 높은 상관성이 나타났으나 본 연구의 [연구모형 2]에 해당되는 OLS분석의 분산팽창지수(Variance Influence Factor)의 경우 최대값이 3미만으로 나타나 다중공선성 문제는 심각하지 않다고 판단된다.

## 4.2 실증분석결과

### 4.2.1 장기 단일분석 예측의 정확성 및 예측편의

〈표 4〉는 장기 단일분석 예측에 관한 특성을 살펴보는 다변량분석에 대한 실증결과이다. 분석의 강건성을 위하여 최소자승회귀분석(Ordinary Least Square

Regression: 이하 OLS)과 Cluster Standard Errors 회귀분석 (Petersen, 2009)<sup>10)</sup>가 동시에 사용되었다. 총 표본수는 426,945개이며 설명력은 종속변수가 예측편의(BIAS)일 때 49.48%, 예측오차(ERROR)일 때 44.13%로 나타났다. 먼저 관심 변수인 장기단일예측(LT)과 종속변수인 예측편의(BIAS) 및 예측오차(ERROR)와의 관계를 살펴보면 각각 통계적으로 유의하게 양(+)과 음(-)의 관계로 나타나고 있다.<sup>11)</sup> 또한 이러한 통계적인 유의도는 Cluster Standard Errors회귀분석(Petersen, 2009)에서도 강건하게 유지되고 있다. 이는 장기단일예측(LT)이 재무분석가의 다른 예측분석보다 상대적으로 보수적이고 정확하게 예측되고 있음을 의미한다. 이는 가설 1-1과 1-2를 지지하는 결과이다.<sup>12)</sup>

10) 패널 데이터(Panel data)의 특성으로 나타나는 한 표본(기업)이 다 기간에 동시에 전체표본으로 들어갈 때 발생하는 회귀분석 결과의 왜곡현상을 통제하기 위해 사용된다.

11) 단기예측을 제외한 장기예측만을 표본으로 사용한 분석에서도 통계적으로 유의하게 예측편의(BIAS)가 양(+) 예측오차(ERROR)가 음(-)으로 나타났다. 이는 본 연구의 추가분석 5.4에 자세히 제시되어 있다.

12) 가설 1-1과 가설 1-2를 검증하기 위한 [연구모형 1]에 통제변수로 재무분석가 인적특성과 관련하여 근속연한으로 측정된 재무분석가 경험(EXP)을 추가하였다. 이때 재무분석가 경험(EXP)을 측정하기 위하여 표본수는 275,649(장기단일 예측 10,968개)로 줄었

이러한 결과가 나타난 이유로 먼저, 장기 단일예측보고가 단기 예측보고를 수반한 장기예측에 비하여 중립적으로 공시될 가능성을 들 수 있다. 재무분석가의 이익예측은 평균적으로 낙관적으로 공시되고 있으며(Brown et al., 1985), 이는 단기 예측을 기본으로 하고 있다. 만약 단기 예측이 낙관적인 편향(BIAS)을 가질 경우 이를 기반으로 한 차기 혹은 차차기 예측까지 편향이 수반될 가능성이 있다(Feng and McVay, 2010). 이러한 경우 장기 단일보고는 이러한 편향을 가질 가능성이 상대적으로 작으며 중립적인 예측 및 더 정확한 분석이 수반될 가능성이 있다. 다음으로 장기단일 분석이 되는 기업특성과 이러한 분석을 하는 재무분석가 인적특성이 예측 특성에 영향을 미칠 가능성이 있다. 장기단일 분석의 경우 앞서 <표 5>에서 보듯이 현재 시장에서는 저평가받지만 수익성이 좋고 정보접근성이 좋은 규모가 큰 증권사에서 분석함으로써 상대적으로 더 많은 노력이 투하됨에 따라서 예측정확도를 제고할 가능성도 있다.<sup>13)</sup> 결론적으로 이러한 이유를 근거로 본 연구의 가설1과 같이 재무분석가의 장기단일예측(LT)는 다른 재무분석가 예측에 비하여 정확하게 정보제공자들에게 제공되고 있음을 알 수 있다.<sup>14)</sup>

다음으로 통제변수와 종속변수 예측편의(BIAS)와 예측오차(ERROR)의 관계를 살펴보면, 기업규

모(SIZE)와 예측편의(BIAS)와는 유의한 양(+), 예측편의(ERROR)와는 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 이는 선행연구(Bhushan 1989; 정석우 2003; 안운영 외 2005)의 결과와 일치하는 것으로 기업의 규모가 클수록 투자자의 관심이 높으며 재무분석가의 예측에 필요한 정보환경이 좋으므로 예측의 정확성은 높게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 이외에도 기업특성변수인 변동성(VOL), 부채비율(LEV), 추가-장부가비율(MB), 수익성(ROE)과 재무분석가 인적특성변수인 업무복잡성(COMP), 재무분석가 소속 분석기관의 규모(TOP)은 선행연구(Bhushan, 1989; 정석우, 2003; 안운영 외, 2005)와 유사한 결과가 나타났다.

#### 4.2.2 장기단일예측 결정요인

<표 5>는 장기 단일분석 예측에 대한 기업 특성 및 재무분석가 특성 결정요인 로짓(LOGIT)분석에 대한 실증결과이다.<sup>15)16)</sup> 먼저 기업의 재무적 특성을 나타내는 기업규모(SIZE)와 변동성(VOL), 부채비율(LEV), 추가-장부가비율(MB), 수익성(ROE)와 종속변수인 재무분석가 장기단일예측(LT)와의 관계를 살펴보았다. 분석결과 기업규모(SIZE)의 경우 통계적으로 1%내로 유의한 음(-)의 관계, 변동

으며, 분석결과는 기존의 결과와 동일하게 장기단일예측이 상대적으로 정확하게 나타났다. 또한 재무분석가 경험(EXP)과 예측오류(ERROR)와는 통계적으로 1%내로 유의하게 음(-)으로 나타났다. 이는 경험있는 재무분석가가 상대적으로 정확하게 예측한다는 선행연구(Clement 1999)의 결과와 동일하다.

