

정보비대칭과 합병기업의 규모효과*

나 영(주저자)

중앙대학교 경영경제대학 경영학부 교수
(*nayoung@cau.ac.kr*)

노희성(교신저자)

중앙대학교 일반대학원 회계학과 박사과정
(*nhs927@cau.ac.kr*)

.....

합병기업의 규모효과는 주식시장의 이상현상으로 현재까지 많은 연구들을 통해 그 원인을 분석하고 있다. 그러나 기업규모별 정보비대칭의 차이가 합병기업 규모효과에 미치는 영향에 대한 연구는 현재까지도 전무한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 합병기업의 규모효과가 존재하는지 살펴보고, 나아가 합병기업 규모효과의 주 원인을 정보비대칭으로 보고 기업규모별 그리고 소속시장별 정보비대칭의 차이가 합병기업 규모효과의 한 가지 원인으로 추가적인 설명이 가능한지 실증적으로 분석하였다.

본 연구는 2003년부터 2017년까지 한국거래소(KSE)에 상장된 기업 중 12월 말 결산법인을 대상으로 385개의 표본을 선정하였다. 종속변수인 누적평균초과수익률이 누적기간에 따라 가설검정결과에 차이가 존재하는지 살펴보기 위해 합병공시일 기준 총 6개의 누적기간을 설정하였다. 주요 관심변수인 기업규모는 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그 값과 합병기업의 소속시장으로 각각 구분하여 합병기업의 규모효과를 분석하였다. 정보비대칭 변수는 합병공시 전기 주가변동성과 주식거래량회전율로 설정하고 기업규모 변수와 결합하여 기업규모별 및 소속시장별 정보비대칭의 차이가 합병기업의 규모효과를 추가적으로 설명할 수 있는지 분석하였다.

연구결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기업규모를 합병공시 전기말 시가총액으로 설정한 분석에서는 합병기업을 대상으로 규모효과가 존재했지만 합병기업의 소속시장별 규모효과는 발견하지 못하였다. 또한 정보비대칭이 높은 소규모기업 및 코스닥기업일수록 합병공시에 따른 초과수익률이 높게 나타나 기업규모별 및 소속시장별 정보비대칭의 차이가 합병기업의 규모효과를 설명할 수 있는 한 가지 원인이 된다는 것을 발견하였다.

기업규모별 정보비대칭이 합병기업 규모효과의 원인이 되는지 분석한 본 연구의 결과는 다음의 시사점을 제시한다. 첫째, 2003년부터 2017년까지 합병기업의 규모효과가 국내 상장기업을 대상으로 나타나고 있다. 둘째, 주식시장의 이상현상인 합병기업의 규모효과가 기업규모별 및 소속시장별 정보비대칭의 차이에 의해 설명될 수 있다. 이는 기업규모 및 소속시장에 따른 정보비대칭의 차이가 합병기업의 규모효과를 발생시키는 주요 원인이라는 것을 시사한다. 본 연구결과는 합병기업의 규모효과를 연구하는 후속 연구자들에게 유용한 정보가 될 것으로 기대한다.

주제어: 합병기업, 규모효과, 시장반응, 정보비대칭

.....

1. 서론

기업의 합병은 기업을 둘러싼 내·외부 이해관계자들에게도 매우 중요한 이슈이다. 기업은 합병을 통

해 새로운 기술습득, 위험분산, 규모경제 실현 등의 긍정적인 시너지 효과를 일으킨다. 반대로 합병 이후 기업의 재무건전성 악화, 시장경쟁력 악화 등 기업에 부정적인 효과를 가져올 수도 있다. 이렇게 다양한 해석은 합병의 방법이나 종류에 따라 상이하게

최초투고일: 2018. 11. 23 수정일: (1차: 2019. 1. 28, 2차: 2019. 2. 15) 게재확정일: 2019. 2. 26

* 이 논문은 2019년도 중앙대학교 연구년 결과물로 제출됨. 심도있는 의견을 제공해주신 두분의 심사위원님께 감사드립니다. 본 연구는 교신저자 학위논문의 주요내용을 발췌하여 전체적으로 수정·보완 및 재작성한 것입니다.

나타난다.¹⁾ 이러한 차별적 효과는 기업별 정보비대칭에 의한 결과일 수도 있는데 시장에서 정보비대칭이 존재한다면 기업의 합병에 따른 가치평가가 투자자들 간에 차별적으로 나타난다.²⁾ 주식시장에서는 기업에 대한 투자자들간 정보에 차이가 존재할 수 있다. 실제로 주식시장에서 존재하는 정보비대칭은 투자자들의 역선택을 야기 시키며, 이로 인해 투자자들은 큰 손실을 부담할 수 있다. 또한 정보비대칭의 심화는 주식시장의 유동성에도 악영향을 끼쳐 시장에 심각한 문제를 일으킬 수 있다(Diamond and Verrecchia 1991; Leuz and Verrecchia 2000, 2003; Daske et al. 2008; Chung et al. 2016; Yang et al. 2017).

한편 이러한 정보비대칭은 기업의 규모에 따라 차이가 존재한다. Arbel and Strebel (1983), Barry and Brown(1984)에 따르면 주식시장에서 투자자들에게 소외된 소규모기업일수록 시장에서 이용가능한 정보가 적고 리스크가 더 크기 때문에 높은 초과수익률을 달성할 수 있다. 이장형과 최현돌(2004)은 국내기업을 대상으로 분석한 결과, 주식시장에서 소외기업효과가 나타나는 것을 검증하였다. 이처럼 정보비대칭은 기업규모에 따라 차이가 존재하며 이러한 차별적인 정보비대칭은 기업의 합병공시에 따른 시장반응에도 상이한 영향을 미친다(Moeller et al. 2007; Draper and Paudyal 2008; Cheng et al. 2016; Pessanha et al. 2016; Luybaert

and Caneghem 2017).

Moeller et al.(2004)의 연구에서부터 본격적으로 대두된 합병기업의 규모효과는 합병기업의 규모가 작을수록 합병공시에 따른 초과수익률이 더 높게 나타나는 시장이상현상으로 합병기업을 대상으로 규모효과가 나타남을 분석하였다. 그러나 Moeller et al.(2004)의 연구결과에서는 합병기업 규모효과의 원인에 대해 확실한 결론을 제시하지 못하였고, 이후 합병기업 규모효과의 구체적인 원인을 밝혀내기 위해 국내외에서 여러 연구들이 시도되어왔다. 하지만 다양한 선행연구들이 존재함에도 불구하고 합병기업의 규모효과를 기업의 규모별 정보비대칭과 관련지어 분석한 연구는 현재까지 전무한 실정이다. 이에 본 연구에서는 주식시장에서 기업규모별로 상이하게 존재하는 정보비대칭이 합병기업 규모효과의 원인으로 설명될 수 있는지 검증하고자 한다.³⁾

이를 위해 한국거래소(KSE)에 상장된 기업 중 12월 결산법인을 대상으로 합병공시를 한 385개 기업을 표본으로 선정하여 합병기업의 규모효과가 나타나는지 검증해보고자 한다. 나아가 기업규모별 정보비대칭의 차이가 합병기업 규모효과의 한 가지 원인으로 설명될 수 있는지 분석하고자 한다. 구체적으로 종속변수는 시장모형을 이용한 사건일 전후 5일간 총 6개의 누적평균초과수익률을 사용하였고, 독립변수인 기업규모는 합병공시 전기 말 시가총액의 자연로그값과 소속시장 기준으로 설정하였으며, 주

1) 나영과 임옥빈(2008)은 우호적 합병과 적대적 합병의 시장반응차이를 분석하였으며, 이성우(2012)는 다각화 합병과 비다각화 합병을 대상으로 합병공시에 따른 시장반응의 차이를 분석하였다. 그리고 이혜진과 서정원(2013)은 합병기업과 피합병기업을 구분하여 시장반응을 비교분석하였다. 이처럼 합병은 목적이나 대상에 따라 차별적인 시장반응으로 나타난다.

2) Moeller et al.(2007)은 기업의 형태와 거래방식에 따라 정보비대칭이 합병공시에 따른 초과수익률에 미치는 영향에 차이가 있으며 이는 투자자들의 다양한 의견에 의한 것이라고 주장하였다. 윤정선과 정무권(2009)의 연구에서는 기업가치에 대한 비대칭정보는 가치평가에 오류를 발생시키고 있다.

3) 선행연구에서는 재무비율, 피합병기업의 규모, 경영자과신, 지배구조 등을 이용하여 합병기업의 규모효과를 살펴보았지만(Offenberg 2009; Mark et al. 2014; 변진호와 안소림 2007; 송치승과 오승현 2010; 정지원 2014; 이관영 2016) 본 연구에서는 기업규모별 정보비대칭을 이용하여 합병기업의 규모효과를 설명하고자 한다.

요변수인 정보비대칭은 합병공시 전기 주가변동성과 주식거래량회전율로 설정하였다.⁴⁾

연구결과, 기업규모에서는 국내 합병기업을 대상으로 규모효과가 존재하는 것을 알 수 있었지만, 합병기업의 소속시장별 규모효과는 발견하지 못하였다. 또한 정보비대칭이 높은 소규모기업일수록 합병공시에 따른 초과수익률이 더 높게 나타났다. 이러한 결과는 합병공시 이전부터 기업의 내 외부 이해관계자 간 정보비대칭이 높은 기업일수록 시장에서 이용가능한 정보가 적어 합병공시에 따른 투자자들의 관심이 급격히 증가되고, 이 때문에 투자자들 간 합병기업에 대한 다양한 투자의견이 발생하여 강한 정보과급력이 나타난 결과로 볼 수 있다. 본 연구의 결과를 통해 합병기업의 규모효과가 존재하는 것을 알 수 있다. 나아가 정보비대칭이 높은 소규모기업일수록 합병공시에 따른 초과수익률이 높게 나타났다. 따라서 기업규모별 정보비대칭의 차이가 합병기업 규모효과의 원인으로 설명될 수 있다는 것을 시사하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I 장 서론에 이어, 제 II 장에서는 합병기업의 규모효과와 정보비대칭 및 소속시장별 정보비대칭에 대한 이론적 근거를 기술하였다. 제 III 장에서는 연구가설을 전개하고 제 IV 장에서는 연구모형과 변수정의, 표본선정 및 기술통계량을 다룬다. 제 V 장에서는 합병공시 전후 주가반응과 가설검정결과를 제시한다. 마지막으로, 제 VI 장에서는 연구의 요약과 결론을 기술하였다.

II. 이론적 배경

2.1 합병기업의 규모효과에 대한 선행연구

합병공시가 시장에서 어떠한 반응을 나타내는지 누적초과수익률을 이용한 연구는 현재까지도 활발히 진행되고 있다. 이러한 시장반응이 소규모 합병기업일수록 더 높은 초과수익률로 나타나는 합병기업 규모효과의 원인을 밝혀내고자 최근까지 국내외 많은 연구들이 진행되고 있다.

Moeller et al.(2004)은 미국합병기업을 대상으로 주식시장에서 규모효과가 나타남을 검증하였다. 특히, 규모가 작은 기업일수록 양(+)의 수익률이 나오는 반면, 규모가 큰 기업의 합병에서는 음(-)의 수익률이 나타나고 있다. 이러한 규모의 차이는 합병거래방법과 재무비율 등을 이용하여 원인을 밝히려 하였지만 구체적으로 제시하지는 못하였다. Offenber(2009)는 대규모기업의 경영자는 소규모기업의 경영자보다 개인의 보상을 위한 경영활동으로 합병을 선호한다고 주장하였다. 이 때문에 대규모 기업일수록 주주의 부가 훼손되어 합병기업의 규모효과가 나타난다. Goldie(2014)에 따르면 소규모기업은 합병이후에도 대규모기업에 의한 합병대상이 될 가능성이 높다. 이로 인해 소규모기업은 주식시장에서 투자자들에게 추가적인 합병의 기대감을 증가시키고, 이는 긍정적인 시장반응으로 이어지고 있으며, 이러한 이유로 합병기업의 규모효과가 나타

4) 본 연구에서는 선행연구와 동일하게 정보비대칭의 대응치로 주가변동성(일별주식수익률의 표준편차)과 거래량회전율을 사용하였다. 정보비대칭이 큰 기업은 정보의 과급력이 강하게 나타나 주가변동성이 크게 나타날 것이며, 유동성이 낮은 기업은 투자자들에게 소외되어 있는 기업일 가능성이 높고, 시장에서 이용가능한 정보가 적어 이해관계자들 간 정보의 비대칭이 심화될 것이다(Arbel and Strebel 1983; Barry and Brown 1984; Leuz et al 2000; Moeller et al. 2007; Zhu et al. 2014; Koerniadi et al. 2015; 이장형과 최현돌 2004; 이치송 2009; 김지희 외 2016).

난다고 주장한다. Mark et al.(2014)은 합병기업의 규모효과는 국가별 지배구조수준과 관련성이 존재할 것으로 보고 국가별 지배구조수준을 이용하여 규모효과를 밝혀냈다. 지배구조수준이 낮은 국가의 기업이 높은 국가의 기업의 합병에 의한 수익률보다 더 높은 것으로 나타났다. 또한 지배구조수준이 낮은 국가의 기업은 기업의 합병 이전부터 추가수익률의 증가가 나타나고 있다. 이는 지배구조수준이 낮은 국가의 기업일수록 정부와 결탁할 가능성이 높다는 것이다.

변진호와 안소림(2007)은 국내합병기업을 대상으로 Moeller et al.(2004)의 연구와 마찬가지로 합병기업의 규모효과가 존재하는지 분석하였다. 연구결과, 합병기업의 규모효과를 발견하였지만 합병형태나 재무성과와는 유의한 값을 찾아내지 못하여 합병기업 규모효과의 구체적인 원인을 밝혀내지 못하였다. 송치승과 오승현(2010)에 따르면 합병기업뿐만 아니라 피합병기업에서도 규모효과가 존재한다. 이 때문에 피합병기업의 규모를 통제한 후 합병기업의 규모효과를 분석해야 한다고 주장한다. 연구결과, 피합병기업에서도 합병기업의 규모효과가 나타났지만 피합병기업의 규모를 통제한 후 합병기업의 규모효과를 분석한 결과에서는 규모효과가 사라진 것을 발견하였다. 반면, 피합병기업의 규모효과는 합병기업의 규모를 통제한 후에도 존재하는 것으로 나타났다. 결론적으로 합병기업의 규모효과는 피합병기업의 규모를 고려하여 분석해야 한다는 것이다. 김병진과 정진영(2014)은 합병기업의 규모 효과를 부채비율과 연관지어 분석하였다. 연구결과, 부채비율이 높은 기업일수록 합병기업의 규모효과가 크게 나타나고 있으며, 부채비율이 낮을수록 합병공시에 따른 초과수익률이 낮게 나타나고 있다. 즉, 부채비율이 합병기업 규모효과의 원인이 될 수 있다는 것이다.

정지원(2014)은 경영자과신가설과 투자자과잉반응가설이 합병기업 규모효과의 원인이 되는지 분석하였다. 경영자과신은 합병공시에 따른 초과수익률과 유의성이 존재하였지만 기업규모에 따른 차이는 발견하지 못하였다. 반면, 투자자과잉반응과 합병기업 규모효과에 대한 분석에서는 기업 규모가 클수록 초과수익률이 높게 나타났다. 이와 같이 경영자과신가설과 투자자과잉반응가설로는 합병기업의 규모효과를 설명하기 어려웠다. 김병진과 정진영(2016)의 연구에서는 국가간 합병에서 규모효과가 나타나는지 분석하였다. 연구결과, 국가간 합병에서 소규모기업일수록 합병공시에 따른 초과수익률이 더 높게 나타나 합병기업의 규모효과를 제시하였다. 그러나 이러한 결과는 정보의 제한이 큰 국가간 합병에서 소규모기업일수록 유리한 합병비율을 형성하고자 하기 때문에 나타나는 현상이라고 주장하고 있다.

이관영(2016)은 코스닥합병기업의 규모효과의 원인을 기업규모별 지배구조수준으로 제시하였다. 연구결과, 기업규모에 따라 지배구조수준은 유의한 차이가 존재하지만 소규모기업그룹에서는 지배구조수준과 합병공시에 따른 초과수익률 간에 유의한 관계를 찾아볼 수 없었다. 반면, 대규모기업그룹에서는 지배구조수준이 낮을수록 합병공시에 따른 초과수익률이 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기업의 지배구조를 위한 과도한 감시가 시장에서는 부정적으로 인식되기 때문에 합병기업의 규모효과로 나타나고 있다.

2.2 합병기업의 정보비대칭에 대한 선행연구

Hubbard and Palia(1999)의 연구에서는 주식 시장에서 정보비대칭이 큰 기업일수록 내부 자본을 이용한 이익창출이 높게 나타난다. 자본구조가 양호

한 기업이 부실한 기업을 인수하는 경우에 합병공시에 따른 초과수익률이 가장 높았다. Moeller et al. (2007)은 투자자들 사이에 존재하는 정보비대칭에 의해 합병공시에 따른 초과수익률이 차별적으로 나타날 수 있다고 주장한다. 이러한 정보비대칭은 합병기업의 유형이나 합병거래방법에 따라 차이가 존재하며, 정보비대칭이 높은 기업일수록 합병공시에 따른 초과수익률에 부정적인 영향을 미칠 것으로 보았다. 그러나 정보비대칭과 합병공시에 따른 초과수익률은 혼재된 결과로 나타났다. 이는 기업의 유형과 거래방법에 따라 정보비대칭이 합병공시에 따른 초과수익률에 미치는 영향에 차이가 있지만 정보비대칭으로 인한 투자자들의 일치되지 않는 다양한 기업가치평가에 기인하고 있다.

