

자산매각 동기와 매각공시에 따른 기업가치 변화

정정현* · 정종권** · 권용현***

〈요 약〉

본 연구는 자산매각에 따른 추가반응이 기업이 처한 상황에 따라 다르게 나타날 수 있다는 점을 밝힌다. 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업의 604건의 자산매각 공시를 분석대상으로 한다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 현금성 자산이 부족하거나, 영업활동을 통하여 현금을 창출할 수 있는 능력이 낮은 기업이거나, 자산의 유동성이 낮은 기업들은 대체로 자금부족으로 발생한 재무적 곤경을 해소하기 위하여 자산을 매각할 가능성이 큰 것으로 나타난다. 신용등급이 낮아서 채권시장에 대한 접근성이 낮은 기업은 재무구조를 개선하기 위하여 자산을 매각하는 동기를 가진다고 할 수 있다. 둘째, 자산매각의 목적이 영업이나 재무구조개선인 경우, 자산매각공시 전후에 일시적으로 기업가치에 대한 긍정적인 영향이 있지만, 지속성이 유지되지 않는 것으로 나타난다. 그러나 매수기업이 디벨로퍼(developer firm)일 경우에는 자산매각공시에 따른 양(+)의 기업가치의 상승이 나타난다. 이것은 디벨로퍼에게 부동산을 매각하면, 매각자산을 기존의 내재가치보다 높은 가격으로 매각하게 되어 기업가치 상승효과가 존재하는 것으로 보인다. 셋째, 자산매각에 따른 추가반응은 자산매수자 성격에 따라 영향을 받는데, 자산을 계열회사나 특수관계인에게 매각하는 경우 기업가치가 하락하는 것으로 나타난다. 이는 자산매각에 따른 터널링가설이 지지된다는 것을 의미한다. 넷째, 기업의 재무적 곤경은 자산매각 이후의 기업가치에 부정적인 영향을 주는 것으로 보인다. 즉 기업이 재무적 곤경을 해소하기 위한 수단으로 자산매각을 선택할 수 있지만, 자산매각을 통하여 재무적 곤경을 해소하고 기업가치를 창출하고자 하는 노력이 성과를 거두지 못하고, 장기적으로 기업가치의 하락을 가져올 수 있다. 그러나 자산매각 시점에서 기업이 속한 산업의 불황 여부는 자산매각 이후의 기업가치 변화에 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 이는 급매가설(fire sales hypothesis)의 예측이 성립하지 않는다는 것을 보여준다. 본 연구의 결과는 기업의 자산구조조정에 관한 의사결정과 기업구조조정에 관한 정책수립을 위한 기초자료로 활용될 것으로 기대된다.

주제어 : 자산매각, 재무적 곤경, 기업가치, 주식수익률

논문접수일 : 2023년 07월 27일 논문수정일 : 2023년 08월 04일 논문게재확정일 : 2023년 08월 30일

* 제1저자, 창원대학교 글로벌비즈니스학부 교수, E-mail: chchung@changwon.ac.kr

** 공동저자, 창원대학교 대학원 경제금융정보학과 박사, E-mail: djtdj2@hanmail.net

*** 교신저자, 창원대학교 글로벌비즈니스학부 부교수, E-mail: kwon4711@changwon.ac.kr

I. 서 론

자산매각(asset sales)은 기업이 사업부문이나 자회사를 매각 혹은 분리하는 것으로, 기업의 유동성 확보와 자본조달 등의 다양한 경영상의 필요성에 따라 수행되는 사업부문의 구조조정 활동이다. 자산매각을 위한 시장에서의 활동과 기업자산에 대한 통제가 시간의 경과나 산업에 따라 달라진다는 증거가 선행연구에서 제시되고 있다. 산업의 비용구조 변화, 입찰자나 매각기업의 상대적 가치평가의 변화, 재무적 곤경조건의 변화 등에 따라 자산매각 활동의 시계열적 변화가 발생한다(Asquith et al., 1994).

기업의 자산매각은 정상적인 자본조달의 일환으로 추진될 수 있지만, 재무적 곤경으로 인하여 기업자산을 헐값에 매각할 수밖에 없는 상황으로 인하여 추진될 수도 있다. 자산매각의 동기에 차이가 있으면, 시장에서의 주가반응도 달라질 수 있다. 즉 자산매각에 따른 주가반응이 기업이 처한 상황에 따라 다르게 나타날 수 있다는 점은 실증적으로 확인해야 할 문제이다.

자산매각에 따른 주가반응에 관하여 다양한 가설이 개발되어 있다. 급매가설(fire sales hypothesis)은 자산매각 시점에서의 자산매각시장의 유동성 상황에 따라 매각가격이 달라질 수 있다는 점을 제시한다(Shleifer and Vishny 1992). 집중화가설(focus hypothesis)은 다각화 기업이 자산매각을 통하여 부정적인 시너지 효과를 제거하면 기업가치를 향상시킬 수 있다고 한다(John et al., 1995). 자금조달가설(financing hypothesis)은 자산매각이 유력한 자금조달 수단으로 활용된다는 점을 강조한다(Lang et al., 1995). 재배치가설(rearrangement hypothesis)은 자산의 재배치를 통하여 생산성이 높은 기업으로 자산을 이동시켜서 산업 전체의 효율성을 높인다고 주장한다(Yang, 2008). 터널링가설(tunneling hypothesis)은 내부주주가 자신의 지분율이 낮은 계열사로부터 지분율이 높은 계열사로 부를 이전시키기 위한 수단으로 자산매각을 이용할 수 있다고 한다(김병곤 외 2인, 2020).

본 연구는 자산매각기업의 특성을 밝히고, 매각공시에 대한 주가반응이 자산매각기업의 특성에 의하여 영향을 받는지 살펴보고, 자산매각 이후의 장기적인 기업가치 변화가 기업 수준이나 산업 수준의 재무적 곤경상태에 따라 영향을 받는지를 실증적으로 분석하는 데 목적이 있다. 본 연구에서는 먼저 기업특성과 재무적 상태에 따라 자산매각 의사결정이 영향을 받는지를 분석한다. 또한, 기업이 재무적 곤경을 탈피하기 위하여 자산매각으로 자금을 조달하는지에 대해서 검증한다.

