

애널리스트 예측이 주가지체에 미치는 영향에 관한 연구*

최희정** · 김민수***

〈요 약〉

본 연구는 애널리스트의 예측활동, 예측오차 및 낙관적 편이가 주가지체에 미치는 영향을 분석하였다. Hou and Moskowitz(2005)는 개별 기업의 수익률에 영향을 미치는 시장수익률의 현재 및 과거값의 비율에 의해 주가지체 변수를 구성하여, 정보가 개별 주식에 전파되는 속도를 측정하였다. 본 연구에서는 이러한 방법론에 따라 기업-연도별로 주가지체의 크기를 측정하였으며, 2001년부터 2018년까지 유가증권시장 및 코스닥의 제조업 기업을 대상으로 애널리스트 예측이 주가지체에 미치는 영향을 분석하였다.

분석 결과 애널리스트 커버리지가 존재하고 분석기관수가 증가할수록 주가지체가 감소하며, 예측오차 및 낙관적 편이가 크게 존재할수록 주가지체가 감소함을 관찰하였다. 이는 애널리스트가 제공하는 정보의 정확성이 향상될수록 새로운 정보가 신속하게 주가에 반영되어 주가지체가 감소하는 것을 의미한다. 이러한 결과는 Pooled OLS와 고정효과 모형, 다양한 측정변수의 사용에도 강건하게 관찰되며, 동적 패널 분석을 통해 내생성을 통제한 후에도 성립한다.

논문의 추가분석에서는 유가증권시장과 코스닥 시장에서 주가지체 현상에 차이가 있는지 분석하였으며, 기업규모와 영업의 수익성이 이러한 관계에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 애널리스트가 주가지체에 미치는 영향에서 시장에 따른 차이는 없으나, 유가증권시장에서는 낙관적 편이의 효과는 유의하지 않은 것이 관찰된다. 또한 기업규모가 크고 수익성이 호전될수록 주가가 신속하게 반응하는 관계는 애널리스트 예측이 존재하지 않는 경우에만 유의하게 관찰되어, 정보 전파에서 애널리스트가 제공하는 정보가 수행하는 역할을 확인할 수 있다.

주제어 : 주가지체, 정보전파, 애널리스트, 예측오차, 낙관적 편이

논문접수일 : 2020년 10월 06일 논문수정일 : 2020년 11월 27일 논문게재확정일 : 2020년 12월 05일

* 본 연구는 순천향대학교 학술연구비 지원으로 수행하였음

** 제1저자, 선문대학교 경영학과, 조교수, E-mail: choihjbiz@sunmoon.ac.kr

*** 교신저자, 순천향대학교 경제금융학과, 조교수, E-mail: equili@sch.ac.kr

I. 서 론

완전 정보와 합리적 투자자들의 최적화된 분산 포트폴리오를 가정하는 완전 자본시장(perfect capital market)에서는 주가는 새로운 정보에 대해 즉각적이고 완전하게 반응한다. 그러나 불완전 정보, 비대칭 정보, 조세, 공매도 제한, 유동성 또는 투자자의 감정(sentiment) 등 포트폴리오 선택과 가격 결정에 상당한 시장 마찰(friction)이 존재한다는 이론적·실증적 연구들이 축적되어 왔다. 그 결과 정보의 점진적 전파(gradual diffusion)로 인해 가격 반응이 불완전하고 지체되어 발생하게 되며, 이러한 정보 전파 속도의 기업 간 차이와 발생원인, 나아가 주식수익률에 미치는 영향에 대한 분석들도 진행되고 있다. 본 연구에서는 특히 정보의 역할을 주목하고 있는데, 불완전 정보의 존재는 신속한 가격 반응을 방해하여 새로운 정보가 주가에 반영되는 속도를 지연시키는 가장 중요한 요인 중 하나이다(Verrecchia, 1980; Callen, Govindaraj, and Xu, 2000).

Hou and Moskowitz(2005)는 주가가 반응해야 할 정보로 시장수익률의 변동을 가정하고, 개별 주식 수익률의 동 기간 및 과거 시장수익률에 대한 반응의 비율을 통해 주가지체(price delay)의 측정 방법을 제시하였다. 또한 이를 통해 주가지체의 크기에 영향을 미치는 요인들을 분석하였으며, 주가지체로 측정된 시장 마찰이 횡단적 주식 수익률에 유의하고 강건한 영향을 미치는 것을 발견하였다. Callen et al.(2013)은 회계의 질(accounting quality)이 향상될수록 현금흐름과 주가에 대한 투자자의 정보의 정확성이 높아지게 되어 주가지체를 유의하게 감소시키는 것을 보고하였으며, 김민수, 이명건(2019)은 회계적 보수주의와 비교 가능성이 주가지체에 미치는 영향을 분석하였다. 이러한 결과들은 양질의 정보가 제공될수록 불완전 정보를 감소시켜 주가의 반응을 원활하게 하는 것을 보여준다. 본 연구에서는 기업과 관련된 정보 환경을 애널리스트들의 이익 예측을 통해 측정하고, 애널리스트들의 활동 및 예측의 특성이 주가지체에 미치는 영향을 분석한다. 사적 정보의 제공 및 공적 정보의 해석을 통해 일반 투자자들에게 정보의 접근성과 정확성을 제공하는 애널리스트들의 역할은 여러 연구들에서 확인된 바 있다(Barry and Jennings, 1992; Asquith, Mikhail, and Au, 2005). 본 연구에서는 애널리스트의 활동이 증가할수록 불완전 정보를 감소시켜 주가의 반응 속도를 증가시키는지 분석하였다. 한편 애널리스트들의 예측에는 오차가 발생하며 특히 낙관적 편의(optimistic bias)가 존재하는 것으로 보고되는데(Das, Levine, and Sivaramakrishnan, 1998; Hayes and Levine, 2000), 이는 긍정적인 정보는 과대평가하는 반면 부정적인 정보는 과소평가하려는 경향에 기인한다. 이러한 오류가 존재하는 애널리스트 분석은 투자자들의 주가에 대한 사전적 예측에 불완전 정보를 축적시켜, 주가가 새로운

정보에 반응하는 속도를 감소시킬 것으로 예상된다. 본 연구에서는 애널리스트의 예측오차와 낙관적 편이가 주가지체에 미치는 영향 또한 분석하였다.

본 연구는 2001년부터 2018년까지 유가증권시장 및 코스닥 시장에 상장된 제조업 기업을 대상으로 분석을 실시하였다. 먼저 애널리스트의 분석보고서가 활발하게 발표되는 기업일수록 주가지체가 유의하게 감소하는 것으로 관찰된다. 이는 애널리스트의 분석이 불완전 정보를 감소시키고 투자자 인지(investor recognition) 또는 주의(attention)를 향상시키는 역할을 수행하여, 관련 정보가 해당 기업의 주가에 신속하게 전파된다는 가설과 부합된다. 다음으로 애널리스트의 예측오차와 낙관적 편이는 주가지체를 증가시키는 것으로 보고되어, 애널리스트가 제공하는 정보의 질(quality)이 중요하며 오히려 잘못된 정보의 제공은 주가 반응을 지연시키는 것으로 해석할 수 있다. 이상의 결과들은 기업규모, 유동성을 비롯한 변수들을 통제한 후에도 성립하는 것이며, 애널리스트의 활동 및 주가지체에 대한 다른 측정치를 사용하거나 고정효과를 고려한 경우에도 강건하게 성립되는 것이 관찰되었다.

추가분석에서는 유가증권시장과 코스닥 시장의 구분에 따라 이러한 관계가 여전히 성립하는지 살펴보았다. 분석 결과 시장의 차이가 애널리스트 예측이 주가지체에 미치는 관계에 영향을 미치지 않는 것으로 관찰된다. 단 유가증권시장에서는 낙관적 편이가 주가지체에 미치는 영향이 유의하지 않은데, 이는 유가증권시장에 상장된 기업들의 규모와 투자자 관심이 상대적으로 높아 예측의 오류가 영향을 미치지 않는 것으로 해석된다. 다음으로 기업의 규모와 영업수익성(ROA)의 두 변수를 이용한 상호작용 분석을 수행하였다. 이러한 분석은 애널리스트 활동, 기업규모가 특히 부정적 정보의 전파에 영향을 미치는 것으로 예측한 Hong, Lim, and Stein(2000)의 연구를 확장한 것이다. 분석 결과 기업규모가 증가할수록 또는 수익성이 호전될수록 주가지체가 감소되는 것은 애널리스트 커버리지가 존재하지 않는 경우에만 유의하게 관찰되는 현상이며, 애널리스트가 존재하는 경우에는 이러한 관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 애널리스트의 분석이 없는 경우에만 기업규모 및 수익성에 따라 투자자들의 관심의 차이, 부정적 정보를 숨기려는 경영자들의 기회주의적 행태 등에 따라 주가지체가 발생하는 것을 의미하는 것으로, 정보 전파에서 애널리스트의 역할을 확인시켜 주는 결과라 할 것이다.