Draper and Paudyal(2008)은 높은 정보비대칭으로 인해 시장에서 저평가된 기업일수록 합병을 통해 투자자들의 관심을 끌어 주가를 재평가 한다고 주장한다. 실증결과에서도 합병이후 주가가 저평가된 기업이 더 높은 초과수익률을 달성하는 것으로 나타났다. Croci et al.(2012)의 연구에서는 피합병기업의 정보비대칭이 높을수록 합병프리미엄에 대한 지불이 과도하게 나타나 합병공시에 따른 시장반응을 악화시킨다. Cheng et al.(2016)의 연구에서도 시장에서 피합병기업의 정보비대칭이 심각할수록 합병프리미엄이 높게 발생하기 때문에 높은 초과수익률로 이어지고 있다. 이러한 현상은 합병기업의 의사결정자가 정보비대칭으로 인한 정보분석의 미흡에도 불구하고, 경영자의 과신으로 인해 성공적인 합병의 시너지효과를 기대하기 때문이다.

양철원 외(2008)는 정보비대칭성이 합병에 어떠한 영향을 미치는지 제조 상장기업을 대상으로 분석하였다. 정보비대칭성이 높을수록 기업규모가 작고, 신용등급, 잉여현금흐름비율, 부채비율이 낮은 반면

에 투자비율은 높은 것으로 나타났다. 즉, 정보비대칭성이 큰 기업은 주로 규모가 작은 성장단계의 기업으로서 자본상태가 부실하고 부채비율이 높기 때문에 내부자본시장을 형성할 유인이 크다고 분석하였다. 윤정선과 정무권(2009)에 따르면 주가가 과대평가된 기업일수록 합병시너지와 상관없이 합병을 실시하려는 유인이 있지만 그렇지 않은 기업은 시너지효과가 높은 경우에만 합병을 실시하려고 한다. 따라서 주식시장에서 과대평가된 기업은 합병공시이후 추가급락으로 나타난다. 반대로 과대평가되지 않은 기업은 합병공시이후 추가상승이 나타날 것으로 보았다. 연구결과, 과대평가되지 않은 기업은 합병공시이후 유의적으로 높은 초과수익률이 나타났지만 과대평가된 기업은 합병공시이후 주가가 급락하는 현상이 나타났다.

2.3 소속시장별 정보비대칭에 대한 선행연구

이치송(2009)은 코스닥시장과 코스피시장의 비대칭적 변동성을 분석하였다. 변동성을 측정하기 위해 거래량과 주가변동성을 이용하였는데 코스닥시장에서 비대칭적 변동성이 크게 나타났다. 이는 코스닥 시장일수록 정보비대칭이 높아 시장에서 발생하는 정보의 파급력이 강하기 때문이다. 고강석(2012)에 따르면 주식시장별로 상장된 기업들의 규모나 산업구분, 기업지배구조에 차이가 존재한다. 이러한 차이로 인해 주식시장을 구분하여 시가효과를 분석하였다. 종가는 일별수익률에 비해 높은 양(+)의 값이 나왔으며, 시가는 일별수익률에 비해 낮은 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 현상은 코스닥시장에서 더 뚜렷히 크게 나타났다. 즉, 코스닥시장은 코스피시장에 비해 개인투자자들의 거래비중이 높기 때문에 시가효과가 크게 나타나는 것에 기인한다.

박애영(2014)의 연구에서 코스닥기업은 소유와 경영이 집중되어있는 기업지배구조를 형성하고 있기 때문에 기업에 불리한 횡령공시와 같은 정보는 최대한 제한하려는 모습을 보인다. 이로 인해 시장에서 심각한 정보비대칭이 발생할 수 있는 것이다. 연구결과, 오히려 횡령공시를 충실히 실시한 기업일수록 공시이후 정보비대칭이 감소하였다. 또한 내부회계관리제도의 개선노력을 한 기업일수록 횡령공시 이후 정보비대칭이 더욱 감소하는 것으로 나타났다. 이는 기업의 충실한 공시와 내부회계관리제도의 개선이 정보비대칭을 완화시킬 수 있는 결과로 볼 수 있다. 전형철과 형남원(2016)은 외국인 투자자들의 매매정보가 주식시장에서 정보비대칭을 낮추는 역할을 하는지 분석하였다. 연구결과, 외국인 보유 비율과 시가총액이 높은 기업일수록 외국인 투자자들의 매매정보가 정보비대칭을 완화시키는 것으로 나타났다. 반면, 외국인 지분율과 시가총액이 낮은 기업에서는 정보의 비대칭성이 높게 나타났다. 이는 개인 투자자들이 외국인 투자자들의 매매정보를 투자결정에 참고하는 것으로 판단된다. 특히, 외국인 지분율이 높은 기업일수록 외국인 투자자들의 매매정보가 정보비대칭을 낮춰주는 역할을 한다. 엄재하(2017)는 기업분할공시에 따른 초과수익률이 코스닥기업과 코스피기업간에 차별적으로 존재하는 정보비대칭에 의해 차이를 나타내는지 살펴보았다. 연구결과, 두 시장 모두 공시 이전부터 주가상승이 나타나지만 정보비대칭이 높은 코스닥기업의 초과수익률이 이전부터 더 높게 나타났다. 이는 부실한 기업지배구조수준에 의한 정보유출의 결과로 볼 수 있다.

2.4 본 연구와 선행연구와의 차별성

합병기업 규모효과의 원인을 밝혀내고자하는 연구

들은 최근까지 꾸준히 진행되어오고 있다. 선행연구를 통해 한국 자본시장에서도 합병기업의 규모효과가 존재하며, 기업의 정보비대칭이 합병공시에 따른 초과수익률에 영향을 미친다는 것도 알 수 있다 (Hubbard and Palia 1999; Moeller et al. 2007; Draper and Paudyal 2008; Croci et al. 2012; Cheng et al. 2016; Luybaert and Caneghem 2017; 양철원 외 2008; 윤정선과 정무권 2009). 주식시장에서는 투자자들에게 소외된 정보비대칭이 높은 소규모기업일수록 높은 초과수익률이 나타난다(Arbel and Strebel 1983; Barry and Brown 1984; 이장형과 최현돌 2004). 한편, 코스피시장과 코스닥시장 간에 차별적인 정보비대칭이 존재하고, 이로 인해 주가에 미치는 영향에 차이가 존재한다(이치송 2009; 고강석 2012; 박애영 2014; 전형철과 형남원 2016; 엄재하 2017).

이러한 선행연구들을 종합해 보았을 때, 기업규모별 정보비대칭이 합병기업 규모효과의 주요원인이 될 수 있음을 예상해 본다. 동시에 기업규모별 정보비대칭이 합병기업 규모효과에 미치는 영향에 대한 연구는 현재까지 전무한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 합병기업의 규모효과를 연구한 선행연구와 차별적으로 기업규모별 정보비대칭이 합병기업 규모효과의 주원인으로 설명할 수 있는지 실증적으로 분석해보고자 한다. 또한 기업의 소속시장에 따른 차이점은 기업기배구조수준, 정보비대칭 등이 있지만 특히 기업규모에서 분명한 차이를 보일 것으로 예상된다. 이 때문에 선행연구들에서 주로 사용되는 기업규모 측정치인 합병공시 전기말 시가총액 이외에도 소속시장별로 기업규모를 구분하였을 때에도 합병기업의 규모효과가 동일하게 나타나는지 분석하고자 한다.

본 연구에서는 종속변수인 누적평균초과수익률은 합

병공시일을 기준으로 하여 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5) 총 6개 기간으로 설정하여 분석한다. 이렇게 종속변수를 누적기간별로 구분한 이유는 기업의 합병공시가 시장에 미치는 영향이 날짜별로 차이를 있을 것으로 예상하기 때문이다. 이렇게 단기적인 기간으로 설정한 이유로 합병공시 이후 장기적 누적평균초과수익률은 기업의 합병공시 이외에도 다양한 유인들에 의한 변동이 발생할 수 있기 때문에 장기간이 아닌 단기간의 누적평균초과 수익률로 설정하였다. 주요 관심변수인 정보비대칭의 대용치는 주가변동성(일별주식수익률의 표준편차)과 일별주식거래량회전율의 평균값으로 측정하였다.

III. 가설전개

3.1 합병기업 규모효과

기업의 합병공시는 주식시장에서 중요한 이슈이며, 이러한 정보의 공시는 시장에서 긍정적인 반응으로 이어진다. 또한 시장반응도 기업의 규모별로 유의한 차이가 존재한다. 이처럼 합병공시기업을 대상으로 시장이상현상의 일종인 규모효과가 나타난다는 다수의 국내외 선행연구들이 존재하며(Moeller et al. 2004; Offenber 2009; Mark et al. 2014; 변진호와 안소림 2007; 정지원 2014; 이관영 2016 등), 합병기업 규모효과의 원인을 밝혀내기 위해 기업재무변수, 경영자과신과 과잉투자, 그리고 기업지배구조 등의 다양한 유인들을 이용하여 분석하였다.

먼저 Moeller et al.(2004)은 기업의 재무변수를 이용하여 규모효과의 원인을 분석하였으며, Offenber(2009)와 Mark et al.(2014)은 기업지배구조를 이

용하여 합병기업 규모효과의 발생이유를 설명하였다. 변진호와 안소림(2007)은 Moeller et al.(2004)의 연구에서 사용된 재무비율을 이용하여 국내에서도 합병기업의 규모효과가 존재하는지 분석하여 그 원인을 찾고자 하였다. 정지원(2014)은 경영자과신과 과잉투자를 합병기업 규모효과의 원인인지 살펴 보았으며, 이관영(2016)은 코스닥기업을 대상으로 기업지배구조별 합병기업의 규모효과를 분석하였다. 이와 같이 합병기업의 규모효과는 다양한 유인들에 의해 존재원인을 설명할 수 있으며, 표본의 기간이나 선정방법이 동일하지 않더라도 주식시장에서 지속적으로 존재하는 것을 알 수 있다.

한국 자본시장의 코스피시장과 코스닥시장은 기업 규모면에서 상당한 차이가 존재한다. 코스피시장은 한국의 대표적 대기업들이 대부분 상장되어 있는 반면, 코스닥시장에서는 중소벤처기업 또는 코스피시장에 진입하기엔 규모가 작은 기업들이 대부분이다. 이처럼 코스피시장 소속기업과 코스닥시장 소속기업은 기업규모에 차이가 존재하기 때문에 소속시장에 따라 합병기업의 규모효과를 측정하는 것이 중요하다. 이치송(2009)과 박애영(2014)에 따르면 뉴스 충격에 의한 주가변동성은 코스닥시장에서 더 크게 나타난다. 또한 고강석(2012)과 전형철과 형남원(2016)의 연구에 따르면 코스닥기업의 경우, 일부 개인투자자들에 의해 주가변동이 크게 나타날 수 있지만 코스피기업은 정보 분석이 뛰어난 기관이나 외국인투자자의 비중이 높기 때문에 정보비대칭이 낮아 주가변동성이 크게 나타나지 않았다. 따라서 코스피시장과 코스닥시장은 특정 정보의 시장 파급력에 차이가 존재할 것이며, 이는 기업의 합병공시 때에도 시장별로 상이한 주가반응으로 나타날 가능성이 있음을 시사하고 있다.

이와 같이 국내외 선행연구들을 통해 다양한 유인

들에 의해 합병기업의 규모효과가 나타난다. 일반적으로 규모가 작은 소규모기업이나 코스닥시장의 기업일수록 기업지배구조 및 정보비대칭 등에 의해 정보의 파급력이 크게 발생한다. 이에 따라 합병기업을 대상으로 규모별 정보에 대한 파급력 차이 여부가 존재하는지 살펴보는 것이 중요하다. 즉, 선행연구들에서 검증된 합병기업의 규모효과가 본 연구를 통해 동일하게 나타나는지 재검증할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 합병기업의 규모효과가 나타나는지 검증하고, 추가적으로 기업규모를 소속시장별로 구분하여 합병기업의 규모효과가 나타나는지 살펴보기 위해 [가설1]을 전개하고자한다.

가설 1: 기업규모 및 소속시장별 합병공시에 따른 시장반응

가설 1-1: 합병공시에 따른 시장반응은 기업규모가 작을수록 더 긍정적인 것이다.

가설 1-2: 합병공시에 따른 시장반응은 코스닥 기업일수록 더 긍정적인 것이다.

3.2 합병기업 규모효과와 정보비대칭

주식시장에서 정보비대칭이 높으면 기업의 이해관계자들 사이에 기업가치에 대한 인식 차이가 심화되고, 이는 주가변동성이 커지는 원인이기도 하다. 또한 정보비대칭이 높은 기업은 투자자들이 적정주가를 판단하기 쉽지 않다. 이 때문에 올바른 투자결정을 하기 어려워 시장참여의 감소로 이어진다. 반면에 정보비대칭이 낮은 기업은 투자자들이 상대적으로 공정한 가격으로 투자할 수 있기 때문에 투자가 활발해지고 유동성의 증가로 이어진다. 따라서 기업이 합병공시를 할 때, 상대적으로 정보비대칭이 높

은 기업에 대해서는 정확한 분석이 어렵기에 투자자들이 투자를 회피하게 된다.

Arbel et al.(1983)의 연구에서는 주식시장에서 정보가 적고 투자자들에게 소외되어 거래량이 낮은 기업일수록 높은 초과수익률을 보인다. Barry and Brown (1984)은 주식시장에 존재하는 규모효과는 기업에 대한 이용가능한 정보의 차이와 관련이 있다고 주장한다. 그리고 Diamond and Verrecchia (1991)의 연구에서는 정보비대칭이 존재하면 투자자들의 역선택이 발생하기 때문에 유동성이 감소한다고 주장한다. 김선호(2001)의 연구에서는 기업에 대한 정보량 차이가 주가수익률에 영향을 미치고 있으며, 이장형과 최현돌(2004)은 국내 주식시장에서도 소외기업효과가 동일하게 나타난다고 주장하였다. 또한 기업의 내·외부 이해관계자간 발생하는 정보비대칭의 차이는 코스피시장과 코스닥시장으로 구분하여 분석한 경우에도 유의한 차이가 존재하며, 상대적으로 기업규모가 작은 코스닥기업일수록 정보비대칭이 높게 나타났다. 이러한 원인은 정보비대칭에 의한 정보파급력이 강하게 나타나기 때문이다(이치송 2009; 고강석 2012; 박애영 2014; 전형철과 형남원 2016; 엄재하 2017).

합병기업을 대상으로 Moeller et al.(2007)은 합병공시에 따른 초과수익률에 영향을 미치는 정보비대칭은 투자자들간 정보해석의 차이로 인해 나타난다고 주장한다. Draper and Paudyal(2008)은 높은 정보비대칭으로 인해 시장에서 저평가된 기업일수록 합병을 통해 투자자들의 관심을 끌어 주가를 재평가 한다고 주장한다. Croci et al.(2012)과 Cheng et al.(2016)은 시장에서 피합병기업의 정보비대칭이 심각할수록 합병프리미엄이 높게 발생하기 때문에 높은 초과수익률로 이어진다고 주장하였다. Luypaert and Caneghem (2017)에 따르면

합병기업의 정보비대칭이 높을수록 시장에서 단기적으로 과대평가될 가능성이 높아진다. 양철원 외(2008)의 연구에서는 성장단계의 소규모 기업으로 자본상태가 부실한 합병기업일수록 정보비대칭이 높고 합병공시에 따른 초과수익률이 높다고 하였다. 윤정선과 정무권(2009)에 따르면 주가가 과대평가된 기업일수록 합병시너지와 상관없이 합병을 실시하려는 유인이 있기 때문에 시장에서 과대평가된 기업일수록 합병공시이후 단기간 긍정적인 시장반응을 보이지만 이후 추가급락으로 나타난다.

다시 말해 시장에서 투자자들에게 소외되어 이용가능한 정보가 적은 소규모기업일수록 투자자들은 한정된 정보를 이용하여 투자자의사결정을 해야 한다. 이 때문에 소규모기업은 합병에 대해 다양한 투자 의견이 존재할 수 있으며, 시장에서 합병공시의 정보 과급력이 대규모기업에 비해 강하게 나타난다. 즉, 합병공시에 따른 추가반응이 대규모 기업보다 높게 나타날 것이다. 이와 같이 기업규모별 정보비대칭이 합병공시에 따른 초과수익률에 미치는 영향은 기업규모를 코스피기업과 코스닥기업으로 구분한 경우에도 그 차이가 유의하게 나타날 것이다. 따라서 본 연구에서는 기업규모별 정보비대칭이 합병기업의 규모효과를 발생시키는지 살펴보고, 기업규모를 소속시장으로 구분한 경우에도 합병기업의 규모효과가 동일하게 나타나는지 살펴보기 위해 [가설2]를 전개하고자 한다.