본 연구에서는 자산매각의 동기와 형태에 따라 주가반응이 달라질 것이라는 가설을 검증하기 위하여 시장모형을 이용하여 산출한 누적초과수익률(CAR)을 이용하여 분석

한다. 이러한 분석에서는 영업목적이나 재무구조개선을 목적으로 추진하는 자산매각에 대한 주가반응, 자산매수자의 성격에 따른 자산매각의 주가반응, 계열회사나 특수관계인, 디벨로퍼 등에게 자산을 매각하는 경우의 주가반응을 분석한다. 마지막으로 기업의 재무적 곤경상태에 따라 자산매각에 따른 기업가치 변화가 영향을 받을 것이라는 가설을 검증하기 위하여 자산매각 이후의 장기적인 기업가치 변화를 확인한다. 장기적인 기업가치 변화는 매입-보유초과수익률(buy and hold abnormal return: BHAR)을 이용하여 측정한다.

자산매각에 관한 국내의 선행연구들은 크게 자산매각의 동기에 대한 연구와 자산매각의 효과를 확인하고자 한 연구로 구분해볼 수 있다. 자산매각기업의 특성을 연구한 국내의 연구로는 이지혜 외 2인(2017), 정기위, 최유원(2019) 등의 연구가 있다. 이지혜 외 2인(2017)은 부채비율이 높은 기업, 현금이 부족한 기업, 매출액 성장률이 낮은 기업이 보다 적극적으로 부동산 자산매각에 나선다는 것을 실증하였다. 또한 정기위, 최유원(2019)은 자산매각을 통한 적자회피기업의 특성에 대하여 연구하여 지배구조 측면에서 비가족기업보다는 가족기업, 외국인지분율이 높은 기업, 불확실성이 큰 기업, 부채비율이 높은 기업, 신용위험이 큰 기업, 규모가 작은 기업이라는 것을 실증적으로 확인하였다. 자산매각의 효과에 대한 연구로는 조지호, 김용현(1996)의 연구와 이상래 외 2인(2016)의 연구가 대표적이다. 선행연구에서는 매각에 대한 공시효과는 모두 양(+)의 초과수익률이 나타나는 것이 확인되었다. 조지호, 김용현(1996)의 연구에서는 시장이 강제인지 약제인지의 여부, 매각차익의 크기, 자산매각의 동기가 투자자금 조성 혹은 재무구조 개선의 목적인 경우에 대해서 초과수익률이 더욱 높게 나타나는 것을 확인하였다. 이상래 외 2인(2016)의 연구에서는 부채상환과 재투자라는 자산매각의 두 가지 중요한 동기에 대해서 부채상환목적이 재투자 목적에 비하여 시장에서 보다 좋은 평가를 받을 수 있음을 실증하였다.

본 연구는 자산매각의 동기와 목적을 보다 세밀하게 분류하고, 서로 다른 목적에 따라 자산매각 공시효과가 확인한 차이가 있음을 실증하고자 하였다. 또한 선행연구와는 달리 자산매각기업 뿐 아니라 자산매수자의 특성을 연구하여 자산매각에 따른 주가의 반응이 달라질 수 있다는 점을 밝혔다. 이 점에서 선행연구와 차별성이 있다. 마지막으로 기업과 산업의 재무적 곤경이 자산매각에 따른 주가반응을 달리할 수 있다는 점을 명시적으로 밝히고 있다는 점에서도 의의가 있다. 본 연구의 결과는 기업의 자산구조조정과 관련한 의사결정과 관련 기관의 기업구조조정에 관한 정책수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

II. 자산매각에 관한 선행연구

1. 자산매각기업의 특성에 관한 선행연구

자산매각(asset sales)은 기업이 사업부문이나 자회사를 매각 혹은 분리하는 것을 의미한다. 즉 사업부문의 영업권 매각, 자회사나 관련 회사의 주식매각, 또는 다른 기업과의 합병관계의 해소 등이 이에 해당한다. 자산매각은 기업의 유동성 확보와 자본조달 등의 다양한 경영상의 필요성에 따라 수행되는 사업부문의 구조조정 활동으로 이해할 수 있다. 기업구조조정(corporate restructuring)은 기업의 사업, 재무, 조직 등을 조정하여 기업의 생존 및 성장, 경쟁력을 강화하여 기업의 가치를 높이기 위한 활동이다.

Shleifer and Vishny(1992)의 연구에 따르면, 재무적 곤경에 처한 기업은 이를 극복하기 위하여 자산매각에 나서게 되고, 자산의 매각가격은 그 기업이 속한 산업의 경기에 따라 결정되는 자산시장의 유동성에 따라 달라질 것으로 예측되었다. 이와 같은 이론적 모형이 제시된 이후, 다음과 같이 자산매각기업의 특성을 밝히기 위한 다수의 선행연구가 진행되었다.

Asquith et al.(1994)은 재무적 곤경에 처한 기업이 파산을 회피하기 위하여 부채구조조정, 자산매각, 합병 등에 대해 어떤 결정을 하는지를 분석하였다. 이들은 기업의 재무적 곤경에 관련된 변수들이 자산매각에 영향을 주지 않는다는 것을 밝혔으며, 대표적으로 부채비율과 같은 기업의 레버리지 현황에 대한 변수들 또한 자산매각의 결정요인으로 설명력이 낮은 것으로 나타났다. 하지만 부채비율은 자산매각에 직접적으로 유의적인 영향을 주지 않지만, 부채 발행 횟수는 자산매각에 유의적인 양(+의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 자주 부채를 발행하는 기업의 경우 부채를 재구조화하는 것이 어려우므로 경영자가 자산매각을 통한 자금조달을 선호할 가능성이 있다고 본 것이다.

이처럼 개별기업의 재무구조가 자산매각에 영향을 주지 못하는 것으로 나타나지만, 산업전반의 환경에 관한 변수들은 자산매각의 효과에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 구체적으로 산업의 레버리지와 산업의 보통주 B/M 비율은 자산매각 가능성을 낮추는 것으로 나타났다.

이러한 분석결과는 Shleifer and Vishny(1992)의 연구결과와 일관되게 나타나는 것으로서, 기업이 속한 산업 전반의 경기상황에 따라 자산매각 시장의 유동성은 변화할 수 있으며 이로 인하여 개별기업의 자산매각이 영향을 받을 수 있다는 것이다.