불완전정보 등의 원인으로 발생하는 주가반응의 지체는 시장효율성 논의뿐만 아니라 주가지체의 정도가 미래 주식수익률에 예측력을 갖는다는 연구결과들(Hou and Moskowitz, 2005; Callen et al., 2013)을 고려할 때, 주가지체에 영향을 미치는 요인을 규정하는 것은 금융 이론과 현실에서 매우 중요한 문제일 것이다. 또한 지연된 주가 반응은 수익률의 급격한 하락(crash)에 영향을 미치는 요인으로 예측되고 있다(Jin and Myers, 2006). 그럼에도

주가지체의 원인이나 수익률에 미치는 영향에 대한 연구는 국내외에서 모두 매우 제한적이다. 본 연구는 금융시장에서 정보전달 역할을 수행할 것으로 기대되는 애널리스트의 정보 제공과 그 정보의 질이 주가지체에 미치는 영향을 분석한 최초의 연구이다. 또한 주가지체라는 변수를 고용하여 기존의 논문들에서 정보전과 속도에 영향을 미칠 것으로 예측되었던 요인들에 대해 직접적인 검증을 수행했다는 것도 본 연구의 공헌이라 할 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 관련된 선행연구를 정리하고 이를 발전시켜 연구가설을 제시하고, 제Ⅲ장에서는 변수를 중심으로 연구방법과 분석모형을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 애널리스트의 예측 및 예측오차가 주가지체에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과를 보고하며 제Ⅴ장에서는 논문의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설 설정

불완전 정보, 거래비용, 시장참여의 제한 등 시장마찰이 존재하는 불완전 시장에서 정보의 주가 반영에 지연이 발생한다는 이론적 연구들은 계속 축적되어 왔다. Verrecchia(1980)은 정보 분석 노력의 수준을 결정하는 게임의 분석을 통해 다른 투자자로부터 정보를 추출하여 가격에 반영하는데 지체가 발생하며 새로운 정보의 정확성이 높을수록 주가지체가 감소함을 논증하였다. Hong and Stein(1999)은 불완전 정보와 투자자들의 제한된 합리성을 가정한 연구에서 정보가 투자자 전체에 점진적으로 전파되어 단기적으로 주가의 과소반응이 발생한다고 하였다. Callen et al.(2000)은 불확실성 하에서 투자자들이 서로 학습하고 의견이 이질성이 감소하면서 주가가 평균으로 수렴하는데 시간이 소요되는 모형을 제시하였다. Peng(2005)은 정보 분석에 시간과 관심의 제약이 있는 투자자들을 가정한 모형에서 주가가 충격에 지연된 반응을 보이며 이러한 정보 전파속도에 기업 간 차이가 존재함을 증명하였다.

실증적 연구들에서는 개별 주식들이 정보에 반영하는 속도가 상이하며 일정한 특성을 가진 주식들이 먼저 반응하는 선-후행(lead-lag) 효과가 존재함을 발견하였다. 이러한 연구들은 선-후행 효과를 발생시키는 주식의 특성을 규명하려 하였으며, 방법론적으로는 선-후행 포트폴리오의 교차 자기상관(cross autocorrelation)의 존재여부를 분석하였다. Lo and Mackinlay(1990)은 대형주 포트폴리오가 소형주 포트폴리오의 수익률에 선행하며 컨트레리안(contrarian) 투자전략에서 교차 자기상관의 역할을 강조하였다. Brennan et al.(1993)은 애널리스트 수가 많은 기업과 적은 기업의 수익률 사이에 선후행 관계가 존재함을 발견하였다. Chordia and Swaminathan(2000)은 기업규모를 통제한 후에도 거래량이 높은 포트폴리오가 선행하는 것을 밝혀, 유동성이 주가 반응속도에 영향을 미치는 것을 확인하였다.

Hou(2007)은 기업 규모에 의한 선-후행 관계는 산업 내(intra-industry)의 관계에 의한 것이며, 이러한 효과는 부정적 정보의 느린 전파에 기인한다고 하였다. 또한 산업 내에서 애널리스트 활동, 거래량, 시장지배력이 높은 기업의 수익률이 다른 기업들을 선행하는 것을 발견하였다.

이상의 연구들은 특정 요인에 따른 포트폴리오 분류에 따른 수익률의 선-후행 관계와 그에 따른 투자전략의 수립과 수익률 평가에 크게 기여하였으나, 정보의 주가 반영 속도에 대해 한 가지 요인에 대한 분석만이 가능한 제약이 존재하였다. 반면 Hou and Moskowitz (2005)는 시장 수익률에 대한 반응속도를 이용하여 주가지체(price delay) 변수의 구성을 제안하였다. 이를 통해 기업-연도 별로 주가 반응 속도를 측정할 수 있게 되었으며, 주가지체에 영향을 미치는 여러 요인들의 영향을 종합적으로 직접 분석할 수 있게 되었다.

본 연구에서는 애널리스트들의 정보제공 역할에 주목하여, 애널리스트의 활동과 예측의 정확성이 주가지체에 미치는 영향을 분석한다. 정보에 대한 접근가능성, 처리능력 및 획득 비용의 차이 등으로 인해 투자자들의 정보 활용이 제한적인 상황에서 정보제공과 해석 및 처리 역할을 수행하는 애널리스트가 투자자들에게 도움을 준다는 증거들은 여러 문헌에서 검증되었다. 애널리스트 정보의 유용성은 사적 정보를 제공하는 역할(Barry and Jennings, 1992; Bradley et al., 2014)과 공적 정보의 해석을 제공하는 역할(Asquith et al., 2005; Altinkilic and Hansen, 2009) 모두에서 가치와 중요성이 인식될 수 있다. 따라서 여러 연구들에서 애널리스트 커버리지¹⁾를 정보의 투명성 및 품질의 대용변수로 사용하고 있다(Lang, Lins, and Miller, 2004). 한편 선행연구들은 애널리스트들의 예측오차와 편의의 존재도 경고하고 있다. 특히 애널리스트들은 기업의 긍정적인 정보(양(+))의 이익예측)는 과대평가하는 반면, 부정적인 정보(음(-))의 이익예측)는 과소평가하는 것으로 보고된다(Easterwood and Nutt, 1999; Amir and Ganzach, 1998). 임병권, 윤평식(2015)은 애널리스트 커버리지 중단 전후의 정보환경을 분석하였는데, 커버리지 중단 이후 음(-)의 초과수익이 지속되었으며 중단 기업의 예측편의가 더 낙관적인 것을 보고하였다. 애널리스트 투자의견이 주가수익률에 미치는 연구도 다수 존재한다. 엄운성(2014)은 애널리스트 투자의견 하향이 비정상수익률에 유의한 음의 영향을 미치며, 이러한 효과는 코스닥 시장에서 더 크게 발생하는 것을 관찰하였다. 또한 김성신, 손판도(2010)는 이익예측에 대한 애널리스트들의 의견불일치가 높은 기업에서 분기별 수익률과 비정상수익률이 유의하게 낮은 것을 보고하였다. 강상구, 임현일(2015)은 애널리스트 활동이 확대될수록 기업의 불투명성과 주가급락(crash) 위험이 감소하는 반면,

1) 애널리스트 커버리지는 한명 이상의 애널리스트가 해당 기업에 대해 분석 및 예측하여 기업의 정보를 공개적으로 제공할함을 의미한다.

낙관적 편이가 증가할수록 기업의 불투명성과 주가급락 위험이 증가하는 것을 관찰하였다.

투자자들은 이용가능한 정보들을 사용하여 기업의 현금흐름과 주가에 대한 사전적(preexisting; baseline) 정보집합을 형성하고, 새로운 정보가 발견되면 이를 반영하여 주가에 대한 예측을 업데이트하는 과정을 계속한다. Verrecchia(1980)에서는 사전적 정보가 동일한 경우 새로운 정보의 질이 정보전파의 속도에 미치는 영향을 설명한 반면, Callen et al.(2000)과 Callen et al.(2013)은 새로운 정보를 동일한 것으로 고정하고 사전적 정보의 질에 따른 정보 전파의 속도를 분석하였다. 본 연구에서는 후자의 방법론에 따라, 사전적 정보 즉 애널리스트의 예측과 정확성이 상이한 주식들이 동일한 새로운 정보 즉 시장수익률 변동에 어떻게 반응하는지 검증한다. 먼저 애널리스트의 커버리지가 존재하고 분석기관수가 많을수록 투자자들에게 관련 정보의 제공이 높아져 주가지체가 감소할 것으로 예측한다.

가설 1: 애널리스트 커버리지가 존재하고 분석기관수가 증가할수록 주가지체가 감소한다.

반대로 사전적 정보의 신뢰성이 낮다면, 미래 현금흐름과 주가에 대한 불확실성이 확대되고 투자자 의견의 이질성도 증가할 것이다. 이에 따라 새로운 정보에 대한 업데이트 과정이 느리게 진행될 것이고, 주가지체가 크게 발생할 것이다. Callen et al.(2000)은 정보의 오차(noise)가 클수록 주가가 적정 가치에 수렴하는 속도가 감소할 것으로 예측하였다. 본 연구에서는 사전정보의 오차로 애널리스트 보고서의 예측오차와 낙관적 편이의 두 가지 변수를 사용하며, 주가지체와 양(+)의 관계를 가질 것으로 예측한다.

가설 2: 애널리스트의 예측오차 또는 낙관적 편이가 증가할수록 주가지체가 증가한다.

마지막으로 상호작용 분석을 통해 이상의 결과가 유가증권시장-코스닥시장 간 차이가 존재하는지 살펴보고, 기업의 규모와 수익성에 따라 어떻게 변화하는지 분석한다. Hong, Lim, and Stein(2000)은 정보의 점진적 전파 모형을 실증적으로 검증하면서, 기업규모의 효과를 통제한 후에도 애널리스트 분석의 양이 작은 기업일수록 정보전파의 속도가 지체되며, 특히 부정적 정보가 느리게 전파되는 것을 발견하였다. 이는 정보의 전파속도에 이러한 변수들이 상호작용한다는 의미이며, 애널리스트가 주가지체에 미치는 영향이 기업규모 또는 정보의 성격에 따라 비대칭적으로 변화함을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 이러한 요인들의 영향을 분석하기 위해 다음의 가설들을 추가적으로 검증한다.