- 13) 본 연구의 추가분석 '5.1 선택편의 통제'에서는 장기 단일분석을 실시할 내생성으로 이러한 요인을 통제하였지만 결과는 동일하게 장기단일 분석보고가 상대적으로 보수적이고 더 정확하게 분석되는 특성을 보이고 있음을 보여주고 있다.
- 14) 표본기간을 2008년까지 확장한 경우에도 장기단일예측이 상대적으로 정확하고 예측편의가 작게 나타난다는 기존의 결과가 유지되었다.
- 15) 장기단일예측의 결정요인으로 능력(ability)로 대응되는 재무분석가 경험(EXP)을 추가하여 분석하였다. 선행연구(Simon and Nowland 2011)에 따르면 능력있는 재무분석가에 의해 장기예측이 분석되고 있으며, 이러한 효과를 통제하기 위하여 본 연구의 [연구모형 2]에 재무분석가 경험(EXP)을 결정요인으로 설정한다. 분석결과 재무분석가 경험(EXP)과 장기단일예측(LT) 간에는 1%내로 유의한 양(+)의 관계로 나타나고 있으며 이는 능력있는 재무분석가가 장기단일예측을 시장에 제시하는 것으로 해석할 수 있다.
- 16) 본 연구의 [연구모형 1]과 [연구모형 2]에서 모든 연속변수의 극단치의 경우 상 하위 1%를 기준으로 동일하게 처리하였다(WINSORISING). 하지만 극단치의 조정을 하지 않은 경우에도 [연구모형 1]과 [연구모형 2]의 결과는 현재의 결과와 동일하게 나타났다.

〈표 4〉 장기단일이익예측의 특성

변수	종속변수=예측편의(BIAS)				종속변수=예측오차(ERROR)			
	예상 부호	회귀 계수	OLS	CLUSTER	예상 부호	회귀 계수	OLS	CLUSTER
			T-값	T-값			T-값	T-값
Intercept	+/-	-0.339	-79.71***	-7.13***	+/-	0.172	39.01***	3.12***
LT	+	0.018	17.75***	6.99***	-	-0.018	-17.10***	-6.92***
SIZE	+	0.015	114.49***	8.44***	-	-0.011	-86.51***	-6.10***
VOL	-	-0.001	-43.28***	-2.79***	+	0.001	94.39***	5.75***
LEV	-	-0.060	-50.49***	-2.91***	+	0.092	76.73***	4.48***
MB	+	0.008	63.81***	2.32**	-	-0.013	-105.84***	-3.93***
ROE	+	0.720	518.12***	18.02***	-	-0.588	-415.13***	-14.10***
COMP	-	0.000	-7.84***	-1.73*	+	0.000	0.82	0.18
TOP	+	0.007	16.95***	4.71***	-	-0.003	-9.27***	-2.57**
LHOR	-	-0.029	-113.91***	-12.63***	+	0.037	147.18***	17.69***
산업효과	통제				통제			
연도효과	통제				통제			
설명력(%)	49.48				44.13			
표본수(N)	426,945				426,945			

다른 변수의 정의는 〈표 2〉와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

성(VOL)의 경우 음(-)의 관계가 나타났다. 주가장부가비율(MB)과 수익성(ROE)의 경우 모두 통계적으로 1%내 유의한 음(-)과 양(+ )의 관계로 나타났다. 하지만 부채비율(LEV)의 경우 양(+ )의 관계가 나타났으나 유의하지 않은 결과이다.

이상을 요약하면 재무분석가가 장기예측을 하는 유인으로 기업규모는 작고 시장에서 저평가되어 있으나 수익성이 높은 것임을 알 수 있다. 이는 본 연구의 가설2인 재무분석가 장기단일예측(LT)은 저평가된 성장주라는 가설과 동일하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 이 경우 또한 추가적으로 재무분석가 인적특성변수인 업무복잡성(COMP)와 분석기관의 규모(TOP)을 추가하여 살펴보았다. 분석결과 본

연구의 연구가설2에 해당되는 기업특성에 관한 변수는 동일하게 유지되었으며 추가적으로 업무복잡성(COMP)와는 양(+ )의 관계, 그리고 분석기관의 규모(TOP)와는 양(+ )의 유의한 관계로 나타났다. 이는 여러 기업을 분석종목군에 편입하거나 여러 형태의 정보에 대하여 접근이 용이한 규모가 큰 증권사에 소속된 재무분석가가 다양한 형태의 재무보고서를 공시하고 장기에 대한 분석을 실시하는 것으로 해석할 수 있다. 표본수가 426,945개의 본 연구의 로짓(LOGIT)분석의 기업특성만 살펴본 경우에는 Likelihood ratio는 3,933, 재무분석가 인적특성 변수를 추가한 경우는 Likelihood ratio는 6,378 이고, Concordant는 각각 60.90와 63.00으로 나

〈표 5〉 장기단일예측에 결정요인에 관한 로짓(LOGIT) 분석

변수	예상부호	회귀계수	Wald Chi Square	회귀계수	Wald Chi Square
Intercept	+/-	-2.408	226.98***	-3.559	457.41***
SIZE	-	-0.027	26.44***	-0.014	6.45**
VOL	-	-0.009	182.67***	-0.009	150.99***
LEV	+/-	0.028	0.31	0.066	1.64
MB	-	-0.020	13.76***	-0.022	15.80***
ROE	+	0.312	24.88***	0.400	39.43***
COMP	+			0.009	63.36***
TOP	+			0.781	2293.41***
산업효과			통제		통제
연도효과			통제		통제
Likelihood Ratio			3,933		6,378
Percent Concordant			60.90		63.00
표본수			426,945		426,945

다른 변수의 정의는 〈표 2〉와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

타나 모형의 적합도는 문제가 없는 것으로 판단된다.