Schlingemann et al.(2002)도 Shleifer and Vishny(1992)의 주장을 지지하는 연구결과를 제시하고 있다. 이들은 자산매각을 통하여 집중화 수준을 높인 기업과 자산을 매각하지

않고 다각화 수준을 유지하는 기업을 비교하여 자산매각의 이유를 규명하는 연구를 진행하였다. 이들은 유동성이 높은 산업에 속하는 사업부를 가진 기업이 자산을 매각할 가능성이 크다는 것을 밝혔으며, 따라서 기업이 보유하고 있는 자산의 유동성 수준에 따라 자산매각의 여부가 결정될 것이라는 증거를 제시하였다.

Campbell(2008)은 회계 및 시장변수를 이용한 동적 로짓 모형을 분석하여 기업실패의 결정요인을 밝히고, 재무적 곤경에 처한 기업의 주식수익률에 대하여 분석하였다. 이들은 재무적 곤경에 처한 기업의 주식이 낮은 초과수익률을 보인다는 점을 발견하였다. 실패확률이 높은 기업들은 주식수익률은 낮지만, 표준편차, 시장 베타, 가치요인, 규모요인에 대한 민감도 등은 높게 나타났다. 이들은 이러한 현상을 재무적 곤경에 처한 기업의 이상현상(distressed anomalies)이라고 하고, 이러한 이상현상이 발생하는 원인을 차익거래를 통한 시장가격의 조정에 한계가 있기 때문으로 설명하고 있다.

Yang(2008)은 자산매각의 결정요인을 밝히는 모형을 제시하였는데, 이 모형에서는 기업과 산업의 생산성에 근거하여 자산의 매수나 매각의 결정이 좌우될 것으로 예측하였다. 기업은 생산성 충격이 발생할 때 자산매각을 통하여 생산능력을 최적으로 조정하고자 할 것이며, 자산매각을 통하여 생산성이 보다 높은 기업으로 자산이 이동하게 되면 산업 전체의 효율성은 높아지게 될 것이다. 이와 같은 자산의 매각과 매수의 의사결정에 영향을 주는 것은, 현재의 생산성 수준이 아니라 생산성의 변화이다. 이들은 소속된 기업의 생산성이 지속적으로 하락하고 있으며, 변동성이 높은 산업일수록 자산 재배치 효과가 커질 것임을 밝혔다.

Clayton(2013)은 자산매각에 따른 주식과 채권의 초과수익률을 분석하였다. 이들은 분석을 통하여 레버리지가 높은 기업이 자산매각 대금으로 부채를 상환할 때 기업가치가 유의미하게 증가한다는 것을 보여주었다. 이러한 분석결과는 집중화 수준, 부채구조, 경영소유권 구조, 기업 특성 등 기업가치와 관련된 다른 요인들을 통제한 후에도 유지되는 것으로 나타났다. 즉 자산매각에 따른 매각대금의 활용이 자본구조의 조정이나 부채의 축소에 사용되는지의 여부가 자산매각에 의한 초과수익률의 중요한 결정요인이 될 수 있다는 것이다.

자산매각기업의 특성을 연구한 국내의 연구로는 이지혜 외 2인(2017), 정기위, 최유원(2019) 등의 연구가 있다. 이지혜 외 2인(2017)은 기업의 부동산 자산매각과 매입 결정의 동기와 유인을 파악하였다. 이들의 연구는 재무적 제약, 내부 자금여력, 성장기회 등이 부동산매각을 결정하는 주요 요인이라는 것을 밝혔다. 구체적으로 기업은 부채비율이 높을수록, 현금의 보유 수준과 매출액 성장률이 낮을수록 보다 적극적으로 부동산 자산을 매각할 수 있다. 정기위, 최유원(2019)은 자산매각을 통한 적자회피기업의 특성에 관하여 연구하였다. 이들은 자산매각을 통해 적자를 회피하고자 하는 기업의 특성은 지배구조 측면에서 비가족기업

보다는 가족기업, 외국인지분율이 높은 기업, 불확실성이 큰 기업, 부채비율이 높은 기업, 신용위험이 큰 기업, 규모가 작은 기업이라는 것을 실증적으로 확인하였다.

2. 자산매각의 기업가치에 대한 영향에 관한 선행연구

Shleifer and Vishny(1992)의 연구에서는 자산매각 시점에서 기업이 직면하고 있는 자산매각 시장의 유동성 상황에 따라 매각가격이 달라질 수 있다고 주장한다. 자산매각 시점에서 산업 전체가 불황에 직면하고 있는 경우에는 자산이 크게 할인된 가격으로 거래될 것이다. 이러한 급매가설이 성립하는 조건에서는 자산매각이 이루어질 때 자산매각기업의 주가는 하락할 것으로 예상할 수 있다.

Fluck and Lynch(1999)는 자산매각에 따른 주가반응을 예측할 수 있는 단서를 제공하고 있다. 이들의 모형에서 자산매각은 매각대상 사업이 충분히 수익성이 있는 경우에만 거래가 이루어진다. 따라서 자산매각공시가 시장에서 좋은 정보로 취급된다는 것이다. 이 모형에서 경영자들은 투자자보다 먼저 후속 프로젝트의 이용가능성을 알고 있으며, 이에 따라 자산매각을 공시한다는 것이다. 이러한 추론에 따라 특정 사업부를 매각하지 않고 폐쇄하는 것은 시장에서 나쁜 정보로 해석되고, 따라서 음(-)의 주가반응을 가져온다고 주장한다.

자산매각에 따른 기업가치의 변화를 검증한 다양한 실증적 증거가 제시되고 있다. Hearth and Zaima(1984)의 연구에 의하면, 자산매각을 공시한 기업의 주가반응은 양(+)으로 나타나고 있으며, 매각규모와 재무구조가 주가반응의 크기에 영향을 주는 주요 변수로 나타나고 있다.