가설 2: 기업규모 및 소속시장별 정보비대칭이 합병공시에 따른 시장반응

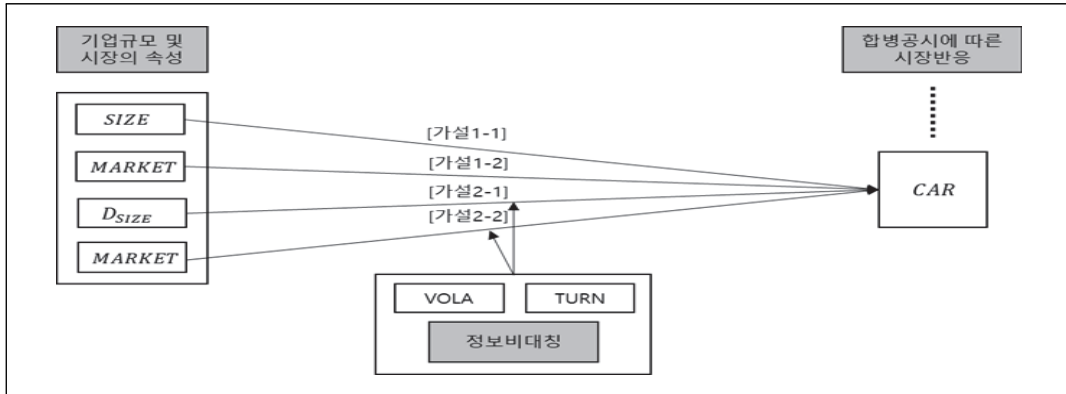
가설 2-1: 정보비대칭(주가변동성, 주식거래량회전율)이 높은 소규모 합병기업일수록 합병공시에 따른 시장반응은 더

긍정적일 것이다.

가설 2-2: 정보비대칭(주가변동성, 주식거래량회전율)이 높은 코스닥 합병기업일수록 합병공시에 따른 시장반응은 더 긍정적일 것이다.

3.3 연구모형의 도해

본 연구에서는 첫 번째 [가설1]로 합병기업의 규모효과가 존재하는지 검증해보고자 한다. 나아가 두 번째 [가설2]로 합병기업의 시장규모별 정보비대칭이 합병기업 규모효과와 원인으로 설명될 수 있는지 분석하고자 한다. [가설1]의 검정을 위하여 종속변수는 합병공시일을 기준으로 한 누적평균초과수익률(CAR)을 사용하였다. 기업규모(SIZE)는 합병전기 시가총액의 자연로그 값으로 측정하며, 시장별로 코스닥기업이면 1인 더미변수(MARKET)를 독립변수로 설정하였다. 그리고 난 후, [가설2]인 합병기업의 규모별 정보비대칭이 합병기업 시장규모효과와 원인으로 설명되는지를 분석하기 위하여 종속변수는 [가설1]과 동일하게 설정하였다. 기업규모는 합병전기 시가총액의 중위수 이하이면 1인 더미변수(D_{SIZE})로, 그리고 코스닥기업이면 1인 더미변수(MARKET)로 설정하였다. 정보비대칭변수는 합병전기 일별주식수익률의 표준편차인 주가변동성(VOLA)과 주식거래량회전율(TURN)을 사용하였다. 이를 근거로 [가설1]과 [가설2]를 통한 연구모형의 흐름의 도해는 <그림 1>과 같다.



* 변수정의는 다음과 같다. CAR = 합병공시일 기준 사건기간동안의 누적평균초과수익률; SIZE = 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그 값; MARKET = 코스닥기업이면 1, 그렇지 않으면 0; D_{SIZE} = 합병공시 전기말 시가총액 순위수 이하이면 1, 그렇지 않으면 0; VOLA = 주가변동성(합병공시 전기말 일별주식수익률의 표준편차); TURN = 주식거래량회전율(일별주식거래량의 평균/전체발행주식수)

〈그림 1〉 합병기업의 규모효과와 시장규모별 정보비대칭에 대한 시장반응의 도해*

IV. 연구모형

4.1 [가설1]의 검정모형

본 연구에서는 합병기업의 규모효과가 존재하는지 분석해보기 위해 모형(1-1)과 모형(1-2)를 사용하여 [가설1]을 검정해보고자 한다. 종속변수는 합병공시일을 기준으로 5일전부터 5일후까지의 누적평균초과수익률(CAR)이며, 선행연구들과 차별적으로 누적기간별 차이가 존재하는지 분석해보고자 총 6개의 누적기간을 설정하였다.⁵⁾ [가설1-1]의 주요 관심변수는 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그값으로 설정한 기업규모(SIZE)이다. [가설1-2]의 주요 관심변수는 코스피기업과 코스닥기업을 구분한 시장

규모 더미변수(MARKET)이다.

합병기업의 규모효과는 기업이 합병공시를 통해 나타나는 초과수익률이 기업의 규모가 작을수록 더 높게 나타난다는 것으로서 본 연구에서는 기업의 규모가 작을수록 합병공시에 따른 초과수익률이 더 높을 것으로 예상한다. 따라서 SIZE의 계수값을 유의한 음(-)으로 예상한다. 또한 기업규모를 코스피기업과 코스닥기업으로 구분한 경우에도 합병기업의 규모효과가 동일하게 나타날 것으로 예상하기 때문에 코스닥기업이면 1, 그렇지 않으면 0으로 설정한 MARKET은 계수값이 유의한 양(+)으로 나타날 것을 예상한다.

한편, 백대기 외(2008)에 따르면 국내 기업들의 합병은 단순히 사업확장에 목적이 있는 것이 아니라 새로운 영업활동현금흐름을 창출하는 효과적인 수단으

5) 본 연구에서는 선행연구들과 차별적으로 시장모형을 이용하여 구해진 초과수익률의 누적기간을 합병공시일 기준 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5)로 설정한 종속변수를 이용하여 [가설1]과 [가설2]를 검정하였다. 종속변수설정에 대한 구체적인 내용은 '4.3.1 종속변수 측정'을 참조할 것(p.14).

로 이용되고 있다. 따라서 영업활동현금흐름(OCF)은 합병공시에 따른 초과수익률에 영향을 미칠 수 있기 때문에 영업활동현금흐름(OCF)을 통제변수로 사용한다. 자기자본이익률(ROE)은 기업이 자기자본을 이용하여 얼마나 많은 이익률을 올렸는지 알 수 있는 투자지표로서 신호영(2004), 나영과 임옥빈(2008)의 연구에서는 자기자본이익률은 유의한 양(+)의 값이 나왔다. 이는 자기자본이익률이 높은 기업의 합병일수록 투자자들이 기업의 합병을 긍정적으로 인식하기 때문이다. 따라서 자기자본이익률이 높을수록 시장의 반응은 긍정적일 것이므로 유의한 양(+)의 회귀계수를 보일 것으로 예상된다.

기업의 부채비율(DEBT)은 매우 중요한 투자지표 중 하나이다. 만일 재무건전성이 좋지 않은 기업이 합병을 통해 재무건전성을 개선시킨다면 기업은 이 전보다 더 많은 경영활동을 통해 수익을 창출할 가능성이 높아질 것으로 예상할 수 있다.⁶⁾ 따라서 부채비율이 합병공시에 따른 초과수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상하여 통제변수로 사용한다. 합병의 형태가 다각화 합병인지 비다각화 합병인지에 따라 선행연구 간에 상이한 연구결과를 나타내고 있다.⁷⁾ 본 연구에서는 다각화 합병 여부가 합병공시에 따른 시장반응에 유의미한 영향을 줄 것으로 예상하여 다각화 합병 더미변수를 통제변수로 사용한다. 그리고 강효석과 서재웅(2010)은 관계사 간 합병은 주로 구조조정 수단으로 많이 사용되기 때문에 시장에서 합병공시를 부정적으로 인식한다고

하였다. 따라서 본 연구에서는 관계사 간 합병여부가 합병공시에 따른 초과수익률에 음(-)의 회귀계수를 보일 것으로 예상된다.

안윤영 외(2005)는 외국인 투자자들이 기업의 정보비대칭을 낮추는 외부감사 주체로서의 역할을 한다고 주장하였다. 전형철과 형남원(2016)에 따르면 외국인지분율이 높을수록 기업의 정보비대칭이 낮고 국내 개인투자자들이 외국인 투자자들의 매매정보를 이용하여 투자결정을 하는 경향이 있다. 외국인지분율(FOR)은 합병공시에 따른 초과수익률에 영향을 미칠 수 있을 수 있으며, 시장에서 정보비대칭을 낮출 수 있는 중요한 지표로 사용될 수 있다. 따라서 외국인지분율을 정보비대칭변수를 통제하는 통제변수로 사용한다.

4.2 (가설2)의 검정모형

기업의 규모별 정보비대칭이 합병공시에 따른 초과수익률에 영향을 미칠 것이라는 [가설2]를 검정하기 위해 모형(2-1)과 모형(2-2)을 사용한다. 모형(2-1), (2-2)의 종속변수는 전술한대로 모형(1-1), (1-2)와 동일하다. [가설2-1]의 주요변수는 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그값을 중위수로 구분하여 중위수보다 작으면 1, 그렇지 않으면 0으로 구분한 더미변수(D_{SIZE})와 정보비대칭변수인 일별주식수익률의 표준편차인 증가변동성(VOLA)과 주식거래량회전을(TURN)의 상호작용

6) 김희석과 조경식(2002), 신호영(2004), 나영과 임옥빈(2008)의 연구에서 합병전기의 부채비율과 합병공시에 따른 사건기간의 누적 평균초과수익률은 유의한 양(+)의 관계가 있음을 밝혔다. 따라서 본 연구에서는 부채비율이 합병공시에 따른 시장반응에 유의한 양(+)의 영향을 끼칠 것으로 예상하여 가설검정모형의 통제변수로 사용하고자 한다.

7) 김희석과 조경식(2002), 변진호와 안소림(2007), 강효석과 김성표(2009), 임석필 외(2010)의 연구에서는 다각화 합병의 합병공시에 따른 초과수익률이 비다각화 합병의 초과수익률보다 더 높다는 연구결과를 제시하였다. 반면에 서병덕과 신달순(2003), 이성우(2012), 이해진과 서정원(2013), 김병진과 정진영(2014)의 연구에서는 다각화 합병의 합병공시에 따른 초과수익률이 비다각화 합병의 초과수익률보다 낮다는 연구결과를 제시하였다. 이와 같이 다각화합병의 여부는 일치되는 결과를 나타내고 있지 않지만 합병공시에 따른 시장반응과 유의한 관계가 존재할 것으로 예상할 수 있다.

(가설1) 검정모형

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 VOLA_{i,t-1} + \beta_3 TURN_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 ROE_{i,t-1} + \beta_6 DEBT_{i,t-1} + \beta_7 DIV + \beta_8 SUB + \beta_9 FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots\dots\dots \text{모형(1-1)}$$

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 MARKET + \beta_2 VOLA_{i,t-1} + \beta_3 TURN_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 ROE_{i,t-1} + \beta_6 DEBT_{i,t-1} + \beta_7 DIV + \beta_8 SUB + \beta_9 FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots\dots\dots \text{모형(1-2)}$$

여기에서,

- | | |
|--------------------------------|------------------------------|
| CAR : 합병공시에 따른 시장반응(누적평균초과수익률) | ROE : 자기자본이익률 |
| SIZE : 시가총액의 자연로그값 | DEBT : 부채비율 |
| MARKET : 코스닥기업이면 1, 그렇지 않으면 0 | DIV : 다각화합병이면 1, 그렇지 않으면 0 |
| VOLA : 주가변동성(일별주식수익률의 표준편차) | SUB : 관계사간 합병이면 1, 그렇지 않으면 0 |
| TURN : 주식거래량회전을 | FOR : 외국인지분을 |
| OCF : 영업활동현금흐름 | |

변수($D_{SIZE} \times VOLA$, $D_{SIZE} \times TURN$)이다.⁸⁾ 규모가 작은 기업일수록 기업지배구조가 부실하거나 시장에서 기업에 대한 정보가 부족하다. 따라서 기업의 내 외부 이해관계자 간 정보비대칭이 높게 나타나고, 이로 인해 투자자들은 거래를 회피하는 성향을 보여 주식거래량회전이 낮게 나타날 것이다. 기업의 내 외부 이해관계자 간 정보비대칭이 높은 기업의 합병공시는 시장에서 이용가능한 정보가 제한되어 있다. 이 때문에 투자자들이 기업의 합병에 대해 일관된 판단을 하지 못하고 다양한 투자 의견이

발생하여 시장에서 강한 과급력을 나타나 높은 주가 변동성이 나타날 것이다. 그러므로 규모가 작은 기업의 정보비대칭이 높을수록 합병공시에 따른 초과수익률이 더 높을 것으로 예상된다. 따라서 모형(2-1)의 ($D_{SIZE} \times VOLA$)는 계수값이 유의한 양(+)으로 나타날 것이고 ($D_{SIZE} \times TURN$)의 계수값이 유의한 음(-)으로 나타날 것으로 예상된다.

다음으로 모형(2-2)는 [가설2-2]의 검정을 위한 회귀모형으로 모형(1-2)와 마찬가지로 기업규모를 소속시장(MARKET)으로 구분하였다.⁹⁾ 코스피기업

8) 본 연구의 모형(2-1)에서는 변수 간 높은 다중공선성으로 인해 기업 규모변수인 Dsize를 포함하지 않았다. Dsize를 포함한 경우, Dsize는 VIF값이 14.18로 나왔으며, (Dsize×VOLA)는 VIF값이 20.48로 나타났다. 그러나 Dsize를 포함시키지 않은 경우, 모형(2-1)의 주요변수인 (Dsize×VOLA)는 VIF값이 3.04로 나타난다. 이처럼 Dsize를 포함할 경우, 주요 관심변수인 (Dsize×VOLA)와 다중공선성이 높게 나와 모형(2-1)에서 포함시키지 않았다. 그러나 Dsize를 포함하더라도 모형(2-1)의 주요 관심변수인 (Dsize×VOLA)의 결과값은 Dsize의 제외 전후 큰 차이가 존재하지 않았으며, 부호 역시 모두 동일하게 나타났다. 따라서 Dsize를 포함하지 않은 모형(2-1)를 사용하여도 가설을 검정하는데 문제가 없을 것으로 판단한다.

9) 본 연구의 모형(2-2)에서는 변수 간 높은 다중공선성으로 인해 기업 규모변수인 MARKET과 정보비대칭 변수인 주가변동성(VOLA)과 주식거래량회전율(TURN)을 포함시키지 않았다. MARKET, VOLA, TURN을 포함할 경우, MARKET은 VIF값이 11.77로 나왔으며, (MARKET×VOLA)는 VIF값이 17.33으로 나타났다. 그리고 (MARKET×TURN)은 VIF값이 7.03으로 나왔다. 그러나 MARKET, VOLA, TURN을 포함시키지 않은 경우, 주요 관심변수인 (MARKET×VOLA)의 VIF값은 2.37로 나왔으며, (MARKET×TURN)은 VIF값이 1.38로 나타났다. 이처럼 MARKET, VOLA, TURN 변수를 포함시킬 경우, 변수들 간 다중공선성이 높게 나오기 때문에 모형(2-2)에서 변수 전부를 제외하였다. 따라서 MARKET, VOLA 그리고 TURN을 포함시키지 않은 모형(2-2)가 본 연구의 가설검정을 위한 타당한 모형으로 판단된다.

(가설2) 검정모형

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 VOLA_{i,t-1} + \beta_2 (D_{SIZE} \times VOLA_{i,t-1}) + \beta_3 TURN_{i,t-1} + \beta_4 (D_{SIZE} \times TURN_{i,t-1}) + \beta_5 OCF_{i,t-1} + \beta_6 ROE_{i,t-1} + \beta_7 DEBT_{i,t-1} + \beta_8 DIV + \beta_9 SUB + \beta_{10} FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots \text{모형 (2-1)}$$

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 (MARKET \times VOLA_{i,t-1}) + \beta_2 (MARKET \times TURN_{i,t-1}) + \beta_3 OCF_{i,t-1} + \beta_4 ROE_{i,t-1} + \beta_5 DEBT_{i,t-1} + \beta_6 DIV + \beta_7 SUB + \beta_8 FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots \text{모형 (2-2)}$$

여기에서,

- CAR : 합병공시에 따른 시장반응(누적평균초과수익률)
- D_{SIZE} : 시가총액의 중위수를 기준으로 중위수이하이면 1, 그렇지 않으면 0
- MARKET : 코스닥기업이면 1, 그렇지 않으면 0
- VOLA : 추가변동성(일별주식수익률의 표준편차)
- TURN : 합병공시 전기말 주식거래량회전을
- 나머지 통제변수 : 모형(1-1)과 동일

과 코스닥기업은 기업규모, 기업지배구조, 주식거래량, 추가변동성 등에서 뚜렷한 차이를 보인다. 이는 상대적으로 기업지배구조가 부실한 코스닥기업은 시장에서 정보비대칭이 커 제한된 투자정보로 인해 투자자들이 거래를 회피하고 정보의 파급력이 강하게 발생하여 투자자들의 다양한 투자여견이 나타나기 때문이라고 할 수 있다. 따라서 ($MARKET \times VOLA$)는 계수값이 유의한 양(+)으로, ($D_{SIZE} \times TURN$)은 유의한 음(-)으로 나타날 것으로 예상된다. 기타 통제변수는 전술한대로 모형(1-1)과 동일하다.

