



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경영학 석사 학위논문

주도기업의 펀더멘털 변화에 따른 동 산업내의 주가 변화

2015 년 12 월

서울대학교 대학원

경영학과 재무전공

박성철

주도기업의 펀더멘털 변화에 따른 동 산업내의 주가 변화

지도 교수 고 봉 찬

이 논문을 경영학 석사 학위논문으로 제출함
2015 년 12 월

서울대학교 대학원
경영학과 재무전공
박성철

박성철의 경영학 석사 학위论문을 인준함
2015 년 12 월

위 원 장 _____ (인)

부위원장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

초 록

본 연구는 Hameed et al. (2015)의 연구를 바탕으로 2006년-2014년 기간 동안 국내 KOSPI와 KOSDAQ 주식 시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 2가지 가설에 대한 실증분석을 실시하였다. 첫째, 애널리스트는 동 산업 내 기업들의 펀더멘털(Fundamental)과 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업들에 대한 보고서를 더 많이 작성한다는 것을 보였다. 이 결과는 애널리스트들이 우선적으로 여러 기업들을 평가하는데 유용한 정보를 생산한다는 정보중개자모형(profit-maximizing information intermediaries)(Veldkamp 2006)을 지지한다. 둘째, 애널리스트 커버리지가 높으면서 동 산업 내 기업들과의 펀더멘털 상관관계가 가장 높은 기업을 주도기업으로 정의하여, 주도 기업에 대한 애널리스트 이익예측치 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가를 유의하게 변화시킨다는 결과를 얻었다. 특히 애널리스트 보고서가 없는 기업과 애널리스트 커버리지가 낮은 기업들의 주가를 유의하게 변화시켰다. 이 결과는 기업의 애널리스트 커버리지가 높을수록 주가동조성이 높은 원인을 시장정보로 밝힌 기존 연구(Chan and Hameed 2006; 박정진 2007)와 달리 애널리스트 커버리지가 높은 기업의 고유 정보가 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상(Information Spillover Effects)때문에 주가동조성이 생긴다는 것을 보여냈다.

주요어: 애널리스트, 주도기업(bellwether firms), 정보전이효과,

이익추정치, 애널리스트 커버리지, 이익 극대화 정보중개자 모형,
주가 동조성 (comovement)

학 번: 2014-20466

목 차

국문 초록

제 1 장 서론	1
제 1 절 연구의 의의와 목적	1
제 2 절 기존 문헌 연구	6
제 3 절 논문의 구성	8
제 2 장 펀더멘털 상관관계와 애널리스트 커버리지	9
제 1 절 표본 설정 및 변수 설명	9
제 2 절 요약 통계량	14
제 3 절 회귀 분석 결과	15
제 3 장 주도기업 펀더멘털 변화와 동 산업 내 주가 반응	17
제 1 절 주도 기업의 정의 및 요약 통계량	17
제 2 절 정보전이 효과	18
제 3 절 애널리스트 보고서 중단에 따른 정보전이 효과	22
제 4 절 강건성 테스트	25
제 5 절 기관투자자 거래와 주도 기업 효과	28
제 4 장 결론	32
참고문헌	40
Abstract	41

표 목 차

[Table 1] 요약 통계량	34
[Table 2] 애널리스트 커버리지의 결정요인	35
[Table 3] 주도기업의 요약 통계량	36
[Table 4] 주도기업의 애널리스트 Lag 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향	38

[Table 5] 주도기업의 애널리스트 Contemporaneous이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향.....	39
[Table 6] 애널리스트 보고서 중단과 주도기업의 이익 추정치가 동 산업 내 기업의 주가에 미치는 영향의 관계.....	40
[Table 7] 주도기업의 애널리스트 Lag이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업 제외	41
[Table 8] 주도기업의 애널리스트 Lag이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업 제외	42
[Table 9] 주도기업의 애널리스트 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 수익률 lead-lag 관계 통제 후	43
[Table 10] 주도기업의 개별 애널리스트 이익 추정치 변경과 기관투자자 거래	44

그림 목차

[Figure 1] 연도별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균	37
[Figure 2] 산업별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균	37

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 의의와 목적

본 연구에서는 Hameed et al. (2015)의 연구를 바탕으로 2006-2014년 기간 동안 국내 KOSPI와 KOSDAQ 주식 시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 2가지 가설에 대한 실증분석을 실시하였다. 첫째, 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업일수록 따르는 애널리스트의 수가 더 많은지 분석하였다. 둘째, 많은 애널리스트들이 따르는 기업 중 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업을 주도기업(Bellwether firm)으로 정의하여, 주도기업의 펀더멘털 변화가 동 산업 내 다른 기업들에게 영향을 미칠 수 있는지 확인해 보았다.

애널리스트들은 정보취득을 하기 위해서는 고정비용이 들며, 그들이 생산하는 정보는 규모에 따른 이익체증의 법칙을 따른다. Veldkamp(2006)은 애널리스트들이 자신들의 이익을 최대화하려는 정보중개자로서, 생산해내는 정보의 속성을 고려하여 가장 가치 있는 정보를 생산하려 한다는 이익극대화 중개자 모형을 주장하였다. 또한 투자자들은 정보의 취득비용이 비싸기 때문에 합리적으로 다른 자산들과 동조성을 띄는 정보를 우선적으로 취득하여 여러 관련된 자산들을 평가하려고 할 것이라고 주장하였다. 따라서 애널리스트들은 개별기업 정보 중개자로서, 자신들의 이익을 최대화하기 위해 다른 기업들의 펀더멘털과 가장 관련이 깊은 기업에 대한 정보를 공급을 할 유인이 크다. 한편

투자자들은 다른 주식들과 관련이 깊은 기업에 관련된 정보를 통해 정보가 없거나 적은 다른 주식들을 평가할 것이다. (Hameed et al. 2015). 따라서 위의 내용에 따라 2가지 가설을 생각해볼 수 있다.

가설 1.

같은 산업 내 기업들의 펀더멘털과 더 상관관계가 높은 펀더멘털을 갖는 기업은 애널리스트 커버리지가 높다.

가설 2.

애널리스트 커버리지가 높으면서 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계를 갖는 기업을 주도기업(bellwether firms)으로 정의하여, 주도기업의 펀더멘털 변화가 산업 내 다른 기업들의 주가를 유의하게 변화시킨다.

가설 1의 의미는 다른 기업들의 펀더멘털과의 상관관계가 한 기업의 애널리스트 커버리지의 결정요인이라는 것이다. 선행 연구에 따르면 애널리스트 커버리지는 여러 개별기업의 특성과 관련이 있다. Bhushan(1989)에 의하면 기본적으로 애널리스트 정보는 수요와 공급의 원리에 의하여 작동하며, 수요와 공급의 균형점에서 애널리스트 수가 결정된다고 주장하였고, 애널리스트의 수는 기업규모, 수익률의 분산과 양(+)의 관계를 증명하였다. 규모가 큰 기업일수록 더욱 많은 애널리스트를 유인하며 이는 애널리스트가 기업을 분석하려면 많은 고정 비용이 소요되는데 큰 기업일수록 정보취득 비용이 낮을 수 있으며, 큰 거래를 통해 보상을 받을 수 있기 때문이다. 또한 공개된 정보가 일정하다는 가정하에 수익률의 분산이 클수록 사적인 정보가 담겨 있을 가능성을 내포한다. 따라서 이익을 낼 수 있는 기회임에 따라 애널리스트에 대한 수요가 많을 것이라

고 주장하였다. Alford and Berger(1989)는 거래회전율이 높은 기업일수록 더욱 많은 수수료가 발생하기 때문에 애널리스트는 거래회전율이 높은 기업을 선호하게 된다고 주장하였다. 또한 O' Brien and Bhushan(1990)는 애널리스트들의 주요 고객인 기관투자자들의 지분율이 높은 기업들을 따르는 애널리스트들의 수가 많다는 것을 보였으며, Piotroski and Roulstone(2004)에 따르면 기업이 사업 구조가 단순할수록 애널리스트들의 정보취득 비용이 낮아 애널리스트들의 공급이 많을 것이라고 하였다. 따라서 가설 1을 테스트하기 위해 위에 언급된 개별기업 특성들을 통제변수로 활용할 것이다.

가설 1은 주도 기업 효과(bellwether firm effect)를 내포하고 있다. 주도 기업을 애널리스트 커버리지가 높으면서 동산업 내 기업들의 펀더멘털의 상관관계 가장 높은 기업으로 정의한다면, 투자자들은 다른 주식들과 관련이 깊은 기업인 주도 기업의 관련된 정보를 통해 정보가 없거나 적은 다른 주식들을 평가할 것이기 때문이다. 따라서 주도 기업으로부터 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상(Information Spillover Effects)가 일어날 것이다. 이에 따라 가설 2를 생각해 볼 수 있다. 주도기업의 펀더멘털 변화는 애널리스트 컨센서스 이익 추정치 변경으로 측정하여 산업 내 다른 기업들의 주가를 유의하게 변화시키는 지 볼 것이다.

이 논문이 얻은 결과는 다음과 같다. KOSPI와 KOSDAQ 시장에서 위의 2가지 가설이 지지됨을 확인하였다. 다른 기업들의 펀더멘털과 상관관계가 높은 펀더멘털을 갖는 기업일수록

애널리스트 커버리지가 높은 것을 확인 할 수 있었다. 또한 매년 각 산업 내에서 애널리스트 커버리지 상위 1/3 기업 중 동 산업 내 다른 기업들의 펀더멘털과 상관관계가 가장 높은 기업을 주도기업이라고 정의하여, 주도 기업의 애널리스트 이익추정치 변경에 따라 동 산업 내 기업들의 현재 주가 및 미래 주가를 유의하게 변화시킨다는 결과를 얻을 수 있었다. 특히 애널리스트 보고서가 없는 기업과 애널리스트 커버리지가 낮은 기업들의 주가를 유의하게 변화시켰다.

추가적으로 본 연구의 결과의 다른 가능한 설명들에 대해 테스트 해 보았다. 첫 번째 가능성은 모멘텀 현상에 영향을 받았을 가능성이다. Hong, Lim, and Stein(2000)에 의하면 기업 시가총액을 통제한 상태에서 애널리스트 커버리지가 적은 기업들의 가격 모멘텀 현상이 더 두드러지게 나타나는 경향이 있다. 본 연구에서는 lag 주가 수익률, 기업의 lag 이익 관련된 정보를 이용하여서 결과가 모멘텀 현상에 영향을 받은 것이 아니라는 것을 보였다. 두 번째 가능성은 같은 애널리스트들이 커버하는 회사들의 수익률의 동조성(Comovement)이 나타나는 이유는 한 명의 애널리스트가 보통 여러 기업들의 보고서를 작성하는데 동일한 정보를 이용하기 때문이라는 것이다(Israelsen 2014; Muslu, Rebello, and Ye 2014). 이 효과를 제거하고 주도 기업의 lag 이익 추정치 변경을 통해 결과가 달라지지 않았다. 세 번째 가능성은 주도기업의 이익 추정치가 단지 더 정확하기 때문에 다른 기업 평가에 유용할 수 있다는 것이다. 주도기업 컨센서스 이익추정치 대신 개별 애널리스트 이익추정치로 같은 분석을 실시하여 결과

값이 다르지 않음을 확인하였다. 또한 시가총액이 큰 기업들의 주식들은 산업에 공통된 정보에 즉각적으로 반응하여 변하나 시가총액이 작은 주식들은 시간이 걸려 정보에 의한 Lead-lag현상이 나타난다(Lo and MacKinlay 1990). 주도기업이 단지 시가총액이 큰 기업이기 때문에 주도기업으로부터 정보가 적고 시가총액이 작은 기업으로의 정보전이 효과가 나타난다는 가능성을 통제한 후 살펴본 결과 기존 결과를 지지하는 모습을 보였다.

마지막으로 주도기업의 정보전이 현상을 기관투자자들이 인지하고 있어서 이 현상을 이용하여 실제로 거래를 하는지 살펴 보았다. 주도기업의 이익추정치 변경 시점 후로 기관투자자의 거래량이 비정상적으로 증가하는지를 확인 해 보았다. 결과적으로 주도기업의 정보전이 효과를 기관투자자들이 인식을 하고 거래를 한다는 증거는 찾지 못하였다.

이 연구의 의의는 다음과 같다. Hameed et al. (2015)이 미국시장에서 보였던 2가지 가설이 한국 KOSPI 와 KOSDAQ 시장에서도 어느 정도 지지된다는 것을 확인하였다. 선행 연구에 따르면 국내외에서 기업의 애널리스트 커버리지가 높을수록 주가동조성이 높으며, 시장 정보를 원인으로 밝혀 왔다(Chan and Hameed 2006; 박경진 2007). 그러나 본 연구는 시장 및 산업 정보를 다 통제한 후에도 애널리스트 커버리지가 높은 기업의 고유 정보가 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상(Information Spillover Effects)때문에 주가동조성이 생긴다는 것을 보여냈다. 또한 Veldkamp(2006)에서 제시된 정보 중개 이론을 실증적으로 분석하여 일치하는 결과를 얻었다. 국내외 애널리스트 이익 추정치관

런 연구들은 기업의 주가에 초점을 맞추어 진행해왔으나(e.g. Stickel 1991; Clement and Tse 2003; 고봉찬, 김진우 2007; 김정순 2012), 본 연구는 이익 추정치 변경이 다른 주식들의 주가반응에 어떤 영향을 미치는지에 주도기업의 개념을 통해 설명하였다.

제 2 절 기존 문헌 연구

주가 동조성은 주가에 반영되는 정보의 속성에 따라 달라진다. 정보는 시장 정보, 산업 정보, 그리고 기업 개별 정보 세 가지로 나누어 볼 수 있는데, 주가 동조성은 전통적으로 시장 정보 및 산업 정보를 포함한 공통된 정보(Common information)에 의해 생긴다고 알려져 왔다. King(1966)은 주가는 시장 수익률과 산업 수익률과 같이 움직이는 속성이 있어서 주가 시장에서 주가동조성이 존재한다고 하였다. 하지만 Roll(1988)에 의하면 미국시장에서 주가는 시장정보나 산업 정보에 의한 영향보다는 기업 개별 정보에 의해 주로 변화하기 때문에 주가동조성이 낮다는 결론을 내렸다. 이러한 결론에도 불구하고, 주가 동조성 현상에 대한 연구는 지속되어 왔다. 먼저 Morck et al(2000)은 주가동조성은 자본시장이 낙후되어 있을수록 주가동조성이 커지는 경향이 있음을 밝혔다. 투자자에 대한 보호가 낮은 신흥시장에서 기업특성과 관련된 정보취득 비용이 비싸기 때문에 공통된 정보(Common information)를 이용하여 투자하는 경향이 있다고 밝혔다. Piotroski(2004)는 미국시장에 대하여 주가 동조성은 기관투자자, 내부자, 애널리스트들의 거래 활동에 따라 공통 정보와 개별기업 정보의

양이 달라진다고 하였으며, 애널리스트 거래활동과 주가동조성에는 양(+)의 관계가 있음을 밝혔다. Veldkamp(2006)은 애널리스트들은 자신들의 이익을 극대화하려는 정보중개자로서, 생산해내는 정보의 속성을 고려하여 가장 가치 있는 정보를 생산하려 한다는 이익극대화 중개자 모형을 주장하였다. 또한 투자자들은 정보의 취득비용이 비싸기 때문에 합리적으로 주요 자산의 부분적인 것(Subset)에 대한 정보만 구입하여 관련된 자산들을 평가하려고 할 것이라고 주장하였다. 따라서 횡단면적(Cross-sectional)으로, 그리고 시계열(Time-series)적으로 자산 가격간의 동조성이 생긴다고 주장하였다. Chan and Hameed(2006)은 신흥시장에서 애널리스트와 주가동조성 간의 관계를 밝혀내었다. 애널리스트 커버리지가 큰 기업일수록 주가동조성이 커진다는 것이다. 애널리스트들은 기업개별 정보를 생산해낸다는 기존의 고정관념과 달리 애널리스트 커버리지가 높은 기업일수록 공통정보(common information)를 사용한다고 주장하였다. 주가동조성이 커지며, 애널리스트 커버리지가 높은 기업이 낮은 기업의 주가를 이끄는 현상을 발견하였다. 국내의 경우 박경진(2007)은 애널리스트와 주가동조성간의 관계를 분석하였다. 우리나라 주식시장에서 애널리스트의 수가 증가할수록 주가동조성이 높아지는 결과를 보였다. 또한 우리나라 시장에서 애널리스트들은 기업 특성에 관련된 정보보다는 시장 정보나 산업정보를 주로 제공하는 결과를 지지하였다.

제 3 절 논문의 구성

이후 논문의 구성은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제 2장에서는 펀더멘털 상관관계와 애널리스트 커버리지에 관한 연구를 수행하기 위해 표본의 선정 기준을 설명하고 사용된 변수들의 정의 및 실증 분석의 방법을 설명한다. 제 3장에서는 애널리스트 커버리지가 높으면서 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계를 갖는 기업을 주도기업(bellwether firms)으로 정의하여, 주도기업의 기초통계량과 주도기업의 펀더멘털 변화가 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위한 실증 분석들을 실시하고 강건성(Robustness check)테스트를 실시한다. 제 4장 결론에서는 본 연구의 결과 요약 및 연구의 의의에 대해서 살펴보았다.

제 2 장 펀더멘털 상관관계와 애널리스트 커버리지

제 1 절 표본 선정 및 변수 설명

본 연구는 Data guide Pro로부터 KOSPI와 KOSDAQ에 상장되어 있는 모든 보통주(상장폐지 포함)의 2001년 1월부터 2014년 12월까지의 연별 자료를 이용하였다. 금융업에 속하는 기업은 제외하였고, Data Guide Pro에서 결측치가 하나라도 존재하는 기업들은 제외하였다. 최종적으로 총 표본은 2006년부터 2014년 까지 10767개, 연평균 1196개를 선정하였다.

애널리스트 커버리지(*ANALSYT*)

애널리스트 커버리지 (*ANALSYT*)는 해당 기업에 투자의견을 낸 애널리스트의 수로 측정하였다. Dataguide pro에 애널리스트 보고서가 존재하지 않는 기업은 애널리스트 커버리지를 0으로 가정한다. 매년 평균적으로 2297개의 기업이 투자의견이 없는 것으로 나타났다.

펀더멘털의 부분 상관(*PCORR_ROA*)

Velkamp(2006)모형은 다른 기업들의 펀더멘털과 상관관계(fundamental correlation)가 높을수록 그 기업을 따르는 애널리스트의 수가 많을 가능성을 암시하고 있다. 개별 기업의

펀더멘털의 측정은 총자산 수익률(ROA)이나 총매출수익률(ROS)와 같은 회계지표로 측정된다. ROA(총자산순이익률)나 ROS(매출액수익률) 역시 개별기업의 펀더멘털을 측정하는데 완벽한 지표는 아니지만, 펀더멘털의 상관관계의 추정치로 사용되어 왔다(Morck, Yeung, and Yu 2000; Piotroski and Roulstone 2004; Durnev et al. 2004; Chun et al. 2008). 따라서 본 연구에서도 ROA를 펀더멘털의 지표로 삼는다.

기업의 펀더멘털의 변화는 산업에 미치는 공통적인 변화(수요 및 공급 곡선의 이동, 기술 변화, 규제 등)에 의해 일어난다. 따라서 한 산업 내에서 다른 기업들의 펀더멘털 동조성에 각각의 기업들의 영향을 추정하기 위해 3단계 과정을 통해 매년 기업 k 의 펀더멘털 부분 상관관계를 구한다. 먼저 1단계에서는 각 기업 i 에 대하여(기업 k 를 제외한) 아래와 같은 시장모형을 ①실시한다.

$$ROA_{iq} = a_i + b_i ROA_{Mq} + e_{iq} \quad (1)$$

기업 i 의 ROA_{iq} 의 이익은 분기 q 마다 Dataguide pro에서 제공하는 당기 순이익을 총 자산으로 나눈 값으로 구하였다. ROA_{Mq} 는 같은 분기 q 의 k 기업을 제외한 시장포트폴리오의 자산가중평균 ROA 를 나타낸 것이다. 따라서 식 (1)의 R^2 값인 $R^2_{I,excl,k}$ 은 시장에 의해 설명되는 기업 i 의 ROA 부분이 된다. 2단계에서는 식 (1)에 기업 k 의 ROA 를 추가하여 회귀분석을 실시한다.

$$ROA_{iq} = a_i + b_i ROA_{Mq} + C_i ROA_{kq} + e_{iq} \quad (2)$$

① 분기별 자료를 이용하여 5-year window로 롤링 회귀분석을 실시한다.

이 회귀분석의 R^2 값은 $R_{I,incl,k}^2$ 로 표시한다. 같은 산업 내 기업 i,k 에 대하여 $R_{I,incl,k}^2 - R_{I,excl,k}^2$ 은 기업 k 의 펀더멘털이 기업 i 의 펀더멘털을 설명하는 부분적인 영향을 의미한다. 그리고 나서 $R_{I,incl,k}^2 - R_{I,excl,k}^2$ 을 식 (1)에서 설명되지 않는 부분에 대해 일반화시킨 부분 상관계수를 계산한다.

$$PCORR_ROA_{k,i} = (R_{I,incl,k}^2 - R_{I,excl,k}^2) / (1 - R_{I,excl,k}^2) \quad (3)$$

3단계에서는 기업 k 동 산업 내의 모든 기업과의 펀더멘털 상관관계의 추정치를 구한다. 2단계에서 구한 $PCORR_ROA_{k,i}$ 기업 k 의 동 산업 내 모든 기업들에 대한 평균 값을 구하고 $PCORR_ROA_k$ 로 나타낸다. $PCORR_ROA_k$ 의 값은 0과 1사이에 있기 때문에 로짓변환을 통해서 $PCORR_ROA$ 의 정규분포화 시켜 주었다.

$$LPCORR_ROA_k = \ln(PCORR_ROA_k) / (1 - PCORR_ROA_k) \quad (4)$$

반복적으로 3단계 과정을 통해 매년 기업 k 의 펀더멘털 부분 상관관계를 구하였다. 같은 기간 $LPCORR_ROA_k$ 가 높을수록 동 산업 내 다른 기업들의 펀더멘털의 변화에 대해서 기업 K 의 펀더멘털의 설명력이 높다는 의미이다. 각 산업의 경우 한국거래소 지수 산업 분류법을 이용하여 KOSPI 와 KOSDAQ에 상장된 총 기업들을 26개의 산업으로 분류하였다.

