

# 공시의 빈도와 질이 주가동조화에 미치는 영향 - 유가증권거래소의 공시자료를 이용한 분석 -

박경진

연세대학교 경영대학 경영학과 박사과정  
(chichikj@yonsei.ac.kr)

라채원

연세대학교 경영대학 경영학과 박사과정  
(chaewon@yonsei.ac.kr)

장진호

연세대학교 경영대학 경영학과 교수  
(chang@yonsei.ac.kr)

본 연구는 기업의 공시활동으로 인하여 기업고유의 정보(firm-specific information)가 주가에 반영되는 정도가 증가하는지를 살펴보았다. 개별기업 고유정보에 비하여 거시경제적 정보가 주가에 반영되는 정도를 나타내는 주가동조성(stock price synchronicity) 변수를 사용하여 기업이 제공한 공시정보의 양이 주가동조성에 미치는 영향을 검증하였다. 연구 결과, 공시의 질을 통제한 후 공시빈도가 높을수록 주가동조화가 낮아짐을 발견하였다. 이는 기업이 제공하는 고유정보의 양이 많아질수록 투자자들은 시장지수나 산업지수와 같은 거시적 자료보다는 개별기업의 자료를 더 많이 이용함을 의미한다. 주가에 기업고유의 정보가 많이 반영될수록 주가가 내재가치에 더 접근하게 되고 자본시장의 자원배분 기능이 더 효율화된다는 선행연구(Wurglmer 2000; Durnev et al. 2003; Durnev et al. 2004)의 주장을 고려할 때, 본 연구의 결과는 최근 우리나라에서 활발히 도입된 여러 개혁적 공시제도가 자본시장에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 시사한다.

주제어: 주가동조성, 공시, 기업고유정보

## 1. 서론

최근 국내 기업의 투명성을 높이고 기업의 정보가 시장에 보다 잘 전달되도록 하기 위한 여러 제도가 도입되었다. 이 중 가장 두드러지는 제도의 개선은 기업관련 공시제도가 강화된 것이다. 1999년 4월 전자공시시스템이 도입되어 거래소에 상장되거나 코스닥에 등록된 기업들의 전자공시시스템을 통한 기업관련 정보의 공시가 의무화됨으로써 이전의 지면 기반 공시체제와 전혀 다른 정보환경이 조성되었고, 이로 인해 정보이용자들의 정보에 대한 접근가능성

과 정보제공자인 기업측의 정보보급의 신속성이 향상되었다. 만약 정보환경의 개선을 통해 정보비대칭을 해소하고 더 나아가 기업 관련 정보가 시장에 충분히 흡수되어 기업의 본원적 가치에 근접할 수 있도록 하기 위한 제도적 장치가 유효하게 작용한다면, 이러한 제도적 유효성은 시장의 반응을 통하여 표출될 것이다. 그러나 만약 더 많은 정보가 제공되었는데 이것이 시장의 요구와 어긋나거나 신뢰할만한 정보가 아니라면, 강화된 제도에도 불구하고 이를 통해 제공되는 정보의 유용성은 떨어지게 되거나 오히려 정보이용자들의 의사결정에 혼란을 주는 방해요소로 작용할 수 있다.

본 연구에서는 최근 몇 년 사이 두드러지는 공시 제도의 개선을 통해 진일보한 기업관련 정보환경에 대해 과연 시장의 인식은 어떠한지 실질적으로 실효성을 거두고 있는지를 주가동조성(stock price synchronicity)이라는 변수를 통해 측정해보고자 한다. 주가동조성은 주식시장 및 동일산업의 주가 변화가 특정 기업의 주가 변화를 얼마나 설명해주는 지 측정함으로써 개별 기업의 주가가 얼마나 주식시장 또는 소속 산업과 연동하는지 나타내는 지표이다. 만약 개별기업의 주가가 주식시장 또는 소속 산업의 변화에 따라서만 움직인다면, 기업의 주가에는 기업고유정보(firm-specific information)보다는 시장정보 또는 산업정보가 반영되었다고 해석할 수 있다. 그러나 이와 반대로 주가가 기업고유정보를 충분히 반영하게 되면 주가는 시장지수 혹은 산업지수와 일반적으로 동반상승 혹은 동반하락하기 보다는 기업고유정보에 더 영향을 받아 움직일 것이다. 즉, 주가동조성은 기업고유정보가 얼마나 충분히 제공되었는가와 해당 정보를 자본시장이 얼마나 흡수하였는가를 나타내는 지표라고 할 수 있다.

본 연구는 공시를 통한 기업고유정보의 제공으로 인하여 주가의 정보유용성이 증가하였는가를 검증하기 위해, 전자공시시스템이 전면적으로 도입되어 공시체계의 전환이 이루어진 2001년부터 2004년까지 4년 동안을 표본 기간으로 하여 연간 공시빈도와 주가동조성 변수 간의 관계를 살펴보고자 한다. 만약 제도적 방책으로 증가된 정보가 시장에서 신뢰할만한 양질의 정보로 평가를 받는다면 정보이용자들은 해당 기업에 대한 가치평가를 수행할 때 상대적으로 기업고유정보를 더 많이 활용하게 될 것이며, 연간 공시빈도로 측정된 정보의 양과 주가동조성은 역의 관계를 보일 것이다. 이러한 가설을 실증적으로 검증한 연구결과, 공시빈도가 늘어날수

록 개별기업의 주가가 시장·산업지표와 동조되는 현상이 감소됨을 확인하였다. 또한 공시빈도뿐만 아니라 공시의 질 역시 공시수준의 중요한 요인임을 감안하여 해당 변수들을 통제한 후 공시빈도와 주가동조성의 관계를 살펴보았을 경우에도 같은 상관관계가 관찰되었다.

최근 공시환경의 변화와 맞물려 기업고유정보량의 증가와 함께 주가동조성이 낮아지는 현상이 관찰되었다는 것은 기업의 공시활동으로 인하여 주가가 더 내재가치를 반영하게 되었다고 해석될 수 있다. 비슷한 맥락에서 Durnev 외 3인(2003)은 주가동조성이 낮을수록, 즉 기업고유정보의 주가반영 정도가 높을수록, 주가가 기업의 내재가치에 더 근접하게 되어 주가의 정보유용성(stock price informativeness)이 증가한다고 설명하였다. 본 연구의 결과를 통해 기업에 대한 정보전달의 중요 매개체인 공시체도를 통해 제공되는 충분한 정보들이 시장의 효율성을 높이는데 일익을 담당하였음을 확인하고, 더 나아가 정보의 양적·질적 수준을 모두 감안한 공시환경의 지속적 개선을 위해 어떠한 측면을 고려해야 하는지에 대한 함의를 도출할 수 있을 것이다.

본 연구는 다음과 같이 진행된다. 1장의 서론에 이어 2장에서는 정보의 양과 주가동조성에 대한 선행연구들을 살펴보고 3장에서는 연구가설과 이를 측정하기 위한 모형을 설명한다. 그리고 4장에서는 실증분석 결과와 연구의 강건성 확보를 위한 추가분석 결과를, 마지막으로 5장에서는 결론을 도출함으로써 연구를 맺는다.

## II. 선행연구의 고찰

### 2.1 주가동조성에 관한 연구

King(1966)은 개별 기업의 주가가 주식시장수익률 및 소속산업수익률과 같이 움직임을 보여주었다. 이는 개별 기업이 공통의 경제 환경에 영향을 받는다는 주장과 일관되는 개념이다. 비슷한 맥락에서 Ball and Brown(1967)은 기업의 연간 이익의 변화는 시장과 산업 수준의 이익변화로 설명될 수 있음을 설명하였다. 이들의 연구는 시장과 산업 수준의 이익변화가 개별 기업의 이익변화를 설명하는 설명력은 시장과 산업수준의 주가변화가 개별 기업의 주가변화를 설명하는 설명력과 그 크기가 비슷함을 제시하였다.

그러나, Roll(1988)은 개별 기업의 주식수익률 중 일반적인 시장 및 산업수익률로 설명되지 않는 부분이 많음을 발견하였고, 시장과 산업요인으로 설명되지 않는 변화(residual movement)를 주가에 반영된 기업고유정보(firm-specific information)라고 해석하였다. 주가동조성(stock price synchronicity)은 산업 또는 시장 단위의 정보에 비하여 상대적으로 기업고유의 정보가 주가에 반영되는 정도를 측정하는 추정치이다. 미국 시장 데이터를 사용한 최근의 연구들은 주가동조성에 대한 이러한 해석을 지지하는 결과를 제시하고 있다 (Wurgler 2000; Durnev et al. 2003; Durnev et al. 2004; DeFond and Hung 2004). Campbell et al.(2001)은 개별기업 주가의 가격산정오류가 시장 전체의 변동성 때문만이 아니라 산업지수의 변동성 혹은 개별기업의 고유의 주식수익률 변동성으로 인해서 발생한다는 것을 증명하였다. 개별기업의 주가

에 대한 시장모형의 설명력이 감소한다는 것은 상대적으로 개별기업의 정보가 개별기업의 주가를 설명하는 비중이 커진다는 것으로, 이는 개별기업 주식수익률이 시장수익률의 영향을 받는 정도를 나타내는 주가동조성 변수와도 일맥상통한다.