예측의 특성을 살펴보도록 한다. 셋째, 장기단일예측의 측정 및 정의를 강건하게 한 이후에도 예측특성이 본 연구의 결과가 유지되게 있는가를 살펴본다.

## V. 추가분석

### 5.1 선택편의 통제

본 연구의 추가분석은 다음과 같다. 첫째, Inverse Mills' Ratio(Hecakman 1979)를 통하여 재무분석가의 장기단일예측의 선택에 영향을 미치는 내생성을 통제한 후 장기단일분석의 예측특성이 유지되고 있는지를 살펴본다. 다음으로 표본선택편의(Sample Selection Bias)를 통제하기 위하여 기업규모(SIZE)와 예측시점(LHOR)에 대한 1:1대응 유사표본을 추출한 후 재무분석가 장기단일 이익

장기단일분석예측의 선택에 대한 내생성을 통제하는 이유는 재무분석가 입장에서는 재무분석가의 인적특성과 기업의 재무적 특성에 따라 장기단일분석을 공시하는 유인이 달라질 수 있기 때문이다. 따라서 이러한 자기선택편의(Self Selection Bias)를 통제한 후에도 본 연구의 결과가 강건하게 유지되는지를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위하여 Heckman (1979)<sup>17)</sup>에서 제시된 2단계 회귀분석모형 접근방

17) Heckman(1979)는 독립변수가 선택이라는 내생성이 존재하여 독립적이지 않을 경우 2단계 회귀분석을 이용한 자기선택편의(Self Selection Bias)를 통제하는 방식을 제시하였다.

식을 사용한다. 만일 현재 장기단일표본의 경우 기업의 재무적 특성 및 재무분석가 인적 특성에 의하여 선택에 영향을 받아 선정된 것이라면 장기단일예측으로 구분될 분류정확도를 조정할 필요가 있다(1단계회귀). 1단계 회귀모형, 즉 재무분석가가 장기단일예측의 선택에 관한 모형은 본 연구의 [연구모형 2]를 참조로 하여 기업규모(SIZE), 변동성(VOL), 주가-장부가비율(MB), 수익성(ROE), 업무복잡성(COMP), 소속 분석기관의 규모(TOP)을 재무분석가 장기예측의 선택의 결정요인으로 선정하여 프로빗(Probit)분석을 실시한다. 이후 분류 정확도와 관련된 구분점인 IMR을 계산, 본 연구의 [연구모형 1]에 통제변수로 추가하여 장기단일예측의 특성을 살펴보도록 한다(2 단계분석). 이는 본 연구의 [연구모형 3]에 IMR해당되고 이를 분석한 <표 6>은

아래에 제시되어 있다.

연구모형 3: 선택편의 통제모형

$$BIAS(or\ ERROR)_{i,t} = a_0 + a_1LT_{i,t} + a_2SIZE_{i,t} + a_3VOL_{i,t} + a_4LEV_{i,t} + a_5MB_{i,t} + a_6ROE_{i,t} + a_7COMP_{i,t} + a_8TOP_{i,t} + a_9LHOR_{i,t} + IMR + IndustryFixed + YearFixed + \epsilon_{i,t}$$

장기단일분석(LT)의 내생적 선택에 미치는 기업 특성변수 및 재무분석가 인적특성변수를 통제한 분석결과 본 연구의 가설1의 결과와 동일하게 나타났다. 분석결과 <표 6>에서 나타나듯이 통계적으로 1%내로 유의하게 예측편의(BIAS)와는 음(-)의 관

<표 6> Inverse Mill's Ratio

변수	종속변수=예측편의(BIAS)			종속변수=예측오차(ERROR)		
	예상부호	회귀계수	T-값	예상부호	회귀계수	T-값
Intercept	+/-	-0.354	-80.01***	+/-	0.158	35.48***
LT	+	0.153	12.60***	-	-0.091	-7.41***
SIZE	+	0.015	112.24***	-	-0.011	-84.65***
VOL	-	-0.001	-35.78***	+	0.001	82.38***
MB	+	-0.067	-53.46***	-	0.091	72.41***
ROE	+	0.008	58.36***	-	-0.013	-100.72***
COMP	-	0.723	515.69***	+	-0.587	-415.22***
TOP	+	0.000	-1.37***	-	0.000	-2.05**
LHOR	-	-0.029	-114.4***	+	0.037	148.38***
IMR	+/-	-0.060	-11.03***	+/-	0.032	5.92***
산업효과	통제			통제		
연도효과	통제			통제		
설명력(%)	49.87			44.88		
표본수(N)	426,945			426,945		

IMR는 Heckman(1979)방식에 의하여 선택편의를 통제하기 위하여 추정된 Inverser Mill's Ratio 다른 변수의 정의는 <표 2>와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

계, 예측오차(ERROR)와는 양(+)의 관계가 나타났다. 이는 장기단일예측(LT)이 다른 형태의 재무분석가 예측보다 상대적으로 정확하고 덜 편향된 것으로 해석할 수 있다. 또한 자기선택편의(Self Selection Bias)가 존재하는 가를 살펴볼 수 있는 기준점으로 볼 수 있는 IMR의 경우 종속변수가 예측편의(BIAS)인 경우 T-값이 -11.03으로, 예측오차(ERROR)의 경우 5.92로 각각 나타나 이를 통해 검증하는 것이 적절하다고 판단된다.