기업의 시가총액(SIZE),

시가총액규모가 큰 기업일수록 더욱 많은 애널리스트를 유인하며 이는 애널리스트가 기업을 분석하려면 많은 고정 비용이 소요되는데 이에 대한 보상은 기업규모와 연관되어 있기 때문이다(Bhushan, 1989). 또한 대규모기업은 많은

애널리스트들이 따르기 때문에 정보를 생산하는데 정보취득 비용이 낮기 때문에 시가총액이 클수록 많은 애널리스트들이 따를 것이다. Dataguide pro에서 연간 12월말 측정한 기업별 시가총액을 이용하였다.

거래회전율 (*TURNOVER*),

Alford and Berger(1989)는 거래회전율이 높은 기업일수록 더욱 많은 수수료가 발생하기 때문에 애널리스트는 거래회전율이 높은 기업을 선호하게 된다고 주장하였다. 반면 거래회전율이 높은 기업은 유동성거래(liquidity trader)가 많고 유동성 거래는 주가에 노이즈(noise)를 일으킬 수 있다. 주가변동성의 증가는 애널리스트의 정보공급비용을 증가시킬 수 있기 때문에 애널리스트들은 거래회전율이 높은 기업을 선호하지 않을 수 있다. Dataguide pro에서 일평균 거래량을 상장주식수로 나누어 연간 일평균거래회전율을 구하였다.

주가변동성(*STDRET*)

Bhushan (1989)은 주가변동성이 큰 기업일수록 애널리스트 커버리지가 더 높다는 결과를 얻었다. 주가변동성이 크다는 것은 그 기업의 미래에 대한 불확실성이 크다는 것을 의미한다. 이질적 믿음에 따른 불확실성에 대한 가치 있는 정보는 수익을 창출할 기회를 제공할 수 있기 때문에 애널리스트 보고서에 대한 수요가 증가할 것이다. 반면, 주가변동성이 큰 경우 애널리스트의 정보취득비용이 증가하기 때문에 애널리스트

커버리지는 낮아질 수 있는 설명도 가능하다. 주가변동성은 Dataguide pro를 이용하여 일별 주가 변동성의 평균을 구하였다.

기관투자자의 거래량 비중(IV)

O' Brien and Bhushan(1990)은 기관투자자는 애널리스트 서비스의 주요 고객으로 보유하고 있는 기업의 정보에 대한 수요가 크다. 따라서 기업의 기관투자자 지분율이 높을수록 애널리스트 커버리지가 높다는 결과를 얻었다. 국내의 경우 지분율 3%미만의 주주는 사업보고서에 공시할 의무를 갖지 않는다. 따라서 기업의 기관투자자 지분율 자료는 얻을 수 없다. 이에 따라 기관투자자 지분율 대신 전체 거래량 중 기관투자자 거래량 비중으로 대체하였다.
$$\left(\frac{\text{기관 매도량} + \text{기관 매수량}}{2} \right) / \text{기관 전체거래량}$$
. 연간 기관투자자 거래량 비중을 구하기 위해 일별 기관투자자 거래량비중을 구하여 연간 평균하였다.

개별 기업 허핀달 지수(HERF_SALES)

어떤 기업이 다각화(Diversification)되어 있어 여러가지 사업을 영위한다면 애널리스트들의 정보취득 비용이 증가하여 애널리스트 보고서의 공급이 줄어들 것이다(Bhushan 1989). 기업 수준의 허핀달 지수(HERF_SALES)는 개별 기업의 다각화 측정한 지표이다. 따라서 기업 허핀달 지수가 클수록 기업의 다각화 정도가 낮고 애널리스트 커버리지는 높을 것이다. 한 기업 내 사업별 전체 매출액 대비 비중의 제곱의 합으로 계산한다. 자료는 TS-2000 상장협의회 데이터베이스에서 구하였다.

제 2 절 요약 통계량

Table1의 Panel A에서는 주요 변수들의 요약 통계치를 보여준다. 전체 표본의 기업들에 대해 투자의견을 내는 애널리스트 수의 연평균 값은 1이고 중앙값은 0이다. 이는 애널리스트커버리지의 분포가 양의 왜도를 갖는 분포임을 알 수가 있다. PCORR_ROA의 평균값은 12.15%이고 표준편차는 5.87%로 기업에 따라 상당히 다른 것을 알 수 있다. Panel B에서는 애널리스트 커버리지로 분류한 기업들의 연간 평균값을 나타낸다. 산업 내에서 애널리스트의 투자의견 수가 없는 기업의 경우에 Zero그룹으로 분류하고 그 외 애널리스트의 투자의견 수(*ANALYST*)에 따라 High, Medium, low로 나눈다. High-ANALYST그룹의 기업들은 평균적으로 13명의 애널리스트들이 따르며, 반면 Low-ANALYST 그룹의 경우 평균적으로 1명의 애널리스트가 따른다. High-ANALYST 그룹에 속한 기업들은 시가총액이 크며, 기관투자자 거래량 비중이 많다. 반면 Low-ANALYST 혹은 Zero-ANALYST 그룹들의 기업들보다 거래회전율이 낮으며 주가 변동성 적은 것을 확인할 수 있다. High-ANALYST그룹의 PCORR_ROA와 Zero-ANALYST그룹의 PCORR_ROA의 T테스트를 통해 High-ANALYST 그룹의 펀더멘털이 Zero-ANALYST 그룹보다 더 같은 산업 내 기업들의 펀더멘털과 더 상관관계가 있다는 것을 보여준다. Panel C에서는 변수간 상관계수를 보여주는데, 특히 *ANALYST* 변수와 *SIZE*

변수가 밀접하게 연관되어 있음을 볼 수 있고, *ANALYST*와 *PCORR_ROA* 간 양의 상관관계가 있음을 확인할 수 있다.

제 3 절 회귀분석 결과

펀더멘탈 정보가 다른 기업들의 가치를 예측하는데 유용한 기업들의 애널리스트 커버리지가 많다는 것을 보이기 위해 매 t 년도 각 k 기업의 애널리스트 커버리지를 펀더멘탈의 부분 상관(*PCORR_ROA*)에 대하여 회귀분석을 실시하였다. 식 (5)에서 앞에서 언급한 애널리스트 커버리지에 중요한 영향을 미치는 기업 특성들이라고 밝혀진 특성들을 통제변수로 놓았다(e.g., Bhushan 1989; Piotroski and Roulstone 2004; Chan and Hameed 2006). 기업의 시가총액(*SIZE*), 일별 거래 회전율의 연간 평균(*TURNOVER*), 개별기업의 다각화(Diversification) 정도를 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수(*HERF_SALES*), *STDRET*는 일별수익률의 표준편차(*STDRET*), 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중(*IV*^②)을 나타낸다. 애널리스트 커버리지에 영향을 주는 다른 기업 특성 관련변수를 통제변수로 추가하였을 뿐만 아니라 산업과 연도 더미를 넣었다. 또한 전체 표본뿐만 아니라 애널리스트 커버리지가 0인 기업을 제외한 모든 기업들인 None-Zero그룹에 대해서 회귀분석을 실시하였다. 애널리스트 커버리지가 0인 기업이 전체 기업의 70%임에 따라 결과에 영향을 미치는지를 보기 위해 실시하였다.

② *IV*값이 0인 경우에 대해서는 로그변환이 이루어지도록 1%를 추가하여 계산하였다.

$$\begin{aligned}
& \ln(1 + ANALYST_{k,t}) \\
&= a + a_1 LPCORR_{ROA_{k,t-1}} + a_2 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
&+ a_3 TURNOVER_{k,t-1} + a_4 HERF_{SALES_{k,t-1}} \\
&+ a_5 \ln(STDRET_{k,t-1}) + a_6 \ln(IV_{k,t-1}) \\
&+ \sum c_I INDDUM_{I,k,t} + \sum c_I YEARDUM_{I,k,t} \\
&+ e_{k,t}
\end{aligned} \tag{5}$$

Table 2는 LPCORR_ROA의 계수 값이 전체(ALL) 표본에서뿐만 아니라 None-Zero 표본에서도 양의 값을 갖는 것을 보여준다. 전체 표본에서는 LPCORR_ROA의 t값이 1.62로 어느 정도 통계적 유의성을 갖는 모습을 보여주며, None-zero 표본에서는 더 확실하게 통계적 유의성을 갖는 모습을 보여준다. 그 외 기업의 사기총액이 더 클수록, 주가변동성이 클수록, 기관투자자 거래량 비중이 높을수록 애널리스트들이 더 기업에 대한 투자의견을 많이 내는 것을 확인할 수 있다. 반면 거래회전율이나 기업 허핀달 지수 같은 경우는 애널리스트 커버리지를 설명한 하는 결정요인이라고 하기엔 유의하지 않았다. 결론적으로 Table2의 결과는 ‘펀더멘털 정보가 다른 기업들의 가치를 예측하는데 유용한 기업들의 애널리스트 커버리지가 높다.’ 라는 가설 1을 지지하는 모습을 볼 수 있다.

제 3 장 주도기업의 펀더멘털 변화와 동 산업 내 주가 반응

제 1 절 주도 기업의 정의 및 요약 통계량

이 절에서는 주도기업을 정의하고 산업별 주도기업에 대한 요약 통계량을 살펴 보았다. 투자자들은 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업들을 평가할 때, 애널리스트 커버리지가 높은 기업들의 정보를 이용할 것이고, 그에 따라 기업들의 주가에 동조성을 발생시킬 것이다. (Veldkamp 2006). 따라서 정보 전이효과가 실제로 있는지에 대해서 살펴보기 위해 주도기업의 애널리스트 이익 추정치 변경에 따라 동 산업 내 주가들의 반응이 있는지를 살펴볼 것이다. 먼저 매년 각 산업의 주도기업은 산업 내에서 애널리스트 커버리지 상위 1/3에서 가장 *PCORR_ROA*가 높은 기업으로 정의한다.

Table 3에서는 연간 측정된 산업별 주도기업들의 특성들의 요약 통계치를 나타낸다. *PCORR_ROA*의 평균이 0.1770으로 전체표본 값보다 높다는 것을 확인할 수 있다. 또한 주도기업들의 시가총액(SIZE)은 크고 기관투자자 거래량 비중이 높은 기업들이다. Figure1은 2006년부터 2014년까지 주도기업의 연평균 *PCORR_ROA* 값들을 연도별로 나타낸 것이다. Figure2는 같은 기간 산업별 주도기업의 연평균 *PCORR_ROA* 값을 나타내었다. 전기가스업 경우(0.60)을 제외하고 대부분의 산업별

$PCORR_ROA$ 값은 0.15~0.25 사이에 존재하였다.

제 2 절 정보 전이 효과

이 절에서는 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익 추정치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향 테스트를 위해 (6) 회귀 분석을 실시하였다.

주요 변수

$FR_{k,t-1}$ 는 t 달 k 회사의 애널리스트들의 12 개월 Forward EPS 이익예측치 평균의 변화율을 나타낸 것이다. 따라서 $FR_{IBW,t-1}$ 는 주도기업의 애널리스트 컨센서스 12 개월 이익 예측치 평균의 변화율을 의미한다. 또한 $R_{k,t}$ 는 t 달 k 회사의 주가 수익률을 나타낸다.

통제 변수

그 외 주가 수익률에 영향을 주는 통제변수들을 설명변수로 사용하였다. 먼저 주가의 기대수익률에 영향을 주는 개별 기업의 특성을 통제하기 위해 기업 시가총액 $Ln(SIZE_{k,t-1})$ 과 장부가치대비시장가치비율 $Ln(BM_{k,t-1})$ 와 관련된 통제변수를 구하였다(Fama and French 1992; Daniel and Titman 1997). 또한 기관투자자들의 거래비중과 거래회전율이 주가에 영향을 미칠 수 있는 기업 특성임에 따라 같이 통제변수로 추가하였다. 주가의 모멘텀 현상(Jegadeesh and Timan 1993)을 통제하기 위해 각 기

$$\begin{aligned}
R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} \\
& + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) \\
& + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\
& + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}
\end{aligned} \tag{6}$$

업 k의 과거 7개월 전부터 2개월 전까지 6개월간의 누적수익률 $R_{k,t-2,t-7}$ 와 주식수익률의 단기 역전현상(Jegadeesh 1990)을 설명하기 위해 $R_{k,t-1}$ 을 포함시켰다. Lo and MacKinlay(1990)은 작은 기업의 수익률은 큰 기업의 가격에 미리 내재된 시장 정보에 반응한다고 하였으며, 더 나아가 Hou(2007)는 산업에 관한 정보의 점진적 확산은 큰 기업에서 작은 기업으로 확산된다고 주장하였다. 따라서 시장포트폴리오의 t월과 t-1월의 월별수익률 $R_{m,t}$, $R_{m,t-1}$ 통제변수에 포함시켰다. Table4에서는 (6)식과 (6)식에 각 기업 k의 이익 추정치 컨센서스 변경 $FR_{k,t-1}$ 를 통제변수로 추가한 2가지의 회귀분석을 실시하였다. 각 기업 k의 이익 예측치 컨센서스 변경 $FR_{k,t-1}$ 는 이익 모멘텀을 (Bernard and Thomas 1989) 고려하여 추가시켰다.

회귀분석 결과

Table 4는 2가지 회귀분석 결과를 애널리스트 커버리지 그룹에 따라 보여준다. 애널리스트 커버리지^③ 는 각 산업에서 투자의견을 내는 월별 애널리스트의 수로 나누었다. 먼저 Panel A는 식(6)의 결과를 보여준다. 전체 기업들을 대상으로 한

③ 애널리스트 커버리지는 투자의견을 내는 월별 애널리스트의 수 상위 1/3을 High 그룹, 하위 1/3을 Low 그룹 그 외 기업들을 medium 그룹으로 나누었다. 투자의견을 내는 애널리스트가 없는 경우 Zero 그룹으로 분류하였다.

분석에서 가장 중요한 변수인 $FR_{IBW,t-1}$ 은 동 산업내 다른 기업들의 주가에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 주도기업의 애널리스트 컨센서스 이익추정치 값이 상승할 때 동 산업 내 주식의 수익률이 상승하였다. Medium-ANALYST 그룹을 제외한 Zero, Low, High 그룹에서 유의하게 나오는 모습을 보였는데, Zero-ANALYST 그룹에서 Low-ANALYST 그룹으로 갈수록 계수가 줄어드는 현상을 나타내었다. FR_{IBW} 가 1% 변할 때, Zero-ANALYST 에서는 유의하게 0.10%가 변하였고, Low-ANALYST 그룹에서는 0.08%가 변하였다. 투자자들은 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업들을 평가할 때, 애널리스트 커버리지가 높은 기업들의 정보를 이용할 것이라는 Veldkamp(2006)의 주장과 일치하는 결과를 얻었다. 선행 연구들과 일치하게 주가의 단기 역행 현상이 나타났고, 중기 모멘텀 현상은 뚜렷하게 나타나는 모습을 보이지는 못했다. 또한 주가는 시장포트폴리오의 수익률에 유의하게 영향을 받았으며, 낮은 거래회전율, 높은 B/M을 갖는 기업들이 수익률이 높았고, 기업의 시가총액, 기관투자자 거래비중은 유의한 값을 갖지 못하였다.

Panel B에서는 식(6)에서 추가적으로 기업 k의 lag이익 추정치 변경을 설명변수로 추가한 회귀분석의 결과를 보여준다. $FR_{IBW,t-1}$ 의 대해서는 Panel A와 거의 동일한 모습을 보여준다. 이는 $FR_{k,t-1}$ 은 $FR_{IBW,t-1}$ 계수에 영향을 주지 못한다는 것을 알 수 있다. 이는 다시 말하면 주도 기업의 애널리스트 보고서 이익 추정치 변경에는 다른 기업들을 다루는 애널리스트로부터의 정보 이상의 가치 있는 정보를 담고 있다고 할 수 있다. 주도 기업의

펀더멘털 정보가 상관관계가 높은 기업의 주가에 영향을 준다면, 주도기업의 이익 추정치 변경이 정보가 없거나 적은 기업들의 주가에 즉시적인 영향을 줄 수 있을 것이다. 따라서 본 장에서는 식(6)을 변경하여 2가지 회귀 분석을 실시한다.

$$\begin{aligned}
 R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} \\
 & + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
 & + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\
 & + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned}
 R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{IBW,t-1} + b_3 FR_{k,t} + b_4 FR_{k,t-1} \\
 & + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} \\
 & + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
 & + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\
 & + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}
 \end{aligned} \tag{8}$$

Table 5의 Panel A는 $FR_{IBW,t}$ 와 같은 산업 내 모든 주식들의 같은 시기의 주식수익률에 대해 유의한 양의 수익률을 보여준다. 이는 $FR_{k,t}$ 를 통제한 후에 결과로 Table 4의 결과와 유사하게 Zero-ANALYST 그룹에서 가장 유의하고 큰 계수를 찾으며, Low-ANALYST 그룹에서도 조금 더 작은 유의한 계수를 찾는다. 이는 추가적으로 Firm k와 주도기업의 lag 이익 추정치 변화율을($FR_{IBW,t-1}, FR_{k,t-1}$)을 설명변수로 추가하여 동일한 회귀분석 실시한 결과를 나타내는 Panel B에서도 마찬가지로의 모습을 보인다.

결과적으로, Table 4와 Table 5는 ‘애널리스트들에 의해

공급되는 주도기업의 정보를 이용하여 투자자들은 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업들을 평가하기 때문에 그들의 주가에 영향을 미친다.’ 라는 가설 2를 지지한다. 주도기업 애널리스트 이익추정지 변경이 다른 기업들의 주가에 대한 즉각적인 반응을 보이는 것을 확인한 결과 강한 정보전이 현상이 있다는 것을 확인하였다. 하지만 애널리스트들이 같은 산업 내 다른 주가의 변화를 관찰한 후 이익 추정치를 변경할 수 있다는 해석이 남지만 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업의 경우 정보 전이현상이 더 큰 결과를 얻음에 따라 합리적으로 생각했을 때 의문점은 해소될 수 있다. 또한 의문점에 대해 테스트를 해보지는 않겠지만, 기존의 애널리스트 행동에 대한 기존 상식과 다르며, 그런 행동을 할 유인을 찾지 못하였다.

제 3 절 애널리스트 보고서 중단에 따른 정보전이 효과

이 절에서는 애널리스트 커버리지 중단에 따라 영향을 받는 기업에 주도기업의 정보가 급작스럽게 흘러 들어가는지를 확인해보았다. 이는 투자자들은 애널리스트 커버리지가 중단됨에 따라 정보가 없어지거나 적어진 기업들을 평가할 때, 주도 기업들의 정보를 이용할 것이기 때문이다(Hameed et al. 2015). 애널리스트 커버리지 중단에 대해 Kelly and Ljungqvist(2012)는 증권사 도산 및 M&A 등의 외생적(exogenous)사유로 인하여 애널리스트 커버리지가 중단되는 경우에 관련 있는 다른 기업들에 주가에 유의한 변화를 일으킨다고 하였다. 애널리스트 보고서 중단은

애널리스트 보고서의 영향에 대한 인위적인 실험과도 같다. 외생적 애널리스트 보고서 중단에 따라 보고서 중단된 기업들이 주도기업으로부터 정보가 흘러 들어오는지를 확인해 보았다.

먼저 Kelly and Ljungqvist(2012)는 증권회사 리서치 부서의 폐지 및 회사의 도산이나 M&A 등의 시점을 애널리스트 보고서 중단 시점으로 정의하고 있다. 이 연구와 달리 우리나라의 경우 증권회사 도산이나 M&A 등의 사건이 많지 않다는 점을 고려하여 Ellul^④(2012)의 방식을 따라 최종 보고서를 발간한 이후 향후 1년간 보고서 발간이 없는 경우로 커버리지 중단 시점을 정의하였다. 중단된 시점 0을 기준으로 전 기간(-3월~-1월)과 후 기간(+2월~+4월)을 비교하여 정보전이효과(Information spillovers)을 살펴보았다^⑤. 구체적으로 산업 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 애널리스트 커버리지 중단 이후 커버리지가 중단된 기업들의 주가에 미치는 영향 테스트를 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$\begin{aligned}
 R_{k,t} = & a + b_{11}FR_{IBW,t-1} + b_{12}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} \\
 & + b_{13}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} * LOWANAL_{k,t} \\
 & + b_2FR_{k,t-1} + c_1R_{m,t} + c_2R_{m,t-1} + d_1R_{k,t-1} \\
 & + d_2R_{k,t-2,t-7} + d_3Ln(SIZE_{k,t-1}) \\
 & + d_4Ln(BM_{k,t-1}) + d_5TURNOVER_{k,t-1} \\
 & + d_6Ln(IV_{k,t-1}) + d_7DM_{POST_{k,t}} + e_{k,t}
 \end{aligned} \tag{9}$$

④ Ellul(2012)은 최종 EPS 추정치가 존재하는 보고서 발간일을 기준으로 향후 3년간 발간된 보고서에 EPS 추정치가 없는 경우에 해당 보고서 발간일을 커버리지 중단 시점으로 정의하였다.

⑤ 기준 시점으로부터 +1월은 기준 시점로부터의 정보에 의해 이익 예측치 계산이 영향을 받으므로 제외하고 살펴 보았다.

$DM_POST_{k,t}$ 는 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전에는 0을 부여하고 기준 t시점 이후 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여한다. $LOWANAL_{k,t}$ 도 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전 기간 t-3월부터 t-1까지 기업 k의 애널리스트 커버리지가 하위 1/3인 경우의 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여하고 나머지의 경우 0을 부여한다. 다른 변수들은 이전 식(4)와 마찬가지로 방식으로 구성하였다. 식(8)에서 주로 보고자 하는 계수는 b_{13} 로 외생적 애널리스트 커버리지 중단 전 애널리스트 커버리지가 낮았던 기업이 커버리지 중단 후 주도기업의 정보가 얼마나 흘러 들어가게 되는지를 나타낸다.

Table6은 애널리스트 커버리지가 낮았던 기업은 외생적 애널리스트 커버리지 중단 이후 주도기업으로부터의 정보전이효과가 증가함을 확인할 수 있다. 하지만 b_{13} 의 t값이 1.59임에 따라 크게 유의한 모습은 아니었다. 그 외 기업의 경우(애널리스트 커버리지가 낮지 않은 기업)는 정보전이 현상의 증가를 관찰할 수 없었는데, 이는 애널리스트 중단이 경제적인 의미가 있는 이벤트는 아니기 때문이다. 통제변수로 쓰였던 변수들은 Table 4의 계수 값과 크게 다르지 않은 모습을 나타냈었다. 또한 애널리스트 커버리지 중단시점 이후 동안 전 시점보다 주가 수익률이 높는데, (d_7) 이는 애널리스트 커버리지 중단에 따라 유동성이 감소함에 따라 나타나는 현상일 것이다(Kelly and Ljungqvist 2012). Table6에서는 기업 고유의 lag 이익 추정치 변경 ($FR_{k,t-1}$)을 설명변수로 포함한 모델(1)과

비포함한 모델(2)로 나누어 회귀분석을 실시하였는데, 두 모델의 회귀분석 값이 큰 차이가 없음을 확인 할 수 있다.

