

이해상충과 애널리스트 예측

박 창 균

(중앙대학교 경영대학 조교수)

연 태 훈

(한국개발연구원 연구위원)

Conflict of Interests and Analysts' Forecast

Chang-Gyun Park

(Assistant Professor, College of Business Administration,
Chung-Ang University)

Taehoon Youn

(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 박창균: (e-mail) cp19@cau.ac.kr, (address) Chung-Ang University, 211 Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul, Korea

연태훈: (e-mail) tyoun@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

• Key Word: 애널리스트(Analyst), 이해상충(Conflict of Interests), 이익예측(Earnings Forecast), 소유구조 (Ownership Structure),

• JEL code: G14, G20, G28

• Received: 2008. 8. 25 • Referee Process Started: 2008. 9. 8

• Referee Reports Completed: 2009. 3. 31

ABSTRACT

The paper investigates the possible relationship between earnings prediction by security analysts and special ownership ties that link security companies those analysts belong to and firms under analysis. "Security analysts" are known best for their role as information producers in stock markets where imperfect information is prevalent and transaction costs are high. In such a market, changes in the fundamental value of a company are not spontaneously reflected in the stock price, and the security analysts actively produce and distribute the relevant information crucial for the price mechanism to operate efficiently. Therefore, securing the fairness and accuracy of information they provide is very important for efficiency of resource allocation as well as protection of investors who are excluded from the special relationship. Evidence of systematic distortion of information by the special tie naturally calls for regulatory intervention, if found. However, one cannot presuppose the existence of distorted information based on the common ownership between the appraiser and the appraisee. Reputation effect is especially cherished by security firms and among analysts as indispensable intangible asset in the industry, and the incentive to maintain good reputation by providing accurate earnings prediction may outweigh the incentive to offer favorable rating or stock recommendation for the firms that are affiliated by common ownership.

This study shares the theme of existing literature concerning the effect of conflict of interests on the accuracy of analyst's predictions. This study, however, focuses on the potential conflict of interest situation that may originate from the Korea-specific ownership structure of large conglomerates. Utilizing an extensive database of analysts' reports provided by WiseFn® in Korea, we perform empirical analysis of potential relationship between earnings prediction and common ownership. We first analyzed the prediction bias index which tells how optimistic or friendly the analyst's prediction is compared to the realized earnings. It is shown that there exists no statistically significant relationship between the prediction bias and common ownership. This is a rather surprising result since it is observed that the frequency of positive prediction bias is higher with such ownership tie. Next, we analyzed the prediction accuracy index which shows how accurate the analyst's prediction is compared to the realized earnings regardless of its sign. It is also concluded that there is no significant association between

ABSTRACT

the accuracy of earnings prediction and special relationship. We interpret the results implying that market discipline based on reputation effect is working in Korean stock market in the sense that security companies do not seem to be influenced by an incentive to offer distorted information on affiliated firms.

While many of the existing studies confirm the relationship between the ability of the analyst and the accuracy of the analyst's prediction, these factors cannot be controlled in the above analysis due to the lack of relevant data. As an indirect way to examine the possibility that such relationship might have distorted the result, we perform an additional but identical analysis based on a sub-sample consisting only of reports by best analysts. The result also confirms the earlier conclusion that the common ownership structure does not affect the accuracy and bias of earnings prediction by the analyst.

본 연구에서는 주식시장에서 정보 생산자로서 중요한 기능을 수행하는 '애널리스트'의 이익 예측치 편익과 정확도가 증권사와 평가 대상 기업의 동일인 소유 여부에 의하여 영향을 받는지를 점검하였다. 소유구조에 기반한 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계에 의하여 평가자의 행태가 달라지고 그로 인하여 불특정 다수의 투자자에게 부정적 영향이 초래되는 경우 적절한 규제조치가 필요할 것이라는 측면에서 제기된 문제의 실천적 의미를 찾을 수 있다. 물론 평판효과(reputation effect)가 중요한 역할을 하는 증권업과 애널리스트 시장에서 시장규율(market discipline)이 원활히 작동한다면 특수관계로 인해 왜곡된 정보를 제공할 유인이 사라질 것

이며 별도의 규제가 필요하지는 않을 것이다. 분석 결과에 의하면, 특수관계가 존재할 경우 양의 예측편의가 발생하는 빈도가 높은 것은 사실이나, 예측편의의 크기를 포함한 종합적 상관관계를 고려할 경우 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 유의한 예측편의를 발생시키는 것으로 보기는 어려우며, 정확도 또한 의미 있는 차이를 보이는 것으로 결론짓기는 어려운 것으로 나타났다. 이는 적어도 현재까지는 증권사가 소유구조로 인하여 왜곡된 정보를 생산하려는 유인보다 정확한 정보를 제공한다는 평판을 지키려는 유인이 더욱 크게 작용한 결과 관측되는 현상으로 해석될 수 있다.

1. 서론

효율적 시장 가설(efficient market hypothesis)이 성립하는 이상적인 상황에서 기업의 근본가치 변화는 해당 기업의 주가에 즉각적으로 반영된다. 따라서 별도의 자원을 투입하여 차별적인 가치를 가지는 정보를 생산하는 것은 무의미할 뿐 아니라 불가능한 일이다. 그러나 정보의 불완전성이 전제되고 거래비용이 존재하는 경우 근본가치의 변화는 해당 기업의 주가에 즉각적으로 반영되지 않는다. 다시 말해 정보는 효율적 시장 가설에서 흔히 가정되는 바와 같이 반대급부를 지불하지 않고 획득되는 자유재(free goods)가 아니라 생산·처리·유통·획득에 비용이 소요되는 경제재(economic goods)이다. 따라서 주식시장에서 가격기구가 효율적으로 작동하기 위해서는 기업의 근본가치와 관련되는 정보를 능동적으로 생산하는 주체가 필요하며, ‘증권 애널리스트(security analyst)’는 그러한 역할을 담당하는 경제주체라고 할 수 있다. 따라서 애널리스트에 의하여 생산되는 정보의 양과 질은 주식시장에서 자원배분의 효율성에 직접적인 영향을 준다.

한편, 애널리스트가 생산하는 정보는

자기 자신이 아니라 타인인 투자자에 의하여 활용되고 정보의 정확성에 크게 영향을 받는 투자 성과 역시 일차적으로는 투자자에게 귀착된다는 점을 감안하면 애널리스트가 생산한 정보가 비대칭적 정보(asymmetric information)로 인하여 야기될 것으로 예상되는 문제점으로부터 자유롭지 못할 것임을 예상할 수 있다. 특히, 애널리스트의 정보 생산 과정에서 투자자의 이익과 본인의 이익이 일치하지 않는 이해상충(conflict of interests)의 상황이 발생하는 경우 투자자가 애널리스트의 행동을 완벽하게 감시(monitors)할 수 없음에 따라 도덕적 해이(moral hazard)에 기인하는 자원배분의 비효율성이 발생할 가능성이 항상 열려 있다고 하겠다.

물론 애널리스트의 정보 생산과 투자자의 취사선택은 반복게임(repeated game)의 성격이 강하므로 평판효과(reputation effect)의 작동으로 인하여 외부로부터의 개입 없이도 경우에 따라서는 도덕적 해이 현상이 발생하는 것을 막을 수 있다. 또한 애널리스트의 도덕적 해이로 인하여 투자자가 실제로 손해를 입은 사실이 증명되는 경우 사법 절차를 통하여 보상하도록 함으로써 도덕적 해이에 대한 유인(incentive)을 축소시키는 사후적 절차가 작동하기도 한다. 그러나 애널리스트의 도덕적 해이로 인하여 발생할 것으로 예상되는 투자자의 피해가 회복 불가능

할 정도로 막대하거나 금융시장 전반에 걸쳐 파급될 우려가 있을 때에는 도덕적 해이의 원천이 된다고 판단되는 행위를 금지하거나 제한하는 사전적인 규제를 취하기도 한다.¹⁾ 따라서 규제의 관점에서 본다면 먼저 이해상충 문제를 발생시킬 소지가 있는 환경 또는 제도적 요인을 밝혀내고 이에 대하여 규제를 가하는 경우 예상되는 비용과 편익을 비교하여 적절한 조치를 취하는 것이 금융감독의 목적 달성에 기여할 수 있는 중요한 과제라고 할 것이다.

학술적 관점에서 애널리스트가 예측치 도출에 활용하는 정보의 양과 질, 애널리스트 개인과 그가 소속된 회사의 역량, 분석 대상 주식 및 기업의 특징 등 전통적인 요인 이외에 애널리스트가 처한 환경적·제도적 요인으로 인한 이해상충의 가능성이 애널리스트가 생산하는 예측치의 정확성에 영향을 줄 수 있다는 주장이 최근 연구자들의 관심을 끌고 있다. 예를 들어, 평가 대상 기업의 경영진과 우호적인 관계를 유지함으로써 정보 획득에 유리한 고지를 점하려는 유인이 존재하는 경우(Das, Levine, and Sivaramakrishnan[1998]; Lim[2001]), 낙관적인 수익률 예측이나 주식 추천이 해당 애널리스트의 조직 내 승진(promotion) 확

률을 높일 가능성이 있는 경우(Hong and Kubic[2003]), 투자은행이나 증권중개회사(brokerage firm) 소속 애널리스트가 낙관적인 예측 결과를 발표함으로써 소속 회사와 평가대상 기업 간의 향후 사업관계에 긍정적 영향을 주려는 유인이 존재하는 경우(Lin and McNichols[1998], Michaely and Womack[1999], Dechow, Hutton, and Sloan[2000], Jackson[2005]) 등의 환경적 요인이 애널리스트가 제공하는 정보의 정확도를 떨어트리는 요인이 될 수 있다는 주장이 제기된 바 있다. 이 상에서 언급한 상황들은 정보를 생산하는 애널리스트와 정보를 소비하는 투자자의 이해관계가 대립되는 이해상충이라는 공통점을 가지고 있다.

본 연구는 애널리스트를 둘러싼 환경적·제도적 요인, 특히 이해상충의 상황에 의하여 애널리스트가 생산하는 정보의 정확성이 영향을 받는지 여부를 관심 대상으로 하는 일련의 선행 연구와 동일한 문제의식에서 출발한다. 그러나 우리나라 증권업의 특징적 산업구조, 즉 재벌로 통칭되는 대규모 기업집단 또는 복수의 금융회사로 구성된 금융기업집단에 소속된 증권사가 다수 존재하고 이들이 동일한 기업집단에 속하는 상장기업에 대한 분석보고서를 발표하는 현실이 이

1) 대표적인 사전규제로 애널리스트와 소속 증권회사의 선행매매금지, 증권회사의 중대한 이해관계의 공시, 애널리스트의 재산적 이해관계 고지 등을 들 수 있다. 보다 자세한 논의는 조성훈 외(2003)를 참고하시오.

해상충 상황을 야기할 수 있다는 점에 착안하여 기존의 연구와는 다른 방향에서 애널리스트를 둘러싼 환경적·제도적 요인이 이들이 생산하는 정보의 질에 영향을 주는지 여부를 점검한다.

평가주체인 증권사와 평가 대상 기업이 동일한 지배 주주의 영향력하에 있다는 사실은 그 자체만으로도 이들 증권사가 발표하는 보고서에 포함된 정보의 신뢰성에 대하여 근본적인 의문을 야기할 소지가 충분할 뿐 아니라 금융규제의 측면에서도 매우 중요한 의미를 가지는 문제라고 할 수 있다. 애널리스트의 예측 정확도가 그가 처한 제도적·환경적 요인에 의하여 일정한 영향을 받는다는 기존의 연구 결과를 감안하면 소속 증권사와 평가 대상 기업 사이에 존재하는 특수관계에 의하여 어떤 방식으로든 영향을 받을 것이라는 가설을 제시할 수 있다. 구체적으로 소속 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계에 영향을 받은 애널리스트가 평가 대상 계열기업에 대하여 비정상적으로 우호적인 보고서를 발표할 가능성을 먼저 상정해 볼 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 소속 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 애널리스트의 활동에 부정적인 영향을 미치는 것만은 아닐 가능성도 존재한다. 가령 평가 대상 기업과의 특수관계로 인하여 다른 증권사 소속 애널리스트가 보유하고 있지 않은 정보를 보유하고 있을 수도 있으

며, 특수관계에 영향을 받아 평가 대상 기업에 대하여 더 많은 인적·물적 자원을 투입하여 보다 정확한 예측치를 발표할 가능성도 배제할 수 없다. 그러나 무엇보다 시장에서의 좋은 평판(good reputation) 유지가 애널리스트 자신뿐 아니라 소속 증권사의 장기적 생존에 결정적으로 중요한 요소 중 하나라는 증권업의 특수성을 감안한다면 평가 대상 기업과의 특수관계로 인하여 왜곡된 정보를 제공할 유인보다 자신의 평판을 지키려는 유인이 더 클 가능성 또한 배제할 수는 없을 것이다.