- 가설 3-1: 애널리스트가 주가지체에 미치는 영향은 시장에 따라 상이할 것이다.
- 가설 3-2: 기업의 규모가 증가할수록 애널리스트가 주가지체에 미치는 영향이 감소할 것이다.
- 가설 3-3: 기업의 수익성에 대한 정보가 부정적일수록 애널리스트가 주가지체에 미치는 영향이 증가할 것이다.

Ⅲ. 분석자료 및 모형

1. 표본

본 연구의 표본기간은 2001년부터 2018년까지로 하였으며 표본 기업은 유가증권시장과 코스닥에 상장된 제조업체를 대상으로 하였다. 금융업 기업은 계정과목의 성격이 제조업체와 상이하기 때문에 분석에서 제외하였다. 분석을 위해 필요한 수익률, 거래량 및 재무제표상의 변수들은 모두 Fn-Guide에서 추출하였으며, 애널리스트 활동 및 예측오차와 관련된 자료도 Fn-Guide를 이용하였다. 애널리스트 예측의 경우 12월 말을 기준으로 3개월 및 6개월 동안의 기간으로 추출하였기 때문에, 결산월이 12월인 기업만을 분석에 포함하였다. 극단치에 의한 결과의 왜곡을 방지하기 위해 주간수익률의 절대값이 400% 이상인 기업-연도는 분석에서 제외하였으며, 모든 변수는 양측의 1% 수준에서 윈저라이즈(winsorize)하여 사용하였다.

2. 변수의 정의

1) 주가지체(Price Delay)

Hou and Moskowitz(2005)는 개별 기업의 주가가 정보에 얼마나 신속하게 전파(diffuse)되는가를 측정하기 위해, 시장수익률에 반응하는 속도를 측정하는 주가지체 개념을 제시하였다. 즉, 개별 주식의 수익률이 반응해야 할 뉴스 또는 충격으로 시장수익률의 변동을 가정한 것이다. 본 연구에서는 이 논문의 방법론에 따라, 먼저 각 기업의 주간 수익률(weekly return)에 대해 다음과 같은 회귀식을 회계연도별로 추정하였다.

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_j R_{m,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_j^{(-n)} R_{m,t-n} + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

이 식에서 $r_{j,t}$ 는 주식 j의 수익률이며 $R_{m,t}$ 는 시장수익률을 의미한다. 만약 기업 j의 주가가 시장수익률 변동에 즉시 반응한다면 β_j 는 유의한 값을 나타내지만, 과거(lagged) 시장 수익률의 계수들($\delta_j^{(-n)}$)은 0에 가까운 값을 갖게 될 것이다. 반면, 주가가 지체되어 반응한다면, 과거 시장수익률에 영향을 받는 부분이 증가하여 유의한 설명력을 갖는 $\delta_j^{(-n)}$ 계수가 존재할 것이다. 이러한 논리에 따라 Hou and Moskowitz(2005)에서는 현재 및 과거 시장수익률에 의해 결정되는 부분(R^2)의 비율을 이용하여, 다음과 같이 주가지체(Delay1)를 구성한다.

$$\text{Delay1} = 1 - \frac{R_{\delta_j^{(-n)}}^2 = 0, \forall n \in [1,4]}{R^2} = 1 - \frac{R_{\text{restricted}}^2}{R_{\text{unrestricted}}^2} \quad (2)$$

위의 (2)식에서 제시된 바와 같이, 주가지체(Delay1)는 (1)식의 회귀분석에서 $\delta_j^{(-n)}$ 이 모두 0이라는 제약 하의 회귀분석의 $R_{\text{restricted}}^2$ 을 이러한 제약이 없는 회귀분석의 $R_{\text{unrestricted}}^2$ 로 나눈 비율을 1에서 차감하여 계산한다. 더 많은 설명변수를 포함한 $R_{\text{unrestricted}}^2$ 이 $R_{\text{restricted}}^2$ 에 비해 큰 값을 갖게 되어, 결과적으로 주가지체는 0과 1 사이의 값을 갖는다. Delay1이 클수록 개별 주식수익률의 변동 중 현재 수익률보다 과거 수익률에 의해 설명되는 비율이 상대적으로 크다는 것으로, 시장수익률이 해당 주식의 수익률에 지연되어 반영되는 것을 의미한다. 즉, 이 연구에서는 주가가 반응해야 할 공통의 정보로 시장수익률을 상정하여, 시장 전반의 (market-wide) 정보가 얼마나 신속하게 개별 주가에 전파되는지를 측정하여 주가지체 변수(Delay1)를 구성한 것이다. 분석의 강건성 검증을 위해, (1)식을 (중분류) 산업의 가치가중(value-weighted) 수익률에 대해 추정하여 산업 전반의 정보에 대한 주가지체를 계산하고 이를 Delay2로 정의하였다.

2) 애널리스트 예측의 특성

애널리스트의 예측활동 및 예측의 정확성을 측정하기 위해, Fn-Dataguide에서 제공하는 애널리스트 기관 수와 평균 합의치(consensus) 자료를 이용하였다.

먼저 애널리스트 커버리지(Analcover)는 분석기간 동안 애널리스트의 분석보고서가 발표된 경우 1의 값을 부여하는 이항변수이다. 애널리스트의 분석보고서가 존재하는 기업의 비율은 43.49%(3개월 기준)로 한국의 경우 애널리스트의 분석대상 기업이 제한적인 것으로 관찰된다. 다음으로 애널리스트 기관 수에 1을 더한 후 로그를 취하여 Log(nanal) 변수를 구성하여, 애널리스트 활동의 정도를 측정하였다.

다음으로 애널리스트 이익예측의 정확성을 측정하기 위해 이익예측오차와 낙관적 예측성향의 두 가지 변수를 구성하여 분석에 이용하였다. 이익예측오차(Analyst forecast error; AFE)는 애널리스트의 주당순이익(EPS) 예측치 평균에서 실제 주당순이익을 차감한 후, 기초주가로 나누어 표준화하였다.

$$AFE = |EPS \text{ 예측치 평균} - \text{실제 EPS}| / \text{기초주가} \quad (3)$$

낙관적 예측성향(Bias)은 예측오차의 방향성을 측정하는 변수로서, 애널리스트의 이익예측이 실제 이익보다 높을 경우에는 낙관적인 예측성향을 의미하며, 반대의 경우는 비관적인 예측성향의 크기를 나타낸다. 따라서 해당 기업에 대한 애널리스트 전반의 평균적인 낙관적 편의를 측정하여, 긍정적 또는 부정적 정보에 대해 주가반응이 어떤 차이를 보이는지 분석하기 위해 포함하였다.

$$Bias = (EPS \text{ 예측치 평균} - \text{실제 EPS}) / \text{기초주가} \quad (4)$$

분석에 사용된 모든 애널리스트 관련 변수들은 매년 12월 말을 기준으로 3개월 및 6개월에 대해 각각 구성하여 변수의 명칭에 반영하였다.

3) 통제변수

기존의 여러 연구들에서 주가에 정보가 전파되는 속도에 대한 다양한 변수들이 고려되어 왔다. 본 연구에서는 기존 연구들에서 주가반응 속도에 영향을 미치는 것으로 예측되었던 변수들을 포함하여, 기업의 특성 및 거래 행태와 관련된 요인들을 통제한다.

먼저 추세를 차감한(detrended) 월간 평균 주식회전율(Dturn)은 평균 월간 주식회전율에서 전년도의 평균 월간 주식회전율을 차감하여 계산한다. 주식회전율은 월간 거래량을 상장 주식수로 나누어 구하였다. 주식회전율은 통상적으로 유동성을 측정하는 변수로 여러 연구들에서 유동성이 정보전파 속도를 증가시킬 것으로 예측하였다. 또한 주식회전율을 주식에 대한 투자자들의 관심(attention)을 측정하는 변수로 해석하는 연구들에 따르면 주식 거래가 활발할수록 주가가 정보에 신속하게 반응할 것으로 추론할 수 있다. 반면 Chen et al.(2001)에서는 회전율을 통해 투자자 간 의견 차이(difference of opinion)를 측정했는데, 이러한 논리에 따르면 주가지체가 증가할 가능성도 존재한다. 따라서 주식회전율이 주가지체에 미치는 영향은 실증분석에서 확인해야 할 문제이다.

기업-연도별로 주간 수익률의 표준편차와 평균을 구하여 수익률의 변동성(Sigma)과 평균수익률(Avgret)을 구성하였다. 주식의 시가총액에 로그를 취하여 기업규모를 측정하였는데, Hong, Lim, and Stein(2000)에서는 부정적 정보(bad news)가 긍정적 정보보다 느리게 전파되며, 기업의 규모가 작을수록 부정적 정보의 전파가 더 지연되는 것을 확인하였다. 또한 Hou(2007)는 산업 내에서 규모가 작은 기업이 관심부족(inattention)으로 인해 정보의 전파가 지연될 수 있음을 지적하였다. 주식의 시장가치 대 장부가치의 비율(MBratio)을 포함하였으며, 장기부채를 총자산으로 나누어 레버리지(LEV) 변수를 구성하였다. 마지막으로 당기순이익을 기초자산으로 나누어 총자산수익률(ROA)을 구하였는데, 이는 기업의 수익성이 긍정적인지 부정적인지에 따라 정보의 전파 속도에 미치는 영향을 측정할 수 있을 것으로 판단된다.