결론적으로 애널리스트 커버리지 중단에 따라 영향을 받는 기업에 주도기업의 정보가 급작스럽게 흘러 들어감을 확인하였다.

‘주도기업에 대한 이익 추정치 변경이 주도기업의 펀더멘털과 상관관계가 있는 기업들 중 특히 정보가 적은 기업들의 주가에 영향을 미친다’ 는 가설 2를 지지한다.

제 4 절 강건성 테스트(Robustness check)

이 절에서는 앞 절에서 확인한 주도기업 효과가 다른 가능한 기존 결과들에 의해 설명될 수 있는지를 테스트해 보았다.

첫번째, 주도기업의 정보전이 효과는 동일 애널리스트에서 오는 것인가에 대하여 확인해보았다. Israelsen(2014)와 Muslu, Rebello, and Ye (2014)은 한명의 애널리스트는 보통 여러 기업들의 보고서를 작성하는데 동일한 정보를 이용하기 때문에 동일한 애널리스트가 따르는 기업들의 수익률 간 동조 현상이 나타난다고 주장하였다. 결과적으로 이 가능성은 주도기업 효과에 영향을 줄 수 있다는 것이다. 애널리스트 커버리지가 없는 기업의 경우에는 영향을 받지 않겠지만, 적은 수의 애널리스트가 따르는 기업의 경우 영향을 받을 수 있다. 따라서 주도기업을 다루는 애널리스트들이 동시에 커버하는 기업들을 제외한 표본으로 Table 4에서 실행하였던 동일한 회귀분석을 실시하였다.

Table 7은 주도기업을 다루는 애널리스트에 결과값이

영향을 받지 않는다는 것을 보여준다. Low-*ANALYST* 그룹의 $FR_{IBW, t-1}$ 경우 크게 영향을 받지 않는 모습이다. 반면 High-*ANALYST* 그룹의 경우 Table 4에서 $FR_{IBW, t-1}$ 는 유의한 양의 값을 보여주었던 것과 달리 $FR_{IBW, t-1}$ 의 계수 값이 유의하지 않는 음의 값을 나타낸다. 이는 주도기업의 이익추정치 변경이 High-*ANALYST* 그룹의 기업들에 영향을 미치는 부분은 주도기업의 애널리스트가 공통된 정보를 가지고 주도기업 외 같은 산업 내 다른 기업들을 평가하기 때문일 가능성이 있다.

두 번째는 단지 주도기업의 이익 추정치가 더 정확하기 때문에 유용하다는 가능성에 대해 테스트해 본다. 주도기업의 경우 많은 애널리스트들이 따른다. 대수의 법칙에 따라 컨센서스 이익예측치가 단지 정확하기 때문에 다른 기업들을 예측하는데 유용할 수 있는 가능성이 있다. 따라서 FR_{IBW} (주도기업 컨센서스 이익예측치) 대신 애널리스트 j 에 대한 개별 애널리스트 측정치 FR_{IBWj} 사용하여 Table 4에서 실행하였던 동일한 회귀분석을 실시한다. 월별 개별 애널리스트 이익 추정치 FR_{IBWj} 같은 경우 매 t 월 가장 늦게 발간된 애널리스트의 보고서의 12개월 Forward eps에서 t 월 전 그 기업에 대해 발간된 리포트의 12개월 Forward eps를 차감하여 $t-1$ 월 그 기업의 주가로 나누어 사용하였다^⑥. dataguide pro에서 자료를 구하였으며, 12개월 Forward EPS가 제공되지 않음에 따라 12개월 Forward EPS = $\{\frac{a}{12} * FY1 EPS + \frac{(12-a)}{12} *$

^⑥ 최신 애널리스트 이익 추정치 발표 시점 기준으로 과거 3개월동안 보고서가 없다면 그 자료는 제외 시킨다.

$FY2EPS$ }(a:잔여개월수) 식을 통해 통해 구하였다.

Table 8에서는 주도기업에 대한 애널리스트 j 의 개별 애널리스트 이익추정치 FR_{IBWj} 사용하여 동 산업 내 기업들의 주가에 미치는 영향을 나타낸다. 먼저 개별 애널리스트 이익추정치를 사용하더라도 Zero-Analyst와 Low-Analyst 그룹의 기업들의 주가에 여전히 유의한 영향을 미친다. Zero-Analyst 경우 t 값 1.82로 조금 약한 유의성을 보이지만 Low-Analyst의 경우 t 값 2.56 유의한 값을 보여준다. 요약컨대, 주도기업의 이익 추정치가 더 정확하기 때문에 유용하다는 가능성 역시 주도기업 정보전이 효과의 결과에 영향을 주지 않는다.

세번째, Lo and MacKinlay(1990)은 시가총액이 큰 기업들의 주식들은 산업에 공통된 정보에 즉각적으로 반응하여 변하나 시가총액이 작은 주식들은 시간이 걸린다고 주장하였다. Lo and Mackinlay(1990)의 연구에 의하면, 소기업의 주간수익률과 대기업의 Lag 주간수익률은 양의 관계임을 보였다. 이에 대한 그들의 해석은 정보에 대한 즉각 반응에 드는 비용이 높을 경우, 투자자들은 우선 대기업의 과거 주가를 관찰한 다음 관련 정보를 소기업의 주가에 반영할 것이라는 것이다. 또한 Hou(2007)는 주도기업이 단지 시가총액 큰 기업이기 때문에 주도기업으로부터의 정보전이현상이 나타난다고 하였다. 이러한 주장들을 확인 해보기 위하여 테스트해 보았다. 주도기업이 공통된 정보에 즉각적으로 반응하는지 보기 위하여 식(6)에 새로운 변수 $R_{IBIG,t-1}$ 넣어 테스트해 보았다.

$$\begin{aligned}
R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + c_3 R_{IBIG,t-1} \\
& + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
& + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNVER_{k,t-1} + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) \\
& + e_{k,t}
\end{aligned}$$

$R_{IBIG,t-1}$ 는 산업의 공통된 정보를 통제하기 위한 변수로써, 각 산업의 기업들을 시가총액 기준으로 10 분위수로 나누었을 때 가장 상위 분위수에 속하는 기업들의 lag 가치 가중 수익률로 정의한다.

Table9는 수익률 lead-lag 관계 통제 후 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익 추정치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 영향을 미치는지 보여준다. 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익 추정치의 변경이 여전히 Zero-ANALYST 와 Low-ANALYST 그룹의 기업들의 주가에 여전히 유의한 영향을 미친다. High-ANALYST 그룹에서도 가장 유의한 양의 계수 값을 나타내지만, 이는 앞선 테스트에서 보았듯이 동일한 애널리스트에서 오는 주가 동조성(comovement) 때문이다.

제 5 절 기관투자자 거래와 주도기업 효과

이러한 주도기업의 정보전이 현상이 진짜라면 기관투자자들이 실제로 주도기업 효과를 인지하고 거래를 할 것이다. 그러므로 주도기업의 이익 추정 변경 날짜를 기준으로 기관투자자들의 거래가 평상시와 달라지는가를 살펴보려 한다. Data Guide Pro에서 제공하는 개별 애널리스트 주도기업에 대한 개별

애널리스트의 이익 추정치 변경 날짜를 기준으로 기준 날짜 2일 전부터 2일 후까지 주도기업의 분기 이익 공시가 난 경우의 자료를 제거한다. 이는 이익 공시에 따른 영향을 제거하기 위함이다. 또한 개별 애널리스트의 이익 추정치를 쓰는 이유는 이벤트(애널리스트 보고서 발간)시점 기준에 따라 기관투자자의 거래량을 파악할 수 있기 때문이다. 각각의 주도 기업의 이익 추정치 변경 시점마다 기관 투자자들의 비정상적 거래 흐름을 보기 위해 $ABNetBuy_{k,w}$ 변수를 도입한다. 이 변수는 기업 k의 이벤트 시점으로부터 w기간 동안 일별 평균 기관투자자 비정상 순매수를 나타낸다.

$$ABNetBuy_{k,w} = \frac{1}{W} \sum_{d=1}^W \left(\frac{NetBuy_{k,d} - NetBuy_{k,pre}}{STD(NetBuy_{k,pre})} \right) \quad (11)$$

Irvine, Lipson, and Puckett (2007) 연구의 정의대로 기업 k에 대하여 d일 기관투자자들의 순매수량을 같은 날 총 상장 주식수로 나눈 변수를 $NetBuy_{k,d}$ 라고 한다. 만약 Data Guide Pro에서 자료를 구할 수 없는 경우 0이라고 정의한다. $NetBuy_{k,pre}$ 는 이익 추정치 변경 시점 0을 기준으로 -74일부터 -11일까지 3달간 기관투자자들의 기업 k에 대한 순매수량의 평균을 총 상장 주식 수로 나눈 것이다. 마지막으로 Malmendier and Shantikumar(2007)와 Barber and Odean(2008)의 방식대로 기관투자자 비정상 순매수량을 표준화하기 위해 기준 시점(이벤트 시점) 이전 기간(-74일부터 -11일까지)의 기관투자자 순매수량의 표준편차 $STD(NetBuy_{k,pre})$ 을 구하여 이용한다.

(11)에서 구한 $ABNetBuy_{k,w}$ 를 통해 주도 기업의 이익 추정치 변경 시점 이후 기관 투자자들의 더 많은 매수를 하는지를 변경시점 날과 다음날까지인 $[0,1]$ 기간과 변경시점 이틀 후로부터 22일 후까지 $[2,22]$ 기간에 대해서 테스트하였다. 또한 주도기업에 대한 이익 추정치의 변화를 상향된 추정치와 하향된 추정치로 나누어 살펴보았다. 주도기업의 이익추정치가 상향되었을 때 주도기업의 영향을 받는 동 산업 내 주식을 매수하는 것이 큰 무리가 없지만, 이익 추정치가 하향되었을 때 공매도 제한에 따라 매도에 제한이 있다. 따라서 공매도 제한에 따라 비대칭적인 결과가 나올 가능성이 있기 때문이다(Arif, Ben-Repheal and Lee 2014). 또한 이익 추정치의 변화율 1%을 기준으로 large/small로 나누어서 결과 값이 달라지는 지 살펴보았다.

Table11의 PanelA는 주도 기업에 대한 개별 애널리스트의 이익 추정치 변경 시점 이후 주도 기업과 동 산업인 기업들에 대한 기관투자자의 비정상 순매수량을 나타낸다. 이익 추정치의 상향 변경이 $[0,1]$ 기간 동안 High-ANALYST 그룹들에 대한 기관투자자들의 순매수를 유의하게 증가시킨다고 나왔다. 반면 $[0,1]$ 기간 동안 High-ANALYST 그룹들에 대한 기관투자자들의 순매수량의 증가는 유의하지 않게 나왔다. 기관투자자들이 주도기업 효과를 인지하고 있다면 Zero-Analyst와 Low-Analyst 에 대한 순매수량이 증가해야 하지만 결과적으로 변경시점 이틀 후로부터 22일 후까지인 $[2,22]$ 기간에 대해서 상향 변경인 경우 Zero-ANALYST에서만 약하게 유의한 값을 보였다. 따라서 상향 변경이든 하향 변경이든 일관적으로 기관투자자들은 주도기업의

이익 추정치 변경을 통해 동 산업 내 기업들에 대한 거래를 한다는 특징적인 패턴을 찾지 못하였다. Panel B는 주도 기업에 대한 개별 애널리스트 이익 추정치의 변화율 1%을 기준으로 large/small로 나누어서 크기와 방향(상향/하향)에 따른 변경에 대하여 변경 시점과 다음날까지인 $[0,1]$ 기간과 변경시점 이틀 후로부터 22일 후까지 인 $[2,22]$ 기간에 대해서 주도 기업과 동 산업인 기업들에 대한 비정상 기관투자자 순매수량을 구하였다. . 높은 수준(large)의 이익 추정치의 상향 변경이 $[0,1]$ 기간 동안 High-Analyst 그룹들에 대한 기관투자자들의 순매수를 유의하게 증가시킨다고 나왔지만 마찬가지로 기관투자자들이 주도기업 효과를 인지하고 있음에 따라 주도기업의 이익 추정치 변경을 통해 동 산업 내 기업들에 대한 거래를 한다는 특징적인 패턴을 찾지 못하였다. 본 연구의 결과는 미국 시장에 대해서 실증분석을 한 Hameed et al. (2015) 결과와 다르다. 기관투자자들이 주도기업 효과를 인지하고 거래를 하고 있지 않더라도 주도 기업 효과가 나타나는 이유는 국내에서는 외국인투자자와 개인투자자들의 비율이 높기 때문에 투자자간의 상호작용에 의해 주도기업 효과가 존재한다고 추측된다.

제 4 장 결 론

본 연구는 우리 나라 KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 전체 기업을 대상으로 Hameed et al. (2015)에서 제시하였던 두 가지 가설에 대해 2006년부터 2014년까지 기간 동안 실증분석을 실시하였다. 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 같은 산업 동료 기업(Peers)의 펀더멘털과 높은 상관관계의 펀더멘털을 더 갖는 기업들은 더 많은 애널리스트들이 따른다는 결과를 얻었다. 이는 애널리스트들은 자신들의 이익을 최대화하려는 정보 중개자로서, 여러 기업들의 펀더멘털과 가장 관련이 깊은 기업에 대한 정보를 공급을 할 유인이 크다는 Velkamp(2006)의 주장을 지지하는 결과이다. 둘째, 애널리스트 커버리지가 높은 기업 중 동 산업 내 다른 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업을 주도기업이라고 정의하여 주도기업으로부터의 정보전이효과(Information Spillover Effects)를 밝혀내었다. 즉 주도 기업에 대한 애널리스트 lag 이익 추정치 변경과 contemporaneous이익추정치 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가를 어느정도 유의하게 변화시킨다는 결과를 얻었다. 특히 애널리스트가 보고서를 전혀 작성하지 않는 기업과 소수의 애널리스트가 따르는 기업들의 주가를 유의하게 변화시켰다. 또한 애널리스트 커버리지 중단에 따라 영향을 받는 기업에 주도기업으로부터의 정보전이현상이 있다는 것을 밝혀 앞선 결과를 지지함을 보였다.

Chan and Hameed(2006)와 박경진(2007)은 실증분석을 통해 애널리스트 커버리지가 높을수록 주가동조성이 높다는 결과를

연었고, 시장 정보를 그 주요 원인인 것으로 판단하였다. 이와 같은 국내외 선행 연구들과 달리, 본 연구에서는 투자자들이 애널리스트 커버리지가 높은 기업의 개별기업 정보(Firm-specific information)가 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상때문에 주가동조성이 생긴다는 것을 보여냈다.

< Table1> 요약 통계량

TABLE 1 은 2006 년 1 월부터 2014 년 12 월까지 FnGuide Data Guide Pro 과 TS-2000 에서 구한 KOPSI 와 KOSDAQ 에 상장된 모든(상장폐지 포함) 주식들의 자료를 이용하여 얻어낸 연간 요약 통계치이다. ANALYST 는 기업들을 커버하는 애널리스트의 수, SIZE 는 기업의 시가총액, TURNOVER 는 일별 거래 회전율의 연간 평균, HERF_SALES 는 개별기업의 Diversification 을 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수, STDRET 는 일별수익률의 표준편차, IV 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. PCORR_ROA 는 각 기업의 이익(ROA)와 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다. Panel A 에서는 각 변수들의 평균, 중앙값, 표준편차, 제 1 사분위수, 제 3 사분위수를 나타낸다. Panel B 에서는 애널리스트 커버리지로 분류한 주식들의 연간 평균치를 나타낸다. Panel C 는 변수들의 상관계수를 나타낸다. LN(변수)는 변수들의 로그값을 나타내며 LPCORR_ROA 은 PCORR_ROA 의 로그변환 값이다.

Panel A: 요약 통계량

Variable	Mean	Std.	Q1	Median	Q3
<i>ANALYST</i>	1	4	0	0	1
<i>PCORR_ROA</i>	0.1215	0.0587	0.0882	0.1143	0.1428
<i>SIZE</i> (백만원)	367017	2174199	27519	53784	127314
<i>TURNOVER</i>	0.0203	0.0411	0.0036	0.0091	0.0224
<i>HERF_SALES</i>	0.4643	0.2815	0.2806	0.4375	0.6475
<i>STDRET</i>	0.0352	0.0128	0.0257	0.0332	0.0431
<i>IV</i>	0.0559	0.0897	0.0009	0.0096	0.0733

Panel B: 애널리스트 커버리지 그룹에 따른 요약 통계치

Variable	Analyst coverage group				T-test	
	Zero	Low	Medium	High	High-zero	High-low
<i>ANALYST</i>	0	1	3	13		
<i>PCORR_ROA</i>	0.1199	0.1282	0.1302	0.1239	2.18	-0.51
<i>SIZE</i> (백만원)	72,786	188,371	351,672	3,340,373	15.11	14.87
<i>TURNOVER</i>	0.0232	0.0127	0.0121	0.0084	-6.44	-5.12
<i>HERF_SALES</i>	0.4644	0.4694	0.4779	0.4429	-0.41	-0.38
<i>STDRET</i>	0.0371	0.0309	0.0302	0.0271	-5.22	-4.77
<i>IV</i>	0.0292	0.0925	0.1378	0.2283	31.11	25.21

Panel C: 변수 간 연 평균 상관계수

Variable	$Ln(I+ANALYST)$	$LPCORR_ROA$	$Ln(SIZE)$	$Turnover$	$HERF_SALES$	$LN(STDRET)$	$LN(IV)$
$Ln(I+ANALYST)$	1	0.0806	0.7314	-0.1142	-0.0125	-0.2357	0.6506
$LPCORR_ROA$		1	0.0094	0.0164	0.0528	0.0052	0.0332
$Ln(SIZE)$			1	-0.1547	-0.0227	-0.3019	0.6735
$Turnover$				1	0.0062	0.4665	-0.2241
$HERF_SALES$					1	0.0291	-0.0068
$LN(STDRET)$						1	-0.4905

<Table2> 애널리스트 커버리지의 결정요인

variables	coefficient		t-statistics	
	<i>All</i>	<i>non-zero</i>	<i>All</i>	<i>non-zero</i>
$LPCORR_ROA_{k,t-1}$	0.0113	0.0542	1.12	2.58
$Ln(SIZE_{k,t-1})$	0.3198	0.3703	62.93	38.04
$Turnover_{k,t-1}$	-0.2293	0.2585	-1.82	0.25
$HERF_SALES_{k,t-1}$	-0.0015	-0.0491	-0.08	-1.07
$Ln(STDRET_{k,t-1})$	0.1921	0.1963	11.36	4.18
$Ln(IV_{k,t-1})$	2.6116	1.3078	27.54	7.11
<i>Industry dummies</i>	Yes	Yes		
<i>Year dummies</i>	Yes	Yes		
<i>R-squared</i>	0.5615	0.5825		

Table2에서는 아래의 회귀분석을 통해 추정된 애널리스트 커버리지의 결정요인을 보여준다. 각 기업 k 와 연도 t 에 대해서

$$\begin{aligned}
 Ln(1 + ANALYST_{k,t}) &= a + a_1 LPCORR_{ROA_{k,t-1}} + a_2 Ln(SIZE_{k,t-1}) + a_3 TURNOVER_{k,t-1} \\
 &+ a_4 HERF_{SALES_{k,t-1}} + a_5 Ln(STDRET_{k,t-1}) + a_6 Ln(IV_{k,t-1}) \\
 &+ \sum c_l INDDUM_{l,k,t} + \sum c_l YEARDUM_{l,k,t} + e_{k,t}
 \end{aligned}$$

$LPCORR_ROA$ 는 각 기업의 이익(ROA)와 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관의 로짓 변환 값을 나타낸다. $ANALYST$ 는 기업들을 커버하는 애널리스트의 수, $SIZE$ 는 기업의 시가총액, $TURNOVER$ 는 일별 거래 회전율의 연간 평균, $HERF_SALES$ 는 개별기업의 다각화(Diversification)을 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수, $STDRET$ 는 일별수익률의 표준편차, IV 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. $INDDUM$ 은 산업더미, $YEARDUM$ 은 연도더미를 나타낸다. 모든 표본과 애널리스트 커버리지 값이 0인 것을 제외한 표본으로 나누어서 분석을 실시하였다.

<Table3> 주도기업의 요약 통계량

Table3에서는 연간 측정된 산업별 주도기업들의 특성들의 요약 통계치를 나타낸다. 주도기업은 매년 매 산업에서 애널리스트커버리지(ANALYST) Top 1/3 중 PCORR_ROA가 가장 큰 기업으로 정의한다. ANALYST는 기업들을 커버하는 애널리스트의 수, SIZE는 기업의 시가총액, TURNOVER는 일별 거래 회전율의 연간 평균, HERF_SALES는 개별기업의 Diversification을 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수, STDRET는 일별수익률의 표준편차, IV는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. PCORR_ROA는 각 기업의 이익(ROA)와 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다. 각 변수들의 평균, 중앙값, 표준편차, 제 1사분위수, 제 3사분위수를 나타내었다.