Morck, Yeung and Yu(2000)는 선진국과 개발도상국의 주가동조성을 비교 검토한 결과, 선진국에 비해 개발도상국에서 주가동조화 현상이 더 높음을 발견하였다. 이러한 국가간 주가동조화의 차이는 국가별 거시적 위험을 공유하는 정도의 차이나 산업다각화 정도의 차이, 시장규모의 차이 등으로 인한 것일 수 있으나, Morck, Yeung and Yu(2000)은 이러한 요인들을 적절히 통제한 후에도 국가간의 주가동조화의 차이가 존재함을 관찰하였고, 이는 국가별 자본시장 인프라의 근본적 차이에 의거한 것으로 해석하였다. Jin and Myers(2006)는 Morck, Yeung and Yu(2000)의 논문에 기반하여 주가동조성 변수를 내부경영자와 외부 투자자들간 정보비대칭의 의미로 해석하며, 정보의 양이 증가할수록 정보비대칭 해소 정도가 달라지는지에 대한 다국간 비교연구를 실시하였다. 연구결과 자본시장의 개발 정도가 낮은 국가일수록 정보비대칭이 높은 경향을 보였으며, 이에 대한 투자자들의 정보탐색활동 역시 취약한 것으로 나타났다. Wurgler(2000)은 기업고유정보가 주가에 반영된 정도가 높은 국가의 주식시장에서 자원이 더 효율적으로 배분됨을 발견하였다. 비슷한 맥락에서, Durnev, Morck and Yeung(2004)은 주가동조성이 낮은 기업일수록 외부자본 조달 비중이 높으며, 자본이 기업 내에서 더 효율적으로 배분됨을 관찰하였다. 이들은 주가가 기업개별 정보에 영향을 많이 받는 기업일수록 주가가 기업의 내재가치와 더 밀접하게 연관되어 있다고 주장하였다. 기업개별정보의 제공은 정보비대칭성을 줄이는

효과를 가져오며, 이는 외부자본조달을 용이하게 하고 자본의 효율적 활용을 증진시킨다고 해석되었다.

낮은 주가동조성이 관찰되는 이유에 대해 Roll (1988)은 기업고유정보가 주가에 많이 반영되었기 때문이거나 구체적인 정보와 전혀 관련이 없는 노이즈 때문이라고 설명하였다. Durnev et al.(2003)의 연구는 Roll(1988)의 이러한 두 가지 해석 중 전자의 해석이 더 개연성이 높다는 실증 결과를 제시하면서, 개별 기업 주가의 변동성과 회계정보유용성 간의 관계를 분석하였다. 이 연구에서는 개별기업의 주가변동(firm-specific price variation)을 기업의 주가수익률 변동 중 시장 및 산업수익률로 설명할 수 없는 부분으로 정의하였고, 주가동조성이 기업개별정보의 흐름과 관련이 있다는 주장을 지지하는 실증결과를 제시하였다.

Piotroski and Roulstone(2004)도 Durnev et al.(2003)이 사용한 주가동조성 변수를 이용하여 시장참가자, 재무분석가, 기관투자자 및 내부거래자의 활동과 주가동조성 간의 상관관계를 살펴보았다. 이들의 활동과 주가동조성과의 상관관계는 이들이 가지고 있는 정보적 이점에 의해서 결정되는데, 재무분석가의 경우 산업 정보에 정보적 이점이 있어 이들의 활동이 증가할수록 회사개별 수익률 변화를 산업정보로 설명하는 부분이 증가하고, 내부거래자의 경우 회사개별정보에 이점이 있어 회사개별정보가 수익률을 설명하는 부분이 큰 것으로 나타났다. 요약하면 선행연구들은 주가동조성을 주가에 기업고유정보가 반영된 정도를 나타내는 변수로 해석하였으며, 이러한 해석을 지지하는 연구결과들은 제시하였다.

주가동조화 현상에 관한 국내 문헌들은 주로 미국 시장과 국내시장 간의 주가동조성을 연구하였다. 이한식과 장병문(2002)은 일별 주가지수수익률 자료

를 이용하여 미국의 주가의 변동이 국내 주가흐름에 영향을 미치는지 관찰하였다. 분석 결과 미국 주가의 국내 주가에 대한 가격이전현상이 있어, 미국 주가흐름이 국내 주가의 움직임을 예측하는데 대한 유용한 정보로 사용될 수 있다고 주장하였다. 전상경과 최종연(2003)은 주가동조화 현상이 투자주체에 따라 달리 나타나는지 살펴보았다. 미국 거래소 및 비거래소 지표와 국내 거래소 및 비거래소 지표와의 관련성을 통해 미국주식시장에 대한 국내주식시장의 동조화 현상을 살펴보았는데, 미국과 국내 거래소시장간 그리고 비거래소시장간 동조화 현상이 존재하는 것을 발견하였다. 기존의 주가동조성과 관련된 국내 연구들은 주로 미국 주가의 움직임에 대해 국내 주가가 영향을 받는 정도를 분석하였으나, 본 연구는 국내 거래소 상장기업들의 주가동조화 정도에 영향을 미치는 주요 요인으로 개별 기업의 공시에 대하여 살펴보았다.

## 2.2 공시활동이 주가에 미치는 영향에 관한 연구

Botosan(1997)은 정보의 양을 기업의 공시수준으로 측정하여, 공시수준이 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 연구는 전통적인 자기자본비용 추정방식 대신 회계적 자료에 의거하여 시장베타와 기업규모를 통제한 가치평가 모형을 통해 자기자본비용을 추정하였다. 또 정보의 질에 따라 상이한 가중치를 두고 계산한 공시수준지표를 사용하여 추정된 자기자본비용과의 관련성을 논하였다. 실증분석 결과 공시수준과 자기자본비용간에는 음(-)의 관계가 나타나, 공시를 통한 정보량의 증가가 개별기업에 대한 거래비용을 감소시키고 시장의 위험관련보상의 요구수준을 낮추는 것을 확인하였다. 또한 개별기업 재무분석가 수의 중위수를 기준으로 기업

군을 분류하여 살펴본 결과, 개별기업 재무분석가 수가 적은 기업일수록 공시수준이 자기자본비용을 낮추는 정도가 더 큰 것을 확인하였다. Tucker (1997)는 공시를 통해 측정된 공격 정보의 수준이 사적 정보의 소비성향과 거래자들의 정보화 수준에 어떠한 영향을 미치는지 실험연구를 통해 관찰하였다. 분석 결과에 따르면 공시의 수준이 올라갈수록 사적 정보를 사용하려는 성향과 그에 따르는 비용이 감소하며, 또한 주가에 해당 정보가 충분히 반영될 가능성은 증가하는 것으로 나타났다. Lang and Lundholm(2000)은 숙성주발행(SEO, seasoned equity offering)을 하는 시기의 기업의 공시정책에 따른 정보비대칭 해소효과를 살펴보았다. 숙성주 공모 기업은 일반적으로 비공모기업에 비해 6개월 전부터 공시가 빈번해지는 것으로 나타났으며, 또한 이 기간 동안 양(+ )의 주식수익률을 나타내어 공모 전 사전공시가 시장의 정보비대칭을 해소하는 효과를 가져옴을 발견하였다.

공시수준이 주가에 미치는 영향에 대한 국내 문헌을 보면, 김선호(2001)는 정보가 많지 않은 개별기업의 주식이 정보가 많은 개별기업의 주식보다 더 높은 수익률을 제공하는지 검토하였다. 기관투자자 지분율을 통해 간접적으로 정보의 양을 측정하여 횡단면 분석을 실시한 결과, 정보가 많은 주식일수록 추정위험이 낮아져 요구주식수익률 역시 낮아진다는 기존의 연구를 재확인하였다.

한편 공시수준을 구성하는 요소들 중 공시의 질 역시 공시빈도와 마찬가지로 공시수준을 나타내는데

중요한 요소라 할 수 있다. 만약 정보의 양은 증가했다 하더라도 해당 정보의 질이 증가된 정보의 양을 따라가지 못한다면, 이러한 정보들은 오히려 투자자들을 오도하고 의사결정에 혼란을 미치는 일종의 잡음 역할을 할 수 있기 때문이다. 선행연구들에서 많이 사용된 공시의 질의 대응치로는 감사품질, 감사의견, 정정공시비용 등이 있다.<sup>1)</sup>

감사품질이 기업의 공시행위와 정보의 질에 미치는 영향에 대한 연구를 살펴본 최정호(2005)는 1997년 외환위기 이후 시행된 회계제도의 개선과 감사품질이 이익조정 대응치인 재량적 발생액에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보았다. Big 5 혹은 non-big 5 소속 회계법인인 감사품질에 대한 대응변수로 사용하여 분석을 시행한 결과, big 5와 non-big 5 회계법인 간 재량적 발생액에 차이를 발견하지 못하였으며, 이 결과를 바탕으로 아직까지 국내 회계법인의 감사품질에 차이가 없다고 결론짓고 있다. 김상현과 백원선(2006)의 연구에서는 이연법인세 자산의 실현가능성을 과대평가함으로써 재무보고이익을 증가시키려는 이익조정유인과 감사품질 간 연관성을 논하였는데, 감사품질이 낮을수록 이연법인세 자산의 실현가능성을 과대평가하여 재무보고이익을 증가시키는 경향이 있음을 발견하였다.

감사의견의 적정·비적정 여부가 기업 재무보고의 질과 어떤 관련이 있는지 살펴본 연구로 나종길과 최기호(2001)는 재량적 발생액을 통해 이익조정 여부를 측정하면서, 감사품질이 높은 경우 이익조정을 통한 재무보고상의 오류를 포착하여 비적정의견을

1) Healy and Palepu(2001)는 공시의 유인과 시행된 공시의 질을 좌우하는 기업 내·외부 이해체계를 논하면서 이에 대한 여러 선행연구들을 고찰하고, 앞으로의 연구에서 고려할 수 있는 연구질을 제시하는 메타분석(meta analysis)를 실시하였다. 기업에 대한 정보를 제공하는 유인으로 감독기관의 규제와 경영자의 자발적 공시 및 정보중개자(information intermediaries)의 역할을 들었고, 이를 통해 유포된 기업관련 정보의 질과 그에 대한 자본시장에의 파급효과를 선행연구들의 결과를 토대로 제시하고 있다. 특히 경영자가 자발적으로 공시를 실시하는 유인을 경영자 본인의 보상관련 문제 및 시장의 감시와 요구에 대한 관점에서 살펴보면서 이에 대한 일관된 결과의 결여와 내생성 문제 등의 한계로 인해 향후 진일보한 연구가 필요함을 강조하였다.

제시하는 경향이 높은지 살펴보았다. Big 5 회계법인 소속 여부를 감사품질의 대용변수로 사용하여 분석을 수행한 결과, 이익조정 가능성과 비적정의견 간 연관성을 발견하지 못하였으며, 국내 감사품질에 유의적 차이가 없다는 결론을 제시하고 있다. 그러나 박용철(1999)은 경영자의 사적 의도를 담은 이익조정이 있었던 회계연도에 비적정의견을 받는 경향이 나타나며, 감사인이 비적정의견을 제시하는 것은 기업 보고이익의 불확실성을 높여 자본시장에 부정적 영향을 미친다고 주장하였다.