### 5.2 대응표본(Matching Sample)

유사 기업규모 및 기간을 가진 표본을 추출하여 본 장기이익예측의 특성에 관한 연구결과의 강건성

을 검증한다. 본 연구의 추가분석에서 대응 표본을 설정하는 이유는 장기단일 분석 표본을 추출하는 과정에서 기업규모(SIZE)와 예측시점(LHOR)이 체계적인 차이가 생겼을 때의 결과가 왜곡될 가능성을 통제하기 위해서이다. 이에 동일 산업을 기준으로 장기단일 표본의 기업규모(SIZE)와 예측시점(LHOR)을 95%에서 105%에 유사한 전체표본을 추출하여 대응 표본을 추출하였다. 이 두 표본을 대상으로 (연구모형 1)에 적용한 회귀분석을 실시한 결과는 <표 7>에 제시되어 있다. 분석결과 본 연구의 가설 1의 결과와 동일하게 장기단일분석(LT)가 다른 형태의 재무분석가 예측보다 상대적으로 정확하고 덜 편향되어 있는 것으로 나타났다.

<표 7> 대응표본(Matching Sample)

변수	종속변수=예측편의(BIAS)				예상 부호	종속변수=예측오차(ERROR)			
	예상 부호	회귀계수	OLS	CLUSTER		회귀계수	OLS	CLUSTER	
			T-값	T-값			T-값	T-값	
Intercept	+/-	-0.306	-13.00***	-3.74***	+/-	0.183	7.59***	2.14**	
LT	+	0.012	10.00***	3.34***	-	-0.012	-9.78***	-3.38***	
SIZE	+	0.012	27.39***	5.16***	-	-0.008	-17.69***	-3.32***	
VOL	-	0.000	-7.18***	-1.16	+	0.001	23.24***	3.46***	
LEV	-	-0.078	-19.85***	-3.81***	+	0.099	24.75***	4.52***	
MB	+	0.000	-0.54	-0.06	-	-0.008	-16.27***	-1.89*	
ROE	+	0.833	151.93***	11.96***	-	-0.652	-115.76***	-8.63***	
COMP	-	0.000	3.02**	1.16	+	0.000	-3.11	-1.15	
TOP	+	0.012	9.57***	2.74***	-	-0.010	-7.81***	-2.17**	
LHOR	-	-0.019	-5.76	-1.60	+	0.016	4.81***	1.39	
산업효과	통제				통제				
연도효과	통제				통제				
설명력(%)	50.36				42.77				
표본수(N)	34,365				34,365				

다른 변수의 정의는 <표 2>와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

## 5.3 장기이익예측에 대한 강건성

본 추가분석에서는 재무분석가 장기예측에 대한 정의 및 측정에 대하여 강건하게 예측정확성 및 예측편의를 살펴본다. 이를 위하여 재무분석가의 장기예측의 정의 및 측정을 455(=365+90)일로 확장하였다. 이는 본 연구에서 장기이익예측을 1년(365일)을 기준으로 정의함에 따라 12월 결산월 3개월 후 발표되는 사업보고를 하는 기업에 대한 예측도 장기예측으로 측정되는 한계점을 보완하고자 한다. 이에 따라 본 연구에서는 장기이익예측의 기준점을

90일 추가하여 수정장기이익예측(LLT)라는 새로운 변수를 추가하여 본 연구의 [연구모형 1]에 기존의 장기단일이익예측(LT)대신 추가하여 분석한다.

장기단일이익예측을 강건하게 측정하여 회귀분석한 결과는 <표 8>에 제시되어 있다. 분석결과 수정장기이익예측은 예측편의(BIAS)와는 통계적으로 1%내로 유의하게 양(+ )의 관계 예측오차(ERROR)와는 음(-)의 관계가 나타났다. 이는 본 연구의 가설1의 예측과 동일하게 재무분석가의 수정장기이익예측(LLT)<sup>18)</sup>이 기존의 결과와 동일하게 상대적으로 정확하고 덜 편향적인 것을 의미한다.

〈표 8〉 장기이익예측 측정의 강건성

변수	종속변수 = 예측편의(BIAS)				종속변수 = 예측오차(ERROR)			
	예상 부호	회귀계수	OLS T-값	CLUSTER T-값	예상 부호	회귀계수	OLS T-값	CLUSTER T-값
Intercept	+/-	-0.338	-79.41***	-7.10***	+/-	0.166	38.64***	3.09**
LLT	+	0.016	9.04***	3.09***	-	-0.021	-11.91***	-4.13***
SIZE	+	0.015	114.34***	8.43***	-	-0.012	-86.36***	-6.09***
VOL	-	-0.001	-43.69***	-2.82***	+	0.002	94.82***	5.77***
LEV	-	-0.060	-50.37***	-2.90***	+	0.092	76.61***	4.48***
MB	+	0.008	63.71***	2.32**	-	-0.013	-105.76***	-3.92***
ROE	+	0.720	518.12***	18.02***	-	-0.584	-415.16***	-14.10***
COMP	-	0.000	-7.44***	-1.64	+	0.000	0.39	0.09
TOP	+	0.007	17.09***	4.74***	-	-0.004	-9.05***	-2.51**
LHOR	-	-0.029	-113.71***	-12.67	+	0.037	147.14***	17.77***
산업효과	통제				통제			
연도효과	통제				통제			
설명력(%)	49.45				44.11			
표본수(N)	426,945				426,945			

LLT: 공시일부터 사업보고서일 기간 일수 차이가 455(=365+90)일이 넘는 단일 보고서의 경우 1 아닌 경우 0 다른 변수의 정의는 <표 2>와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

18) 본 연구에서 장기이익예측을 365일을 기준으로 하였을 경우 전체 재무분석가 예측 중 16,771개(3.93%)이나 455일을 기준으로 하였을 경우 5,900개(1.38%)로 줄어든다.