IV. 실증분석

1. 기초통계 및 단변수 분석

본 연구는 2001년부터 2018년까지 유가증권시장 및 코스닥 시장에 상장된 기업들을 대상으로 분석을 진행하였으며, 모든 변수들에 대한 측정치가 이용가능한 26,189개의 기업-연도를 포함한다. 애널리스트의 이익예측오차와 낙관적 편향의 보고서가 발표된 기업만 측정 가능하므로 표본의 크기에 차이가 있다. <표 1>은 표본의 기초통계량을 보고하고 있으며, 아래쪽에 변수들의 정의를 설명하고 있다.

시장수익률을 기초로 주가지체를 측정한 Delay1의 평균은 0.4785로 이는 과거 시장수익률을 포함한 모형에 비해 현재 시장수익률만을 포함한 모형의 R^2 가 47.58% 감소함을 의미한다. 이러한 값은 Hou and Moskowitz(2005), Callen et al.(2013) 등에서 보고한 미국 주식시장의 주가지체에 비해 현저히 높은 값인데, 이는 한국의 주식들이 미국에 비해 상대적으로 정보 전파의 속도가 느린 것을 의미한다. Delay1은 중앙값에서도 0.4322로 큰 값이 보고되어, 상당수의 기업의 주가에 정보가 느리게 전파되는 것이 발견된다. 동일 산업의 수익률을 기초로 측정한 Delay2 역시 평균(0.4261)과 중앙값(0.3610)이 비교적 큰 값으로 보고되나 Delay1보다 낮게 측정되어, 개별 주식의 수익률이 시장 전체보다 동일산업의 변동에 더 신속하게 반응하는 것을 보여준다.

연구의 주요 변수인 애널리스트 관련 변수들은 연도 말을 기준으로 3개월 및 6개월 동안의 예측보고서들에 대해 구성하였다. 애널리스트 분석보고서가 1개 이상의 기관에서 보고되는

기업의 비율은 3개월과 6개월 동안 각각 43.49%, 45.16%로 보고되어, 애널리스트의 분석 대상기업이 적은 수이며 기간을 확장하더라도 크게 증가하지 않는 것으로 관찰된다. 3개월 동안 평균적으로 약 1.74개의 애널리스트 분석보고서가 발표되며, 애널리스트 커버리지가

<표 1> 기초통계량

<표 1>은 분석에 사용된 표본기업들의 정의와 요약통계량이다. 표본은 2001년부터 2018년까지 유가증권시장과 코스닥에 상장된 기업을 대상으로 하였다.

Variable	Obs.	Mean	Std.Dev.	Min	Q1	Median	Q3	Max
Delay1	26189	0.4785	0.3021	0.0233	0.2124	0.4322	0.7428	0.9994
Delay2	26189	0.4261	0.3075	0.0070	0.1545	0.3610	0.6798	0.9988
Analcover3	26189	0.4349	0.4958	0	0	0	1	1
Analcover6	26189	0.4516	0.4977	0	0	0	1	1
Log(nanal3)	26189	0.5375	0.7928	0	0	0	0.6931	3.0445
Log(nanal6)	26189	0.6127	0.8722	0	0	0	0.6931	3.1781
AFE3	10885	0.1085	0.2515	0.0002	0.0089	0.0286	0.0916	1.8648
AFE6	11403	0.1107	0.2492	0.0003	0.0103	0.0317	0.0957	1.8350
Bias3	10885	0.0853	0.2388	-0.2594	0.0001	0.0186	0.0783	1.7248
Bias6	11403	0.0879	0.2399	-0.2686	0.0007	0.0211	0.0828	1.7248
Dturn	26189	-0.0010	0.0251	-0.0994	-0.0062	-0.0005	0.0037	0.1016
Sigma	26189	7.4722	3.6486	1.9803	4.8498	6.6672	9.2719	20.0752
Avgret	26189	0.2861	1.0951	-2.5315	-0.3562	0.1715	0.8458	3.8150
Lnmtcap	26189	11.3213	1.5603	8.3710	10.2734	11.1094	12.0980	16.2028
MBratio	26189	1.2713	0.8380	0.4202	0.7985	1.0144	1.4105	5.5024
LEV	26189	0.4252	0.2259	0.0334	0.2474	0.4160	0.5777	1.0955
ROA	26189	-0.0127	0.1755	-0.9325	-0.0255	0.0240	0.0654	0.2975

[변수설명]

Delay1	Hou and Moskowitz(2005)에서 제시한 주가지체: 시장수익률 이용
Delay2	Hou and Moskowitz(2005)에서 제시한 주가지체: 산업수익률 이용
Analcover3	회계말 기준 3개월 이내 애널리스트 커버리지 여부에 따른 이항변수
Analcover6	회계말 기준 3개월 이내 애널리스트 커버리지 여부에 따른 이항변수
Log(nanal3)	(3개월간 애널리스트 분석기관수+1)의 자연로그 값
Log(nanal6)	(6개월간 애널리스트 분석기관수+1)의 자연로그 값
AFE3	3개월간 애널리스트 예측오차 (식 (3)에 정의)
AFE6	6개월간 애널리스트 예측오차 (식 (3)에 정의)
Bias3	3개월간 애널리스트의 낙관적 편의 (식 (4)에 정의)
Bias6	6개월간 애널리스트의 낙관적 편의 (식 (4)에 정의)
Dturn	추세를 제거한 월간 주식회전율
Sigma	주간 수익률의 표준편차
Avgret	주간 수익률의 회계연도별 평균
Lnmtcap	주식 시가총액의 자연로그 값
MBratio	주식의 시장 대 장부가치 비율
LEV	재무적 레버리지 (총부채/총자산)
ROA	총자산 수익률 (순이익/ 기초 자산)

존재하는 기업으로 한정하면 평균은 약 4.01개, 중앙값은 1개, 최대 31개의 애널리스트 보고서가 발표되어 기업 간 차이가 크며, 매우 큰 양(+)의 왜도를 갖는다. 애널리스트의 이익예측오차와 낙관적 편향의 두 변수 간 차이의 큰 것으로 나타나, 애널리스트의 예측이 실제 이익보다 높게 예측하려는 성향이 존재함을 보여준다.

<표 2>에서는 주가지체와 변수들 사이의 관계를 분석하기 위한 포트폴리오 분석 결과를 보고하고 있다. 먼저 샘플들을 주가지체(Delay1)를 기준으로 5개의 구간(quintiles)으로 분류한 후, 포트폴리오에 포함된 기업-연도들의 평균값과 유의성 검증 결과를 보고하였다. 먼저 Delay1을 보면 주가지체가 낮은 주식들의 평균은 0.0994인 반면 높은 주식들은 평균 0.9301로 그 차이가 1% 수준에서 유의하여, 정보전파 속도에서 기업 간 차이가 매우 큰 것을 확인할 수 있다. 다음으로 주가지체가 낮은 포트폴리오에 속한 기업은 애널리스트의 수가 크며 주가지체가 높은 포트폴리오의 기업은 애널리스트 수가 적은 관계가 단조적으로(monotonically) 관찰되며, 이러한 차이 역시 매우 유의한 것이다. 또한 이익예측오차와 낙관적 편향도 주가지체와 단조적인 증가 관계가 유의하게 관찰된다. 이러한 포트폴리오 구성을 통한 단변수 분석(univariate-analysis)을 통해, 애널리스트의 분석이 활발할수록, 또는 애널리스트의 예측오차와 편향이 감소할수록 주가지체가 적게 발생하는 것을 확인할 수 있다. 주가지체와 통제변수들 간의 관계를 살펴보면, 주가지체가 높은 기업은 회전율이 높고 수익률의 변동성이 크며 평균 수익률은 높고 기업규모가 작으며 수익성(ROA)이 낮은 것으로 관찰되었다.

<표 2> 주가지체의 포트폴리오 분석

<표 2>는 2001년부터 2018년까지 26,189 기업-연도 표본을 주가지체를 기준으로 5개의 그룹으로 분류한 후 각 변수의 평균을 보고한다. 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

	Low	2	3	4	High	High-Low
Delay1	0.0994	0.2529	0.4349	0.6750	0.9301	0.8307***
Log(nanal3)	0.8448	0.6178	0.4908	0.3998	0.3344	-0.5105***
Log(nanal6)	0.9560	0.7069	0.5670	0.4565	0.3774	-0.5786***
AFE3	0.0909	0.1021	0.1231	0.1220	0.1161	0.0252***
AFE6	0.0938	0.1056	0.1230	0.1237	0.1189	0.0251***
Bias3	0.0727	0.0808	0.0930	0.0966	0.0928	0.0201***
Bias6	0.0757	0.0844	0.0942	0.0987	0.0953	0.0196***
Dturn	-0.0051	-0.0035	-0.0008	0.0014	0.0029	0.0080***
Sigma	7.0710	7.1490	7.3818	7.6539	8.1050	1.0340***
Avgret	0.0789	0.2063	0.2968	0.4032	0.4450	0.3661***
Lnmktcap	11.7284	11.4486	11.2521	11.1296	11.0481	-0.6804***
MBratio	1.1548	1.2222	1.2487	1.3177	1.4130	0.2582***
LEV	0.4295	0.4235	0.4223	0.4206	0.4299	0.0003
ROA	0.0164	0.0036	-0.0113	-0.0217	-0.0508	-0.0672***