기업공시 오류에 대한 기업특성과 시장반응을 연구한 Kinney and McDaniel(1989)은 분기실적 오류수정을 포함한 감사보고서를 제출한 기업들은 보통 규모가 작고 수익성이 낮았으며 기업관련 불확실성은 높았음을 발견하였다. 또한 오류가 포함된 분기실적으로 공표한 시점부터 해당 오류에 대한 수정사항을 담은 감사보고서의 공표시점까지 누적비정상수익률이 유의적인 음(-)의 반응을 보였다. 손성규 외 2인(2005)은 국내 재무제표에 대한 정정보고를 수행한 기업에 대해 정정보고에 임의성이 개입되었는지의 여부와 해당 정정보고에 대한 시장반응이 어떠한지를 살펴보았다. 분석 결과 상장기업보다 코스닥 기업의 경우 정정보고 시행기업의 이차비용이 높았으며, 이익을 낮추는 정정공시가 빈번한 것으로 나타났다. 또한 정정공시에 대해 유의적인 부(-)의 추가반응을 보였을 뿐만 아니라, 특히 외부감사인의 적발로 인해 오류가 정정되었음을 밝힌 경우 더욱 장기적인 부(-)의 추가반응이 관찰되었다.

### III. 연구의 설계

#### 3.1 표본의 선정

본 논문에서는 2001년부터 2004년까지 4년 동안의 표본기간으로 선정하여 기업의 공시활동과 주가동조성을 측정하였다. 2000년 이전 기간을 포함하지 않은 것은 1997년 외환위기로 인한 국내 자본시장의 급격한 변화의 여파가 잔존할 가능성과 아울러, 지면기반(paper-based) 체제에서 전자공시(internet-based) 체제로의 전면적 전환이 기업 정보환경의 궁극적인 변화를 야기하여 이전 정보환경과는 근본적으로 다른 양상을 보일 것이라는 판단 때문이다. 전자공시제도의 도입은 본 연구의 주요변수인 공시량 자료의 수집을 가능하게 하였다.

기업 관련 정보의 양을 대변할 변수로서 공시빈도를 사용하였다. 기업공시 관련 자료는 유가증권거래소 웹사이트에서 제공하는 공시검색시스템을 통해 수작업으로 수집하였다. 또한 공시의 질 역시 공시수준에 영향을 미치는 중요 요소로서 주가동조성에도 영향을 미칠 수 있음을 감안하여, 공시의 질의 대표적 대용변수인 감사품질과 감사의견 그리고 공시의 정확성 정도를 통제변수로 포함하여 분석을 수행하였다.

주가동조성을 구하기 위해 필요한 산업지수(industry index) 및 시장지수(market index: KOSPI) 그리고 개별기업의 수익률은 Fnguide DB를 통해 수집하였으며, 외국인 지분율은 한국신용평가정보에서 제공하는 자료를 이용하였다. 또한 주가변동성과 주식거래량 그리고 자산대비수익률 및 부채비율, 시가총액의 통제변수 역시 Fnguide DB를 이용해 수집한 자료를 통해 산출하였으며, 변수

산출을 위한 자료가 존재하지 않는 기업은 표본에서 제외시켰다. 이러한 과정을 통해 4개연도 총 2,270 개의 표본을 확정하였다.

### 3.2 가설의 도출

기업에 대한 개별적인 정보를 수집하기 어렵거나 공시된 정보의 신뢰성이 낮을 경우 투자자는 기업고유정보(firm-specific information)에 의거하여 투자 의사결정을 내리기보다는 시장 전체의 흐름 혹은 산업의 변화에 동조하여 움직이는 행태를 보일 것으로 예측된다. Morck, Yeung and Yu(2000)는 개별기업 정보의 산출수준이 높지 않거나 그에 대한 신뢰도가 낮을 경우 개별기업의 주가행태는 기업고유의 정보보다는 시장의 행태를 따른다고 보고하였다. 즉, 기업의 공시수준이 낮아 해당 기업에 대한 충분한 판단근거를 확보하기 어려울 경우에는 개별기업이 소속된 산업 혹은 시장 전체의 움직임을 개별기업 정보보다 더 신뢰할만한 정보로 간주하게 될 것이며, 따라서 산업이나 시장의 흐름에 의존하여 개별기업에 대한 가치를 평가하고 투자여부에 대한 판단을 내릴 것이기 때문에 주가동조성이 높게 나타날 것이다. 반면, 기업 공시수준이 높을 경우에는 이러한 거시지표와는 별도로 기업을 분석할 수 있는 기반 정보가 많아지기 때문에 투자 의사결정에 있어 개별 기업에서 제공하는 기업고유정보에 대한 의존성이 상대적으로 높아질 것이며, 시장흐름에 연동하기 보다는 개별기업의 정보에 따라 주가가 변동하게 될 것이므로 시장과의 주가동조성은 떨어질 것이라 예측할 수 있다. 따라서 기업의 공시수준과 주가동조성과의 관계에 대한 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설: 공시수준이 높을수록 주가동조성이 낮아질 것이다.

증권거래법상 규정되어 있는 기업공시항목들은 크게 강제적 공시와 자발적 공시로 나뉘볼 수 있다. 강제적 공시는 기업이 특정 요건을 충족할 경우 반드시 수행해야 하는 공시항목을 의미하며, 이를 위반할 경우 규제당국으로부터 제재를 받게 된다. 강제적 공시는 기업이 공통적으로 제공하는 공시항목이라고 볼 수 있으며, 물론 특정 요건에 따라 다소 차이를 보일 수 있지만 전반적으로 큰 차이가 없다고 봐도 무방할 것이다. 반면 자발적 공시는 강제공시 규정에서 제시하는 규정에 해당하지 않는 기업임에도 불구하고 기업이 정보이용자들과의 보다 원활한 정보교류를 위해 자발적으로 공시를 수행하는 것으로, 일반적으로 자진공시를 지칭한다. 그러나 본 논문에서는 강제적 공시에 비해 자발적 공시의 대응항목인 자진공시 비중이 매우 미미한 수준이기 때문에, 이는 후에 추가분석으로 실시하고 본 분석에서는 이를 구분하지 않고 전체 공시빈도에 포함시켜 전체공시의 수준이 개별기업의 주가동조성에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다.

### 3.3 변수의 정의

#### 3.3.1 종속변수: 주가동조성

(Stock Price Synchronicity)

본 연구에서는 Morck, Yeung and Yu(2000)의 주가동조성 변수를 기업단위(firm-level) 변수로 변형시켜 다음 식 (1)과 같이 회귀분석을 실시한 후, 이 회귀분석의 설명력( $R^2$ )을 통해 주가동조성 변수를 계산하였다. Morck, Yeung and Yu

(2000)의 주가동조성 변수가 각 국가별 기업의 주식들이 함께 움직였는지를 살펴본 변수라면, 본 연구에서는 국가별 동조 정도가 아닌 국내 주식시장 내에서 각 기업의 주가가 시장과 얼마나 같은 방향으로 움직였는지를 나타내는 변수이다. 본 연구의 기업단위 주가동조성변수의 측정은 선행연구(Durnev et al. 2003; Durnev et al. 2004, Piotroski and Roulstone 2004)와 동일하다. 기업단위의 주가동조성 변수를 계산할 때는 국가별 동조 정도를 구할 때와는 달리 산업별 지수를 회귀모형에 포함시킨다. 그 이유는 회사 개별 수익률의 변화를 거시경제적 변화를 제외한 잔차부분으로 설명하는데, 흔히 사건연구에서 비정상수익률의 벤치마크로 시장 수익률 이외에 산업수익률을 사용하듯이 산업수익률 역시 회사 개별적인 부분이 아닌 거시경제적인 부분으로 고려될 수 있기 때문에 이를 고려하여 회귀모형에 포함시켰다. 따라서 이를 통해 구한 주가동조성 변수는 시장뿐만 아니라 산업수익률에 대한 주가동조화 현상을 포착할 수 있으며 이를 제외한 회사 개별정보의 반영 정도를 살펴볼 수 있다. 주가동조성 변수를 구하기 위한 회귀분석 모형을 나타내면 다음과 같다.

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 r_{market,t} + \beta_2 r_{industry,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

위의 식에서  $r_{i,t}$ 는 기업  $i$ 의  $t$ 번째 주의 주간수익률이며,  $r_{market,t}$ 는 시장전체, 즉 우리나라 종합주가 지수의  $t$ 주차 주간수익률이고,  $r_{industry,t}$ 는 개별기업 소속산업의  $t$ 주차 주간수익률 그리고  $\varepsilon_{i,t}$ 는 잔차항이다. 이 회귀모형을 통해  $t$ 주의 주식시장 전체와 산업수익률이  $r_{i,t}$ 를 얼마나 설명하는지를 나타낸  $R^2$  값을 사용한다. 산업별 평균  $R^2$ 는 다음과 같이 분산으로 분해되어 표시할 수 있으며, SSR은 (1)의 식

에서 설명되지 않는 수익률 변화부분이고 SSM은 설명되는 변화부분을 의미한다.

$$R^2_{industry} = \frac{\sigma^2_{m,industry}}{\sigma^2_{\varepsilon,industry} + \sigma^2_{m,industry}} \quad (2)$$

$$\sigma^2_{\varepsilon,industry} = \frac{\sum_{i \in industry} SSR_{industry,i}}{\sum_{i \in industry} T_i}$$

$$\sigma^2_{m,industry} = \frac{\sum_{i \in industry} SSM_{industry,i}}{\sum_{i \in industry} T_i} \sigma^2_{\varepsilon,industry}, \sigma^2_{m,industry}$$

들 다 오른쪽으로 치우쳐져 있으며  $R^2$ 값의 특성상 분포가 제한되어 있기 때문에 이를 로그 변환하면 다음과 같다.

$$\Psi_{industry} = \ln\left(\frac{R^2_{industry}}{1 - R^2_{industry}}\right) = \ln\left(\frac{\sigma^2_{m,industry}}{\sigma^2_{\varepsilon,industry}}\right)$$

$$= \ln(\sigma^2_{m,industry}) - \ln(\sigma^2_{\varepsilon,industry}) \quad (3)$$

이 경우  $\Psi_{industry}$ 는 정규분포를 가정할 수 있으며,  $\Psi_{industry}$  값이 높을수록 특정 산업에 속하는 기업의 주가변동을 설명할 때 기업 개별 변화분의 영향보다는 시장 및 산업변화에 따른 영향력이 더 높다는 것을 의미한다. 따라서 본 논문에서는 기업단위로  $\Psi$ 를 계산하여 주가동조성을 구했으며, 이를 간단하게 표시하자면 다음과 같다.

$$\text{주가동조성}_i = \ln(R^2/(1 - R^2)) \quad (4)$$

이는 선행연구(Morck, Yeung and Yu 2000; Durnev et al. 2003; Durnev et al. 2004, Piotroski and Roulstone 2004)에서 사용한 것과 동일한 방법이다.