4.3 변수정의 및 측정

4.3.1 종속변수 측정

본 연구의 종속변수는 합병성과를 나타내는 대응

치로 시장모형을 이용한 누적평균초과수익률(CAR)로 설정하였다. 시장모형을 사용하는 이유는 Brown and Warner(1980, 1985)의 연구에서 사건연구 수익률을 측정함에 있어 시장모형의 검증력이 가장 우수하다는 것을 증명했기 때문이다. 국내연구로 정형찬(1997)의 연구에서도 사건일이 확실한 경우에는 시장모형이 가장 우수한 결과를 보인다고 하였다. Moeller et al.(2004)과 변진호와 안소림(2007)의 연구에서는 시장모형과 시장조정모형 둘 다 이용하여 분석한 결과, 분석결과에 차이가 없었다. 이러한 선행연구들을 토대로 본 연구에서는 시장모형을 사용하여 누적평균초과수익률을 구하였다.¹⁰⁾ 누적평균초과수익률(CAR)을 구하는 식은 아래 식(1)부터 식(4)과 같다. 본 연구에서는 합병공시일을 기준으로 사건기간을 총 11일로 설정하였으며 합병공시일 기준 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4),

10) 추가적으로, 본 연구에서는 Moeller et al.(2004)과 변진호와 안소림(2007)의 연구와 동일하게 초과수익률을 시장조정모형으로 구하여 누적평균초과수익률을 설정한 후 분석해본 결과, 시장모형을 사용한 결과와 유의적인 차이가 없었다. 따라서 시장모형을 사용한 초과수익률을 이용하여 구한 누적평균초과수익률을 종속변수로 설정하였다.

(-5, 5) 총 6개의 누적기간을 설정하여 누적평균초과수익률을 구하였다.¹¹⁾

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_i \dots\dots\dots \text{식(1)}$$

R_i : i기업의 t시점에서의 실제수익률
 $R_{m,t}$: t시점에서의 평균시장 수익률
 ϵ_i : 오차항

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}) \dots\dots\dots \text{식(2)}$$

$AR_{i,t}$: i기업의 t시점에서의 비정상초과수익률

$$AAR_{i,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AR_{i,t} \dots\dots\dots \text{식(3)}$$

$AAR_{i,t}$: i기업의 t기간 동안의 평균초과수익률

$$CAR_{i,t} = \sum_{t=-5}^5 AAR_{i,t} \dots\dots\dots \text{식(4)}$$

$CAR_{i,t}$: i기업의 t기간 동안의 누적평균초과수익률

4.3.2 독립변수 측정

다수의 선행연구들에서 합병기업의 규모효과를 분석할 때, 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그값을 이용하여 측정하였다(Moeller et al. 2004; 변진호와 안소림 2007; 송치승과 오승현 2010; 정지원 2014; Mark et al. 2014). 이에 본 연구에서는 선행연구들과 동일한 측정방법을 이용하여 기업규모(SIZE)를 측정하였으며, [가설2-1]의 기업규모별

더미변수(D_{SIZE})는 합병공시 전기말 시가총액의 중위수 이하이면 1, 그렇지 않으면 0으로 설정하여 기업규모별 효과를 보고자 한다. 코스피시장과 코스닥 시장은 각각의 뚜렷한 성향이 있으며, 시장에서의 정보과급력 및 기업지배구조수준에 차이가 존재하지만 특히, 기업규모에서 확실한 차이를 보이고 있다(이치송 2009; 고강석 2012; 박애영 2014; 전형철과 형남원 2016; 엄재하 2017). 따라서 기존에 합병기업의 규모효과를 분석한 선행연구들과 차별적으로 기업규모를 소속시장별로 코스피기업과 코스닥 기업을 구분하여 더미변수(MARKET)로 설정하였다.

정보비대칭 변수로 주가변동성(VOLA)과 주식거래량회전을(TURN)을 설정하였다. 먼저 주가변동성(VOLA)은 합병공시 전년도 일별주식수익률의 표준편차값으로 측정하였다. 주가변동성이 크다는 것은 기업의 정보가 시장에서 강한 과급력을 나타낸다. 이는 경영자와 투자자 간 높은 정보비대칭이 존재하기 때문에 투자자들이 기업의 합병에 대해 일관적인 투자판단을 못하여 투자자들의 다양한 투자의견이 발생한다는 의미이다.(Leuz and Verrechia 2000; 김선호 2001; Moeller et al. 2007; Zhu et al. 2014; Koerniadi et al. 2015; Luypaert and Caneghem 2017; 고강석 2012; Mark et al. 2014; 이관영 2016). 즉, 주가변동성이 크다는 것은 기업을 둘러싼 이해관계자들 사이에 높은 정보비대칭이 존재한다는 것이다. 특히, Moeller et al. (2007), 윤정선과 정무권(2009), Luypaert and Caneghem(2017)의 연구에서 합병 이전 주가변동성이 높을수록 합병공시 후 주가가 사건기간동안 긍정적으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 정보비대칭

11) Moeller et al.(2004)의 연구에서는 합병공시 1일 전부터 1일 후까지의 누적평균초과수익률을 종속변수로 설정하였으며, 변진호와 안소림(2007)은 사건기간을 (-1, 1)과 (-5, 5)로 설정하였다. 이에 본 연구에서는 선행연구들과 차별적으로 사건기간을 합병공시 일 기준 총 6개 기간으로 구분하여 누적기간에 따른 실증분석결과에 차이가 있는지를 분석한다.

변수로 주가변동성(VOLA)을 사용하여 기업규모별 정보비대칭($D_{SIZE} \times VOLA$, $MARKET \times VOLA$)이 합병기업 규모효과의 한 가지 원인으로 설명될 수 있는지를 분석하고자 한다.

주식거래량회전율(TURN)은 기업의 합병공시 전년도 일별주식거래량의 평균값을 전체 발행주식수로 나눈 값으로 측정한다. 주식거래량회전율이 높다는 것은 시장에서 주식거래가 활발히 이루어지는 것으로 이는 기업과 투자자간의 정보비대칭이 낮다는 것을 의미한다. 반대로 거래량회전율이 낮다는 것은 기업의 이해관계자간의 정보비대칭이 높아 투자자들이 거래를 회피한다는 의미로 해석할 수 있다(Diamond and Verrecchia 1991; Leuz and Verrecchia

2000; 이치송 2009; 전형철과 형남원 2016; Yang et al. 2017). 따라서 합병공시 이전 주식거래량회전율(TURN)이 낮다는 것은 기업의 내 외부 이해관계자 간에 높은 정보비대칭이 존재한다는 것으로 볼 수 있다. 특히, Arbel and Strebel(1983), Barry and Brown(1984), 이장형과 최현돌(2004)의 연구에서 주식시장에서 거래량이 낮은 기업일수록 높은 초과수익률을 나타냈다. 이에 본 연구에서는 주식거래량회전율(TURN)을 정보비대칭 변수로 사용하여 기업규모별 정보비대칭($D_{SIZE} \times TURN$, $MARKET \times TURN$)이 합병기업 규모효과의 원인으로 설명될 수 있는지를 분석하고자 한다. 본 연구에서 사용하는 변수들을 간략하게 요약하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 변수의 정의 및 측정

구분	변수 정의	측정 방법
<i>CAR</i>	합병공시에 따른 시장반응	시장모형을 이용한 합병공시일 기준 사건기간동안의 누적평균초과수익률
<i>SIZE</i> *	기업규모	(보통주 발행주식수×보통주 전기말 종가)+(우선주 발행주식수×우선주 전기말 종가)
<i>D_{SIZE}</i> *	기업규모더미	합병공시 전기말 시가총액이 중위수보다 작으면 1, 그렇지 않으면 0
<i>MARKET</i> *	소속시장더미	코스닥기업이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>VOLA</i>	주가변동성	일별주가수익률[(t시점의 종가-시가)/시가]의 표준편차
<i>TURN</i>	주식거래량회전율	일별주식거래량의 평균값/전체 발행주식수
<i>OCF</i>	영업활동현금흐름	영업활동현금흐름/총자산
<i>ROE</i>	자기자본이익률	당기순이익/자기자본
<i>DEBT</i>	부채비율	총부채/총자산
<i>DIV</i>	다각화합병더미	다각화합병이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>SUB</i>	관계사간합병더미	관계사간 합병이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>FOR</i>	외국인지분율	합병공시 전기말 기준 외국인 지분율

* *SIZE*와 *MARKET*은 [가설1]의 독립변수로 *SIZE*는 합병공시 전기말 시가총액이며 [가설1-1]의 독립변수로서 종속변수인 *CAR*와는 유의한 음(-)의 관계가 있을 것으로 예상된다. 그리고 *MARKET*은 [가설1-2]의 독립변수로 종속변수와 유의한 양(+)의 관계가 있을 것으로 예상된다. *D_{SIZE}*와 *MARKET*은 [가설2]와 관련된 변수로서 정보비대칭 대용치인 *VOLA*, *TURN*과 결합하는 형태로 가설을 검증한다. 따라서 [가설2-1]은 ($D_{SIZE} \times VOLA$)가 종속변수인 *CAR*와 유의한 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타나고, ($D_{SIZE} \times TURN$)은 *CAR*와 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타날 것으로 예상된다. [가설2-2]는 ($MARKET \times VOLA$)가 종속변수와 유의한 양(+)의 관계가 나타나고, ($MARKET \times TURN$)이 유의한 음(-)의 관계가 존재할 것으로 예상된다.

4.4 표본선정과 자료수집

본 연구의 표본은 2003년부터 2017년까지 합병 공시를 한 기업 중 코스피시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 기업으로 12월 결산 기업이다.¹²⁾ 합병공시자료는 금융감독원 전자공시시스템(DART)에서, 기업재무정보는 DATA-GUIDE 데이터베이스에서 추출하였다. 금융업이나 보험업에 속하는 기업의 재무구조는 일반 제조업과 확연한 차이가 있다. 이 때문에 금융업이나 보험업에 속하는 기업은 제외하였다. 또한 합병의 성격이 다를 수 있는 기업인수목적 회사에 의한 합병기업과 우회상장을 위한 합병기업, 그리고 연구기간 중 관리종목으로 지정된 기업은 표본에서 제외하였다. 이러한 추출과정을 통해 최종적으로 선정된 표본은 385개 기업이며, 이들 중 분석기간이 주식시장 종료 이후에 합병공시가 발표된 기업은 합병공시 다음날을 공시일로 설정하였다. 연구기간 사이에 휴일이나 공휴일이 포함되어 주식시장이 열리지 않은 경우에는 해당 일을 연구기간에서 제외하였다. 최종적으로 선정된 385개의 표본기업과 산업별 분포는 <표 2>와 <표 3>에 제시되어 있다.

4.5 기초통계량

<표 4>는 본 연구에서 사용한 변수들의 기초통계량을 보여준다. 공시일 기준(0, 1)부터 (-5, 5)까지의 누적평균초과수익률은 기업규모를 중위수로 구분한 t검정결과 모두 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 또한 t값의 차이가 모두 음(-)의 값으로 나타나 소규모기업일수록 합병공시에 따른 초과수익률이 더 높으므로 합병기업의 규모효과가 나타나고 있다. 하지만 기업규모를 소속시장으로 구분한 결과에서는 코스닥기업의 평균값이 전체적으로 높게 나타났지만 유의한 차이가 나타나고 있지 않다. 이를 통해 코스닥기업의 합병공시에 따른 누적평균초과수익률이 더 높지만 코스피기업과 코스닥기업 모두 합병공시에 따른 시장반응이 긍정적으로 나타나 유의한 차이가 없을 것으로 예상해 볼 수 있다.

정보비대칭 변수인 VOLA(추가변동성)은 전체평균이 0.0381이며 대규모기업의 평균은 0.0329, 소규모기업의 평균은 0.0433으로 유의한 차이가 나타나 소규모기업에서 더 높은 정보비대칭이 존재하고 있다. 또한 코스피기업과 코스닥기업 간에도 유의한

<표 2> 표본 구성

선 정 기 준	관측치
2003년부터 2017년까지 합병공시를 한 상장기업	468개
(1) (차감) 금융 및 보험업 제외	(16)
(2) (차감) 기업인수목적회사에 의한 합병이나 우회상장을 위한 합병 제외	(28)
(3) (차감) 연구기간 중 관리종목으로 지정된 기업 제외	(11)
(4) (차감) 기업재무정보를 구할 수 없는 기업 제외	(28)
최종 표본	385개

12) 김지홍 외(2005), 김도연 외(2017)의 연구에서는 2002년 11월부터 시행된 공정공시 제도가 시장참여들간 정보비대칭을 완화시킨다고 하였다. 이에 본 논문에서는 공정공시 제도의 시행 전·후로 정보비대칭 수준에 차이가 있을 것으로 예상하여 표본선정을 2003년부터 시작한다.

〈표 3〉 표본기업의 산업별 분포[#]

산업별 분류	합병기업 수	구성 비율(%)
건설업	6	1.6%
교육 서비스업	6	1.6
도매 및 소매업	42	10.9
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	36	9.4
전문, 과학 및 기술 서비스업	10	2.6
제조업	196	50.9
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	76	19.7
하수 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	6	1.6
숙박업, 운수업 등 기타 개인 서비스업	7	1.7
합계	385	100%

[#] 산업별 분포는 한국산업표준분류표(10차 개정)의 대분류를 이용함.

차이가 있으며 이는 코스닥기업에서 정보비대칭이 더 높은 것으로 예상해 볼 수 있다. 다른 정보비대칭변수인 TURN(주식거래량회전율)은 평균값이 2.9817이며 대규모기업의 평균은 2.6674이고 소규모기업에서는 3.2959로 나타났다. 이러한 결과는 통계적으로 유의하지는 않지만 합병 전기의 주식거래량회전율이 소규모기업에서 더 높게 나타나고 있다. 따라서 합병 전기에는 소규모기업일수록 시장에서 더 활발한 거래가 이루어지고 있음을 예상해 볼 수 있다. 코스피기업과 코스닥기업의 주식거래량회전율의 차이를 보았을 때에도 코스닥기업의 주식거래량회전율이 4.0776으로 코스피기업보다 높게 나타나며 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 합병 전기에는 코스닥기업이 더 주식시장에서 활발히 거래되고 있다는 것을 알 수 있다.¹³⁾

본 연구의 통제변수인 영업현금흐름(OCF)은 규모별로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났으며 대체

로 기업의 규모가 클수록 현금흐름이 양호하다는 것을 알 수 있다. 자기자본이익률(ROE)은 전체평균 -1.626, 대규모기업 평균 3.2304, 소규모기업 평균 -6.5558로 나타나 기업규모간 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 대규모기업일수록 경영성과가 양호하다는 것을 알 수 있는 결과이다. 반면에 코스피기업은 평균 0.4428이며 코스닥기업은 평균 -3.2374로 나타났지만 통계적으로 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 다음으로 부채비율(DEBT)은 대규모기업과 소규모기업 간에는 유의한 차이가 없지만 코스닥기업과 코스피기업 사이에는 유의한 차이가 존재하는 것으로 나타났으며, 이를 통해 코스피기업들이 경영활동을 위한 부채조달을 활발히 하고 있음을 예상해 볼 수 있다.

다각화합병 여부(DIV)는 대규모기업과 소규모기업간 유의한 차이가 존재하며, 소규모기업에서 다각화합병을 더욱 실시하는 것을 알 수 있다. 관계사간

13) 더 구체적으로 표현하면, 기업규모에 따라 정보비대칭 수준에 유의한 차이가 존재하지만 기업규모자체를 정보비대칭 변수로 사용하면 무리가 있다는 것을 의미한다. 따라서 정보비대칭 관점에서 기업규모변수를 사용하는 것 보다 기업규모 변수와 정보비대칭 변수를 결합시킨 변수를 사용하는 것이 이례현상인 합병기업의 규모효과를 설명하는데 더 우월하다고 판단된다.