<표 3> 상관관계 분석

이 표는 변수 간 피어슨(Pearson) 상관계수를 보여준다. 변수는 <표 1>에 정의되었으며, *, **, *** 은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) Delay1	1												
(2) Delay2	0.575***	1											
(3) Analcover3	-0.189***	-0.276***	1										
(4) Log(nanal3)	-0.221***	-0.332***	0.773***	1									
(5) AFE3	0.045***	0.081***	.	-0.206***	1								
(6) Bias3	0.037***	0.073***	.	-0.180***	0.896***	1							
(7) Dturn	0.119***	0.077***	-0.012**	-0.003	0.057***	0.050***	1						
(8) Sigma	0.101***	0.085***	-0.191***	-0.206***	0.321***	0.274***	0.280***	1					
(9) Avgret	0.118***	0.059***	0.048***	0.055***	-0.058***	-0.083***	0.323***	0.282***	1				
(10) Lnmktcap	-0.153***	-0.305***	0.481***	0.692***	-0.293***	-0.266***	0.053***	-0.292***	0.179***	1			
(11) MBRatio	0.105***	-0.008	0.081***	0.119***	-0.066***	-0.037***	0.072***	0.258***	0.277***	0.282***	1		
(12) LEV	-0.002	0.013**	-0.044***	-0.001	0.272***	0.244***	0.025***	0.213***	-0.076***	-0.101***	-0.193***	1	
(13) ROA	-0.132***	-0.137***	0.229***	0.228***	-0.548***	-0.620***	-0.052***	-0.423***	0.216***	0.283***	0.195***	-0.314***	1

단변수분석의 마지막 단계로서 <표 3>은 변수들 간 상관계수를 보고하고 있다. 공간의 제약으로 애널리스트 관련 변수들은 3개월 간 예측보고서의 결과만을 보고하였다. 상관관계 역시 위의 포트폴리오 분석 결과와 유사하게 관찰되는데, 애널리스트 커버리지와 분석기관수는 유의한 음의 상관관계를, 애널리스트 예측오차와 낙관적 편의는 유의한 양의 상관관계를 갖는다. 통제변수에서도 거래회전을, 수익률 변동성, 평균수익률은 유의한 양의 상관계수, 기업규모와 수익성은 유의한 음의 상관계수가 관찰되어, <표 2>의 포트폴리오 분석과 유사한 결과를 확인할 수 있다.

2. 회귀 분석결과

1) 애널리스트 활동과 주가지체

앞의 단변수 분석을 통해 애널리스트 커버리지와 분석기관의 수는 주가지체와 음의 관계를 갖는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 정보 전파속도에 영향을 미치는 다른 변수들을 고려하지 않은 결과이므로, 본 절에서는 다변량 회귀분석의 결과를 제시한다.

본 연구의 첫 번째 가설의 검증을 위해 애널리스트 활동과 주가지체의 관계를 분석한 결과를 <표 4>에 보고한다. 먼저 시장수익률을 기초로 계산한 주가지체 변수인 Delay1을 종속변수로 하고, 연도 말 기준 3개월 동안의 애널리스트 커버리지와 분석기관수로 애널리스트 활동을 측정하였다. 통합패널(pooled OLS) 분석 결과를 보면 애널리스트의 커버리지가 존재하는 기업의 주가지체가 유의하게 감소하는 것을 관찰할 수 있다. 또한 분석기관 수에 로그를 취한 $\text{Log}(\text{anal3})$ 도 유의한 음의 계수가 보고되어, 애널리스트의 수가 증가할수록 주가지체가 감소하는 것이 관찰된다. 다음으로 동일한 모형에 대해 개별기업의 고정효과(fixed effect)를 고려한 회귀분석을 실시한 결과, 동일한 결과를 확인할 수 있었다. 이상의 결과는 애널리스트의 예측활동이 증가할수록 정보전파의 속도가 높아져 주가지체가 감소한다는 첫 번째 가설을 지지하는 것으로 판단된다.

분석에 포함된 통제변수들의 경우도 단변수 분석과 유사한 결과를 확인할 수 있다. 기업규모가 커질수록 주가지체가 감소하는 것은 기존의 여러 연구결과들과 부합하는 결과이다. 또한 총자산수익률(ROA)은 주가지체와 유의한 음의 관계를 갖는다. 이러한 결과는 부정적 정보가 느리게 전파하며, 이러한 관계는 기업규모가 커질수록 악화된다는 Hong, Lim, and Stein(2000)과 부합하는 결과로 해석할 수 있다. 주목할 또 하나의 변수는 주식회전율(Dturn)이 주가지체를 유의하게 증가시키는 것으로 관찰되며, 이러한 결과는 이후의 분석에서도 일관되게 관찰된다. 이는 유동성이 높은 포트폴리오가 낮은 포트폴리오를

선행한다는 Chordia and Swaminathan(2000)의 연구결과와는 상반된 것으로, 이는 개별 기업을 대상으로 할 경우 Chen et al.(2001)의 연구에서와 같이 주식회전율이 투자자 간 의견 차이를 대리측정(proxy)하여 오히려 주식회전율이 증가할수록 주가지체가 증가하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 그 외에도 수익률변동성(Sigma), 평균 주식수익률(Avgret), 시장/장부가격 비율(Mbratio)은 주가지체를 유의하게 증가시키는 것이 관찰된다.

<표 4> 애널리스트 예측이 주가지체에 미치는 영향

이 표는 애널리스트 커버리지와 애널리스트의 수가 주가지체에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 보고한다. 첫 두 열은 pooled OLS 결과이며, 다음 두 열은 고정효과(fixed effect) 회귀분석의 결과이다. []안의 숫자들은 t-value를 나타낸다. 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Variables	OLS	OLS	FE	FE
	(1) Delay1	(2) Delay1	(3) Delay1	(4) Delay1
Analcover3	-0.0352*** [-8.544]		-0.0288*** [-5.935]	
Log(nanal3)		-0.0236*** [-7.076]		-0.0243*** [-5.545]
Dturn	0.7595*** [10.736]	0.7578*** [10.707]	0.7192*** [10.077]	0.7228*** [10.124]
Sigma	0.0065*** [9.944]	0.0067*** [10.208]	0.0076*** [10.179]	0.0075*** [10.102]
Avgret	0.0245*** [11.574]	0.0241*** [11.323]	0.0270*** [11.945]	0.0269*** [11.888]
Lnmtcap	-0.0411*** [-26.445]	-0.0374*** [-18.992]	-0.0432*** [-11.325]	-0.0418*** [-10.711]
MBratio	0.0256*** [10.366]	0.0252*** [10.160]	0.0180*** [4.912]	0.0188*** [5.140]
LEV	-0.0257*** [-3.147]	-0.0231*** [-2.819]	-0.0015 [-0.113]	0.0008 [0.057]
ROA	-0.1220*** [-10.123]	-0.1261*** [-10.481]	-0.0621*** [-4.276]	-0.0609*** [-4.191]
Constant	0.6226** [2.387]	0.5601** [2.144]	0.6856*** [16.942]	0.6685*** [16.261]
dummy	ind, year	ind, year	year	year
Obs.	26,189	26,189	26,189	26,189
R-squared	0.261	0.260	0.226	0.226

2) 애널리스트 예측오차 및 편의와 주가지체

<표 5>는 연구의 두 번째 가설인 애널리스트의 예측오차와 낙관적 편의가 주가지체에 어떤 영향을 미치는지에 대한 분석결과를 보고한다. 마찬가지로 연말을 기준으로 3개월간의 애널리스트 보고서를 대상으로 하였으며, 시장수익률 변동에 대한 주가지체를 종속변수로 사용한 결과이다. <표 5>의 결과를 보면 애널리스트 예측오차와 낙관적 편의가 증가할수록 주가지체가 유의하게 증가하며 이러한 결과는 통합패널 분석과 고정효과 모형 모두에서 일관되게 관찰된다. 이는 애널리스트가 제공하는 정보의 정확성 또는 품질이 저하될수록 투자자 일반이 잘못된 사전적 예측치를 형성하도록 하며, 따라서 새로운 정보에 대해 충분한

<표 5> 애널리스트 예측 오류, 낙관적 편의와 주가지체의 관계

이 표는 애널리스트 예측 오류 및 낙관적 편의가 주가지체에 미치는 영향에 대한 회귀분석 결과를 보고한다. 첫 두 열은 pooled OLS 결과이며, 다음 두 열은 고정효과(fixed effect) 회귀분석의 결과이다. []안의 숫자들은 t-value를 나타낸다. 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Variables	OLS	OLS	FE	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delay1	Delay1	Delay1	Delay1
AFE3	0.0528*** [4.466]		0.0527*** [3.564]	
Bias3		0.0348*** [2.694]		0.0305* [1.940]
Dturn	1.3263*** [9.206]	1.3346*** [9.258]	1.1499*** [7.327]	1.1554*** [7.357]
Sigma	-0.0012 [-1.023]	-0.0007 [-0.591]	0.0006 [0.421]	0.0011 [0.729]
Avgret	0.0299*** [9.137]	0.0294*** [8.991]	0.0318*** [8.708]	0.0320*** [8.735]
Lnmtcap	-0.0418*** [-21.764]	-0.0423*** [-22.067]	-0.0331*** [-5.144]	-0.0363*** [-5.712]
MBratio	0.0245*** [6.960]	0.0245*** [6.931]	0.0126** [2.017]	0.0139** [2.214]
LEV	-0.0032 [-0.242]	0.0011 [0.084]	-0.0129 [-0.520]	-0.0094 [-0.380]
ROA	0.0138 [0.540]	0.0058 [0.213]	0.0132 [0.389]	0.0045 [0.123]
Constant	0.5998** [2.461]	0.6100** [2.502]	0.6148*** [8.533]	0.6479*** [9.086]
dummy	ind, year	ind, year	year	year
Obs.	10,885	10,885	10,885	10,885
R-squared	0.308	0.308	0.268	0.268

반응이 일어나는 것을 저해하는 것으로 해석된다. 특히 애널리스트 예측에 낙관적 편의(Bias)가 존재한다면, 행태재무학의 관점에서 볼 때 투자자들은 이러한 낙관적 사전정보에 집착(anchoring)이 발생하게 되어 새로운 정보에 대한 수정과 반응이 적절하게 일어나지 않는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

3) 강건성 검정(Robustness Check)

이상의 분석에서는 애널리스트의 활동과 예측오차 및 편의가 주가지체에 미치는 영향을 통합패널과 고정효과 모형을 통해 분석하였다. 본 절에서는 애널리스트 및 주가지체 변수의 계산 방법을 다르게 하여 강건성 검증을 실시한다.