Variable	Mean	Std.	Q1	Median	Q3
<i>ANALYST</i>	8	7	3	6	13
<i>PCORR_ROA</i>	0.1770	0.0917	0.1341	0.1652	0.2028
<i>SIZE(백만원)</i>	1,691,894	3,020,277	216,289	385,111	1,349,195
<i>TURNOVER</i>	0.0084	0.0085	0.0031	0.0049	0.0104
<i>HERF_SALES</i>	0.4604	0.2634	0.3022	0.4391	0.6166
<i>STDRET</i>	0.027	0.0079	0.0215	0.026	0.0316
<i>IV</i>	0.2006	0.1042	0.1261	0.2012	0.2675

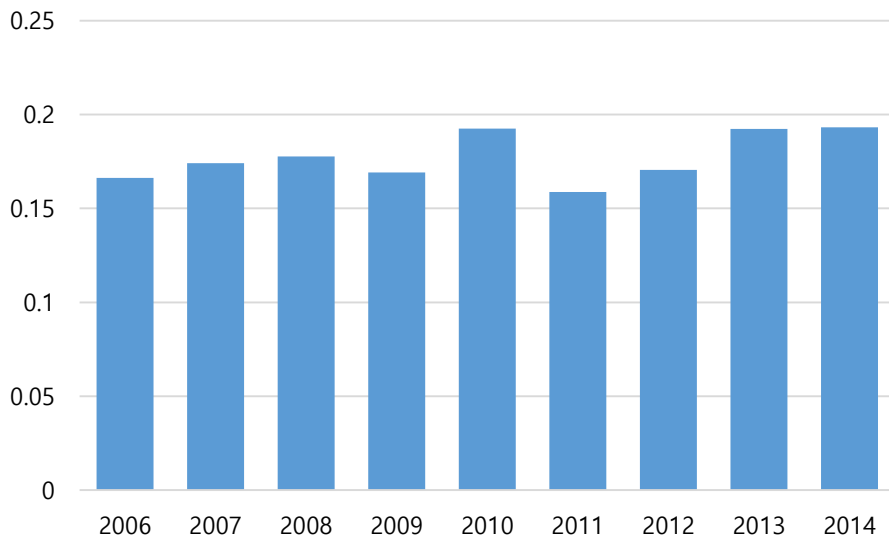


Figure 1

연도별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균

Figure1은 주도기업들의 PCORR_ROA의 연평균 값을 보여준다. PCORR_ROA는 각 기업의 이익(ROA)과 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다.

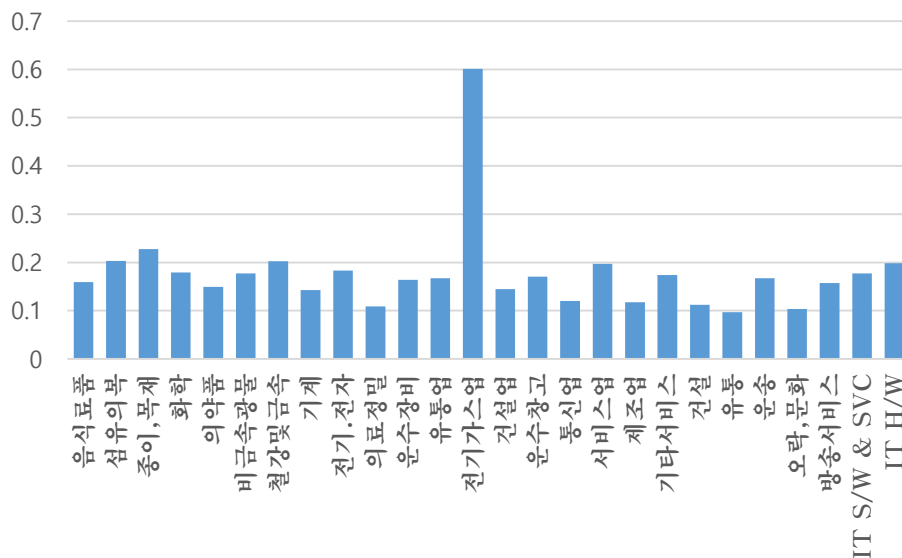


Figure 2

산업별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균

Figure1은 주도기업들의 PCORR_ROA의 연평균 값을 보여준다. PCORR_ROA는 각 기업의 이익(ROA)과 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다.

**<Table 4> 주도기업의 애널리스트 Lag 이익 추정치 변경이 동 산업
주가에 미치는 영향**

Table 4에서는 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} \\ + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\ + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t-1}$ 는 t달 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. Panel A에서는 통제변수들의 계수들을 보여준다. Panel B에서는 추가적으로 Firm k의 lag 이익추정치 변화율을 설명변수로 추가하여 동일한 회귀분석을 실시하였다.

Panel A : 주도 기업의 Lag 애널리스트 이익추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

Variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBW,t-1}$	-0.47	-0.36	1.02	0.7	2.28
	0.089	0.1095	0.083	-0.015	0.019
$R_{k,t-1}$	1.81	2.65	1.87	-0.9	2.85
	0.05	0.101	0.039	0.061	0.026
$R_{k,t-2,t-7}$	6.82	3.35	2.65	4.75	2.21
	-0.002	-0.068	-0.043	0.017	0.07
$Ln(SIZE_{k,t-1})$	-0.11	-1.21	-1.41	0.67	2.92
	0.063	0.012	0.428	0.087	0.303
$Ln(BM_{k,t-1})$	1	0.03	1.68	0.55	3.17
	0.367	0.064	0.717	0.547	0.588
$TURNOVER_{k,t-1}$	2.75	0.1	2.34	2.28	3.03
	-19.556	-65.01	-20.489	-26.916	71.543
$Ln(IV_{k,t-1})$	-2.78	-3.18	-1.85	-1.66	3.77
	-0.072	-0.182	-0.243	-0.272	-0.524
$R_{M,t}$	-0.83	-0.8	-1.61	-1.32	-1.93
	1.147	1.261	1.191	1.215	1
$R_{M,t-1}$	80.2	19.86	37.06	47.59	49.48
	-0.062	-0.044	-0.003	-0.083	-0.089
RSq	-3.83	-0.6	-0.08	-2.86	-3.83
	0.2476	0.2274	0.2295	0.2741	0.2648

Panel B : 주도 기업과 기업 k의 Lag 애널리스트 이익 추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

$FR_{IBW,t-1}$	0.081	0.109	0.069	-0.016	0.019
	1.86	2.65	1.69	-1.02	2.87
$FR_{k,t-1}$	0.098		0.088	0.06	-0.033
	1.80		2.25	2.45	-1.39
Other Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.2477	0.2274	0.2297	0.2748	0.265

<Table 5> 주도기업의 애널리스트 Contemporaneous 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향

Table 5에서는 주도기업의 Contemporaneous 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t}$ 는 t달 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_k$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. Panel B에서는 추가적으로 Firm k와 주도기업의 lag 이익 추정치 변화율($FR_{IBW,t-1}$, $FR_{k,t-1}$)을 설명변수로 추가하여 동일한 회귀분석을 실시하였다.

Panel A: 주도 기업의 contemporaneous 애널리스트 이익 추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

Variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBW,t}$	0.089	0.176	0.099	-0.017	0.016
	1.76	3.79	2.09	-1.20	1.25
$FR_{k,t}$	0.422		0.401	0.390	0.715
	5.22		8.58	3.21	5.59
Other Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.2477	0.2269	0.2296	0.2747	0.2653

Panel B: 주도 기업과 기업 k의 contemporaneous 애널리스트 이익 추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

$FR_{IBW,t}$	0.087	0.167	0.105	-0.014	0.014
	1.91	2.42	2.05	-0.97	1.37
$FR_{IBW,t-1}$	0.009	0.010	-0.007	-0.001	0.012
	0.63	1.51	-0.76	-0.66	1.31
$FR_{k,t}$	0.419		0.398	0.385	0.726
	4.52		6.82	3.15	3.64
$FR_{k,t-1}$	0.097		0.087	0.0592	-0.0377
	1.67		1.25	2.41	-1.56
Other Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.248	0.228	0.231	0.2754	0.2663

상관계수의 합

$FR_{IBW,t} + FR_{IBW,t-1}$	0.096	0.177	0.097	-0.015	0.026
-----------------------------	-------	-------	-------	--------	-------

**<Table 6> 애널리스트 보고서 중단과 주도기업의 이익 추정치가 동
산업 내 기업의 주가에 미치는 영향의 관계**

Table 6에서는 2006년부터 2014년까지 애널리스트 중단 시점 전후 3개월 기간 동안 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_{11}FR_{IBW,t-1} + b_{12}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} + b_{13}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} * LOWANAL_{k,t} + b_2FR_{k,t-1} + c_1R_{m,t} + c_2R_{m,t-1} + d_1R_{k,t-1} + d_2R_{k,t-2,t-7} + d_3Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4Ln(BM_{k,t-1}) + d_5TURNOVER_{k,t-1} + d_6Ln(IV_{k,t-1}) + d_7DM_{POST_{k,t}} + e_{k,t}$$

주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 최종 보고서를 발간한 이후 향후 1년간 보고서 발간이 없는 경우 커버리지 중단 시점으로 정의하였다. $R_{k,t}$ (t월 k회사의 주가 수익률)을 FR_{IBW} (산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율)과 FR_{IBW} 와 두 가지 더미 변수와의 교차 변수(interactions)에 대해 회귀분석 하였다. $DM_{POST_{k,t}}$ 는 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전에는 0 기준 t시점 시점 이후 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여한다. $LOWANAL_{k,t}$ 도 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전 기간 t-3월부터 t-1까지 기업 k의 애널리스트 커버리지가 하위 1/3인 경우의 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여하고 나머지의 경우 0을 부여한다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시가치 비율, $TURNOVER_k$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. Panel에서는 통제변수들의 계수들을 보여준다. $FR_{k,t-1}$ 을 설명변수로 포함한 모델(1)과 비포함한 모델(2)로 나누어 회귀분석을 실시하였다.

	model 1		model2	
Variables	coefficient	T	coefficient	T
<i>Intercept</i>	2.205	4.80	2.200	4.79
$FR_{IBW,t-1}$	0.021	0.48	0.024	0.52
$FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}}$	-0.011	-0.46	-0.011	-0.46
$FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} * LOWANAL_{k,t}$	0.115	1.59	0.115	1.59
$DM_{POST_{k,t}}$	1.465	2.81	1.467	2.81
$FR_{k,t-1}$			0.069	0.91
<i>Other Controls</i>	Yes		Yes	
<i>RSq</i>	0.1318		0.1318	

<Table 7> 주도기업의 애널리스트 Lag 이익 추정치 변경이 동 산업
주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업
제외

Table 7 에서는 주도기업을 다루는 애널리스트들이 동시에 커버하는 기업들을 제외한 표본으로 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} \\ + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\ + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k 에 대하여 $R_{k,t-1}$ 는 t 달 k 회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ 과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7 월부터 t-2 까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. $FR_{k,t-1}$ 는 Firm k 의 lag 이익추정치 변화율을 나타낸다.

variables	Analyst coverage group			
	All firms	Low	Medium	High
$FR_{IBW, t-1}$	0.072	0.061	0.014	-0.021
	1.885	1.723	0.908	-0.552
$FR_{k, t-1}$	0.099	0.065	0.069	-0.055
	1.430	2.491	2.664	-1.718
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.229	0.195	0.472	0.305

<Table 8> 주도기업의 애널리스트 Lag이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업 제외

Table 8에서는 주도기업의 월별 개별 애널리스트 lag 이익 추정치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,j,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t-1}$ 는 t월 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. $FR_{IBW,j,t-1}$ 는 산업별 주도기업의 t-1월 가장 늦게 발표된 애널리스트 보고서 j의 이익 추정치의 변화율을 나타내고, $FR_{k,t-1}$ 는 회사 k의 lag 이익추정치 변화율을 의미한다. 나머지 변수들은 통제변수들로 R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부 가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다.

variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBWj,t-1}$	0.0193 0.59	0.0643 1.82	0.0389 2.60	-0.0822 -1.24	0.0532 1.26
$FR_{k,t-1}$	0.0832 2.59		0.0894 3.51	0.0643 3.15	0.0271 1.84
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>RSq</i>	0.1203	0.2445	0.2009	0.1156	0.1242

<Table 9> 주도기업의 애널리스트 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 수익률 lead-lag 관계 통제 후

Table 10에서는 수익률 lead-lag 관계 통제 후 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + c_3 R_{IBIG,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t}$ 는 t달 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 추정치의 변화율을 나타낸다, FR_k 는 회사 k의 lag 이익추정치 변화율을 의미한다. 나머지 변수들은 통제변수들로 R_{IBIG} 은 각 산업의 기업들을 시가총액 기준으로 10 분위수로 나누었을 때 가장 상위 분위 수에 속하는 기업들의 lag 가치 가중 수익률을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다.

variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBW, t-1}$	0.080	0.092	0.065	-0.017	0.019
	1.74	1.85	1.67	-1.05	2.86
$FR_{k, t-1}$	0.098		0.086	0.060	-0.034
	1.69		2.24	2.53	-1.03
$R_{IBIG, t-1}$	0.022	0.150	0.047	0.016	-0.007
	1.57	1.96	1.42	1.53	-0.03
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>RSq</i>	0.2477	0.2295	0.2301	0.2748	0.265

<Table10> 주도기업의 개별 애널리스트 이익 추정치 변경과 기관투자자 거래

Table 10 은 주도기업에 대한 개별 애널리스트 이익 추정치 상향/하향 변경 이벤트 이후 일정기간 동안 주도기업 제외한 동 산업 내 다른 기업들의 평균 일별 비정상 기관투자자 순매수량을 나타낸다. 기업 k 에 대하여 개별 애널리스트 이익 추정치 변경 시점 이후 w 일동안 비정상 기관투자자 순매수량은 아래와 같이 구한다.

$$ABNetBuy_{k,w} = \frac{1}{W} \sum_{d=1}^W \left(\frac{NetBuy_{k,d} - NetBuy_{k,pre}}{STD(NetBuy_{k,pre})} \right)$$

기업 k 에 대하여 d 일 기관투자자들의 순매수량을 같은 날 총 상장 주식수로 나눈 변수를 $NetBuy_{k,d}$ 라고 한다. 만약 Data Guide Pro 에서 자료를 구할 수 없는 경우 0 이라고 정의한다. $NetBuy_{k,pre}$ 는 각 이익 추정치 변경 이벤트 시점 0 을 기준으로 -74 일부터 -11 일까지 3 달간 기관투자자 들의 기업 k 에 대한 순매수량의 평균을 총 상장 주식 수로 나눈 것이다. 기관투자자 비정상 순매수량을 표준화하기 위해 기준 시점(이벤트 시점) 이전 기간(-74 일부터-11 일까지)의 기관투자자 순매수량의 표준편차 $STD(NetBuy_{k,pre})$ 을 구하여 나누어준다. Panel A 에서는 애널리스트 커버리지에 따라 기업들을 분류하여 개별 애널리스트 이익추정치 상향/하향 변경에 대하여 변경시점 날과 다음날까지인 [0,1] 기간과 변경시점 이를 후로부터 22 일 후까지 인 [2,22] 기간에 대해서 비정상 기관투자자 순매수량을 구하였다. Panel B 는 개별 애널리스트 이익 추정치의 변화율 1%을 기준으로 large/small 로 나누어서 크기와 방향(상향/하향)에 따른 변경에 대하여 변경 시점과 다음날까지인 [0,1] 기간과 변경시점 이를 후로부터 22 일 후까지 인 [2,22] 기간에 대해서 비정상 기관투자자 순매수량을 구하였다.

Panel A: 주도기업의 이익 추정치 (Positive/Negative) 변화에 따른 동 산업내 기업들의 비정상(Abnormal) 기관 순매수량

variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
2-day [0,1]					
negative	0.509	0.671	-0.226	-0.010	0.021
	0.68	0.69	-0.67	-0.37	0.69
positive	-0.219	-0.292	-0.340	-0.004	0.065
	-0.98	-0.97	-1.02	-0.10	2.12
21-day [2,22]					
negative	-0.014	-0.017	-0.003	-0.004	0.001
	-0.07	-0.07	-0.74	-1.20	0.19
positive	0.219	0.292	0.010	0.006	-0.001
	1.65	1.65	0.77	1.83	-0.02

Panel B: 주도기업의 이익 추정치 (Small/Large) 변화에 따른 동 산업내 기업들의 비정상(Abnormal) 기관 순매수량

2-day [0,1]					
large negative	0.560	0.741	-0.324	-0.002	0.039
	0.68	0.69	-0.88	-0.06	1.50
small negative	-0.005	-0.086	0.728	-0.098	-0.209
	-0.05	-0.90	1.13	-1.40	-0.82
small positive	-0.040	-0.035	0.217	-0.362	-0.196
	-0.84	-0.72	0.98	-2.00	-1.47
large positive	-0.231	-0.307	-0.375	0.017	0.079
	-0.98	-0.97	-1.06	0.41	2.51

21-day [2,22]					
large negative	-0.006	-0.006	-0.004	-0.005	-0.001
	-0.03	-0.02	-0.93	-1.45	-0.24
small negative	-0.094	-0.124	0.007	0.006	0.023
	-1.97	-2.02	0.51	0.50	1.78
small positive	-0.036	-0.055	0.002	0.020	0.044
	-1.31	-1.50	0.13	1.29	2.45
large positive	0.231	0.308	0.010	0.005	-0.002
	1.65	1.65	0.76	1.55	-0.71

참고 문헌

고봉찬, 김진우, 2007, “애널리스트 이익예측의 정확성과 추천종목의 수익성, 한국증권학회지 제36권 1009-1047

박경진, 2007, “재무분석가 및 외국인투자자활동과 주가동조성 현상”, 대한경영학회.

김경순, 2012, “애널리스트 보고서에 대한 시장반응과 정보력 결정요인”, 한국회계학회

Alford, A., and P. Berger. 1999. A simultaneous equations analysis of forecast accuracy, analyst following and trading volume. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 14:219-40.

Barber, B., and T. Odean. 2008. All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *Review of Financial Studies* 21:785-818.

Bernard, V., and J. Thomas. 1989. Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium? *Journal of Accounting Research* 27:1-36.

Bhushan, R. 1989. Firm characteristics and analyst following. *Journal of Accounting and Economics* 11:255-74.

Chan, K., and A. Hameed. 2006. Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets. *Journal of Financial Economics* 80:115-47.

Chun, H., J. Kim, R. Morck, and B. Yeung. 2008. Creative destruction and firm-specific performance heterogeneity. *Journal of Financial Economics* 89:109-35.

Clement, M., and S. Tse. 2003. Do investors respond to analysts' forecast revisions as if forecast accuracy is all that matters? *The Accounting Review* 78:227-49.

Daniel, K., and S. Titman. 1997. Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. *Journal of Finance* 52:1-33.

Durnev, A., R. Morck, and B. Yeung. 2004. Value enhancing capital budgeting and firm-specific stock returns variation. *Journal of Finance* 59:65-105.

Ellul, A., and M. Panayides. 2012. Do Financial Analysts Restrain Insiders' Informational Advantage?. working paper.

Fama, E., and K. French. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47:427-65.

- Fama, E., and K. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33:3–56.
- Fama, E., and K. French. 1997. Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics* 43:153–93.
- Hameed, A., Morck, R., Shen, J., & Yeung, B. 2015. *Information, analysts, and stock return comovement. Review of Financial Studies*
- Hong, H., T. Lim, and J. Stein. 2000. Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance* 55:265–95.
- Hou, K. 2007. Industry information diffusion and the lead–lag effect in stock returns. *Review of Financial Studies* 20:1113–38.
- Irvine, P., M. Lipson, and A. Puckett. 2007. Tipping. *Review of Financial Studies* 20:741–68
- Israelson, R. 2014. Forthcoming. Does correlated analyst coverage explain excess comovement? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Jegadeesh, N. 1990. Evidence of predictable behavior of security returns. *Journal of Finance* 45:881–98.
- Jegadeesh, N., and S. Titman. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* 48:65–91.
- Kelly, B., and A. Ljungqvist. 2012. Testing asymmetric–information asset pricing models. *Review of Financial Studies* 25:1366–413.
- King, B. F. 1966. Market and industry factors in stock price behavior. *Journal of business*, 139–190.
- Lo, A., and C. MacKinlay. 1990. When are contrarian profits due to stock market overreaction? *Review of Financial Studies* 3:175–205.
- Malmendier, U., and D. Shantikumar. 2007. Are small investors naive about incentives? *Journal of Financial Economics* 85:457–89.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu. 2000. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics* 59:215–60.
- Muslu, V., M. Rebello, and Y. Xu. 2014. Sell–side analyst research and stock comovement. *Journal of Accounting Research* 52:911–54.

O' Brien, P., and R. Bhushan. 1990. Analyst following and institutional ownership. *Journal of Accounting Research* 28:55-76.

Piotroski, J., and D. Roulstone. 2004. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. *The Account Review* 79:1119-51.

Roll, R. 1988. R2. *Journal of Finance* 43:541-66.

Stickel, S. 1991. Common stock returns surrounding earnings forecast revisions: More puzzling evidence. *The Accounting Review* 66:402-16.

Veldkamp, L. 2006. Information markets and the comovement of asset prices. *Review of Economic Studies* 73:823-45.

Abstract

Price effect of analyst earnings forecast revisions about a bellwether firm on industry peers

Sungchul Park

Business Administration and Finance major

The Graduate School

Seoul National University

This study investigates two hypothesis suggested in Hameed et al.(2015) in KOSPI and KOSDAQ market from 2006 to 2014. First, firms whose fundamentals correlate more with those of their industry peers are followed by analysts. This result is consistent with models of profit-maximizing information intermediaries (Veldkamp 2006) allowing to evaluate more firms with more valuable information. Second, we define firm whose fundamentals most highly correlate with those of their industry peers amongst firms followed by more analysts as bellwether firms. We observe significant price effect of analyst earnings forecast revisions about a bellwether firm on industry peers. Moreover, this effect is higher for peers covered by less analysts. Contrary to prior studies(Chan and Hameed 2006; Park 2007)

that show market information to be the reason why high firm analyst coverage resulted in high return comovement, information spillover effects of firm-specific information explain how the heavily followed stocks might exhibit more comovement.

Keywords : bellwether firms, information spillover effect, earning forecast, analyst coverage, return comovement

Student Number : 2014-20466



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경영학 석사 학위논문

주도기업의 펀더멘털 변화에 따른 동 산업내의 주가 변화

2015 년 12 월

서울대학교 대학원

경영학과 재무전공

박성철

주도기업의 펀더멘털 변화에 따른 동 산업내의 주가 변화

지도 교수 고 봉 찬

이 논문을 경영학 석사 학위논문으로 제출함
2015 년 12 월

서울대학교 대학원
경영학과 재무전공
박성철

박성철의 경영학 석사 학위논문을 인준함
2015 년 12 월

위 원 장 _____ (인)

부위원장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

초 록

본 연구는 Hameed et al. (2015)의 연구를 바탕으로 2006년-2014년 기간 동안 국내 KOSPI와 KOSDAQ 주식 시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 2가지 가설에 대한 실증분석을 실시하였다. 첫째, 애널리스트는 동 산업 내 기업들의 펀더멘털(Fundamental)과 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업들에 대한 보고서를 더 많이 작성한다는 것을 보였다. 이 결과는 애널리스트들이 우선적으로 여러 기업들을 평가하는데 유용한 정보를 생산한다는 정보중개자모형(profit-maximizing information intermediaries)(Veldkamp 2006)을 지지한다. 둘째, 애널리스트 커버리지가 높으면서 동 산업 내 기업들과의 펀더멘털 상관관계가 가장 높은 기업을 주도기업으로 정의하여, 주도 기업에 대한 애널리스트 이익예측치 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가를 유의하게 변화시킨다는 결과를 얻었다. 특히 애널리스트 보고서가 없는 기업과 애널리스트 커버리지가 낮은 기업들의 주가를 유의하게 변화시켰다. 이 결과는 기업의 애널리스트 커버리지가 높을수록 주가동조성이 높은 원인을 시장정보로 밝힌 기존 연구(Chan and Hameed 2006; 박정진 2007)와 달리 애널리스트 커버리지가 높은 기업의 고유 정보가 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상(Information Spillover Effects)때문에 주가동조성이 생긴다는 것을 보여냈다.