### 3.3.2 독립변수

독립변수인 공시빈도는 공시수준에 대한 대응변수로서, 2001년부터 2004년까지 유가증권거래소 웹사이트에서 제공하는 공시검색시스템을 통해 수작업으로 수집하였다. 가설을 도출하는 과정에서 언급한 바와 같이 공시수준 변수는 기업의 연간 총 공시빈도를 통해 측정하였으며, 동일 공시항목이 중복되거나 해당 공시항목을 정정 공시하는 경우는 제외하고 초기공시만을 사용하였다. 총 공시빈도에는 강제적 공시항목과 자발적 공시항목이 모두 포함되어 있으며, 기업의 전체 공시수준을 측정하는 변수이다.

### 3.3.3 통제변수

공시빈도뿐만 아니라 공시의 질 역시 공시수준을 구성하는 중요 요소라 할 수 있으며, 공시의 질이 주가동조성에 미칠 영향 역시 무시할 수 없다. 따라서 공시의 질의 주가동조성에 대한 영향을 통제하고 공시빈도가 주가동조성에 미치는 순영향을 살펴보기 위해, 공시의 질을 대리하는 변수로서 Big5 더미변수와 적정의견 더미변수 그리고 비정정공시비율을 통제변수로 사용하였다. Big5 더미변수는 최정호(2005)의 연구에서와 같이 Big 5 회계법인인 경우 1 아니면 0을 취하여 감사품질이 높은 회계법인과 낮은 회계법인을 구분하였다. 해당 연도에 적정의견을 받은 기업은 1 그리고 적정의견이 아닌 기업은 0인 더미변수를 취하여 감사의견에 따른 공시의 질을 구분하였다. 또한 정정보고빈도가 높을수록 정보의 질이 달라질 수 있음을 감안하여, 전체공시빈도 대비 정정보고빈도를 이용해 비정정공시비율을 측정하였다.

외국인 투자자들은 국내 투자자들에 비해 내재가치를 통한 투자를 하기 때문에(박영석과 이근희,

2000) 외국인 투자자가 늘어날수록 외국인 투자자는 그 기업에 대한 자세한 정보를 사용하여 기업에 대한 가치평가를 할 것이다. 김지홍 외 2인(2002)은 외국인투자자 지분율이 높을수록 전담 재무분석가 수가 많아 생산되는 정보의 양이 많다고 보고하였다. 따라서 외국인투자자 지분율이 높은 기업에서는 개별기업정보가 주가에 상대적으로 많이 반영되어 시장의 변화보다는 기업 내재가치에 따라 주가가 움직이게 될 것이며, 결과적으로 외국인투자자 지분율이 높아질수록 주가동조성을 낮추는 결과를 가져올 것으로 예상된다.

주가변동성은 주가수익률의 표준편차로 계산하였으며 회사의 주가변동성이 클 경우 시장 및 산업 전반의 변화와는 관련성이 적어질 것이다. 주식거래량은 회계연도 말 거래량을 로그변환한 값이다. 주식거래량을 기업에 대한 투자자들 간의 정보비대칭을 나타내는 대용치로 볼 때 주식거래량이 많을수록 주가동조성이 높을 것으로 예상된다. 자산대비수익률은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값이며, 부채비율은 총부채를 총자산으로 나눈 값이다. 시가총액은 주당 가격에 발행주식수를 곱한 값을 로그 변환한 것이다. 시가총액이 높을수록 이 기업이 종합주가지수에 반영되는 비중이 높기 때문에 시가총액이 높은 주식은 그만큼 시장 혹은 산업지수와 동조성이 높을 것이다.

## 3.4 연구의 모형

공시수준이 주가동조성에 미치는 영향에 대한 가설을 검증하기 위해 주가동조성 변수를 종속변수로, 그리고 독립변수인 전체공시빈도를 공시수준변수로 놓고 각각 회귀분석을 시행한다. 공시빈도뿐만 아니라 공시의 질 역시 공시수준의 중요요소이자 주가동조성에 영향을 미칠 수 있는 요인이므로, 이를 포함

하지 않고 전체공시빈도만을 고려한 모형 1과 공시의 질을 통제변수로 포함한 모형 2를 구성하여 각각 회귀분석을 시행한다. 본 연구에서 사용된 다변량 회귀모형을 제시하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \text{주가동조성} \\ & = a + b_1\text{전체공시빈도} + b_2\text{적정의견더미} \\ & \quad + b_3\text{Big5더미} + b_4\text{비정정공시비율} \\ & \quad + b_5\text{외국인투자자지분율} + b_6\text{주가변동성} \\ & \quad + b_7\text{주식거래량} + b_8\text{자산대비수익률} \\ & \quad + b_9\text{부채비율} + b_{10}\text{시가총액} + \varepsilon \end{aligned}$$

#### IV. 연구의 결과

##### 4.1 기술통계량 및 단변량 분석 결과

종속변수인 주가동조성 변수와 독립변수인 전체공

시빈도에 대한 연도별 기술통계량을 <표 1>에 제시하였다.

시장지수와 산업지수의 개별기업 주식수익률에 대한 회귀식을 통해 도출된 R<sup>2</sup>를 이용하여 계산된 주가동조성 변수의 경우, 평균값은 2001년 -1.182에서 2004년에는 -2.268로 개별기업의 주가가 시장지수 및 산업지수에 동조하는 경향이 점차 감소하고 있음이 확인된다. 표준편차는 1.310에서 1.667로 기업별 주가동조성에 차이가 크다는 것을 알 수 있다. 독립변수인 전체공시빈도의 기술통계량을 보면, 전체공시빈도의 평균값은 2001년 39.670회에서 2004년 58.230회로 점차 그 횟수가 증가하며, 최소값과 최대값의 차이가 매우 커 기업별로 공시를 시행하는 수준이 매우 다름을 보여준다. 또 평균값이 중간값보다 크게 나타나 공시빈도가 높은 기업들의 영향을 많이 받고 있는 것을 알 수 있다.

<표 2>는 표본기간 4년 전체에 대한 종속변수 및 독립변수 그리고 통제변수들의 기초통계량을 나타낸 것이다. 주가동조성 변수는 평균이 -1.524 그리고

<표 1> 종속변수 및 독립변수의 연도별 기초통계량

주가동조성 변수는 개별기업의 주식수익률을 시장지수 및 산업지수가 얼마나 설명하는지를 R<sup>2</sup>를 통해 계산한 변수로서, 개별기업의 주가가 시장이나 해당산업과 연동한 정도를 나타낸다. 전체공시빈도는 연간 총 공시의 횟수를 나타낸다.

변수	연도	관측수	평균값	중간값	표준편차	최소값	최대값
주가동조성1	2001	543	-1.182	-1.161	1.310	-6.641	4.957
전체공시빈도		543	39.670	32	26.224	3	231
주가동조성1	2002	565	-1.205	-1.053	1.507	-7.610	4.182
전체공시빈도		565	46.596	38	31.031	3	232
주가동조성1	2003	579	-1.405	-1.323	1.353	-7.088	3.708
전체공시빈도		579	58.427	45	47.679	3	394
주가동조성1	2004	583	-2.268	-2.134	1.667	-9.258	3.449
전체공시빈도		583	58.230	44	47.986	11	404

〈표 2〉 변수들의 기초통계량

본 연구의 표본기간은 2001년부터 2004년까지이다. 주가동조성 변수 및 공시수준 변수에 관한 설명은 〈표 1〉과 동일하며, Big5더미는 Big5 소속 회계법인인 경우 1 아니면 0의 값을 가진다. 적정의견더미는 해당연도에 적정의견을 받은 경우는 1 아니면 0의 값을 가진다. 비정정공시비율은 전체공시빈도 중 정정공시빈도를 차감한 후 전체공시빈도로 나눈 것이다. 외국인투자자 지분율은 외국인 계정을 통하여 투자한 지분의 합을 나타낸다. 주가변동성은 주식수익률의 표준편차를 계산하였으며, 주식거래량은 회계연도말 거래량을 로그변환한 값으로 측정하였다. 자산대비수익률은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값이며, 부채비율은 총부채를 총자산으로 나누어 계산하였다. 또한 시가총액은 회계연도말 시가총액을 로그변환한 값이다.

변수	관측수	평균값	중간값	표준편차	최소값	최대값
주가동조성1	2270	-1.524	-1.385	1.534	-9.258	4.957
전체공시빈도	2270	50.945	40	40.453	3	404
적정의견더미	2270	0.988	1	0.110	0	1
Big5더미	2270	0.529	1	0.499	0	1
비정정공시비율	2270	0.949	0.959	0.049	0.6	1
외국인지분율	2270	5.992	0.150	12.547	0	92.43
주가변동성	2270	7.602	6.831	3.812	1.532	33.458
주식거래량	2270	10.609	10.702	2.483	2.303	19.372
자산대비수익률	2270	0.018	0.031	0.125	-0.993	0.889
부채비율	2270	0.522	0.501	0.249	0.044	3.219
시가총액	2270	24.796	24.436	1.703	21.042	31.932

중간값의 경우 -1.385로써 주가동조성이 낮은 기업들의 영향을 받는 것으로 보이며, 전체공시빈도는 4년 평균 50.945회이고 표준편차가 40.453으로 전체공시수준의 기업별 차이가 매우 크다. 또한 적정의견 더미변수나 Big5 더미변수의 경우 적정의견이 아닌 기업 그리고 감사품질이 상대적으로 낮은 기업의 영향을 받고 있으며, 비정정공시비율은 중간값이 평균보다 높게 나타나 공시의 질이 상대적으로 낮은 기업들의 영향이 다소 큰 것을 확인할 수 있다.