Lang et al.(1994)의 연구에는 자산매각이 자금을 조달할 수 있는 원천으로 될 수 있다는 점을 제시하고 있다. 자본조달 비용이 너무 많거나 부채의 대리인비용이나 정보비대칭 등으로 인하여 주식발행이 어려운 경우에 자산매각은 자본조달의 수단이 될 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 자산의 성공적인 매각은 시장에서 좋은 정보로 평가될 것이며, 주가는 긍정적인 반응을 보일 것이다. 이들의 분석결과에 의하면, 자산매각에 대한 주가반응은 매각대금을 부채상환에 사용할 것으로 예상되는 기업에 대해서는 주가반응이 긍정적이지만, 매각대금을 기업 내에 유보할 것으로 예상되는 경우는 부정적으로 나타났다.

Acharya et al.(2007)의 연구에서는 채권회수에 대한 산업 전반의 불황의 영향을 분석하여 채무불이행 당시의 산업상황이 채권자 회생의 강력하고 경제적으로 중요한 결정요인이라는 것을 확인했다.

Borisova et al.(2013)은 미국 국내에서 자산을 매각하는 경우와 해외에 자산을 매각하는 경우를 비교하여 분석하였다. 이들은 해외로 자산을 매각하는 경우 주식의 초과수익률이 더 높게 나타난다는 것을 보여주었다. 유동성이 제한된 자산매각기업의 경우 해외로 자산을 매각하는 거래는 국내에서 거래하는 경우보다 높은 초과수익률을 보였다. 유동성 제약이 있는 기업이 해외에 자산을 매각하면 해외 매수자의 자산에 대한 높은 가치평가로 인해 단기적으로 높은 수익률을 보인다는 점을 밝혔다.

Denis and Shome(2005)의 연구에서는 자산매각결정은 기업 및 산업 수준의 경영성과와 음(-)의 관계에 있으며, 부채비율 및 다각화 수준과 양(+)의 관계에 있다는 점을 밝히고 있다. 자산매각 이후에 기업은 주력사업에 더욱 집중화되고, 부채비율이 낮아지며, 경영 성과가 개선된다는 것을 밝히고 있다. 이러한 분석결과는 대규모 자산매각이 기업의 효율성을 향상시킨다는 점을 보여주는 것이다.

Finlay and Marshall(2018)의 연구는 자산매각공시에 따른 주가반응이 개별기업 수준, 산업 수준, 경제 전반의 재무적 곤경상태 등에 따라 영향을 받는다는 분석결과를 제시하고 있다. 산업 전반에 걸친 불황기에 자산을 매각하면 주식의 비정상수익률이 매우 낮게 나타났다. 이러한 경우에 자산이 크게 할인된 가격으로 거래된다는 급매가설이 성립하는 것이다. 자산매각으로 인한 주가반응은 자금조달의 제약이 있는 기업, 핵심자산을 매각하는 기업, 소규모 기업, 거래규모 등에 따라 다르게 나타난다.

자산매각에 따른 주가반응을 연구한 국내 논문으로는 김명균(1994), 조지호, 김용현(1996), 이상래 외 2인(2011), 이상래 외 2인(2016)이 있다. 김명균(1994)의 연구에서는 합병 후에 자산이 매각되면 그렇지 않은 자산매각에 비하여 주가의 반응이 낮게 나타나고 있다. 이들은 이러한 분석결과가 기업이 합병 후에 겪는 재무적 곤경을 회피하기 위하여 자산을 급하게 매각하기 때문에 발생하는 유동성 비용 때문이라고 해석한다. 조지호, 김용현(1996)의 연구에 의하면, 자산매각공시에 따른 주가반응은 양(+)으로 나타난다. 약세시장보다 강세시장에서, 매각차익이 큰 경우에 주가반응은 높게 나타나며, 투자 자금조달이나 재무구조를 개선하기 위하여 매각하는 경우 주가반응이 높게 나타났다. 이상래 외 2인(2011)의 연구에 의하면, 자산매각공시 전후의 단기간에는 주가반응에 양(+)으로 나타났다. 매각기업이 효율적으로 자산운용을 할 수 있는 기업에 지배권을 넘겨 부(-)의 시너지를 제거하고, 전략사업에 집중함으로써 이익을 얻을 수 있다고 하였다. 이상래 외 2인(2016)의 연구에서는 자산매각의 공시효과가 긍정적으로 나타났다. 특히 매각자금이 부채상환에 사용되는 경우 재투자에 이용되는 경우보다 주가반응이 높게 나타났다.

Ⅲ. 연구방법

1. 자산매각기업의 특성에 관한 가설의 설정과 검증

기업은 다양한 동기를 가지고 자산을 매각한다. 선행연구에서 대표적인 기업의 자산매각 동기로 제시되고 있는 것은 자금조달을 통한 기업의 유동성 개선과 기업의 효율성을 높이고자 하는 동기이다. 이러한 동기는 주로 자본조달가설과 집중화가설로 설명할 수 있다. 자금조달가설은 기업이 자산의 매각대금으로 부채의 상환에 사용하여 파산 가능성을 줄이기 위한 동기로 자산매각 결정을 한다는 것이다(Asquith et al., 1994; Lang et al., 1995). 집중화가설은 실적이 저조한 사업부를 가진 기업의 경영자는 사업부를 효율적으로 이용할 수 있는 다른 기업에 사업부를 양도하고, 경쟁우위를 가진 사업부만을 운영하면 경영효율성을 향상할 수 있다는 주장이다. Berger and Ofek(1995)와 Lang et al.(1994)은 저조한 실적의 사업부의 자산을 매각하여 효율적인 사업에 집중함으로써 기업가치가 향상된다고 보고하고 있다.

본 연구에서는 자산을 매각하는 기업은 유동성 부족으로 인한 재무적 곤경에 처한 기업이 자금조달 방법으로 자산을 매각하는지를 실증적으로 검증하기 위하여 가설 1을 설정한다.

가설 1: 기업이 재무적 곤경을 탈피하기 위하여 자산매각의 방법으로 자금을 조달하고자 할 것이다.

본 연구에서는 유동성 부족으로 인한 재무적 곤경의 정도를 측정하기 위하여 총자산에 대한 당좌자산의 비율로 측정된 현금보유 수준, 기업의 영업활동을 통한 현금창출능력을 보여주는 영업현금흐름 지표인 총자산에 대한 EBITDA의 비율, 기업의 단기부채에 대한 상환능력의 판단지표인 총자산에 대한 유동자산의 비율, 신용등급이 투자등급 미만인지를 나타내는 변수 등의 4개의 변수를 이용한다.