〈표 4〉 기술통계량 (N=385)

구분 변수 [#]	평균	표준편차	중앙값	최대값	최소값	대규모 N=192	소규모 N=193	t 값의 차이	코스피 N=167	코스닥 N=218	t 값의 차이
(0, 1)	0.1261	0.3263	0.0713	1.3476	-1.0486	0.0504	0.2017	-4.42***	0.0999	0.1466	-1.40
(-1, 1)	0.1580	0.4501	0.0935	1.9452	-1.4995	0.0507	0.2654	-4.56***	0.1212	0.1869	-1.48
(-2, 2)	0.2391	0.7215	0.1331	3.1331	-2.4659	0.0820	0.3963	-4.11***	0.1872	0.2799	-1.30
(-3, 3)	0.3057	0.9814	0.1667	4.1955	-3.4536	0.1023	0.5091	-3.86***	0.2433	0.3546	-1.14
(-4, 4)	0.3630	1.2225	0.1862	5.1050	-4.4244	0.1208	0.6051	-3.65***	0.2951	0.4162	-0.98
(-5, 5)	0.4162	1.4505	0.2084	5.8831	-5.2949	0.1381	0.6943	-3.51***	0.3422	0.4743	-0.88
SIZE	10.9310	0.8549	10.7788	13.2669	5.5487	11.5856	10.2763	23.48***	11.4137	10.5521	11.09***
MARKET	0.5603	0.4969	1	1	0	0.7688	0.3517	9.35***			
VOLA	0.0381	0.0129	0.0376	0.0815	0.0110	0.0329	0.0433	-8.75***	0.0325	0.0425	-8.43***
TURN	2.9817	5.5713	1.0162	35.6799	0.0001	2.6674	3.2959	-1.18	1.5851	4.0776	-4.85***
OCF	2.0693	11.8061	0.0147	163.6670	-4.1487	4.1370	0.0336	3.43***	4.1793	0.4529	2.75***
ROE	-1.6260	33.8151	5.020	146.6300	-218.330	3.2304	-6.5558	3.01***	0.4428	-3.2374	1.18
DEBT	128.0372	159.6638	83.4900	1889	0.87	123.8829	132.2336	-0.09	156.7236	105.5531	2.94***
DIV	0.4849	0.5004	0	1	0	0.4071	0.5628	-2.76***	0.3885	0.5605	-3.49***
SUB	0.6884	0.4637	1	1	0	0.8341	0.5427	6.42***	0.8171	0.5874	5.51***
FOR	6.0967	10.4253	0.9914	65.420	0	10.5264	1.6671	9.06***	9.7608	3.2213	6.13***

*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

[#] (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5): 사건일 기간의 누적초과수익률; SIZE: 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그값; MARKET: 코스닥기업이면 1 코스피 기업이면 0; VOLA: 일별주가수익률의 표준편차; TURN: 주식거래량회전율; OCF: 영업현금흐름; ROE: 자기자본이익률; DEBT: 부채비율; DIV: 다각화합병이면 1, 그렇지 않으면 0; SUB: 관계사간 합병이면 1, 그렇지 않으면 0; FOR: 외국인지분을

합병여부(SUB)는 대규모기업일수록 관계사간에 합병을 실시한다는 유의한 결과가 나타났다. 외국인지분율(FOR)은 기업규모가 클수록 높은 것으로 나타나 외국인투자자들은 대규모기업에 관심이 더 높은 것으로 알 수 있다.

4.6 상관관계분석

〈표 5〉는 본 연구의 회귀모형에서 사용한 변수들 간의 피어슨상관관계와 스피어만 상관관계를 분석한 결과이다.¹⁴⁾ 왼쪽 하단은 피어슨 상관관계수이며 오른쪽

〈표 5〉 피어슨/스피어만 상관관계 (N=385)#

변수##	CAR###	SIZE	MARKET	VOLA	TURN	OCF	ROE	DEBT	DIV	SUB	FOR
CAR###	1	-0.2007***	0.0584	0.0689	-0.0857*	-0.0566	-0.0880*	-0.0223	0.0549	-0.1457***	-0.1656***
SIZE	-0.1775***	1	-0.4902***	-0.4948***	0.0167	0.4820***	0.2228***	0.0532	-0.1818***	0.3387***	0.7147***
MARKET	0.0455	-0.5042***	1	0.4137***	0.2168***	-0.3494***	-0.0919*	-0.2386***	0.1749***	-0.2651***	-0.3654***
VOLA	0.0447	-0.4335***	0.3935***	1	0.2482***	-0.4216***	-0.1754***	0.0183	0.2209***	-0.3380***	-0.4113***
TURN	-0.1100**	-0.1119**	0.2239***	0.3668***	1	-0.0979*	0.0664	-0.0765	0.1340***	-0.1420***	0.0415
OCF	-0.0462	0.5174***	-0.2651***	-0.2546***	-0.0935*	1	0.3553***	-0.0049	-0.1537***	0.2291***	0.4565***
ROE	0.0022	0.1473***	-0.0583	-0.2292***	0.0735	0.1043**	1	-0.0722	-0.0605	-0.1226**	0.2320***
DEBT	-0.0297	0.0243	-0.1477***	0.0614	0.0031	0.0893*	-0.2314***	1	0.0386	0.1070**	-0.0267
DIV	0.0505	-0.1434***	0.1744***	0.2035***	0.1258**	-0.1405***	-0.0784	0.0992**	1	-0.0508	-0.1372***
SUB	-0.1568***	0.2912***	-0.2618***	-0.3193***	-0.1860***	0.1316***	-0.0708	0.0595	-0.0539	1	0.2930***
FOR	-0.0763	0.5805***	-0.3105***	-0.3542***	-0.1280	0.4899***	0.2058***	-0.0612	-0.1366***	0.2112***	1

*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

왼쪽 하단은 피어슨 상관관계수이며 오른쪽 상단은 스피어만 상관관계수이다.

CAR: 합병공시 5일 전부터 5일 후까지(-5, 5)의 누적평균초과수익률; SIZE: 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그값; MARKET: 코스닥기업이면 1 코스피기업이면 0; VOLA: 추가변동성(일별주가수익률의 표준편차); TURN: 주식거래량회전율; OCF: 영업현금흐름; ROE: 자기자본이익률; DEBT: 부채비율; DIV: 다각화합병이면 1, 그렇지 않으면 0; SUB: 관계사간 합병이면 1, 그렇지 않으면 0; FOR: 외국인지분율

CAR는 합병공시 5일 전부터 5일 후까지(-5, 5)의 누적평균초과수익률을 사용하였다. 이외에도 전술한 6가지 기간으로 누적기간을 구분하여 피어슨 및 스피어만 상관분석을 실시하여도 누적기간 모두 비슷한 양상을 나타냈다.

14) 피어슨 상관분석은 두 변수간 선형적인 관계를 분석하는데 적합하며, 스피어만 상관분석은 표본이 적은 경우 또는 변수 간 순위값을 이용한 분석에 적합하다. 본 연구에서는 피어슨 상관분석이 더 타당하지만 스피어만 상관분석을 추가적으로 실시하여 피어슨 상관관계수와 비교해본 결과, 유의적인 차이가 없었다.

쪽 상단은 스피어만 상관계수를 나타내고 있다.

먼저 피어슨 상관관계를 살펴보면 기업규모(SIZE)와 정보비대칭변수인 추가변동성(VOLA)은 유의한 음(-)의 관계가 나타나 기업규모가 작을수록 더 높은 정보비대칭이 존재한다는 것을 알 수 있다. 또한 소속시장(MARKET)과 추가변동성(VOLA)는 유의한 양(+)의 관계로 나타나 코스닥소속 기업일수록 정보비대칭이 더 높다는 것을 알 수 있다. 반면에 거래량회전율(TURN)은 기업규모(SIZE)와 소속시장(MARKET) 모두 예상과는 달리 반대부호로 나타났다. 기업규모(SIZE)와 영업활동현금흐름(OCF), 자기자본이익률(ROE), 외국인지분율(FOR)은 유의한 양(+)의 관계가 있으며, 이는 기업규모가 클수록 재무상태가 안정적이고 외국인 투자자들의 관심이 높다는 것을 알 수 있다. 반면에 소속시장(MARKET)은 영업활동현금흐름(OCF)과 외국인지분율(FOREIGN) 모두 유의한 음(-)의 관계로 나타났다. 따라서 코스닥기업일수록 기업의 현금흐름이 좋지 않으며, 외국인투자자들의 관심이 낮은 것을 알 수 있다.

스피어만 상관계수는 피어슨 상관계수와 큰 차이를 보이고 있지 않으며 전반적으로 유사한 결과를 보이고 있다. 다만 일부 상관관계는 다르게 나타나고 있지만 이는 두 변수간의 단변량 분석의 결과이기 때문에 보다 정확한 분석결과를 도출하기 위해 모형(1-1), 모형(1-2), 모형(2-1) 그리고 모형(2-2)의 연구모형을 이용한 다변량분석을 실시한다.

V. 실증분석결과

5.1 기업규모별 합병공시에 따른 주기반응

〈표 6〉은 합병공시 전기말 시가총액의 중위수를 기준으로 대규모와 소규모기업으로 구분하여 합병공시일 기준 일별 주기반응을 나타낸다. 합병공시를 한 기업의 일별주가수익률을 이용하여 계산된 초과수익률(AR)과 $t(AR)$ 값, 누적초과수익률(CAR)과 $t(CAR)$ 값을 나타내며, 공시일은 최초합병공시를 한 날을 기준으로 하였고 0으로 표기하였다. 또한 (-)는 공시 전, (+)는 공시 후를 각각 의미한다.

〈표 6〉의 대규모기업 초과수익률(AR)을 보면 합병공시 당일(0)과 공시 1일 후(+1)는 유의한 양(+)의 값이 나타났지만 합병공시 3일 후(+3), 5일 후(+5)는 유의한 음(-)의 값이 나와 오히려 수익률이 감소하는 것을 알 수 있다. 반면에 소규모기업의 초과수익률은 합병공시 3일 전(-3)부터 공시일까지만 유의한 양(+)의 값을 보이고 이후 기간은 모두 유의한 값을 찾지 못하였다. 이러한 결과는 소규모기업일수록 상대적으로 기업지배구조가 부실하기 때문에 합병 공시에 대한 정보가 사전에 유출되어 시장에 이미 반영된 것으로 볼 수 있다.¹⁵⁾ 따라서 기업규모로 구분하여 보았을 때, 소규모기업에서 정보의 비대칭이 더 심각하게 존재한다는 것을 예상해 볼 수 있다. 소규모기업의 누적초과수익률(CAR)은 합병공시 3일 전(-3)부터 5일 후(+5)까지 유의한 양(+)의 값이 나타나는 것을 알 수 있다. 한편

15) 엄재하(2017)는 기업분할 공시를 기준으로 코스닥기업과 코스피기업간 정보유출의 차이를 분석하였다. 분석결과, 코스닥기업에서 정보유출가능성이 더 높게 나타났는데 이는 코스닥기업이 코스피기업에 비해 기업지배구조가 미약하기 때문에 내부정보 통제에 어려움이 있기 때문이라고 주장하였다. 따라서 본 연구에서는 소속시장간 기업지배구조에 차이가 있고, 이러한 차이로 인해 합병공시에 따른 주기반응이 시기별로 상이하게 나타날 것으로 예상하여, 대규모기업과 소규모기업 그리고 코스피기업과 코스닥기업으로 구분하여 〈표 6〉, 〈표 7〉과 같이 합병공시일을 기준으로 시기별 주기반응을 살펴보았다.

〈표 6〉 기업규모별 합병공시에 따른 주가반응 (N=385)

공시일 \ 구분	대규모기업 (N=192)				소규모기업 (N=193)			
	AR [#]	t(AR)	CAR [#]	t(CAR)	AR [#]	t(AR)	CAR [#]	t(CAR)
-5	-0.0000	-0.01	-0.0000	-0.01	-0.0014	-0.41	-0.0006	-0.19
-4	-0.0030	-1.37	-0.0030	-0.84	0.0011	0.32	0.0000	0.01
-3	0.0012	0.45	-0.0018	-0.41	0.0130	3.25***	0.0136	1.77*
-2	0.0006	0.29	-0.0011	-0.20	0.0173	4.28***	0.0308	3.12***
-1	0.0011	0.48	0.0000	0.01	0.0351	7.58***	0.0659	5.61***
0	0.0150	4.62***	0.0151	1.98**	0.0349	6.48***	0.1001	7.26***
+1	0.0204	4.50***	0.0355	3.66***	0.0056	0.99	0.1057	7.17***
+2	-0.0030	-0.95	0.0324	3.13***	-0.0026	-0.51	0.1028	6.34***
+3	-0.0103	-4.28***	0.0221	2.07**	-0.0023	-0.50	0.1010	5.56***
+4	-0.0004	-0.17	0.0217	2.02**	-0.0035	-0.84	0.0974	5.09***
+5	-0.0042	-2.02**	0.0174	1.56	-0.0064	-1.54	0.0910	4.60***
(0, 1)			0.0506	3.00***			0.2058	7.36***
(-1, 1)			0.0506	2.24**			0.2718	6.99***
(-2, 2)			0.0819	2.21**			0.4054	6.51***
(-3, 3)			0.1022	2.02**			0.5200	6.13***
(-4, 4)			0.1208	1.93*			0.6174	5.81***
(-5, 5)			0.1382	1.86*			0.7077	5.60***

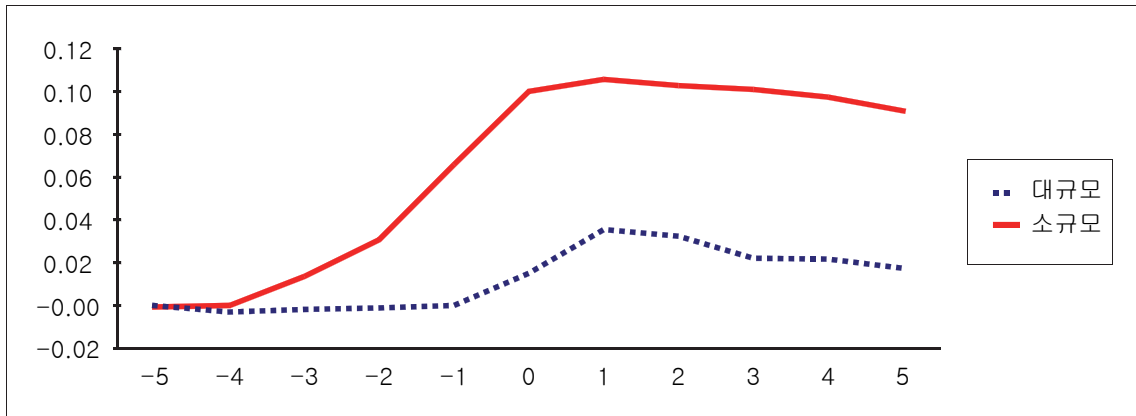
*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

[#]AR: 초과수익률, CAR: 누적초과수익률

대규모 기업은 합병공시일(0)부터 4일 후(+4)까지 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 소규모기업에서 사전에 합병공시에 대한 정보유출이 존재했을 가능성이 있음을 보여준다. 추가적으로, 합병공시일 기준 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5)으로 주가추이를 분석한 결과, 대규모기업과 소규모기업에서 모두 유의한 양(+)의 값이 나타나는 것을 볼 수 있다. 하지만 소규모기업은 6개 누적 기간 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타나는 반면 대규모기업은 누적기간이 길어질수록 유의한 정도가 낮아지는 것을 알 수 있다.

이러한 결과들을 종합해보았을 때, 기업의 합병공

시가 규모에 상관없이 주가수익률에 긍정적인 반응을 이끌어내고 있다. 그러나 기업규모별로 구분해 보면 대규모기업의 주가수익률보다 소규모기업의 주가수익률이 더 유의한 수준을 보인다. 따라서 기존의 선행연구에서 나타나는 합병기업의 규모효과가 본 연구에서도 동일하게 나타난다는 것을 알 수 있다. 또한 소규모기업의 일별초과수익률이 합병공시 이전부터 급격하게 증가하는 것으로 보아 소규모기업에서의 정보비대칭이 더 크다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 〈표 6〉의 누적초과수익률(CAR)의 패턴을 그래프로 나타낸 〈그림 2〉을 통해 보다 명확하게 확인할 수 있다.



〈그림 2〉 기업규모별 합병공시에 따른 누적초과수익률 추이 (N=385)

〈표 7〉은 합병기업의 소속시장별 초과수익률 차이 검증에 위한 합병공시일 5일 전(-5)부터 5일 후(+5)까지의 주가반응을 나타낸다. 〈표 6〉과 마찬가지로 합병공시를 한 기업의 일별주가수익률을 이용하여 계산된 초과수익률(AR)과 $t(AR)$ 값, 누적초과수익률(CAR)과 $t(CAR)$ 값을 나타냈으며, 공시일은 합병공시를 한 날을 기준으로 하였고 0으로 표기하였다. (-)는 공시 전, (+)는 공시 후를 각각 의미한다.

〈표 7〉의 초과수익률(AR)을 보면 코스피기업에서는 합병공시 2일 전(-2)부터 다음날까지 양(+)의 수익률을 보이지만 공시 2일 후(+2)부터는 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 반면에 코스닥기업에서는 합병공시 3일 전(-3)부터 유의한 양(+)의 값을 보였으며 합병공시 1일 후(+1)까지 유의한 양(+)의 값이 나타났다. 이는 엄재하(2017)의 연구결과와 마찬가지로 코스닥기업은 합병공시 이전에 정보가 유출되어 시장에 이미 반영되었을 가능성을 시사하며, 고강석(2012), 박애영(2014), 전형철과 형남원(2016)의 연구에서 언급하였듯이 코스닥기업의 부실한 기업지배구조에 따른 높은 정보비대칭

이 존재한다고 볼 수 있다. 이는 시가총액을 기준으로 기업규모를 구분한 〈표 6〉의 결과와도 일치하고 있다. 누적초과수익률(CAR)은 두 시장 모두 합병공시 2일 전(-2)부터 5일 후(+5)까지 모두 유의한 양(+)의 값이 나타나는 것을 알 수 있다. 추가적으로 합병공시일 기준 6개 누적기간을 분석해본 결과, 모두 1%수준에서 유의한 양(+)의 값이 나타났다.

이러한 결과들을 종합해 보았을 때, 합병공시는 소속시장에 상관없이 시장에서 투자자들에게 긍정적인 반응을 불러일으킨다는 것을 시사하고 있다. 이러한 결과는 〈표 7〉의 누적초과수익률(CAR)의 패턴을 그래프로 나타낸 〈그림 3〉을 통해 보다 명확하게 확인할 수 있다.