따라서 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 사이의 특수한 소유·지배 관계가 애널리스트가 제공하는 정보에 어떤 방식으로 반영될 것인지에 대하여 선형적으로 확정적인 답을 제시할 수는 없다. 다시 말해 평판효과를 주된 내용으로 하는 시장규율(market discipline) 기제가 이해상충 상황에 처한 애널리스트의 잘못된 의사결정을 제어할 수 있을 정도의 강도로 작용하고 있는지 여부에 따라 위에서 제기된 질문에 대한 답이 달라질 것이고 이에 대한 사실 여부는 실증적 증거를 통해서만 해결될 수 있는 문제라고 할 것이다.

이하에서의 논의 내용을 간략히 요약하면 다음과 같다. 제Ⅲ장에서는 본 연구의 주된 관심 대상인 애널리스트가 처한 제도적·환경적 요인과 그들이 생산하는

정보의 품질 사이에 존재하는 상관관계에 대한 기존의 연구 결과에 대하여 간략히 논의한다. 특히, 애널리스트가 속한 집단의 특성이 애널리스트가 제공하는 정보의 정확도와 어떤 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있는지를 다루고 있는 기존의 연구에 초점을 두고 논의를 진행할 것이다. 제III장에서는 먼저 본 연구에서 설정된 중심적 가설이 소개되고 그 가설을 검증하기 위한 실증연구 전략을 논의한다. 이어서 제IV장에서는 분석에 사용된 자료에 대한 자세한 설명과 함께 분석의 결과가 제시된다. 마지막으로 제V장은 결론이다.

II. 애널리스트와 이해상충

1. 애널리스트의 기능과 이해상충 가능성

애널리스트는 시장에서 주식이 거래되는 기업과 관련된 정보를 수집·분석하고 이를 토대로 기업의 근본가치를 평가하여 투자등급을 부여하거나 매매권유를 하는 서비스를 제공하는 금융 전문인력을 가리키는 말이다. ‘효율적 시장 가설’이 성립하는 이상적인 상황하에서 기업의 근본가치와 관련되는 모든 정보는 시장참가자의 거래를 통하여 즉각적으로

주식가격에 반영되므로 이를 별도로 평가할 필요성은 존재하지 않는다. 그러나 거래비용의 존재나 정보의 비대칭성과 같이 어떤 형태로든 가격기구의 효율적인 자원배분기능 수행에 장애가 되는 마찰요인(friction)이 존재한다면 시장가격은 기업의 근본가치로부터 상당 기간 동안 벗어날 수 있으며, 이는 체계적으로 시장 수익률을 상회하는 초과수익(excess return)을 획득할 수 있는 가능성이 열려 있음을 의미한다.

따라서 애널리스트는 여러 가지 이유로 시장에 형성된 가격설정오류를 빠르고 정확하게 식별하여 이를 투자자에게 제공함으로써 가격기구의 효율적 자원배분에 기여하도록 하는 활동에 비교우위를 가진 금융전문가라고 그 경제적 기능을 정의할 수 있다.

그러나 애널리스트의 활동은 고전적인 ‘대리인문제(agency problem)’가 발생할 수 있는 환경 속에서 이루어지고 있다. 즉, 대리인(agent)으로서 애널리스트가 생산한 정보는 주인(principal)인 투자자에 의하여 투자판단의 중요한 원천으로 사용되는데, 애널리스트가 생산한 정보의 질, 즉 정확도에 상당한 정도로 영향을 받는 투자성과는 전적으로 투자자에게 귀착된다. 그러나 정보의 비대칭성으로 말미암아 주인인 투자자가 대리인인 애널리스트의 행위를 완벽히 감시·통제할 수 없으므로 투자자는 애널리스트가 주

인의 이익에 반하여 자신의 이익을 추구하는 행위를 막을 수 없다. 즉, 애널리스트가 도덕적 해이를 범할 유인이 매우 큰 이해상충의 상황이 발생할 수 있다. 물론 애널리스트가 도덕적 해이를 범할 유인을 줄이는 장치로 애널리스트에 대한 보상을 예측성과에 연동시키는 등의 조치를 취할 수 있으나²⁾ 예측 정확도의 일정 부분은 확률적 요인에 따라 달라지는 것이 일반적이므로 이 또한 도덕적 해이를 완전히 차단할 수 있는 장치는 되지 못한다.³⁾ 한편, 애널리스트의 예측 활동이 일회성 활동(one shot game)에 그치는 것이 아니라 반복되는 활동(repeated game)이므로 장기적인 효용극대화를 추구하는 애널리스트가 시장에서 자신의 평판을 보존하기 위하여 왜곡된 분석보고서를 발간하는 행위를 자제하는 시장규율이 작동하기도 한다.

결국 애널리스트는 왜곡된 정보를 제공하는 경우 기대되는 이익과 비용을 비교하여 의사결정의 일반원칙에 맞추어 한계비용과 한계편익이 일치하는 지점에

서 정보의 정확도를 결정할 것이다. 왜곡된 정보를 제공하는 경우 예상되는 비용은 시장에서 나쁜 평판이 형성됨에 따라 발생된다. 평판이 나쁜 애널리스트가 제공하는 정보에 대해서는 투자자의 지불의사(willingness to pay)가 하락할 것이며 이에 따라 애널리스트에 대한 보상도 하락할 것이다. 물론 궁극적으로는 애널리스트로서 지위를 상실하는 사태에 직면할 가능성도 있다. 왜곡된 정보를 제공하는 경우의 기대이익에 대해서는 여러 가지 측면에서 논의가 진행되고 있는데, 크게 애널리스트 본인의 이익과 투자자의 이익이 배치되는 경우 그리고 애널리스트가 소속된 증권사의 이익과 투자자의 이익이 배치되는 경우로 나누어 볼 수 있다.

먼저 애널리스트 개인의 이익을 추구하는 과정에서 정보 왜곡이 생길 수 있는 경우로는 평가 대상 기업으로부터 더 많은 사적 정보를 획득하기 위해 노력하는 과정에서 평가 대상 기업에 대하여 지나치게 낙관적인 전망을 제시하는 경우를

-
- 2) 물론 극히 일부의 경우를 제외하고 투자자들이 증권회사에 고용된 애널리스트의 보상 결정에 직접적으로 참여하는 경우는 거의 없다. 그러나 애널리스트의 평판은 과거의 성과에 기초하여 투자자의 합의에 의하여 형성되며 애널리스트를 고용하는 증권회사는 고객유치를 위하여 좋은 평판을 보유하고 있는 애널리스트에 대하여 더 많은 보상을 함으로써 이들을 유치하려고 노력할 것이므로 성과와 보상이 연계되는 간접적인 통로는 열려 있다고 보아야 할 것이다.
 - 3) 대리인의 산출물과 투입 노력 사이에 1:1의 함수관계가 성립하는 경우 대리인의 감시에 별도의 자원을 투입하지 않더라도 도덕적 해이를 방지할 수 있는 보상체계를 구축할 수 있다. 그러나 대리인의 산출물이 투입 노력뿐 아니라 주인이 정확히 확인(verify)하기 불가능한 외부적 또는 확률적 요인과도 연동되어 있다면 대리인의 도덕적 해이를 완벽히 방지할 수 있는 보상체계가 존재하지 않는다는 사실은 잘 알려져 있다.

들 수 있다. Francis and Philbrick(1993)에 의하면, 애널리스트는 낙관적인 실적 예상치를 시장에 제시함으로써 평가 대상 기업의 경영진에게 이익이 되는 상황을 유도하고 그 대가로 다른 애널리스트보다 우월한 정보(informational advantage)를 획득하려고 노력할 유인이 있다고 한다. 특히, 이들은 우월한 정보의 효용이 평가 대상 기업의 미래 실적에 대한 예측이 어려울 때 더욱 크다는 점에 착안하여, 평가 대상 기업의 미래 실적에 대한 예측 용이성(predictability) 지표와 지나치게 낙관적인 실적 예측 간에 음(-)의 상관관계가 존재함을 보임으로써 자신들이 제시한 가설에 대한 간접적 증거를 제시하였다. 한편, Lim(2001)은 Francis and Philbrick(1993)의 주장을 좀더 정교하게 발전시켜 애널리스트의 목적함수(objective function)가 상호 상충관계(trade-off relationship)를 가지는 예측치의 정확성(accuracy)과 평가 대상의 우월한 정보에 대한 접근성(accessibility)이라는 두 가지 요소로 구성되어 있다는 전제하에 낙관적인 예측치의 제시가 애널리스트의 최적화 행동에서 파생된 결과임을 보였다. 한편, 평가 대상 기업에 대한 정보우위를 확보하기 위하여 적극적으로 낙관적인 예측치를 산출하는 것이 아니라 평가 대상 기업으로부터의 정보 획득에 불이익을 당하지 않기 위하여 낙관적인 예측치를 제시하는 경우도 상정해 볼

수 있는데, 이 역시 애널리스트의 개인적 이해관계 추구로 투자자의 이익이 침해될 수 있는 경우에 해당된다. 기업이 자신에 대한 부정적인 예측치가 발표되는 경우 애널리스트가 소속된 증권사에 압력을 행사하거나 의도적으로 해당 애널리스트의 정보수집 행위에 비협조적으로 응하는 등의 불이익을 주는 경우는 어렵지 않게 찾아볼 수 있다.

애널리스트가 소속된 증권사의 이익 추구로 인하여 왜곡된 정보가 제공되는 경우로는 증권사와 기업이 투자은행 업무(investment banking)로 연결된 경우를 들 수 있다. 애널리스트가 소속된 증권사가 평가 대상 기업과 향후 신규 증권의 인수(underwriting) 등 투자은행 관련 업무로 연결될 가능성이 존재하는 경우 해당 증권사는 그러한 업무에서 발생할 것으로 예상되는 수수료 수입을 확보하기 위하여 평가 대상 기업의 미래 실적에 대하여 보다 우호적인 예측치를 발표함으로써 평가 대상 기업의 경영진과 원활한 사업관계를 형성하려는 유인을 가지게 된다. 즉, 증권사는 향후 투자은행 관련 업무를 발주할 가능성이 있는 기업의 평가를 담당하고 있는 소속 애널리스트에게 우호적인 보고서를 작성하도록 직접적인 압력을 행사하거나 승진이나 금전적인 보상 제시 등의 간접적인 수단을 사용할 유인을 가지고 있다. 이러한 가설에 대하여 Lin and McNichols(1998)는 향후 유상

증자가 예정된 기업의 수익성에 대한 단기 예측치 발표에서 인수단에 참가하고 있는 증권사 소속 애널리스트들이 그렇지 아니한 애널리스트에 비하여 낙관적인 태도를 취하고 있다는 증거를 발견할 수 없다고 주장하였다. 반면, Dugar and Nathan(1995)이나 Dechow, Hutton, and Sloan(2000) 등은 평가 대상 기업과 소속 증권사가 투자은행 업무로 관련되어 있는 경우 애널리스트들이 평가 대상 기업의 장기 수익성(long-term earnings)을 예측함에 있어 보다 낙관적인 태도를 취한다는 분석 결과를 제시하였다.⁴⁾ 그러나 투자은행 업무 연관 가능성이 애널리스트의 예측치 정확도에 미치는 영향의 존재에 대하여 최근 일련의 연구들은 부정적인 분석 결과를 제시하고 있는 것으로 판단된다(Cowen, Groyberg, and Healy[2006]; Jacob, Rock, and Weber[2004]; Agrawal and Chen[2004]). 이는 결국 증권사의 평판을 유지하려는 유인이 왜곡된 정보를 제공함으로써 평가 대상 기업과의 거래에서 기대할 수 있는 이득보다 크다는 점을 암시하는 연구 결과라고 할 수 있다.