외국인투자자 지분율은 평균값과 중간값의 차이가 매우 크고 중간값이 0.150으로 외국인의 투자가 집

중된 기업의 영향을 받고 있으며, 주가변동성은 평균값과 중간값이 비슷한 값을 보인 반면, 거래량의 경우 기업별 주식거래량의 격차가 매우 크다. 자산대비수익률은 기업의 수익성을 나타내는 지표로서 평균이 0.018로 나타났고, 부채비율의 경우 평균값이 0.522 그리고 중간값이 0.501로서 비슷한 경향을 보여 기업들이 평균 약 50% 정도의 총부채를 보유하고 있음을 보인다. 마지막으로 시가총액을 로그변환한 기업규모변수는 평균과 중간값이 거의 동일한 수준으로 나타나고 있다.

## 4.2 상관관계 분석

〈표 3〉은 종속변수인 주가동조성과 독립변수 및 통제변수간 상관관계 분석결과를 나타낸 것이다.

독립변수인 전체공시빈도의 경우, 주가동조성과 양(+)의 상관관계를 보이며 통계적으로도 매우 유의한 수치를 보이고 있다. 이는 예상과는 다른 방향으로서, 주가동조성에 영향을 미칠 수 있는 여타 변수들을 통제하지 않은 상태이므로 회귀분석에서 영향요인들을 모두 통제한 이후 주가동조성에 대한 공시수준의 순효과를 검토하였다. 또 공시의 질 대용 변수들인 적정의견 더미변수나 Big5 더미변수 그리고 비정정공시비율의 경우 감사의견은 주가동조성과 상관관계가 나타나지 않는 반면, Big5 더미변수나 비정정공시비율은 모두 주가동조성과 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있어 이를 통제할 필요성이 있음을 보인다.

주가동조성과 외국인 지분율은 양(+)의 상관관계를 보이며 통계적으로도 유의하다. 이는 외국인투자자가 상대적으로 많은 정보를 보유하고 있어 시장지수에 의존하기보다는 개별정보에 의거해 투자를 할 것이라는 예상과 일치하지 않는 결과이다. 주가변동성은 주가동조성과 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이며, 주식거래량은 종속변수와 양(+)의 상관관계를 나타내며 동시에 1% 수준에서 유의한 것을 확인할 수 있다. 자산대비 수익률은 수익성이 높을수록 주가동조성이 커지는 경향을 보이고, 부채비율의 경우 주가동조성 변수와 음(-)의 상관관계를 보이지만 통계적으로 유의하지는 않다. 마지막

으로 시가총액은 주가동조성 변수와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계를 보여 기업규모가 클수록 주가동조성이 높다는 것을 나타내고 있다.

상관관계 분석은 독립변수인 공시수준과 종속변수인 주가동조성간의 관계를 관찰함에 있어 각 통제변수들의 상관관계가 반영되지 않은 상태이므로, 종속변수와 독립변수간 관계에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제하고 다변량 회귀분석을 실시하였다.<sup>2)</sup>

## 4.3 회귀분석 결과

〈표 4〉는 주가동조성에 영향을 미치는 요인을 통제 후, 전체공시빈도 및 주가동조성 변수를 독립변수와 종속변수로 각각 사용하여 회귀분석을 실시한 결과이다.

주가동조성에 대한 전체공시빈도의 영향을 살펴봄에 있어 공시의 질 변수를 통제하기 전인 모형 1의 결과를 보면 전체공시빈도 변수의 회귀계수가 음(-)의 값을 보이며 1% 수준에서 유의하였다. 이는 전체공시빈도가 높을수록 주가동조성이 낮아질 것이라는 가설을 지지하는 결과이다. 즉, 기업이 제공하는 정보의 양이 많아질수록 시장 또는 산업 수준의 정보보다는 개별기업의 고유정보에 의거하여 투자자의사 결정을 내린다고 해석할 수 있다. 그리고 공시의 질 역시 공시수준을 가늠하는 중요한 요인임을 감안, 공시의 질을 통제하는 변수들을 포함하여 회귀분석을 실시한 모형 2의 경우에도 회귀계수가 -0.0020이며 5% 수준에서 통계적 지지를 확보하였다.

한편 공시의 질과 관련된 변수들의 경우 적정감사

2) 독립변수 및 통제변수들간 상관관계가 높게 나타나 이를 동시에 회귀모형에 포함시킬 경우 다중공선성 문제가 제기될 수 있다. 이를 검토하기 위해 회귀분석 수행시 VIF 테스트를 실시하였는데, VIF 지수가 모두 2를 넘지 않았다. 이근희의 저서(2004)에 따르면 VIF 지수가 5 이상일 경우 다중공선성 문제가 있으며, 10을 초과하게 되면 다중공선성이 심각한 것으로 판단한다고 얘기하고 있다. 또한 Kennedy(1992)의 연구에서도 VIF 지수가 10이 넘어갈 경우 다중공선성 문제를 의심해야 한다고 언급하고 있어, 본 연구에 사용된 모형에서는 다중공선성 문제가 없는 것으로 판단된다.

〈표 3〉 변수들간 상관관계 분석

	주가동조성1	진체공시빈도	적정의견더미	Big5더미	비정정공시비율	외국인지분율	주가변동성	주식거래량	자산대피수익률	부채비율	시가총액
주가동조성1	1										
진체공시빈도	0.296 <.0001	1									
적정의견더미	0.0140 0.5056	0.0259 0.2174	1								
Big5더미	0.1671 <.0001	0.1713 <.0001	0.023 0.284	1							
비정정공시비율	0.1073 <.0001	-0.0809 0.1414	-0.0148 0.4804	0.0195 0.3535	1						
외국인지분율	0.3011 <.0001	0.2653 <.0001	0.0355 0.0906	0.1929 <.0001	0.0271 0.1975	1					
주가변동성	-0.0721 0.0006	0.0405 0.0538	-0.1074 <.0001	0.0062 0.7692	-0.0571 0.0065	-0.0809 0.0001	1				
주식거래량	0.3470 <.0001	0.3119 <.0001	-0.0130 0.5361	0.1713 <.0001	-0.0114 0.5863	0.1638 <.0001	0.3877 <.0001	1			
자산대피수익률	0.0823 <.0001	0.0108 0.6065	0.1841 <.0001	0.0666 0.0015	0.0383 0.0679	0.1117 <.0001	-0.2155 <.0001	-0.1204 <.0001	1		
부채비율	-0.0092 0.6606	0.0929 <.0001	-0.1223 <.0001	0.1410 <.0001	0.0128 0.5416	-0.0671 0.0014	0.3614 <.0001	0.2112 <.0001	-0.3594 <.0001	1	
시가총액	0.4897 <.0001	0.5698 <.0001	0.0320 <.0001	0.3185 <.0001	0.0497 0.0178	0.5090 <.0001	-0.1225 <.0001	0.4360 <.0001	0.1850 <.0001	-0.0663 0.0016	1

〈표 4〉 주가동조성의 회귀분석 결과

주가동조성<sub>i</sub> = log(R<sup>2</sup>/(1-R<sup>2</sup>))이며, 이때 R<sup>2</sup>는  $r_{i,t} = \beta_{i0} + \beta_{i1}\Gamma_{market,t} + \beta_{i2}\Gamma_{industry,t} + \varepsilon_{i,t}$ 에서 산출하였다. 전체공시빈도는 기업이 수행한 연간 총 공시횟수를 의미한다. Big5더미는 Big5 소속 회계법인인 경우 1 아니면 0의 값을 가진다. 적정의견더미는 해당연도에 적정의견을 받은 경우는 1 아니면 0의 값을 가진다. 비정정공시비율은 전체공시빈도 중 정정공시빈도를 차감한 후 전체공시빈도로 나눈 것이다. 외국인투자자 지분율은 외국인 계정을 통하여 투자한 지분의 합을 나타낸다. 주가변동성은 주식수익률의 표준편차를 계산하였으며, 주식거래량은 회계연도말 거래량을 로그변환한 값으로 측정하였다. 자산대비수익률은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값이며, 부채비율은 총부채를 총자산으로 나누어 계산하였다. 또한 시가총액은 회계연도말 시가총액을 로그변환한 값이다.

	예상부호	모형 1		모형 2	
		회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
전체공시빈도	-	-0.0023	-2.75 ***	-0.0020	-2.43 **
적정의견더미	-			-0.3622	-1.44
Big5더미	-			0.0064	0.11
비정정공시비율	-			2.5282	4.51 ***
외국인지분율	+	0.0103	4.05 ***	0.0102	4.04 ***
주가변동성	-	-0.0460	-5.32 ***	-0.0451	-5.21 ***
주식거래량	+	0.1454	10.15 ***	0.1466	10.28 ***
자산대비수익률	?	0.2322	0.96	0.2491	1.02
부채비율	?	0.1518	1.21	0.1116	0.88
시가총액	+	0.3270	13.00 ***	0.3201	12.47 ***
표본 수		2269		2269	
Adjusted R <sup>2</sup>		27.76%		28.38%	

의견을 받을수록 주가동조성이 낮게 나타나며, Big5 회계법인에 소속되어 상대적으로 감사품질이 높은 경우 주가동조성에 대해 양(+)의 회귀계수를 보이지만 두 회귀계수 모두 유의하지 않다. 그러나 전체공시빈도에서 정정공시빈도를 뺀 비정정공시비율은 예상과 달리 회귀계수가 통계적 유의한 양(+)의 값을 나타낸다. 이 결과는 기업이 정정공시를 하는 경우 자본시장은 정정공시를 한 기업의 공시전체에 대한 신뢰성을 의심하기보다는 정정공시 그 자체를 추가적인 정보로 해석하여 주가에 반영하는 것

로 보인다.