5.2 (가설1)의 검정결과

5.2.1 [가설1-1]의 검정결과: 규모별 합병공시에 따른 시장반응

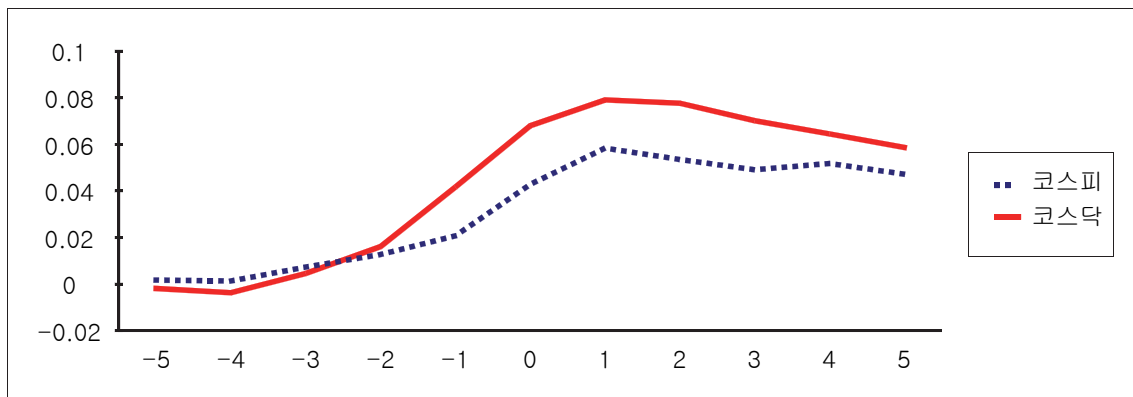
〈표 8〉은 [가설1-1]의 검정결과를 나타내는 표로 2003년부터 2017년까지 합병기업을 대상으로 규

〈표 7〉 소속시장별 합병공시에 따른 주가반응 (N=385)

구분 공시일	코스피기업 (N=167)				코스닥기업 (N=218)			
	AR [#]	t(AR)	CAR [#]	t(CAR)	AR [#]	t(AR)	CAR [#]	t(CAR)
-5	0.0008	0.31	0.0016	0.59	-0.0019	-0.63	-0.0019	-0.63
-4	0.0001	0.04	0.0013	0.30	-0.0018	-0.59	-0.0037	-0.79
-3	0.0054	1.61	0.0072	1.23	0.0082	2.44**	0.0045	0.72
-2	0.0055	1.81*	0.0127	1.69*	0.0115	3.33***	0.0161	1.95*
-1	0.0080	2.39**	0.0207	2.31**	0.0256	6.33***	0.0417	4.21***
0	0.0228	4.70***	0.0428	3.97***	0.0264	6.32***	0.0680	5.82***
+1	0.0158	3.67***	0.0584	4.80***	0.0111	1.99**	0.0791	6.20***
+2	-0.0045	-1.16	0.0535	4.05***	-0.0014	-0.33	0.0777	5.59***
+3	-0.0049	-1.61	0.0491	3.41***	-0.0074	-1.90*	0.0702	4.61***
+4	0.0027	0.97	0.0518	3.41***	-0.0056	-1.51	0.0645	4.11***
+5	-0.0046	-1.55	0.0472	2.94***	-0.0058	-1.72*	0.0587	3.66***
(0, 1)			0.1011	4.48***			0.1472	6.17***
(-1, 1)			0.1219	3.97***			0.1889	5.70***
(-2, 2)			0.1881	3.79***			0.2826	5.35***
(-3, 3)			0.2445	3.60***			0.3574	4.99***
(-4, 4)			0.2976	3.50***			0.4182	4.69***
(-5, 5)			0.3465	3.41***			0.4749	4.51***

*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

[#] AR: 초과수익률, CAR: 누적초과수익률



〈그림 3〉 시장별 합병공시에 따른 누적초과수익률 추이 (N=385)

모효과가 나타나는지 분석한 결과이다. 즉, 종속변수인 누적평균초과수익률(CAR)의 기간은 합병공시일 기준 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5)으로 총 6개 기간을 설정하여 누적기간에 따라 시장이 차별적으로 반응을 보이는지 분석하였다.

분석결과, 모든 모형의 F-value와 $\overline{R^2}$ 값을 살펴볼 때 모형의 설계는 적절하다고 할 수 있다. 기업규모를 나타내는 변수인 SIZE는 모두 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 2003년부터 2017년까지 합병공시를 한 기업에서 규모효과가 있다는 것을 보여주는 결과로서 Moeller et al.(2004) 등 다수의 선행연구에서 나타난 동일한 결과임을 시사하고 있다. 또한 누적평균초과수익률(CAR)의 설정기간이 (-4, 4), (-5, 5)일 때를 제외하고는 기업규모와 유의성이 1%수준으로 나타나 초과수익률의 누적기간이 합병공시일에 가까울수록 합병기업의 규모효과가 더 뚜렷하게 긍정적으로 나타나는 것을 볼 수 있다. 따라서 합병기업의 규모효과를 검증한 본 연구의 [가설1-1]은 채택되었다.

정보비대칭의 대응치인 주가변동성(VOLA)는 유의한 값을 찾을 수 없었으며 주식거래량회전율(TURN)은 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나왔다. 이는 합병공시 이전부터 주식거래량회전율(TURN)이 높아 정보비대칭이 낮은 기업일수록 투자자들의 합병에 대한 합리적 판단이 발생하고 역선택의 감소로 이어진다. 이 때문에 합병에 의한 정보과급력이 약하게 나타나 오히려 부정적인 시장반응으로 이어지는 것이다. 반대로 주식거래량회전율(TURN)이 낮

아 정보비대칭이 높은 기업일수록 투자자들은 합병에 대해 합리적인 판단을 내리기 어렵다. 즉, 합병공시 이전부터 정보비대칭이 높은 기업일수록 투자자들의 역선택이 발생하고 이러한 결과, 시장에서 합병공시의 정보과급력이 긍정적으로 강하게 나타나는 것으로 볼 수 있다.¹⁶⁾ 그 외 통제변수로 관계사간 합병여부를 나타내는 더미변수(SUB)만 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 시장에서 관계사 간 합병을 부정적으로 인식하고 있다는 결과이다. 투자자들은 관계사간 합병을 긍정적인 시너지를 위한 경영활동보다는 주로 재무구조개선과 구조조정을 위한 경영활동으로 인식하고 있기 때문에 합병공시에 따른 시장반응에 부정적인 영향을 시사하고 있다.¹⁷⁾

5.2.2 [가설1-2]의 검정결과: 소속시장별 합병공시에 따른 시장반응

<표 9>는 [가설1-2]의 검정결과를 나타내는 표로 기업규모를 소속시장으로 구분하였을 때 합병기업의 규모효과가 나타나는지 분석한 결과이다. 즉, 종속변수인 누적평균초과수익률(CAR)의 기간은 합병공시일 기준 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5)으로 6개 기간을 설정하여 누적기간에 따라 시장이 차별적으로 반응을 보이는지 분석하였다.

분석결과, 모든 모형의 F-value와 $\overline{R^2}$ 값을 살펴볼 때 모형의 설계는 적절하다고 할 수 있다. 소속시

16) Aebel and Strbel(1983), Barry and Brown(1984), 그리고 이장형과 최현돌(2004)은 주식시장에서 소외되어 거래량이 낮은 기업일수록 더 높은 초과수익률이 나타나는 시장이상현상인 소외기업효과를 실증분석하였다. 따라서 본 연구의 가설검정결과를 보았을 때, 합병공시로 인한 시장반응에 소외기업효과가 내재되었다고 예상할 수 있다.

17) 강효석과 서재웅(2010)은 관계사간 합병은 주로 재무구조 개선을 위한 구조조정 성격을 띠고 있기 때문에 관계사간 합병일수록 부정적인 시장반응으로 나타난다는 연구결과를 제시하였다. 이러한 연구결과는 본 논문의 분석결과를 더욱 강건하게 지지하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 8〉 (가설1-1)의 검정결과

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t-1} + \beta_2 VOLA_{i,t-1} + \beta_3 TURN_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 ROE_{i,t-1} + \beta_6 DEBT_{i,t-1} + \beta_7 DIV + \beta_8 SUB + \beta_9 FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots\dots\dots \text{모형(1-1)}$$

변수#	(0, 1)	(-1, 1)	(-2, 2)	(-3, 3)	(-4, 4)	(-5, 5)
상수	2.2843 (3.47)***	1.4987 (3.66)***	2.2841 (3.47)***	2.9383 (3.27)***	3.4819 (3.10)***	3.9476 (2.96)***
SIZE	-0.1664 (-2.89)***	-0.1110 (-3.09)***	-0.1664 (-2.89)***	-0.2136 (-2.72)***	-0.2521 (-2.57)**	-0.2850 (-2.44)**
VOLA	-0.9416 (-0.27)	-0.4645 (-0.21)	-0.9416 (-0.27)	-1.1409 (-0.24)	-1.3414 (-0.22)	-1.1599 (-0.16)
TURN	-0.0199 (-2.85)***	-0.0113 (-2.61)***	-0.0199 (-2.85)***	-0.0275 (-2.89)***	-0.0344 (-2.89)***	-0.0408 (-2.89)***
OCF	0.0005 (0.40)	0.0009 (0.40)	0.0009 (0.28)	0.0009 (0.21)	0.0012 (0.22)	0.0015 (0.23)
ROE	-0.0001 (-0.13)	-0.0002 (-0.41)	-0.0001 (-0.13)	0.0002 (0.16)	0.0006 (0.33)	0.0009 (-0.41)
DEBT	0.0000 (-0.18)	0.0000 (-0.17)	0.0000 (-0.18)	-0.0001 (-0.18)	-0.0001 (-0.27)	-0.0001 (-0.33)
DIV	0.0872 (1.19)	0.0626 (1.37)	0.0872 (1.19)	0.1137 (1.13)	0.1333 (1.06)	0.1430 (0.96)
SUB	-0.2604 (-3.10)***	-0.1626 (-3.11)***	-0.2604 (-3.10)***	-0.3408 (-2.98)***	-0.3981 (-2.78)***	-0.4520 (-2.66)***
FOR	0.0028 (0.64)	0.0018 (0.66)	0.0028 (0.64)	0.0039 (0.65)	0.0042 (0.56)	0.0043 (0.48)
R ²	0.08	0.09	0.08	0.08	0.07	0.07
$\overline{R^2}$	0.06	0.06	0.06	0.05	0.05	0.04
F-Value	4.06***	4.22***	4.00***	3.71***	3.41***	3.19***
N	385	385	385	385	385	385

변수정의는 〈표 4〉와 같음.

*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

장을 나타내는 변수인 MARKET의 방향성은 예상과 동일하게 양(+)으로 나타났지만 모두 유의한 값을 찾을 수 없었다. 이러한 결과는 기업규모를 소속 시장으로 구분하였을 때에는 합병기업의 규모효과를 유의적으로 설명하기 어렵다는 것을 의미한다.

이치송(2009), 고강석(2012), 엄재하(2017)는 코스닥시장과 코스피시장의 속성차이로 인해 시장별

로 구분하여 주가반응을 비교분석하였는데, 두 시장 간에 차별적인 주가반응을 보였다. 그러나 〈표9〉에서는 합병이라는 기업의 중대한 사건을 기준으로 시장간 누적평균초과수익률(CAR)에 영향을 미치는 유의한 차이는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 시장에서는 소속시장에 따른 구분 없이 합병공시를 긍정적으로 판단하고 있다는 것이다. 따라서 합병기

〈표 9〉 [가설1-2]의 검정결과

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 MARKET + \beta_2 VOLA_{i,t-1} + \beta_3 TURN_{i,t-1} + \beta_4 OCF_{i,t-1} + \beta_5 ROE_{i,t-1} + \beta_6 DEBT_{i,t-1} + \beta_7 DIV + \beta_8 SUB + \beta_9 FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots\dots\dots \text{모형(1-2)}$$

변수#	(0, 1)	(-1, 1)	(-2, 2)	(-3, 3)	(-4, 4)	(-5, 5)
상수	0.2105 (2.81)***	0.2672 (2.59)***	0.4377 (2.65)***	0.5712 (2.54)***	0.6937 (2.47)***	0.7992 (2.39)**
MARKET	0.0017 (0.05)	0.0069 (0.13)	0.0101 (0.12)	0.0054 (0.05)	-0.0076 (-0.05)	-0.0206 (-0.12)
VOLA	0.7589 (0.47)	1.1027 (0.50)	1.4121 (0.40)	1.9514 (0.41)	2.4422 (0.41)	3.2335 (0.45)
TURN	-0.0086 (-2.72)***	-0.0124 (-2.83)***	-0.0215 (-3.06)***	-0.0296 (-3.08)***	-0.0367 (-3.07)***	-0.0434 (-3.05)***
OCF	0.0004 (-0.28)	0.0005 (-0.28)	0.0011 (-0.36)	0.0018 (-0.40)	0.0020 (-0.36)	0.0021 (-0.33)
ROE	-0.0002 (-0.43)	-0.0003 (-0.42)	-0.0001 (-0.15)	0.0002 (0.15)	0.0006 (0.31)	0.0009 (0.39)
DEBT	0.0000 (-0.29)	-0.0000 (-0.26)	0.0000 (-0.26)	-0.0001 (-0.27)	-0.0001 (-0.38)	-0.0002 (-0.44)
DIV	0.0396 (1.17)	0.0653 (1.40)	0.0912 (1.22)	0.1195 (1.17)	0.1415 (1.11)	0.1534 (1.02)
SUB	-0.1299 (-3.40)***	-0.1861 (-3.53)***	-0.2957 (-3.50)***	-0.3871 (-3.36)***	-0.4544 (-3.16)***	-0.5171 (-3.03)***
FOR	-0.0012 (-0.67)	-0.0013 (-0.52)	-0.0019 (-0.46)	-0.0022 (-0.39)	-0.0032 (-0.45)	-0.0041 (-0.49)
R ²	0.06	0.06	0.06	0.06	0.05	0.05
$\overline{R^2}$	0.04	0.04	0.04	0.04	0.03	0.03
F-Value	2.92***	3.08***	3.01***	2.84***	2.63***	2.50***
N	385	385	385	385	385	385

변수정의는 〈표 4〉와 같음.
*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

업의 소속시장별 규모효과를 검증한 본 연구의 [가설1-2]는 기각되었다.

정보비대칭 대응변수인 주가변동성(VOLA)은 예상한 것 처럼 양(+)의 방향성이 나타났지만 유의한 값을 찾을 수 없었다. 그러나 주식거래량회전율(TURN)은 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 분석결과는 합병공시 이전부터 주식거

래량회전율(TURN)이 낮아 정보비대칭이 높은 기업일수록 시장에서 투자자들은 기업의 합병에 대해 합리적인 투자판단을 하지 못한다는 것이다. 이 때문에 역선택이 발생하고 이로 인해 정보과급력이 높아 오히려 시장반응이 긍정적으로 나타난다는 것으로 볼 수 있다.

그 외 기타 통제변수로는 [가설1-1]의 검정결과

에서와 같이 관계사간 합병여부를 나타내는 더미변수(SUB)만 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 시장에서 투자자들이 관계사간 합병을 기업의 성장을 위한 긍정적인 경영활동으로 인식하기보다 구조조정 등 재무구조 개선을 위한 경영활동으로 인식하기 때문에 합병공시에 따른 시장반응에 부정적인 영향을 미치는 것을 시사하고 있다.