주요어: 애널리스트, 주도기업(bellwether firms), 정보전이효과,

이익추정치, 애널리스트 커버리지, 이익 극대화 정보중개자 모형,
주가 동조성 (comovement)

학 번: 2014-20466

목 차

국문 초록

제 1 장 서론	1
제 1 절 연구의 의의와 목적	1
제 2 절 기존 문헌 연구	6
제 3 절 논문의 구성	8
제 2 장 펀더멘털 상관관계와 애널리스트 커버리지	9
제 1 절 표본 설정 및 변수 설명	9
제 2 절 요약 통계량	14
제 3 절 회귀 분석 결과	15
제 3 장 주도기업 펀더멘털 변화와 동 산업 내 주가 반응	17
제 1 절 주도 기업의 정의 및 요약 통계량	17
제 2 절 정보전이 효과	18
제 3 절 애널리스트 보고서 중단에 따른 정보전이 효과	22
제 4 절 강건성 테스트	25
제 5 절 기관투자자 거래와 주도 기업 효과	28
제 4 장 결론	32
참고문헌	40
Abstract	41

표 목 차

[Table 1] 요약 통계량	34
[Table 2] 애널리스트 커버리지의 결정요인	35
[Table 3] 주도기업의 요약 통계량	36
[Table 4] 주도기업의 애널리스트 Lag 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향	38

[Table 5] 주도기업의 애널리스트 Contemporaneous이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향.....	39
[Table 6] 애널리스트 보고서 중단과 주도기업의 이익 추정치가 동 산업 내 기업의 주가에 미치는 영향의 관계.....	40
[Table 7] 주도기업의 애널리스트 Lag이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업 제외	41
[Table 8] 주도기업의 애널리스트 Lag이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업 제외	42
[Table 9] 주도기업의 애널리스트 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 수익률 lead-lag 관계 통제 후	43
[Table 10] 주도기업의 개별 애널리스트 이익 추정치 변경과 기관투자자 거래	44

그림 목차

[Figure 1] 연도별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균	37
[Figure 2] 산업별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균	37

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 의의와 목적

본 연구에서는 Hameed et al. (2015)의 연구를 바탕으로 2006-2014년 기간 동안 국내 KOSPI와 KOSDAQ 주식 시장에 상장되어 있는 기업을 대상으로 2가지 가설에 대한 실증분석을 실시하였다. 첫째, 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업일수록 따르는 애널리스트의 수가 더 많은지 분석하였다. 둘째, 많은 애널리스트들이 따르는 기업 중 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업을 주도기업(Bellwether firm)으로 정의하여, 주도기업의 펀더멘털 변화가 동 산업 내 다른 기업들에게 영향을 미칠 수 있는지 확인해 보았다.

애널리스트들은 정보취득을 하기 위해서는 고정비용이 들며, 그들이 생산하는 정보는 규모에 따른 이익체증의 법칙을 따른다. Veldkamp(2006)은 애널리스트들이 자신들의 이익을 최대화하려는 정보중개자로서, 생산해내는 정보의 속성을 고려하여 가장 가치 있는 정보를 생산하려 한다는 이익극대화 중개자 모형을 주장하였다. 또한 투자자들은 정보의 취득비용이 비싸기 때문에 합리적으로 다른 자산들과 동조성을 띄는 정보를 우선적으로 취득하여 여러 관련된 자산들을 평가하려고 할 것이라고 주장하였다. 따라서 애널리스트들은 개별기업 정보 중개자로서, 자신들의 이익을 최대화하기 위해 다른 기업들의 펀더멘털과 가장 관련이 깊은 기업에 대한 정보를 공급을 할 유인이 크다. 한편

투자자들은 다른 주식들과 관련이 깊은 기업에 관련된 정보를 통해 정보가 없거나 적은 다른 주식들을 평가할 것이다. (Hameed et al. 2015). 따라서 위의 내용에 따라 2가지 가설을 생각해볼 수 있다.

가설 1.

같은 산업 내 기업들의 펀더멘털과 더 상관관계가 높은 펀더멘털을 갖는 기업은 애널리스트 커버리지가 높다.

가설 2.

애널리스트 커버리지가 높으면서 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계를 갖는 기업을 주도기업(bellwether firms)으로 정의하여, 주도기업의 펀더멘털 변화가 산업 내 다른 기업들의 주가를 유의하게 변화시킨다.

가설 1의 의미는 다른 기업들의 펀더멘털과의 상관관계가 한 기업의 애널리스트 커버리지의 결정요인이라는 것이다. 선행 연구에 따르면 애널리스트 커버리지는 여러 개별기업의 특성과 관련이 있다. Bhushan(1989)에 의하면 기본적으로 애널리스트 정보는 수요와 공급의 원리에 의하여 작동하며, 수요와 공급의 균형점에서 애널리스트 수가 결정된다고 주장하였고, 애널리스트의 수는 기업규모, 수익률의 분산과 양(+)의 관계를 증명하였다. 규모가 큰 기업일수록 더욱 많은 애널리스트를 유인하며 이는 애널리스트가 기업을 분석하려면 많은 고정 비용이 소요되는데 큰 기업일수록 정보취득 비용이 낮을 수 있으며, 큰 거래를 통해 보상을 받을 수 있기 때문이다. 또한 공개된 정보가 일정하다는 가정하에 수익률의 분산이 클수록 사적인 정보가 담겨 있을 가능성을 내포한다. 따라서 이익을 낼 수 있는 기회임에 따라 애널리스트에 대한 수요가 많을 것이라

고 주장하였다. Alford and Berger(1989)는 거래회전율이 높은 기업일수록 더욱 많은 수수료가 발생하기 때문에 애널리스트는 거래회전율이 높은 기업을 선호하게 된다고 주장하였다. 또한 O' Brien and Bhushan(1990)는 애널리스트들의 주요 고객인 기관투자자들의 지분율이 높은 기업들을 따르는 애널리스트들의 수가 많다는 것을 보였으며, Piotroski and Roulstone(2004)에 따르면 기업이 사업 구조가 단순할수록 애널리스트들의 정보취득 비용이 낮아 애널리스트들의 공급이 많을 것이라고 하였다. 따라서 가설 1을 테스트하기 위해 위에 언급된 개별기업 특성들을 통제변수로 활용할 것이다.

가설 1은 주도 기업 효과(bellwether firm effect)를 내포하고 있다. 주도 기업을 애널리스트 커버리지가 높으면서 동산업 내 기업들의 펀더멘털의 상관관계 가장 높은 기업으로 정의한다면, 투자자들은 다른 주식들과 관련이 깊은 기업인 주도 기업의 관련된 정보를 통해 정보가 없거나 적은 다른 주식들을 평가할 것이기 때문이다. 따라서 주도 기업으로부터 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상(Information Spillover Effects)가 일어날 것이다. 이에 따라 가설 2를 생각해 볼 수 있다. 주도기업의 펀더멘털 변화는 애널리스트 컨센서스 이익 추정치 변경으로 측정하여 산업 내 다른 기업들의 주가를 유의하게 변화시키는 지 볼 것이다.

이 논문이 얻은 결과는 다음과 같다. KOSPI와 KOSDAQ 시장에서 위의 2가지 가설이 지지됨을 확인하였다. 다른 기업들의 펀더멘털과 상관관계가 높은 펀더멘털을 갖는 기업일수록

애널리스트 커버리지가 높은 것을 확인 할 수 있었다. 또한 매년 각 산업 내에서 애널리스트 커버리지 상위 1/3 기업 중 동 산업 내 다른 기업들의 펀더멘털과 상관관계가 가장 높은 기업을 주도기업이라고 정의하여, 주도 기업의 애널리스트 이익추정치 변경에 따라 동 산업 내 기업들의 현재 주가 및 미래 주가를 유의하게 변화시킨다는 결과를 얻을 수 있었다. 특히 애널리스트 보고서가 없는 기업과 애널리스트 커버리지가 낮은 기업들의 주가를 유의하게 변화시켰다.

추가적으로 본 연구의 결과의 다른 가능한 설명들에 대해 테스트 해 보았다. 첫 번째 가능성은 모멘텀 현상에 영향을 받았을 가능성이다. Hong, Lim, and Stein(2000)에 의하면 기업 시가총액을 통제한 상태에서 애널리스트 커버리지가 적은 기업들의 가격 모멘텀 현상이 더 두드러지게 나타나는 경향이 있다. 본 연구에서는 lag 주가 수익률, 기업의 lag 이익 관련된 정보를 이용하여서 결과가 모멘텀 현상에 영향을 받은 것이 아니라는 것을 보였다. 두 번째 가능성은 같은 애널리스트들이 커버하는 회사들의 수익률의 동조성(Comovement)이 나타나는 이유는 한 명의 애널리스트가 보통 여러 기업들의 보고서를 작성하는데 동일한 정보를 이용하기 때문이라는 것이다(Israelsen 2014; Muslu, Rebello, and Ye 2014). 이 효과를 제거하고 주도 기업의 lag 이익 추정치 변경을 통해 결과가 달라지지 않았다. 세 번째 가능성은 주도기업의 이익 추정치가 단지 더 정확하기 때문에 다른 기업 평가에 유용할 수 있다는 것이다. 주도기업 컨센서스 이익추정치 대신 개별 애널리스트 이익추정치로 같은 분석을 실시하여 결과

값이 다르지 않음을 확인하였다. 또한 시가총액이 큰 기업들의 주식들은 산업에 공통된 정보에 즉각적으로 반응하여 변하나 시가총액이 작은 주식들은 시간이 걸려 정보에 의한 Lead-lag현상이 나타난다(Lo and MacKinlay 1990). 주도기업이 단지 시가총액이 큰 기업이기 때문에 주도기업으로부터 정보가 적고 시가총액이 작은 기업으로의 정보전이 효과가 나타난다는 가능성을 통제한 후 살펴본 결과 기존 결과를 지지하는 모습을 보였다.

마지막으로 주도기업의 정보전이 현상을 기관투자자들이 인지하고 있어서 이 현상을 이용하여 실제로 거래를 하는지 살펴 보았다. 주도기업의 이익추정치 변경 시점 후로 기관투자자의 거래량이 비정상적으로 증가하는지를 확인 해 보았다. 결과적으로 주도기업의 정보전이 효과를 기관투자자들이 인식을 하고 거래를 한다는 증거는 찾지 못하였다.

이 연구의 의의는 다음과 같다. Hameed et al. (2015)이 미국시장에서 보였던 2가지 가설이 한국 KOSPI 와 KOSDAQ 시장에서도 어느 정도 지지된다는 것을 확인하였다. 선행 연구에 따르면 국내외에서 기업의 애널리스트 커버리지가 높을수록 주가동조성이 높으며, 시장 정보를 원인으로 밝혀 왔다(Chan and Hameed 2006; 박경진 2007). 그러나 본 연구는 시장 및 산업 정보를 다 통제한 후에도 애널리스트 커버리지가 높은 기업의 고유 정보가 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상(Information Spillover Effects)때문에 주가동조성이 생긴다는 것을 보여냈다. 또한 Veldkamp(2006)에서 제시된 정보 중개 이론을 실증적으로 분석하여 일치하는 결과를 얻었다. 국내외 애널리스트 이익 추정치관

런 연구들은 기업의 주가에 초점을 맞추어 진행해왔으나(e.g. Stickel 1991; Clement and Tse 2003; 고봉찬, 김진우 2007; 김정순 2012), 본 연구는 이익 추정치 변경이 다른 주식들의 주가반응에 어떤 영향을 미치는지에 주도기업의 개념을 통해 설명하였다.

제 2 절 기존 문헌 연구

주가 동조성은 주가에 반영되는 정보의 속성에 따라 달라진다. 정보는 시장 정보, 산업 정보, 그리고 기업 개별 정보 세 가지로 나누어 볼 수 있는데, 주가 동조성은 전통적으로 시장 정보 및 산업 정보를 포함한 공통된 정보(Common information)에 의해 생긴다고 알려져 왔다. King(1966)은 주가는 시장 수익률과 산업 수익률과 같이 움직이는 속성이 있어서 주가 시장에서 주가동조성이 존재한다고 하였다. 하지만 Roll(1988)에 의하면 미국시장에서 주가는 시장정보나 산업 정보에 의한 영향보다는 기업 개별 정보에 의해 주로 변화하기 때문에 주가동조성이 낮다는 결론을 내렸다. 이러한 결론에도 불구하고, 주가 동조성 현상에 대한 연구는 지속되어 왔다. 먼저 Morck et al(2000)은 주가동조성은 자본시장이 낙후되어 있을수록 주가동조성이 커지는 경향이 있음을 밝혔다. 투자자에 대한 보호가 낮은 신흥시장에서 기업특성과 관련된 정보취득 비용이 비싸기 때문에 공통된 정보(Common information)를 이용하여 투자하는 경향이 있다고 밝혔다. Piotroski(2004)는 미국시장에 대하여 주가 동조성은 기관투자자, 내부자, 애널리스트들의 거래 활동에 따라 공통 정보와 개별기업 정보의

양이 달라진다고 하였으며, 애널리스트 거래활동과 주가동조성에는 양(+)의 관계가 있음을 밝혔다. Veldkamp(2006)은 애널리스트들은 자신들의 이익을 극대화하려는 정보중개자로서, 생산해내는 정보의 속성을 고려하여 가장 가치 있는 정보를 생산하려 한다는 이익극대화 중개자 모형을 주장하였다. 또한 투자자들은 정보의 취득비용이 비싸기 때문에 합리적으로 주요 자산의 부분적인 것(Subset)에 대한 정보만 구입하여 관련된 자산들을 평가하려고 할 것이라고 주장하였다. 따라서 횡단면적(Cross-sectional)으로, 그리고 시계열(Time-series)적으로 자산 가격간의 동조성이 생긴다고 주장하였다. Chan and Hameed(2006)은 신흥시장에서 애널리스트와 주가동조성 간의 관계를 밝혀내었다. 애널리스트 커버리지가 큰 기업일수록 주가동조성이 커진다는 것이다. 애널리스트들은 기업개별 정보를 생산해낸다는 기존의 고정관념과 달리 애널리스트 커버리지가 높은 기업일수록 공통정보(common information)를 사용한다고 주장하였다. 주가동조성이 커지며, 애널리스트 커버리지가 높은 기업이 낮은 기업의 주가를 이끄는 현상을 발견하였다. 국내의 경우 박경진(2007)은 애널리스트와 주가동조성간의 관계를 분석하였다. 우리나라 주식시장에서 애널리스트의 수가 증가할수록 주가동조성이 높아지는 결과를 보였다. 또한 우리나라 시장에서 애널리스트들은 기업 특성에 관련된 정보보다는 시장 정보나 산업정보를 주로 제공하는 결과를 지지하였다.

제 3 절 논문의 구성

이후 논문의 구성은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제 2장에서는 펀더멘털 상관관계와 애널리스트 커버리지에 관한 연구를 수행하기 위해 표본의 선정 기준을 설명하고 사용된 변수들의 정의 및 실증 분석의 방법을 설명한다. 제 3장에서는 애널리스트 커버리지가 높으면서 동 산업 내 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계를 갖는 기업을 주도기업(bellwether firms)으로 정의하여, 주도기업의 기초통계량과 주도기업의 펀더멘털 변화가 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위한 실증 분석들을 실시하고 강건성(Robustness check)테스트를 실시한다. 제 4장 결론에서는 본 연구의 결과 요약 및 연구의 의의에 대해서 살펴보았다.

제 2 장 펀더멘털 상관관계와 애널리스트 커버리지

제 1 절 표본 선정 및 변수 설명

본 연구는 Data guide Pro로부터 KOSPI와 KOSDAQ에 상장되어 있는 모든 보통주(상장폐지 포함)의 2001년 1월부터 2014년 12월까지의 연별 자료를 이용하였다. 금융업에 속하는 기업은 제외하였고, Data Guide Pro에서 결측치가 하나라도 존재하는 기업들은 제외하였다. 최종적으로 총 표본은 2006년부터 2014년 까지 10767개, 연평균 1196개를 선정하였다.

애널리스트 커버리지(*ANALSYT*)

애널리스트 커버리지 (*ANALSYT*)는 해당 기업에 투자의견을 낸 애널리스트의 수로 측정하였다. Dataguide pro에 애널리스트 보고서가 존재하지 않는 기업은 애널리스트 커버리지를 0으로 가정한다. 매년 평균적으로 2297개의 기업이 투자의견이 없는 것으로 나타났다.

펀더멘털의 부분 상관(*PCORR_ROA*)

Velkamp(2006)모형은 다른 기업들의 펀더멘털과 상관관계(fundamental correlation)가 높을수록 그 기업을 따르는 애널리스트의 수가 많을 가능성을 암시하고 있다. 개별 기업의

펀더멘털의 측정은 총자산 수익률(ROA)이나 총매출수익률(ROS)와 같은 회계지표로 측정된다. ROA(총자산순이익률)나 ROS(매출액수익률) 역시 개별기업의 펀더멘털을 측정하는데 완벽한 지표는 아니지만, 펀더멘털의 상관관계의 추정치로 사용되어 왔다(Morck, Yeung, and Yu 2000; Piotroski and Roulstone 2004; Durnev et al. 2004; Chun et al. 2008). 따라서 본 연구에서도 ROA를 펀더멘털의 지표로 삼는다.

기업의 펀더멘털의 변화는 산업에 미치는 공통적인 변화(수요 및 공급 곡선의 이동, 기술 변화, 규제 등)에 의해 일어난다. 따라서 한 산업 내에서 다른 기업들의 펀더멘털 동조성에 각각의 기업들의 영향을 추정하기 위해 3단계 과정을 통해 매년 기업 k의 펀더멘털 부분 상관관계를 구한다. 먼저 1단계에서는 각 기업 i에 대하여(기업 k를 제외한) 아래와 같은 시장모형을 ①실시한다.

$$ROA_{iq} = a_i + b_i ROA_{Mq} + e_{iq} \quad (1)$$

기업 i의 ROA_{iq} 의 이익은 분기 q마다 Dataguide pro에서 제공하는 당기 순이익을 총 자산으로 나눈 값으로 구하였다. ROA_{Mq} 는 같은 분기 q의 k기업을 제외한 시장포트폴리오의 자산가중평균 ROA를 나타낸 것이다. 따라서 식 (1)의 R^2 값인 $R^2_{I,excl,k}$ 은 시장에 의해 설명되는 기업 i의 ROA 부분이 된다. 2단계에서는 식 (1)에 기업 k의 ROA를 추가하여 회귀분석을 실시한다.

$$ROA_{iq} = a_i + b_i ROA_{Mq} + C_i ROA_{kq} + e_{iq} \quad (2)$$

① 분기별 자료를 이용하여 5-year window로 롤링 회귀분석을 실시한다.

이 회귀분석의 R^2 값은 $R_{I,incl,k}^2$ 로 표시한다. 같은 산업 내 기업 i,k 에 대하여 $R_{I,incl,k}^2 - R_{I,excl,k}^2$ 은 기업 k 의 펀더멘털이 기업 i 의 펀더멘털을 설명하는 부분적인 영향을 의미한다. 그리고 나서 $R_{I,incl,k}^2 - R_{I,excl,k}^2$ 을 식 (1)에서 설명되지 않는 부분에 대해 일반화시킨 부분 상관계수를 계산한다.

$$PCORR_ROA_{k,i} = (R_{I,incl,k}^2 - R_{I,excl,k}^2) / (1 - R_{I,excl,k}^2) \quad (3)$$

3단계에서는 기업 k 동 산업 내의 모든 기업과의 펀더멘털 상관관계의 추정치를 구한다. 2단계에서 구한 $PCORR_ROA_{k,i}$ 기업 k 의 동 산업 내 모든 기업들에 대한 평균 값을 구하고 $PCORR_ROA_k$ 로 나타낸다. $PCORR_ROA_k$ 의 값은 0과 1사이에 있기 때문에 로짓변환을 통해서 $PCORR_ROA$ 의 정규분포화 시켜 주었다.

$$LPCORR_ROA_k = \ln(PCORR_ROA_k) / (1 - PCORR_ROA_k) \quad (4)$$

반복적으로 3단계 과정을 통해 매년 기업 k 의 펀더멘털 부분 상관관계를 구하였다. 같은 기간 $LPCORR_ROA_k$ 가 높을수록 동 산업 내 다른 기업들의 펀더멘털의 변화에 대해서 기업 K 의 펀더멘털의 설명력이 높다는 의미이다. 각 산업의 경우 한국거래소 지수 산업 분류법을 이용하여 KOSPI 와 KOSDAQ에 상장된 총 기업들을 26개의 산업으로 분류하였다.

기업의 시가총액(SIZE),

시가총액규모가 큰 기업일수록 더욱 많은 애널리스트를 유인하며 이는 애널리스트가 기업을 분석하려면 많은 고정 비용이 소요되는데 이에 대한 보상은 기업규모와 연관되어 있기 때문이다(Bhushan, 1989). 또한 대규모기업은 많은

애널리스트들이 따르기 때문에 정보를 생산하는데 정보취득 비용이 낮기 때문에 시가총액이 클수록 많은 애널리스트들이 따를 것이다. Dataguide pro에서 연간 12월말 측정한 기업별 시가총액을 이용하였다.

거래회전율 (*TURNOVER*),

Alford and Berger(1989)는 거래회전율이 높은 기업일수록 더욱 많은 수수료가 발생하기 때문에 애널리스트는 거래회전율이 높은 기업을 선호하게 된다고 주장하였다. 반면 거래회전율이 높은 기업은 유동성거래(liquidity trader)가 많고 유동성 거래는 주가에 노이즈(noise)를 일으킬 수 있다. 주가변동성의 증가는 애널리스트의 정보공급비용을 증가시킬 수 있기 때문에 애널리스트들은 거래회전율이 높은 기업을 선호하지 않을 수 있다. Dataguide pro에서 일평균 거래량을 상장주식수로 나누어 연간 일평균거래회전율을 구하였다.