외국인투자자 지분율은 모형 1과 모형 2에서 모두 양(+)의 회귀계수를 나타내며 통계적으로 유의하였다. 이는 상관관계분석의 결과와 마찬가지로 외국인 투자자들이 개별기업정보보다는 시장이나 산업정보를 많이 참조하는 것으로 보이며, 다른 투자자들에 비해 정보우위를 점하고 있는 외국인투자자들이 오히려 기업의 개별정보보다는 거시지표를 바탕으로 투자 의사 결정을 한다고 해석할 수 있다. 주가변동성은 주가동조성과 유의한 음(-)의 관계를 보이며,

자산대비수익률의 경우 양(+)<sup>1</sup>의 회귀계수가 도출되었다. 주식거래량의 경우 회귀계수가 양(+)<sup>1</sup>의 방향을 나타내며, 동시에 통계적으로도 유의하다. 부채비율의 회귀계수는 양(+)<sup>1</sup>의 값을 나타내고, 시가총액은 상관관계분석에서와 마찬가지로 1% 수준에서 유의한 양(+)<sup>1</sup>의 관계를 보여 기업규모가 클수록 주가동조성이 크다는 것을 알 수 있다.

#### 4.4 하위표본을 이용한 회귀분석 결과

상관관계분석 및 회귀분석 결과에서 나타난 바와 같이 기업규모변수가 주가동조성 변수와 매우 강한 양(+)<sup>1</sup>의 관계를 보이고 있을 뿐만 아니라, 상관관계분석결과를 보면 독립변수인 전체공시빈도와도 1% 수준에서 매우 강한 양(+)<sup>1</sup>의 상관관계를 나타내고 있다. 이는 다중공선성 검토를 위해 측정한 VIF 지수에 문제가 나타나지 않았다고는 하지만, 기업규모변수를 통제변수로 포함함으로써 인하여 발생

하는 전체공시빈도 변수의 회귀계수의 불안정성 문제를 완전히 배제할 수는 없다. 기업규모변수가 독립변수인 전체공시빈도와 종속변수인 주가동조성 변수간 관계에 미칠 수 있는 영향을 배제한 후 두 변수의 관계를 살펴보기 위해 기업규모에 따라 전체 표본을 4개의 하위표본으로 나누었다. 그리고 기업규모를 통제변수에서 제외한 모형을 이용하여 4개의 하위표본 각각에 대해 회귀분석을 수행함으로써, 동일한 결과가 도출되는지 살펴보았다.

각 하위표본 별 전체공시빈도의 회귀계수를 나타낸 <표 5>를 보면, 시가총액을 기준으로 표본들 중 75% 미만 수준의 규모를 보유한 그룹 1, 2, 3의 경우 전체 표본을 이용한 회귀분석 결과와 동일하게 전체공시빈도의 회귀계수는 음(-)<sup>1</sup>의 값을 보인다. 또한 각각 1%부터 5%까지 매우 강한 통계적 지지를 보여, 기업규모의 영향을 배제한 이후에도 기업이 제공하는 정보의 양이 많아질수록 주가동조성은 낮아지는 것을 확인하였다. 그러나 표본들 중 가장

<표 5> 시가총액기준으로 나눈 하위표본 별 회귀분석 결과

전체 표본을 시가총액을 기준으로 하여 4 하위표본으로 나누어 그룹 1의 경우는 시가총액 25%미만에 속하는 기업들이며 그룹 2의 경우 25% 이상 50% 미만에 속하는 기업, 그룹 3의 경우 50%이상 75%미만의 시가총액값을 가지는 기업들이다. 그룹 4의 경우는 시가총액이 75% 이상에 속하는 기업들이다.

주가동조성의 회귀모형:

$$\text{주가동조성1} = a + b_1 \text{전체공시빈도} + b_2 \text{적정의견더미} + b_3 \text{Big5더미} + b_4 \text{비정정공시비율} + b_5 \text{외국인 투자자지분율} + b_6 \text{주가변동성} + b_7 \text{주식거래량} + b_8 \text{자산대비수익률} + b_9 \text{부채비율} + \varepsilon$$

독립변수		회귀계수	t 값	표본수
전체공시빈도	그룹 1	-0.0065	-2.04 **	566
	그룹 2	-0.0085	-3.34 ***	567
	그룹 3	-0.0043	-2.12 **	567
	그룹 4	0.0038	4.15 ***	566

† 전체공시빈도 변수를 제외한 다른 변수들의 회귀계수와 t 값은 생략하여 보고하였다.

규모가 큰 집단인 그룹 4의 경우에는 예외적인 반응을 보이는데, 이는 주가동조성을 측정하는데 사용된 종합주가지수나 산업지수가 시가총액의 영향을 받기 때문으로 해석된다.

예를 들면 삼성전자의 경우 2003년의 주가동조성은 3.7079로 해당 연도 전체표본기업들 중 주가동조성이 가장 높았으며, 2004년에는 전체 2270개 기업들 중 4번째로 매우 높은 주가동조성을 보였다. 삼성전자의 시가총액이 KOSPI 전체의 시가총액에서 차지하는 비중이 약 20%임을 고려하면, 삼성전자의 주가수익률과 KOSPI 주가수익률 간의 관계(예, 주가동조성)는 유의적인 양(+ )의 관계가 존재하게 된다. 삼성전자의 전체공시빈도가 표본 중 상위1%에 속하는 점을 고려하면, 기업규모를 통제하지 않은 상황에서 전체공시빈도와 주가동조성은 양(+ )의 허위적 관계(spurious relationship)가 관찰될 것이다. 시가총액이 큰 하위표본(그룹 4) 기업을 대상으로 하여 시가총액을 통제하지 않고 회귀분석을 실시한 <표 5>에 의하면 전체공시빈도의 회귀계수는 양(+ )의 값을 나타낸다.

#### 4.5 강건성 검증

주가동조성과 공시수준에 대해 얻어진 결과의 강건성을 확보하기 위해 추가적으로 주가동조성을 다른 방법으로 측정하고 동일한 모형을 사용하여 검증을 실시하였다.<sup>3)</sup> 두 번째 주가동조성 측정변수인 주

가동조성2는 Morck, Yeung and Yu(2000)의 빈도(frequency) 변수를 변형한 것으로 기업의 주가가 시장과 동조하면서 움직인 빈도를 측정한 것이다. 이는 시장과 같은 방향으로 움직인 주(week)의 횟수로 계산하였으며, 시장주간수익률( $r_{market,t}$ )이 0보다 크고 기업 주간수익률( $r_{i,t}$ ) 역시 0보다 크거나 시장주간수익률( $r_{market,t}$ )이 0보다 작고 기업주간수익률( $r_{i,t}$ ) 역시 같은 방향으로 0보다 작아 시장과 같이 움직인 주(week)수를 1년, 즉 52주로 나눈 값이다. 이를 나타내면 다음의 식 (5)과 같다.

$$\text{주가동조성}_2 = (r_{i,t} \text{가 } r_{market,t} \text{와 같은 방향으로 움직인 주일 수}/52) \quad (5)$$

마지막 주가동조성 측정변수인 주가동조성3은 주가동조성2와 유사한 방법으로 시장지수 대신 산업지수를 사용하여 측정된 방법이다. 기업의 주가가 얼마나 소속 산업과 동조성을 띄면서 움직였는가를 측정하는 것으로, 소속 산업지수와 같은 방향으로 움직인 주(week) 수로 계산한 변수이다. 산업주간수익률( $r_{industry,t}$ )이 0보다 크고 기업 주간수익률( $r_{i,t}$ ) 역시 0보다 크거나 시장주간수익률( $r_{industry,t}$ )이 0보다 작고 기업주간수익률( $r_{i,t}$ ) 역시 같은 방향으로 0보다 작아 시장과 같이 움직인 주(week)수를 1년, 즉 52주로 나눈 값이며, 다음의 식(6)과 같이 계산하였다.

3) 본 분석에 사용된 주가동조성 변수는 시장모형의  $R^2$  값을 이용하여 회귀모형에서 시장수익률과 산업수익률이 회사수익률을 설명하는 정도로 주가가 시장 또는 산업과 동조화 현상을 살펴본 것이었다. 이와는 달리 주가동조성2와 주가동조성3 변수는 직접적으로 시장 또는 산업지수와 같은 방향으로 움직인 빈도를 계산하여 동조화 현상을 살펴 보는 방법으로, 직접적인 주가의 움직임으로 주가동조화 현상을 관찰하는 방법이다. 주가동조성2 변수의 경우에는 시장수익률만을 고려하였고, 주가동조성3의 경우에는 산업수익률만을 고려하였다. 따라서 본 회귀모형의 주가동조성 변수는 시장수익률과 산업수익률 모두를 고려하여 주가동조화 현상을 살펴볼 수 있으며, 주가동조성2와 주가동조성3의 경우에는 그 계산 방법상 하나만을 고려하기 때문에 시장과 산업과의 동조화 현상을 분리하여 살펴볼 수 있는 변수이다.

주가동조성<sub>3i</sub> = ( $r_{i,t}$  가  $r_{industry,t}$  와 같은 방향으로 움직인 주일 수/52) (6)      기술통계량 및 전체 표본연도에 대한 기초통계량 및 종속변수, 즉 주가동조성 관련 세 변수들의 상호간 상관분석 결과를 제시하고 있다.

〈표 6〉은 주가동조성2와 주가동조성3의 연도별 Panel A의 연도별 기술통계량 변화를 보면, 52

〈표 6〉 추가적인 주가동조성 변수의 기술통계량

주가동조성2와 주가동조성3의 계산방법은 다음과 같으며, 이에 대한 연도별 통계량 변동을 Panel A에 그리고 전 표본연도에 대한 두 변수의 기초통계량을 Panel B에 나타내었다.

