

기업집단의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계*

김현아(주저자)
고려대학교 경영학과
(kukolo@korea.ac.kr)
유승원(교신저자)
고려대학교 경영학과
(acyoo@korea.ac.kr)
정석우(공저자)
고려대학교 경영학과
(jeong@korea.ac.kr)

본 연구는 기업집단의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계에 대하여 분석한다. 구체적으로 기업집단 대표기업의 자발적 공시를 기업집단 자발적 공시의 대응치로 이용하여 기업집단 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 유의한 관련성이 존재하는지 여부를 분석한다. 기업집단에 소속된 기업은 지배주주 중심의 특유한 지배구조를 가지기 때문에 경제적 실체인 지배주주가 개별기업의 의사결정에 중요한 영향을 미친다. 자발적 공시가 기업과 투자자 간의 정보비대칭을 감소시켜 기업 가치에 영향을 미칠 수 있음을 고려할 때 지배주주는 선행연구에서 밝힌 실물적인 자원공유와 소득이전 뿐 아니라 자발적 공시 의사결정에 있어서도 영향력을 행사할 것으로 예상된다.

2009년부터 2012년까지 대규모기업집단에 속한 상장회사 605개 기업-연도를 대상으로 분석한 결과 기업집단 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 유의한 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 관계는 대표기업이 호재성 사적 정보를 보유한 경우에는 유지되었으나, 악재성 사적 정보를 보유하는 경우에는 유지되지 않았다. 또한 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 호재성인지 여부에 따라 표본을 4개로 구분한 분석결과에서 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 모두 호재성이거나 악재성인 경우에는 두 기업의 자발적 공시가 유의하게 관련성을 가지는 것으로 나타났으나, 대표기업과 소속기업이 서로 다른 사적 정보를 보유하는 경우에는 유의한 관련성을 발견하지 못하였다. 이는 소속기업이 집단차원의 자발적 공시전략을 무조건적으로 수용하는 것이 아니라 소속기업이 보유한 사적 정보와 자발적 공시가 기업에 미칠 영향을 고려하여 선택적으로 수용하고 있음을 의미한다.

본 연구결과는 집단차원의 자발적 공시가 소속기업의 자발적 공시에 영향을 미치는 중요한 한 요인임을 보이고 집단차원의 자발적 공시전략이 소속기업의 자발적 공시에 미치는 영향이 사적 정보에 따라 달라짐을 보임으로써 기업집단의 자발적 공시와 관련한 이해를 도울 것으로 기대된다.

주제어: 기업집단, 소속기업, 자발적 공시, 사적 정보

1. 서론

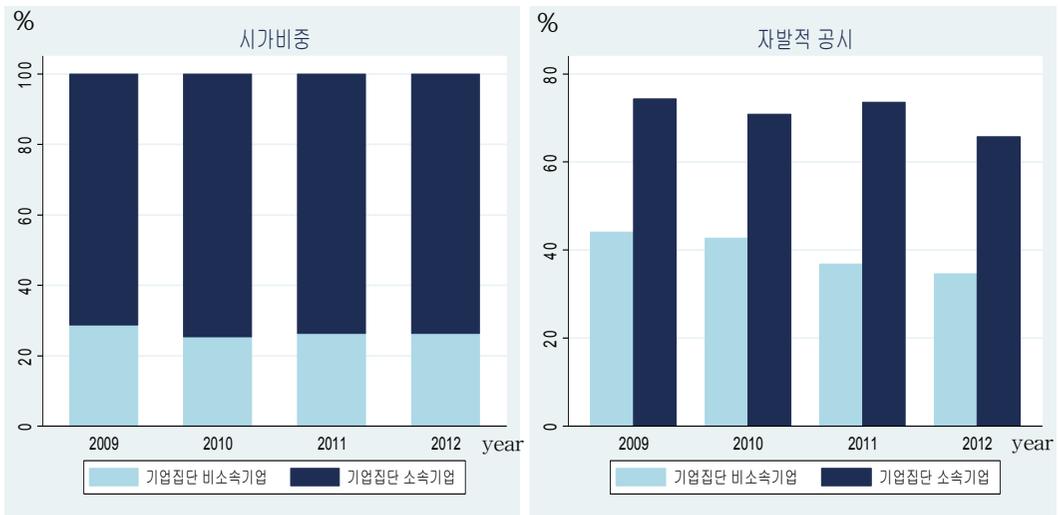
우리나라 기업은 많은 경우 지배주주에 의한 소유 경영이라는 특성을 가지기 때문에 개별기업의 의사결정뿐 아니라 경제적 실체의 의사결정도 기업을 평

가하는 중요한 요소로서 작용한다. 경제적 실체와 관련한 정보를 제공하기 위해 1999년 도입된 결합 재무제표는 공정거래위원회가 지정한 30대 대규모 기업집단으로 하여금 개별 총수 중심의 재무제표를 작성하도록 의무화하였으며, 2000년대 초반에는 연결재무제표가 기업의 경제적 실질을 더 잘 반영하기

때문에 연결재무제표를 주재무제표로 변경하여야 한다는 주장도 제기되었다.¹⁾ 이러한 요구는 실무적인 부담과 종속회사의 부실한 회계시스템 등의 사유로 관철되지 않았지만, 2011년 국제회계기준이 전면 도입됨에 따라 그간의 개별재무제표 중심의 공시체제가 연결실체 중심의 공시체제로 완전히 전환되었다. 이와 같은 변화는 경제적 실체 중심의 의사결정이 더욱 중요해지고 있음을 반영한 결과라 할 수 있다.

독점규제 및 공정거래에 관한 법률 제2조 제2호에 따르면, 기업집단은 “동일인이 사실상 그 사업내용을 지배하는 회사의 집단”으로 정의되며, 공정거래위원회는 기업집단 소속회사의 자산총액 합계가 5조 원 이상인 기업집단을 매년 4월 1일 대규모기업집

단으로 지정하고 있다. <그림 1>에서 보는 바와 같이 대규모기업집단 소속기업은 시가총액 기준으로 국내 상장회사의 70% 이상을 설명하는 등 우리나라 경제에서 중요한 역할을 수행한다. 이러한 대규모기업집단 소속기업은 지배주주 중심의 특유한 지배구조를 가지며, 지배주주는 소속기업에 대한 직·간접적 지분소유를 통해 기업집단 전체에 대해 절대적인 영향력을 가지고 통제권을 행사한다(Claessens, Diakov, and Lang, 2000; Baek, Kang, and Park, 2004). 본 연구는 경제적 실체 중심의 의사결정과 관련하여 대규모기업집단의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계에 대하여 살펴본다. 구체적으로 대규모기업집단 대표기업의 자발적



〈그림 1〉 기업집단 비소속기업과 소속기업의 시가비중 및 자발적 공시

1) 금융감독원(2002, 2003)은 연결재무제표가 종속회사의 잠재적인 부실여부 등의 정보를 제공하기 때문에 유용성이 높음에도 불구하고, 공시시점이 늦고, 연간실적만 연결재무제표로 작성되기 때문에 외국투자자의 혼란을 야기시킨다는 이유로 연결재무제표의 주재무제표화를 주장하였으며, 한국회계연구원(2003)도 연결재무제표 주요논점에서 연결재무제표가 개별재무제표에 비해 경제적 실질을 더 잘 나타내고, 지배회사 채권자가 연결재무제표를 중심으로 실질적인 지배회사의 자산, 부채를 판단하며, 회계기준의 국제적 정합성을 높이기 위해 연결재무제표를 주재무제표화 하는 것이 필요함을 주장하였다. 한편, 국제통화기금(IMF)의 요구로 도입된 결합재무제표 작성은 연결재무제표로의 대체, 기업집단 지정제외 등의 사유로 작성 기업집단이 많지 않아 2012년 사업연도부터 폐지되었다.

공시와 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 관계가 존재하는지 여부를 분석한다.²⁾

경제적 실체인 지배주주는 기업집단 소속기업의 의사결정에 영향을 미친다. 선행연구에 따르면 기업집단 소속기업은 해당기업의 가치를 증대시키지 않지만 지배주주와 집단전체의 부를 극대화시키는 투자사결정을 내리며, 성과부진 소속기업을 지원하기 위해 소득이전, 지급보증 및 상호출자 등 다양한 내부거래(internal business transactions)를 행한다(Chang and Hong, 2000; Bae, Kang, and Kim, 2002). 자발적 공시도 정보비대칭 완화를 통해 기업 가치를 증대시킬 수 있다는 점에서 중요한 의사결정의 대상이 된다(Healy and Palepu, 2001).³⁾ 자발적 공시와 관련한 선행연구는 정보 우위의 경영자가 사적 정보의 공개를 통해 기업과 투자자간의 정보비대칭을 감소시켜 투자자가 기업에 대해 보다 정확한 평가를 하도록 함으로써 자본조달 비용을 낮춤을 보여준다(Korajczyk, Lucas, and McDonald, 1991; Lang and Lundholm, 1996; Botosan, 1997; Sengupta, 1998). 이와 일관되게 국내 선행연구도 2002년 11월 도입된 공정공시제도가 투자자간 정보획득 시점의 편차를 줄이고, 이익공시 시점의 비정상수익률 변동성과 비정상거래량을 감소시키는 등 효과적으로 운영되고 있음을 나타낸다(이

원홍·최수미, 2004; 김지홍·장진호·여은정, 2005). 기업 가치에 대한 자발적 공시의 영향을 고려할 때 지배주주가 자원공유 혹은 내부거래와 같은 실물적인 의사결정뿐 아니라 자발적 공시와 관련한 의사결정에 대해서도 영향력을 행사할 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 본 논문의 첫 번째 가설에서는 자발적 공시 측면에서 경제적 실체의 영향이 존재하는지 여부를 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계를 통해 검증한다.

자발적 공시 측면에서 지배주주의 영향은 사적 정보의 내용에 따라 달라질 수 있다. 왜냐하면 자발적 공시는 직·간접적으로 공시비용을 발생시키기 때문이다(Verrecchia, 1983, 1990; Dye, 1986; Lanen and Verrecchia, 1987; Beyer, Daniel, Thomas, and Walther, 2010). 따라서 공시비용을 상쇄할 정도의 호재성 사적 정보를 가진 기업집단은 자발적으로 공시하려는 유인이 존재하지만, 공시비용으로 인해 기업집단의 가치가 감소될 것으로 기대되는 악재성 사적 정보를 가진 기업집단은 자발적으로 공시하지 않을 가능성이 높다. 이와 더불어 대표기업은 기업집단에서 중요한 비중을 차지하고 지배주주를 중심으로 소속기업과 연계되어 있기 때문에 대표기업의 사적 정보는 기업집단 차원의 사적 정보를 대표할 것으로 기대된다. 따라서 본 논문의 두 번째 가

- 2) 여기서 대표기업은 상호출자제한기업집단 소속회사의 중요사항 공시에 관한 규정(공정위 고시 제2012-13호) 제2조 제3항의 '기업집단 대표회사'로 기업집단을 대표하는 기업을 의미한다. 예를 들면 기업집단 삼성과 롯데의 경우 각각 삼성전자와 롯데쇼핑이 대표회사이다. 기업집단 내에서 대표회사의 비중(2012년 기업집단 소속 상장기업 자산총액을 기준으로 기업집단 내 삼성전자와 롯데쇼핑의 비중은 각각 30.22%와 50.87%를 차지)이 상당하고, 대표회사가 기업집단 이미지의 많은 부분을 차지함을 감안할 때, 대표회사는 지배주주의 영향력을 가장 잘 반영하고 있을 것으로 기대된다. 그러나 기업의 자발적 공시는 선행연구에서 밝힌 바와 같이 자본시장 거래유인 혹은 경영자의 경제적 유인 등 다양한 요소에 의해서 영향 받기 때문에 대표기업의 자발적 공시에 대한 지배주주의 영향이 제한적일 가능성도 배제할 수 없다(Beyer et al., 2010; Cheng and Lo, 2006; Healy and Palepu, 2001; Lang and Lundholm, 2000; Myers and Majluf, 1984; Noe, 1999; Skinner, 1994, 1997). 이는 기업집단 공시정책을 직접적으로 관측할 수 없기 때문에 발생하는 한계점으로 생각되며, 향후 기업집단 공시정책을 대응할 수 있는 보다 정교한 변수가 발견된다면 기업집단 공시정책이 소속기업의 자발적 공시에 미치는 영향에 대한 연구를 활성화 시키는데 기여할 수 있을 것으로 기대된다.
- 3) 자발적 공시는 자본시장 거래유인뿐 아니라 경영자 보상, 사적이익 추구, 소송위험 회피 등의 경영자의 다양한 경제적 유인에 의해서도 영향 받는다(Cheng and Lo, 2006; Healy and Palepu, 2001; Lang and Lundholm, 2000; Myers and Majluf, 1984; Noe, 1999; Skinner, 1994, 1997).

설에서는 호재성 정보를 보유한 대표기업이 자발적으로 공시할수록 소속기업 역시 자발적 공시를 할 가능성이 높은지를 검증한다.

그러나 호재성 정보를 보유한 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계는 소속기업의 사적 정보에 따라 달라질 수 있다. 대표기업의 사적 정보가 평균적으로 기업 집단의 사적 정보를 대표하기는 하지만, 반드시 소속기업의 사적 정보와 동일한 것은 아니다. 공시비용의 존재로 인해 소속기업의 사적 정보에 따라 자발적 공시로 인한 순 효과가 달라지기 때문에 소속기업이 어떠한 사적 정보를 보유했는지는 두 기업의 자발적 공시 간의 관련성에 영향을 미칠 수 있다. 다른 조건이 동일하다면 대표기업과 소속기업이 모두 호재성 사적 정보를 보유한 경우에는 각 기업 경영자의 자발적 공시 유인이 유사하기 때문에 두 기업의 자발적 공시 간에 유의한 관련성이 유지될 것으로 기대된다. 이와 달리 대표기업은 호재성 사적 정보를 보유하고 소속기업이 악재성 사적 정보를 보유한 경우에는 각 기업의 경영자는 보유한 사적 정보에 따라 자발적 공시가 기업 가치에 미칠 영향을 달리 평가하기 때문에 차별적으로 자발적 공시 의사결정을 내릴 유인이 존재한다. 따라서 본 논문의 세 번째 가설은 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 동질적인 경우와 이질적인 경우에 두 기업의 자발적 공시 간의 관계가 유의한지 여부를 검증한다.

본 연구는 2009년부터 2012년까지 대규모기업집단에 속하는 상장회사 605개 기업-연도 관측치를 이용하여 기업집단 대표기업과 소속기업의 자발적

공시 간의 관계를 살펴보았으며, 주요 결과는 다음과 같다.⁴⁾ 첫째, 기업집단 대표기업이 자발적으로 공시할수록 소속기업의 자발적 공시가능성이 높은 것으로 나타났다. 이는 자발적 공시 의사결정에 대해서도 기업집단 차원 혹은 지배주주의 영향력이 존재함을 의미하며, 집단차원에서의 자발적 공시정책이 소속기업의 자발적 공시와 관련성을 갖는 것으로 해석이 가능하다.