5.4 기업의 정보비대칭이 장기단일예측에 미치는 영향

본 추가분석에서는 기업의 정보비대칭이 재무분석가 장기단일예측에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 이는 장기단일예측이 정보비대칭이 높은 잠재적 성장주 위주로 나타나고 있다는 본 연구의 결과의 강건성을 위해서이다. 이를 위하여 기업의 정보비대칭을 대용할 수 있는 추종 재무분석가의 수(analyst following)를 본 연구의 [연구모형 2]에 추가하여 분석을 실시하고자 한다.

선행연구(Bhushan, 1989; 정석우, 2003)에 따르면 재무분석가 예측의 수는 기업의 정보비대칭을

대용하는 변수로 사용된다. 재무분석가의 수를 나타내는 변수 Ab\_FOLLOW는 다음과 같이 측정한다. 먼저 기업의 실제 재무분석가 수를 측정한 후 선행 연구(정석우 2003)의 모형을 근거한 재무분석가 수의 결정요인에 따라 측정된 해당 기업의 기대(expected) 재무분석가 수를 제외한 잔차를 관심변수로 설정한다.<sup>19)</sup> 이러한 변수를 설정하는 이유는 추종 재무분석가 수에 영향을 미치는 내생적인 요인을 제거하기 위함이다. 이는 추종 재무분석가 수가 기업규모(SIZE), 추가변동성(VOL), 부채비율(LEV), 주가-장부가비율(MB) 등과 같은 기업특성변수에 의해 영향을 받는 내생적인 변수이기 때문이다. 이

〈표 9〉 정보비대칭과 재무분석가 장기단일 이익예측 결정요인 LOGIT 분석모형

변수	예상부호	회귀계수	Wald Chi Square	회귀계수	Wald Chi Square
Intercept	+/-	-2.900	1852.22***	-3.071	308.03***
Ab_FOLLOW	-	-0.001	88.24***	-0.001	83.36***
SIZE				0.006	1.12
VOL	-	-0.009	168.65***	-0.008	147.06***
LEV	+/-	0.015	0.11	-0.007	0.02
MB	-	-0.019	11.76***	-0.018	10.50***
ROE	+	0.428	44.97***	0.420	42.70***
COMP	+	0.009	60.49***	0.009	61.60***
TOP	+	0.774	2252.09***	0.774	2251.92***
산업효과			통제		통제
연도효과			통제		통제
Likelihood Ratio			6.456		6.457
Percent Concordant			63.20		63.20
표본수			426,945		426,945

Ab\_FOLLOW: 추종 재무분석가 수와 기대 추종 재무분석가 수의 차이  
 다른 변수의 정의는 〈표 2〉와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

19) 본 연구에서는 관심변수인 추종 재무분석가 수를 측정함에 있어서 기업특성변수에 관한 내생성을 통제하였다. 하지만 직접측정된 추종 재무분석가 수를 [연구모형 2]에 대입하였을 경우에도 위의 결과와 동일하게 추종 재무분석가 수와 장기단일예측(LT)과 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 이는 정보비대칭이 높은 기업에 대하여 재무분석가 장기단일예측이 나타날 가능성이 높다는 것을 의미한다.

러한 내생성을 통제하기 위하여 아래와 같이 재무분석가 수에 관한 결정모형인 (연구모형 4)를 통하여 기대 추종 재무분석가 수를 측정된 후 해당기업의 실제 추종 재무분석가 수에서 이를 제외한다. 이를 통해 측정된 변수는 비기대 추종 재무분석가 수 (Ab\_FOLLOW)이다.

연구모형 4: 추종 재무분석가 수의 결정요인모형

$$FOLLOW_{i,t} = a_1SIZE_{i,t} + a_3VOL_{i,t} + a_4LEV_{i,t} + a_5MB_{i,t} + a_6ROE_{i,t} + IndustryFixed + YearFixed + \epsilon_{i,t}$$

연구모형 5: 정보비대칭과 재무분석가 장기단일 이익예측 결정요인 LOGIT 분석모형

$$LT_{i,t} = a_1Ab\_FOLLOW_{i,t} + a_2SIZE_{i,t} + a_3VOL_{i,t} + a_4LEV_{i,t} + a_5MB_{i,t} + a_6ROE_{i,t} + a_7COMP_{i,t} + a_8TOP_{i,t} + IndustryFixed + YearFixed + \epsilon_{i,t}$$

기업의 정보비대칭적 상황이 장기단일예측과의 관계를 살펴본 실증결과는 <표 9>에 제시되어 있다. 분석결과 비기대 추종 재무분석가 수(Ab\_FOLLOW)와 장기단일예측(LT)와는 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 정보비대칭이 높은 기업에 재무분석가 장기단일예측 행태가 나타난다는 본 연구의 가설전개를 지지하는 결과이다.