주가동조성<sub>2i</sub> = ( $r_{i,t}$  가  $r_{market,t}$  와 같은 방향으로 움직인 주일 수/52)

주가동조성<sub>3i</sub> = ( $r_{i,t}$  가  $r_{industry,t}$  와 같은 방향으로 움직인 주일 수/52)

Panel A. 주가동조성2와 주가동조성3의 연도별 기술통계량

변수	연도	관측수	평균값	중간값	표준편차	최소값	최대값
주가동조성2	2001	543	0.616	0.615	0.075	0.423	0.827
주가동조성3		543	0.680	0.673	0.094	0.404	0.962
주가동조성2	2002	565	0.525	0.519	0.059	0.346	0.8
주가동조성3		565	0.676	0.673	0.104	0.346	1
주가동조성2	2003	579	0.572	0.577	0.071	0.346	0.750
주가동조성3		579	0.655	0.654	0.098	0.385	0.981
주가동조성2	2004	583	0.535	0.529	0.075	0.333	0.750
주가동조성3		583	0.617	0.615	0.100	0.385	0.981

Panel B. 주가동조성2와 주가동조성3의 표본기간 기술통계량

변수	관측수	평균값	중간값	표준편차	최소값	최대값
주가동조성2	2270	0.561	0.558	0.078	0.333	0.827
주가동조성3	2270	0.656	0.654	0.102	0.346	1

Panel C. 주가동조성 1, 2, 3 변수의 상관관계 분석

	주가동조성1	주가동조성2	주가동조성3
주가동조성1	1		
주가동조성2	0.3645 <.0001	1	
주가동조성3	0.7586 <.0001	0.4080 <.0001	1

주 중 시장지수와 같은 방향으로 움직인 주의 횡수를 52주로 표준화한 주가동조성2의 경우 2001년 0.616부터 2004년 0.535로 전체적으로 연간 절반 이상의 개별기업수익률이 시장지수를 따라가는 경향을 보인다. 또한 주가동조성2와 동일한 방법으로 산업지수에 대해 52주 대비 횡수를 계산한 주가동조성3의 역시 4년 평균 약 60% 정도로 산업지수의 움직임을 따르고 있음을 보여준다. 그러나 주가동조성2와 주가동조성3 역시 시간이 흐름에 따라 점차 감소하여 시장 및 산업지표를 따르는 경향이 줄어들고 있으며, 이는 <표 1>의 결과와 일맥상통한다. 한편 주가동조성3의 표준편차가 주가동조성2의 표준편차보다 전반적으로 높은 경향을 나타내, 소속산업에 따라 거시지표에 동조하는 경향에 차이가 크게 나타날 수 있음을 알 수 있다.

Panel B의 전체 표본기간에 대한 기초통계량에서는 4년 평균 거시 지표에 동조된 빈도가 주가동조성2의 경우는 0.561 그리고 주가동조성3은 0.656으로 나타나, 전체적으로 50% 이상 거시지표와 연동하는 경향을 보이고 있다. 이는 평균적으로 시장과의 주가동조성보다 소속산업과의 주가동조성이 높음을 나타낸다. 평균값과 중위수와의 차이는 크지 않아 이러한 결과가 어느 한 방향의 영향을 받지 않는 일반적인 경향임을 알 수 있다. 그리고 연도별 변화와 마찬가지로 주가동조성3의 표준편차가 주가동조성2의 표준편차보다 크다.

Panel C에 나타나있는 종속변수인 주가동조성 관련 세 변수들의 상관관계를 살펴보면 주가동조성을 계산한 방법에는 차이가 있으나 세 변수 상호간의 상관관계는 매우 높음을 알 수 있다. 특히 본 분석에서 사용된 주가동조성 변수는 주가동조성을 계산할 때 시장수익률과 산업수익률을 모두 고려한 변수이며 주가동조성2는 산업수익률만을 고려한 변수이나

그 상관관계가 0.7586이며 통계적으로 매우 유의하다. 따라서 구하는 방법에는 차이가 있으나 주가동조성을 설명하는 정도는 비슷하다는 것을 알 수 있다. 주가동조성2의 경우 시장수익률만을 고려한 변수로 다른 주가동조성 변수들과 상관관계는 다소 낮게 나타나지만, 역시 통계적으로 유의함을 보인다.

주가동조성2와 주가동조성3 역시 다른 영향요인들을 통제한 이후에도 전체공시빈도에 따라 감소하는 경향을 보이는지 살펴보기 위해 다변량 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석은 <표 4>에서 사용된 모형과 동일하게 공시의 질을 통제하기 전인 모형 1과 공시의 질을 통제된 모형 2를 통해 실시하며, 단지 종속변수에 주가동조성2와 주가동조성3이 포함된다라는 점이 다르다. 그리고 두 번째 종속변수인 주가동조성2의 경우에는 어떠한 산업에 포함되어 있느냐에 따라 시장과의 동조 정도가 다를 수 있기 때문에 산업더미를 넣어 산업으로 인한 영향을 통제하였으며, 주가동조성3에 대한 분석 시에는 주가동조성을 구할 때 산업지수수익률을 사용하였기 때문에 산업에 대한 영향을 추가로 통제하지 않고 분석을 실시하였다.

<표 7>은 주가동조성2와 주가동조성3의 두 모형에 대한 회귀분석 결과이다. <표 7>의 Panel A에 주가동조성2를 종속변수로 취한 회귀분석 결과를 보면, 전체공시빈도를 독립변수로 하고 공시의 질을 통제하기 전인 모형 1의 경우 회귀계수가 음(-)의 값을 보이며 t값이 -2.97로 1% 수준에서 유의함을 나타낸다. 또한 공시의 질을 통제변수로 사용한 모형 2 역시 회귀계수가 음(-)의 방향을 나타낼 뿐만 아니라 1% 수준에서 통계적 지지를 확보하여 주가동조성 1을 사용한 회귀분석과 동일한 양상을 보인다. 그리고 주가동조성3을 종속변수로 한 회귀분석 결과인 Panel B를 보면 모형 1의 전체공시빈도의

〈표 7〉 강건성검증: 추가적인 주가동조성 변수를 사용한 회귀분석 결과

Panel A. 주가동조성2를 사용한 회귀분석 결과

	예상부호	모형 1		모형 2	
		회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
전체공시빈도	-	-0.0001	-2.97 ***	-0.0001	-2.58 ***
적정의견더미	-			0.0096	0.66
Big5더미	-			0.0000	0.01
비정정공시비율	-			0.1890	5.87 ***
외국인지분율	+	0.0003	2.23 **	0.0003	2.25 ***
주가변동성	-	-0.0016	-3.28 ***	-0.0015	-3.01 ***
주식거래량	+	0.0060	7.24 ***	0.0060	7.35 ***
자산대비수익률	?	0.0094	0.67	0.0059	0.42
부채비율	?	0.0052	0.73	0.0032	0.44
시가총액	+	0.0078	5.37 ***	0.0072	4.90 ***
표본 수		2269		2269	
Adjusted R <sup>2</sup>		8.46%		9.73%	

Panel B. 주가동조성3을 사용한 회귀분석 결과

	예상부호	모형 1		모형 2	
		회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
전체공시빈도	-	-0.0001	-2.6 ***	-0.0001	-2.22 **
적정의견더미	-			0.0176	1.03
Big5더미	-			0.0008	0.20
비정정공시비율	-			0.2146	5.68 ***
외국인지분율	+	0.0004	2.38 **	0.0004	2.40 **
주가변동성	-	-0.0022	-3.74 ***	-0.0020	-3.46 ***
주식거래량	+	0.0097	10.08 ***	0.0098	10.19 ***
자산대비수익률	?	0.0106	0.65	0.0055	0.34
부채비율	?	0.0142	1.69 *	0.0118	1.38
시가총액	+	0.0221	13.02 ***	0.0214	12.38 ***
표본 수		2269		2269	
Adjusted R <sup>2</sup>		26.06%		27.03%	

회귀계수는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타내었으며, 모형 2 역시 회귀계수가 -0.0001로 유의한 감소를 나타내, 시장 및 산업지표의 개별기업 주가수익률에 대한 R<sup>2</sup>를 통해 계산된 주가동조성 변수를 사용한 <표 4>의 결과와 비슷한 경향을 보인다. 따라서 강건성 분석 결과 역시, 전체 공시빈도를 통해 측정된 정보의 양이 시장지표 및 산업지표에 대한 개별기업의 동조화 현상을 약화시키는 데 긍정적 역할을 수행함을 확인하였다.

#### 4.6 추가분석

추가적으로 본 연구는 전체공시빈도에 포함된 항목들 중 전 소속기업에 적용되는 강제공시항목이 아닌 자진공시의 빈도만을 고려한 경우에도 이러한 현상이 나타나는지 살펴보았다. 자진공시는 해당 항목에 대한 규정조건에 포함되지 않음에도 불구하고 기업이 자발적으로 제공하는 정보로서, 기업에 대한 추가적 정보의 의미가 내포되어 있기 때문에 강제공시와는 다른 의미로 시장이 받아들이는지 관찰하기

<표 8> 자진공시로 살펴본 회귀분석 결과

주가동조성<sub>i,t</sub> = log(R<sup>2</sup>/(1-R<sup>2</sup>))이며, 이때 R<sup>2</sup>는  $r_{i,t} = \beta_{i0} + \beta_{i1}r_{market,t} + \beta_{i2}r_{industry,t} + \epsilon_{i,t}$ 에서 산출하였다. 자진공시빈도는 공시제목에 '자진공시'라고 표시한 항목의 연도별 총 공시횟수를 의미한다. Big5더미는 Big5 소속 회계법인인 경우 1 아니면 0의 값을 가진다. 적정의견더미는 해당연도에 적정의견을 받은 경우는 1 아니면 0의 값을 가진다. 비정정공시비율은 전체공시빈도 중 정정공시빈도를 차감한 후 전체공시빈도로 나눈 것이다. 외국인투자자 지분율은 외국인 계정을 통하여 투자한 지분의 합을 나타낸다. 주가변동성은 주식수익률의 표준편차를 계산하였으며, 주식거래량은 회계연도말 거래량을 로그변환한 값으로 측정하였다. 자산대비수익률은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값이며, 부채비율은 총부채를 총자산으로 나누어 계산하였다. 또한 시가총액은 회계연도말 시가총액을 로그변환한 값이다.

	예상부호	모형 1		모형 2	
		회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
자진공시빈도	-	-0.0201	-1.46	-0.0168	-1.22
적정의견더미	-			-0.3623	-1.43
Big5더미	-			0.0085	0.14
비정정공시비율	-			2.5902	4.62 ***
외국인지분율	+	0.0103	4.02 ***	0.0102	4.02 ***
주가변동성	-	-0.0472	-5.45 ***	-0.0461	-5.33 ***
주식거래량	+	0.1462	10.19 ***	0.1474	10.31 ***
자산대비수익률	?	0.2768	1.15	0.2868	1.18
부채비율	?	0.1295	1.04	0.0900	0.71
시가총액	+	0.2979	13.38 ***	0.2939	12.91 ***
표본 수		2269		2269	
Adjusted R <sup>2</sup>		27.58%		28.24%	

위한 것으로 자진공시빈도는 공시제목에 '자진공시'라고 표시한 항목의 연도별 총 공시횟수를 의미한다.