둘째, 호재성 사적 정보를 보유한 대표기업이 자발적으로 공시할수록 소속기업의 자발적 공시가능성이 높은 것으로 나타났으나, 악재성 사적 정보를 보유한 대표기업의 자발적 공시는 소속기업의 자발적 공시와 유의한 관계를 갖지 않는 것으로 나타났다. 이는 개별기업뿐 아니라 집단차원에서도 공시비용의 존재로 인해 호재성 사적 정보를 가진 기업집단의 자발적 공시가능성이 높음을 보여주는 결과임과 동시에 대표기업과 소속기업의 사적 정보 간에 관련성이 높음을 나타내는 결과로 볼 수 있다.

셋째, 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 모두 호재성(악재성)인 경우에는 두 기업의 자발적 공시 간에 유의한 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났으나, 두 기업이 서로 다른 실적정보를 보유하는 경우에는 두 기업의 자발적 공시 간에 유의한 관계가 관찰되지 않았다. 이는 대표기업과 소속기업이 보유한 사적 정보가 동질적인 경우에는 각 기업의 자발적 공시 유인이 평균적으로 유사하고, 두 기업이 보유한 사적 정보가 이질적인 경우에는 두 기업의 자발적 공시 유인이 상이할 수 있음을 나타낸다. 이질적인 정보를 보유한 대표기업과 소속기업 간의

4) 본 연구는 공정공시 중 실적정보만을 대상으로 분석한다. 경영자는 불리한 사적 정보를 공시함으로써 발생하게 될 부정적인 영향을 우려하여 자발적으로 공시하지 않을 수도 있지만 한편으로는 사적 정보를 보유하지 않기 때문에 자발적으로 공시하지 못하는 경우도 존재한다(Dye, 1985; Jung and Kwon, 1988). 따라서 사적 정보의 보유여부도 자발적 공시에 영향을 미칠 수 있다. 이와 같이 사적 정보의 보유여부가 본 연구결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해 본 연구에서는 대부분의 경영자가 사적 정보를 보유할 것으로 기대되는 실적정보만을 대상으로 분석을 실시하였다.

유의하지 않은 관계는 소속기업이 기업집단 차원의 자발적 공시 정책을 항상 수용하는 것이 아님을 보여줌과 동시에 소속기업은 사적 정보에 따라 집단차원의 자발적 공시와 상이한 의사결정을 내리고 있음을 시사한다. 그러나 이러한 결과가 자발적 공시 측면에서 지배주주의 영향력이 제한적임을 의미하는 것은 아니다. 만약 소속기업의 개별적인 자발적 공시 의사결정이 소속기업의 가치를 높이고 나아가 기업집단 전체의 가치에 긍정적으로 영향을 미친다면 소속기업의 자발적 공시전략도 역시 지배주주의 부를 극대화시키기 위한 기업집단 차원의 의사결정으로 볼 수 있기 때문이다.

본 연구의 추가분석에서는 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자의 반응을 분석함으로써 동질적인 사적 정보를 가진 소속기업이 집단차원의 자발적 공시정책을 수용하는 이유와 이질적인 사적 정보를 보유한 소속기업이 집단과 상이한 공시정책을 수립하는 이유를 살펴보고 소속기업의 자발적 공시 전략이 개별기업 나아가 집단전체의 부에 긍정적인 영향을 미치는지 여부를 검증한다. 분석결과 대표기업과 소속기업이 모두 호재성 사적 정보를 가지고 대표기업이 자발적으로 공시한 경우에 소속기업의 자발적 공시에 대해 투자자가 유의한 양(+)의 반응을 나타내어 소속기업의 기업집단 차원의 자발적 공시 정책 수용이 개별기업과 기업집단 모두에게 긍정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 또한 대표기업과 소속기업이 모두 악재성 사적 정보를 가지고 대표기업이 자발적으로 공시한 경우 소속기업의 자발적 공시에 대해서는 투자자가 유의한 주가반응을 나타내지 않고 있어 소속기업이 기업 집단의 자발적 공시 정책을 수용하더라도 개별기업과 기업집단 모두에게 부정적인 영향이 존재하지 않음을 알 수 있다.

한편 대표기업과 소속기업이 각각 호재성 정보와

악재성 사적 정보를 가지고 대표기업이 자발적 공시를 한 경우 소속기업의 자발적 공시에 대해서는 투자자가 유의하게 부정적인 반응을 나타내어 소속기업이 기업집단 차원의 자발적 공시 정책을 수용하는 경우 개별기업과 기업집단 모두에게 부정적인 영향을 미침을 알 수 있다. 또한 대표기업과 소속기업이 각각 악재성 정보와 호재성 정보를 가지고 대표기업이 자발적 공시를 한 경우 소속기업의 자발적 공시에 대해 투자자가 유의한 양(+)의 반응을 나타내어 집단 차원의 자발적 공시 정책을 수용하는 것이 소속기업과 기업집단 모두에게 이로운 것으로 보인다. 그러나 호재성 사적 정보를 가진 소속기업의 자발적 공시로 인한 순효익은 일반적으로 양(+)의 값을 가지므로 호재성 사적 정보를 가진 소속기업은 기업집단 차원의 자발적 공시 정책과 무관하게 자발적으로 공시할 가능성이 높다. 반면 악재성 사적 정보를 가진 대표기업은 공시비용의 존재 때문에 자발적으로 공시할 유인이 낮으므로 앞선 악재성 사적 정보를 보유한 대표기업과 호재성 사적 정보를 보유한 소속기업의 자발적 공시 간의 유의하지 않은 관계가 나타난 것으로 해석된다.

이상의 결과를 종합하면 자발적 공시 측면에서도 소속기업에 대한 지배주주의 영향력이 존재함을 알 수 있다. 구체적으로 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 동질적인 경우에 소속기업은 집단 차원의 자발적 공시정책을 수용할 가능성이 높으며, 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 이질적인 경우에 소속기업의 자발적 공시전략은 집단 차원의 자발적 공시정책과 상이한 것으로 보이지만 실질적으로는 소속기업의 가치에 긍정적인 영향을 미치는 자발적 공시전략을 선택함으로써 개별기업뿐 아니라 기업집단 전체의 가치에도 긍정적인 영향을 미치도록 의사결정하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 소속기업의 자발적 공시 의사결정이 기업집단 차원의 공시정책도 고려하여 이루어지고 있음을 보여준다. 이는 개별기업 차원에서 자발적 공시에 영향을 미치는 요인을 분석해 온 선행연구를 확장한 것으로서 기업집단에 속한 기업들의 자발적 공시 의사결정을 이해하는데 유용한 통찰력을 제공한다. 그 동안의 자발적 공시와 관련한 선행연구는 개별기업의 자본시장 거래유인과 경영자의 경제적 유인이 중요한 요인임을 밝혀왔다(Beyer et al., 2010; Cheng and Lo, 2006; Healy and Palepu, 2001; Lang and Lundholm, 2000; Myers and Majluf, 1984; Noe, 1999; Skinner, 1994, 1997). 그러나 기업집단이 특유한 지배구조를 가지고 다양한 측면에서 지배주주의 영향을 받고 있음을 고려할 때 기업집단 소속기업의 자발적 공시 의사결정을 분석함에 있어 집단차원의 영향을 살펴보는 것은 상당히 중요한 문제일 수 있다. 왜냐하면 이에 대한 분석결과가 기업집단 소속기업의 자발적 공시비용이 그렇지 않은 기업들의 자발적 공시비용에 비해 높은 이유에 대한 실마리를 제공할 수 있기 때문이다. 또한 그 동안의 자발적 공시에 대한 기업간 영향을 살펴본 연구가 경쟁기업 만을 대상으로 분석해왔음을 고려할 때 기업집단 대표기업을 이용하여 우호적인 기업이 소속기업의 자발적 공시에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 것은 새로운 관점에서 자발적 공시에 대한 기업간 영향을 검토한다는 점에서도 선행연구와 차별점을 갖는다(Verrecchia, 1983; Arya, Frimor, and Mittendorf, 2010). 그러나 이러한 중요성에도 불구하고 소속기업의 자발적 공시에 대한 집단차원의 영향에 대한 연구는 거의 이루어지지 않아 왔다. 이는 일반적으로 자발적 공시가 상장회사를 중심으로 이루어짐을 감안할 때 집단 공시정책

을 대응하는 대표기업과 다수의 소속기업이 모두 상장되어야 하는 조건을 만족시키는 연구 환경을 찾는 것이 어렵기 때문인 것으로 추정된다. 이에 본 연구는 우리나라 기업집단 소속기업들을 이용함으로써 이러한 한계점을 극복하고 자발적 공시 의사결정에 영향을 미치는 요소를 개별기업에 국한하지 않고 기업집단 차원으로 한 단계 상향시킴으로써 기업집단의 자발적 공시와 관련한 이해를 제고시켰다는 점에서 의의를 갖는다.

둘째, 본 연구는 기업집단 공시정책과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계를 살펴보는 데에서 한 발 더 나아가 사적 정보의 동질성 여부가 이들 관계에 차별적인 영향을 미치는지에 대해서도 검토하고 있다. 이러한 분석은 소속기업이 어떤 조건 하에서 집단차원의 공시정책을 수용하는지에 대한 시사점을 제공한다. 이와 더불어 이질적인 사적 정보를 보유한 소속기업의 자발적 공시와 관련한 의사결정이 소속기업 가치에 부정적인 영향을 미치지 않는다는 본 연구의 분석결과는 소속기업의 자발적 공시가 기업집단 전체에 미치는 영향을 고려하여 이루어짐을 시사한다.

셋째, 본 연구는 정보이용자들의 기업 공시에 대한 요구가 높은 가운데, 기업집단 별 공시규제가 공시의 사회적 후생(social welfare)을 증진시킬 수 있는 수단이 될 수 있는지에 대한 시사점을 제공하고 대표기업의 자발적 공시와 상이한 행태를 나타내는 소속기업의 사적 정보의 의미를 설명한다. Admati and Pfleiderer(2000)은 공시의 외부성(externality)으로 인해 개별 기업의 공시가 사회적으로 최적 수준에서 이루어지지 않음을 보이고, 사회적 후생 개선을 위해서 산업별 혹은 유사 그룹별 규제의 적용이 필요함을 주장한다. 기업집단 공시정책이 동질적인 사적 정보를 보유한 소속기업의 자발적 공시와 관련성을 갖는다는 본 연구결과는 규제기관이 기업

집단을 대상으로 공시규제를 수립하는데 기초적인 실증결과를 제공한다. 또한 이질적인 사적 정보를 보유한 소속기업이 기업집단 공시정책을 수용하지 않을 가능성이 높다는 본 연구결과는 소속기업의 미공시(no disclosure)가 소속기업이 대표기업의 사적 정보와 이질적인 사적 정보를 가지고 있음을 의미함을 보여준다. 공시되지 않은 사적 정보에 대한 의미는 정보이용자들의 기업가치 평가에 유용한 정보를 제공함으로써 효율적인 자원배분에 기여할 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 연구가설을 제시하고, 제Ⅲ장에서는 표본 및 연구모형에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제Ⅴ장에서는 추가분석 결과를 제시하며, 마지막으로 제Ⅵ장에서는 본 연구의 결론을 기술한다.

II. 연구가설

독점규제 및 공정거래에 관한 법률 제2조 제2호는 기업집단을 “동일인이 사실상 그 사업내용을 지배하는 회사의 집단”으로 정의하고 있으며, 공정거래위원회는 소속회사의 자산총액 합계가 5조원 이상인 기업집단을 대규모기업집단으로 지정하고 동일 기업집단 소속회사에 대한 채무보증을 금지하고, 동일 기업집단 소속회사와 상호출자를 금지하는 등의 규제를 가하고 있다. 대규모기업집단은 지배주주 중심의 특유한 지배구조를 가지기 때문에 기업집단 소속기업의 의사결정에 경제적 실체의 영향도 존재한다. 이러한 관점에서 공정거래위원회의 상호출자 및 채무보증에 대한 제한은 기업집단에 대한 지배주주의 영향력에 대한 우려를 반영하는 것으로 볼 수 있다.

기업집단 내에서 지배주주의 소속기업들에 대한 영향을 살펴본 선행연구는 크게 지원(propping) 관점과 부의 이전(tunneling) 관점으로 나눌 수 있다. 지원관점은 기업집단 내 자원공유 및 내부거래를 통해 규모의 경제가 실현되고 불필요한 거래비용의 감소로 효율성이 개선되어 기업집단 전체의 부가 증가된다는 관점이다. 이와 관련한 대표적인 연구로는 Chang and Hong(2000)를 들 수 있다. Chang and Hong(2000)은 기업집단에 소속된 기업들의 성과가 개별기업 고유의 자원과 기업집단 차원의 자원(유·무형자산)에 의해 영향 받음을 보임으로써 기업집단 내 자원공유(groupwide resource sharing)가 발생함을 보여준다. 이와 더불어 성과부진 소속기업을 지원하기 위한 수단으로 기업집단 내에서 지급보증, 상호출자 및 수직적 통합과 같은 다양한 형태의 내부거래(internal business transactions)가 존재한다는 증거도 제시하였다. Chang and Hong(2000)은 기업집단 차원의 지급보증, 상호출자 및 다양한 내부거래가 규모의 경제 및 거래비용 감소를 통해 기업집단 소속기업의 경쟁력과 성장에 기여함을 인정하면서, 지배주주에 대한 통제권 집중으로 인한 약한 지배구조가 경제적 타당성이 결여된 지배주주의 무분별한 사업다각화를 제어하지 못하기 때문에 위험요소로 작용할 수 있음을 주장한 바 있다. 이와 유사하게 국내에서도 최정호·박종국(2006)이 집단전체의 이익극대화를 위해 소속기업 간 소득이전이 활용되고 있음을 보고한 바 있다. 또한 기업집단은 금융위기 동안에 성과가 좋은 기업에서 성과가 좋지 않은 기업으로의 자원 이전을 통해 위험을 공유함으로써 기업집단 소속기업들에게 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 이와 관련하여 Friedman, Johnson, and Mitton(2003)은 어려운 시기에 기업집단의 지배주주가 사모펀드 혹은 집단 내 저축

등을 이용하여 소속기업들을 지원한다는 증거를 제시한 바 있다.

이와 달리 부의 이전 관점은 기업집단의 지배주주가 약한 기업지배구조를 이용하여 지분율이 낮은 기업에서 지분율이 높은 기업으로 부를 이전함으로써 스스로의 이익을 도모한다는 관점이다. Johnson, La Porta, Lopez-de-Silanes, and Shleifer (2000)은 기업집단의 지배주주가 부를 증가시키기 위해 자원을 빼돌릴 강한 유인이 존재함을 주장하면서, 이러한 도용을 'tunneling'이라 명명하였다. 이와 관련하여 Bae et al.(2002)는 우리나라 기업집단을 이용하여 지배주주가 기업인수(acquisition)를 통해 부를 이전하고 있는지를 분석하였다. 분석 결과 기업집단 소속기업의 기업인수는 평균적으로 해당기업의 가치를 감소시키는 것으로 나타났으며, 이에 따라 해당기업의 소액주주는 손실을 보지만, 지배주주는 기업집단 내 다른 기업의 가치향상을 통해 평균적으로 이익을 향유하고 있는 것으로 나타났다. 이는 지배주주가 기업인수를 통해 기업을 인수하는 기업으로부터 기업집단 내 다른 기업으로 부를 이전하고 있음을 나타낸다. 이와 유사하게 Baek, Kang, and Lee(2006)은 기업집단에서 주식연계 사모증권의 발행(equity-linked private securities offerings, PSO)이 부의 이전 수단으로 이용되는지 여부를 분석한 결과 집단 내 거래(intragroup deals)에 포함되는 증권을 발행하는 소속기업들은 지배주주가 이익을 얻도록 발행가격을 설정한다는 증거를 발견하였다. 이와 더불어 지배주주가 해당기업의 주식보유로부터 순이익을 얻을 때 사모증권을 발행하는 소속기업들의 증권발행 수익률이 높게 형성됨을 보임으로써 사모증권 발행도 부의 이전 수단으로 이용된다는 실증증거를 제시하고 있다.