한편, Cowen, Groyberg, and Healy(2004) 또는 Agrawal and Chen(2004) 등의 연구는 소속 애널리스트의 낙관적 예측

치 제시와 해당 증권사의 거래 수수료(trading commission) 사이에 상당한 연관관계가 존재함을 보임으로써 거래 수수료 측면에서 증권사는 낙관적인 예측치를 제시할 유인이 있음을 지적하였다. 증권사에 소속된 애널리스트는 일반적으로 매도 측(sell-side) 애널리스트로 불리는데, 이는 증권사에 고용되어 기업을 분석하고 이를 토대로 소속 증권사의 고객에게 매매권유를 한다는 점을 강조한 표현이다.⁵⁾ 즉, 증권사의 경우 기업에 대하여 낙관적인 예측치를 제공함으로써 투자자의 관심을 끌고 이들이 주식거래에 참여하게 함으로써 거래 수수료 수입을 증대하려는 유인을 가지고 있다는 주장인데, 이러한 경향은 Jackson(2005)의 연구에서도 확인되었다.

우리나라의 경우 투자은행 업무를 활발히 수행하는 증권사가 많지 않으므로 투자은행 업무와 중개 업무를 동시에 수행하는 증권사의 애널리스트 분석보고서에서 발생할 수 있는 이해상충의 가능성에 대한 실증적 분석은 아직 찾아보기 힘들다. 그러나 박경서·조용대(2004)는 본 연구의 문제의식과 동일한 선상에서 출발하여 재벌계열 증권사가 제시하는 기업분석보고서와 비재벌계열 증권사가 제

4) Michaely and Womack(1999), Kadan, Wang, and Zach(2004) 등도 동일한 결론을 내리고 있다.

5) 반대로 대규모 기관투자자가 투자자산 운용을 위하여 필요한 정보를 획득하려는 목적으로 애널리스트를 고용하는 경우가 있는데 이들을 매수 측(buy-side) 애널리스트라고 부른다. 또한 원칙적으로 매도 측인 증권사나 매수 측인 기관투자자와 관련 없이 독자적으로 기업을 평가하고 생산된 정보를 일정한 반대급부를 지불하는 투자자에게만 제공하는 독립(independent) 애널리스트도 존재한다.

시하는 기업분석보고서 간에 체계적인 차이가 있는지 여부를 점검함으로써 소유로 연결된 특수관계로 인하여 이해상충의 문제가 발생하는지 여부를 점검한 최초의 연구이다. 박경서·조용대(2004)는 재벌계열 증권사나 비재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트 모두 재벌계열 회사에 대하여 현저한 비정상 초과수익률의 하락이 예상될 때에 제한적으로 부정적 투자의견을 제시한다는 분석 결과를 제시하면서, 이를 적어도 부정적 투자의견에 있어서는 재벌계열 증권사와 비재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트들의 투자의견 모두 공정성과 신뢰성 차원의 문제를 가지고 있다는 증거로 해석하였다. 또한 이들은 애널리스트들이 긍정적이나 중립적 투자의견을 제시하는 경우, 재벌계열 회사에 대한 현재주가 대비 목표주가 괴리율과 비재벌계열 회사에 대한 현재주가 대비 목표주가 괴리율 간에 통계적으로 유의미한 차이가 존재하고 있음을 보고하고, 이를 재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트와 비재벌계열 증권사에 소속된 애널리스트 모두 재벌계열 회사와 비재벌계열 회사에 대하여 왜곡된 정보를 제공하는 증거로 해석하였다.

2. 증권사 소유관계와 이해상충 가능성

이상에서 소개한 내용은 주로 미국을 중심으로 한 서구 각국에서 발생하는 이해상충의 구체적인 경로를 분석한 것인데 우리나라의 경우에도 그러한 현상이 발생할 가능성은 충분히 인정할 수 있을 것으로 판단된다. 그러나 우리나라의 경우 특이한 증권사 소유구조로 말미암아 다른 종류의 이해상충 상황이 발생할 가능성이 추가적으로 존재한다.

국내 증권사들은 다양한 형태로 분류할 수 있으나 소유관계를 기준으로 산업계 증권사, 금융계 증권사, 그리고 독립증권사로 구분할 수 있다.⁶⁾ 우리나라의 금융규제 체제는 엄격한 금산분리 원칙의 적용에 따라 소위 산업자본으로 통칭되는 비금융 주력자의 은행업 진출을 엄격히 제한하고 있는 반면, 은행업 이외의 금융업에 대해서는 원칙적으로 산업자본의 진출을 허용하고 있다.⁷⁾ 따라서 산업자본, 흔히 재벌로 통칭되는 대규모 기업 집단 중 상당수가 증권업에 진출하여 증권사를 계열사로 거느리고 있는데, 이와 같이 금융업에 종사하지 않는 기업과 소

6) 이러한 구분은 법적인 구분이 아니라 필자들의 판단에 따른 것이며, 이는 본 연구의 목적 달성에 기여한다는 측면에서만 유용한 것이다.

7) 물론 이들 산업계 금융회사에 대하여 타인(고객)의 자금을 조달하여 부당하게 관련 계열사를 지원함으로써 고객에게 재산상의 손실을 끼칠 수 있을 가능성 때문에 산업자본의 금융업 영위에 대하여 다른 형태의 금융회사에 비하여 자산 운용이나 지배구조 등의 측면에서 매우 엄격한 규제가 가해지는 것은 사실이다. 그러나 은행의 경우와 같이 소유 자체가 원천적으로 제한되는 것은 아니다.

유관계로 연관되어 있는 증권사를 산업계 증권사로 분류할 수 있다.⁸⁾ 한편, 금융지주회사나 은행 등 기타 금융회사에 소속되어 자회사로서 영업하는 증권사 또는 복수의 금융업에 진출하여 금융계열사만으로 구성된 기업집단에 소속된 증권사도 상당수 존재하는데 이들을 금융계 증권사로 분류할 수 있다. 마지막으로 일부 증권사의 경우 소유권 측면에서 금융업과 비금융업을 막론하고 외부 기업과 별다른 연관관계를 가지지 않고 사실상 독립적으로 운영되고 있는데 이들을 독립 증권사로 분류할 수 있다.⁹⁾

긍정적이든 부정적이든 대규모 기업집단의 여러 측면에 대하여 그동안 많은 논란이 있어 왔다. 그러나 어느 쪽 입장을 지지하더라도 대규모 기업집단의 의사결정이 흔히 오너(owner)라고 불리는 지배주주와 그를 중심으로 형성된 소수의 특수 관계인들의 강력한 지배력하에서 상당한 정도로 조율된(concerted) 방식으로 이루어진다는 사실을 부인할 수는 없을 것이다. 물론 이러한 방식의 의사결정에 대하여 급변하는 기업환경에 대응하여 효과적이고 신속한 의사결정을 내릴 수

있게 해줌으로써 기업의 수익성 확보와 장기적 발전에 도움이 된다는 긍정적인 견해와, 소수의 지배주주에게 독단적인 의사결정을 할 수 있도록 권한이 집중되어 대다수 소액주주의 이익에 반하는 의사결정이 이루어질 수 있게 함으로써 기업과 자본시장의 장기적 발전에 장애로 작용할 수 있다는 부정적인 견해가 팽팽하게 대립하고 있다. 다만, 대규모 기업집단에 소속된 증권사의 의사결정이 소속 기업집단 지배주주의 영향력으로부터 완전히 독립적이지 못할 것이라는 가설을 세우는 것은 가능하다.

특히, 애널리스트가 소속된 증권사와 동일 기업집단에 속한 계열사에 대한 평가 보고서 작성과정이 양자 간의 특수관계로 인하여 왜곡될 가능성이 있다는 가설을 제기할 수 있다. 보다 구체적으로 이 가설은 대규모 기업집단 소속 계열사가 동일 기업집단에 속하는 계열사의 미래 실적을 과대평가함으로써 계열사를 부당한 방법으로 지원할 수 있다는 점을 지적하는 것이다. 동일 기업집단 소속 계열사에 대한 호의적인 보고서 발표의 유인이 산업자본 계열의 기업집단에 속한

8) 구체적인 분류 기준은 아래에서 자세히 논의한다.

9) 물론 독립 증권사의 경우에도 외부 기업, 특히 비금융업을 영위하는 외부 기업과 소유·지배 구조로 연관되어 있는 경우가 있으나 연관된 외부기업의 숫자나 규모 등을 기준으로 판단할 때 이들을 기업집단이나 계열사의 경우와 동일하게 취급하는 것은 무리일 것이다. 특히, 본 연구가 관심을 가지는 애널리스트 예측치의 정확성 영역의 경우 애널리스트의 보고서는 상장기업을 대상으로 작성되는 것이므로 상장되지 않은 소규모 계열사 또는 관련 회사가 존재한다고 하더라도 이를 완전히 독립적으로 운영되는 증권사와 구분할 필요는 없는 것으로 판단된다.

증권사에만 국한된 것은 아닐 것이며 금융회사만으로 형성된 기업집단에 소속된 증권사의 경우에도 정도의 차이는 있을 지라도 동일 계열 금융회사에 대하여 호의적인 분석보고서를 제시할 유인이 존재할 것임은 물론이다.

동일 기업집단 소속 계열사의 실적을 체계적으로 과대 예측하는 보고서를 지속적으로 시장에 제시하는 경우, 보고서를 발표한 애널리스트뿐 아니라 해당 증권사의 평판(reputation)에 부정적인 영향을 줄 것이다. 더구나 계열사에 대한 분석보고서를 발표함에 있어 소유관계로 얽히지 않은 다른 증권사에 비하여 체계적으로 우호적인 전망을 제시한다면 해당 증권사의 평판에 주는 부정적 영향은 상당한 정도의 부담으로 작용할 것이다. 특히, 전문경영인 체제가 확립되어 주가의 등락에 극히 민감하게 반응하는 영미 계열의 국가와는 달리 우리나라의 경우에는 비록 소수지분이지만 일정한 지분을 보유하고 있는 오너가 직접 경영에 참여하면서 계열사를 활용하여 경영권을 유지하는 대규모 기업집단 체제가 구축되어 있다. 따라서 우리나라에서는 미국에 비하여 경영진이 자신이 경영하는 회사의 주가 등락에 상대적으로 적은 관심을 기울일 것이라는 추측도 가능하다. 이 경우 증권사의 평판 하락 가능성에도 불구하고 관계 계열사에 대하여 우호적인 보고서를 발표하도록 압력을 행사할 유

인은 상대적으로 작을 것으로 판단된다.

이상의 논의를 종합하면 증권사의 소유구조로 인하여 평가가 체계적으로 왜곡된다고 일방적인 결론을 내리기에는 논리적인 측면에서 만만치 않은 반론이 제기될 수 있음을 알 수 있다. 특히, 산업자본 계열의 대규모 기업집단에 속한 증권사의 경우, 동일 계열에 속한 평가 대상 기업이 규모나 상징성 측면에서 증권시장에서 매우 중요한 지위를 점하고 있는 회사가 상당수 있으며 자연스럽게 시장참가자들의 관심이 이들 회사에 집중될 것임은 자명한 일이다. 평가 대상 기업에 대한 시장의 관심이 집중된 상황에도 불구하고 대규모 기업집단 소속 증권사가 동일 계열에 소속된 평가 대상 기업에 대하여 지나치게 호의적인 보고서를 발표한다는 것은 과거의 실적(track record)을 바탕으로 축적된 명성을 경쟁력의 기초로 하는 증권업의 특성을 감안할 때 매우 어려울 것으로 판단된다.

다시 말해 시장규율(market discipline)이 적절히 작동하여 소유구조로 인하여 증권사가 왜곡된 정보를 제공할 유인이 원천적으로 봉쇄되어 있을 가능성을 배제할 수 없으며, 따라서 증권사가 제공하는 정보의 품질이 소유구조에 의하여 영향을 받을지 여부는 실증적으로 해결해야 할 문제이다. 이하에서는 이와 같은 문제제기에 대한 실증적 답을 제공하기 위하여 시도한 분석에 대하여 논의한다.

Ⅲ. 분석모형 및 변수 구축

1. 예측편의 및 정확도 지표

본 연구에서 우리의 관심은 애널리스트의 예측편의 및 정확도, 보다 구체적으로 기업의 성과에 대한 예측편의(prediction bias)와 예측 정확도(prediction accuracy)가 증권사의 소유구조에 의하여 영향을 받는지 여부이다. 따라서 논의의 전개를 위해서는 먼저 투자자들이 관심을 가지는 기업의 성과변수를 확정하고 이 변수에 대한 개별 애널리스트의 예측편의 및 예측 정확도를 구체적으로 측정하는 작업이 수행되어야 한다.