## 5.5 Herding 효과 통제

본 연구의 기본분석에서는 재무분석가의 모든 예측치가 포함되어 분석이 실시되었다. 하지만 상대적으로 분석에 필요한 시간과 자원이 부족한 재무

분석가가 능력있는 재무분석가의 예측을 추종하는 (herding) 경향이 나타나고 있다(Clement and Tse 2005). 장기단일예측이 기업특성과 재무분석가 인적특성에 의해 영향을 결정되고 있음을 감안할 때 이러한 재무분석가 추종(herding)에 의해서도 기존의 결과가 왜곡될 가능성이 있다. 따라서 이러한 재무분석가 추종효과(herding)를 통제된 후에도 본 연구의 기존의 결과가 강건하게 유지되고 있는가를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위하여 본 연구에서 사용되었던 전체표본 중에서 개별 재무분석가 및 기업을 기준으로 최상표본만을 기준으로 장기단일예측의 특성과 관련된 [연구모형 1]과 장기단일예측의 결정요인에 관한 [연구모형 2]에 대한 분석을 추가적으로 실시하였다.

장기단일예측을 강건하게 측정하여 회귀분석한 결과는 <표 10>에 제시되어 있다. 전체표본은 44,258 (장기단일예측 1,627개) 개로 기존의 전체표본의 약 10%에 해당된다. 분석결과 <표 10> [Panel A]에서 살펴보면 장기이익예측은 예측편의(BIAS)와는 통계적으로 1%내로 유의하게 양(+ )의 관계 예측오차(ERROR)와는 음(-)의 관계가 나타났다. 이는 본 연구의 가설1의 결과와 동일하게 상대적으로 정확하고 덜 편향적인 것을 의미한다. 또한 <표 10> [Panel B]에서도 주가-장부가비율(MB)와 수익성(ROE)가 기존의 결과와 동일하게 각각 유의한 음(-)과 양(+ )으로 나타났다. 다만 기업규모(SIZE)의 경우 통계적 유의성이 사라졌다. 이상을 요약하면 대체로 재무분석가의 추종효과(herding)를 통제 한 경우에도 기존의 결과가 강건하게 유지되고 있다.

## 5.6 장기단일예측기업의 가치관련성

본 절에서는 장기단일예측기업에 대한 가치관련성

〈표 10〉 Herding 효과 통제

[Panel A: 재무분석가 예측의 정확성]

변수	종속변수=예측편의(BIAS)			종속변수=예측오차(ERROR)		
	예상부호	회귀계수	T-값	예상부호	회귀계수	T-값
Intercept	+/-	-0.380	-27.61***	+/-	0.203	14.50***
LT	+	0.016	4.69***	-	-0.018	-5.24***
SIZE	+	0.016	38.27***	-	-0.012	-28.00***
VOL	-	-0.001	-12.77***	+	0.001	25.58***
LEV	-	-0.066	-16.87***	+	0.099	24.73***
MB	+	0.010	23.14***	-	-0.015	-36.24***
ROE	+	0.726	167.09***	-	-0.588	-132.81***
COMP	-	0.001	1.36***	+	0.000	-0.70***
TOP	+	0.000	3.57***	-	0.000	-2.78**
LHOR	-	0.006	3.85***	+	-0.005	-2.94***
IMR	+/-	-0.029	-40.16***	+/-	0.037	50.91***
산업효과	통제			통제		
연도효과	통제			통제		
설명력(%)	50.31			44.88		
표본수(N)	44,258			44,258		

[Panel B: 장기단일예측 결정요인]

변수	예상부호	회귀계수	Wald Chi Square	회귀계수	Wald Chi Square	
Intercept	+/-	-3.554	73.91***	-3.893	50.59***	
SIZE	-	0.005	0.14	-0.009	0.29	
VOL		0.002	2.34	-0.001	0.44	
LEV	+/-	-0.065	0.30	-0.040	0.06	
MB	+/-	-0.031	4.57**	-0.038	4.14**	
ROE	+	0.194	2.60*	0.476	6.28***	
EXP	+			0.050	5.52***	
COMP	+	0.020	67.33	0.024	53.05***	
TOP	+	0.004	0.01	0.326	29.40***	
산업효과			통제			통제
연도효과			통제			통제
Likelihood Ratio			6,456			6,457
Percent Concordant			63.20			63.20
표본수			67,907			44,258

EXP: 재무분석가 근속연한

다른 변수의 정의는 〈표 2〉와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

을 살펴보고자 한다. 이를 위하여 Ohlson(1995)의 가치관련성 모형을 기초로 하여 장기단일예측(LT) 변수를 추가하여 설정하였다. 관심변수는 장기단일예측 기업의 이익( $E_t * LT_t$ )으로 음(-)의 관계가 예상된다. 이러한 방향성을 예상한 근거는 다음과 같다. 첫째, 장기단일예측기업의 특성이 정보비대칭이 높은 잠재적 성장주 기업이기 때문이다. 즉 현시점에서는 시장에서 이들 기업에 대한 관심이 많지 않아 이들 기업이 공시하는 이익에 대하여 주가에 반영되지 않을 가능성이 있다. 다음으로 재무분석가 측면에서 보면 이들 기업에 대한 당기의 분석을 하기보다는 향후 이들 기업의 시장평가가 적절히 이루어질 가능성을 보고 장기적인 분석대상으로 선택하는 것이다. 이러한 이유들로 장기단일예측기업의 이익과 주가 간에 음(-)의 관계를 예상한다.

$$P_t = a_1 BV_t + a_2 E_t + a_3 BV_t * LT_t + a_4 E_t * LT_t + e_t$$

단,  $P_t$ 는 t+1년 3월말 주가,  
 $BV_t$ 은 t년말 자본을 발행주수로 나눈 값.