직접적인 증거는 아니지만, Kim(2009)은 결합재

무제표 공시를 이용하여 기업집단의 수익성이 소속기업의 주가에 미치는 영향을 살펴보았다. 그의 연구는 수익성이 높고 지배주주 지분율이 낮은 소속기업의 주가가 기업집단의 낮은 수익성에 부정적으로 반응함을 밝힘으로써 투자자들이 기업집단 내에서 부의 이전이 발생할 것을 기대한다는 증거를 제시하였다. Kim, Jung, and Kim(2005)는 지배주주가 높은 소유권을 보유하는 기업에서 자금이 투자기회와 보다 효율적으로 연계되어 있음을 보임으로써 우리나라 기업집단에서 지배주주의 소유권과 내부 자본시장에서의 자금이전 간의 유의한 관련성이 존재함을 보인 바 있다. 이와 더불어 김효진·이기훈(2015)는 계열광고회사에 대한 지배주주 지분율과 광고비 지출 간에 유의한 양(+)의 관계를 보임으로써 광고비 지출도 기업집단 내에서 부의 이전 수단으로 이용된다는 증거를 제시하였다. 이상의 선행연구들은 기업집단 소속기업의 실물 의사결정이 단일기업 차원이 아닌 기업집단 차원에서 영향 받고 있음을 잘 보여준다.

기업 가치는 실물 의사결정뿐 아니라 공시에 의해서도 영향을 받는다. 특히 자발적 공시는 기업과 투자자간의 정보비대칭을 완화시켜 기업 가치를 증대시킬 수 있다는 점에서 기업의 중요한 의사결정 중의 하나로 볼 수 있다(Beyer et al., 2010). 왜냐하면 정보 우위를 가진 경영자의 사적 정보 공개는 투자자 및 재무분석가가 기업을 보다 정확하게 평가할 수 있는 환경을 제공하므로 투자자의 정보위험과 관련한 요구수익률이 감소하고, 결과적으로 자본조달 비용을 낮추는 효과를 가지기 때문이다(Korajczyk et al., 1991; Lang and Lundholm, 1996; Botosan, 1997; Sengupta, 1998). 국내 선행연구에서도 이와 일관되게 2002년 11월에 도입된 공정공시제도가 투자자간 정보획득 시점의 편차를 줄

이고 이익공시 시점의 비정상적인 수익률 변동과 거래를 감소시키고 있음을 보여 준다. 이와 같은 기업 가치에 대한 자발적 공시의 영향을 고려할 때 기업 집단 차원의 소속기업에 대한 영향은 자원공유 혹은 내부거래와 같은 실물적인 의사결정뿐 아니라 자발적 공시와 관련한 의사결정에 대해서도 존재할 가능성이 있다. 왜냐하면 소속기업의 자발적 공시에 대한 의사결정은 소속기업의 기업 가치를 변동시킴으로써 궁극적으로 기업집단 혹은 지배주주의 부에도 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이에 따라 본 연구의 첫 번째 가설에서는 소속기업의 자발적 공시 의사결정이 기업집단 차원의 자발적 공시와 관련 있는지를 살펴보고자 하며, 다양한 실물활동에서 기업집단의 소속기업에 대한 영향을 고려할 때 자발적 공시 측면에서도 기업집단 차원의 영향이 존재할 것으로 기대한다. 이에 근거하여 다음의 가설 1을 설정한다.

가설 1: 기업집단 대표기업의 실적정보 자발적 공시는 소속기업의 실적정보 자발적 공시와 관련성을 가질 것이다.

가설 1은 자발적 공시로 인한 효익에 초점을 맞추어 자발적 공시측면에서 기업집단의 영향력이 존재한다면 기업집단 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시가 유의하게 관련되어 있을 것으로 기대한다. 그러나 자발적 공시는 해당 정보가 사적 특성(private nature)을 가지기 때문에 경쟁자 및 투자자를 포함하는 이해관계자들에게 유용한 정보를

제공할 수 있어 직접 또는 간접적으로 공시비용을 수반한다(Verrecchia, 1983; Kasznik, 1999; Verrecchia and Weber, 2006). 이와 관련하여 Arya et al.(2010)은 복수시장에서 경쟁하는 기업이 사업부별 이익정보를 공시하면 기업의 경쟁우위에 부정적으로 작용할 수 있기 때문에 이익정보는 통합(aggregation)형태로 공시됨을 이론적으로 설명하고, Verrecchia and Weber(2006)도 공시의 전유비용(proprietary cost)때문에 경쟁이 심한 산업에서 기업들의 전유정보 편집이 많이 발생함을 보여준다. 따라서 앞선 자발적 공시 측면에서 지배주주의 영향은 사적 정보의 내용에 따라 달라질 수 있다. 왜냐하면 자발적 공시가 공시로 인한 효익과 공시비용을 고려하여 결정되므로 지배주주는 기업집단이 우호적인(favorable) 사적 정보를 보유하는 경우에 자발적으로 공시할 가능성이 높기 때문이다(Verrecchia, 1983, 1990; Dye, 1986; Lanen and Verrecchia, 1987; Beyer et al., 2010).

이와 더불어 대표기업은 기업집단에서 중요한 비중을 차지하고 지배주주를 중심으로 소속기업과 연계되어 있기 때문에 대표기업의 사적 정보는 기업집단 소속기업들의 사적 정보를 평균적으로 반영하거나 대표할 것으로 기대된다.⁵⁾ 따라서 기업집단 차원에서 호재성 사적 정보를 보유한 경우 바꾸어 말하면 대표기업이 호재성 정보를 보유한 경우 대표기업의 자발적 공시는 소속기업의 자발적 공시와 관련성을 가질 것으로 예상된다. 이에 근거하여 다음의 가설 2를 설정한다.

5) 기업집단과 관련한 선행연구에 따르면 지배주주는 지분율이 낮은 소속기업으로부터 지분율이 높은 소속기업으로 부를 이전시킴으로써 사적이익 추구를 도모한다(Johnson et al., 2000; Kim, 2009; 김효진·이기훈, 2015). 따라서 지배주주의 지분율이 높은 기업일수록 지배주주의 영향이 잘 반영되어 있을 가능성이 높다. 대표적인 기업집단인 삼성, 롯데, 신세계의 지분도를 확인한 결과 대표기업인 삼성전자, 롯데쇼핑 및 신세계의 지배주주 혹은 지배주주의 2세의 지분율이 제일 높고, 지분도에서의 위치가 상위에 존재함을 확인할 수 있었다. 이는 기업집단에서 대표기업을 선정하는데 있어 지배주주의 지분율도 중요한 변수로 이용될 가능성을 나타내며, 기업집단 의사결정의 대응치로서 대표기업의 이용에 대한 근거를 제공한다.

가설 2: 호재성 정보를 보유한 기업집단 대표기업의 실적정보 자발적 공시는 소속기업의 실적정보 자발적 공시와 관련성을 가질 것이다.

가설 2는 기업집단의 사적 정보 관점에서 호재성 사적 정보를 가진 기업집단에서 소속기업의 자발적 공시에 대한 지배주주의 영향력이 존재할 것으로 기대한다. 앞서 설명한대로 대표기업의 사적 정보가 평균적으로 소속기업들의 사적 정보를 반영하기는 하지만 모든 소속기업의 사적 정보가 대표기업의 사적 정보와 동일한 것은 아니다. 바꾸어 말하면 기업집단 대표기업이 호재성 정보를 보유한 경우에 악재성 정보를 보유한 소속기업도 존재할 수 있다. 자발적 공시는 공시비용을 수반하기 때문에 개별기업의 사적 정보가 호재성인지 여부는 기업이 자발적으로 공시할 것인지를 결정하는데 영향을 미친다. 따라서 기업집단 차원의 자발적 공시정책이 소속기업에 공통적으로 영향을 미치더라도 소속기업의 경영자는 보유한 사적 정보를 고려하여 자발적 공시전략을 수립할 가능성이 존재한다. 기업집단의 의사결정이 기업집단 전체의 부 혹은 지배주주의 부를 증대시키는 방향으로 이루어짐을 고려할 때 소속기업이 집단차원의 자발적 공시정책을 수용함으로써 개별 소속기업의 가치에 부정적인 영향이 존재한다면 이는 기업집단 차원에서도 바람직하지 않기 때문이다(Johnson et al., 2000; Bae, Cheon, and Kang, 2008). 따라서 본 연구의 가설 3에서는 대표기업이 호재성 사적 정보를 보유할 때, 소속기업도 동일하게 호재성 사적 정보를 보유하는 경우(이하 '동질적인 사적 정보')와 소속기업이 악재성 사적 정보를 보유하는 경우(이하 '이질적인 사적 정보')에 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계가 어떻게 나타나는지

를 살펴본다.

동질적인 사적 정보를 보유한 경우에 소속기업은 기업집단 차원의 자발적 공시 의사결정을 수용할 가능성이 높다. 대표기업과 소속기업이 모두 호재성 사적 정보를 보유한 경우 다른 조건이 동일하다면 두 기업 모두 자발적으로 공시함으로써 기업 가치를 높이고자 하는 유인을 갖기 때문이다. 따라서 대표기업이 자발적 공시정책을 수립할 때 소속기업이 이를 수용하여 자발적으로 공시하더라도 소속기업의 기업 가치에 미치는 부정적인 영향은 크지 않으므로 동질적인 사적 정보를 보유한 대표기업과 소속기업의 자발적 공시는 유의한 양(+)의 관계가 유지될 것으로 예상된다.

이와 달리 이질적인 사적 정보를 보유한 경우에 소속기업은 집단차원의 자발적 공시를 수용하지 않을 가능성이 존재한다. 앞서 설명한 바와 같이 자발적 공시는 공시비용을 수반하기 때문에 호재성 사적 정보를 가진 경영자와 악재성 사적 정보를 가진 경영자는 상이한 자발적 공시 유인을 갖는다. 호재성 사적 정보를 보유한 대표기업이 자발적으로 공시할 때 악재성 사적 정보를 보유한 소속기업이 이를 무조건적으로 수용한다면 대표기업의 공시로 형성된 소속기업에 대한 긍정적인 기대가 투자자들로 하여금 소속기업의 실적공시를 보다 부정적으로 평가하도록 할 가능성이 존재하기 때문이다. 따라서 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 이질적인 경우에는 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 관련성이 관찰되지 않을 것으로 예상된다. 이에 근거하여 다음의 가설 3을 설정한다.

가설 3-1: 호재성 사적 정보를 보유한 대표기업의 자발적 공시는 호재성 사적 정보(동질적인 사적 정보)를 보유한 소속기업의

자발적 공시와 관련성을 가질 것이다.

가설 3-2: 호재성 사적 정보를 보유한 대표기업의 자발적 공시와 악재성 사적 정보(이질적인 사적 정보)를 보유한 소속기업의 자발적 공시 간에는 유의한 관련성이 존재하지 않는다.

III. 연구방법론

3.1 표본선정 및 자료수집

본 연구는 2009년부터 2012년까지의 대규모기업집단 소속 거래소 상장기업 및 코스닥 등록기업 중 아래의 조건을 만족하는 기업을 표본기업으로 선정하였다.

- (1) 금융업이 아닌 기업
- (2) 12월말 기업
- (3) 변수측정을 위한 모든 재무정보가 입수 가능한 기업

본 연구는 대규모기업집단 자발적 공시의 대응치로 기업집단 대표기업의 공정공시를 이용하고 있으므로 기업집단 대표회사를 확인하기 위해 '기업집단 현황 공시제도'가 도입된 2009년 이후를 분석기간으로 포함하였다.⁶⁾ 결산월에 따른 차이를 통제하기 위해 표본을 12월 결산법인으로 국한시켰으며, 금융업의 공시행태가 비금융업과 다를 수 있어 표본에서 배제하였다. 공정공시 횟수는 한국거래소 상장공시시스템(kind.krx.co.kr)에서 직접 수집하였으며, 기업집단 대표회사는 금융감독원 전자공시시스템(dart.fss.or.kr)에서 수집하였다. 대규모기업집단 소속 상장회사는 공정거래위원회의 대규모기업집단 정보공개시스템(groupopni.ftc.go.kr)을 이용하였다. 시가총액, 추가수익률 및 재무분석가 정보는 FnGuide의 DatagGuide Pro에서 추출하였고, 외국인 지분율과 감사인 자료는 KisValue에서 추출하였다. 기타 재무정보 자료는 TS2000을 이용하였다. 분석에 사용된 최종 표본은 192개 기업의 605개 기업-연도 관측치이며, 연도별, 산업별 표본 구성은 각각 <표 1>과 <표 2>에 제시되어 있다.⁷⁾ 연도별 표본의 수는 시간이 지남에 따라 약간 증가하는 추세를 나타내고 있으며, 전체 표본에서 제조업이 차지하는 비중이 약 50%로 가장 높고, 정보통신 및

6) 공정거래위원회는 2002년부터 독점규제 및 공정거래에 관한 법률상 상호출자제한 및 출자총액제한의 대상이 되는 기업집단을 대규모기업집단으로 지정해왔으나, 2009년 3월 25일 출자총액제한제도의 폐지에 따라 2009년 이후에는 상호출자제한기업(소속기업의 자산총액합계 5조원 이상)만을 지정하고 있다. 출자총액제한제도의 폐지를 보완하기 위해 공정거래위원회는 '기업집단현황 공시제도'를 2009년 7월부터 도입하였으며, 상호출자제한기업집단 소속기업의 중요사항 공시에 관한 규정(공정위 고시 제2012-13호) 제2조 제3항과 제3조에서는 '기업집단 대표회사'를 기업집단을 대표하는 기업으로 정의하고, 기업집단 전체의 재무현황, 이사회 등의 운영현황, 주식소유현황, 계열사간 거래현황 등을 취합하여 정기적(공시내용에 따라 분기 또는 연 1회)으로 공시하도록 요구하고 있다. 따라서 기업집단 대표회사는 기업집단의 전체적인 현황을 가장 잘 파악하고, 기업집단의 구심점으로써 지배주주 등의 영향을 가장 많이 받을 것으로 예상된다. 그러나 이러한 대표기업이 기업집단 공시정책을 가장 잘 반영하지 않을 가능성도 배제할 수 없기 때문에 대표기업의 정의에 따라 본 연구의 분석결과는 달라질 수 있다. 향후 대규모기업집단 관련 연구에서 기업집단의 정책을 가장 잘 반영할 수 있는 대표기업을 정의한다면, 지배주주가 대규모기업집단 소속기업의 의사결정에 미치는 영향에 대해 보다 심층적으로 분석할 수 있을 것으로 기대된다.

7) 본 연구에 포함된 기업집단은 모두 42개이며, 기업집단(대표기업) 당 소속기업의 수는 최소 1개부터 최대 15개이다. 본 연구에서는 극단치(outliers)의 영향을 최소화하고 표본을 보존하기 위해 상하위 1%의 값을 초과하는 변수값은 상하위 1%값으로 조정(winsorization)하였다.