본 연구에서는 자산매각기업의 특성을 밝히기 위하여 자산매각을 실행한 기업과 자산매각을 실행하지 않은 대조기업을 비교하여 분석한다. 이러한 분석을 위하여 자산을 매각한 기업과 대조기업을 구분하기 위한 변수로 자산매각 여부를 나타내는 더미변수(AS)를 이용하였다. [모형 1]은 기업이 자금부족으로 인한 재무적 곤경상태를 탈피하기 위하여 자산을 매각한다는 가설 1을 검증하기 위하여 설계된 것이다. 이러한 [모형 1]은 다음과 같이 로지스틱 회귀분석 모형이다.

[모형 1: 자산매각의 원인분석모형]

$$AS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Independent\ variable_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 LEV_{it} + \alpha_4 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + \epsilon \quad (1)$$

여기에서 AS 는 기업의 자산매각 여부를 나타내는 디미변수이다. 본 연구에서는 기업이 유동성 부족으로 인하여 재무적 곤경의 정도를 측정하기 위하여 총자산에 대한 당좌자산의 비율로 측정된 당좌비율($CASH$), 기업의 영업활동을 통해 벌어들이는 현금창출능력을 보여주는 영업현금흐름 지표인 영업현금흐름비율(OCF), 기업의 단기부채에 대한 상환능력을 판단하는 지표인 유동비율(LIQ), 신용등급이 투자등급 미만인지를 나타내는 신용등급($CREDIT$) 등의 변수를 이용한다. 그리고 [모형 1]에서는 가치 관련 변수를 통제변수로 이용한다. 이러한 통제변수에는 기업규모($SIZE$), 부채비율(LEV), 외국인지분율($Foreign$) 등이 포함된다. 독립변수와 통제변수의 결정은 정기위, 최유원(2019)의 연구모형을 중심으로 하여 임병권, 김천규(2018)의 연구와 이지혜 외 2인(2017)의 선행연구를 참조하였다.

2. 기업의 자산매각에 따른 주가반응에 관한 가설의 설정과 검증

기업의 자산매각 형태와 동기에 따라 자산매각의 공시에 따른 시장에서의 주가반응은 달라질 수 있다. 기업의 자산매각에 대한 시장의 반응이 자산매각의 동기에 의하여 영향을 받는지를 실증적으로 분석하기 위하여 가설 2를 설정한다. 시장반응에 영향을 주는 자산매각의 동기는 재무적 곤경 수준의 완화, 기업이 속한 산업의 불황 여부, 부동산개발 목적의 자산매각 여부, 계열사 및 특수관계인에게 자산을 매각했는지의 여부 등으로 구분하여 분석한다.

가설 2: 자산매각의 동기와 형태에 따라 주식시장에서의 자산매각공시에 따른 주가반응은 영향을 받을 것이다.

이러한 가설 2는 기업의 자산매각이 재무구조개선 동기, 부동산개발의 목적, 계열사나 특수관계인과의 거래 여부에 따라 주가반응이 어떻게 달라지는지를 확인하기 위하여 3개의 하위가설로 구분하였다.

가설 2-1: 재무구조개선을 위한 자산매각공시에 대한 주가반응은 양(+)이다(자본조달가설).

가설 2-2: 디벨로퍼에 대한 부동산매각공시에 대한 주가반응은 양(+)이다(재배치가설).

가설 2-3: 계열사나 특수관계인에 대한 자산매각공시에 대한 주가반응은 음(-)이다 (터널링가설).

기업의 자금여력은 단기적 파산 가능성에 영향을 주는 유동성과 연관될 수 있다. 기업이 안정적인 영업활동을 영위하더라도 단기적인 유동성 부족 등의 문제로 인하여 파산확률이 증가할 수 있다. 따라서 낮은 자금여력으로 인한 유동성 위험을 회피하기 위하여 자산을 매각할 가능성이 있다. 낮은 유동성으로 인하여 파산이 우려되면, 자산을 매각함으로써 위험을 회피하고자 할 것이다. 따라서 본연구의 가설 2-1에 대한 예측은 자본조달 동기의 매각에 대한 주가반응은 양(+)으로 나타난다는 것이다(자본조달가설).

도시의 확장이나 도시계획 변경 등에 따라 기업이 보유한 부동산 자산의 입지 조건이 변화되면 개발이익의 확대가 예상될 것이고, 따라서 부동산개발을 목적으로 하는 자산의 매수자는 기존의 기업 부동산 자산에 대한 가치를 높게 평가하여 거래할 가능성이 크다. 즉 부동산개발을 목적으로 기업의 일부 또는 전부를 이전하거나 보유 부동산의 전부 또는 일부를 디벨로퍼(developer)에 매각하는 결정은 기업의 가치를 상승시킬 가능성이 크다. 본 연구에서의 가설 2-2에 대한 예측은 디벨로퍼 기업에 기업의 부동산 자산을 매각하는 공시에 따른 시장의 주가반응은 양(+)이라는 것이다(재배치가설).

기업의 최대주주 및 특수관계인, 혹은 동일한 기업집단에 속하는 계열사 간의 증여, 지급보증, 담보제공 등에 의하여 진행되는 자산거래는 재무적 곤경을 겪는 계열회사의 위험이 다른 계열회사로 과급되는 효과를 가져올 가능성이 있다. 기업집단에 속하는 계열사 간의 자산거래가 주주의 이익을 극대화하기 위한 결정이 아니라, 특수관계인 거래를 매개로 하여 기업의 자원과 부(wealth)가 외부로 빠져나가는 터널링 수단으로 이용될 가능성이 있다. 따라서 본 연구의 가설 2-3에 대한 예측은 특수관계인에게 자산을 매각하는 공시에 대한 시장의 주가반응은 음(-)이라는 것이다(터널링가설).

본 연구에서는 자산매각의 동기에 따라 공시 전후의 주가반응이 달라질 것이라는 가설 2를 검증하기 위하여 다음과 같은 회귀분석 모형을 설정한다.