$E_t$ 는 t년도 순이익을 발행주수로 나눈 값  
 $LT_t$ 는 t년도 재무분석가 장기단일이익예측 기업인 경우 1 아닌 경우 0인 더미변수  
 $e_t$ 는 회귀분석 모형의 잔차

장기단일예측기업의 가치관련성에 관한 분석결과는 <표 11>에 제시되어 있다. 전체표본은 5,567개의 12월 유가증권시장 상장법인기업에 해당된다. 분석결과 관심변수 장기단일예측 기업의 이익( $E_t * LT_t$ )의 주가관련성은 예상과 동일하게 1%내로 유의한 음(-)으로 나타났다. 이는 장기단일예측 기업 이익의 주가관련성이 상대적으로 낮게 나타나는 것으로 이는 장기단일예측기업의 정보비대칭적인 상황에 높여 있음을 의미한다.

## VI. 결론

본 연구는 재무분석가의 장기이익예측의 특성과 결정요인에 대하여 실증분석을 수행하였다. 장기이

<표 11> 장기예측기업의 가치관련성

변수	종속변수=P			변수	종속변수=P		
	예상부호	회귀계수	T-값		예상부호	회귀계수	T-값
BV	+	0.572	6.93***	BV	+	0.644	8.21***
E	+	6.232	9.71***	E	+	5.732	9.63***
BV*LT	?	0.628	4.82***	BV*LLT	?	0.532	3.63***
E*LT	+	-2.896	-3.08***	E*LLT	+	-2.373	-2.14**
산업효과	통제			산업효과	통제		
연도효과	통제			연도효과	통제		
설명력(%)	89.77			설명력(%)	89.13		
표본수(N)	5,567			표본수(N)	5,567		

LLT: 공시일부터 사업보고서일 기간 일수 차이가 455(=365+90)일이 넘는 단일 보고서의 경우 1 아닌 경우 0  
 다른 변수의 정의는 <표 2>와 동일.

\*\*\*, \*\*, \*는 양측검증을 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함

익예측은 기업의 내재가치평가와 재무분석가의 투자 추천과 가장 관련이 있는 정보로서 투자자에게 유용한 정보를 제공함에도 불구하고 큰 조명을 받지 못하였다. 이에 본 논문에서는 재무분석가의 장기이익예측의 특성과 결정요인에 대한 실증분석을 시행하였다. 대부분의 경우 장기이익예측과 단기이익예측이 동시에 이루어지는데 반해 단기이익예측을 수반하지 않고 장기이익예측활동만 이루어지는 데에는 다른 공시유도 요인이 존재할 것이며, 예측정확성에도 차이가 존재할 것으로 예상하고 이의 결정요인을 분석하였다.

실증분석결과 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 정확성이 단기이익예측을 수반하는 장기이익예측의 경우보다 높은 것으로 나타났고, 이러한 예측활동은 정보비대칭이 높은 잠재적성장주를 중심으로 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 정확성이 높은 이유는 장기이익예측분석을 함에 있어 많은 정보와 분석능력을 요구하기 때문에 능력에 있어 탁월한 재무분석가에 의해 이루어지게 되며, 재무분석가의 이익예측에 편의를 개입시킬 재무적 유인이 존재할 경우 단기예측을 수반하게 되는데 장기이익예측만 이루어진다는 것은 이러한 재무적 유인에 의한 편의개입가능성이 낮을 것이므로 이 예측치는 재무분석가의 불편기대치를 반영할 가능성이 높기 때문이다. 또한 이러한 예측활동이 잠재적성장주를 중심으로 이루어지고 있는 이유는 이러한 예측활동이 정보수요자 측면의 요구에 의해 이루어지고 있기 때문으로 판단된다. 즉 정보 공급자적 측면의 재무적 유인이 존재하지 않는 상황에서 재무분석가의 예측활동은 정보수요자 측면의 요구에 의해 이루어지게 가능성이 크다고 할 수 있는데, 재무분석가가 이들의 요구사항을 반영하여 장기예측정보만을 제공한 것은 장

기투자시각을 가진 정보수요자의 관심의 대상이 잠재적성장주일 가능성이 클 것이기 때문이다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가진다. 첫째, 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 특성 및 결정요인을 분석한 최초의 연구이다. 둘째, 정보수요자의 요구에 의해서 생산된 장기이익예측정보의 정확성이 높음을 보임으로써 수요자 측면에서의 능동적 정보수요의 중요성을 확인하였다. 셋째, 단기이익예측을 수반하지 않는 장기이익예측의 정확성이 높고 이의 분석 대상이 잠재적 성장주라는 것을 보임으로써 장기투자시각을 가진 투자자에게 우월한 투자전략을 제시할 수 있다.