5.3 (가설2)의 검정결과

5.3.1 [가설2-1]의 검정결과: 정보비대칭과 기업 규모별 시장반응

〈표 10〉는 [가설2-1]의 검정결과를 나타내는 표로 2003년부터 2017년까지 합병공시를 실시한 기업을 대상으로 기업규모별로 정보비대칭 변수인 추가변동성($D_{SIZE} \times VOLA$)과 주식거래량회전율($D_{SIZE} \times TURN$)이 합병공시에 따른 시장반응에 유의한 차이를 미치는지 검정하기 위한 결과이다. 즉, 종속변수는 누적평균초과수익률(CAR)의 누적기간에 따라 검정결과에 차이가 있는지 살펴보기 위해 합병공시일 기준 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5)으로 총 6개 누적기간을 설정하였다. 기업규모를 나타내는 변수인 D_{SIZE} 는 [가설2-1]의 주요 관심변수인 소규모기업의 추가변동성(D_{SIZE}

$\times VOLA$)과 소규모기업의 주식거래량회전율($D_{SIZE} \times TURN$) 사이에 다중공선성이 심하게 나타나 모형에서 제외하였다.¹⁸⁾

분석결과, 모든 모형의 F-value와 $\overline{R^2}$ 값을 살펴볼 때 모형의 설계는 적절하다고 할 수 있다. 정보비대칭 변수인 추가변동성(VOLA)은 유의한 값을 찾지 못하였다. 또한 주식거래량회전율(TURN)은 예상부호와 일치하는 음(-)의 값이 나왔으나 유의한 값을 찾지 못하였다. [가설2-1]의 주요 관심변수인 소규모기업의 추가변동성($D_{SIZE} \times VOLA$)은 누적평균초과수익률(CAR)에 유의한 양(+의 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이는 모든 누적기간에서 1%수준으로 유의한 양(+의 값이 나타나고 있다. 또한 소규모기업의 주식거래량회전율($D_{SIZE} \times TURN$)은 모두 유의한 음(-)의 값이 나타나 방향성과 함께 예상과 일치하고 있다. 즉, 기업규모에 따라 추가변동성과 주식거래량회전율이 합병공시의 시장반응에 미치는 영향은 유의한 차이를 나타내고 있다. 따라서 합병공시 이전부터 정보비대칭이 높은 소규모기업일수록 합병공시라는 사건을 통해 투자자들의 긍정적인 반응을 이끌어낸다는 것을 시사하고 있다. 이는 경영자와 투자자 사이에 높은 정보비대칭이 존재하는 경우, 기업의 합병에 대해 투자자들의 일치되는 투자 의견이 아닌 차별적인 투자 의견을 야기시켜 강한 정보과급력을 발생시키는 것으로 볼 수 있다.¹⁹⁾

18) 본 연구의 모형(2-1)에서는 기업 규모변수인 Dsize를 포함하여 분석한 결과, Dsize와 (Dsize×VOLA)는 유의한 양(+의 값이 나타났다. 하지만 Dsize의 VIF값이 14.18로 나왔으며, (Dsize×VOLA)는 VIF값이 20.48로 나타났다. 그러나 Dsize를 포함시키지 않은 경우, 모형(2-1)의 주요변수인 (Dsize×VOLA)는 VIF값이 3.04로 나타난다. 이처럼 Dsize를 포함할 경우, 주요 독립변수인 (Dsize×VOLA)와 다중공선성이 높게 나와 모형(2-1)에서 포함시키지 않았다. 그러나 Dsize를 포함하더라도 모형(2-1)의 주요 독립변수인 (Dsize×VOLA)의 결과값은 제외 전후 큰 차이가 존재하지 않았으며, 부호 역시 모두 동일하게 나타났다. 따라서 [가설 2-1]의 검정에서는 기업규모(Dsize)를 포함시키지 않고 분석하였다.

19) 합병공시 이전부터 정보비대칭이 높은 기업일수록 기업의 합병에 대해 투자자들이 합리적이고 일치되는 투자 의견을 내기 어렵다. 이 때문에 정보비대칭이 높은 기업일수록 투자자들의 다양한 투자 의견이 발생하여 합병의 정보 과급력이 강하게 나타나 긍정적인 시장 반응으로 이어진다는 연구결과가 있다. 이러한 선행연구들의 분석결과를 본 연구의 [가설2-1]의 검정결과와 부합된다(Moeller et al. 2007; Draper and Paudyal 2008; Cheng et al. 2016; Luybaert and Caneghem 2017; 양철원 외 2008; 윤정선과 정무권 2009).

〈표 10〉 [가설2-1]의 검정결과

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 VOLA_{i,t-1} + \beta_2 (D_{SIZE} \times VOLA_{i,t-1}) + \beta_3 TURN_{i,t-1} + \beta_4 (D_{SIZE} \times TURN_{i,t-1}) + \beta_5 OCF_{i,t-1} + \beta_6 ROE_{i,t-1} + \beta_7 DEBT_{i,t-1} + \beta_8 DIV + \beta_9 SUB + \beta_{10} FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots \dots \text{모형 (2-1)}$$

변수 [#]	(0, 1)	(-1, 1)	(-2, 2)	(-3, 3)	(-4, 4)	(-5, 5)
상수	0.2251 (3.07)***	0.2898 (2.88)***	0.4679 (2.89)***	0.6067 (2.75)***	0.7306 (2.65)***	0.8373 (2.56)**
VOLA	-2.4303 (-1.33)	-3.5142 (-1.40)	-5.4373 (-1.35)	-7.2407 (-1.32)	-8.8842 (-1.30)	-10.1041 (-1.24)
(D_{SIZE} \times VOLA)	3.7997 (3.36)***	5.5689 (3.58)***	8.4020 (3.36)***	11.2666 (3.31)***	13.7759 (3.24)***	16.1249 (3.19)***
TURN	-0.0004 (-0.09)	-0.0001 (-0.02)	-0.0012 (-0.11)	-0.0013 (-0.09)	-0.0016 (-0.09)	-0.0018 (-0.08)
(D_{SIZE} \times TURN)	-0.0119 (-1.86)*	-0.0179 (-2.03)**	-0.0301 (-2.13)**	-0.0422 (-2.19)**	-0.0528 (-2.19)**	-0.0627 (-2.19)**
OCF	-0.0004 (-0.29)	-0.0005 (-0.29)	-0.0011 (-0.37)	-0.0018 (-0.41)	-0.0020 (-0.37)	-0.0021 (-0.33)
ROE	0.0000 (0.06)	0.0000 (0.11)	0.0004 (0.38)	0.0010 (0.67)	0.0016 (0.83)	0.0021 (0.91)
DEBT	0.0000 (-0.03)	0.0000 (0.01)	0.0000 (0.02)	0.0000 (0.03)	0.0000 (-0.06)	-0.0000 (-0.11)
DIV	0.0284 (0.85)	0.0494 (1.07)	0.0660 (0.89)	0.0842 (0.84)	0.0964 (0.77)	0.0991 (0.66)
SUB	-0.1086 (-2.85)***	-0.1557 (-2.97)***	-0.2514 (-2.99)***	-0.3275 (-2.85)***	-0.3805 (-2.65)***	-0.4296 (-2.52)**
FOR	0.0000 (-0.04)	0.0003 (0.12)	0.0005 (0.14)	0.0012 (0.21)	0.0011 (0.16)	0.0010 (0.12)
R^2	0.09	0.09	0.09	0.08	0.08	0.08
$\overline{R^2}$	0.06	0.07	0.06	0.06	0.06	0.05
F-Value	3.81***	4.13***	3.91***	3.72***	3.49***	3.33***
N	385	385	385	385	385	385

[#] 변수정의는 〈표 4〉와 같음.

*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

결론적으로, 합병공시 전기 기업규모별 정보비대칭은 합병기업 규모효과를 설명할 수 있는 원인이 될 수 있으며 본 연구의 [가설2-1]은 채택되었다.

5.3.2 [가설2-2]의 검정결과: 정보비대칭과 소속 시장별 시장반응

〈표 11〉은 [가설2-2]의 검정결과를 나타내는 표로 2003년부터 2017년까지 합병공시를 실시한 기

〈표 11〉 [가설2-2]의 검정결과

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1(MARKET \times VOLA_{i,t-1}) + \beta_2(MARKET \times TURN_{i,t-1}) + \beta_3OCF_{i,t-1} + \beta_4ROE_{i,t-1} + \beta_5DEBT_{i,t-1} + \beta_6DIV + \beta_7SUB + \beta_8FOR_{i,t-1} + \epsilon_i \dots\dots\dots \text{모형(2-2)}$$

변수 [#]	(0, 1)	(-1, 1)	(-2, 2)	(-3, 3)	(-4, 4)	(-5, 5)
상수	0.2143 (4.64)***	0.2736 (4.30)***	0.4345 (4.26)***	0.5644 (4.06)***	0.6853 (3.95)***	0.7990 (3.87)***
(MARKET × VOLA)	0.8418 (0.94)	1.3196 (1.07)	1.9661 (0.99)	2.5406 (0.94)	2.7797 (0.82)	3.1027 (0.77)
(MARKET × TURN)	-0.0098 (-2.81)***	-0.0143 (-2.97)***	-0.0241 (-3.12)***	-0.0326 (-3.09)***	-0.0398 (-3.02)***	-0.0463 (-2.95)***
OCF	-0.0003 (-0.27)	-0.0005 (-0.26)	-0.0011 (-0.34)	-0.0017 (-0.39)	-0.0019 (-0.35)	-0.0021 (-0.31)
ROE	-0.0002 (-0.49)	-0.0003 (-0.47)	-0.0002 (-0.19)	0.0001 (0.10)	0.0004 (0.26)	0.0007 (0.33)
DEBT	-0.0000 (-0.21)	-0.0000 (-0.18)	-0.0000 (-0.20)	-0.0000 (-0.20)	-0.0001 (-0.31)	-0.0002 (-0.36)
DIV	0.0379 (1.12)	0.0630 (1.36)	0.0869 (1.17)	0.1128 (1.11)	0.1331 (1.05)	0.1435 (0.95)
SUB	-0.1278 (-3.41)***	-0.1830 (-3.55)***	-0.2888 (-3.49)***	-0.3769 (-3.34)***	-0.4420 (-3.14)***	-0.5036 (-3.01)***
FOR	-0.0011 (-0.62)	-0.0012 (-0.49)	-0.0017 (-0.41)	-0.0019 (-0.33)	-0.0027 (-0.39)	-0.0036 (-0.43)
R ²	0.06	0.06	0.06	0.06	0.05	0.05
$\overline{R^2}$	0.04	0.04	0.04	0.04	0.03	0.03
F-Value	3.33***	3.54***	3.40***	3.16***	2.89***	2.71***
N	385	385	385	385	385	385

[#] 변수정의는 〈표 4〉와 같음.

*** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

업을 대상으로 소속시장별로 정보비대칭 변수인 주가변동성(MARKET× VOLA)과 주식거래량회전율(MARKET× TURN)이 합병공시에 따른 시장반응에 유의한 영향을 미치는지 검정하기 위한 결과이다. 즉, 종속변수는 합병공시일을 기준으로 설정한 누적평균초과수익률(CAR)의 누적기간에 따라 검정결과에 차이가 있는지 보기 위해 전술한대로 6개 누적

기간으로 설정한 누적평균초과수익률(CAR)을 사용하였다. 분석결과, 모든 모형의 F-value와 $\overline{R^2}$ 값을 살펴볼 때 모형의 설계는 적절하다고 할 수 있다. 기업규모 변수(MARKET)와 정보비대칭 변수인 주가변동성(VOLA)과 주식거래량회전율(TURN)은 [가설2-2]의 주요 관심변수인 소속시장별 주가변동성(MARKET× VOLA)과 소속시장별 주식거래량

회전율($MARKET \times TURN$) 사이에 다중공선성이 심하게 나타나 모형에서 제외하였다.²⁰⁾

[가설2-2]의 주요 관심변수인 소속시장별 추가변동성($MARKET \times VOLA$)은 부호가 양(+)으로 나타나 방향성은 일치하였지만 6개 누적기간 모두 유의한 값을 찾지 못하였다. 반면에 소속시장별 주식거래량회전율($MARKET \times TURN$)은 6개 누적기간 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 즉, 소속시장에 따라 주식거래량회전율이 합병공시의 시장반응에 유의한 차이를 나타내고 있다. 이러한 분석결과는 합병공시 이전부터 주식거래량회전율(TURN)이 낮아 경영자와 투자자 간 정보비대칭이 심한 기업일수록 합병공시에 따른 투자자들의 차별적인 투자여건을 야기시키고, 이로 인해 정보 파급력이 강하게 나타나 긍정적인 시장반응으로 이어진다는 것으로 볼 수 있다. 결론적으로, 소속시장별 정보비대칭의 차이는 합병기업의 규모효과를 설명하는 원인이라고 할 수 있다. 따라서 정보비대칭변수인 주식거래량회전율의 관점에서 본 연구의 [가설2-2]는 채택되었다.

그 외 통제변수는 관계사간 합병여부를 나타내는 터미변수(SUB)만 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 전술한 바와 같이 이는 시장에서 투자자들은 관계사간 합병을 기업의 긍정적인 경영활동으로 인식하기보다는 재무구조 악화에 따른 기업의

구조조정으로 인식하여 나타나는 부정적인 시장반응을 시사하고 있다.

VI. 요약 및 결론

합병기업의 규모효과는 주식시장의 이상현상으로 현재까지 많은 연구들을 통해 그 원인을 분석하고 있다. 주식시장에서는 높은 정보비대칭이 존재하면 투자자들의 역선택이 발생할 수 있고, 이는 주식시장의 유동성 악화로 나타난다(Diamond and Verrecchia 1991; Leuz and Verrecchia 2000, 2003; Moeller et al. 2007; Daske et al. 2008; Draper and Paudyal 2008; Cheng et al. 2016; Luypaert and Caneghem 2017). 특히, 이러한 주식시장의 정보비대칭은 소규모기업에서 더 높게 나타나고 있다(Arbel and Strebel 1983; Barry and Brown 1984; 이장형과 최현돌 2004). 따라서 본 연구에서는 합병기업의 규모효과가 존재하는지 살펴보고, 나아가 합병기업 규모효과의 주 원인을 정보비대칭으로 보고 기업규모별로, 그리고 소속시장별로 정보비대칭의 차이가 합병기업 규모효과의 원인으로 추가적으로 설명 가능할지를 실증적으로 분석하였다.

20) 본 연구의 모형(2-2)에서 기업의 소속시장변수인 MARKET과 정보비대칭 변수인 추가변동성(VOLA)과 주식거래량회전율(TURN)을 포함하여 분석한 결과, 추가변동성(VOLA)은 양(+)의 값이 나타났지만 유의하지 않았으며, 주식거래량회전율(TURN)은 음(-)의 값이 나타났지만 유의한 값을 찾을 수 없었다. 소속시장별 추가변동성($MARKET \times VOLA$)은 예상과 마찬가지로 양(+)의 값이 나타났지만 유의하지 않았으며, 소속시장별 주식거래량회전율($MARKET \times TURN$)은 1%수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 하지만 MARKET은 VIF값이 11.77로, 소속시장별 추가변동성($MARKET \times VOLA$)는 VIF값이 17.33으로 나타났다. 소속시장별 주식거래량회전율($MARKET \times TURN$)은 VIF값이 7.03으로 나타났다. 그러나 MARKET, VOLA, TURN을 포함시키지 않은 경우, 본 연구의 주요 관심변수인 ($MARKET \times VOLA$)의 VIF값은 2.37로 나왔으며, ($MARKET \times TURN$)은 VIF값이 1.38로 나타났다. 이처럼 MARKET, VOLA, TURN 변수를 포함시킬 경우, 변수들 간 다중공선성이 높게 나오기 때문에 모형(2-2)에서 전부 포함시키지 않았다. 따라서 [가설2-2]의 검증에서는 소속시장(MARKET), 추가변동성(VOLA), 주식거래량회전율(TURN)을 포함시키지 않고 분석하였다.

먼저, 본 연구에서는 표본기간을 2003년부터 2017년까지로 설정하여 표본기간 이내에 합병공시를 한 기업을 대상으로 주식시장에서 기업규모와 소속시장으로 각각 구분하여 합병기업의 규모효과가 존재하는지 분석해보았다. 나아가 기업규모별 및 소속시장별 정보비대칭의 차이가 누적평균초과수익률(CAR)에 미치는 영향으로 합병기업의 규모효과를 설명할 수 있는지를 살펴보았다. 즉, 종속변수인 누적평균초과수익률은 누적기간에 따라 가설검정결과에 차이가 존재하는지 살펴보기 위해 합병공시일 기준 (0, 1), (-1, 1), (-2, 2), (-3, 3), (-4, 4), (-5, 5) 총 6개 누적기간을 설정하였다.

주요 관심변수인 기업규모는 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그값(SIZE)과 합병기업의 소속시장(MARKET)으로 각각 구분하여 합병기업의 규모효과를 분석하였다. 또한 정보비대칭 변수는 합병공시 전기 추가변동성(VOLA)과 주식거래량회전율(TURN)로 설정하여 기업규모 변수와 결합하여 기업규모별 및 소속시장별 정보비대칭이 합병공시의 규모효과를 추가적으로 설명할 수 있는 주요 요인이 되는지를 분석하였다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 기업규모를 합병공시 전기말 시가총액의 자연로그값(SIZE)으로 설정하여 분석한 결과, 합병공시에 따른 시장반응(CAR)에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 주식시장에서 합병기업의 규모효과가 존재한다는 것을 알 수 있다. 반면에 기업규모를 합병기업의 소속시장(MARKET)으로 구분하여 분석한 결과에서는 예상과 일치하는 양(+)의 방향성을 보였지만 유의한 값을 찾지 못하여 합병기업의 규모효과를 검증하지 못하였다. 이는 기업규모를 시가총액으로 설정하여 분석한 경우에는 합병기업의 규모효과가 존재하지만 기업규모를 소속시

장으로 구분하는 방법으로 합병기업의 규모효과를 설명하기에는 다소 한계가 있다는 것을 시사하고 있다.

둘째, 기업규모별 정보비대칭이 합병공시에 따른 시장반응의 차이에 영향을 미치는지 분석한 결과에서는 소규모기업의 정보비대칭 변수인 추가변동성($D_{SIZE} \times VOLA$)은 누적평균초과수익률(CAR)에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 소규모기업의 정보비대칭 변수인 거래량회전율($D_{SIZE} \times TURN$)은 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 합병공시 이전부터 정보비대칭이 높은 소규모기업일수록 합병공시에 따른 시장반응이 긍정적으로 나타난다는 것을 시사하는 결과이다. 다음으로 기업규모를 소속시장으로 구분한 분석결과는 코스닥기업의 정보비대칭 변수인 거래량회전율($MARKET \times TURN$)이 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 합병공시 이전부터 주식거래량이 적어 정보비대칭이 높은 코스닥기업일수록 합병공시에 따른 시장반응이 더 긍정적이라는 것을 시사하는 결과이다. 반면에 코스닥기업의 정보비대칭 변수인 추가변동성($MARKET \times VOLA$)은 예상과 일치하는 양(+)의 방향성을 보였지만 유의한 값을 발견하지 못하였다. 이는 정보비대칭 변수인 주식거래량회전율(TURN)의 관점에서 보았을 때 합병공시 이전부터 정보비대칭이 높은 코스닥기업일수록 합병공시에 따른 시장반응이 긍정적으로 나타나는 것을 시사하고 있다.