〈표 1〉 연도별 분포

연도	2009	2010	2011	2012	합계
표본수	134	145	153	173	605

〈표 2〉 산업별 분포

산업	표본수	비중	누적비중
제조업	304	50.25	50.25
건설업	48	7.93	58.18
도매 및 소매업	70	11.57	69.75
출판, 방송통신 및 정보서비스업	86	14.22	83.97
전문 과학 및 기술서비스업	38	6.28	90.25
기타	59	9.75	100.00
합계	605	100.00	

도소매업이 각각 14%와 11%로 뒤를 잇고 있다.

$$+ \beta_{10}ExFin_{i,t} + \beta_{11}Analyst_{i,t} + \beta_{12}Big4_{i,t} + YD + \varepsilon_{i,t} \quad (1)^{10}$$

3.2 연구모형

본 연구는 기업집단 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계를 다음의 식 (1)을 이용하여 분석하였다.⁸⁾ 연도효과를 통제하기 위해 연도더미를 추가하였다.⁹⁾

$$pFD(pEFD)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 JR_pFD(pEFD)_{i,t} + \beta_2 Mgmt_{i,t} + \beta_3 Foreign_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Growth_{i,t} + \beta_8 Vol_{i,t} + \beta_9 Horizon_{i,t}$$

- pFD : 기업이 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- pEFD : 기업이 실적관련 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- JR_pFD : 기업집단 대표기업이 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- JR_pEFD : 기업집단 대표기업이 실적관련 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- Mgmt : 임원 보수 지분율
- Foreign : 외국인 지분율
- SIZE : 자산총액(백만원)에 자연로그를 취한 값
- LEV : 총부채/자기자본
- ROA : 당기순이익/총자산

8) 이분산성(heteroskedasticity), 횡단면 상관(cross-sectional correlation) 및 시계열 상관(serial correlation)을 조정하기 위해 기업에 대해 클러스터링(firm clustering)을 이용하여 표준편차를 산정하였다(Petersen, 2009).

9) 산업더미를 포함한 로지스틱 분석은 일부 연도-산업의 표본이 종속변수와 산업더미가 1로 동일하여 생략되는 문제가 발생하므로 산업더미를 생략하고 분석을 실시하였다. 산업더미를 포함하여 분석한 경우에도 분석결과는 질적으로 동일하다.

10) 본 연구는 실적정보의 자발적 공시를 중심으로 분석을 수행하지만 심호식·이문영·최종학(2010)의 다수의 선행연구에서 전체 공정공시를 대상으로 분석하고 있어 선행연구와의 비교가능성을 위해 일부 분석은 전체 공정공시를 기준으로 분석한 결과도 제시하였다. 이에 따라 식 (1)에는 전체 공정공시와 관련한 변수가 포함되었다.

Growth	: 매출액 증가율
Vol	: 연간 일별수익률의 표준편차
Horizon	: $\ln(1+t\text{연도}-\text{상장연도})$
ExFin	: 당해연도 또는 차기연도에 회사채 또는 자 기 자본 조달이 발생한 경우 1, 아니면 0
Analyst	: 기업 추종 재무분석가의 연간 보고서 수 에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값
Big4	: 감사인이 Big4인 경우 1, 아니면 0

본 연구는 자발적 공시의 대용치(proxy)로 공정 공시를 이용한다. 식 (1)에서 종속변수로 사용된 pFD, pEFD는 각각 기업이 공정공시와 실적관련 공정공시를 실시한 경우에는 1, 그렇지 않은 경우에는 0을 나타내는 이항변수이다. 설명변수인 JR_pFD, JR_pEFD는 각각 기업집단 대표기업이 공정공시, 실적관련 공정공시를 실시한 경우에는 1, 그렇지 않은 경우에는 0을 나타내는 이항변수이다. 본 연구는 공정공시 중 실적정보의 자발적 공시에 초점을 맞춘다. 이는 경영자의 사적 정보 보유 여부도 자발적 공시에 영향을 미칠 수 있으므로 이로 인한 영향을 최소화하기 위함이다(Dye, 1985; Jung and Kown, 1988). 지배주주가 기업집단 소속기업의 의사결정에 미치는 영향력을 고려할 때, 자발적 공시와 관련해서도 집단차원의 공시전략은 소속기업의 자발적 공시와 관련성을 가질 것으로 예상된다. 따라서 β_1 은 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 기대된다.

한편, 통제변수로 포함된 변수들은 자발적 공시와 관련한 선행연구를 참조하여 포함하였다. 경영진 지분율(Mgmt)은 임원의 보유주식비율을 나타내며, 경영자가 주주부의 극대화를 추구하거나 사적이익을 추구할 가능성이 상존하므로 예상방향을 정하기 어렵다(Morck, Shleifer, and Vishny, 1988). 회계정보에 대한 외국인 주주의 영향을 고려하여 외국인 주주지분율(Foreign)을 통제변수로 포함시켰으

며, 외국인 지분율이 증가될수록 자발적 공시 가능성이 높을 것으로 예상된다(오원정 · 손성규 2006). 기업규모(SIZE)는 자산총계의 자연로그 값으로 측정하였으며, 이해관계자들의 정보에 대한 요구를 고려할 때 기업규모가 클수록 자발적 공시 가능성이 높을 것으로 기대된다(Botosan, 1997; 오원정 · 손성규, 2006). 이와 유사하게 타인자본 이해관계자의 정보 요구가 높을수록 자발적 공시 가능성도 커질 것으로 기대되므로 부채비율(LEV)과 자발적 공시 간에도 양(+)의 관계가 예상된다(Hope and Thomas, 2008). 한편 양호한 수익성을 나타내는 기업일수록 정보비대칭을 감소시키기 위해 적극적으로 공시할 유인이 존재하므로 수익성(ROA)와 자발적 공시 간에 양(+)의 관계를 보일 것으로 예상된다. 또한 성장성(Growth)이 높을수록 시장에서 양호한 평가를 얻어내고자 적극적으로 공시할 유인이 존재할 것으로 예상되며, 기업의 불확실성에 대한 영향을 통제하기 위해 변동성(Vol)도 포함하였다(정우성, 2000; Baginski and Hassell, 1997).

상장기간(Horizon)이 짧을수록 투자자들의 정보 요구가 높고 경영자 역시 기업을 알리려는 유인이 존재하므로 상장기간과 자발적 공시 간에 음(-)의 관계를 존재할 것으로 예상된다(정우성, 2000; 심호식 외, 2010). 또한 외부자금조달요구(ExFin)가 있는 기업일수록 자발적 공시를 통해 정보비대칭을 낮추고 낮은 자본비용으로 자금을 조달할 유인이 존재하므로 외부자금조달 요구와 자발적 공시 간에 양(+)의 관계가 기대된다(오원정 · 손성규, 2006). 추종하는 재무분석가(Analyst)가 많을수록 투자자들의 정보수요 역시 증가할 것이므로 재무분석가와 자발적 공시 간에 양(+)의 관계를 보일 것으로 예상되며, 대형 회계법인(Big4)은 경영자 감시기능을 제 공함으로써 자발적 공시에 긍정적인 영향을 미칠 것

으로 예상된다(Choi and Wong, 2007).

IV. 실증분석 결과

4.1 변수의 기술통계 및 상관관계 분석

본 연구에서 이용된 주요변수에 대한 기술통계량은 <표 3>에 제시되어 있다. 대표기업을 제외한 대규모기업집단 소속기업들의 공정공시 횟수를 로그값으로 변환한 FD는 평균(중위수)이 1.16(1.39)이고, 실적관련 공정공시인 EFD의 평균(중위수)은 1.11(1.39)로 표본에 포함된 기업들이 평균적으로 2회 정도의 공정공시를 하고 있음을 알 수 있다. 또한 대표기업의 공정공시인 JR_FD와 JR_EFD는 각각 FD와 EFD 보다 높은 값을 나타내고 있어 대표기업들의 공정공시가 더 많이 일어남을 알 수 있다.

통제변수로 포함된 경영자 지분율(Mgmt)의 평균 및 중위수는 각각 0.03과 0으로 낮은 편이나, 외국인 지분율(Foreign)은 평균 0.11, 중위수 0.06으로 Mgmt에 비해 높은 수준을 나타낸다. 표본 기업의 부채비율(LEV)과 수익성(ROA)의 평균은 각각 138%와 2%로 대체로 우량하고, 대형 회계법인(Big4)의 비중이 95%로 매우 높게 나타나는데, 이는 본 연구대상이 재무구조와 실적이 양호한 대규모 기업집단 소속 상장기업으로 구성되어 있기 때문인 것으로 판단된다.

<표 4>는 주요변수들 간의 피어슨 상관계수를 나

타낸다. 소속기업의 실적정보 자발적 공시(pEFD)와 대표기업의 실적정보 자발적 공시(JR_pEFD) 간에 상관계수는 0.10으로 5% 수준에서 유의하게 나타났다. 또한 통제변수로 포함한 대부분의 변수가 소속기업의 실적정보 자발적 공시(pEFD)와 유의한 상관관계를 나타내고 있어 적절한 통제가 필요함을 나타낸다. pEFD와 기타 통제변수들 간의 상관관계는 경영자 지분율(Mgmt), 부채비율(LEV) 및 변동성(Vol)이 클수록 자발적 공시 가능성이 낮고, 외국인 지분율(Foreign), 기업규모(SIZE), 수익성(ROA), 재무분석가(Analyst) 및 대형 회계법인(Big4)가 클수록 자발적 공시 가능성이 높은 것으로 나타났다.

4.2 기업집단 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계

본 연구의 가설 1은 기업집단 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계를 검증하고자 한다. 지배주주가 기업집단 소속기업들의 내부거래 등 실질적인 의사결정에 영향력을 행사함을 고려할 때 자발적 공시 측면에서도 소속기업에 대한 지배주주의 영향력이 존재할 것으로 기대된다. 이에 대한 분석결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 모형 (1)은 전체 공정공시를 대상으로 분석한 결과이며, 모형 (2)는 실적관련 공정공시를 대상으로 분석한 결과이다.¹¹⁾

분석결과를 살펴보면 모형 (1)에서 JR_pFD의 계수 값은 0.864로 1% 수준에서 유의하게 나타나고, 모형 (2)에서도 JR_pEFD의 계수 값이 0.758로 5%

11) 이하 본 연구결과의 Pseudo R²는 0.14~0.38로 나타나 R²가 낮은 것으로 생각될 수 있으나, 계량경제학 교과서에 따르면 낮은 R²가 반드시 회귀식이 유용하지 않음을 나타내는 것은 아니며, 타 선행연구인 DeFond and Park(1999)의 로지스틱 회귀분석의 Pseudo R²가 0.15 수준임을 감안할 때 본 연구결과의 R²은 합리적인 수준인 것으로 판단된다. 한편 별도의 표로 제시하지는 않았지만, 이하 분석에서 통제변수로 시장가치 대 장부가액(Market to Book)을 추가하여 분석한 경우에도 본 연구의 주된 분석결과가 유지됨을 확인하였다.

〈표 3〉 기술통계량

변수명	표본수	평균	표준편차	25%	중위수	75%
FD	605	1.16	0.88	0.00	1.39	1.79
pFD	605	0.70	0.46	0.00	1.00	1.00
EFD	605	1.11	0.87	0.00	1.39	1.79
pEFD	605	0.68	0.47	0.00	1.00	1.00
JR_FD	605	1.37	0.99	0.00	1.61	2.20
JR_pFD	605	0.72	0.45	0.00	1.00	1.00
JR_EFD	605	1.31	0.97	0.00	1.61	2.20
JR_pEFD	605	0.70	0.46	0.00	1.00	1.00
Mgmt	605	0.03	0.08	0.00	0.00	0.02
Foreign	605	11.42	12.71	1.33	6.55	17.74
SIZE	605	13.80	1.59	12.64	13.80	15.02
LEV	605	1.38	1.34	0.52	1.04	1.65
ROA	605	0.02	0.09	0.00	0.03	0.07
Growth	605	0.13	0.27	-0.02	0.09	0.20
Vol	605	2.65	0.88	2.02	2.49	3.18
Horizon	605	2.53	0.87	2.08	2.56	3.22
ExFin	605	0.64	0.48	0.00	1.00	1.00
Analyst	605	1.91	2.00	0.00	1.39	3.66
Big4	605	0.95	0.22	1.00	1.00	1.00

1) 변수정의:

- FD : 공정공시 횟수에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값
- pFD : 기업이 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- EFD : 실적관련 공정공시 횟수에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값
- pEFD : 기업이 실적관련 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- JR_FD : 기업집단 대표기업의 공정공시 횟수에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값
- JR_pFD : 기업집단 대표기업이 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- JR_EFD : 기업집단 대표기업의 실적관련 공정공시 횟수에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값
- JR_pEFD : 기업집단 대표기업이 실적관련 공정공시를 실시한 경우에는 1, 아니면 0
- Mgmt : 임원 보유 지분율
- Foreign : 외국인 지분율
- SIZE : 자산총액(백만원)에 자연로그를 취한 값
- LEV : 총부채/자기자본
- ROA : 당기순이익/총자산
- Growth : 매출액 증가율
- Vol : 연간 일별수익률의 표준편차
- Horizon : $\ln(1+t)$ 연도-상장연도
- ExFin : 당해연도 또는 차기연도에 회사채 또는 자기자본 조달이 발생한 경우 1, 아니면 0
- Analyst : 기업 추종 재무분석가의 연간 보고서 수에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값
- Big4 : 감사인이 Big4인 경우 1, 아니면 0

〈표 4〉 피어슨 상관계수

	pEFD	JR_pEFD	Mgmt	Foreign	SIZE	LEV	ROA	Growth	Vol	Horizon	ExFin	Analyst	Big4
pEFD	1.00												
JR_pEFD	0.10**	1.00											
Mgmt	-0.18***	0.00	1.00										
Foreign	0.30***	0.08**	-0.08**	1.00									
SIZE	0.29***	-0.02	-0.10**	0.56***	1.00								
LEV	-0.10**	0.01	-0.04	-0.14***	0.19***	1.00							
ROA	0.27***	-0.02	-0.02	0.33***	0.17***	-0.40***	1.00						
Growth	0.04	0.00	-0.01	0.01	-0.01	-0.05	0.18***	1.00					
Vol	-0.17***	-0.10**	0.01	-0.27***	-0.23***	0.23***	-0.36***	-0.11	1.00				
Horizon	-0.03	0.16***	0.00	0.03	0.17***	-0.05	-0.05	-0.04	-0.08**	1.00			
ExFin	0.02	-0.09**	-0.00	0.03	0.32***	0.27***	-0.14***	0.08*	0.08*	0.05	1.00		
Analyst	0.28***	-0.09**	-0.10**	0.42***	0.39***	-0.04	0.34***	0.06	-0.18***	-0.04	0.11***	1.00	
Big4	0.15***	-0.13***	-0.30***	0.16***	0.20***	0.05	0.07*	-0.00	-0.09**	-0.03	0.10**	0.16***	1.00

(*) 변수 정의는 〈표 3〉 참조. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 수준(양측 검정)에서 유의함을 의미함.