먼저 <표 6>은 연말 기준 6개월 동안의 애널리스트 보고서를 대상으로 커버리지, 예측오차 및 낙관적 편의를 계산하였다.²⁾ 애널리스트의 평균 합의치(consensus)를 이용하는 경우 예측시점의 차이로 인해 이익예측치의 특성에 차이가 발생할 가능성을 고려하여 예측 발표 시점의 차이를 통제하기 위해 3개월 및 6개월 간의 자료를 통한 결과를 모두 보고한다(신일항 외 2인, 2014; 손성규 외 2인, 2016). 또한 본 연구에서는 애널리스트의 예측이 투자자들의 사전적 예측 형성과 수정을 통해 주가지체에 미치는 효과를 분석하고 있기 때문에, 애널리스트 예측의 기간을 변화시켜 여전히 투자자들의 판단에 유의미한 영향을 미치는지 분석하는 의미 역시 중요할 것이다. <표 6>의 결과를 보면 애널리스트 분석기간을 6개월로 확장한 경우에도 애널리스트 커버리지가 존재하고 분석 기관수가 증가할수록 주가지체는 감소하고, 애널리스트 예측오차 및 편의가 증가할수록 주가지체가 증가하는 유의한 관계를 다시 한 번 관찰할 수 있다.

Hou(2007)은 기업 규모에 따른 선후행 관계가 동일 산업 내(intra-industry) 기업에서 더 강력하게 관찰되며 산업 내 효과를 통제하면 시장 수준의 선후행 관계가 더 이상 유의하지 않은 것을 보고하였다. 기업의 수익률은 산업 전반의(industry-wide) 변동에 더 민감하게 반응하며, 이러한 변동에 대한 반응 속도의 기업 간 차이가 발생할 가능성이 높다고 할 것이다. 이러한 의미에서 시장수익률 대신 산업 별 수익률을 이용한 주가지체(Delay2)를 종속변수로 이용한 결과를 <표 7>에서 보고한다. 이를 위해 중분류 산업코드에 따라 산업 별 가치가중(value-weighted) 수익률을 사용하였다. 분석 결과를 보면 애널리스트 커버리지와 분석 기관수는 주가 지체를 감소시키며 애널리스트 예측 오류의 존재는 주가지체를 증가시키는 결과를 다시 확인할 수 있다.

2) 표의 간결성을 위해 <표 6>과 <표 7>에서 모든 통제변수의 추정결과는 보고하지 않았다. 보고되지 않은 통제변수들의 추정값은 이전의 분석결과와 질적으로 동일한 것으로 관찰되었다.

<표 6> 강건성 검증: 6개월 간 애널리스트 예측과 주가지체

이 표는 6개월간 애널리스트 예측 변수들이 주가지체에 미치는 영향에 대한 OLS 회귀분석 결과를 보고한다. []안의 숫자들은 t-value를 나타낸다. 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Variables	(1) Delay1	(2) Delay1	(3) Delay1	(4) Delay1
Analcover6	-0.0378*** [-9.269]			
Log(nanal6)		-0.0241*** [-7.959]		
AFE6			0.0517*** [4.394]	
Bias6				0.0315** [2.484]
Obs.	26,189	26,189	11,403	11,403
R-squared	0.261	0.261	0.306	0.305

<표 7> 강건성 검증: 산업별 수익률을 이용한 주가지체

이 표는 산업별 가치가중(value-wighted) 수익률을 이용하여 계산한 주가지체에 대한 회귀분석 결과이다. []안의 숫자들은 t-value를 나타낸다. 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Variables	(1) Delay2	(2) Delay2	(3) Delay2	(4) Delay2
Analcover3	-0.0584*** [-14.331]			
Log(nanal3)		-0.0460*** [-13.983]		
AFE3			0.0434*** [3.816]	
Bias3				0.0254** [2.042]
Obs.	26,189	26,189	10,885	10,885
R-squared	0.303	0.303	0.319	0.318

강건성 검증의 세 번째 단계로 회귀분석의 내생성 문제를 고려하였다. 본 논문의 가설은 애널리스트의 예측이 주가의 반응속도에 미치는 인과관계를 고려하였다. 그러나 기업 규모나 성숙도 등 기업의 내재적 요인에 의해 주가의 반응속도가 높은 기업에 애널리스트의 예측 활동이 활발하게 발생하는 역의 인과관계(reverse causality)가 발생하여, 회귀분석에 내생성이 존재할 가능성이 있다. 본 연구에서는 이러한 내생성 문제의 경감을 위해, Arellano and Bover(1995), Blundell and Bond(1998)에 의해 제시된 시스템 GMM 동적 회귀분석을

실시하고 그 결과를 <표 8>에 보고하였다. 이들에 의하면 패널 모형에서 내생성을 해결하기 위한 도구변수로 종속변수의 수준변수(level variable)와 차분변수의 과거값(lagged value)을 사용할 경우 효율적인 일치추정량을 구할 수 있다. 본 논문에서는 종속변수의 1계 과거값을 설명변수에 포함하도록 설정하였다. <표 8>의 결과를 보면, 먼저 종속변수인 주가지체의 과거값이 유의한 양의 계수로 관찰되는데 주가지체의 특성이 기업 내에서 지속되는 것을 의미한다. 연구의 주요 설명변수들을 보면, 애널리스트 커버리지와 분석기관 수는 유의한 음의 계수를, 예측오차는 유의한 양의 계수를 가지는 것으로 관찰되어, 내생성을 통제한 후에도 본 연구의 가설들이 지지되는 것을 확인할 수 있다.

<표 8> 강건성 검증: 동적 패널 회귀분석(System GMM)분석 결과

이 표는 Arellano and Bover(1995), Blundell and Bond(1998)에서 제시된 system GMM 모형을 이용한 동적 패널분석 결과를 보고한다. []안의 숫자들은 z-value를 나타낸다. 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
L.delay1	0.0576*** [8.054]	0.0567*** [7.922]	0.0543*** [4.527]	0.0555*** [4.625]
Analcover3	-0.0320*** [-4.533]			
log(nanal3)		-0.0326*** [-4.830]		
AFE3			0.0565** [2.540]	
Bias3				0.0050 [0.215]
Dturn	0.8602*** [9.849]	0.8570*** [9.814]	1.2975*** [6.201]	1.3234*** [6.318]
Sigma	-0.0146*** [-15.829]	-0.0147*** [-15.866]	-0.0233*** [-13.102]	-0.0234*** [-13.114]
Avgret	0.0411*** [17.438]	0.0411*** [17.419]	0.0416*** [10.868]	0.0428*** [11.183]
Lnmktcap	-0.0307*** [-6.770]	-0.0298*** [-6.554]	-0.0572*** [-6.962]	-0.0588*** [-7.173]
MBratio	0.0092 [1.598]	0.0096* [1.668]	0.0002 [0.022]	0.0009 [0.094]
LEV	0.0438* [1.821]	0.0469* [1.952]	-0.0892* [-1.892]	-0.0837* [-1.774]
ROA	-0.0582*** [-2.855]	-0.0555*** [-2.719]	-0.0967** [-1.986]	-0.1404*** [-2.684]
Constant	0.8367*** [15.707]	0.8289*** [15.557]	1.1910*** [11.548]	1.2133*** [11.806]
Obs.	23,672	23,672	9,394	9,394
N(firms)	2,323	2,323	1,660	1,660

3. 추가 분석

이상의 분석에서 시장 전반의 변동에 대한 개별 주식의 정보전파의 속도가 애널리스트 예측과 그 정확성에 따라 달라지는 것을 확인하였다. 이번 장에서는 애널리스트와 주가지체의 관계에 영향을 미칠 것으로 예상되는 세 가지 요인의 영향을 추가적으로 분석한다. 먼저 1절에서는 유가증권시장과 코스닥 시장의 차이가 주가지체에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 제시한다.

한편 Hong et al.(2000)에 따르면 부정적 정보가 더 느리게 전파되며, 이러한 현상은 기업규모가 작고 애널리스트 분석이 낮을수록 더 강하게 나타난다. 또한 Hou(2007)에서도 규모에 따른 산업 내 선후행 관계가 부정적 정보일 경우 더 강력하게 발생하는 것을 보고하였다. 이러한 요인들의 영향을 분석하기 위해 2, 3절에서는 포트폴리오 분석 및 교차항 분석을 통해 기업규모와 수익성이 주가지체에 어떤 영향을 미치는지 분석한다.