[모형 2: 자산매각의 동기와 형태에 따른 주가반응모형]

$$CAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PFD_{it} + \beta_2 IFD_{it} + \beta_3 (PFD_{it} \times IFD_{it}) + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it} \quad (2)$$

본 연구에서는 자산매각공시에 따른 시장반응을 확인하기 위하여 시장모형으로 누적초과

수익률(cumulative abnormal return; CAR)을 산출한다. 누적초과수익률(CAR)은 자산매각 공시에 따른 단기적인 주가반응을 관찰하기 위한 것이다.

[모형 2]는 기업 수준 및 산업 전체 수준이 기업 특성과 재무적 곤경에 따라 어떻게 달라지는지를 검토하여 재무적 곤경과 자산매각과 주식수익률 간의 관련성을 설명하기 위하여 설정한 모형이다. 본 연구에서는 자산매각과 주가의 관계를 현재(t), 한 기간 전($t-1$), 한 기간 후($t+1$)의 3시점으로 세분화하여 기업이 자산을 매각할 때 재무적 곤경 상태에 따라 주가반응이 어떻게 달라지는지를 검토하여 재무적 곤경과 자산매각이 주식수익률 간의 관련성을 설명하고자 한다.

이 모형에서 CAR 는 누적초과수익률(사건일 $-1, +1$)을 나타내며, PFD 는 기업 수준의 재무적 곤경을 나타내고, IFD 는 산업불황을 나타내는 더미변수이다, 통제변수 $SIZE$ 는 기업규모이며, LEV 는 부채비율이며, $Foreign$ 은 외국인지분을 등을 나타낸다.

3. 자산매각 이후 장기적인 기업가치의 변화에 관한 가설의 설정과 검증

기업의 자산매각으로 인한 장기적인 기업가치의 변화가 기업 수준의 재무적 곤경과 산업 수준의 재무적 곤경에 따라 달라질 수 있다. 이처럼 자산매각 시점에서의 기업의 재무적 곤경 수준과 산업불황 등으로 인한 장기적인 기업가치 변화를 확인하기 위하여 가설 3을 설정하였다.

가설 3: 기업이 자산을 매각할 시점의 재무적 상황에 따라 기업가치의 장기적인 변화가 달라질 것이다.

기업의 재무구조개선을 목적으로 하는 자산매각의 경우에 기업가치가 장기적으로 변화할 가능성이 있으므로, 자산매각이 기업가치에 어떻게 영향을 미치는지 검증하기 위해서는 장기적 관점에서 기업가치의 변화를 분석할 필요가 있다. 따라서 가설 3은 다음과 같이 2개의 하위가설로 분리하여 검증한다.

가설 3-1: 기업이 재무적 곤경 상황에서 자산을 매각하면 장기적으로 주가가 상승할 것이다(자금조달가설).

가설 3-2: 기업이 속한 산업이 불황일 때의 자산매각은 장기적으로 기업가치에 음(-)의

영향을 미칠 것이다(급매가설).

자산매각 이후의 주가 변화는 다양한 요인의 영향을 받을 수 있지만, 기업의 재무적 곤경을 시장에 알리는 신호로 해석될 수 있다. 기업의 부채비율이 높거나, 현금성 자산 부족으로 인한 유동성 문제를 겪는 등 기업의 특성에 따라 자산매각의 장기적인 주가반응은 달라질 수 있다(임병권, 김천규, 2018). 매각 시점에서 재무적 곤경을 겪고 있는 기업은 자산매각을 통하여 단기적으로 파산을 막을 수는 있을 것이다. 그리고 이러한 단기적인 재무적 곤경의 완화를 통하여 기업의 장기적인 성장기반을 마련하는 경우는 자산매각에 따른 장기적인 주가반응이 양(+)으로 나타날 것이다(자본조달가설). 그러나 자산매각이 일시적인 유동성 부족의 문제를 완화시켜주지만, 장기적인 성장기반을 저해하는 경우는 장기적인 주가반응이 음(-)으로 나타날 것이다.

또한, 자산을 매각하는 기업이 속한 산업이 불황에 직면해 있는 경우에는 자산의 매수자를 구하기 어려우며, 따라서 할인된 가격으로 자산을 매각하게 될 것이고, 따라서 장기적으로 기업의 가치는 하락할 가능성이 있다(급매가설). 이처럼 자산시장에서 급매가설이 장기적인 기업가치의 변화를 가져오는지를 확인하기 위하여 가설 3-2를 설정한다.

본 연구에서는 자산매각 시점에서의 재무적 상황에 따라 장기적인 기업가치가 변화한다는 가설 3을 검증하기 위하여 다음과 같은 회귀모형을 설정하였다.

[모형 3; 자산매각 이후 장기적인 기업가치의 변화모형]

$$BHAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PFD_{it} + \beta_2 IFD_{it} + \beta_3 (PFD_{it} \times IFD_{it}) + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it} \quad (3)$$

본 연구에서는 자산매각으로 인한 장기적인 기업가치 변화를 평가하기 위하여 매입-보유 초과수익률(buy and hold abnormal return; BHAR)을 이용한다. 기업의 자산매각으로 인한 장기적인 기업가치의 변화는 자산매각의 동기가 단기적인 재무적 곤경의 해소인지, 집중화를 통한 기업경영의 효율성 제고인지, 자산재배치를 통한 기업가치 창출인지에 따라 달라질 수 있다.

본 연구에서는 장기적인 성과를 측정하기 위해 공시일 이후 1개월, 3개월, 6개월, 12개월의 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 활용한다. 매입-보유 초과수익률(BHAR)에 대한 회귀 분석을 통하여 자산매각 이후 기업의 장기적인 기업가치의 변화에 대하여 기업 수준의 재무적 곤경과 산업불황이 미치는 영향을 검증한다. PFD는 기업 수준의 재무적 곤경이고,

IFD는 산업불황을 나타낸다. 통제변수는 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 외국인지분율(Foreign) 등으로 구성한다.

4. 주요 변수의 정의와 측정

1) 자산매각기업과 자산매수자

본 연구에서는 기업의 자산매각으로 인한 기업가치 변화를 분석하기 위하여 기업이 자산매각을 실행했는지를 나타내는 변수(AS), 그리고 자산매수자의 분류로 디벨로퍼와 그 외의 매수자로 구분하는 변수(Developer)를 이용한다.