〈표 5〉 기업집단 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계

$$pFD(pEFD)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 JR_pFD(pEFD)_{i,t} + \beta_2 Mgmt_{i,t} + \beta_3 Foreign_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Growth_{i,t} + \beta_8 Vol_{i,t} + \beta_9 Horizon_{i,t} + \beta_{10} ExFin_{i,t} + \beta_{11} Analyst_{i,t} + \beta_{12} Big4_{i,t} + YD + \varepsilon_{i,t}$$

변수명	예상 부호	(1) 공정공시 전체		(2) 실적관련 공정공시	
		계수 값	z-값	계수 값	z-값
<i>Intercept</i>		-4.140**	-2.21	-3.680**	-2.00
<i>JR_pFD</i>	+	0.864***	2.62		
<i>JR_pEFD</i>	+			0.758**	2.35
<i>Mgmt</i>	+/-	-3.207*	-1.79	-4.081**	-2.00
<i>Foreign</i>	+	0.021	0.87	0.020	0.84
<i>SIZE</i>	+	0.298*	1.91	0.292*	1.88
<i>LEV</i>	+	-0.124	-1.01	-0.146	-1.08
<i>ROA</i>	+	3.426**	2.01	3.791*	1.95
<i>Growth</i>	+	-0.051	-0.13	0.198	0.50
<i>Vol</i>	+/-	0.062	0.40	0.001	0.01
<i>Horizon</i>	-	-0.165	-0.90	-0.207	-1.09
<i>ExFin</i>	+	0.013	0.05	-0.071	-0.26
<i>Analyst</i>	+	0.161*	1.85	0.174**	2.04
<i>Big4</i>	+	0.590	1.01	0.514	0.81
연도더미		포함		포함	
Clustering		기업		기업	
Pseudo R ²		0.160		0.177	
Chi ²		48.51		49.75	
표본수		605		605	

(*) 변수 정의는 〈표 3〉 참조. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 수준(양측 검정)에서 유의함을 나타냄. 표준오차는 기업에 대해 클러스터링 기법을 이용하여 산출함.

수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 가설 1을 지지하는 결과로 대표기업이 자발적으로 공시하면 소속기업의 자발적 공시가능성이 높음을 의미하며 자발적 공시 측면에서도 기업집단 소속기업에 대한 지배주주의 영향력이 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

또한 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유

의한 관련성이 존재한다는 본 연구결과는 〈그림 1〉에서 대규모기업집단 소속기업의 자발적 공시가 그렇지 않은 기업에 비해 많음에 대한 근거도 제공한다. 다른 조건이 동일할 때 소속기업은 개별기업 차원에서 자발적으로 공시할 유인이 존재하지 않더라도 기업집단 차원에서 자발적 공시 정책을 수립하면 이를 수용할 가능성이 높음을 본 연구결과는 보여준

다. 기업집단에 속한 소속기업의 수가 상당함을 고려할 때 집단차원의 자발적 공시 정책은 일반기업의 자발적 공시 의사결정에 비해 그 파급효과가 크다. 따라서 집단차원의 자발적 공시 정책의 파급력이 기업집단 소속기업들의 자발적 공시 비중을 높이는데 기여한 것으로 이해된다.

한편 통제변수와 관련하여 경영자 지분율(Mgmt)이 높을수록 자발적 공시 가능성이 유의하게 낮아지는 것으로 나타났는데, 이는 경영자가 사적 이익을 극대화하기 위해 자발적으로 공시를 하지 않을 수 있다는 선행연구와 일치한다(Morck et al., 1988). 또한 기업규모(SIZE)가 클수록 자발적 공시 가능성이 높아지는 것으로 나타났는데, 이는 이해관계자들의 정보요구가 자발적 공시에 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다(Botosan, 1997). 재무분석가(Analyst)와 자발적 공시 간의 유의한 양(+)의 관계도 기업 규모와 유사하게 투자자들의 정보수요가 자발적 공시에 영향을 미치는 것으로 해석된다. 수익성(ROA)과 자발적 공시 간의 유의한 양(+)의 관계는 수익성이 높을수록 정보비대칭을 감소시킬 유인이 존재하는 것으로 해석된다(오원정 · 손성규, 2006).

4.3 사적 정보의 동질성 여부에 따른 기업집단 대표 기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계

본 연구의 가설 2는 가설 1에서 자발적 공시와 관련한 비용을 고려하여 기업집단의 사적 정보가 호재성일 경우 소속기업의 자발적 공시에 대한 지배주주의 영향력이 존재하는지 여부를 검증한다. 자발적 공시는 공시비용을 수반하기 때문에 기업집단은 호재성 정보에 대해 자발적으로 공시할 유인이 높다. 또한 기업집단 소속기업들은 마치 대기업의 사업부 문처럼 운영되어 서로의 자원과 위험을 공유하고 대

표기업이 기업집단에서 차지하는 중요성을 감안할 때 대표기업의 사적 정보는 기업집단의 사적 정보를 대표할 것으로 기대된다. 따라서 호재성 사적 정보를 보유한 경우 대표기업의 자발적 공시는 소속기업의 자발적 공시와 관련성을 가질 것으로 예상된다. 이에 대한 분석결과는 <표 6>의 [패널 A]에 제시되어 있다. 모형 (1)과 (2)는 각각 대표기업이 호재성 실적정보와 악재성 실적정보를 보유한 경우를 대상으로 분석한 결과이다. 본 연구에서는 당해연도 실적이 전년도 실적에 비해 개선된 경우를 호재성 사적 정보(GN)로 정의하고, 당해연도 실적이 전년도 실적에 비해 악화된 경우를 악재성 사적 정보(BN)으로 정의하였다.

[패널 A]의 결과를 살펴보면 대표기업이 호재성 실적정보를 보유한 경우에는 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 양(+)의 관계가 유지되는 것으로 나타났으나, 대표기업이 악재성 정보를 보유하는 경우에는 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의하지 않은 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 호재성 실적정보를 보유한 대표기업의 자발적 공시가 소속기업의 자발적 공시와 유의한 양(+)의 관계를 나타낼 것이라는 본 연구의 가설 2를 지지하는 결과임과 동시에 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 관련되어 있음을 나타내는 결과로 해석될 수 있다.

본 연구의 가설 3은 가설 2를 확장하여 호재성 사적 정보를 보유한 기업집단에서도 소속기업의 사적 정보에 따라 앞서 검증한 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계가 다르게 나타나는지에 대해 분석한다. 대표기업과 소속기업이 모두 호재성 사적 정보를 보유한 경우 즉 동질적인 사적 정보를 보유한 경우에는 자발적 공시 유인이 유사하므로 두 기업의 자발적 공시 간에 유의한 관련성이 유지될 것

으로 예상되나, 소속기업이 대표기업과 다르게 악재성 사적 정보를 보유하는 경우 즉 이질적인 사적 정보를 보유한 경우에는 소속기업 경영자는 자발적 공시가 기업 가치에 미치는 영향을 고려하여 집단차원의 자발적 공시정책과 다르게 자발적 공시전략을 수립할 가능성이 존재한다. 이에 대한 분석결과는 <표 6>의 [패널 B]에 제시되어 있다.

대표기업과 소속기업의 사적 정보를 모두 고려하여 전체표본을 4개의 소표본으로 구분하였으며 모형

(1)과 (2)는 각각 대표기업과 소속기업이 모두 호재성과 악재성 사적 정보를 보유한 경우를 나타내고, 모형 (3)과 (4)는 각각 대표기업이 호재성 사적 정보를 보유하고 소속기업은 악재성 사적 정보를 보유한 경우와 그 반대의 경우를 나타낸다. 동질적인 정보(homogeneous information)는 대표기업과 소속기업의 당기 이익변화가 같은 방향으로 나타나는 경우를 의미하며, 이질적인 정보(heterogeneous information)는 대표기업의 이익변화가 소속기업의

<표 6> 사적 정보의 동질성 여부에 따른 기업집단 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계

$$pEFD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 JR_pEFD_{i,t} + \beta_2 Mgmt_{i,t} + \beta_3 Foreign_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Growth_{i,t} + \beta_8 Vol_{i,t} + \beta_9 Horizon_{i,t} + \beta_{10} ExFin_{i,t} + \beta_{11} Analyst_{i,t} + \beta_{12} Big4_{i,t} + YD + \varepsilon_{i,t}$$

[패널 A] 대표기업의 사적 정보에 따른 구분

변수명	예상 부호	(1) 대표기업_호재성		(2) 대표기업_악재성	
		계수 값	z-값	계수 값	z-값
<i>Intercept</i>		-5.942***	-2.91	-0.914	-0.39
<i>JR_pEFD</i>	+	1.166***	2.75	0.469	1.29
<i>Mgmt</i>	+/-	-4.743*	-1.76	-3.787*	-1.75
<i>Foreign</i>	+	0.019	0.75	0.019	0.66
<i>SIZE</i>	+	0.415**	2.50	0.145	0.73
<i>LEV</i>	+	-0.167	-0.70	-0.124	-0.90
<i>ROA</i>	+	4.588	1.34	3.231*	1.75
<i>Growth</i>	+	0.171	0.29	0.033	0.06
<i>Vol</i>	+/-	0.081	0.44	-0.118	-0.59
<i>Horizon</i>	-	-0.130	-0.60	-0.360	-1.61
<i>ExFin</i>	+	-0.186	-0.52	0.000	0.00
<i>Analyst</i>	+	0.266**	2.51	0.049	0.47
<i>Big4</i>	+	0.217	0.29	0.850	1.33
연도더미		포함		포함	
Clustering		기업		기업	
Pseudo R ²		0.241		0.140	
Chi ²		42.68		40.67	
표본수		345		260	

〈표 6〉 사적 정보의 동질성 여부에 따른 기업집단 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계 (계속)

[패널 B] 대표기업과 소속기업의 사적 정보에 따른 구분

변수명	동질적인 정보				이질적인 정보			
	(1) 대표기업_호재성 & 소속기업_호재성		(2) 대표기업_악재성 & 소속기업_악재성		(3) 대표기업_호재성 & 소속기업_악재성		(4) 대표기업_악재성 & 소속기업_호재성	
	Estimate	z-값	Estimate	z-값	Estimate	z-값	Estimate	z-값
<i>Intercept</i>	-4.588*	-1.89	-3.800	-1.26	-10.622***	-3.09	1.491	0.41
<i>JR_pEFD</i>	1.351***	2.86	0.857*	1.80	1.087	1.57	-0.688	-1.00
<i>Mgmt</i>	-6.771**	-2.00	-0.750	-0.29	-3.672	-0.95	-13.919**	-1.97
<i>Foreign</i>	-0.005	-0.20	0.001	0.04	0.120***	2.79	0.039	0.89
<i>SIZE</i>	0.497***	2.73	0.358	1.54	0.321	1.27	0.213	0.66
<i>LEV</i>	-0.028	-0.11	-0.178	-1.15	-0.536	-1.21	-0.177	-0.69
<i>ROA</i>	3.542	0.76	-1.590	-0.65	5.229	0.97	11.309	1.29
<i>Growth</i>	0.722	0.89	0.414	0.59	-1.391	-1.10	-1.190	-1.41
<i>Vol</i>	-0.197	-0.84	-0.342	-1.12	0.676*	1.93	-0.360	-1.05
<i>Horizon</i>	-0.556*	-1.94	-0.391	-1.57	0.838**	2.03	-0.750*	-1.76
<i>ExFin</i>	-0.398	-0.83	-0.444	-0.95	0.267	0.42	0.732	1.01
<i>Analyst</i>	0.306**	2.46	0.113	0.80	0.226	1.15	-0.064	-0.32
<i>Big4</i>	-0.405	-0.40	1.219	1.43	2.395**	2.03	-0.118	-0.11
연도더미	포함		포함		포함		포함	
Clustering	기업		기업		기업		기업	
Pseudo R ²	0.246		0.146		0.377		0.299	
Chi ²	44.10		27.81		46.17		22.90	
표본수	224		145		121		115	

(*) 호재성(악재성) 정보는 당기 이익이 전기 이익보다 큰(작은) 경우를 나타냄. 소속기업과 대표기업의 이익 변동이 같은(다른) 방향인 경우에는 동질적인(이질적인) 정보로 분류됨. 변수 정의는 〈표 3〉 참조. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 수준(양측 검정)에서 유의함을 나타냄. 표준오차는 기업에 대해 클러스터링 기법을 이용하여 산출함.

이익변화와 다른 방향으로 나타나는 경우를 나타낸다.

[패널 B]의 모형 (1)과 (2)에서 보는 바와 같이 동질적인 정보에 대해서는 대표기업과 소속기업의 자발적 공시가 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타나 앞서 검증한 대표기업과 소속기업의 실적정보 자발적 공시 간의 관계가 유지됨을 확인하였다. 그러나 이질적인 정보의 소표본을 대상으로 분석한 모형 (3)과 (4)에서는 집단차원의 공시정책과 소속

기업의 공시전략 간에 유의한 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 실적정보가 동질적인 경우 집단차원의 공시정책과 소속기업의 공시정책이 관련성을 가지고, 이질적인 경우 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 관련성이 존재하지 않는다는 본 연구의 가설 3을 지지하는 결과이다.

한편 소표본 별로 살펴보면 모형 (1)과 (2)가 모두 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났지

만, 모형 (1)의 유의성이 1%로 모형 (2)의 10% 수준보다 높은 것으로 나타났다. 우호적인 사적정보를 보유한 경영자일수록 자발적으로 공시할 가능성이 높기 때문에 대표기업과 소속기업이 모두 호재성 사적 정보를 가진 경우 집단차원의 자발적 공시정책을 소속기업이 수용할 가능성이 높다. 반면 대표기업과 소속기업이 모두 악재성 사적 정보를 가진 경우에 집단차원의 자발적 공시정책을 소속기업이 수용한다면 소속기업은 자발적 공시로 인해 기업 가치에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 존재한다. 왜냐하면 부정적인 공시에 대한 투자자의 신뢰도가 높음을 감안할 때 악재성 정보 공시로 인한 기업가치 하락이 예상되기 때문이다(Hutton, Miller, and Skinner, 2003). 따라서 동질적인 실적정보를 보유한 대표기업과 소속기업이라 할지라도 악재성 실적정보를 보유한 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 양(+)의 관계가 나타난 것은 지배주주의 영향에서 비롯된 것일 수도 있지만 다소 의아한 결과라 할 수 있다. 이와 관련하여 대표기업의 악재성 실적정보의 공시가 투자자의 기대에 부정적인 영향을 미치기 때문에 이러한 불확실성을 제거하기 위해 소속기업이 자발적 공시를 하는 것으로 추론할 수 있지만 추가분석을 통해 좀 더 분석할 필요가 있다.¹²⁾

모형 (3)과 (4)에서 보는 바와 같이 이질적인 정보에 대해서는 JR_pEFD에 대한 계수 값이 유의하지 않게 나타났다. 이는 소속기업의 자발적 공시가 집단차원의 공시정책으로부터 공통적으로 영향을 받

더라도 보유한 사적 정보를 고려하여 결정됨을 의미한다. 먼저 모형 (3)의 결과는 호재성 정보를 가진 대표기업의 자발적 공시에 대해 형성된 투자자들의 기업집단에 대한 긍정적인 기대를 이용하여 악재성 사적 정보를 보유한 소속기업들이 자발적 공시를 하지 않음으로써 대표기업의 호재성 정보 뒤에 숨는 것으로 해석될 수 있다. 한편 모형 (4)와 관련해서 악재성 사적 정보를 보유한 대표기업이 자발적으로 공시하면 투자자들은 기업집단에 소속된 기업들이 평균적으로 부정적인 실적을 가진 것으로 평가할 가능성이 높다. 따라서 호재성 사적 정보를 보유한 소속기업은 이러한 부정적인 영향을 줄이기 위해 자발적으로 공시할 유인이 존재한다. 이런 관점에서 모형 (4)의 결과는 예상치 못한 결과로 생각된다.¹³⁾

이상의 결과를 종합하면 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 동질적인 경우에는 소속기업이 집단차원의 자발적 공시정책을 수용하지만, 대표기업과 소속기업의 사적 정보가 이질적인 경우에는 소속기업은 사적 정보의 자발적 공시가 기업에 미치는 영향을 고려하여 자발적 공시전략을 수립함을 알 수 있다. 이는 이질적인 정보의 경우에는 자발적 공시측면에서 지배주주의 영향이 제한적인 것으로 해석될 수도 있으나, 지배주주의 목적이 기업집단 혹은 지배주주의 부 극대화임을 고려할 때 소속기업의 자발적 공시전략이 소속기업의 기업 가치에 긍정적인 영향을 미치고 나아가 집단전체의 부를 증대시키는데 기여한다면 집단차원의 자발적 공시정책과 상이한

12) 대표기업과 소속기업이 모두 악재성 실적정보를 보유한 경우의 유의한 양(+)의 관계는 5.2 소속기업의 자발적 공시와 투자자 반응에서 추가적으로 설명한 바와 같이 유의하지 않은 투자자의 반응에 기인한다. 일반적으로 악재성 정보에 대해서 투자자는 부정적으로 반응할 것으로 예상되지만 대표기업이 악재성 실적정보를 자발적으로 공시하고 소속기업도 악재성 실적정보를 자발적으로 공시한 경우에는 투자자의 반응이 유의하게 부정적이지 않은 것으로 나타났다.