애널리스트가 보고서를 작성하는 궁극적인 목적은 분석 대상 기업의 주가 추이를 예측하고 이를 바탕으로 각종 투자 조언을 작성하여 투자자에게 제공하는 것이다. 기업의 주가를 예측하기 위하여 여러 가지 변수에 대하여 예측치를 작성하여야 하는데 그중 가장 직접적이면서 최종적인 변수가 분석 대상 기업의 장래 이익(future earnings)이며, 이는 애널리스트의 예측치 정확도를 평가하는 대부분의 연구

에서 분석 대상으로 삼는 변수이다.¹⁰⁾

본 연구에서는 다음과 같이 정의된 이익 예측편의(prediction bias)를 분석의 주된 대상으로 삼는다.

$$PE_{ijtu} = \left(\frac{E_{ijtu}^p - E_{ju}^r}{E_{ju}^r} \right) \quad (1)$$

E_{ijtu}^p 는 미래시점 u 의 기업 j 의 주당 순이익에 대하여 애널리스트 i 가 시점 t 에서 발표한 예측치이며, E_{ju}^r 는 시점 u 에서 실제 관측된 기업 j 의 주당 순이익이다. 따라서 이익 예측편의 PE_{ijtu} 는 애널리스트 i 가 평가 대상 기업 j 의 시점 u 의 주당 순이익에 대하여 시점 t 에서 발표한 예측치와 실제 관측치 간의 차이를 실제 관측치에 대한 비율로 표시한 것이다. 식 (1)의 척도는 애널리스트의 예측치가 평가 대상 기업의 실제 주가에 비하여 얼마나 ‘낙관적’인지 또는 ‘우호적’인지를 나타내는 지표라고 할 수 있다. 본 논문의 중심적인 관심 대상인 증권사가 소유관계로 얽힌 기업에 대하여 우호적인 평가를 내릴 가능성이 있다는 가설의 검정을 위하여 우호적인 평가의 정도를 나타낼 수 있는 예측편의 지표를 사용하는 것은 적절한 선택인 것으로 판단된다.

10) 보다 직접적인 관심의 대상인 주가 예측치를 분석 대상 변수로 설정하고 ‘주가 예측오차’와 소유관계 간의 관계에 대한 분석을 진행할 수도 있다. 그러나 ‘예측주가’의 분석과 관련하여 여러 가지 현실적인 어려움이 있을 수 있으며 이러한 이유로 대부분의 연구가 ‘순이익 예측치’를 분석 대상으로 설정하고 있다. 예측주가를 분석 대상으로 삼은 연구의 예로 박경서·조용대(2005)와 박창균·연태훈(2008) 등을 들 수 있다.

즉, 소유관계로 연결된 증권사가 그렇지 않은 증권사에 비하여 평가 대상 기업의 이익을 얼마나 ‘과대’ 평가하는지 여부는 식 (1)에 정의된 이익 예측편의에 의하여 측정될 수 있으며, 측정된 이익 예측편의가 증권사와 평가 대상 기업 간에 존재하는 특수관계와 밀접한 통계적 관계를 가지는지 여부를 점검함으로써 특수관계로 인한 예측편의 존재 여부를 점검할 수 있다.

한편, 식 (1)의 예측편의 지표에 더하여 식 (2)에 주어진 이익 예측오차(prediction error) 지표를 측정하여 특수관계의 존재가 애널리스트 예측치의 정확도에 영향을 주는지 여부를 추가적으로 분석한다.

$$APE_{ijtu} = \left| \frac{E_{ijtu}^p - E_{ju}^r}{E_{ju}^r} \right| \quad (2)$$

식 (2)에 따르면, 예측오차는 예측치가 실제 주당 순이익보다 높거나 낮음에 관계없이 실제 주당 순이익에서 벗어난 정도만을 유의미한 정보로 취급하는데, 애널리스트 예측치의 정확도를 평가하는 연구에서 주로 사용되는 지표 중의 하나이다.¹¹⁾

2. 여타 통제변수

애널리스트 예측치에 영향을 줄 수 있는 요인에 대해서는 그동안 많은 연구 성과가 축적되어 왔으며, 주로 예측치의 정확도에 영향을 미치는 요인의 관점에서 다루어져 왔다. 해당 요인들은 크게 애널리스트가 정보생산을 위하여 사용하는 정보의 양과 질, 평가 대상 기업의 특성, 애널리스트와 소속 증권사의 역량, 애널리스트가 처한 유인구조 등으로 분류할 수 있다.

애널리스트는 예측정보 생산을 위하여 매우 광범위한 기초자료를 사용한다. 정기적으로 발표되는 각종 재무제표, 연차보고서는 물론 비재무 관련 자료나 공시자료 등 평가 대상 기업과 관련된 공개자료의 사실상 전부를 예측정보의 생산에 투하하는 것으로 알려져 있다(Previts and Bricker[1994]; Rogers and Grant [1997]). 특히, 개인적인 경로를 통하여 획득한 비공개 자료를 광범위하게 활용하는 것으로 알려져 있는데 그간 선행 연구나 금융감독 측면에서 집중적인 조명을 받은 것이 바로 이 부분이다. 공정공시규제(fair disclosure regulation)의 도입 이전에는 평가 대상 기업이 자신의 주식 가격에 영향을 줄 수 있는 중요한 정보를 일반 대중에게 공개하기 이전에 일부 애

11) 특수관계와 예측오차 간 관계가 본 연구의 직접적인 관심 대상은 아니지만 그 자체로서 의미 있는 정보를 제공할 것으로 기대되므로 이후의 논의에서 예측편의에 대한 논의와 함께 분석 결과를 보고한다.

널리스트에게 선택적으로 공개하는 관행이 일반적이었다. 기업에 대한 중요한 정보의 선택적 공개는 그러한 정보를 가장 효율적으로 활용할 능력이 있는 전문가 집단에게 정보를 신속히 제공함으로써 주식시장의 가격발견기능 제고에 기여할 수 있다는 긍정적인 역할을 수행한다. 반면, 우월한 정보를 획득하려는 애널리스트 간의 경쟁과 이를 자신에게 유리한 방향으로 이용하려는 평가 대상 기업의 왜곡된 유인 등의 부작용이 금융 소비자 보호와 금융시장 질서 유지 측면에서 지나치게 비싼 비용의 지불을 강요한다는 지적에 따라 공정공시규제가 도입되는 계기가 되기도 하였다. 공정공시규제의 도입으로 인하여 투입정보의 양과 질의 차이가 생산하는 예측정보의 정확성에 결정적인 요인으로 작용할 가능성은 크게 줄었다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 애널리스트가 구체적인 상황에서 정보생산을 위하여 투입하는 기초정보의 양과 질에는 차이가 있을 것이며 그로 인하여 예측정보의 정확성이 영향을 받을 가능성을 배제할 수 없음을 물론이다.

평가 대상 기업의 특성(characteristics) 또한 애널리스트가 생산하는 예측치의 정확성을 결정하는 데 중요한 요인으로 작용한다. Lim(2001)은 실증분석을 통하여 애널리스트 예측치의 정확성과 평가

대상 기업의 특성 간에 일정한 관계가 있을 수 있음을 보였다. 특히, 평가 대상 기업의 규모, 보고서를 발표하는 애널리스트의 수, 이익 변동성과 최근 변동 방향 등의 변수를 예측치의 정확성에 영향을 줄 수 있는 기업 특성으로 제시하였다. 한편, 평가 대상 기업의 주식이 주식시장에서 보이는 특성에 따라서도 예측치의 정확도가 영향을 받을 수 있다는 점도 여러 연구자에 의하여 지적되었다. 주식시장에서의 거래는 거래 대상 기업의 근본가치에 대한 새로운 정보(news)를 가격에 반영하는 과정에서 발생하는 현상으로 해석할 수 있으므로 일반적으로 거래 행태 자체가 기업의 근본가치에 대하여 중요한 정보를 포함하고 있는 것으로 간주된다. 예를 들어, 거래량(Barron[1995]), 주가 변동성(Abarbanell, Lanen, and Verrecchia [1995]) 등 주식시장에서의 거래 관련 변수들이 예측치의 정확성에 일정한 영향을 주는 변수들이었다고 보고되어 있다.

평가 대상 기업의 특성과는 직접적인 연관이 없으나 예측보고서 발표 시점과 실제 실적치 발표 날짜 간의 시간 간격¹²⁾ 또한 예측치의 정확도를 결정하는데 있어 매우 중요한 요인인 것으로 알려져 있다. O'Brien(1988)은 예측기간이 길어질수록 예측치의 정확도가 떨어지는 경향이 있음을 명확히 보이고 있

12) 선행 연구들에서 일반적으로 예측 연령(age)이라고 불리는 변수이다.

며, 그러한 현상은 이후의 연구에서도 반복적으로 확인되고 있다. 애널리스트의 예측치는 미래에 대한 조건부 기댓값(conditional expectation)에 대한 애널리스트의 추정치를 의미하는 것으로 해석할 수 있는데, 예측기간이 길어질수록 조건부 기댓값의 추정치를 도출하는 데 활용된 정보 집합(information set)의 유용성이 떨어져 궁극적으로는 무조건부 기댓값(unconditional expectation)의 추정치에 수렴할 것이라는 점을 고려한다면 예측기간의 장단이 예측치의 정확성, 즉 조건부 기댓값 추정치의 정확성을 결정하는 데 중요한 요인으로 작용할 것임은 충분히 예상 가능하다.

애널리스트 본인의 역량 또한 예측치의 정확도를 결정하는 데 중요한 영향을 미치는 요인인 것으로 알려져 있다. Stickel(1992)은 Institutional Investor (II)의 최고 애널리스트(All American Research Team)로 선정된 애널리스트들의 예측 정확도가 그렇지 않은 일반 애널리스트에 비하여 체계적으로 높음을 보임으로써 애널리스트의 개인적 능력이 예측치의 정확도를 결정함에 있어 중요한 요인임을 실증적으로 보였다. 또한 Sinha, Brown, and Das(1997)는 특정 시점에서 우월한 예측능력을 보인 애널리스트가 이후 기간에도 다른 애널리스트에 비하

여 더 나은 예측치를 발표한다는 사실을 보고하였다. 애널리스트 간 역량의 차이가 발생하는 데는 여러 가지 이유가 있을 수 있으나 원칙적으로 선천적으로 타고난 역량 또는 적성(aptitude)과 학습(learning)에 의하여 습득된 역량으로 구분할 수 있을 것이다. 애널리스트와 관련된 연구에서 특히 연구자의 관심을 받아 왔던 요인은 후자이다. Mikhail, Walther, and Willis(1997)는 애널리스트가 특정 기업의 평가 업무에 오래 종사할수록 그 기업에 대한 예측치의 정확도가 향상되는 경향이 있음을 보였고, Clement(1999)는 특정 기업에 대한 예측 업무에 종사한 경험은 물론 평가 대상이 아닌 다른 기업에 대한 예측 업무에 종사한 경험¹³⁾까지도 예측치의 정확도를 제고하는 데 일정한 기여를 하고 있음을 보였다. 반면, Hong, Kubik, and Solomon(2000)은 예측 업무에 종사한 전체 기간이 길어짐에 따라 예측치의 정확도가 오히려 떨어진다는 실증 분석 결과를 제시하여 Clement(1999)와 상반된 주장을 하였다. 이러한 논란의 과정에서 Jacob, Lys, and Neale(1999)은 보다 정교한 분석의 틀과 자세한 자료를 이용하여 평가 대상 기업 관련 경험은 예측치의 정확도를 제고하는 데 있어 유의한 요인으로 작용한 반면 평가 업무에 종사한 기간으로 측정되는 일반 경험은 예측

13) Clement(1999)는 평가 대상 기업의 평가 업무에 종사한 경험을 기업 관련 경험, 평가 업무에 종사한 전체 경험을 일반 경험으로 구분하고 있다.