자산매각 여부 더미변수(AS)는 자산을 매각한 기업에는 1, 그렇지 않은 기업에 대해서는 0을 부여한다. 대조집단은 자산매각기업과 같은 연도에 동일한 산업군에 속한 기업 중 가장 유사한 자산규모를 가진 당해연도에 자산을 매각하지 않은 상장기업으로 구성한다.

본 연구의 연구대상 기업들의 매각대상 자산은 대부분 부동산 자산이다. 따라서 자산매각목적이 부동산개발인지 여부에 따라 자산매각에 대한 기업가치의 변화는 크게 달라질 수 있다. 디벨로퍼(Developer)는 자산의 매수자가 금융기업, 건설기업, 부동산개발 기업에는 1의 값을 부여하고, 그 외에는 0의 값을 부여하여 산출한다.

2) 초과수익률

자산매각에 따른 기업가치의 변화를 측정하기 위하여 누적초과수익률(CAR)과 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 이용한다. 자산매각공시에 따른 시장의 반응을 확인하기 위하여 다음과 같이 시장모형으로 누적초과수익률(cumulative abnormal return; CAR)을 산출한다. 시장모형으로 조정한 누적평균초과수익률을 구하기 위해 식 (4)로 개별 주식의 초과수익률(abnormal return; AR)을 산정한다. 이러한 초과수익률 산출하기 위한 시장모형의 추정을 위하여 자산매각공시 전 258일부터 직전 10일까지의 일별수익률 자료를 이용한다.

$$AR_{it} = (R_{it} - \alpha_i - \beta_i R_{mt}) \tag{4}$$

사건 기간의 누적초과수익률(CAR)은 임의의 T_1 에서 T_2 기간의 수익률로 측정한다. 누적초과수익률(CAR)은 (0, +1), (-1, 0), (-1, +1), (-3, +3), (-5, +5) 등의 다양한 기간의 추가반응을 관찰하였으며, 가설 2의 단기적인 추가반응을 확인하기 위해서는 $CAR_{it}(-1, +1)$ 을 이용하여 분석한다.

$$CAR(T_1, T_2) = \sum_{\tau=T_1}^{T_2} AR \quad (5)$$

자산매각으로 인한 장기적인 기업가치 변화를 평가하기 위하여 매입-보유 초과수익률(buy and hold abnormal return: BHAR)을 이용한다. BHAR은 사건 기간에 개별 기업의 주식을 매입하여 보유할 때 얻게 될 복리수익률로 정의되며, 다음과 같은 방법으로 산출된다. 장기적인 주가 변화를 관찰하기 위하여 T를 1개월, 3개월, 6개월, 12개월 등의 다양한 기간에 대하여 산출한다.

$$BHAR_i(T) = \prod_{t=1}^T [(1+R_{i,t})] - \prod_{t=1}^T [(1+R_{m,t})] \quad (6)$$

3) 기업과 산업 수준의 재무적 곤경

기업 수준의 재무적 곤경은 KMV 모형을 이용하여 측정된 재무적 곤경(PFD)을 이용하여 측정하며, 산업 수준의 재무적 곤경은 산업불황(IFD)를 이용하여 측정한다. 자산매각기업의 재무적 곤경상태를 측정하기 위하여 재무적 곤경확률(probability of financial distress; PFD)을 산출한다. 이러한 재무적 곤경확률은 KMV CreditMonitor 모형의 이론적 파산확률을 이용하여 추정하였다. 이러한 모형은 Merton(1974)에 기초하여 개발한 것이다.

Merton(1974)에 의하면, 보통주 가치는 기업자산에 대한 콜옵션으로 볼 수 있으며, 이러한 옵션 가치평가모형을 이용하면, 기업의 이론적인 파산확률을 산출할 수 있다. 이러한 이론적 파산확률은 기업의 재무적 곤경에 대한 대응치로 이용될 수 있다(Sundaram and Yermack, 2007). 액면가가 F이고, 만기가 T인 할인채가 있으며, 기업가치 V는 기하 브라운 과정(geometric Brownian motion)을 따른다고 하자. Merton(1974)에 따라 어떤 기업의 보통주 가치(E)는 행사가격이 F이고, 만기가 T이며, 기초자산이 V에 대한 콜옵션이 된다. 보통주 가치(E)는 다음과 같은 Black-Scholes 모형에 의하여 결정될 수 있다.

$$E = VN(d_1) - e^{-rT}FN(d_2) \quad (7)$$

$$d_1 = \frac{\ln(V/F) + (r + (1/2)\sigma_V^2)T}{\sigma_V\sqrt{T}} \quad (8)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_V\sqrt{T} \quad (9)$$

여기에서 $N(\cdot)$ 은 표준정규 누적밀도함수를 나타낸다. 부채가치는 무위험부채가치에서 보통주에 대하여 발행된 풋옵션의 가치를 차감하여 산출할 수 있다. 그리고 보통주 변동성은 다음과 같이 산출할 수 있다.

$$\sigma_E = \left(\frac{V}{E}\right) \left(\frac{\partial E}{\partial V}\right) \sigma_V = \left(\frac{V}{E}\right) N(d_1) \sigma_V \tag{10}$$

위의 식에서 E, F, r, T는 관찰할 수 있으며, σ_E 는 산출할 수 있다. 따라서 위의 식 (7)과 식 (10)을 이용하면, V와 σ_V 를 구할 수 있다. 그러면 다음과 같이 부도까지의 거리(DD)를 산출할 수 있다. 여기에서 μ 는 주식수익률이다.

$$DD = \frac{\ln(V/F) + (\mu + (1/2)\sigma_V^2)T}{\sigma_V \sqrt{T}} \tag{11}$$

식 (7)과 식 (10)을 연립방정식으로 해를 구하는 방법은 좋은 결과를 얻지 못한다고 한다. 본 연구에서는 Bharath and Shumway(2008)의 방법에 따라서 σ_V 의 초기값에서 시작하여 반복적 방법으로 해를 구한다. 먼저, 임의의 σ_V 의 초기값과 주어진 E, F, r 등을 이용하여 식 (7)~(9) 식으로 V를 산출한다. 이러한 V를 이용하여 식 (10)으로 새로운 σ_V 를 산출한다. 산출된 σ_V 를 식 (7)~(9)에 투입하여 V를 산출하고, 이러한 V를 이용하여 식 (10)으로 새로운 σ_V 를 산출한다. 이러한 과정을 σ_V 가 수렴할 때까지 반복한다.