13) 기업은 소송 등의 위험을 회피하거나 경영자의 주식보상을 높이기 위해 악재성 사적 정보를 자발적으로 공시할 유인이 존재한다(Skinner, 1994; 1997, Aboody and Kasznik, 2000). 이와 유사하게 지배주주 혹은 기업집단이 세무조사 대상이 되는 경우 추정당하는 세금부담을 낮추기 위해 기업집단 차원에서 부정적인 실적 정보는 공시하고, 긍정적인 실적 정보의 공시를 제한할 가능성이 존재한다. 기업집단 차원의 공시에 대한 이해를 높이기 위해서는 추후에 이러한 부분에 대한 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

전략일지라도 지배주주의 영향력이 작용한 것으로 볼 수 있다. 따라서 추가분석에서는 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자의 반응을 살펴봄으로써 동질적인 사적 정보인 경우에 소속기업이 기업집단의 자발적 공시정책을 수용하는 이유와 이질적인 사적 정보인 경우에 소속기업이 상이한 공시정책을 수립하는 이유에 대해서 알아보하고자 한다.

V. 추가분석

5.1 대표기업의 실적정보 공시에 따른 소속기업의 공시행태

본 연구는 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계를 분석함으로써 자발적 공시측면에서 지배주주의 영향력을 살펴보고자 하였다. 이는 소속기업의 의사결정에 대한 지배주주의 영향력을 감안할 때 자발적 공시측면에서도 이러한 영향이 클 것이라는 가정에 기인한다. 그러나 이러한 가정이 성립하기

위해서는 대표기업의 공시 여부에 따라 소속기업의 자발적 공시가 영향을 받는지에 대한 분석이 필요하다. 만약 대표기업의 공시 여부가 소속기업의 자발적 공시 행태에 영향을 미치지 않는다면 공시측면에서 지배주주의 영향력이 상당할 것이라는 가정의 타당성이 결여될 수 있기 때문이다. 이에 따라 본 연구는 <표 7>에 대표기업의 실적정보 공시에 따른 소속기업의 공시행태에 대한 분석표를 제시한다.

<표 7>을 살펴보면 대표기업이 공시하지 않은 경우에 소속기업이 호재성 정보와 악재성 정보를 자발적으로 공시하는 비율은 각각 68.82%와 51.72%이지만, 대표기업이 공시하는 경우에서 소속기업이 호재성 정보와 악재성 정보를 자발적으로 공시하는 비율은 약 76%와 63%로 대표기업이 공시하는 경우 소속기업이 자발적으로 공시하는 비율이 높음을 알 수 있다. 이러한 결과를 기업집단에 소속된 기업들의 자발적 공시비율이 기업집단에 소속되지 않은 기업들 보다 많음을 보여주는 <그림 1>과 연계하면 기업집단에 소속된 기업들이 자발적 공시측면에서 공통된 영향을 받고 있는 것으로 해석할 수 있다. 또한 <표 7>의 결과는 대표기업의 공시 여부가 소속기업

<표 7> 대표기업의 자발적 공시에 따른 소속기업의 자발적 공시

소속기업	대표기업					
	호재성 정보		악재성 정보		미공시	
	Freq.	%	Freq.	%	Freq.	%
호재성 정보 공시	136	51.13	52	32.70	64	35.56
호재성 정보 미공시	41	15.41	17	10.69	29	16.11
호재성 정보 공시 비율(%)		76.84		75.36		68.82
악재성 정보 공시	56	21.05	57	35.85	45	25.00
악재성 정보 미공시	33	12.41	33	20.75	42	23.33
악재성 정보 공시 비율(%)		62.92		63.33		51.72
합계	266	100.00	159	100.00	180	100.00

(*) 호재성(악재성) 정보는 당기 이익이 전기 이익보다 큰(작은) 경우를 나타냄.

의 자발적 공시 행태에 영향을 미친다는 본 연구의 주된 가정의 타당함을 보여주는 증거라 할 수 있다.

5.2 소속기업의 자발적 공시와 투자자 반응

본 연구결과는 동질적인 사적 정보를 가진 소속기업은 집단차원의 자발적 공시정책을 수용하고 이질적인 사적 정보를 보유한 소속기업은 기업집단과 상이한 자발적 공시전략을 수립함을 보여주지만, 그 이유에 대해서는 설명하지 못한다. 이러한 질문에 답하기 위해 본 연구에서는 추가분석으로 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자의 반응을 어떻게 나타나는지를 분석하였다. 투자자의 반응은 당해연도에 최초로 실적정보를 공시한 시점의 누적초과수익률(Cumulative Abnormal Return, CAR)로 측정하였으며 이에 대한 분석결과는 <표 8>에 제시되어 있다.¹⁴⁾

<표 8>의 결과를 살펴보면 대표기업과 소속기업이

모두 호재성 사적 정보를 보유한 경우 대표기업이 자발적으로 공시할 때 소속기업의 자발적 공시에 대해 투자자가 유의하게 양(+)의 방향으로 반응함을 알 수 있다. 따라서 호재성 사적 정보를 보유한 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 유의한 양(+)의 관계는 소속기업이 집단차원의 자발적 공시전략을 수용한 경우에도 투자자로부터 우호적인 반응을 이끌어낼 수 있기 때문인 것으로 설명할 수 있다. 반면 대표기업과 소속기업이 모두 악재성 사적 정보를 보유한 경우에 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자의 반응은 유의하지 않은 것으로 나타나 집단차원의 자발적 공시정책을 수용하더라도 소속기업에는 유의하게 부정적이지 않음을 알 수 있다. 기업은 일반적으로 악재성 정보를 공시하지 않으려 하지만, 이로 인한 부정적인 영향이 존재하지 않는다면 악재성 정보의 보유로 인한 경영자의 부담을 줄이기 위해 해당 정보를 자발적으로 공시할 유인이 존재하기 때문에 소속기업이 집단차원의 공시정책을 수용하는

<표 8> 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자 반응

대표기업	소속기업							
	호재성 정보				악재성 정보			
	N	CAR3	t-값	z-값	N	CAR3	t-값	z-값
호재성 정보	133	0.009	2.08**	1.99**	56	-0.004	-0.62	-1.03
악재성 정보	49	0.020	2.89***	2.46**	55	-0.004	-0.65	-0.95
	N	CAR5	t-값	z-값	N	CAR5	t-값	z-값
호재성 정보	133	0.015	2.88***	2.65***	56	-0.012	-1.80*	-2.19**
악재성 정보	49	0.020	2.32**	2.20**	55	-0.001	-0.13	0.18

(*) 호재성(악재성) 정보는 당기 이익이 전기 이익보다 큰(작은) 경우를 나타냄. CAR3(5)는 t-1(t-2)일부터 t+1(t+2)일까지의 초과수익률의 합이며, t는 소속기업이 당해연도 중 최초로 실적관련 공정공시를 실시한 날을 나타냄. t-값은 CAR3(5)=0에 대한 t-test 결과이며, z-값은 Wilcoxon 검정 결과임. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 수준(양측 검정)에서 유의함을 나타냄.

14) 초과수익률은 실적정보 공시일 200일 전부터 20일 전까지의 180일의 기간에 대해 시장모형을 회귀분석하여 산출된 모수 값을 이용하여 산출하였다.

것으로 이해된다.

이질적인 사적 정보와 관련해서는 호재성 사적 정보를 보유한 대표기업이 자발적으로 공시하고 악재성 사적 정보를 보유한 소속기업이 자발적으로 공시한 경우에는 유의성이 다소 낮지만 CAR5에서 유의한 음(-)의 투자자 반응이 나타나 소속기업이 집단차원의 공시정책을 수용하면 기업 가치에 부정적인 영향을 미침을 알 수 있다. 따라서 소속기업은 개별기업 및 집단전체의 부를 증대시키기 위해 기업집단과 상이한 자발적 공시전략을 수립함으로써 가치 감소를 회피할 유인이 존재하며 이로 인해 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의하지 않은 관계가 나타난 것으로 판단된다.

이와 달리 악재성 사적 정보를 보유한 대표기업이 자발적으로 공시하고 호재성 사적 정보를 보유한 소속기업이 자발적으로 공시하는 경우의 투자자 반응은 유의한 양(+)의 값을 나타내어 기업 가치를 제고하기 위해 집단차원의 공시정책을 소속기업이 채택할 유인이 존재한다. 그러나 호재성 정보를 가진 소속기업은 대체로 자발적 공시 유인을 가지기 때문에 기업집단의 공시정책과 무관하게 자발적으로 공시할 가능성이 높으므로 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의하지 않은 관계가 관찰된 것으로 보인다. 그러나 유의하지 않은 관계는 호재성 정보를 차단하려는 집단차원의 공시 전략의 영향으로도 해석할 수 있으므로 이와 관련하여 향후 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

이상의 결과를 종합하면, 동질적인 사적 정보를 가지는 소속기업은 집단차원의 자발적 공시정책을 수용함으로써 최소한 기업 가치에 부정적인 영향을 미치지 않으며, 이질적인 사적 정보를 보유한 소속기업은 기업집단과 상이한 공시전략을 수립함으로써 기업 가치의 하락을 회피하고 있음을 알 수 있다.

이는 결국 소속기업의 자발적 공시전략이 개별기업 나아가 집단전체의 부를 증대시키는 방향으로 수립되고 있음을 보임으로써 자발적 공시측면에서 지배주주의 영향력이 존재한다는 증거를 추가한다.

5.3 대표기업의 자발적 공시여부에 따른 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자 반응

본 연구결과는 집단차원의 자발적 공시가 소속기업의 자발적 공시에 영향을 미치는 하나의 중요한 요소임을 보여준다. 이와 같이 기업집단의 자발적 공시가 소속기업의 자발적 공시에 중요한 영향을 미친다면 대표기업의 자발적 공시여부에 따라 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자의 반응은 상이하게 나타날 것이다. 이에 대한 분석결과는 <표 9>에 제시되어 있다.

먼저 대표기업과 소속기업이 모두 호재성 사적 정보를 보유한 경우를 살펴보면 대표기업이 자발적으로 공시한 경우에 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자 반응은 유의한 양(+)의 값을 나타내었지만 대표기업이 자발적으로 공시하지 않은 경우에 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자 반응이 유의하지 않음을 알 수 있다. 이는 대표기업의 자발적 공시여부에 따라 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자의 반응이 차별적임을 나타낸다. Hutton et al.(2003)에 따르면 추가적인 정보가 존재하는 경우 호재성 정보에 대한 투자자의 신뢰도가 높아진다. 따라서 <표 9>의 결과는 대표기업의 자발적 공시를 투자자들이 소속기업의 자발적 공시에 대한 추가적인 정보로 인식한 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 대표기업과 소속기업이 모두 악재성 사적 정보를 보유한 경우를 살펴보면 앞서 설명한 바와 같이 대표기업이 자발적으로 공시한 경우에 소속

〈표 9〉 대표기업의 자발적 공시에 따른 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자 반응

Representative Firm	Affiliates disclose good news(GN)						
	N	CAR3	t-값	z-값	CAR5	t-값	z-값
호재성 정보 공시	133	0.009	2.08**	1.99**	0.015	2.88***	2.65***
호재성 정보 미공시	29	-0.004	-0.65	-0.57	0.001	0.01	0.40

	Affiliates disclose bad news(BN)						
	N	CAR3	t-값	z-값	CAR5	t-값	z-값
악재성 정보 공시	55	-0.004	-0.65	-0.95	-0.001	-0.13	0.18
악재성 정보 미공시	27	0.014	1.67	1.44	0.015	1.74*	1.22

(*) 호재성(악재성) 정보는 당기 이익이 전기 이익보다 큰(작은) 경우를 나타냄. CAR3(5)는 t-1(t-2)일부터 t+1(t+2)일까지의 초과수익률의 합이며, t는 소속기업이 당해연도 중 최초로 실적관련 공정공시를 실시한 날을 나타냄. t-값은 CAR3(5)=0에 대한 t-test 결과이며, z-값은 Wilcoxon 검정 결과임. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 수준(양측 검정)에서 유의함을 나타냄.

기업의 악재성 실적정보에 대한 자발적 공시에 대해서는 투자자가 유의하게 부정적으로 반응하지는 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 집단차원의 자발적 공시가 투자자의 기대치를 하향조정하여 소속기업의 악재성 자발적 공시에 대해서는 유의하게 부정적인 반응을 나타내지 않는 것으로 해석될 수 있다.

이와 달리 대표기업이 자발적으로 공시하지 않는 경우에 소속기업이 악재성 실적정보를 자발적으로 공시하면 매우 약한 결과이기는 하지만 투자자가 긍정적으로 반응하는 것으로 나타났다. 집단차원에서 자발적 공시가 이루어지지 않으면 투자자의 기업집단 소속기업에 대한 불확실성이 높아지고 미공시에 대해서 악재성 정보를 보유하는 것으로 해석할 가능성 역시 커진다. Suijs(2007)에서 밝힌 바와 같이 경영자는 미공시로 인한 투자자의 부정적인 반응에 대한 위험이 높을 때만 자발적으로 공시하지 않음을 고려할 때 악재성 정보를 자발적으로 공시한 소속기업들에 대해 투자자들이 긍정적으로 평가할 가능성

이 존재한다. 이러한 영향으로 인해 〈표 9〉의 결과가 도출된 것으로 판단된다.¹⁵⁾

5.4 영업실적에 대한 전망과 관련한 공정공시를 이용한 분석

본 연구는 경영자의 사적 정보의 유무가 분석결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해 대부분의 경영자가 사적정보를 보유할 것으로 기대되는 실적정보를 대상으로 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계를 살펴보았다. 이러한 실적정보에는 매출액, 영업손익, 법인세비용차감전계속사업손익 또는 당기순손익 등에 대한 전망 또는 예측과 사업보고서, 반기보고서 및 분기보고서를 제출하기 이전의 당기 사업보고서 등과 관련된 매출액, 영업손익, 법인세비용차감전계속사업손익 또는 당기순이익 등이 포함된다. 그러나 대기기업인 경우 분기, 반기 및 사업보고서 제출 전 잠정실적을 주기적으로

15) 이와 더불어 투자자들이 자발적 공시 그 자체에 호의적인 반응을 보였을 가능성이 있으며, 공시로 인한 불확실성 제거가 투자자들로부터 긍정적인 추가 반응을 이끌어냈을 가능성도 존재한다(Patell, 1976).