1) 시장구분에 따른 주가지체

이전의 분석에서는 유가증권시장과 코스닥에 상장된 모든 기업을 대상으로 분석을 진행하였으나, 두 시장은 산업, 애널리스트 분석 행태, 주요 투자자의 구성 및 투자행태, 투자자들의 관심 등에서 차이가 존재하며 주가지체의 크기도 상이할 수 있다. 두 시장 간 차이가 존재하는지에 대한 추가 분석의 결과를 <표 9>에 보고한다. 표의 간결성을 위해 주요 관심변수들의 추정결과만을 보고하였다. Panel A와 B는 각각 유가증권시장과

<표 9> 시장 구분에 따른 주가지체

이 표는 애널리스트 유가증권시장 및 코스닥 시장의 시장구분이 주가지체에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 보고한다. []안의 숫자들은 t-value를 나타낸다. 변수의 정의는 <표 1>과 같으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Panel A: 유가증권(KOSPI) 시장

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Analcover3	-0.0636*** [-10.038]			
log(nanal3)		-0.0478*** [-10.750]		
AFE3			0.0248* [1.741]	
Bias3				0.0056 [0.345]
Observations	10,999	10,999	5,556	5,556
R-squared	0.331	0.332	0.327	0.327

<표 9> 시장 구분에 따른 주가지체(계속)

Panel B: 코스닥(KOSDAQ) 시장

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Analcover3	-0.0548*** [-10.130]			
log(nanal3)		-0.0488*** [-9.699]		
AFE3			0.0658*** [3.414]	
Bias3				0.0513*** [2.582]
Observations	15,190	15,190	5,329	5,329
R-squared	0.265	0.265	0.280	0.280

코스닥시장에 대해 별도로 분석한 결과를 보고한다. 분석결과에서 애널리스트 커버리지와 분석기관의 수는 음의 계수를, 예측오차와 낙관적 편향의 양의 계수를 갖는 것이 관찰된다. 주목할 점은 유가증권시장에서는 예측오차와 낙관적 편향의 유의성이 감소하는 것을 관찰할 수 있는데, 이는 표본의 개수가 감소한 것에 기인하는 부분도 있겠으나, 유가증권시장에 상장된 기업들은 상대적으로 기업규모가 크고 투자자들의 관심이 높아 예측오류가 주가지체에 미치는 영향이 제한적인 것으로 해석할 수 있을 것이다.

2) 기업규모와 주가지체

애널리스트 예측과 주가지체의 관계에 기업규모가 어떤 영향을 미치는지 분석하기 위해 먼저 포트폴리오를 구성한 후 각 포트폴리오의 주가지체의 차이를 분석하였다. 이를 위해 기업규모에 따라 주식들을 3그룹으로 분류한 후 애널리스트 존재 여부에 따라 비조건부로 분류(unconditional sorting)한 결과를 <표 10>의 Panel A에 보고하였다. 각 포트폴리오에 대해 주가지체(Delay1)의 평균을 보고하며, 괄호안의 숫자들은 포함된 주식들의 개수를 의미한다. 기업의 개수를 보면 애널리스트 커버리지가 존재하는 기업들은 기업규모가 큰 기업들이 대부분인데 반해, 커버리지가 없는 기업들은 기업규모가 중간 이하인 경우들이 대부분인 것을 확인할 수 있다. 전체적으로 보면 애널리스트 커버리지가 있는 경우의 주가지체(0.4132)가 그렇지 않은 경우(0.5287)보다 작으며, 규모가 작은 기업들의 주가지체(0.5157)가 큰 기업들(0.4342)보다 유의하게 큰 차이를 보이는 것을 확인할 수 있다. 그러나 포트폴리오를 구분하여 보면 이러한 관계가 일차원적으로 나타나지 않는 것도 역시 관찰할 수 있다. 즉, 애널리스트 커버리지가 존재하지 않는 경우에는(Analcover3 = 0) 기업규모가

증가할수록 주가지체가 단조적으로 감소하며, 포트폴리오 간 차이는 유의한 것으로 관찰된다($t = -7.365$). 반면 애널리스트 커버리지가 존재하는 경우에는 단조적인 관계가 존재하지 않으며 오히려 기업규모가 큰 기업의 주가지체가 작은 기업보다 유의하게 큰 것으로 관찰된다($t = 3.2158$). 이러한 결과는 애널리스트의 정보제공이 없는 경우에는 규모가 큰 기업의 정보전파가 신속하지만 애널리스트 정보제공이 존재하는 경우에는 규모에 의한 정보전파의 속도가 역전되는 것을 의미한다. 즉, 애널리스트 커버리지가 존재하지 않는 경우에는 규모가 큰 기업의 투자자들의 관심이 크고 정보전파의 속도가 빠르지만, 애널리스트 커버리지가 존재하는 경우에는 오히려 기업규모가 작은 기업의 투자자들이 애널리스트의

<표 10> 기업규모의 영향

이 표는 애널리스트 예측과 주가지체와의 관계에 기업규모(시가총액)가 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. Panel A는 포트폴리오 분석결과이다. 표본 주식들을 애널리스트 커버리지에 따라 분류하고 기업규모에 따라 3개의 그룹으로 분류한 후, 각 그룹 별로 주가지체의 평균을 보고하였다. 괄호 안의 숫자들은 각 그룹에 포함된 주식의 개수를 의미하며, 그룹 간 차이에 대한 t-검정 결과를 보고하였다. Panel B는 기업규모의 교차항을 포함한 회귀분석 결과를 보고한다. []안의 숫자들은 t-value를 나타내며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Panel A: 포트폴리오 분석

Analcover3	Market Cap.			Total	High-Low
	Low	2	High		
0	0.5488 (6,938)	0.5173 (5,592)	0.4952 (2,269)	0.5287 (14,799)	-0.0536 ($t = -7.365$)
1	0.3876 (1,791)	0.4288 (3,138)	0.4128 (6,461)	0.4132 (11,390)	0.0251 ($t = 3.2158$)
Total	0.5157 (8,729)	0.4855 (8,730)	0.4342 (8,730)	0.4785 (26,189)	-0.0815 ($t = -17.856$)

Panel B: 회귀분석 결과

Variables	(1) Delay1	(2) Delay1
Analcover3	-0.2814*** [-9.646]	
Log(nanal3)		-0.1526*** [-9.506]
Analcover3 × Lnmktcap	0.0221*** [8.523]	
Log(nanal3) × Lnmktcap		0.0099*** [8.216]
Lnmktcap	-0.0566*** [-23.660]	-0.0454*** [-20.687]
Obs.	26,189	26,189
R-squared	0.263	0.262

정보제공에 영향을 더 많이 받게 되고 이에 따라 주가지체가 감소하게 되는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

<표 10>의 Panel B는 상호작용 변수를 포함시켜 회귀분석을 실시하였으며, 관련된 변수들의 결과만을 보고하였다. 결과를 보면 애널리스트 커버리지와 분석기관의 수, 기업 규모는 모두 유의하게 주가지체를 감소시키지만, 이들의 상호작용 변수는 유의한 양의 값을 가지는 것으로 관찰된다. 이 결과는 위의 포트폴리오 분석에서 애널리스트 커버리지가 존재하는 경우 기업규모가 커질수록 주가지체가 유의하게 증가하는 것을 확인시켜 주는 것이라 할 것이다.

3) 기업의 수익성과 주가지체

이번 절에서는 기업의 총자산수익률(ROA)이 애널리스트와 주가지체 사이의 관계에 어떤 영향을 미치는지를 분석한다. 기본적으로 애널리스트가 제공하는 정보는 당해 기간의 이익에 관한 것으로, 그들이 제공하는 정보가 긍정적인지 부정적인지는 ROA를 통해 식별할 수 있을 것이다. 따라서 본 절의 분석은 수익성이 애널리스트의 분석과 어떻게 작용하여 주가지체를 발생시키는지를 검증하는 것이다.

위의 분석과 마찬가지로 먼저 포트폴리오 분석에서는 총자산수익률에 따라 3그룹으로 분류한 후 애널리스트 커버리지 여부에 따라 비조건부 분류한 결과를 보고한다. <표 11>의 (Panel A)에서 전체적으로는 ROA가 높은 주식들의 주가지체(0.4553)는 ROA가 낮은 주식들의 주가지체(0.5199)가 보다 유의하게 작은 것으로 관찰되어, 부정적 정보가 지연되어 전파된다는 것을 다시 확인할 수 있다. 그러나 이러한 관계 역시 애널리스트 커버리지 여부와의 상호작용을 보면 일차원적이지 않은 것을 확인할 수 있다. 즉 애널리스트 커버리지가 존재하지 않는 경우에는 수익성이 호전될수록 주가지체가 단조적으로 감소하며, 수익률 포트폴리오 간의 주가지체가 유의하게 차이가 존재하는 것을 관찰할 수 있다($t = -8.7541$). 반면, 애널리스트 커버리지가 존재하는 경우에는 수익률에 따른 주가지체가 단조적인 관계도 존재하지 않으며 유의한 차이가 관찰되지도 않는다($t = 0.6178$). 기업의 경영진은 긍정적인 정보는 신속하게 발표하는 반면 부정적 정보의 전파는 지연시키는 경향이 존재하여 주가지체가 심화되는데, 애널리스트의 분석이 존재하는 경우에는 투자자에게 제공되는 정보가 증가하여 이러한 관계가 더 이상 성립하지 않는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

<표 11>의 (Panel B)에서는 상호작용변수를 포함한 회귀분석 결과를 보고하고 있다. 애널리스트 커버리지, 분석기관의 수, 수익성 모두 주가지체를 유의하게 감소시키지만, 이들의 상호작용변수는 유의한 양의 계수가 관찰된다. 이러한 결과는 위의 포트폴리오

분석의 결과와 일관된 것으로 해석될 것이다.