치의 정확도 제고에 있어 유의한 요인이 아니라는 결론을 도출하였다. 애널리스트의 역량과 관련하여 선행 연구에서 관심을 끌었던 또 하나의 변수는 애널리스트가 담당(cover)하고 있는 평가 대상 기업이나 산업의 수이다. 담당하는 기업이나 산업의 수가 많을수록 애널리스트의 역량이 분산될 것이고 개별 예측치의 정확도가 떨어질 것이라는 가설에 대한 실증적 증거는 다수의 선행 연구에 의하여 제공되고 있다(Mikhail, Walther, and Willis [1997]; Clement[1999]). 애널리스트가 소속된 증권사의 평가 역량 또한 예측치의 정확도를 결정하는 데 중요한 요인으로 작용하는 것으로 알려져 있다. 애널리스트가 소속된 증권사의 역량은 일반적으로 증권사의 자산규모(Clement[1999]) 또는 소속 애널리스트의 수(Lim[2001]) 등으로 측정되는데 이런 방식으로 측정된 증권사의 역량이 우수할수록 예측치의 정확도가 높은 경향을 보인다는 것이 지금까지의 연구 결과이다(Mikhail, Walther, and Willis [1997]; Clement[1999]; Lim[2001]).

애널리스트와 소속 증권사가 처한 유인구조 또한 예측치의 정확성에 영향을 줄 수 있는 것으로 알려져 있다. 구체적으로 다른 애널리스트보다 우월한 정보를 획득하기 위한 유인, 투자은행 업무나 증권중개 업무에서 발생할 것으로 기대되는 수입에 대한 유인 등이 그동안의 연구에서 집중적으로 논의된 것들인데 앞의

제II장에서 이미 자세히 논의하였으므로 여기에서는 더 이상 언급하지 않는다.

3. 실증모형

본 연구에서 우리의 관심은 앞에서 밝힌 바와 같이 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수한 관계, 즉 동일 기업집단에 소속된 계열사로 연관되었다는 사실이 애널리스트의 예측치 편익과 정확도에 영향을 주는지 여부를 점검하는 것이다. 관련 선행 연구의 결과와 자료의 획득 가능성을 고려하여 다음과 같은 실증모형을 상정한다.

$$(A)PE_{ijtu} = \beta'x_{jt} + \gamma'z_{it} + \delta_1AD_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

위에서 x_{jt} 는 평가 대상 기업 j 의 특성을 나타내는 설명변수, z_{it} 는 애널리스트 i 본인 또는 소속 증권사의 특성을 나타내는 설명변수이다. AD_{ijt} 는 애널리스트 i 가 소속된 증권사가 시점 t 에서 평가 대상 기업 j 와 동일한 기업집단에 속하는 경우 1의 값을 가지고, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가지는 더미변수이며, ϵ_{ijt} 는 통계적 교란항이다.

평가 대상 기업의 특성을 나타내는 변수로 자산의 장부가시가 비율(BTM), 베타(BETA), 시가총액(LCAP), 주식거래량(LTVOL), 전기 대비 순이익의 변화 방향

(EARN_CHAN) 등이 포함되었다. 자산의 시가 대비 장부가 비율이 높을수록 성숙기에 접어든 기업인 경우가 일반적이고 이러한 기업의 장래 성과에 대한 예측이 상대적으로 용이할 것으로 예상된다. 베타는 기업의 위험(risk)에 대한 지표로 설정하였는데 베타가 큰 기업일수록 미래의 성과를 예측하는 것이 어려울 것으로 예상된다. 시가총액이 큰 기업일수록 시장참가자의 관심이 집중될 것이므로 애널리스트 또한 이러한 기업의 미래성과를 예측하기 위하여 더 많은 노력을 기울일 뿐 아니라 분석의 노하우(know-how) 또한 많이 축적되어 있을 것이므로 예측 편이나 오차가 크지 않을 가능성이 높을 것으로 기대된다. 한편, 기업의 장래가치에 대하여 새로운 정보가 시장에 도달하는 경우 이를 시장가격에 반영하는 과정에서 자연스럽게 해당 주식의 거래가 활발하게 이루어진다. 즉, 최근 거래가 활발하게 발생한 기업의 미래성과에 대한 정보가 그렇지 아니한 기업에 비하여 상대적으로 많이 유통되고 있으며 그 결과 애널리스트의 예측이 보다 정확하게 이루어질 것으로 기대할 수 있다. 기업의 특성과 관련한 설명변수로 추가한 변수는 전기(previous period)의 순이익 증감 여부이다. 이는 애널리스트의 예측치가 기업의 미래가치에 유효한 새로운 정보의 출현에 대하여 지나치게 낙관적인 방향으로 형성된다는 다수의 실증적 연구

결과를 고려하여 전기의 순이익 변화 방향이 애널리스트의 예측오차에 어떤 영향을 주는지 여부를 점검하기 위한 시도이다(Brown[1993]). 가령 전기의 순이익 변화방향에 대한 계수의 추정치가 양수인 경우 전기의 순이익 증가에 반응하여 예측오차가 커진다는 것을 의미한다. 이는 전기에 접한 긍정적 정보(good news)로 말미암아 애널리스트 사이에 지나치게 낙관적인 분위기가 조성되어 상대적으로 큰 예측오차를 범하는 경향이 있음을 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 이상과 같은 설명변수로도 추출하지 못한 기업요인으로 인하여 분석 결과가 왜곡될 가능성을 가능한 한 줄이기 위하여 평가 대상 기업이 속한 산업(industry)을 나타내는 더미변수들을 추가하였으며 경우에 따라 연도(year)더미를 추가하기도 하였다.

애널리스트가 소속된 증권사의 특징을 나타내는 변수로 증권사의 자산규모(LASIZE), 증권사에 의하여 발표된 애널리스트 보고서의 총수(ANUM), 예측시계(HORIZON)를 선택하여 설명변수로 포함하였다. 예측정보의 정확성은 애널리스트가 예측정보 생산에 투하하는 물적·인적 생산요소의 양과 질로부터 직접적인 영향을 받을 것이므로 투입된 생산요소를 설명변수로 설정할 필요가 있다. 그러나 애널리스트 개인 단위에서 특정 정보의 생산을 위하여 투입한 생산요소를

정확히 측정하는 것은 사실상 불가능한 일이므로 차선책으로 애널리스트가 소속된 증권사가 갖춘 능력 지표를 일반적으로 활용한다. 본 연구에서는 애널리스트가 소속된 증권사의 역량을 대표하는 변수로 증권사의 자산규모와 증권사가 발표한 보고서의 수를 선택하였다. 자산규모가 클수록, 발표한 보고서의 수가 많을수록 예측오차가 감소할 것으로 기대된다. 다음으로 예측 대상 기간이 길어질수록 예측오차가 커지는 경향이 있다는 선행 연구의 결과를 수용하여 예측시계(forecasting horizon)를 설명변수로 추가하였다(O'Brien[1988]).

마지막으로 본 연구의 주된 관심 대상인 애널리스트가 속한 증권사와 평가 대상 기업 간 특수관계로 인한 정보 왜곡 여부를 점검하기 위한 직접적 수단으로 소유관계를 통한 연결 여부를 나타내는 더미를 추가하였다.

4. 자료 및 변수 구축

본 연구에 사용된 자료는 애널리스트의 기업분석보고서와 분석 대상 기업의 특성 및 재무자료, 그리고 보고서 발행 증권사의 특성자료로 구분된다. 2003년부터 2006년 기간에 발표되고 FnGuide®의 데이터베이스에 수록된 애널리스트 보고서 중 작성자, 소속 증권사, 작성일자, 당기순이익 추정치 등이 누락된 자료와 평가

대상 기업의 재무자료를 구할 수 없는 경우는 제외하였다. 또한 보고서 작성일이 결산일 직후(사업보고서 제출 기한 내)인 경우 이를 제거하고 보고서 작성일이 결산일 이전에 이루어진 경우만을 대상으로 하였다. 마지막으로 기입오류나 액면분할과 같은 특수한 사건에 의하여 이상 관측치가 발생한 경우를 배제하기 위하여 이익예측오차가 상·하 5%에 해당하는 관측치를 제거한(trimming) 결과 최종적으로 153,929개의 관측치를 확보하였다. 상당수의 보고서는 향후 2개 이상 시점에 대한 당기순이익 예측치를 보고하고 있으나 이들 중 보고서가 작성된 일자와 가장 가까운 회계 결산일에 대한 이익 예측치만을 사용하여 보고서 1건당 1개의 관측치만을 확보하는 전략을 취하였다.

한편, 분석에 사용된 기업의 재무변수, 거래대금 및 시가총액은 WiseFn®의 자료를 활용하였다. 애널리스트 보고서에 제시된 주당 당기순이익 예측치는 예측치가 목표로 한 시점에서 결산자료에 보고된 실적치와 어느 정도 괴리가 있었는지를 식 (1)과 식 (2)에 정의된 바에 따라 계산하였다. 시가 대비 장부가 비율(BTM)은 시가총액 대비 유형자산의 비율로 계산하였으며, 시가총액(LCAP)은 각 기업별 반기 말 보통주 시가총액의 자연로그값을 사용하였다. 거래대금(LTVOL)은 반기 말 기준으로 이전 3개월 평균 거래대금을 이용하였으며, 순이익 변화더

미(EARN_CHAN)는 보고서 발표일 직전 당기순이익이 그 전기 당기순이익보다 증가하였으면 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가지도록 정의하였다. 베타(BETA)는 증권전산에서 제공하는 3년 기준 베타를 사용하였는데 증권전산의 자료는 매주 금요일을 기준으로 보고되므로 보고한 금요일이 속한 주의 베타는 발표일 베타와 같은 것으로 간주하고 애널리스트의 보고서 발표일과 일치시켜 자료를 구축하였다. 한편, 유가증권시장에서 사용하는 상장사협의회 산업분류를 따라 산업더미를 부여하였다.

증권사 특성이 예측치의 정확도에 미치는 영향을 통제(control)하기 위한 변수로 선택한 증권사 자산규모(LASIZE)는 보고서 발표일 직전 회계연도 말 증권사 총자산의 자연로그값을 취하여 사용하였으며 애널리스트 보고서의 총수(ANUM)는 매년 발표된 증권사별 보고서의 수를 사용하였다. 한편, 예측시계(HORIZON)로는 보고서가 발표된 날부터 보고서에 추정된 목표시점이 도래하기까지의 기간을 일수(number of days)로 측정한 변수를 사용하였다.

본 보고서에서 가장 집중적인 관심의 대상이 되는 변수는 식 (1)에서 AD_{ijt} 로 표시된 특수관계더미이다. 예측보고서를 발표한 애널리스트가 속한 증권사와 평가 대상 기업이 소유관계로 연결된 관련 기업임을 확인하기 위하여 먼저 공정거

래위원회에서 발표하는 출자총액제한 기업집단에서 같은 기업집단으로 분류되어 있는지 여부를 기준으로 삼았으며, 출자총액제한규제에 해당되지 않는 기업집단에 속하는 경우에 대해서는 금융감독원의 전자공시시스템(DART)을 이용하여 각 증권사별로 지배주주를 확인하고 이들 지배주주가 분석 대상 기업의 지배주주인가를 확인하였다.

한편, 애널리스트의 개인적 역량에 의하여 예측치의 정확도가 달라질 가능성을 통제하기 위하여, 분석 대상으로 수집된 보고서 중 2003년 혹은 2004년에 ‘베스트 애널리스트(best analyst)’로 선정된 바가 있는 애널리스트에 의하여 작성된 보고서로 확인된 보고서를 따로 분리하여 별도의 표본을 구성하고 식 (3)의 분석을 실시하여 이를 전체 표본의 분석 결과와 비교하였다. 식 (3)에 ‘베스트 애널리스트’에 의하여 작성된 보고서를 가리키는 더미변수를 추가하여 분석할 수도 있었으나 여기에서 굳이 이러한 접근방식을 택한 이유는 원래 표본 중 베스트 애널리스트에 의하여 작성된 보고서를 모두 분리하는 것이 불가능하였기 때문이다. 업계의 관행상 애널리스트 보고서는 복수의 애널리스트가 공동작업의 결과로 발표하는 경우가 상당히 많은데 본 분석에서 사용하고 있는 데이터베이스는 작성자 중 1인의 이름만을 포함하고 있기 때문에 데이터베이스에 베스트 애널리

스트의 이름이 없다고 하더라도 저자 중 1인이 베스트 애널리스트로 선정된 바가 있는 경우를 배제할 수는 없다. 이러한 어려움과 데이터베이스에 명시된 이름이 보고서상에서 가장 먼저 이름이 표기된 애널리스트일 가능성이 높다는 점을 감안하여 우리가 이미 확보하고 있는 베스트 애널리스트의 명단과 데이터베이스의 애널리스트 명단을 비교하여 양자가 일치하는 경우 이를 따로 분리하여 별도의 표본을 구축하는 전략을 취하였다.