제출하는 경우가 다수 존재함을 고려할 때 본 연구 결과가 이와 같은 잠정실적의 주기적인 발표에서 비롯될 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 상대적으로 비주기적으로 이루어지는 영업실적에

대한 전망과 관련한 공정공시 자료만을 이용하여 분석하는 경우에도 본 연구의 주된 결과가 유지되는지 여부를 추가적으로 분석한다. 이에 대한 분석결과는 <표 10>에 제시되어 있다. [패널 A], [패널 B]는

<표 10> 영업실적에 대한 전망과 관련한 공정공시를 이용한 분석¹⁶⁾

$$pEFFD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 JR_pEFFD_{i,t} + \beta_2 Mgmt_{i,t} + \beta_3 Foreign_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Growth_{i,t} + \beta_8 Vol_{i,t} + \beta_9 Horizon_{i,t} + \beta_{10} ExFin_{i,t} + \beta_{11} Analyst_{i,t} + \beta_{12} Big4_{i,t} + YD + \varepsilon_{i,t}$$

[패널 A] 가설1과 가설2

변수명	예상 부호	가설1		가설2			
		계수 값	z-값	(1) 대표기업_호재성		(2) 대표기업_악재성	
				계수 값	z-값	계수 값	z-값
<i>Intercept</i>		-7.860***	-3.59	-6.622***	-2.97	-8.221***	-2.82
<i>JR_pEFFD</i>	+	0.801***	2.74	0.972***	2.78	0.501	1.05
<i>Mgmt</i>	+/-	0.526	0.22	0.718	0.28	0.450	0.14
<i>Foreign</i>	+	0.013	0.68	0.010	0.58	0.005	0.19
<i>SIZE</i>	+	0.419***	2.66	0.407**	2.45	0.428*	1.90
<i>LEV</i>	+	-0.056	-0.38	-0.231	-1.42	0.084	0.47
<i>ROA</i>	+	1.249	0.53	1.844	0.54	-0.583	-0.24
<i>Growth</i>	+	0.478	1.06	0.232	0.36	0.779	1.35
<i>Vol</i>	+/-	0.093	0.50	0.129	0.60	-0.098	-0.34
<i>Horizon</i>	-	-0.386*	-1.91	-0.516**	-2.22	0.363	-1.28
<i>ExFin</i>	+	0.792**	2.04	0.899**	2.03	0.608	1.11
<i>Analyst</i>	+	0.158*	1.81	0.243**	2.34	0.092	0.74
<i>Big4</i>	+	-0.204	-0.22	-0.815	-0.81		
연도더미		포함		포함		포함	
Clustering		기업		기업		기업	
Pseudo R ²		0.169		0.220		0.146	
Chi ²		48.460		42.765		28.766	
표본수		605		345		248	

16) 로지스틱회귀분석의 특성상 종속변수와 더미변수인 독립변수가 일치하는 경우 통계분석 프로그램에 따라 해당 독립변수에 대한 결과가 제시하지 않는 경우가 있다. 예를 들어 non-Big4에서 감사받는 기업-연도 표본(Big4=0)들이 모두 영업실적 전망과 관련한 공정공시를 하지 않는 경우(pEFFD=0)가 이에 해당한다. 이러한 영향으로 인해 <표 10>과 <표 11>의 표본수는 앞서 제시한 <표 6>과 일치하지 않는 경우가 존재한다. 해당 변수인 Big4를 제외한 분석결과는 <표 10>과 질적으로 유사하나, [패널 B]의 모형 (2)의 유의성이 다소 감소하여 10%(단측검정)에서 유의한 것으로 나타났으며, <표 11>의 [패널 B]의 모형 (3)은 질적으로 동일한 결과를 나타냈다.

〈표 10〉 영업실적에 대한 전망과 관련한 공정공시를 이용한 분석 (계속)

[패널 B] 가설3

변수명	동질적인 정보				이질적인 정보			
	(1) 대표기업_호재성 & 소속기업_호재성		(2) 대표기업_악재성 & 소속기업_악재성		(3) 대표기업_호재성 & 소속기업_악재성		(4) 대표기업_악재성 & 소속기업_호재성	
	계수 값	z-값						
<i>Intercept</i>	-4.895*	-1.93	-8.936*	-2.16	-11.906**	-2.38	-6.596	-1.56
JR_pEFFD	0.894**	2.12	1.060*	1.66	1.007	1.39	-0.044	-0.06
<i>Mgmt</i>	0.032	0.01	0.902	0.26	1.207	0.28	-1.737	-0.30
<i>Foreign</i>	0.019	0.99	-0.018	-0.58	-0.038	-0.85	0.043	1.00
<i>SIZE</i>	0.289	1.59	0.528*	1.82	0.792***	2.62	0.225	0.74
<i>LEV</i>	-0.232	-1.18	0.218	1.07	-0.463	-1.15	0.031	0.09
<i>ROA</i>	0.847	0.23	0.817	0.21	-7.148	-0.75	-5.974	-0.81
<i>Growth</i>	-0.056	-0.07	1.748*	1.91	0.048	0.03	0.630	0.47
<i>Vol</i>	0.325	1.37	-0.587	-1.57	-0.579	-1.35	0.345	0.75
<i>Horizon</i>	-0.542**	-2.11	-0.191	-0.53	-0.335	-0.71	-0.948*	-1.86
<i>ExFin</i>	0.908	1.64	0.691	0.95	1.016	1.07	0.752	0.96
<i>Analyst</i>	0.226*	1.80	0.203	1.04	0.419**	2.11	0.136	0.71
<i>Big4</i>	-1.262	-1.28						
연도더미	포함		포함		포함		포함	
Clustering	기업		기업		기업		기업	
Pseudo R ²	0.185		0.174		0.372		0.244	
Chi ²	28.117		25.057		25.585		19.341	
표본수	224		137		114		111	

(*) 호재성(악재성) 정보는 당기 이익이 전기 이익보다 큰(작은) 경우를 나타냄. 소속기업과 대표기업의 이익 변동이 같은(다른) 방향인 경우에는 동질적인(이질적인) 정보로 분류됨. EFFD는 영업실적에 대한 전망과 관련한 공정공시 여부를 나타내는 변수이며, 기타 변수 정의는 〈표 3〉 참조. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 수준(양측 검정)에서 유의함을 나타냄. 표준오차는 기업에 대해 클러스터링 기법을 이용하여 산출함.

각각 가설 1과 2, 3에 대한 검정결과를 나타낸다.

〈표 10〉의 [패널 A]에서 확인할 수 있는 바와 같이 영업실적에 대한 전망 자료만을 자발적 공시로 이용한 경우에도 가설 1, 가설 2의 모형 (1)에서 JR_pEFFD에 대한 계수 값이 각각 0.801, 0.972로 1% 수준에서 유의한 것으로 나타나 경영자 예측 정보에 대해서도 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 관련성이 존재함을 확인할 수 있었

다. 이와 달리 가설 2의 모형 (2)에서 JR_pEFFD의 계수 값이 0.501로 유의하지 않은 것으로 나타나 본 연구의 주된 결과와 일관되게 대표기업이 악재성 정보를 보유하는 경우에는 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 관련성이 존재하지 않음을 확인할 수 있다. 한편 [패널 B]의 결과를 살펴보면 동질적인 정보인 모형 (1)과 (2)에서 JR_pEFFD의 계수 값이 0.894와 1.060으로 각각 5%와 10%

수준에서 유의한 것으로 나타나 동질적인 정보를 보유한 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 관련성이 존재하는 것으로 나타났으며, 이질적인 정보인 모형 (3)과 (4)에서는 유의하지 않은 관계가 존재하는 것으로 나타나 본 연구의 주된 결과와 유지됨을 알 수 있다. 이상의 결과는 본 연구결과가 잠정적인 실적정보의 주기적인 공시에 따라 영향 받지 않음을 의미하는 결과로 볼 수 있다.

5.5 공정공시 기간을 1~3월로 한정된 분석결과

대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시와의 관계를 보다 세밀하게 살펴보기 위해서는 기간에 대한 매칭(matching)이 필요할 수 있다. 왜냐하면 공정공시는 연중에 골고루 이루어지기 때문에 대표기업의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시가 유기적인 관계를 갖는다면 같은 대상기간에 대해서 자발적 공시가 행해져야 하기 때문이다. 이러한

〈표 11〉 1~3월의 공정공시 만을 이용한 분석¹⁶⁾

$$pEFD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 JR_pEFD_{i,t} + \beta_2 Mgmt_{i,t} + \beta_3 Foreign_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 Growth_{i,t} + \beta_8 Vol_{i,t} + \beta_9 Horizon_{i,t} + \beta_{10} ExFin_{i,t} + \beta_{11} Analyst_{i,t} + \beta_{12} Big4_{i,t} + YD + \varepsilon_{i,t}$$

[패널 A] 가설1과 가설2

변수명	예상 부호	가설1		가설2			
		계수 값	z-값	(1) 대표기업_호재성		(2) 대표기업_악재성	
				계수 값	z-값	계수 값	z-값
<i>Intercept</i>		-4.410***	-2.58	-4.706**	-2.44	-4.081*	-1.87
<i>JR_pEFD</i>	+	0.462*	1.76	0.684**	2.29	0.185	0.47
<i>Mgmt</i>	+/-	-4.347*	-1.83	-3.990	-1.52	-5.511*	-1.68
<i>Foreign</i>	+	0.036*	1.68	0.040*	1.77	0.030	1.23
<i>SIZE</i>	+	0.307**	2.24	0.287*	1.92	0.348**	2.04
<i>LEV</i>	+	-0.024	-0.15	0.014	0.06	-0.073	-0.42
<i>ROA</i>	+	5.397**	2.55	5.741*	1.85	4.305*	1.84
<i>Growth</i>	+	-0.530	-1.17	-1.387**	-2.47	0.356	0.57
<i>Vol</i>	+/-	-0.146	-0.99	-0.077	-0.47	-0.284	-1.28
<i>Horizon</i>	-	-0.286*	-1.68	-0.238	-1.24	-0.416**	-2.02
<i>ExFin</i>	+	0.219	0.86	0.227	0.67	0.216	0.58
<i>Analyst</i>	+	0.081	1.04	0.197**	2.10	-0.077	-0.75
<i>Big4</i>	+	0.274	0.41	0.126	0.15	0.532	0.83
연도더미		포함		포함		포함	
Clustering		기업		기업		기업	
Pseudo R ²		0.207		0.253		0.191	
Chi ²		60.655		51.641		49.415	
표본수		605		345		260	

〈표 11〉 1~3월의 공정공시 만을 이용한 분석 (계속)

[패널 B] 가설3

변수명	동질적인 정보				이질적인 정보			
	(1) 대표기업_호재성 & 소속기업_호재성		(2) 대표기업_악재성 & 소속기업_악재성		(3) 대표기업_호재성 & 소속기업_악재성		(4) 대표기업_악재성 & 소속기업_호재성	
	계수 값	z-값						
<i>Intercept</i>	-3.393	-1.39	-4.345	-1.46	-6.512**	-2.37	2.928	-0.91
<i>JR_pEFD</i>	0.795**	2.24	0.456	0.88	0.466	0.83	-0.982*	-1.65
<i>Mgmt</i>	-4.995*	-1.75	-3.642	-1.08	-3.784	-0.70	-15.826**	-2.13
<i>Foreign</i>	0.026	1.02	0.034	1.13	0.075*	1.81	0.028	1.01
<i>SIZE</i>	0.286	1.57	0.307	1.30	0.306	1.42	0.703**	2.32
<i>LEV</i>	0.048	0.17	0.156	0.81	-0.265	-0.98	-0.724**	-2.30
<i>ROA</i>	8.857**	2.44	4.016	1.23	-2.576	-0.53	1.191	0.21
<i>Growth</i>	-1.479**	-2.04	0.659	0.85	-2.010*	-1.90	-0.699	-0.71
<i>Vol</i>	-0.122	-0.57	-0.332	-1.11	-0.011	-0.04	-0.520	-1.32
<i>Horizon</i>	-0.466**	-2.00	-0.231	-0.99	0.403	1.20	-1.411**	-2.45
<i>ExFin</i>	0.238	0.52	-0.219	-0.41	0.261	0.46	0.834	1.44
<i>Analyst</i>	0.210*	1.89	-0.183	-1.24	0.252	1.58	-0.059	-0.33
<i>Big4</i>	-0.604	-0.63	0.976	1.03			-0.773	-0.86
연도더미	포함		포함		포함		포함	
Clustering	기업		기업		기업		기업	
Pseudo R ²	0.245		0.182		0.308		0.359	
Chi ²	36.807		26.015		36.041		24.310	
표본수	224		145		114		115	

(*) 호재성(악재성) 정보는 당기 이익이 전기 이익보다 큰(작은) 경우를 나타냄. 소속기업과 대표기업의 이익 변동이 같은(다른) 방향인 경우에는 동질적인(이질적인) 정보로 분류됨. 변수 정의는 〈표 3〉 참조. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 수준(양측 검정)에서 유의함을 나타냄. 표준오차는 기업에 대해 클러스터링 기법을 이용하여 산출함.

가능성을 고려하여 본 연구에서는 연간실적에 대한 자발적 공시가 이루어질 것으로 기대되는 1~3월로 공시기간을 국한하여 본 연구의 주된 분석을 다시 실시하였다. 이에 대한 분석결과는 〈표 11〉에 제시되어 있다. [패널 A], [패널 B]는 각각 가설 1과 2, 3에 대한 검정결과를 나타낸다.