위의 분석결과들을 종합해 보았을 때, 기업규모를 합병공시 전기말 시가총액으로 측정된 분석결과에서는 주식시장에서 합병기업의 규모효과가 존재한다. 또한 기업규모를 합병기업의 소속시장으로 구분한 분석결과에서는 예상과 일치하는 양(+)의 방향성을 보였지만 합병기업의 규모효과를 설명하기 어려웠다. 이는 코스피기업과 코스닥기업 모두 합병공시가 시

장에서 긍정적으로 인식되기 때문에 소속시장간 규모효과의 유의적인 차이를 발견하기 어렵다는 것이다.

다음으로 정보비대칭 변수인 추가변동성이 높은 소규모기업일수록 합병공시에 따른 시장반응이 긍정적으로 나타났으며, 다른 정보비대칭 변수인 주식거래량회전율이 낮은 소규모기업일수록 합병공시에 따른 시장반응이 긍정적으로 나타났다. 즉, 기업규모별 정보비대칭의 차이가 합병공시에 따른 시장반응에 미치는 영향으로 합병기업의 규모효과를 설명할 수 있다. 이는 합병공시 이전부터 기업의 내 외부 이해관계자간 정보비대칭이 높은 소규모기업일수록 투자자들이 주식시장에서 이용가능한 정보가 적기 때문에 역선택이 발생하고, 이로 인해 시장에서 합병공시에 대한 정보과급력이 강하게 나타나 긍정적인 시장반응으로 이어질 수 있다는 것을 시사하고 있다. 또한 기업규모를 합병기업의 소속시장으로 구분하여 소속시장별 정보비대칭의 차이가 합병공시에 따른 시장반응에 미치는 영향으로 합병기업의 규모효과를 설명할 수 있는지 살펴보았다. 정보비대칭 변수인 주식거래량회전율이 낮은 코스닥기업인 경우에 합병공시에 따른 시장반응이 긍정적으로 나타났다. 반면에 다른 정보비대칭 변수인 추가변동성이 높은 코스닥기업인 경우에는 예상과 일치하는 양(+)의 방향성을 보였지만 유의한 값을 발견하지 못하였다. 이와 같이 기업규모를 소속시장으로 구분한 분석결과에서는 소속시장별 정보비대칭 변수 중 주식거래량회전율이 합병공시에 따른 시장반응의 차이를 설명할 수 있는 합병기업의 규모효과를 시사하고 있다. 따라서 합병공시 이전부터 주식거래량회전율이 낮아 정보비대칭이 높은 코스닥기업일수록 시장에서 이용가능한 정보가 적어 투자자들의 역선택이 일어나고, 이로 인해 시장에서 합병공시에 따른 강한 정보과급력이 발생하기에 시장반응이 긍정적으로 나타

나고 있다.

본 연구의 시사점과 한계점은 다음과 같다. 먼저 2003년부터 2017년까지 합병기업의 규모효과가 국내 상장기업에서 나타나고 있다는 것이다. 이는 주식시장의 이상현상인 합병기업의 규모효과가 여전히 존재한다는 것을 시사한다. 동시에 합병기업의 규모효과가 기업규모별 및 소속시장별 정보비대칭에 의해 설명될 수 있다는 것이다. 이는 기업 규모 및 소속시장에 따른 정보비대칭의 대응변수인 추가변동성과 주식거래량회전율의 차이가 합병기업의 규모효과를 발생시키는 주요 원인이라는 것을 시사한다.

본 연구에서는 피합병기업의 규모 및 재무적 특성을 통제하기 어려웠다. 대부분 피합병기업들은 비상장기업이기 때문에 연구에 필요한 재무데이터를 구하기 어렵고 누락된 데이터들이 많아 표본수가 상당히 줄어들어 이를 반영하지 못하였다. 또한 본 연구의 종속변수인 합병공시에 따른 누적평균초과수익률(CAR)에 중요한 영향을 미치는 경제적 요인의 변수들이 생략되었을 가능성이 존재한다. 물론, 선행연구의 분석결과에 따라 합병공시에 따른 누적평균초과수익률에 유의한 영향을 미치는 변수들을 통제변수로 선정하고, 유의하지 못한 변수들(예: 토빈의 Q, 매출액성장률, 시장가 대 장부가 비율 등)은 통제변수에서 제외하여 모형을 설정하였다. 본 연구결과는 합병기업의 규모효과와 더불어 정보비대칭과 시장반응을 연구하는 후속 연구자들에게 유용한 정보가 될 것으로 기대한다.

참고문헌

- 강효석·김성표(2009), "인수합병 공시가 인수기업의 주주에 미치는 영향," **재무연구**, 22(3), 73-112.
- 강효석·서재웅(2010), "코스닥기업의 인수합병이 인수기업의 경영성과에 미치는 영향," **한국증권학회지**, 39(2), 191-223.
- 고강석(2012), "한국주식시장의 시가효과에 관한 연구." **한국산업경영학회 발표논문집**, 127-139.
- 김도연·박서운·신희권(2017), "공정공시 수준이 투자효율성에 미치는 영향," **회계정보연구**, 35(1), 311-355.
- 김병진·정진영(2014), "다각화 디스카운트의 성장동력 변수로서의 자기자본수익률," **한국재무학회 학술대회**, 325-353.
- 김병진·정진영(2016), "국제간 합병의 규모효과와 다각화 디스카운트," **한국증권학회지**, 45(3), 507-529.
- 김선호(2001), "정보량이 주가수익률에 미치는 영향," **재무관리연구**, 18(1), 67-82.
- 김지홍·장진호·여은정(2005), "공정공시 전후의 이익공시에 대한 시장반응비교," **경영학연구**, 34(6), 1895-1915.
- 김지희·신호영·오현민(2016), "IFRS 도입이후 기업지배구조가 경영자이익예측정보와 정보비대칭의 관계에 미치는 영향," **상업교육연구**, 30(2), 141-163.
- 김희석·조경식(2002), "합병관련기업 주주부 변화의 결정 요인," **재무관리연구**, 19(2), 77-109.
- 나영·임옥빈(2008), "기업의 합병효과와 합병기업의 인수 형태에 따른 기업특성," **회계정보연구**, 26(1), 21-58.
- 박애영(2014), "코스닥 기업의 횡령 공시와 정보비대칭," **대한경영학회**, 27(10), 1627-1648.
- 박지혜·조중석(2015), "기업집단 지배구조의 특성이 계열 회사의 정보비대칭과 주가동조화에 미치는 영향," **회계학연구**, 40(4), 285-326.
- 백대기·곽재우·조문기(2008), "M&A 기업의 재무적 동기와 초과수익률," **산업과경영**, 21(1), 181-197.
- 변진호·안소림(2007), "합병 인수기업의 규모효과에 관한 연구," **재무연구**, 20(2), 37-68.
- 송치승·오승현(2010), "합병기업 규모효과와 상대적 규모 효과의 상호통제에 의한 합병성과 분석," **산업경제연구**, 23(6), 2771-2788.
- 신호영(2004), "기업특성과 합병기업의 합병효과에 관한 연구," **회계정보연구**, 22(1), 197-211.
- 안윤영·신현한·장진호(2005), "외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계," **회계학연구**, 30(4), 109-131.
- 양준선·곽재우(2014), "합병기업의 합병공시 효과와 재무적 특성," **국제경상교육연구**, 11(1), 39-64.
- 양철원·정진영·채준(2008), "정보비대칭성이 합병에 미치는 영향," **2008년 한국재무학회 추계학술대회**, 617-662.
- 엄재하(2017), "기업분할 공시효과와 정보비대칭에 관한 연구," **대한경영학회지**, 30(3), 439-462.
- 윤정선·정무권(2009), "기업가치에 관한 비대칭정보가 기업합병에 미치는 영향," **재무연구**, 22(1), 63-98.
- 이관영(2016), "코스닥시장에서 기업지배구조와 인수합병 공시효과," **유라시아연구**, 13(4), 67-88.
- 이명곤·장석진·이용석(2012), "내부회계관리제도의 취약점과 주식수익률 및 수익률 변동성," **회계저널**, 21(1), 35-60.
- 이성우(2012), "인수합병 목적에 따른 초과수익률의 영향 분석-다각화와 집중화에 따른 초과수익률 차이를 중심으로," **산업경제연구**, 25(6), 3855-3881.
- 이장형·최현돌(2004), "소외기업의 초과이익 및 초과수익률에 관한 연구," **경영연구**, 19(1), 139-161.
- 이치송(2009), "거래량과 시장 변동성에 관한 연구," **산업경제연구**, 22(2), 495-511.
- 이혜진·서정원(2013), "합병거래 특성에 따른 시장 반응," **경영논총**, 31(1), 109-134.
- 임석필·이춘범·전웅수(2010), "기업특성 및 M&A 형태에 따른 코스닥기업의 합병성과에 관한 실증연구," **대한회계학회**, 15(2), 91-118.

- 장석진·김종현(2015), “내부회계관리제도의 취약점과 정보비대칭,” *글로벌경영학회지*, 12(1), 239-261.
- 전형철·형남원(2016), “외국인 매매로 인한 주가 수익률의 비대칭적 변동성,” *금융공학연구*, 15(2), 53-90.
- 정건영·김혜진(2002), “합병시의 초과수익률에 영향을 미치는 요인,” *경영연구*, 17(4), 31-57.
- 정지원(2014), “합병기업 규모효과는 왜 발생하는가? : 경영자 과신 가설과 투자자 과잉반응 가설을 중심으로,” *경영논총*, 32(2), 86-108.
- 정형찬(1997), “한국주식시장에 적합한 사건연구 방법론의 고안,” *재무관리연구*, 14(2), 273-312.
- Arbel, A., S. Carvell and P. Strebel.(1983), “Giraffes, Institutions and Neglected Firms,” *Financial Analysts Journal*, 39(3), 57-63.
- Banz, R. W.(1981), “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Barry, C. B. and S. J. Brown.(1984), “Differential Information and the Small Firm Effect,” *Journal of Financial Economic*, 13(2), 283-294.
- Brown, S. J. and J. B. Warner.(1985), “Using Daily Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31.
- Cheng, P., L. Li and W. H. S. Tong(2016), “Target Information Asymmetry and Acquisition Price,” *Journal of Business Finance & Accounting*, 43(7), 976-1016.
- Chung, C. Y. and K. Wang(2016), “The impact of Individual Investor Trading on Information Asymmetry in the Korean Stock Market,” *The North American Journal of Econometrics and Finance*, 37, 472-484.
- Croci, E., D. Petmezas and N. Travlos(2012), “Asymmetric Information and Target Firm Returns,” *The European Journal of Finance*, 18(7), 639-661.
- Daske, H., L. Hai, C. Leuz and R. Verdi(2008), “Mandatory IFRS Reporting Around the World: Early Evidence on the Economic Consequence,” *Journal of Accounting Research*, 46(5), 1085-1142.
- Diamond, D and R. Verrecchia(1991), “Disclosure, Liquidity and the Cost of Capital,” *Journal of Finance*, 46(4), 1325-1360.
- Draper, P and K. Paudyal(2008), “Information Asymmetry and Bidders’ Gains,” *Journal of Finance & Accounting*, 35(3), 376-405.
- Goldie, B(2014), “Takeovers and the Size Effect,” *Quarterly Journal of Finance & Accounting*, 52(3/4), 53-74.
- Hubbard, R. G and D. Palia(1999), “A Reexamination of the Conglomerate Merger Wave in the 1960s: An Internal Capital Markets View,” *Journal of Finance*, 54(3), 1131-1152.
- Koerniadi, H., C. Krishnamurti and A. Tourani-Rad(2015), “Cross-Border Mergers and Acquisitions and Default Risk,” *International Review of Financial Analysis*, 42, 336-348.
- Leuz, C and R. Verrecchia(2000), “The Economic Consequences of Increased Disclosure,” *Journal of Accounting Research*, 38(Supplement), 91-124.
- Leuz, C(2003), “IAS Versus U.S.GAAP: Information Asymmetry-Based Evidence from Germany’s New Market,” *Journal of Accounting Research*, 41(3), 445-472.
- Louis, H(2005), “Acquirers’ Abnormal Returns and the Non-Big 4 Auditor Clientele Effect,” *Journal of Accounting and Economics*, 40(1), 75-99.
- Luypaert, M and T. V. Caneghem(2017), “Exploring the Double-Sided Effect of Information

- Asymmetry and Uncertainty in Mergers and Acquisitions," *Financial Management*, 46(4), 873-917.
- Mark, H and R. Powell(2014), "Firm Size, Sovereign Governance, and Value Creation: Evidence from the Acquirer Size Effect," *Journal of Coporate Finance*, 26, 57-77.
- Moeller, S. B., F. P. Schlingemann and R. M. Stulz (2004), "Firm Size and the Gains from Acquisitions," *Journal of Financial Economics*, 73(2), 201-228.
- Moeller, S. B., F. P. Schlingemann and R. M. Stulz (2007), "How Do Diversity of Opinion and Information Asymmetry Affect Acquirer Return?" *The Review of Financial Studies*, 20(5), 2048-2078.
- Offenberg, D(2009), "Firm Size and the Effectiveness of the Market for Corporate Control," *Journal of Corporate Finance*, 15(1), 66-79.
- Pessanha, G. R. G., N. C. P. Bruhn, C. L. L. Calegario, T. Safadi and L. N. Azara(2016), "Mergers and Acquisitions and Market Volatility of Brazilian Banking Stocks: An Application of GARCH Models," *Latin American Business Review*, 17(4), 333-357.
- Yang, H., H. Ahn, M. H. Kim and D. Ryu(2017), "Inforamtion Asymmetry and Investor Trading Behavior around Bond Rating Change Announcements," *Emerging Markets Review*, 32, 38-51.
- Zhu, P., V. Jog and I. Otchere(2014), "Idiosyncratic Volatility and Mergers and Acquisitions in Emerging Markets," *Emerging Markets Review*, 19, 18-48.

The Impact of Acquirer Size Effect on Asymmetry Information*

Young Na** · Hee Seong Roh***

Abstract

Until now, the size effect of merger firms has been analyzed as the anomaly of the stock market through many studies. However, there is no study on the effect of information asymmetry on the size effect of merger firms. In this study, we examine whether there is the size effect of merger firms. Furthermore, we find that the main cause of merger firms' size effect is information asymmetry, and the difference of information asymmetry by company size and stock market is one of various different causes.

In this study, among the listed companies in Korea Stock Exchange (KSE) from 2003 to 2017, 385 samples are selected for closing date of the fiscal year-December firms. The dependent variable is the cumulative average excess return for five days before and after the merger disclose date for examine whether there is a difference in the results of the hypothesis testing according to the accumulation period. In addition, independent variables are firm size and stock market dummy variable. Also, information asymmetry variables are stock volatility and stock trading volume turnover rate, and we analyze whether the difference in information asymmetry by firm size and stock market size variable can further explain the size effect of merger firms.

The results of the study are summarized as follows: When the size effect of the merged firm is set as the market capitalization of the previous year, it can be find that the size effect of the merged firm is existence. However, dividing them into stock markets did not find a size effect. In addition, it can be find that the difference in information asymmetry between firms and their stock market is one of the various reasons for explaining the size effect of merged firms.

* This research was supported by the Chung-Ang University research grant in 2019. Comments from two anonymous referees are greatly appreciated.

** Professor, Business School, College of Business and Economics, Chung-Ang University, First Author

*** Ph.D. program, The Graduate School of Chung-Ang University, Corresponding Author

The results of this study, for which we analyze whether information asymmetry by firm size is the cause of the merger firm size effect, suggesting the followings. First, from 2003 to 2017, the size effect of merger firms exist to domestic listed firms. Second, the size effect of merger firms, which is an anomaly of the stock market, can be explained by the differences of information asymmetry due to firm size and stock market. This suggests that the difference in information asymmetry between firm size and stock market is the main cause of the size effect of merger firms. The results of this study are expected to be useful information for subsequent researchers to study the size effect of merger firms.

Key words: Merger Firms, Acquirer Size Effect, Market Response, Information Asymmetry

-
- 저자 나영은 현재 중앙대학교 경영경제대학 경영학부 교수로 재직 중이다. 미국 럿거스대학에서 경영학박사를 취득하였다. 한국경영교육학회 회장과 한국회계학회 회계저널 편집위원장을 역임하였다. 현재 한국경영학회 KBR 편집위원장 및 한국공인회계사회 윤리위원이다. 주요 연구 분야는 기업분석과 가치평가 등이다.
 - 저자 노희성은 현재 중앙대학교 일반대학원 회계학과 박사과정에 재학 중이다. 동 대학원에서 경영학 석사학위를 취득하였다. 주요 관심 분야는 기업신용분석과 가치평가이다.