IV. 추정 결과

1. 기초통계량

표본 추출 기준을 만족시키는 애널리스트 분석보고서는 모두 153,929건이었는데, 이 중 실제 주당 순이익보다 높은 예측치를 보고한 경우가 전체의 65%인 100,054건에 달하여 애널리스트들이 전반적으로 지나치게 낙관적인 예측치를 발표한다는 선행 연구의 결과와 유사한 결과를 보이고 있다. <Table 1>에 정리된 바에 의하면, 예측편의 PE_{ijtu} 의 평균은 14.5%, 표준편차는 51.31%로 애널리스트의 미래

주당 순이익 예측이 낙관적인 방향으로 형성된 편의를 가지고 있음을 시사하고 있으나 매우 심한 편차가 존재하여 낙관적 예측 경향의 통계적 유의성을 확인할 수는 없었다. 한편, 예측치와 관측치의 괴리 자체에 중점을 두는 지표로 제시된 APE_{ijtu} 의 경우 평균이 34.04%, 표준편차가 41.04%로 나타났는데, 이는 PE_{ijtu} 와 APE_{ijtu} 의 관계에서 쉽게 예측할 수 있었던 결과이다.

연도별로는 2003년 22,211건, 2004년 22,313건, 2005년 49,128건, 2006년 38,978건, 2007년 21,299건¹⁴⁾의 보고서가 표본으로 선택되었다. <Table 2>에 의하면, 연도별 예측오차는 매우 큰 정도로 반등을 보이면서 일정한 경향을 보여주고 있는 양은 것으로 판단된다. 2004년과 2007년의 예측치 정확도가 상대적으로 높은 반면 2003년과 2006년에는 상대적으로 부진한 성과를 보였으나 표준편차의 크기를 감안할 때 연도별로 의미 있는 차이를 보인다고 말하기는 어렵다.

<Table 3>은 특수관계가 존재하지 않을 때와 존재할 때의 양의 오차와 음의 오차의 개수 및 비중에 차이가 있는지의 여부를 보여주고 있다. 표에 나타나 있는 바와 같이 특수관계가 존재할 경우 양의 예측오차를 보이는 표본의 비중이

14) 2007년의 보고서 수가 2005년이나 2006년에 비하여 적은 이유는 2007년 하반기에 발표된 보고서 중 상당수가 2008년 상반기의 실적을 예측하고 있는데 논문의 작성시점에서 아직 예측시점이 도래하지 않았거나 실적치가 보고되지 않았기 때문이다.

<Table 1> Summary Statistics: Prediction Error

	No. Obs.	Average	St. Dev.	Minimum	Maximum
<i>PE</i>	153,929	0.1450	0.5131	-1.3482	2.4912
<i>APE</i>	153,929	0.3404	0.4104	0	2.4912

<Table 2> Yearly Prediction Error

Year	No. Obs.	<i>PE</i>	<i>APE</i>
2003	22,211	0.1366 (0.5530)	0.3708 (0.4324)
2004	22,313	0.1197 (0.4842)	0.3218 (0.3811)
2005	49,128	0.1351 (0.5096)	0.3438 (0.3997)
2006	38,978	0.1844 (0.5316)	0.3570 (0.4349)
2007	21,299	0.1313 (0.4674)	0.2902 (0.3892)
Total	153,929	0.1450 (0.5131)	0.3404 (0.4104)

Note: The numbers in parentheses are standard deviations.

<Table 3> Affiliation and Sign of Prediction Error

	Positive	Negative	Total
AD=0	90,924 (59.7)	61,395 (40.3)	152,319 (100)
AD=1	1,010 (62.7)	600 (37.3)	1610 (100)

Note: Numbers in parentheses are proportions.

<Table 4> Affiliation and Size of Prediction Error

Year	No. Obs.	<i>PE</i>	<i>APE</i>
Affiliated (A)	1,610	0.1458 (0.4258)	0.2897 (0.3444)
Not Affiliated (B)	152,319	0.1450 (0.5140)	0.3409 (0.4111)
Total	153,929	0.1450 (0.5131)	0.3404 (0.4104)
t-statistic (A-B)		0.0767	-5.9208***

Note: The numbers in parentheses are standard deviations.

특수관계가 존재하지 않는 경우에 비하여 다소 높게 나타남을 알 수 있다.

반면, <Table 4>에 나타난 바에 의하면, 증권사와 평가 대상 기업 간에 소유관계로 연결된 특수관계가 존재하는 경우와 그렇지 않은 경우 예측편의(PE)는 통계적으로 의미 있는 차이를 발견할 수 없었으나, 예측오차(APE)는 특수관계가 존재하는 경우가 그렇지 않은 경우보다 작은 것으로 나타났다.

2. 회귀분석 결과

위의 <Table 3>에서 특수관계가 존재할 경우 양의 예측오차를 보이는 표본의 비중이 특수관계가 존재하지 않는 경우에 비하여 다소 높은 것으로 확인되었음을 고려하여, 본고에서는 통상적으로 연구에서 활용되고 있는 종속변수, 즉 예측편의 및 예측오차를 사용한 회귀분석에 앞서 우선 예측편의의 부호를 나타내는 더미변수를 종속변수로 삼아 분석을 수행하여 보았다. 해당 결과는 <Table 5>에 수록되어 있다. DPE 는 예측편의가 양수인 경우 1의 값을 가지고, 예측편의가 음수인 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. 이를 통해 위의 <Table 3>에서 나타난 비중의 차이가 실제 회귀분석에서 유의한 의

미를 가지는지를 확인해 볼 수 있다.

표에서 살펴볼 수 있는 바와 같이 특수관계더미는 예측편의의 부호더미와 유의한 양의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있으며, 이러한 결과는 다른 통제변수나 산업더미 및 연도더미의 포함여부에 상관없이 모든 추정식에서 공통적으로 확인되고 있다. 이러한 결과는 특수관계가 존재할 경우, 예측편의가 양의 값을 가질 가능성이 보다 높음을 보여주는 것으로 해석된다.

다음으로 대부분의 기존 연구들이 활용하고 있는 종속변수, 즉 예측편의 및 예측오차를 사용한 회귀분석의 결과는 <Table 6>에 보고되어 있다. <Table 6>의 왼쪽 세 칼럼은 주당 순이익에 대한 예측편의 PE_{ijtu} 를 종속변수로 채택한 회귀분석의 결과이며, 오른쪽 세 칼럼은 주당 순이익에 대한 예측오차 APE_{ijtu} 를 종속변수로 채택한 회귀분석의 결과이다. 각각의 경우에 대하여 다른 통제변수를 고려하지 않고 특수관계더미만을 포함한 경우(모형 I 과 모형 IV), 다양한 통제변수와 산업더미만을 포함시킨 경우(모형 II와 모형 V), 그리고 통제변수에 더하여 산업더미와 연도더미를 모두 포함시킨 경우(모형 III과 모형 VI)로 구분하여 추정한 결과를 제시하였다.¹⁵⁾

15) 특수관계가 있는 증권사 소속 애널리스트에 의한 보고서의 수가 전체 이익예측보고서에서 차지하는 비중이 작음을 고려하여 pairwise sampling에 의한 비교분석도 수행하였으나, 결과는 크게 상이하지 않은 것으로 나타났다.

<Table 5> Regression Results: All Samples

	Dependent Variable: <i>DPE</i>		
	Model I	Model II	Model III
AD	0.0794** (0.0320)	0.1114*** (0.0342)	0.1010*** (0.0344)
HORIZON		-0.0001** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
LASIZE		0.0115*** (0.0037)	0.0061 (0.0038)
SNUM		-0.1210*** (0.0070)	-0.0328*** (0.0093)
BETA		-0.0827*** (0.0047)	-0.0730*** (0.0045)
BTM		-0.0931*** (0.0040)	-0.0864*** (0.0041)
LCAP		-0.0536*** (0.0042)	-0.0490*** (0.0043)
LTVOL		-0.0327*** (0.0046)	-0.0491*** (0.0048)
EARN_CHAN		0.1229*** (0.0078)	0.1111*** (0.0079)
CONSTANT	0.2454*** (0.0032)	2.1041*** (0.3576)	2.3103*** (0.3616)
Industry Dummy	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y
No. Obs.	153,929	124,230	124,230
Pseudo R ²	0.0000	0.0294	0.0336
Wald chi2	6.15**	4,124.37	4,880.41

Notes: 1) Dependent variable, DPE is a dummy variable, 1 if PE>0 and 0 otherwise.
 2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.
 3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.
 4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

〈Table 6〉 Regression Results I: All Samples

	Dependent Variable: <i>PE</i>			Dependent Variable: <i>APE</i>		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	0.0008 (0.0107)	0.0077 (0.0108)	0.0045 (0.0109)	-0.0512*** (0.0086)	-0.0630*** (0.0084)	-0.0634*** (0.0085)
HORIZON		0.0003*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)		0.0007*** (0.0000)	0.0007*** (0.0000)
LASIZE		-0.0033** (0.0014)	-0.0026* (0.0014)		-0.0024** (0.0011)	-0.0012 (0.0011)
SNUM		0.0032 (0.0044)	0.0028 (0.0052)		0.0051*** (0.0011)	0.0028*** (0.0012)
BETA		-0.0167*** (0.0010)	-0.0137*** (0.0010)		0.0008 (0.0007)	0.0023*** (0.0007)
BTM		-0.0325*** (0.0016)	-0.0312*** (0.0016)		0.0277*** (0.0013)	0.0307*** (0.0014)
LCAP		-0.0522*** (0.0018)	-0.0507*** (0.0019)		-0.0937*** (0.0014)	-0.0949*** (0.0015)
LTVOL		0.0033* (0.0020)	-0.0011 (0.0021)		0.0582*** (0.0016)	0.0570*** (0.0016)
EARN_CHAN		0.0097*** (0.0031)	0.0071** (0.0032)		-0.0504*** (0.0024)	-0.0504*** (0.0024)
CONSTANT	0.1450*** (0.0013)	1.5677*** (0.1196)	1.5968*** (0.1251)	0.3409*** (0.0010)	1.5192*** (0.0750)	1.5138*** (0.0778)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	153,929	124,230	124,230	153,929	124,230	124,230
R ²	0.0000	0.0552	0.0582	0.0002	0.1042	0.1073
F-statistic	0.01	469.11***	400.83***	35.08***	788.27***	649.23***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.

2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.

3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.

4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

관심변수들에 대한 본격적인 해석에 앞서 우선적으로 언급하고 넘어갈 사항은 연도더미를 포함한 경우(모형 II와 모형 V)와 그렇지 않은 경우(모형 III과 모형 VI)를 비교하는 경우 추정치의 부호나 통계적 유의성에 커다란 차이를 보이지 않을 뿐만 아니라 추정된 계수의 크기도 대부분의 경우 매우 유사한 것으로 나타났다는 사실이다. 또한 <Table 6>에는 보고하지 않았으나 연도더미의 통계적 유의성이 확인되는 경우가 거의 없어서 애널리스트의 예측성고가 연도별로 별다른 차이를 보이지는 않는 것으로 나타났다. 애널리스트의 예측성고가 주식시장의 상황과는 별다른 관련을 가지지 않는다고 해석할 수 있는 발견이다.

모형의 설명력이나 이론적 예측과의 부합 등을 고려할 때 모형 III과 모형 VI가 가장 신뢰할 수 있는 모형으로 판단되므로 아래에서는 이를 중심으로 논의를 전개한다. 먼저 예측편의 $PE_{j,tu}$ 를 종속 변수로 채택한 회귀분석의 결과인 모형 III을 살펴보자. 보고서 발표시점과 목표시점 간의 기간(HORIZON)이 길어질수록 평가 대상 기업에 대하여 낙관적인 예측을 제시하는 것으로 나타났다. 또한 대규모(LASIZE) 증권사일수록 소규모 증권사에 비하여 동일한 기업에 대하여 비관적인 전망치를 제시하는 현상을 확인할 수 있다. 한편, 평가 대상 기업의 주가 변동성(BETA)이 클수록, 시가 대비 장부가

비율(BTM)이 높을수록, 시가총액(LCAP)이 클수록 장래 이익에 대하여 보수적인 예측치를 제시하는 것으로 나타났다.