주가변동성(*STDRET*)

Bhushan (1989)은 주가변동성이 큰 기업일수록 애널리스트 커버리지가 더 높다는 결과를 얻었다. 주가변동성이 크다는 것은 그 기업의 미래에 대한 불확실성이 크다는 것을 의미한다. 이질적 믿음에 따른 불확실성에 대한 가치 있는 정보는 수익을 창출할 기회를 제공할 수 있기 때문에 애널리스트 보고서에 대한 수요가 증가할 것이다. 반면, 주가변동성이 큰 경우 애널리스트의 정보취득비용이 증가하기 때문에 애널리스트

커버리지는 낮아질 수 있는 설명도 가능하다. 주가변동성은 Dataguide pro를 이용하여 일별 주가 변동성의 평균을 구하였다.

기관투자자의 거래량 비중(IV)

O' Brien and Bhushan(1990)은 기관투자자는 애널리스트 서비스의 주요 고객으로 보유하고 있는 기업의 정보에 대한 수요가 크다. 따라서 기업의 기관투자자 지분율이 높을수록 애널리스트 커버리지가 높다는 결과를 얻었다. 국내의 경우 지분율 3%미만의 주주는 사업보고서에 공시할 의무를 갖지 않는다. 따라서 기업의 기관투자자 지분율 자료는 얻을 수 없다. 이에 따라 기관투자자 지분율 대신 전체 거래량 중 기관투자자 거래량 비중으로 대체하였다.
$$\left(\frac{\text{기관 매도량} + \text{기관 매수량}}{2} \right) / \text{기관 전체거래량}$$
 . 연간 기관투자자 거래량 비중을 구하기 위해 일별 기관투자자 거래량비중을 구하여 연간 평균하였다.

개별 기업 허핀달 지수(HERF_SALES)

어떤 기업이 다각화(Diversification)되어 있어 여러가지 사업을 영위한다면 애널리스트들의 정보취득 비용이 증가하여 애널리스트 보고서의 공급이 줄어들 것이다(Bhushan 1989). 기업 수준의 허핀달 지수(HERF_SALES)는 개별 기업의 다각화 측정한 지표이다. 따라서 기업 허핀달 지수가 클수록 기업의 다각화 정도가 낮고 애널리스트 커버리지는 높을 것이다. 한 기업 내 사업별 전체 매출액 대비 비중의 제곱의 합으로 계산한다. 자료는 TS-2000 상장협의회 데이터베이스에서 구하였다.

제 2 절 요약 통계량

Table1의 Panel A에서는 주요 변수들의 요약 통계치를 보여준다. 전체 표본의 기업들에 대해 투자의견을 내는 애널리스트 수의 연평균 값은 1이고 중앙값은 0이다. 이는 애널리스트커버리지의 분포가 양의 왜도를 갖는 분포임을 알 수가 있다. PCORR_ROA의 평균값은 12.15%이고 표준편차는 5.87%로 기업에 따라 상당히 다른 것을 알 수 있다. Panel B에서는 애널리스트 커버리지로 분류한 기업들의 연간 평균값을 나타낸다. 산업 내에서 애널리스트의 투자의견 수가 없는 기업의 경우에 Zero그룹으로 분류하고 그 외 애널리스트의 투자의견 수(*ANALYST*)에 따라 High, Medium, low로 나눈다. High-ANALYST그룹의 기업들은 평균적으로 13명의 애널리스트들이 따르며, 반면 Low-ANALYST 그룹의 경우 평균적으로 1명의 애널리스트가 따른다. High-ANALYST 그룹에 속한 기업들은 시가총액이 크며, 기관투자자 거래량 비중이 많다. 반면 Low-ANALYST 혹은 Zero-ANALYST 그룹들의 기업들보다 거래회전율이 낮으며 주가 변동성 적은 것을 확인할 수 있다. High-ANALYST그룹의 PCORR_ROA와 Zero-ANALYST그룹의 PCORR_ROA의 T테스트를 통해 High-ANALYST 그룹의 펀더멘털이 Zero-ANALYST 그룹보다 더 같은 산업 내 기업들의 펀더멘털과 더 상관관계가 있다는 것을 보여준다. Panel C에서는 변수간 상관계수를 보여주는데, 특히 *ANALYST* 변수와 *SIZE*

변수가 밀접하게 연관되어 있음을 볼 수 있고, *ANALYST*와 *PCORR_ROA* 간 양의 상관관계가 있음을 확인할 수 있다.

제 3 절 회귀분석 결과

펀더멘털 정보가 다른 기업들의 가치를 예측하는데 유용한 기업들의 애널리스트 커버리지가 많다는 것을 보이기 위해 매 t 년도 각 k 기업의 애널리스트 커버리지를 펀더멘털의 부분 상관(*PCORR_ROA*)에 대하여 회귀분석을 실시하였다. 식 (5)에서 앞에서 언급한 애널리스트 커버리지에 중요한 영향을 미치는 기업 특성들이라고 밝혀진 특성들을 통제변수로 놓았다(e.g., Bhushan 1989; Piotroski and Roulstone 2004; Chan and Hameed 2006). 기업의 시가총액(*SIZE*), 일별 거래 회전율의 연간 평균(*TURNOVER*), 개별기업의 다각화(Diversification) 정도를 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수(*HERF_SALES*), *STDRET*는 일별수익률의 표준편차(*STDRET*), 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중(*IV*^②)을 나타낸다. 애널리스트 커버리지에 영향을 주는 다른 기업 특성 관련변수를 통제변수로 추가하였을 뿐만 아니라 산업과 연도 더미를 넣었다. 또한 전체 표본뿐만 아니라 애널리스트 커버리지가 0인 기업을 제외한 모든 기업들인 None-Zero그룹에 대해서 회귀분석을 실시하였다. 애널리스트 커버리지가 0인 기업이 전체 기업의 70%임에 따라 결과에 영향을 미치는지를 보기 위해 실시하였다.

② *IV*값이 0인 경우에 대해서는 로그변환이 이루어지도록 1%를 추가하여 계산하였다.

$$\begin{aligned}
& \ln(1 + ANALYST_{k,t}) \\
&= a + a_1 LPCORR_{ROA_{k,t-1}} + a_2 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
&+ a_3 TURNOVER_{k,t-1} + a_4 HERF_{SALES_{k,t-1}} \\
&+ a_5 \ln(STDRET_{k,t-1}) + a_6 \ln(IV_{k,t-1}) \\
&+ \sum c_I INDDUM_{I,k,t} + \sum c_I YEARDUM_{I,k,t} \\
&+ e_{k,t}
\end{aligned} \tag{5}$$

Table 2는 LPCORR_ROA의 계수 값이 전체(ALL) 표본에서뿐만 아니라 None-Zero 표본에서도 양의 값을 갖는 것을 보여준다. 전체 표본에서는 LPCORR_ROA의 t값이 1.62로 어느 정도 통계적 유의성을 갖는 모습을 보여주며, None-zero 표본에서는 더 확실하게 통계적 유의성을 갖는 모습을 보여준다. 그 외 기업의 사기총액이 더 클수록, 주가변동성이 클수록, 기관투자자 거래량 비중이 높을수록 애널리스트들이 더 기업에 대한 투자의견을 많이 내는 것을 확인할 수 있다. 반면 거래회전율이나 기업 허핀달 지수 같은 경우는 애널리스트 커버리지를 설명한 하는 결정요인이라고 하기엔 유의하지 않았다. 결론적으로 Table2의 결과는 ‘펀더멘털 정보가 다른 기업들의 가치를 예측하는데 유용한 기업들의 애널리스트 커버리지가 높다.’ 라는 가설 1을 지지하는 모습을 볼 수 있다.

제 3 장 주도기업의 펀더멘털 변화와 동 산업 내 주가 반응

제 1 절 주도 기업의 정의 및 요약 통계량

이 절에서는 주도기업을 정의하고 산업별 주도기업에 대한 요약 통계량을 살펴 보았다. 투자자들은 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업들을 평가할 때, 애널리스트 커버리지가 높은 기업들의 정보를 이용할 것이고, 그에 따라 기업들의 주가에 동조성을 발생시킬 것이다. (Veldkamp 2006). 따라서 정보 전이효과가 실제로 있는지에 대해서 살펴보기 위해 주도기업의 애널리스트 이익 추정치 변경에 따라 동 산업 내 주가들의 반응이 있는지를 살펴볼 것이다. 먼저 매년 각 산업의 주도기업은 산업 내에서 애널리스트 커버리지 상위 1/3에서 가장 *PCORR_ROA*가 높은 기업으로 정의한다.

Table 3에서는 연간 측정된 산업별 주도기업들의 특성들의 요약 통계치를 나타낸다. *PCORR_ROA*의 평균이 0.1770으로 전체표본 값보다 높다는 것을 확인할 수 있다. 또한 주도기업들의 시가총액(SIZE)은 크고 기관투자자 거래량 비중이 높은 기업들이다. Figure1은 2006년부터 2014년까지 주도기업의 연평균 *PCORR_ROA* 값들을 연도별로 나타낸 것이다. Figure2는 같은 기간 산업별 주도기업의 연평균 *PCORR_ROA* 값을 나타내었다. 전기가스업 경우(0.60)을 제외하고 대부분의 산업별

$PCORR_ROA$ 값은 0.15~0.25 사이에 존재하였다.

제 2 절 정보 전이 효과

이 절에서는 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익 추정치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향 테스트를 위해 (6) 회귀 분석을 실시하였다.

주요 변수

$FR_{k,t-1}$ 는 t 달 k 회사의 애널리스트들의 12 개월 Forward EPS 이익예측치 평균의 변화율을 나타낸 것이다. 따라서 $FR_{IBW,t-1}$ 는 주도기업의 애널리스트 컨센서스 12 개월 이익 예측치 평균의 변화율을 의미한다. 또한 $R_{k,t}$ 는 t 달 k 회사의 주가 수익률을 나타낸다.

통제 변수

그 외 주가 수익률에 영향을 주는 통제변수들을 설명변수로 사용하였다. 먼저 주가의 기대수익률에 영향을 주는 개별 기업의 특성을 통제하기 위해 기업 시가총액 $Ln(SIZE_{k,t-1})$ 과 장부가치대비시장가치비율 $Ln(BM_{k,t-1})$ 와 관련된 통제변수를 구하였다(Fama and French 1992; Daniel and Titman 1997). 또한 기관투자자들의 거래비중과 거래회전율이 주가에 영향을 미칠 수 있는 기업 특성임에 따라 같이 통제변수로 추가하였다. 주가의 모멘텀 현상(Jegadeesh and Timan 1993)을 통제하기 위해 각 기

$$\begin{aligned}
R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} \\
& + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) \\
& + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\
& + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}
\end{aligned} \tag{6}$$

업 k의 과거 7개월 전부터 2개월 전까지 6개월간의 누적수익률 $R_{k,t-2,t-7}$ 와 주식수익률의 단기 역전현상(Jegadeesh 1990)을 설명하기 위해 $R_{k,t-1}$ 을 포함시켰다. Lo and MacKinlay(1990)은 작은 기업의 수익률은 큰 기업의 가격에 미리 내재된 시장 정보에 반응한다고 하였으며, 더 나아가 Hou(2007)는 산업에 관한 정보의 점진적 확산은 큰 기업에서 작은 기업으로 확산된다고 주장하였다. 따라서 시장포트폴리오의 t월과 t-1월의 월별수익률 $R_{m,t}$, $R_{m,t-1}$ 통제변수에 포함시켰다. Table4에서는 (6)식과 (6)식에 각 기업 k의 이익 추정치 컨센서스 변경 $FR_{k,t-1}$ 를 통제변수로 추가한 2가지의 회귀분석을 실시하였다. 각 기업 k의 이익 예측치 컨센서스 변경 $FR_{k,t-1}$ 는 이익 모멘텀을 (Bernard and Thomas 1989) 고려하여 추가시켰다.

회귀분석 결과

Table 4는 2가지 회귀분석 결과를 애널리스트 커버리지 그룹에 따라 보여준다. 애널리스트 커버리지^③ 는 각 산업에서 투자의견을 내는 월별 애널리스트의 수로 나누었다. 먼저 Panel A는 식(6)의 결과를 보여준다. 전체 기업들을 대상으로 한

③ 애널리스트 커버리지는 투자의견을 내는 월별 애널리스트의 수 상위 1/3을 High 그룹, 하위 1/3을 Low 그룹 그 외 기업들을 medium 그룹으로 나누었다. 투자의견을 내는 애널리스트가 없는 경우 Zero 그룹으로 분류하였다.

분석에서 가장 중요한 변수인 $FR_{IBW,t-1}$ 은 동 산업내 다른 기업들의 주가에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 주도기업의 애널리스트 컨센서스 이익추정치 값이 상승할 때 동 산업 내 주식의 수익률이 상승하였다. Medium-ANALYST 그룹을 제외한 Zero, Low, High 그룹에서 유의하게 나오는 모습을 보였는데, Zero-ANALYST 그룹에서 Low-ANALYST 그룹으로 갈수록 계수가 줄어드는 현상을 나타내었다. FR_{IBW} 가 1% 변할 때, Zero-ANALYST 에서는 유의하게 0.10%가 변하였고, Low-ANALYST 그룹에서는 0.08%가 변하였다. 투자자들은 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업들을 평가할 때, 애널리스트 커버리지가 높은 기업들의 정보를 이용할 것이라는 Veldkamp(2006)의 주장과 일치하는 결과를 얻었다. 선행 연구들과 일치하게 주가의 단기 역행 현상이 나타났고, 중기 모멘텀 현상은 뚜렷하게 나타나는 모습을 보이지는 못했다. 또한 주가는 시장포트폴리오의 수익률에 유의하게 영향을 받았으며, 낮은 거래회전율, 높은 B/M을 갖는 기업들이 수익률이 높았고, 기업의 시가총액, 기관투자자 거래비중은 유의한 값을 갖지 못하였다.

Panel B에서는 식(6)에서 추가적으로 기업 k의 lag이익 추정치 변경을 설명변수로 추가한 회귀분석의 결과를 보여준다. $FR_{IBW,t-1}$ 의 대해서는 Panel A와 거의 동일한 모습을 보여준다. 이는 $FR_{k,t-1}$ 은 $FR_{IBW,t-1}$ 계수에 영향을 주지 못한다는 것을 알 수 있다. 이는 다시 말하면 주도 기업의 애널리스트 보고서 이익 추정치 변경에는 다른 기업들을 다루는 애널리스트로부터의 정보 이상의 가치 있는 정보를 담고 있다고 할 수 있다. 주도 기업의

펀더멘털 정보가 상관관계가 높은 기업의 주가에 영향을 준다면, 주도기업의 이익 추정치 변경이 정보가 없거나 적은 기업들의 주가에 즉시적인 영향을 줄 수 있을 것이다. 따라서 본 장에서는 식(6)을 변경하여 2가지 회귀 분석을 실시한다.

$$\begin{aligned}
 R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} \\
 & + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
 & + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\
 & + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned}
 R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{IBW,t-1} + b_3 FR_{k,t} + b_4 FR_{k,t-1} \\
 & + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} \\
 & + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
 & + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\
 & + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}
 \end{aligned} \tag{8}$$

Table 5의 Panel A는 $FR_{IBW,t}$ 와 같은 산업 내 모든 주식들의 같은 시기의 주식수익률에 대해 유의한 양의 수익률을 보여준다. 이는 $FR_{k,t}$ 를 통제한 후에 결과로 Table 4의 결과와 유사하게 Zero-ANALYST 그룹에서 가장 유의하고 큰 계수를 찾으며, Low-ANALYST 그룹에서도 조금 더 작은 유의한 계수를 찾는다. 이는 추가적으로 Firm k와 주도기업의 lag 이익 추정치 변화율을($FR_{IBW,t-1}, FR_{k,t-1}$)을 설명변수로 추가하여 동일한 회귀분석 실시한 결과를 나타내는 Panel B에서도 마찬가지로의 모습을 보인다.

결과적으로, Table 4와 Table 5는 ‘애널리스트들에 의해

공급되는 주도기업의 정보를 이용하여 투자자들은 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업들을 평가하기 때문에 그들의 주가에 영향을 미친다.’ 라는 가설 2를 지지한다. 주도기업 애널리스트 이익추정지 변경이 다른 기업들의 주가에 대한 즉각적인 반응을 보이는 것을 확인한 결과 강한 정보전이 현상이 있다는 것을 확인하였다. 하지만 애널리스트들이 같은 산업 내 다른 주가의 변화를 관찰한 후 이익 추정치를 변경할 수 있다는 해석이 남지만 애널리스트 커버리지가 없거나 적은 기업의 경우 정보 전이현상이 더 큰 결과를 얻음에 따라 합리적으로 생각했을 때 의문점은 해소될 수 있다. 또한 의문점에 대해 테스트를 해보지는 않겠지만, 기존의 애널리스트 행동에 대한 기존 상식과 다르며, 그런 행동을 할 유인을 찾지 못하였다.

제 3 절 애널리스트 보고서 중단에 따른 정보전이 효과

이 절에서는 애널리스트 커버리지 중단에 따라 영향을 받는 기업에 주도기업의 정보가 급작스럽게 흘러 들어가는지를 확인해보았다. 이는 투자자들은 애널리스트 커버리지가 중단됨에 따라 정보가 없어지거나 적어진 기업들을 평가할 때, 주도 기업들의 정보를 이용할 것이기 때문이다(Hameed et al. 2015). 애널리스트 커버리지 중단에 대해 Kelly and Ljungqvist(2012)는 증권사 도산 및 M&A 등의 외생적(exogenous)사유로 인하여 애널리스트 커버리지가 중단되는 경우에 관련 있는 다른 기업들에 주가에 유의한 변화를 일으킨다고 하였다. 애널리스트 보고서 중단은

애널리스트 보고서의 영향에 대한 인위적인 실험과도 같다. 외생적 애널리스트 보고서 중단에 따라 보고서 중단된 기업들이 주도기업으로부터 정보가 흘러 들어오는지를 확인해 보았다.

먼저 Kelly and Ljungqvist(2012)는 증권회사 리서치 부서의 폐지 및 회사의 도산이나 M&A 등의 시점을 애널리스트 보고서 중단 시점으로 정의하고 있다. 이 연구와 달리 우리나라의 경우 증권회사 도산이나 M&A 등의 사건이 많지 않다는 점을 고려하여 Ellul^④(2012)의 방식을 따라 최종 보고서를 발간한 이후 향후 1년간 보고서 발간이 없는 경우로 커버리지 중단 시점을 정의하였다. 중단된 시점 0을 기준으로 전 기간(-3월~-1월)과 후 기간(+2월~+4월)을 비교하여 정보전이효과(Information spillovers)을 살펴보았다^⑤. 구체적으로 산업 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 애널리스트 커버리지 중단 이후 커버리지가 중단된 기업들의 주가에 미치는 영향 테스트를 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$\begin{aligned}
 R_{k,t} = & a + b_{11}FR_{IBW,t-1} + b_{12}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} \\
 & + b_{13}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} * LOWANAL_{k,t} \\
 & + b_2FR_{k,t-1} + c_1R_{m,t} + c_2R_{m,t-1} + d_1R_{k,t-1} \\
 & + d_2R_{k,t-2,t-7} + d_3Ln(SIZE_{k,t-1}) \\
 & + d_4Ln(BM_{k,t-1}) + d_5TURNOVER_{k,t-1} \\
 & + d_6Ln(IV_{k,t-1}) + d_7DM_{POST_{k,t}} + e_{k,t}
 \end{aligned} \tag{9}$$

④ Ellul(2012)은 최종 EPS 추정치가 존재하는 보고서 발간일을 기준으로 향후 3년간 발간된 보고서에 EPS 추정치가 없는 경우에 해당 보고서 발간일을 커버리지 중단 시점으로 정의하였다.

⑤ 기준 시점으로부터 +1월은 기준 시점로부터의 정보에 의해 이익 예측치 계산이 영향을 받으므로 제외하고 살펴 보았다.

$DM_POST_{k,t}$ 는 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전에는 0을 부여하고 기준 t시점 이후 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여한다. $LOWANAL_{k,t}$ 도 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전 기간 t-3월부터 t-1까지 기업 k의 애널리스트 커버리지가 하위 1/3인 경우의 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여하고 나머지의 경우 0을 부여한다. 다른 변수들은 이전 식(4)와 마찬가지로 방식으로 구성하였다. 식(8)에서 주로 보고자 하는 계수는 b_{13} 로 외생적 애널리스트 커버리지 중단 전 애널리스트 커버리지가 낮았던 기업이 커버리지 중단 후 주도기업의 정보가 얼마나 흘러 들어가게 되는지를 나타낸다.

Table6은 애널리스트 커버리지가 낮았던 기업은 외생적 애널리스트 커버리지 중단 이후 주도기업으로부터의 정보전이효과가 증가함을 확인할 수 있다. 하지만 b_{13} 의 t값이 1.59임에 따라 크게 유의한 모습은 아니었다. 그 외 기업의 경우(애널리스트 커버리지가 낮지 않은 기업)는 정보전이 현상의 증가를 관찰할 수 없었는데, 이는 애널리스트 중단이 경제적인 의미가 있는 이벤트는 아니기 때문이다. 통제변수로 쓰였던 변수들은 Table 4의 계수 값과 크게 다르지 않은 모습을 나타냈었다. 또한 애널리스트 커버리지 중단시점 이후 동안 전 시점보다 주가 수익률이 높는데, (d_7) 이는 애널리스트 커버리지 중단에 따라 유동성이 감소함에 따라 나타나는 현상일 것이다(Kelly and Ljungqvist 2012). Table6에서는 기업 고유의 lag 이익 추정치 변경 ($FR_{k,t-1}$)을 설명변수로 포함한 모델(1)과

비포함한 모델(2)로 나누어 회귀분석을 실시하였는데, 두 모델의 회귀분석 값이 큰 차이가 없음을 확인 할 수 있다.

결론적으로 애널리스트 커버리지 중단에 따라 영향을 받는 기업에 주도기업의 정보가 급작스럽게 흘러 들어감을 확인하였다.

‘주도기업에 대한 이익 추정치 변경이 주도기업의 펀더멘털과 상관관계가 있는 기업들 중 특히 정보가 적은 기업들의 주가에 영향을 미친다’ 는 가설 2를 지지한다.

제 4 절 강건성 테스트(Robustness check)

이 절에서는 앞 절에서 확인한 주도기업 효과가 다른 가능한 기존 결과들에 의해 설명될 수 있는지를 테스트해 보았다.