〈표 11〉의 결과를 살펴보면 공정공시 기간을 1~3월로 국한한 경우에도 본 연구의 주된 분석이 대체

로 유지됨을 확인할 수 있다. 다만 [패널 B]에서 모형 (2)의 결과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 악재성 동질적 정보에 대해 지배주주의 영향이 존재하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 그러나, 해당 연도의 실적에 대한 자발적 공시가 서로 다른 기간에 발생했다고 해서 소속기업이 집단차원의 영향을 받지 않는다고 보기 어려우며, 주기적으로 공시되지 않는 영업실적 전망과 관련한 공정공시는

서로 다른 기간에 공시될 가능성이 충분히 존재하기 때문에 [패널 B]의 결과를 악재성 동질적 정보에 대한 해석으로 단정적으로 확정하기에는 어려움이 있다. 한편 모형 (4)의 결과는 10% 수준에서 유의한 것으로 나타나 대표기업이 악재성 정보를 자발적으로 공시할수록 소속기업의 호재성 정보에 대한 자발적 공시 가능성이 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 5.2절에서 언급한 바와 같이 호재성 정보를 차단하려는 집단차원의 공시 전략의 영향으로 해석될 수 있으므로 이에 대한 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

5.6 K-IFRS 기간 구분에 따른 분석결과

본 연구의 분석대상기간은 2009년부터 2012년으로 한국채택국제회계기준(이하 'K-IFRS') 도입이전과 도입이후 기간이 모두 포함된다. K-IFRS는 2009년과 2010년에 조기도입을 허용하였으며, 2011년에 전체 상장기업을 대상으로 전면 도입되었다. K-IFRS는 연결실체를 중심으로 공시하도록 요구하고 있음을 감안할 때 본 연구결과가 K-IFRS 도입여부에 따라 영향을 받았을 가능성도 존재한다. 별도의 표로 제시하지 않았지만 K-IFRS 도입기간을 구분하여 본 연구의 주된 분석을 재실시한 결과 K-IFRS 도입이전 기간에 가설 1에 대한 검증결과의 유의수준이 다소 낮아짐을 제외하고 나머지 주된 분석결과가 유지됨을 확인하였다.¹⁷⁾ 이는 본 연구결과가 K-IFRS 기간 구분에 따라 영향 받지 않음을 의미한다.

VI. 결론

본 연구는 기업집단 차원의 자발적 공시와 소속기업의 자발적 공시 간의 관계에 대하여 분석하였다. 구체적으로 기업집단 대표기업의 자발적 공시를 기업집단 자발적 공시의 대용치로 이용하여 기업집단 대표기업의 자발적 공시가 소속기업의 자발적 공시와 유의한 관계를 가지는지 여부를 분석하였다. 기업집단 소속기업의 경영자는 지배주주의 영향력으로부터 사실상 자유롭지 못하기 때문에 자발적 공시 측면에서도 지배주주의 영향력이 존재할 것으로 예상된다.

실증분석 결과 기업집단 대표기업의 자발적 공시가 소속기업의 자발적 공시와 유의한 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 이는 공시측면에서도 지배주주가 소속기업에 영향력을 행사하고 있음을 의미한다. 그러나 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간의 유의한 관계는 대표기업과 소속기업이 동질적인 사적 정보를 보유하는 경우에만 유지되는 것으로 나타나 집단차원의 자발적 공시전략을 소속기업이 항상 수용하는 것이 아님을 알 수 있다. 추가적으로 대표기업이 자발적으로 공시할 때 소속기업의 자발적 공시에 대한 투자자의 반응을 살펴본 결과 두 기업이 모두 호재성 사적 정보를 보유한 경우에는 유의한 양(+)의 투자자 반응이 나타나고, 악재성 정보를 보유한 경우에는 유의하지 않은 투자자 반응이 나타나 소속기업이 무조건적으로 집단차원의 자발적 공시전략을 수용하는 것이 아니라 자발적 공시가 개별기업에 미치는 효익과 비용을 고려하여 선택적으로 수용하고 있음을 알 수 있다.

17) K-IFRS 도입 이전의 분석결과에서는 10%수준(단측검정)에서 유의한 것으로 나타났다.

본 연구는 대표기업과 소속기업의 자발적 공시 간에 유의한 관계가 존재함을 보임으로써 집단차원의 자발적 공시전략이 소속기업의 자발적 공시에 유의한 영향을 미치는 중요한 한 요소임을 보여준다. 이러한 결과는 기업집단의 자발적 공시와 관련한 이해를 도울 것으로 기대된다. 또한 본 연구는 기업의 자발적 공시에 있어 기업집단 차원의 자발적 공시전략이 동질적인 사적 정보에 국한하여 영향을 미친다는 결과를 보임으로써 기업집단과 관련하여 공시규제를 수립하는 데 있어 사적 정보의 동질성을 고려할 필요성을 보여준다는 점에서 의의를 갖는다.

본 연구에서는 대표기업의 기업집단 내 중요성과 대표성을 고려하여 기업집단 공시정책의 대응치로 대표기업의 자발적 공시를 이용하고 있지만, 기업의 자발적 공시는 다양한 경제적 유인의 영향을 받기 때문에 이 변수가 지배주주의 영향을 제한적으로 반영할 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 향후에는 기업집단 공시정책을 보다 잘 반영할 것으로 기대되는 정교한 변수를 이용하여 집단차원의 공시정책과 소속기업의 자발적 공시 간의 관계를 살펴보는 후속연구가 필요할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 금융감독원(2002), 회계제도개혁방안.
- 금융감독원(2003), 회계 선진화 방안.
- 김지홍·장진호·여은정(2005), "공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응," **경영학연구**, 34(6), 1895-1915.
- 김효진·이기훈(2015), "계열광고회사 보유 및 지배주주의 지분율이 광고비지출에 미치는 영향," 한국국제회계학회 춘계국제학술발표대회 논문집(2015. 5), 517-544.
- 심호식·이문영·최종학(2010), "지분을 괴리도와 공시정보의 빈도 사이의 관계," **회계학연구**, 35(4), 39-74.
- 오원정·손성규(2006), "공정공시제도의 시행효과 및 공정공시제도를 통한 정보 제공여부와 기업특성에 관한 연구," **경영학연구**, 35(5), 1449-1478.
- 이원흠·최수미(2004), "공정공시제도 시행 이후 기업의 공시행태와 애널리스트의 투자 등급 정보효과 변화에 관한 연구," **증권학회지**, 33(1), 1-31.
- 정우성(2000), "경영자예측정보의 자발적 공시와 기업특성," **대한경영학회지**, 23, 113-142.
- 최정호·박종국(2006), "대규모기업집단의 소득이전과 외국인투자자의 모니터링," 한국회계학회 학술발표논문집, 2006권 2호.
- 한국회계연구원(2003), 기업회계기준서 공개초안 제03-17호 연결재무제표.
- Aboody, D., and R. Kasznik(2000), "CEO Stock Option Awards and the Timing of Corporate Voluntary Disclosures," *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 73-100.
- Admati, A., and P. Pfleiderer(2000), "Forcing Firms to Talk: Financial Disclosure Regulation and Externalities," *The Review of Financial Studies*, 13(3), 479-519.
- Arya, A., H. Frimor, and B. Mittendorf(2010), "Discretionary Disclosure of Proprietary Information in a Multi-Segment Firm," *Management Science*, 56(4), 645-658.
- Bae, K. H., J. K. Kang, and J. M. Kim(2002), "Tunneling or Value Added? Evidence from Mergers by Korean Business Groups," *Journal of Finance*, 57(6), 2695-2740.
- Bae, G. S., Y. S. Cheon, and J. K. Kang(2008), "Intragroup Propping: Evidence from the Stock-Price Effects of Earnings Announcements by Korean Business Groups," *Review*

- of Financial Studies*, 21(5), 2015-2060.
- Baek, J. S., J. K. Kang, and K. S. Park(2004), "Corporate Governance and Firm Value: Evidence from the Korean Financial Crisis," *Journal of Financial Economics*, 71, 265-313.
- Baek, J. S., J. K. Kang, and I. Lee(2006), "Business Groups and Tunneling: Evidence from Private Securities Offerings by Korean Chaebols," *Journal of Finance*, 61(5), 2415-2449.
- Baginski, S., and M. Hassell(1997), "Determinants of Management Forecast Precision," *The Accounting Review*, 72(2), 303-312.
- Beyer, A., C. Daniel, L. Thomas, and B. Walther (2010), "The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature," *Journal of Accounting and Economics*, 50 (2-3), 296-343.
- Botosan, C.(1997), "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital," *The Accounting Review*, 73(3), 323-349.
- Cheng, Q., and K. Lo(2006), "Insider Trading and Voluntary Disclosures," *Journal of Accounting Research*, 44(5), 815-848.
- Chang, S. J., and J. Hong(2000), "Economic Performance of Group-Affiliated Companies in Korea: Intragroup Resource Sharing and Internal Business Transactions," *The Academy of Management Journal*, 43(3), 429-448.
- Choi, J.H., and T.J. Wong(2007), "Auditor's Governance Functions and Legal Environments: An International Investigation," *Contemporary Accounting Research*, 24(1), 13-46.
- Claessens, S., S. Djankov, and L. Lang(2000), "The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations," *Journal of Financial Economics*, 58 (1-2), 81-112.
- DeFond, M.L., and C.W. Park(1999), "The Effect of Competition on CEO Turnover," *Journal of Accounting and Economics*, 27, 35-56.
- Dye, R. A.(1985), "Disclosure of Nonproprietary Information," *Journal of Accounting Research*, 23, 123-145.
- Dye, R. A.(1986), "Proprietary and Nonproprietary Disclosures," *Journal of Business*, 59(2), 331-366.
- Friedman, E., S. Johnson, and T. Mitton(2003), "Propping and Tunneling," *Journal of Comparative Economics*, 31, 732-750.
- 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*, 31(1), 405-440.
- Hope, O. -K., and W. B. Thomas(2008), "Managerial Empire Building and Firm Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 46(3), 591-626.
- Hutton, A. P., G. S. Miller, and D. J. Skinner(2003), "The Role of Supplementary Statements with Management Earnings Forecasts," *Journal of Accounting Research*, 41(5), 867-890.
- Johnson, S., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer(2000), "Tunneling," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 90, 22-27.
- Jung, W., and Y. K. Kwon(1988), "Disclosure when the Market is Unsure of Information Endowment of Managers," *Journal of Accounting Research*, 26, 146-153.
- Kasznik, R.(1999), "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, 37 (1), 57-81.
- Kim, B., K. Jung, I. J. Kim(2005), "Internal Funds

- Allocation and the Ownership Structure: Evidence from Korean Business Groups," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 25, 33-53.
- Kim, K. J.(2009), "Financial Reporting by Business Groups and the Market's ex ante Valuation of Tunneling: Evidence from Korean Chaebols," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 38(4), 575-610.
- Korajczyk, R., D. Lucas, and R. McDonald(1991), "The Effect of Information Releases on the Pricing and Timing of Equity Issues," *Review of Financial Studies*, 4, 685-708.
- Lanen, W. N., and R. E. Verrecchia(1987), "Operating decisions and the disclosure of management accounting information," *Journal of Accounting Research*, 25, 165-189.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm(1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *The Accounting Review*, 71, 467-492.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm(2000), "Voluntary Disclosure and Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hying the Stock?," *Contemporary Accounting Research*, 17(4), 623-662.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny(1988), "Management Ownership and Market Valuation An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, 20, 293-315.
- Myers, S., and N.S. Majluf(1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors do not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.
- Noe, C.(1999), "Voluntary Disclosures and Insider Transactions," *Journal of Accounting and Economics*, 27, 305 - 327.
- Patell, J. M.(1976), "Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock price Behavior: Empirical Tests," *Journal of Accounting Research*, 14(2), 246-276.
- Petersen, M.(2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, 22, 435-480.
- Sengupta, P.(1998), "Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt," *The Accounting Review*, 73(4), 459-44.
- Skinner, D.(1994), "Why Firms Voluntarily Disclose Bad News," *Journal of Accounting Research*, 32, 38-60.
- Skinner, D.(1997), "Earnings Disclosures and Stockholder Lawsuits," *Journal of Accounting and Economics*, 23(3), 249-283.
- Suijs, Jeroen(2007), "Voluntary Disclosure of Information when Firms are Uncertain of Investor Response," *Journal of Accounting and Economics*, 43, 391-410.
- Verrecchia, R. E.(1983), "Discretionary Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 5, 179-194.
- Verrecchia, R. E.(1990), "Discretionary Disclosure and Information Quality," *Journal of Accounting and Economics*, 12(4), 179-194.
- Verrecchia, R.E., and J. Weber(2006), "Redacted Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 44, 791-814.

The Relationship between Business Group's Voluntary Disclosure and Voluntary Disclosure of Affiliates

Hyun Ah Kim* · Seung Weon Yoo** · Seok Woo Jeong***

Abstract

This study investigates whether the voluntary disclosure of business group is related to affiliates' voluntary disclosure. Specifically, we examine whether the voluntary disclosures of representative firms are associated with those of affiliates. Considering the influence of controlling shareholders on the decision-makings of affiliates such as income transfer or mergers between affiliated firms and the importance of voluntary disclosure in firm value, controlling shareholders are expected to affect voluntary disclosure decision-making of affiliates. The first hypothesis of this study examines the effect of controlling shareholders on voluntary disclosure of affiliates by using the association of voluntary disclosure between representative firm and affiliates.

This association can be different depending on the private information of the business group because voluntary disclosure accompanies disclosure cost. Given that favorable information has lower disclosure cost, we expect that the association of voluntary disclosure between representative firms and affiliates is significant in the business group having favorable private information. We further examine whether the association between the voluntary disclosure of representative firms and that of affiliates is significant (insignificant) when they have same (different) private information.

Our empirical analyses use 605 firm-year observations listed on Korean stock exchange market and belonging to large business groups over 2009 to 2012. We use the fair disclosure of a representative firm in a group as the group voluntary disclosure. To control the effect of no private information on voluntary disclosure, we use earnings related fair disclosure because all

* Researcher, Institute for Business Research & Education, Korea University Business School, First Author

** Professor, Korea University Business School, Corresponding Author

*** Professor, Korea University Business School, Co-Author

companies are expected to have private information associated with earnings.

The empirical findings are summarized as follows. First, we find that the voluntary disclosures of representative firms are significantly associated with those of affiliates. Second, the association is significant when representative firms have favorable private information. Third, the association remains same when they both have same private information, but it is not significant when they have different private information. Our results suggest that controlling shareholders also affect the decision-making of voluntary disclosure, but affiliates selectively accept the voluntary disclosure strategy of the group considering its impact on their firms. In additional tests, we find that voluntary disclosure strategy of affiliates different from group disclosure policy also contributes to firm value, indicating the controlling shareholders' effect with respect to voluntary disclosure.

We believe our results help investors to understand the voluntary disclosure of the business group by identifying that the voluntary disclosure of the group is an important factor affecting that of affiliates. In addition to this, our results show that the homogeneity of private information plays a critical role in adopting the group voluntary disclosure policy.

Key words: Business group, Affiliate, Voluntary disclosure, Private information

-
- 저자 김현아는 현재 고려대학교 기업경영연구원에 재직 중이다. 고려대학교 정경대학 경제학과를 졸업하였으며, 동 대학원에서 경영학 석사 및 박사를 취득하였다. 박사 학위 취득 이전에 공인회계사로 삼일회계법인과 한국증권금융에서 근무하였으며, 주요연구분야는 기업지배구조, 회계감사 및 세무 등이다.
 - 저자 유승원은 현재 고려대학교 경영대학 회계학 전공 교수로 재직 중이다. 서울대학교 경영대학 및 대학원 경영학과를 졸업하였으며, 미국 위스콘신주립대학교에서 경영학 박사를 취득하였다. 주요 연구분야는 경영자 및 재무분석가의 이익예측과 공시, 감사, 경영자 인센티브 등이다.
 - 저자 정석우는 현재 고려대학교 경영대학 회계학 전공 교수로 재직 중이다. 고려대학교 경영대학 및 대학원 경영학과를 졸업하였으며, 미국 뉴욕주립대학교에서 경영학 박사를 취득하였다. 주요 연구분야는 재무분석가의 이익예측행위, 공시, 기업의 사회적 책임과, 회계 정보, 감사품질 등이다.