마지막으로 예측편의 계수의 추정치가 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않으므로 특수관계의 존재에도 불구하고 평가 대상 기업의 이익에 대하여 낙관적인 예측을 하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 다시 말해 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업이 동일한 기업집단에 소속되어 있다는 사실이 평가 대상 기업의 향후 이익 예측치를 지나치게 낙관적으로 제시하게 하는 근거라고 인정할 증거를 발견할 수 없었다고 결론 내릴 수 있다.

이러한 결과는 앞서 예측편의의 부호더미를 사용한 분석에서 특수관계가 존재할 경우 예측편의가 양의 값을 가질 가능성이 보다 높은 것으로 나타났음을 감안하면 다소 의외의 결과로 보일 소지가 존재한다. 그러나 두 분석을 통하여 도출된 결과들을 종합해 보면, 특수관계가 존재할 경우 양의 예측편의가 발생하는 빈도가 높은 것은 사실이나, 단순히 빈도수뿐 아니라 예측편의의 크기를 포함한 종합적 상관관계를 고려할 경우에는, 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 예측편의를 발생시키는 것으로 보기에선 어려움이 있다고 결론짓는 것이 타당한 것으로 사료된다.

다음으로 예측오차 APE_{ijtu} 를 종속변수로 채택한 회귀분석의 결과인 모형 VI에 대하여 간략히 논의한다. 설명변수로 포함된 변수의 계수 추정치는 일부 예외를 제외하고는 앞에서 논의한 이론적 예측과 대체로 부합하는 추정 결과를 보여주고 있다. 보고서 발표시점과 목표시점간의 기간(HORIZON)이 길어질수록 예측치의 정확도가 떨어지는 반면 증권사의 자산규모(LASIZE)가 클수록 예측치의 정확도가 개선되는 경향이 있는 것으로 나타났다. 한편, 증권사가 많은 수의 보고서(ANUM)를 발행할수록 예측치의 정확도가 떨어지는 것으로 나타났는데 이는 앞에서 예상한 것과 다른 결과이다.¹⁶⁾ 분석 대상 기업의 규모(LCAP)가 클수록 예측오차가 감소하는 현상은 앞에서 이미 논의한 바와 같이 분석 대상 기업의 시가총액(market capitalization)이 클수록 다수의 투자자가 해당 주식을 보유하고 있고 투자자의 포트폴리오에서 차지하는 비중이 높은 것이 일반적이므로 이러한 기업에 대하여 시장의 관심이 집중되고 이에 대응하여 애널리스트들이 분석에 더 많은 자원을 투입한 결과로 해석할 수 있다. 한편, 주가 변동성(BETA)이 높을수록, 그리고 시가 대비 장부가(BTM) 비율이 높은 기업일수록 미래 이익 예측이 상대적으로 더 어려운 것으로 나타났다. 또

한 최근 이익의 변동 방향이 바뀐 기업에 대한 예측치 오차가 평균적으로 작은 것으로 나타났는데, 이는 우리나라의 경우 외국의 선행 연구와 달리 애널리스트의 예측치가 낙관적 분위기를 유지하려는 관성(persistence)을 가지고 있지 않음을 의미한다. 거래규모가 큰 기업에 대한 예측오차가 거래가 활발하지 않은 기업에 비하여 더 크다는 결과는 우리가 기대했던 것과는 반대의 결과라는 점을 지적할 필요가 있다.

특수관계를 나타내는 더미변수의 계수에 대한 추정치는 음(-)의 부호를 가지며 통계적으로 유의미한 것으로 나타났는데, 이는 애널리스트가 소속 증권사와 특수관계에 있는 기업을 더욱 정확하게 평가하는 경향이 있음을 의미한다. 물론 이러한 결과가 특수관계에 기인하는 다양한 내부정보로 인한 정확도의 향상이라고 볼 수 있는 개연성은 존재한다. 그럼에도 불구하고 별도의 이론적 모형이나 추가적인 확인작업이 불가능한 상황에서 이러한 결과를 증권사와 평가 대상 기업 사이의 특수관계 존재 자체가 증권사 소속 애널리스트의 예측성능을 개선시키는 효과가 있다고 적극적인 인과관계로 해석하기에는 어려움이 있다. 해당 결과를 앞선 예측편의에 대한 분석에서도 출된 결과와 함께 종합적으로 고려할

16) 그러나 <Table 7>의 베스트 애널리스트 표본 분석에 따르면, 이와 반대로 애널리스트가 소속된 증권사가 발표한 보고서가 많을수록 더 정확한 예측치를 제시하는 경향이 있다는 결론에 도달할 수 있다.

때, 증권사가 자신의 평판을 유지하려는 시장규율이 어느 정도 작동하고 있으며, 이로 인하여 특수관계에 있는 기업에 대한 평가 과정에서 발생할 수 있는 정보 왜곡의 유인이 적어도 종합적 관점에서는 일정 수준 차단되고 있다는 정도의 해석을 부여하는 정도가 적절할 것으로 판단된다.

이상의 분석을 통하여 우리는 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 간 특수관계의 존재 자체가 애널리스트의 예측치를 낙관적이거나 비관적인 방향으로 유도하는 경향이 있다는 증거를 발견할 수 없음을 확인하였다. 이에 반하여 그러한 특수관계의 존재와 이익 예측치의 정확성 간에는 일정한 통계적 연관관계가 존재한다는 점도 확인하였다.

상당수의 선행 연구에 의하면 애널리스트 개인의 역량이 예측치의 정확성과 밀접한 관련이 있다는 발견을 보고하고 있으나 <Table 6>에서는 자료 획득상의 어려움으로 인하여 이를 통제하지 않았다. 이러한 문제점이 결과를 왜곡하였을 가능성을 점검하는 한 가지 방편으로 <Table 7>에는 표본에 포함된 관측치 중 베스트 애널리스트가 참가한 보고서로 확인이 가능한 것¹⁷⁾들만을 따로 추출하

여 표본을 구성하고 <Table 6>과 동일한 분석을 실시한 결과가 보고되어 있다. <Table 7>에 제시된 분석 결과는 투자자에게 주는 영향력이라는 측면에서 베스트 애널리스트¹⁸⁾가 발표하는 보고서가 일반 애널리스트의 보고서와는 질적으로 다른 함의를 가지고 있을 것이라는 측면에서 그 자체로도 나름의 의미를 가지는 것으로 판단된다.

<Table 7>의 결과는 전체 표본을 사용하여 추정한 <Table 6>의 결과와 몇 가지 차이점을 보이고 있다. 먼저 베스트 애널리스트의 경우 당해 연도에 발표한 보고서의 수가 많은 증권사에 소속된 경우 그렇지 않은 경우에 비하여 더 정확한 예측치를 제시하며 훨씬 보수적인 예측치를 제공한다는 측면에서 <Table 6>의 결과와 반대의 현상을 나타내고 있다. 한편, 평가 대상 기업의 주가변동성에 대해서도 베스트 애널리스트의 경우 애널리스트 전체와는 다른 결과를 나타내고 있음을 지적할 수 있다. 그러나 이는 보고서의 수와 달리 직관적인 이해와는 반대되는 현상으로 향후 이에 대한 추가 연구가 필요할 것으로 판단된다.

<Table 7>의 결과에서 지적할 수 있는 가장 중요한 점은 애널리스트가 소속된

17) 새로이 구축된 표본에 편의(bias)가 존재한다고 의심할 만한 이유는 발견할 수 없다. 이에 대한 자세한 논의는 제Ⅲ장을 참고하십시오.

18) 최근에 베스트 애널리스트로 선정된 적이 있는 애널리스트가 발표하는 보고서의 영향력도 이와 유사할 것으로 판단된다.

〈Table 7〉 Regression Results II: Best Analysts Sample

	Dependent Variable: <i>PE</i>			Dependent Variable: <i>APE</i>		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	-0.0172 (0.0389)	0.0258 (0.0555)	0.0285 (0.0557)	-0.0311 (0.0296)	0.0100 (0.0375)	0.0123 (0.0386)
HORIZON		0.0002** (0.0001)	0.0002** (0.0001)		0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)
LASIZE		0.0211 (0.0161)	-0.0049 (0.0163)		0.0104 (0.0114)	-0.0027 (0.0112)
SNUM		-0.0096* (0.0053)	-0.0068** (0.0032)		-0.0063*** (0.0011)	-0.0057*** (0.0021)
BETA		-0.0654*** (0.0188)	-0.0580*** (0.0189)		-0.0473*** (0.0122)	-0.0435*** (0.0123)
BTM		-0.0158*** (0.0048)	-0.0183*** (0.0047)		0.0086** (0.0034)	0.0076** (0.0034)
LCAP		-0.0640*** (0.0116)	-0.0592*** (0.0119)		-0.0729*** (0.0088)	-0.0703*** (0.0089)
LTVOL		0.0386*** (0.0124)	0.0346*** (0.0127)		0.0483*** (0.0094)	0.0458*** (0.0095)
EARN_CHAN		-0.0526*** (0.0166)	-0.0502*** (0.0171)		-0.0499*** (0.0119)	-0.0487*** (0.0125)
CONSTANT	0.0985*** (0.0065)	0.9145** (0.4040)	1.5173*** (0.4051)	0.2185*** (0.0050)	1.0945*** (0.2991)	1.4063*** (0.2921)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	2,239	1,796	1,796	2,239	1,796	1,796
R ²	0.0001	0.0638	0.0719	0.0004	0.1458	0.1501
F-statistic	0.20	7.81***	7.57***	1.10	19.61***	16.83***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.

2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.

3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.

4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

증권사와 평가 대상 기업 간에 존재하는 특수한 소유관계가 해당 애널리스트가 제시하는 예측치의 편의나 정확성 모두에 별다른 영향을 주지 못한다는 점이다. 이는 <Table 6>의 결과를 다시 확인시켜 주고 있는 것으로 해석할 수 있다.¹⁹⁾

V. 결 론

본 연구에서는 주식시장에서 정보 생산자로서 중요한 기능을 수행하고 있는 애널리스트의 예측편의와 정확도가 제도적·환경적 요인, 보다 구체적으로 애널리스트가 속한 증권사와 평가 대상 기업의 동일인 소유 여부에 의하여 영향을 받는지를 점검하였다.

이러한 문제는 금융규제의 관점에서 볼 때 특히 중요한 의미를 가진다. 소유 구조로 인하여 형성된 특수관계에 따라 평가자의 행태가 달라지고 그로 인해 여타 시장참가자, 특히 불특정 다수의 투자자에게 부정적 영향이 초래되는 경우 적절한 규제조치가 필요할 것이라는 측면에서 제기된 문제의 실천적 의미를 찾을 수 있다. 물론 특수관계의 존재 자체가 왜곡된 예측정보의 생산을 무조건적으로 의미하지는 않는다. 평판효과가 매우 중

요한 역할을 하는 증권업과 애널리스트 시장에서 시장규율이 충분히 원활하게 작동한다면 특수관계로 인한 왜곡된 정보제공의 유인이 사라질 것이며, 정책 당국의 개입 없이도 충분히 효율적 자원배분이 달성될 수 있을 것이다. 따라서 특수관계로 인하여 애널리스트의 예측정보가 왜곡되고 그 결과 효율적 자원 배분에 장애가 발생하는지 여부는 실증적으로 확인되어야 할 문제이다.

본 연구의 분석 결과에 의하면, 첫째 특수관계가 존재할 경우 양의 예측편의가 발생하는 빈도가 높은 것은 사실이나, 예측편의의 크기를 포함한 종합적 상관관계를 고려할 경우 증권사와 평가 대상 기업 간의 특수관계가 유의한 예측편의를 발생시키는 것으로 보기는 어렵다. 둘째, 전체 보고서를 대상으로 한 분석에서는 애널리스트가 소속된 증권사와 평가 대상 기업 간에 존재하는 특수한 소유관계가 해당 애널리스트가 제시하는 예측치의 정확도와 유의한 상관관계를 가지는 것으로 나타났으나, 베스트 애널리스트 보고서의 경우에는 이러한 상관관계가 확인되지 않아, 특수관계가 애널리스트가 제시하는 예측치의 정확성에 긍정적 영향을 주는 것으로 단정하기에는 어려움이 있다. 적어도 현재까지는 소유구조로 인하여 증권사와 소속 애널리스트

19) <Table 6>의 결과보다 더욱 강력한 증거를 제공한다고 해석할 수도 있다.