## 참고문헌

- 안윤영, 신현한, 장진호(2005) "연구개발비가 재무분석가 예측 정확성 및 재무분석 수요에 미치는 영향," *회계학연구*, 30 (2), 1-23.
- 안윤영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호(2006), "재무분석가의 이익예측 허딩 및 허딩 결정요인," *경영학연구*, 35(4), 1241-1260.
- 정석우(2003), "재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인," *회계학연구* 28(4), 61-84.
- Barniv, R., Hope, O., Myring, M. J., and Thomas, W. B.(2009), "Do Analysts Practice What They Preach and Should Investors Listen? Effects of Recent Regulations," *Accounting Review*, 84: 1015-1039
- Bhushan, R.(1989), "Firm Characteristics and Analyst Following," *Journal of Accounting and Economics (July)*: 255-274.
- Brown, P., G. Foster, and E. Noreen (1985), "Security Analyst Multi-Year Earnings Forecasts

- and the Capital Market," *Studies in Accounting Research* 21.
- Chen, C., and P. F. Chen(2009), "NASD Rule 2711 and Changes in Analysts' Independence in Making Stock Recommendations." *Accounting Review*. 84: 1041-1071.
- Clement, M. B.(1999), "Analysts Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?," *Journal of Accounting and Economics* 27: 285-303.
- Clement, M. B., and S. Y. Tse, (2005), "Financial Analyst Characteristics and Herding Behavior in Forecasting," *The Journal of Finance* 60: 307-341.
- Dechow, P., A. Hutton, and R. Sloan. 2000. The relation between analysts' forecasts of long-term earnings growth and stock price performance following equity offerings. *Contemporary Accounting Research* 17 (1): 1-32.
- Dugar, A., and S. Nathan(1995), "The Effect of Investment Banking Relationship on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations," *Contemporary Accounting Research* 12: 131-160.
- Feng, M., and S. McVay(2010), "Analysts's Incentives to Overweight Management Guidance when Revising Their Short-Term Earnings Forecasts," *The Accounting Review* 85(5): 1617-1646.
- Han, Sam, Sang Lyong Joo, and Woojin Kim(2005), "Investor Sophistication and Patterns in Analysts' Earnings Forecasts," *Journal of Korean Securities Association* 34 (1): 195-226.
- Hayes, Rachel M.(1998), "The Impact of Trading Commission Incentives on Analysts' Stock Coverage Decisions and Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research* 36 (Autumn): 299-320.
- Heckman, J. J.(1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47 (January): 153-161.
- Hayes, R. M.(1998), "The Impact of Trading Commission Incentives on Analysts' Stock Coverage Decisions and Earnings Forecasts." *Journal of Accounting Research* 36: 299-320.
- Lin, H., and M. McNichols(1998). "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations," *Journal of Accounting and Economics* 25: 101-127.
- McNichols, M. and P. C. O'Brien (1997), "Self-Selection and Analyst Coverage," *Journal of Accounting Research* 35 (Supplement): 167-199.
- Ohlson, J. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11: 661-687.
- Petersen, M.(2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies*: 435-480.
- Simon, A and J. Nowland(2011), "Long-term growth forecasts and stock recommendation profitability," Working paper.

## Properties of Analysts' Long Term Earnings Forecasts

Dong Heun Lee\* · Sung Hwan Jung\*\* · Sam Han\*\*\*

### Abstract

This paper examines properties of analysts' long-term earnings forecasts and the determinants of long-term forecast issuance in Korea. Although long-term earnings forecasts are one of the most important inputs in calculating the fundamental value of a firm, prior studies focus primarily on issues related to short-term earnings forecasts such as biases in analysts' short-term forecasts and their incentives to provide such biased forecasts and shed little light on why they issue long-term forecasts and factors that determine long-term forecasts bias. This paper fills that void.

We expect that analysts who issue only long-term forecasts are different from those who issue short-term forecasts and there will be some fundamental differences in their characteristics. It is a natural conjecture that long-term forecasts entail more complex tasks that require better firm-specific and domain-specific knowledge and they are more likely to be made by more capable analysts. However, the accuracy of forecasts made by more capable analysts could be lower if their forecasts are opportunistically biased due to their monetary incentives such as sales commissions and other investment banking related business. Assuming that analysts who issue only long-term forecasts are less subject to those incentives, we hypothesize that analysts issuing only long-term forecasts provide more accurate long-term forecasts and less optimistically biased. Concerning the determinants of long-term only forecasts, we hypothesize that they are more concentrated on small-sized growing firms that their stock prices are currently undervalued than their book values but relatively more profitable.

Using analysts' earnings forecasts for non-financial firms listed in Korea Stock Exchange (KSE) and KOSDAQ for the period from 2000 till 2007, we find the following results. First, long-

---

\* Ph.D. Student, Korea University Business School

\*\* Ph.D. Student, Korea University Business School

\*\*\* Associate Professor, Korea University Business School

term only forecasts are more accurate than long-term forecasts with short-term forecasts. In addition, long-term forecasts are primarily issued for growth stocks with relatively high ROAs but low market-to-book ratio. This result suggests that long-term only forecasts are issued in order to satisfy the information demand by less informed investors with a long-term investment horizon. Second, long-term only forecasts are issued by more capable top analysts, who are relatively less subject to financial incentives since they have higher reputation. Overall, the result is consistent with the fact that information demand is more important in generating long-term earnings information and reputable analysts play an important role in disseminating more accurate long-term earnings information that helps make information environment better.

This study has several contributions to the literature. First, this is the first study that investigates the properties and determinants of long-term earnings forecasts. Prior studies investigate only analysts' short-term earnings forecasts and their incentives and not many studies examine characteristics of long-term earnings forecasts, especially those forecasts without short-term forecasts. By improving our understanding of the properties of long-term earnings forecasts, the result of this paper provides a better way to get more accurate fundamental value of a firm and, ultimately, helps make more efficient resource allocations. Second, we find an important, proactive role of investors who demand long-term financial information by showing that investor-initiated information demand, not incentive-driven analysts' supply of long-term earnings information, helps make better information environments. Third, the result of this paper confirms the findings of prior studies on analysts' incentives in a sense that the quality of analysts' provided information is better when there are less financial incentives, especially in the case of long-term forecasts where there are more uncertainties and individual analysts' capability is not well observed.

Key words: Long-term only forecast, Growth stock, Financial analysts, Forecast accuracy, Forecast error