〈표 8〉의 자진공시빈도를 독립변수로 사용하여 회귀분석을 실시한 결과, 전체공시빈도를 사용하였을 경우와 마찬가지로 음(-)의 회귀계수를 보였지만 통계적 유의성은 미약하다. 이는 공시의 질을 통제한 모형 2의 경우에도 동일하게 나타나, 자진공시의 경우 개별기업에 대한 추가정보로서의 시장의 인식이 아직 미미하거나 혹은 자진공시항목만으로는 자발적 공시의 의미를 충분히 충족시키지 못하는 까닭일 수도 있다. 따라서 향후 자진공시 이외에 자발적 공시에 대한 보다 세밀하고 추가적인 분류가 요구된다고 하겠다.

## V. 결론

본 연구에서는 공시수준을 통해 기업이 제공하는 정보의 양과 주가동조성의 관계를 살펴보았다. 기업의 공시는 기업의 외부 이해관계자들의 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 여러 중요한 정보를 전달하는 매개체이다. 최근 이러한 정보전달의 체계를 보다 구체화하고 개선하여 정보이용자들간 정보불균형을 해소하고 보다 정확한 의사결정을 내릴 수 있도록 하기 위한 정책들이 마련되었다. 이러한 일련의 과정을 통해 정보이용자들이 보다 많은 정보를 접하고 이를 이용할 가능성이 높아졌다. 기업에서 얼마나 신뢰할만한 정보를 많이 제공하는가에 따라 기업의 본원적 가치에 근사한 평가를 내릴 수 있느냐의 여부가 결정된다. 따라서 공시수준으로 대표되는 기업 고유의 정보량은 투자자들의 행태에 영향을 미칠 것으로 예측된다.

이러한 관계를 살펴본 본 연구의 결과, 전반적으로 공시수준이 높을수록 주가동조성이 낮아지는 경향을 발견하였다. 이는 기업이 제공하는 기업고유의 정보가 많아질수록 투자자들은 시장정보나 산업지수와 같은 거시적 자료보다는 개별기업의 자료를 더 많이 이용한다는 것을 나타낸다. 주가에 기업고유의 정보가 많이 반영될수록 주가가 내재가치에 더 접근하게 되고 자본시장의 자원배분 기능이 더 효율화된다는 선행연구(Durnev et al., 2003; Durnev et al., 2004)의 주장을 고려할 때, 본 연구의 결과는 최근 우리나라에서 활발히 도입된 여러 개혁적 공시 제도가 자본시장에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 시사한다.

향후 연구에서는 일종의 고정비와 같은 강제적 공시가 아닌 시장행태의 변동을 야기하는 주요 원인으로 자발적 공시를 고려할 수 있을 것이다. 또한 기업이 많은 정보를 제공한다고 해도 만약 그 정보의 신뢰성이 낮다면 정보로서의 역할을 수행하지 못할 것이다. 따라서 정보의 양과 아울러 정보의 질을 함께 고려하여 이것이 시장에 미치는 영향을 살펴볼 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김상헌, 백원선 (2006) 재무보고비용과 감사품질이 이연법인세 자산의 실현가능성에 미치는 영향. 회계학연구: 193-224.
- 김선호(2001) 정보량이 주가수익률에 미치는 영향. 재무관리연구: 67-82
- 김지홍, 신현한, 장진호 (2003) 재무분석가 수의 결정요인, IBES를 이용한 분석. 회계학연구: 31-54
- 나종길, 최기호 (2001) 이익조정에 대한 비적정의견 성향

- 과 감사품질. *회계학연구*: 51-89.
- 박영석, 이군희 (2000) 주식시장의 개방과 주가행태, 기업 집단별과 산업별 주가동조현상을 중심으로. *증권학회지*: 27-63.
- 박용철 (1999) 비적정의견기업의 이익조정현상에 관한 연구. *산업경제연구*: 109-124.
- 손성규, 이영한, 라채원 (2005) 재무제표 정정보고의 현황과 의미. *회계학연구*: 177-208.
- 이정화, 손성규 (2005) 기업지배구조와 회계정보공시와의 관계에 대한 실증연구. *회계학연구*: 33-69
- 이한식, 장병문 (2002) 한국과 미국의 주가 동조화 현상 및 국내 주식시장의 효율성 분석. *금융연구*: 125-149
- 장지인, 전영순 (2003) 가결산결과의 사전공시 현황 및 공시기업의 특성과 주가반응의 선점효과. *회계학연구*: 79-107
- 전상경, 최종연 (2003) 투자주체별 투자행태 분석: 한미 주가동조화를 중심으로. *재무관리연구*: 127-150
- 최정호 (2005) 회계제도개선과 감사품질이 재무적 발생의 크기와 정보성에 미치는 영향. *회계학연구*: 107-149.
- Ball, R., and P. Brown (1967) Some preliminary findings on the association between the earnings of a firm, its industry and the economy. *Journal of Accounting Research 5 (Supplement)*: 55-77
- Botosan, C. A. (1997) Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*: 323-349
- Brown, S. and S. A. Hillegeist. (2006) How disclosure quality affects the long-run level of information asymmetry. Working Paper
- Cahan, S. F., A. Rahman and H. Perera (2005) Global diversification and corporate disclosure. *Journal of International Accounting Research*: 73-93
- Campbell, J. Y., M. Lettau and B. G. Malkiel (2001) Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*: 1-43
- DeFond, M., and M. Hung (2004) Investor protection and corporate governance: Evidence from world-wide CEO turnover. *Journal of Accounting Research* 42 (2): 269-312
- Durnev, A., R. Morck, B. Yeung and P. Zarowin (2003) Does greater firm-specific Return variation mean more or less informed stock pricing? *Journal of Accounting Research*: 797-836
- Durnev, A., R. Morck and B. Yeung (2004) Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock return variation. *Journal of Finance*: 65-105
- Healy, P. M. and K. G. Palepu (2001) Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*: 405-440
- Jin, L. and S. C. Myers (2006)  $R^2$  around the world: New theory and new tests. *Journal of Financial Economics*: 261-292
- King, B (1996) Market and industry factors in stock price behavior. *Journal of Business* 39 (January): 139-190
- Kinney, W and L. McDaniel (1989) Characteristics of Firms Correcting Previously Reposted Quarterly Earnings. *Journal of Accounting and Economics*: 71-93.
- Lang, M. H. and R. J. Lundholm (2000) Voluntary disclosure and equity offerings: Reducing information asymmetry or hyping the stock?. *Contemporary Accounting Research*: 623-662
- Morck, R. B., B. Yeung and W. Yu (2000) The

- Information content of stock market: Why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics*: 215-260.
- Piotroski, J. D. and D. T. Roulstone (2004) The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry and firm-specific information into stock prices, Working Paper
- Richards, A. J (1995) Comovements in national stock market returns: Evidence of predictability, but not cointegration. *Journal of Monetary Economics*: 631-654
- Tucker, R. R (1997) The Relationship between public and private information: An experimental markets study. *Behavioral Research in Accounting*: 219-249
- Wurgler, J. (2000) Financial markets and the allocation of capital. *Journal of Financial Economics* 58 (1-2): 187-214

## The Influence of Disclosure frequency and quality on Stock Price Synchronicity

Kyung Jin Park\* · Chaewon Ra\*\* · Jinho Chang\*\*\*

### Abstract

Disclosure is a way of transferring firms' information to market, and recent improvement of disclosure system has been carried out to decrease information asymmetry of investors and it may influence their investment behavior. So firms can enhance the reliability of the information as well as the transparency by activating disclosure. Therefore the market evaluates and reflects firms' information according to their disclosure activity.

In Korea, the environment of disclosure has changed since DART system through which listed firms should disclose their information was introduced on April, 1999. Therefore, the accessibility to information at investors' position and the promptness of information spread at companies' position are progressed, If the improvement of disclosure system affects to decrease information asymmetry and to access intrinsic valuation, it may cause the change of market' reaction. But if it affects not the reliability of information but the quantity of information, it may reduce the usefulness of information. If the usefulness of information increases in proportion to the quantity of information, the disclosure frequency may be related with which information are impounded into stock prices.

This paper examines that disclosure frequency and quality among firms' disclosure activities influence the relative amount of firm specific information impounded into stock prices in Korea.

We define stock price synchronicity as the extent to which market and industry returns explain variation in firm-level stock returns. Measured as a logarithmic transformation of

---

\* Ph. D Candidate of Graduate School of Business Administration Yonsei University

\*\* Ph. D Candidate of Graduate School of Business Administration Yonsei University

\*\*\* Professor of Department of Business Administration Yonsei University

the  $R^2$  from a modified market model including market and industry returns, stock price synchronicity is an estimate of the relative amount of firm-specific versus macro-economic information influencing price. This paper verifies how the quantity and quality of information provided by firms influence the stock price synchronicity.

As a result, after controlling the quality of disclosure, stock price synchronicity is negatively associated with the frequency of disclosure. This result shows that investors more use the firm-specific information than macro-economic information like the market index or industry index as the quantity of information provided by firms increases. For the robustness test, we use different measures as the stock price synchronicity, which are the ratios of weeks that firm stock return moved to same sign as market index or industry index. It also shows same results and support our hypothesis. Using voluntary disclosure, we find that the relation of stock price synchronicity and the frequency of voluntary disclosure is negative, but is not statistically significant.

With recent change of disclosure environment, the quantity of firm-specific information provided by firms may increase, so stock price may impound the firms' intrinsic value consistent with disclosure activity improving.

This is consistent with prior research that finds positive relations between stock price synchronicity and stock price informativeness. Durnev et al. (2003) show firms and industries with lower stock price synchronicity exhibit higher association between current returns and future earnings, concluding that the importance of firm-specific variation in stock returns most likely reflects the capitalization of firm-specific information about fundamentals into stock prices and thus reflects an efficient market.

This paper supports that the improvement of disclosure system make sufficient information provided, furthermore, make progress toward efficient market.

Key words: Stock return synchronicity, Disclosure, Firm-specific information