가 왜곡된 정보를 생산하려는 유인보다
정확한 정보를 제공한다는 평판을 지키
려는 유인이 더욱 크게 작용한 결과 관측

되는 현상이라는 해석을 부여할 수 있을
것이다.²⁰⁾

20) 물론 이러한 결론은 현재까지의 상황에 대한 분석에 바탕을 두고 내려진 것이며, 향후 시장환경이 변화함에 따라 얼마든지 바뀔 수 있다. 본문에서도 누차 강조한 바와 같이 특수관계에서 발생하는 유인과 평판을 유지하려는 유인 간에는 상시적인 긴장관계가 존재하며, 이는 금융감독 당국이 금융시장을 상시적으로 감시(monitoring)해야 할 중요한 이유 중 하나이다.

참 고 문 헌

- 박경서 · 조용대, 『애널리스트 보고서의 공정성에 관한 연구』, 한국증권학회 심포지엄 자료집, 2005.
- 박창균 · 연태훈, 『금융시장 정보생산과 시장규율: 애널리스트가 제공하는 정보의 유용성을 중심으로』, 정책연구시리즈 2008-02, 한국개발연구원, 2008.
- 조성훈 · 정윤모 · 박현수, 『증권산업에서의 이해상충에 관한 연구 I: 증권회사 조사분석』, 한국증권연구원 연구보고서 03-05, 2003.
- Abarbanell, J. S., W. N. Lanen, and R. E. Verrecchia, “Analysts’ Forecasts as Proxies for Investor Beliefs in Empirical Research,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, pp.31~60, 1995.
- Agrawal, A. and M. Chen, “Analyst Conflicts and Research Quality,” Working Paper, University of Alabama and University of Maryland, 2004.
- Barron, O. E., “Trading Volume and Belief Revisions That Differ among Individual Analysts,” *The Accounting Review*, Vol. 70, 1995, pp.581~597.
- Brown, L. D., “Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Markets Research,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 9, 1993, pp.295~320.
- Clement, M., “Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 27, 1999, pp.285~303.
- Cowen, A., B. Groyberg, and P. Healy, “Which Types of Analyst Firms Are More Optimistic?” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 41, 2006, pp.119~146.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan, “Earnings Predictability and Bias in Analysts’ Earnings Forecasts,” *The Accounting Review*, Vol. 73, 1998, pp.277~294.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan, “The Relation between Analysts’ Forecasts of Long-term Earnings Growth and Stock Price Performance Following Equity Offerings,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 17, 2000, pp.1~32.
- Dugar, A. and S. Nathan, “The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts’ Forecasts and Investment Recommendations,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, 1995, pp.131~160.
- Francis, J. and D. Philbrick, “Analysts’ Decisions as Products of a Multi-task Environment,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 31, 1993, pp.216~230.
- Hong, H. and J. Kubik, “Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts,” *Journal of Finance*, Vol. 58, 2003, pp.313~351.

- Hong H., J. Kubik, and D. Solomon, "Security Analysts' Career Concerns and Herding of Earnings Forecasts," *Rand Journal of Economics*, Vol. 31, 2000, pp.121~144.
- Jackson, A., "Trade Generation, Reputation and Sell-side Analysts," *Journal of Finance*, Vol. 60, 2005, pp.673~717.
- Jacob, J., T. Lys, and M. Neale, "Expertise in Forecasting Performance of Security Analysts," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 28, 1999, pp.51~82.
- Jacob, J., S. Rock, and D. Weber, "Analyst Firm Activities and Research Quality: Evidence from Earnings Forecasts," Working Paper, University of Colorado, 2004.
- Kadan, O., R. Wang, and T. Zach, "Are Analysts Still Biased? Evidence from the Post 'Global Settlement' Period," Working Paper, Washington University, 2004.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, "Corporate Ownership around the World," *Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp.471~517.
- Lim, T., "Rationality and Analysts' Forecast Bias," *Journal of Finance*, Vol. 56, 2001, pp.369~385.
- Lin, H. and M. McNichols, "Underwriting Relationships, Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 25, 1998, pp.101~127.
- Michaely, R. and K. Womack, "Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations," *Review of Financial Studies*, Vol. 12, 1999, pp.653~686.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H. Willis, "Do Security Analysts Improve Their Performance with Experience?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 35, 1997, pp.131~157.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H. Willis, "Does Forecast Accuracy Matter to Security Analysts?" *The Accounting Review*, Vol. 74, 1999, pp.185~200.
- O'Brien, P., "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 10, pp.159~193, 1988.
- Previts, G. and R. Bricker, "A Content Analysis of Sell-side Financial Analyst Company Reports," *Accounting Horizons*, Vol. 8, 1994, pp.55~70.
- Rogers, R. and J. Grant, "Content Analysis of Information Cited in Reports of Sell-side Financial Analysts," *Journal of Financial Statement Analysis*, Vol. 3, No.1, 1997, pp.17~30.
- Sinha P., L. D. Brown, and S. Das, "A Re-examination of Financial Analysts' Differential Earnings Forecast Accuracy," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 14, 1997, pp.1~42.
- Stickel, S., "Reputation and Performance among Security Analysts," *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, pp.1811~1836.

■ 부 록 ■

□ 견고성 검증

본 연구에서의 핵심적 관심변수인 특수관계 여부가 본문 <Table 5>에서는 예측오차의 부호를 나타내는 더미와 유의한 관계를 가지는 것으로 나타나는 반면, 본문 <Table 6>에서는 특수관계 여부와 예측오차의 크기가 유의한 관계를 가지지 않는 것으로 나타나고 있다. 이에 따라 예측오차의 크기와 AD 간의 관계를 선형으로 모형화하는 것은 다소 과도한 설정이었을 가능성이 제기될 수 있다. 따라서 아래에서는 이에 대한 견고성 검증으로 예측오차의 부호가 예측오차 절댓값의 크기와 관계가 있는지 여부를 살펴보는 분석을 추가하기로 한다.

<Table A-1>은 본문의 <Table 6> 중 Model I, II, III에 대하여 예측오차의 부호가 음인 경우와 양인 경우를 나누고, 각각에 있어 예측오차의 절댓값을 종속변수로 삼아 수행한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 분석의 결과는 예측오차의 부호와는 무관하게 예측오차의 절댓값은 본문에서와 마찬가지로 특수관계더미와 음의

상관관계를 가짐을 확인해 주고 있다.

또한 전체 이익예측보고서와 관심을 갖는 특수관계 증권사 소속 애널리스트에 의한 보고서 간 표본 수의 차이가 너무 심하다는 점을 감안하여 pairwise sampling에 의한 비교분석을 시행해 보았다. pair를 선정함에 있어서 동일 연도, 동일 분석 대상 기업에 대한 보고서 중 특수관계가 있는 증권사 소속 애널리스트의 분석보고서와 가장 시간적으로 근사한 시점에 발표된 특수관계가 없는 증권사 소속 애널리스트 분석보고서를 선택하였다. 분석의 결과는 본문의 분석 결과와 큰 차이를 나타내지 않았으며, 해당 결과는 <Table A-2>에 수록되어 있다.

끝으로 <Table A-3>은 본문에 보고하고 있는 예측편의 및 예측정확도 변수 이외의 통제변수들에 대한 기초통계량을 제시하고 있다.

〈Table A-1〉 Regression Results: All Samples

	Dependent Variable: <i>APE</i>					
	<i>PE</i> >0			<i>PE</i> ≤0		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	-0.0599*** (0.0119)	-0.0593*** (0.0115)	-0.0608*** (0.0116)	-0.0500*** (0.0105)	-0.0727*** (0.0100)	-0.0690*** (0.0100)
HORIZON		0.0008*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)		0.0004*** (0.0000)	0.0004*** (0.0000)
LASIZE		-0.0057*** (0.0016)	-0.0038** (0.0017)		0.0026** (0.0011)	0.0025** (0.0012)
SNUM		0.0512*** (0.0031)	0.0436*** (0.0043)		0.0251*** (0.0021)	0.0265*** (0.0027)
BETA		0.0091*** (0.0027)	0.0100*** (0.0027)		0.0013** (0.0005)	0.0017*** (0.0006)
BTM		0.0292*** (0.0023)	0.0325*** (0.0025)		0.0373*** (0.0017)	0.3938*** (0.0018)
LCAP		-0.1042*** (0.0020)	-0.1060*** (0.0021)		-0.0672*** (0.0015)	-0.0688*** (0.0015)
LTVOL		0.0555*** (0.0023)	0.0555*** (0.0024)		0.0639*** (0.0016)	0.0640*** (0.0016)
EARN_CHAN		-0.0617*** (0.0036)	-0.0574*** (0.0036)		-0.0485*** (0.0025)	-0.0490*** (0.0026)
CONSTANT	0.4070*** (0.0016)	2.0218*** (0.1055)	2.0232*** (0.1057)	0.2431*** (0.0011)	0.4359*** (0.0313)	0.4312*** (0.0319)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	91,934	74,237	74,237	61,995	49,993	49,993
R2	0.0002	0.1146	0.1169	0.0003	0.1291	0.1316
F-statistic	25.22***			22.56***	314.02***	254.89***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.

2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.

3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.

4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

<Table A-2> Regression Results: Pairwise Samples

	Dependent Variable: PE			Dependent Variable: APE		
	Model I	Model II	Model III	Model IV	Model V	Model VI
AD	-0.0219 (0.0167)	-0.0195 (0.0175)	-0.0180 (0.0174)	-0.0255* (0.0140)	-0.0307** (0.0143)	-0.0291** (0.0142)
HORIZON		0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)		0.0007*** (0.0001)	0.0007*** (0.0001)
LASIZE		0.0102 (0.0080)	0.0216** (0.0076)		0.0276*** (0.0063)	0.0284*** (0.0069)
SNUM		0.1620*** (0.0222)	0.1220*** (0.0260)		0.0842*** (0.0179)	0.0628*** (0.0208)
BETA		-0.0365 (0.0389)	-0.0562 (0.0397)		0.0122 (0.0311)	0.0160 (0.0316)
BTM		0.0372** (0.0179)	0.0460** (0.0182)		0.0845*** (0.0104)	0.0840*** (0.0103)
LCAP		-0.0618*** (0.0120)	-0.0656*** (0.0123)		-0.0977*** (0.0097)	-0.0937*** (0.0099)
LTVOL		0.0760*** (0.0145)	0.0720*** (0.0146)		0.0943*** (0.0115)	0.0905*** (0.0116)
EARN_CHAN		0.0661*** (0.0183)	0.0725*** (0.0199)		0.0441*** (0.0142)	0.0561*** (0.0156)
CONSTANT	0.1809*** (0.0128)	-0.0869 (0.2429)	-0.3517 (0.2590)	0.3157*** (0.0110)	0.1021 (0.1919)	0.0936 (0.2050)
Industry Dummy	N	Y	Y	N	Y	Y
Year Dummy	N	N	Y	N	N	Y
No. Obs.	3080	2656	2656	3080	2656	2656
R2	0.0006	0.0573	0.0678	0.0011	0.1237	0.1285
F-statistic	1.72	16.75***	14.15***	3.30*	40.33***	30.56***

Notes: 1) Dependent variables, APE and PE are defined in (1) and (2), respectively.
 2) Standard errors are in parentheses and heteroskedasticity is corrected à la White.
 3) F-statistic is the test statistics for joint significance of all explanatory variables except for the constant.
 4) *, **, and *** indicate the corresponding estimated coefficient is statistically significant at 10%, 5%, and 1% critical levels, respectively.

〈Table A-3〉 Summary Statistics

Variable	No. Obs.	Average	Median	St. Dev.
SNUM	153,929	7,001.175	6911	5,010.24
BTM	150,847	0.7929	0.4110	1.3353
LCAP	150,847	27.3028	27.2034	1.7051
EARN_CHAN	153,929	0.6611	1	0.4733
LTVOL	150,847	22.3358	27.3893	1.5751
BETA	149,145	1.0725	1.0042	1.2725
HORIZON	153,929	158.2648	153	101.207
LASIZE	129,219	21.2159	21.2201	0.9835