<표 11> 총자산수익률(ROA)의 영향

이 표는 애널리스트 예측과 주가지체와의 관계에 총자산수익률(ROA)이 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. Panel A는 포트폴리오 분석결과이다. 표본 주식들을 애널리스트 커버리지에 따라 분류하고 ROA에 따라 3개의 그룹으로 분류한 후, 각 그룹 별로 주가지체의 평균을 보고하였다. 괄호 안의 숫자들은 각 그룹에 포함된 주식의 개수를 의미하며, 그룹 간 차이에 대한 t-검정 결과를 보고하였다. Panel B는 ROA의 교차항을 포함한 회귀분석 결과를 보고한다. []안의 숫자들은 t-value를 나타내며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 그리고 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

Panel A: 포트폴리오 분석

Analcover3	ROA			Total	High-Low
	Low	2	High		
0	0.5619 (6,249)	0.5023 (4,921)	0.5072 (3,629)	0.5287 (14,799)	-0.0547 (t= -8.7541)
1	0.4141 (2,480)	0.4057 (3,809)	0.4184 (5,101)	0.4132 (11,390)	0.0044 (t= 0.6178)
Total	0.5199 (8,729)	0.4602 (8,730)	0.4553 (8,730)	0.4785 (26,189)	-0.0646 t= -14.1839

Panel B: 회귀분석 결과

Variables	(1)	(2)
	Delay1	Delay1
Analcover3	-0.0367*** [-8.892]	
Log(nanal3)		-0.0320*** [-9.044]
Analcover3 × ROA	0.1443*** [6.158]	
Log(nanal3) × ROA		0.1460*** [6.994]
ROA	-0.1549*** [-11.757]	-0.1581*** [-12.291]
Obs.	26,189	26,189
R-squared	0.262	0.262

V. 결 론

시장 또는 기업의 특성으로 인해 주가가 신속하게 반응하지 못하는 마찰적 요인들은 가격결정이론에서 핵심적인 주제 가운데 하나로, 여러 연구들에서 횡단면적 주가 수익률에 대한 설명력을 갖는 것으로 인식되고 있다. 주가지체라는 간결한 측정방법의 도입으로

인해 이러한 마찰적 요인들의 원인을 규명하고 수익률에 대한 영향을 연구하는 것이 가능해졌다.

주가지체를 이용한 연구는 재무이론의 다양한 영역으로 확장될 수 있을 것으로 기대된다. 먼저 경영진의 기회주의적인 행태와 이를 경감시키는 여러 기제들을 지배구조 등 기업 특성과 연결하여 다양한 연구들이 진행될 수 있으며, 시장의 미시적 구조나 거래 행태, 투자자들의 감정적 요인 등이 주가지체에 미치는 영향의 분석도 가능할 것이다. 특히 이러한 요인들이 주가지체를 통해 수익률에 미치는 영향을 고려한다면, 주식시장에 대한 함의와 시사점이 큰 연구주제일 것이다.

본 연구에서는 애널리스트의 예측활동과 오류가 주가지체에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 애널리스트의 정보제공이 원활할수록 주가지체가 감소하며 예측오류가 증가할수록 주가지체가 증가하는 것을 관찰하였다. 이는 애널리스트의 예측이 투자자 집단의 정보 집합에 영향을 미쳐 이후의 정보 반영과 수정에 영향을 미치게 되는 과정으로 설명할 수 있을 것이며, 애널리스트의 정보 제공 역할을 중요성을 확인하는 결과이다.

참 고 문 헌

- 강상구, 임현일, “애널리스트 낙관주의와 불투명성 및 주가급락에 관한 연구”, 금융연구, 제29권 제2호, 2015, 1-36.
- 김민수, 이명건, “회계정보의 보수주의와 주가지체현상에 관한 연구”, 경영연구, 제34권 제4호, 2019, 29-50.
- 김성신, 손판도, “애널리스트의 이익예측에 대한 의견불일치와 주가수익률간의 관계”, 재무관리연구, 제27권 제3호, 2010, 1-27.
- 손성규, 김태동, 신일항, “노동조합과 재무분석가 이익예측”, 회계저널, 제25권 제5호, 2016, 1-32.
- 신일항, 이호영, 이은철, “내부회계관리제도에 대한 양적·질적 측면의 인적자원 투자가 재무분석가 이익예측 특성에 미치는 영향: 재무부서에 대한 분석을 중심으로”, 회계·세무와 감사 연구, 제56권 제1호, 2014, 57-88.
- 엄윤성, “애널리스트 투자의견 하향의 투자가치와 티핑: 공매도 금지기간 전후의 비교”, 재무관리연구, 제31권 제4호, 2014, 151-178.
- 임병권, 윤평식, “애널리스트 커버리지 중단과 기업가치의 관련성에 관한 연구”, 재무관리연구, 제32권 제2호, 2015, 171-199.
- Altinkilic, O. and R. Hansen, “On the Information Role of Stock Recommendation Revisions,” *Journal of Accounting and Economics*, 48, (2009), 17-36.
- Amir, E. and Y. Ganzach, “Overreaction and Underreaction in Analysts’ Forecasts,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 37, (1998), 333-347.
- Arellano, M. and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, 68, (1995), 29-51.
- Asquith, P., M. B. Mikhail, and A. S. Au, “Information Content of Equity Analyst Report,” *Journal of Financial Economics*, 75, (2005), 245-282.
- Barry, C. and R. Jennings, “Information and Diversity of Analyst Opinion,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, (1992), 169-183.
- Blundell, S. and S. Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel-Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87, (1998), 115-143.
- Bradley, D., J. Clarke, S. Lee, and C. Ornathanalai, “Are Analysts’ Recommendations Informative? Intraday Evidence on the Impact of Time Stamp Delays,” *Journal of*

- Finance*, 69, (2014), 645-673.
- Brennan, M. J., N. Jegadeesh, and B. Swaminathan, "Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information," *Review of Financial Studies*, 6, (1993), 799-824.
- Callen, J., S. Govindaraj, and L. Xu, "Large Time and Small Noise Asymptotic Results for Mean Reverting Diffusion Processes with Applications," *Economic Theory*, 16, (2000), 401-419.
- Callen, J. L., M. Khan, and H. Lu, "Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns," *Contemporary Accounting Research*, 30, (2013), 269-295.
- Chen, J., H. Hong, and J. Stein, "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 61, (2001), 345-381.
- Chordia, T. and B. Swaminathan, "Trading Volume and Cross-Autocorrelation in Stock Returns," *Journal of Finance*, 55, (2000), 913-935.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan, "Earnings Predictability and Bias in Analysts Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 73, (1998), 277-294.
- Easterwood, J. C. and S. R. Nutt, "Unefficiency in Analysts' Earning Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?," *Journal of Finance*, 54, (1999), 1777-1797.
- Hayes, R. M. and C. B. Levine, "An Approach to Adjusting Analysts' Consensus Forecasts for Selection Bias," *Contemporary Accounting Research*, 17, (2000), 61-83.
- Hong, H., T. Lim, and J. Stein, "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage and the Profitability of Momentum Strategies," *Journal of Finance*, 55, (2000), 265-295.
- Hong, H. and J. C. Stein, "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets," *Journal of Finance*, 54, (1999), 2143-2184.
- Hou, K., "Industry Information Diffusion and the Lead-Lag Effect in Stock Returns," *The Review of Financial Studies*, 20, (2007), 1113-1138.
- Hou, K. and T. J. Moskowitz, "Market Frictions, Price Dealy, and the Cross-Section of Expected Returns," *The Review of Financial Studies*, 18, (2005), 981-1020.
- Jin, L. and C. S. Myers, " R^2 around the World : New Theory and New Tests," *Journal of Financial Economics*, 79, (2006), 257-292.
- Lang, M. H., K. V. Lins, and D. P. Miller, "Concentrated Control, Analyst Following

and Valuation: Do Analyst Matter Most When Investors Are Protected Least?," *Journal of Accounting Research*, 42, (2004), 589-623.

Lo, A. W. and A. C. Mackinlay, "When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?," *Review of Financial Studies*, 3, (1990), 175-205.

Peng, L., "Learning with Information Capacity Constraints," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, (2005), 307-329.

Verrecchia, R., "The Rapidity of Price Adjustments to Information," *Journal of Accounting and Economics*, 2, (1980), 63-92.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 37, Number 4, December 2020

The Effect of Analysts' Forecasting on Price Delay: Evidence from Korea

Heejung Choi* · Min-Su Kim**

〈Abstract〉

Contrary to the perfect capital market hypothesis, substantial theoretical and empirical researches demonstrate that stock price adjusts to information with delay and this effect is asymmetric. In this paper, using parsimonious measure of price delay suggested by Hou and Moskowitz (2005), we investigate the firm-level relation between analyst forecasting and stock price delay.

Our research question is how analyst forecasting impacts the stock price delay. With a sample of Korean listed and non-financial firms for the period of 2001 through 2018, we find that firms with analyst coverage and larger number of analyst followings are more likely to incorporate information with less delay. We further examine how the analyst forecasting quality, proxied by forecast error and optimistic bias, is related to the stock price delay. We find that firms with poor forecasting quality are associated with significantly greater price delay. These results are consistent with the hypothesis that analyst play a crucial role in price formation process and informational quality affect timely adjustment of information. These findings are robust to alternative measures of analyst forecasting and price delay as well as the use of firm fixed effect. As an additional test, we examine whether these relations vary with the firm size and ROA. In particular, only when firms have no analyst followings, firms with larger size and higher ROA is associated with low level of stock price delay. This finding confirms slow diffusion of bad news of firms with small size and less analyst followings, as studied in Hong et al.(2000), Hou(2007) previously.

Keywords : Price Delay, Information Diffusion, Analyst Following, Forecast Error, Optimistic Bias

* First Author, Assistant Professor, Department of Business Administration, Sunmoon University, E-mail: choihjbiz@sunmoon.ac.kr

** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics and Finance, Soonchunhyang University, E-mail: equili@sch.ac.kr