첫번째, 주도기업의 정보전이 효과는 동일 애널리스트에서 오는 것인가에 대하여 확인해보았다. Israelsen(2014)와 Muslu, Rebello, and Ye (2014)은 한명의 애널리스트는 보통 여러 기업들의 보고서를 작성하는데 동일한 정보를 이용하기 때문에 동일한 애널리스트가 따르는 기업들의 수익률 간 동조 현상이 나타난다고 주장하였다. 결과적으로 이 가능성은 주도기업 효과에 영향을 줄 수 있다는 것이다. 애널리스트 커버리지가 없는 기업의 경우에는 영향을 받지 않겠지만, 적은 수의 애널리스트가 따르는 기업의 경우 영향을 받을 수 있다. 따라서 주도기업을 다루는 애널리스트들이 동시에 커버하는 기업들을 제외한 표본으로 Table 4에서 실행하였던 동일한 회귀분석을 실시하였다.

Table 7은 주도기업을 다루는 애널리스트에 결과값이

영향을 받지 않는다는 것을 보여준다. Low-*ANALYST* 그룹의 $FR_{IBW, t-1}$ 경우 크게 영향을 받지 않는 모습이다. 반면 High-*ANALYST* 그룹의 경우 Table 4에서 $FR_{IBW, t-1}$ 는 유의한 양의 값을 보여주었던 것과 달리 $FR_{IBW, t-1}$ 의 계수 값이 유의하지 않는 음의 값을 나타낸다. 이는 주도기업의 이익추정치 변경이 High-*ANALYST* 그룹의 기업들에 영향을 미치는 부분은 주도기업의 애널리스트가 공통된 정보를 가지고 주도기업 외 같은 산업 내 다른 기업들을 평가하기 때문일 가능성이 있다.

두 번째는 단지 주도기업의 이익 추정치가 더 정확하기 때문에 유용하다는 가능성에 대해 테스트해 본다. 주도기업의 경우 많은 애널리스트들이 따른다. 대수의 법칙에 따라 컨센서스 이익예측치가 단지 정확하기 때문에 다른 기업들을 예측하는데 유용할 수 있는 가능성이 있다. 따라서 FR_{IBW} (주도기업 컨센서스 이익예측치) 대신 애널리스트 j 에 대한 개별 애널리스트 측정치 FR_{IBWj} 사용하여 Table 4에서 실행하였던 동일한 회귀분석을 실시한다. 월별 개별 애널리스트 이익 추정치 FR_{IBWj} 같은 경우 매 t 월 가장 늦게 발간된 애널리스트의 보고서의 12개월 Forward eps에서 t 월 전 그 기업에 대해 발간된 리포트의 12개월 Forward eps를 차감하여 $t-1$ 월 그 기업의 주가로 나누어 사용하였다^⑥. dataguide pro에서 자료를 구하였으며, 12개월 Forward EPS가 제공되지 않음에 따라 12개월 Forward EPS = $\{\frac{a}{12} * FY1 EPS + \frac{(12-a)}{12} *$

^⑥ 최신 애널리스트 이익 추정치 발표 시점 기준으로 과거 3개월동안 보고서가 없다면 그 자료는 제외 시킨다.

$FY2EPS$ }(a:잔여개월수) 식을 통해 통해 구하였다.

Table 8에서는 주도기업에 대한 애널리스트 j 의 개별 애널리스트 이익추정치 FR_{IBWj} 사용하여 동 산업 내 기업들의 주가에 미치는 영향을 나타낸다. 먼저 개별 애널리스트 이익추정치를 사용하더라도 Zero-Analyst와 Low-Analyst 그룹의 기업들의 주가에 여전히 유의한 영향을 미친다. Zero-Analyst 경우 t 값 1.82로 조금 약한 유의성을 보이지만 Low-Analyst의 경우 t 값 2.56 유의한 값을 보여준다. 요약컨대, 주도기업의 이익 추정치가 더 정확하기 때문에 유용하다는 가능성 역시 주도기업 정보전이 효과의 결과에 영향을 주지 않는다.

세번째, Lo and MacKinlay(1990)은 시가총액이 큰 기업들의 주식들은 산업에 공통된 정보에 즉각적으로 반응하여 변하나 시가총액이 작은 주식들은 시간이 걸린다고 주장하였다. Lo and Mackinlay(1990)의 연구에 의하면, 소기업의 주간수익률과 대기업의 Lag 주간수익률은 양의 관계임을 보였다. 이에 대한 그들의 해석은 정보에 대한 즉각 반응에 드는 비용이 높을 경우, 투자자들은 우선 대기업의 과거 주가를 관찰한 다음 관련 정보를 소기업의 주가에 반영할 것이라는 것이다. 또한 Hou(2007)는 주도기업이 단지 시가총액 큰 기업이기 때문에 주도기업으로부터의 정보전이 현상이 나타난다고 하였다. 이러한 주장들을 확인 해보기 위하여 테스트해 보았다. 주도기업이 공통된 정보에 즉각적으로 반응하는지 보기 위하여 식(6)에 새로운 변수 $R_{IBIG,t-1}$ 넣어 테스트해 보았다.

$$\begin{aligned}
R_{k,t} = & a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + c_3 R_{IBIG,t-1} \\
& + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) \\
& + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) \\
& + e_{k,t}
\end{aligned}$$

$R_{IBIG,t-1}$ 는 산업의 공통된 정보를 통제하기 위한 변수로써, 각 산업의 기업들을 시가총액 기준으로 10 분위수로 나누었을 때 가장 상위 분위수에 속하는 기업들의 lag 가치 가중 수익률로 정의한다.

Table9는 수익률 lead-lag 관계 통제 후 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익 추정치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 영향을 미치는지 보여준다. 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익 추정치의 변경이 여전히 Zero-ANALYST 와 Low-ANALYST 그룹의 기업들의 주가에 여전히 유의한 영향을 미친다. High-ANALYST 그룹에서도 가장 유의한 양의 계수 값을 나타내지만, 이는 앞선 테스트에서 보았듯이 동일한 애널리스트에서 오는 주가 동조성(comovement) 때문이다.

제 5 절 기관투자자 거래와 주도기업 효과

이러한 주도기업의 정보전이 현상이 진짜라면 기관투자자들이 실제로 주도기업 효과를 인지하고 거래를 할 것이다. 그러므로 주도기업의 이익 추정 변경 날짜를 기준으로 기관투자자들의 거래가 평상시와 달라지는가를 살펴보려 한다. Data Guide Pro에서 제공하는 개별 애널리스트 주도기업에 대한 개별

애널리스트의 이익 추정치 변경 날짜를 기준으로 기준 날짜 2일 전부터 2일 후까지 주도기업의 분기 이익 공시가 난 경우의 자료를 제거한다. 이는 이익 공시에 따른 영향을 제거하기 위함이다. 또한 개별 애널리스트의 이익 추정치를 쓰는 이유는 이벤트(애널리스트 보고서 발간)시점 기준에 따라 기관투자자의 거래량을 파악할 수 있기 때문이다. 각각의 주도 기업의 이익 추정치 변경 시점마다 기관 투자자들의 비정상적 거래 흐름을 보기 위해 $ABNetBuy_{k,w}$ 변수를 도입한다. 이 변수는 기업 k의 이벤트 시점으로부터 w기간 동안 일별 평균 기관투자자 비정상 순매수를 나타낸다.

$$ABNetBuy_{k,w} = \frac{1}{W} \sum_{d=1}^W \left(\frac{NetBuy_{k,d} - NetBuy_{k,pre}}{STD(NetBuy_{k,pre})} \right) \quad (11)$$

Irvine, Lipson, and Puckett (2007) 연구의 정의대로 기업 k에 대하여 d일 기관투자자들의 순매수량을 같은 날 총 상장 주식수로 나눈 변수를 $NetBuy_{k,d}$ 라고 한다. 만약 Data Guide Pro에서 자료를 구할 수 없는 경우 0이라고 정의한다. $NetBuy_{k,pre}$ 는 이익 추정치 변경 시점 0을 기준으로 -74일부터 -11일까지 3달간 기관투자자들의 기업 k에 대한 순매수량의 평균을 총 상장 주식 수로 나눈 것이다. 마지막으로 Malmendier and Shantikumar(2007)와 Barber and Odean(2008)의 방식대로 기관투자자 비정상 순매수량을 표준화하기 위해 기준 시점(이벤트 시점) 이전 기간(-74일부터 -11일까지)의 기관투자자 순매수량의 표준편차 $STD(NetBuy_{k,pre})$ 을 구하여 이용한다.

(11)에서 구한 $ABNetBuy_{k,w}$ 를 통해 주도 기업의 이익 추정치 변경 시점 이후 기관 투자자들의 더 많은 매수를 하는지를 변경시점 날과 다음날까지인 $[0,1]$ 기간과 변경시점 이틀 후로부터 22일 후까지 $[2,22]$ 기간에 대해서 테스트하였다. 또한 주도기업에 대한 이익 추정치의 변화를 상향된 추정치와 하향된 추정치로 나누어 살펴보았다. 주도기업의 이익추정치가 상향되었을 때 주도기업의 영향을 받는 동 산업 내 주식을 매수하는 것이 큰 무리가 없지만, 이익 추정치가 하향되었을 때 공매도 제한에 따라 매도에 제한이 있다. 따라서 공매도 제한에 따라 비대칭적인 결과가 나올 가능성이 있기 때문이다(Arif, Ben-Repheal and Lee 2014). 또한 이익 추정치의 변화율 1%을 기준으로 large/small로 나누어서 결과 값이 달라지는 지 살펴보았다.

Table11의 PanelA는 주도 기업에 대한 개별 애널리스트의 이익 추정치 변경 시점 이후 주도 기업과 동 산업인 기업들에 대한 기관투자자의 비정상 순매수량을 나타낸다. 이익 추정치의 상향 변경이 $[0,1]$ 기간 동안 High-ANALYST 그룹들에 대한 기관투자자들의 순매수를 유의하게 증가시킨다고 나왔다. 반면 $[0,1]$ 기간 동안 High-ANALYST 그룹들에 대한 기관투자자들의 순매수량의 증가는 유의하지 않게 나왔다. 기관투자자들이 주도기업 효과를 인지하고 있다면 Zero-Analyst와 Low-Analyst 에 대한 순매수량이 증가해야 하지만 결과적으로 변경시점 이틀 후로부터 22일 후까지인 $[2,22]$ 기간에 대해서 상향 변경인 경우 Zero-ANALYST에서만 약하게 유의한 값을 보였다. 따라서 상향 변경이든 하향 변경이든 일관적으로 기관투자자들은 주도기업의

이익 추정치 변경을 통해 동 산업 내 기업들에 대한 거래를 한다는 특징적인 패턴을 찾지 못하였다. Panel B는 주도 기업에 대한 개별 애널리스트 이익 추정치의 변화율 1%을 기준으로 large/small로 나누어서 크기와 방향(상향/하향)에 따른 변경에 대하여 변경 시점과 다음날까지인 $[0,1]$ 기간과 변경시점 이틀 후로부터 22일 후까지 인 $[2,22]$ 기간에 대해서 주도 기업과 동 산업인 기업들에 대한 비정상 기관투자자 순매수량을 구하였다. . 높은 수준(large)의 이익 추정치의 상향 변경이 $[0,1]$ 기간 동안 High-Analyst 그룹들에 대한 기관투자자들의 순매수를 유의하게 증가시킨다고 나왔지만 마찬가지로 기관투자자들이 주도기업 효과를 인지하고 있음에 따라 주도기업의 이익 추정치 변경을 통해 동 산업 내 기업들에 대한 거래를 한다는 특징적인 패턴을 찾지 못하였다. 본 연구의 결과는 미국 시장에 대해서 실증분석을 한 Hameed et al. (2015) 결과와 다르다. 기관투자자들이 주도기업 효과를 인지하고 거래를 하고 있지 않더라도 주도 기업 효과가 나타나는 이유는 국내에서는 외국인투자자와 개인투자자들의 비율이 높기 때문에 투자자간의 상호작용에 의해 주도기업 효과가 존재한다고 추측된다.

제 4 장 결 론

본 연구는 우리 나라 KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 전체 기업을 대상으로 Hameed et al. (2015)에서 제시하였던 두 가지 가설에 대해 2006년부터 2014년까지 기간 동안 실증분석을 실시하였다. 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 같은 산업 동료 기업(Peers)의 펀더멘털과 높은 상관관계의 펀더멘털을 더 갖는 기업들은 더 많은 애널리스트들이 따른다는 결과를 얻었다. 이는 애널리스트들은 자신들의 이익을 최대화하려는 정보 중개자로서, 여러 기업들의 펀더멘털과 가장 관련이 깊은 기업에 대한 정보를 공급을 할 유인이 크다는 Velkamp(2006)의 주장을 지지하는 결과이다. 둘째, 애널리스트 커버리지가 높은 기업 중 동 산업 내 다른 기업들의 펀더멘털과 가장 높은 상관관계의 펀더멘털을 갖는 기업을 주도기업이라고 정의하여 주도기업으로부터의 정보전이효과(Information Spillover Effects)를 밝혀내었다. 즉 주도 기업에 대한 애널리스트 lag 이익 추정치 변경과 contemporaneous이익추정치 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가를 어느정도 유의하게 변화시킨다는 결과를 얻었다. 특히 애널리스트가 보고서를 전혀 작성하지 않는 기업과 소수의 애널리스트가 따르는 기업들의 주가를 유의하게 변화시켰다. 또한 애널리스트 커버리지 중단에 따라 영향을 받는 기업에 주도기업으로부터의 정보전이현상이 있다는 것을 밝혀 앞선 결과를 지지함을 보였다.

Chan and Hameed(2006)와 박경진(2007)은 실증분석을 통해 애널리스트 커버리지가 높을수록 주가동조성이 높다는 결과를

연었고, 시장 정보를 그 주요 원인인 것으로 판단하였다. 이와 같은 국내외 선행 연구들과 달리, 본 연구에서는 투자자들이 애널리스트 커버리지가 높은 기업의 개별기업 정보(Firm-specific information)가 정보가 없는 기업으로 정보가 흘러 들어가는 정보전이 현상때문에 주가동조성이 생긴다는 것을 보여냈다.

< Table1> 요약 통계량

TABLE 1 은 2006 년 1 월부터 2014 년 12 월까지 FnGuide Data Guide Pro 과 TS-2000 에서 구한 KOPSI 와 KOSDAQ 에 상장된 모든(상장폐지 포함) 주식들의 자료를 이용하여 얻어낸 연간 요약 통계치이다. ANALYST 는 기업들을 커버하는 애널리스트의 수, SIZE 는 기업의 시가총액, TURNOVER 는 일별 거래 회전율의 연간 평균, HERF_SALES 는 개별기업의 Diversification 을 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수, STDRET 는 일별수익률의 표준편차, IV 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. PCORR_ROA 는 각 기업의 이익(ROA)와 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다. Panel A 에서는 각 변수들의 평균, 중앙값, 표준편차, 제 1 사분위수, 제 3 사분위수를 나타낸다. Panel B 에서는 애널리스트 커버리지로 분류한 주식들의 연간 평균치를 나타낸다. Panel C 는 변수들의 상관계수를 나타낸다. LN(변수)는 변수들의 로그값을 나타내며 LPCORR_ROA 은 PCORR_ROA 의 로그변환 값이다.

Panel A: 요약 통계량

Variable	Mean	Std.	Q1	Median	Q3
<i>ANALYST</i>	1	4	0	0	1
<i>PCORR_ROA</i>	0.1215	0.0587	0.0882	0.1143	0.1428
<i>SIZE</i> (백만원)	367017	2174199	27519	53784	127314
<i>TURNOVER</i>	0.0203	0.0411	0.0036	0.0091	0.0224
<i>HERF_SALES</i>	0.4643	0.2815	0.2806	0.4375	0.6475
<i>STDRET</i>	0.0352	0.0128	0.0257	0.0332	0.0431
<i>IV</i>	0.0559	0.0897	0.0009	0.0096	0.0733

Panel B: 애널리스트 커버리지 그룹에 따른 요약 통계치

Variable	Analyst coverage group				T-test	
	Zero	Low	Medium	High	High-zero	High-low
<i>ANALYST</i>	0	1	3	13		
<i>PCORR_ROA</i>	0.1199	0.1282	0.1302	0.1239	2.18	-0.51
<i>SIZE</i> (백만원)	72,786	188,371	351,672	3,340,373	15.11	14.87
<i>TURNOVER</i>	0.0232	0.0127	0.0121	0.0084	-6.44	-5.12
<i>HERF_SALES</i>	0.4644	0.4694	0.4779	0.4429	-0.41	-0.38
<i>STDRET</i>	0.0371	0.0309	0.0302	0.0271	-5.22	-4.77
<i>IV</i>	0.0292	0.0925	0.1378	0.2283	31.11	25.21

Panel C: 변수 간 연 평균 상관계수

Variable	<i>Ln</i> (1+ <i>ANALYST</i>)	<i>LPCORR_ROA</i>	<i>Ln</i> (<i>SIZE</i>)	<i>Turnover</i>	<i>HERF_SALES</i>	<i>LN(STDRET)</i>	<i>LN(IV)</i>
<i>Ln</i> (1+ <i>ANALYST</i>)	1	0.0806	0.7314	-0.1142	-0.0125	-0.2357	0.6506
<i>LPCORR_ROA</i>		1	0.0094	0.0164	0.0528	0.0052	0.0332
<i>Ln</i> (<i>SIZE</i>)			1	-0.1547	-0.0227	-0.3019	0.6735
<i>Turnover</i>				1	0.0062	0.4665	-0.2241
<i>HERF_SALES</i>					1	0.0291	-0.0068
<i>LN(STDRET)</i>						1	-0.4905

<Table2> 애널리스트 커버리지의 결정요인

variables	coefficient		t-statistics	
	<i>All</i>	<i>non-zero</i>	<i>All</i>	<i>non-zero</i>
$LPCORR_ROA_{k,t-1}$	0.0113	0.0542	1.12	2.58
$Ln(SIZE_{k,t-1})$	0.3198	0.3703	62.93	38.04
$Turnover_{k,t-1}$	-0.2293	0.2585	-1.82	0.25
$HERF_SALES_{k,t-1}$	-0.0015	-0.0491	-0.08	-1.07
$Ln(STDRET_{k,t-1})$	0.1921	0.1963	11.36	4.18
$Ln(IV_{k,t-1})$	2.6116	1.3078	27.54	7.11
<i>Industry dummies</i>	Yes	Yes		
<i>Year dummies</i>	Yes	Yes		
<i>R-squared</i>	0.5615	0.5825		

Table2에서는 아래의 회귀분석을 통해 추정된 애널리스트 커버리지의 결정요인을 보여준다. 각 기업 k 와 연도 t 에 대해서

$$\begin{aligned}
 Ln(1 + ANALYST_{k,t}) &= a + a_1 LPCORR_{ROA_{k,t-1}} + a_2 Ln(SIZE_{k,t-1}) + a_3 TURNOVER_{k,t-1} \\
 &+ a_4 HERF_{SALES_{k,t-1}} + a_5 Ln(STDRET_{k,t-1}) + a_6 Ln(IV_{k,t-1}) \\
 &+ \sum c_l INDDUM_{l,k,t} + \sum c_l YEARDUM_{l,k,t} + e_{k,t}
 \end{aligned}$$

$LPCORR_ROA$ 는 각 기업의 이익(ROA)와 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관의 로짓 변환 값을 나타낸다. $ANALYST$ 는 기업들을 커버하는 애널리스트의 수, $SIZE$ 는 기업의 시가총액, $TURNOVER$ 는 일별 거래 회전율의 연간 평균, $HERF_SALES$ 는 개별기업의 다각화(Diversification)을 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수, $STDRET$ 는 일별수익률의 표준편차, IV 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. $INDDUM$ 은 산업더미, $YEARDUM$ 은 연도더미를 나타낸다. 모든 표본과 애널리스트 커버리지 값이 0인 것을 제외한 표본으로 나누어서 분석을 실시하였다.

<Table3> 주도기업의 요약 통계량

Table3 에서는 연간 측정된 산업별 주도기업들의 특성들의 요약 통계치를 나타낸다. 주도기업은 매년 매 산업에서 애널리스트커버리지(ANALYST) Top 1/3 중 PCORR_ROA 가 가장 큰 기업으로 정의한다. ANALYST 는 기업들을 커버하는 애널리스트의 수, SIZE 는 기업의 시가총액, TURNOVER 는 일별 거래 회전율의 연간 평균, HERF_SALES 는 개별기업의 Diversification 을 나타내는 개별 기업의 허핀달 지수, STDRET 는 일별수익률의 표준편차, IV 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. PCORR_ROA 는 각 기업의 이익(ROA)와 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다. 각 변수들의 평균, 중앙값, 표준편차, 제 1 사분위수, 제 3 사분위수를 나타내었다.

Variable	Mean	Std.	Q1	Median	Q3
<i>ANALYST</i>	8	7	3	6	13
<i>PCORR_ROA</i>	0.1770	0.0917	0.1341	0.1652	0.2028
<i>SIZE</i> (백만원)	1,691,894	3,020,277	216,289	385,111	1,349,195
<i>TURNOVER</i>	0.0084	0.0085	0.0031	0.0049	0.0104
<i>HERF_SALES</i>	0.4604	0.2634	0.3022	0.4391	0.6166
<i>STDRET</i>	0.027	0.0079	0.0215	0.026	0.0316
<i>IV</i>	0.2006	0.1042	0.1261	0.2012	0.2675

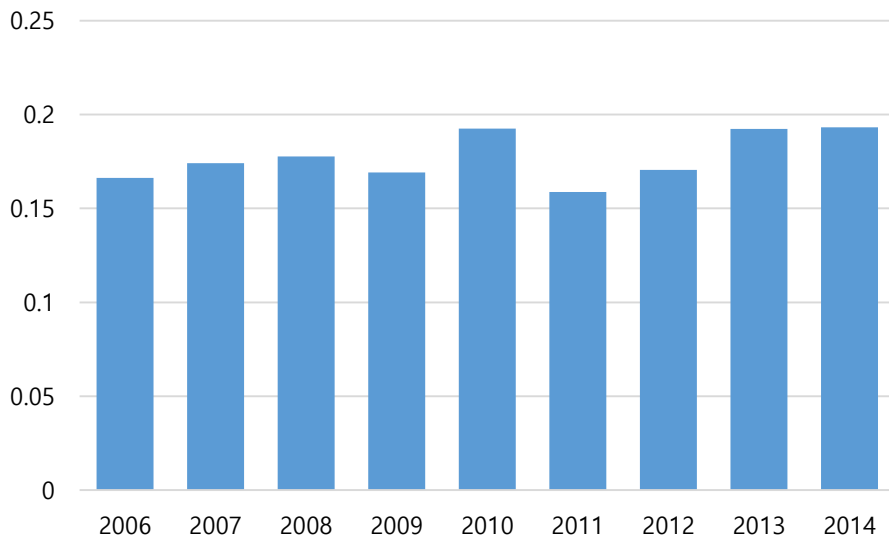


Figure 1

연도별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균

Figure1은 주도기업들의 PCORR_ROA의 연평균 값을 보여준다. PCORR_ROA는 각 기업의 이익(ROA)과 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다.

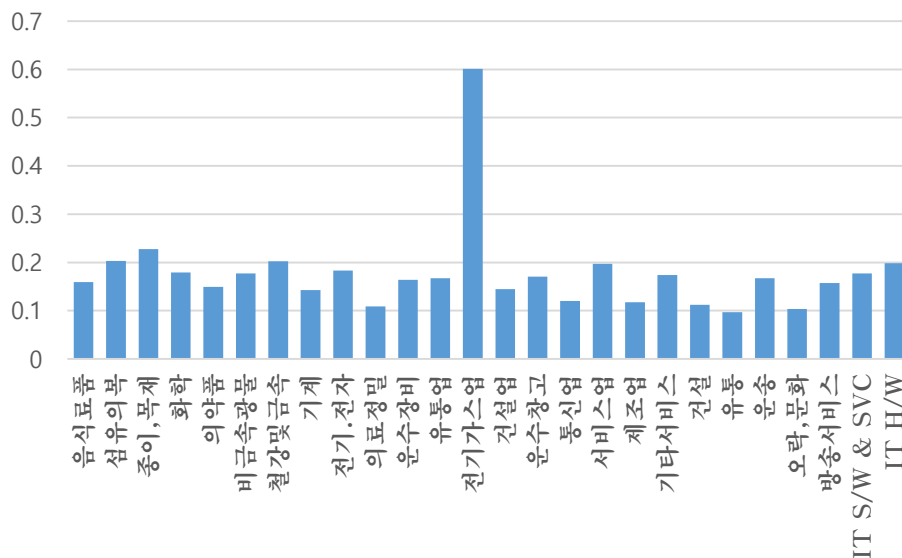


Figure 2

산업별 주도기업들의 PCORR_ROA 평균

Figure1은 주도기업들의 PCORR_ROA의 연평균 값을 보여준다. PCORR_ROA는 각 기업의 이익(ROA)과 동 산업 내 다른 기업의 이익과의 부분상관을 나타낸다.

**<Table 4> 주도기업의 애널리스트 Lag 이익 추정치 변경이 동 산업
주가에 미치는 영향**

Table 4에서는 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} \\ + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\ + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t-1}$ 는 t달 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. Panel A에서는 통제변수들의 계수들을 보여준다. Panel B에서는 추가적으로 Firm k의 lag 이익추정치 변화율을 설명변수로 추가하여 동일한 회귀분석을 실시하였다.

Panel A : 주도 기업의 Lag 애널리스트 이익추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

Variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBW,t-1}$	-0.47	-0.36	1.02	0.7	2.28
	0.089	0.1095	0.083	-0.015	0.019
$R_{k,t-1}$	1.81	2.65	1.87	-0.9	2.85
	0.05	0.101	0.039	0.061	0.026
$R_{k,t-2,t-7}$	6.82	3.35	2.65	4.75	2.21
	-0.002	-0.068	-0.043	0.017	0.07
$Ln(SIZE_{k,t-1})$	-0.11	-1.21	-1.41	0.67	2.92
	0.063	0.012	0.428	0.087	0.303
$Ln(BM_{k,t-1})$	1	0.03	1.68	0.55	3.17
	0.367	0.064	0.717	0.547	0.588
$TURNOVER_{k,t-1}$	2.75	0.1	2.34	2.28	3.03
	-19.556	-65.01	-20.489	-26.916	71.543
$Ln(IV_{k,t-1})$	-2.78	-3.18	-1.85	-1.66	3.77
	-0.072	-0.182	-0.243	-0.272	-0.524
$R_{M,t}$	-0.83	-0.8	-1.61	-1.32	-1.93
	1.147	1.261	1.191	1.215	1
$R_{M,t-1}$	80.2	19.86	37.06	47.59	49.48
	-0.062	-0.044	-0.003	-0.083	-0.089
RSq	-3.83	-0.6	-0.08	-2.86	-3.83
	0.2476	0.2274	0.2295	0.2741	0.2648

Panel B : 주도 기업과 기업 k의 Lag 애널리스트 이익 추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

$FR_{IBW,t-1}$	0.081	0.109	0.069	-0.016	0.019
	1.86	2.65	1.69	-1.02	2.87
$FR_{k,t-1}$	0.098		0.088	0.06	-0.033
	1.80		2.25	2.45	-1.39
Other Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.2477	0.2274	0.2297	0.2748	0.265

<Table 5> 주도기업의 애널리스트 Contemporaneous 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향

Table 5에서는 주도기업의 Contemporaneous 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 \ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 \ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} + d_6 \ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t}$ 는 t달 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_k$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. Panel B에서는 추가적으로 Firm k와 주도기업의 lag 이익 추정치 변화율($FR_{IBW,t-1}$, $FR_{k,t-1}$)을 설명변수로 추가하여 동일한 회귀분석을 실시하였다.

Panel A: 주도 기업의 contemporaneous 애널리스트 이익 추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

Variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBW,t}$	0.089	0.176	0.099	-0.017	0.016
	1.76	3.79	2.09	-1.20	1.25
$FR_{k,t}$	0.422		0.401	0.390	0.715
	5.22		8.58	3.21	5.59
Other Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.2477	0.2269	0.2296	0.2747	0.2653

Panel B: 주도 기업과 기업 k의 contemporaneous 애널리스트 이익 추정치 변경에 따른 월별 주가 수익률의 회귀분석 결과

$FR_{IBW,t}$	0.087	0.167	0.105	-0.014	0.014
	1.91	2.42	2.05	-0.97	1.37
$FR_{IBW,t-1}$	0.009	0.010	-0.007	-0.001	0.012
	0.63	1.51	-0.76	-0.66	1.31
$FR_{k,t}$	0.419		0.398	0.385	0.726
	4.52		6.82	3.15	3.64
$FR_{k,t-1}$	0.097		0.087	0.0592	-0.0377
	1.67		1.25	2.41	-1.56
Other Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.248	0.228	0.231	0.2754	0.2663

상관계수의 합

$FR_{IBW,t} + FR_{IBW,t-1}$	0.096	0.177	0.097	-0.015	0.026
-----------------------------	-------	-------	-------	--------	-------

**<Table 6> 애널리스트 보고서 중단과 주도기업의 이익 추정치가 동
산업 내 기업의 주가에 미치는 영향의 관계**

Table 6에서는 2006년부터 2014년까지 애널리스트 중단 시점 전후 3개월 기간 동안 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_{11}FR_{IBW,t-1} + b_{12}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} + b_{13}FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} * LOWANAL_{k,t} + b_2FR_{k,t-1} + c_1R_{m,t} + c_2R_{m,t-1} + d_1R_{k,t-1} + d_2R_{k,t-2,t-7} + d_3Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4Ln(BM_{k,t-1}) + d_5TURNOVER_{k,t-1} + d_6Ln(IV_{k,t-1}) + d_7DM_{POST_{k,t}} + e_{k,t}$$

주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 최종 보고서를 발간한 이후 향후 1년간 보고서 발간이 없는 경우 커버리지 중단 시점으로 정의하였다. $R_{k,t}$ (t월 k회사의 주가 수익률)을 FR_{IBW} (산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율)과 FR_{IBW} 와 두 가지 더미 변수와의 교차 변수(interactions)에 대해 회귀분석 하였다. $DM_{POST_{k,t}}$ 는 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전에는 0 기준 t시점 시점 이후 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여한다. $LOWANAL_{k,t}$ 도 더미 변수로 기준 t시점(이벤트) 이전 기간 t-3월부터 t-1까지 기업 k의 애널리스트 커버리지가 하위 1/3인 경우의 t+2월부터 t+4월까지 1을 부여하고 나머지의 경우 0을 부여한다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시가치 비율, $TURNOVER_k$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. Panel에서는 통제변수들의 계수들을 보여준다. $FR_{k,t-1}$ 을 설명변수로 포함한 모델(1)과 비포함한 모델(2)로 나누어 회귀분석을 실시하였다.

	model 1		model2	
Variables	coefficient	T	coefficient	T
<i>Intercept</i>	2.205	4.80	2.200	4.79
$FR_{IBW,t-1}$	0.021	0.48	0.024	0.52
$FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}}$	-0.011	-0.46	-0.011	-0.46
$FR_{IBW,t-1} * DM_{POST_{k,t}} * LOWANAL_{k,t}$	0.115	1.59	0.115	1.59
$DM_{POST_{k,t}}$	1.465	2.81	1.467	2.81
$FR_{k,t-1}$			0.069	0.91
<i>Other Controls</i>	Yes		Yes	
<i>RSq</i>	0.1318		0.1318	

<Table 7> 주도기업의 애널리스트 Lag 이익 추정치 변경이 동 산업
주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업
제외

Table 7 에서는 주도기업을 다루는 애널리스트들이 동시에 커버하는 기업들을 제외한 표본으로 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} \\ + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} \\ + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k 에 대하여 $R_{k,t-1}$ 는 t 달 k 회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 예측치의 변화율을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ 과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7 월부터 t-2 까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별 거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다. $FR_{k,t-1}$ 는 Firm k 의 lag 이익추정치 변화율을 나타낸다.

variables	Analyst coverage group			
	All firms	Low	Medium	High
$FR_{IBW, t-1}$	0.072	0.061	0.014	-0.021
	1.885	1.723	0.908	-0.552
$FR_{k, t-1}$	0.099	0.065	0.069	-0.055
	1.430	2.491	2.664	-1.718
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
RSq	0.229	0.195	0.472	0.305

<Table 8> 주도기업의 애널리스트 Lag이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 주도기업 애널리스트가 커버하는 산업 내 타 기업 제외

Table 8에서는 주도기업의 월별 개별 애널리스트 lag 이익 추정치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,j,t-1} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t-1}$ 는 t월 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. $FR_{IBW,j,t-1}$ 는 산업별 주도기업의 t-1월 가장 늦게 발표된 애널리스트 보고서 j의 이익 추정치의 변화율을 나타내고, $FR_{k,t-1}$ 는 회사 k의 lag 이익추정치 변화율을 의미한다. 나머지 변수들은 통제변수들로 R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부 가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다.

variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBWj,t-1}$	0.0193 0.59	0.0643 1.82	0.0389 2.60	-0.0822 -1.24	0.0532 1.26
$FR_{k,t-1}$	0.0832 2.59		0.0894 3.51	0.0643 3.15	0.0271 1.84
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>RSq</i>	0.1203	0.2445	0.2009	0.1156	0.1242

<Table 9> 주도기업의 애널리스트 이익 추정치 변경이 동 산업 주가에 미치는 영향 : 수익률 lead-lag 관계 통제 후

Table 10에서는 수익률 lead-lag 관계 통제 후 주도기업의 lag 월별 애널리스트 컨센서스 이익치의 변경이 같은 산업 내 다른 기업들의 주가에 미치는 영향을 보기 위해 아래 회귀 분석을 실시하였다.

$$R_{k,t} = a + b_1 FR_{IBW,t} + b_2 FR_{k,t} + c_1 R_{m,t} + c_2 R_{m,t-1} + c_3 R_{IBIG,t-1} + d_1 R_{k,t-1} + d_2 R_{k,t-2,t-7} + d_3 Ln(SIZE_{k,t-1}) + d_4 Ln(BM_{k,t-1}) + d_5 TURNOVER_{k,t-1} + d_6 Ln(IV_{k,t-1}) + e_{k,t}$$

산업 주도기업을 제외한 모든 기업들 k에 대하여 $R_{k,t}$ 는 t달 k회사의 주가 수익률을 나타낸다. FR_{IBW} 는 산업별 주도기업의 컨센서스 이익 추정치의 변화율을 나타낸다, FR_k 는 회사 k의 lag 이익추정치 변화율을 의미한다. 나머지 변수들은 통제변수들로 R_{IBIG} 은 각 산업의 기업들을 시가총액 기준으로 10 분위수로 나누었을 때 가장 상위 분위 수에 속하는 기업들의 lag 가치 가중 수익률을 나타낸다. R_m 은 KOSDAQ과 KOSPI 모든 기업의 시가총액가중평균 수익률, $R_{k,t-2,t-7}$ 은 t-7월부터 t-2까지의 누적수익률, $SIZE_k$ 는 시가총액, BM_k 는 장부가치 대비 시장가치 비율, $TURNOVER_{k,t-1}$ 는 일별거래 회전을 월 평균, IV_k 는 전체 거래량 중 기관투자자의 거래량 비중을 나타낸다.

variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
$FR_{IBW, t-1}$	0.080	0.092	0.065	-0.017	0.019
	1.74	1.85	1.67	-1.05	2.86
$FR_{k, t-1}$	0.098		0.086	0.060	-0.034
	1.69		2.24	2.53	-1.03
$R_{IBIG, t-1}$	0.022	0.150	0.047	0.016	-0.007
	1.57	1.96	1.42	1.53	-0.03
<i>Other Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>RSq</i>	0.2477	0.2295	0.2301	0.2748	0.265

<Table10> 주도기업의 개별 애널리스트 이익 추정치 변경과 기관투자자 거래

Table 10 은 주도기업에 대한 개별 애널리스트 이익 추정치 상향/하향 변경 이벤트 이후 일정기간 동안 주도기업 제외한 동 산업 내 다른 기업들의 평균 일별 비정상 기관투자자 순매수량을 나타낸다. 기업 k 에 대하여 개별 애널리스트 이익 추정치 변경 시점 이후 w 일동안 비정상 기관투자자 순매수량은 아래와 같이 구한다.

$$ABNetBuy_{k,w} = \frac{1}{W} \sum_{d=1}^W \left(\frac{NetBuy_{k,d} - NetBuy_{k,pre}}{STD(NetBuy_{k,pre})} \right)$$

기업 k 에 대하여 d 일 기관투자자들의 순매수량을 같은 날 총 상장 주식수로 나눈 변수를 $NetBuy_{k,d}$ 라고 한다. 만약 Data Guide Pro 에서 자료를 구할 수 없는 경우 0 이라고 정의한다. $NetBuy_{k,pre}$ 는 각 이익 추정치 변경 이벤트 시점 0 을 기준으로 -74 일부터 -11 일까지 3 달간 기관투자자 들의 기업 k 에 대한 순매수량의 평균을 총 상장 주식 수로 나눈 것이다. 기관투자자 비정상 순매수량을 표준화하기 위해 기준 시점(이벤트 시점) 이전 기간(-74 일부터-11 일까지)의 기관투자자 순매수량의 표준편차 $STD(NetBuy_{k,pre})$ 을 구하여 나누어준다. Panel A 에서는 애널리스트 커버리지에 따라 기업들을 분류하여 개별 애널리스트 이익추정치 상향/하향 변경에 대하여 변경시점 날과 다음날까지인 [0,1] 기간과 변경시점 이를 후로부터 22 일 후까지 인 [2,22] 기간에 대해서 비정상 기관투자자 순매수량을 구하였다. Panel B 는 개별 애널리스트 이익 추정치의 변화율 1%을 기준으로 large/small 로 나누어서 크기와 방향(상향/하향)에 따른 변경에 대하여 변경 시점과 다음날까지인 [0,1] 기간과 변경시점 이를 후로부터 22 일 후까지 인 [2,22] 기간에 대해서 비정상 기관투자자 순매수량을 구하였다.

Panel A: 주도기업의 이익 추정치 (Positive/Negative) 변화에 따른 동 산업내 기업들의 비정상(Abnormal) 기관 순매수량

variables	Analyst coverage group				
	All firms	Zero	Low	Medium	High
2-day [0,1]					
negative	0.509	0.671	-0.226	-0.010	0.021
	0.68	0.69	-0.67	-0.37	0.69
positive	-0.219	-0.292	-0.340	-0.004	0.065
	-0.98	-0.97	-1.02	-0.10	2.12
21-day [2,22]					
negative	-0.014	-0.017	-0.003	-0.004	0.001
	-0.07	-0.07	-0.74	-1.20	0.19
positive	0.219	0.292	0.010	0.006	-0.001
	1.65	1.65	0.77	1.83	-0.02

Panel B: 주도기업의 이익 추정치 (Small/Large) 변화에 따른 동 산업내 기업들의 비정상(Abnormal) 기관 순매수량

2-day [0,1]					
large negative	0.560	0.741	-0.324	-0.002	0.039
	0.68	0.69	-0.88	-0.06	1.50
small negative	-0.005	-0.086	0.728	-0.098	-0.209
	-0.05	-0.90	1.13	-1.40	-0.82
small positive	-0.040	-0.035	0.217	-0.362	-0.196
	-0.84	-0.72	0.98	-2.00	-1.47
large positive	-0.231	-0.307	-0.375	0.017	0.079
	-0.98	-0.97	-1.06	0.41	2.51

21-day [2,22]					
large negative	-0.006	-0.006	-0.004	-0.005	-0.001
	-0.03	-0.02	-0.93	-1.45	-0.24
small negative	-0.094	-0.124	0.007	0.006	0.023
	-1.97	-2.02	0.51	0.50	1.78
small positive	-0.036	-0.055	0.002	0.020	0.044
	-1.31	-1.50	0.13	1.29	2.45
large positive	0.231	0.308	0.010	0.005	-0.002
	1.65	1.65	0.76	1.55	-0.71

참고 문헌

고봉찬, 김진우, 2007, “애널리스트 이익예측의 정확성과 추천종목의 수익성, 한국증권학회지 제36권 1009-1047

박경진, 2007, “재무분석가 및 외국인투자자활동과 주가동조성 현상”, 대한경영학회.

김경순, 2012, “애널리스트 보고서에 대한 시장반응과 정보력 결정요인”, 한국회계학회

Alford, A., and P. Berger. 1999. A simultaneous equations analysis of forecast accuracy, analyst following and trading volume. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 14:219-40.

Barber, B., and T. Odean. 2008. All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *Review of Financial Studies* 21:785-818.

Bernard, V., and J. Thomas. 1989. Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium? *Journal of Accounting Research* 27:1-36.

Bhushan, R. 1989. Firm characteristics and analyst following. *Journal of Accounting and Economics* 11:255-74.

Chan, K., and A. Hameed. 2006. Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets. *Journal of Financial Economics* 80:115-47.

Chun, H., J. Kim, R. Morck, and B. Yeung. 2008. Creative destruction and firm-specific performance heterogeneity. *Journal of Financial Economics* 89:109-35.

Clement, M., and S. Tse. 2003. Do investors respond to analysts' forecast revisions as if forecast accuracy is all that matters? *The Accounting Review* 78:227-49.

Daniel, K., and S. Titman. 1997. Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. *Journal of Finance* 52:1-33.

Durnev, A., R. Morck, and B. Yeung. 2004. Value enhancing capital budgeting and firm-specific stock returns variation. *Journal of Finance* 59:65-105.

Ellul, A., and M. Panayides. 2012. Do Financial Analysts Restrain Insiders' Informational Advantage?. working paper.

Fama, E., and K. French. 1992. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance* 47:427-65.

- Fama, E., and K. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33:3–56.
- Fama, E., and K. French. 1997. Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics* 43:153–93.
- Hameed, A., Morck, R., Shen, J., & Yeung, B. 2015. *Information, analysts, and stock return comovement. Review of Financial Studies*
- Hong, H., T. Lim, and J. Stein. 2000. Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *Journal of Finance* 55:265–95.
- Hou, K. 2007. Industry information diffusion and the lead–lag effect in stock returns. *Review of Financial Studies* 20:1113–38.
- Irvine, P., M. Lipson, and A. Puckett. 2007. Tipping. *Review of Financial Studies* 20:741–68
- Israelson, R. 2014. Forthcoming. Does correlated analyst coverage explain excess comovement? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Jegadeesh, N. 1990. Evidence of predictable behavior of security returns. *Journal of Finance* 45:881–98.
- Jegadeesh, N., and S. Titman. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance* 48:65–91.
- Kelly, B., and A. Ljungqvist. 2012. Testing asymmetric–information asset pricing models. *Review of Financial Studies* 25:1366–413.
- King, B. F. 1966. Market and industry factors in stock price behavior. *Journal of business*, 139–190.
- Lo, A., and C. MacKinlay. 1990. When are contrarian profits due to stock market overreaction? *Review of Financial Studies* 3:175–205.
- Malmendier, U., and D. Shantikumar. 2007. Are small investors naive about incentives? *Journal of Financial Economics* 85:457–89.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu. 2000. The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics* 59:215–60.
- Muslu, V., M. Rebello, and Y. Xu. 2014. Sell–side analyst research and stock comovement. *Journal of Accounting Research* 52:911–54.

O' Brien, P., and R. Bhushan. 1990. Analyst following and institutional ownership. *Journal of Accounting Research* 28:55-76.

Piotroski, J., and D. Roulstone. 2004. The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. *The Account Review* 79:1119-51.

Roll, R. 1988. R2. *Journal of Finance* 43:541-66.

Stickel, S. 1991. Common stock returns surrounding earnings forecast revisions: More puzzling evidence. *The Accounting Review* 66:402-16.

Veldkamp, L. 2006. Information markets and the comovement of asset prices. *Review of Economic Studies* 73:823-45.

Abstract

Price effect of analyst earnings forecast revisions about a bellwether firm on industry peers

Sungchul Park

Business Administration and Finance major

The Graduate School

Seoul National University

This study investigates two hypothesis suggested in Hameed et al.(2015) in KOSPI and KOSDAQ market from 2006 to 2014. First, firms whose fundamentals correlate more with those of their industry peers are followed by analysts. This result is consistent with models of profit-maximizing information intermediaries (Veldkamp 2006) allowing to evaluate more firms with more valuable information. Second, we define firm whose fundamentals most highly correlate with those of their industry peers amongst firms followed by more analysts as bellwether firms. We observe significant price effect of analyst earnings forecast revisions about a bellwether firm on industry peers. Moreover, this effect is higher for peers covered by less analysts. Contrary to prior studies(Chan and Hameed 2006; Park 2007)

that show market information to be the reason why high firm analyst coverage resulted in high return comovement, information spillover effects of firm-specific information explain how the heavily followed stocks might exhibit more comovement.

Keywords : bellwether firms, information spillover effect, earning forecast, analyst coverage, return comovement

Student Number : 2014-20466