본 연구에서 KMV CreditMonitor 모형에 따라 T=1로 두었으며, F는 단기부채와 장기부채의 절반의 값을 더하여 산출한다. 무위험수익률의 대응치는 91일물 CD 유통수익률을 이용한다. 부도까지의 거리(DD)를 이용하여 재무적 곤경확률(PFD)을 다음과 같이 산출한다. 이렇게 산출된 재무적 곤경확률(PFD)은 기업의 재무적 곤경상태를 나타내는 지표가 되며, 기업의 자산매각에 영향을 주는 주요 변수로 역할을 할 것이다.

$$PFD = N(-DD) \tag{12}$$

매각기업이 속하는 산업이 재무적 곤경 상태인지를 판단하기 위하여 산업불황(IFD)을 이용한다. 산업불황(IFD)은 직전연도 산업별 지수의 수익률이 중앙값 이하일 경우 1의 값을 부여하고, 그 외는 0의 값을 부여한 더미변수이다. 산업불황(IFD)은 재무적 곤경에

처한 기업이 직면하는 자산매각 시장의 유동성을 결정하는 역할을 할 것이다. 급매가설(fire sales hypothesis)이 성립한다면, 자산매각에 따른 기업가치의 변화는 산업불황(*IFD*)과 음(-)의 관계에 있을 것으로 예상된다.

4) 기업 유동성 관련 변수

재무적 곤경에 처한 기업이 자산매각 결정을 하는 경향이 높다고 한다면, 자산매각에 나서는 기업들은 유동성 부족의 문제를 겪고 있을 가능성이 크다. 기업의 유동성은 당좌비율(*CASH*), 영업현금흐름 비율(*OCF*), 유동비율(*LIQ*), 기업의 신용등급(*CREDIT*) 등의 변수로 측정한다.

당좌비율(*CASH*)은 기업의 유동성을 측정하는 척도로서 총자산 대비 현금 및 현금등가물의 비율이다. 이 지표가 클수록 단기적으로 융통할 수 있는 현금이 많으며, 충분한 유동성을 보유하고 있음을 의미한다.

영업현금흐름 비율(*OCF*)은 내부 자금여력을 나타내는 지표로 총자산에 대한 영업활동에 의한 현금흐름의 비율로 측정한다. 이 지표가 낮으면 현금흐름의 불확실성이 높아서 기업 내부의 자금여력이 약화될 가능성이 크다는 것을 나타낸다.

유동비율(*LIQ*)은 자산의 유동성을 나타낸다. 유동비율은 유동자산을 총자산으로 나눈 비율로 정의되며, 단기부채의 상환능력을 판단하는 지표이다. 이 비율은 기업의 단기적인 유동성에 문제가 발생할지에 대해 예측할 수 있다.

기업의 신용등급(*CREDIT*)은 국내 3개의 신용평가기관(한국기업평가, 한국신용평가, 나이스신용평가)의 회사채 신용등급 중 투자등급(*BBB-*)에 속하는지를 나타내는 더미변수이다. 이 지표는 기업의 외부자금 조달이 가능한지를 나타내는 지표로 기업의 재무적 곤경 상태를 판단하는 기준이 될 수 있다.

5) 통제변수

자산매각에 따른 기업가치 변화를 검토하는 모형에서 가치 관련변수를 통제변수로 이용한다. 통제변수에는 기업규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 외국인지분율(*Foreign*) 등의 변수가 포함된다.

자산매각공시에 따른 시장반응을 확인하기 위한 모형에서 기업규모를 통제하였으며, 이러한 기업규모(*SIZE*)는 총자산의 로그 값으로 측정한다.

기업가치에 영향을 주는 부채비율(*LEV*)은 총자산 대비 총부채의 비율로 측정한다. 이러한 부채비율은 기업의 자금조달 여력을 측정하는 변수로 이용될 수 있다. 즉 상대적으로 낮은

부채비율을 가진 기업은 부채수용능력(debt capacity)을 가지고 있으며, 자산매각 이외의 자본조달 수단을 활용할 가능성이 큰 것으로 판단할 수 있다.

주식수익률에 영향을 주는 주요 변수로 외국인지분율을 모형에 포함하여 외국인 기관투자자들의 투자판단으로 인한 시장반응을 통제한다. 외국인지분율(Foreign)은 보통주가총액에 대한 외국인 투자자들의 보통주 보유지분의 비율로 측정한다.

자산매각에 따른 시장반응과 기업가치 변화를 확인하기 위한 모형에서 산업더미(IND)와 연도더미(YEAR)을 포함한다. 산업더미(IND)는 한국거래소의 산업별 지수산출을 위하여 분류한 업종코드를 기준으로 더미변수를 산출한다. 연도별 더미변수(YEAR)는 2001년부터 2019년까지 각 연도에는 1을 부여하고, 나머지 연도에는 0을 부여하는 변수이다.

5. 분석대상기간 및 자료

자산매각이 기업가치에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위하여 한국거래소(KRX)의 유가증권시장에 상장된 기업들의 자산매각 사례를 대상으로 분석한다. 자산매각의 내용은 금융감독원의 전자공시시스템(DART)에서 제공하는 유형자산처분결정, 고정자산처분결정¹⁾, 주요 고정자산처분, 최대주주 등에 대한 부동산매도, 특수관계인에 대한 부동산매도 등 자산매각에 관련된 5가지의 유형의 공시내역을 정리하여 분석한다. 현재 한국의 상장기업은 유형자산의 매입과 매각을 전자공시시스템(DART)을 통해 공시하도록 하고 있으며, 각각의 공시에는 자산 매각결정에 관련하여, 이사회 결의일, 거래금액, 자산총액, 공시일 등의 내역이 포함된다.

본 연구의 분석기간은 2001년부터 2019년까지 19년간으로 하며, 분석기업의 재무자료와 주식수익률 자료의 수집은 FN Guide를 활용한다. 본 연구의 분석대상 기업은 한국거래소(KRX)의 유가증권시장에 상장된 기업 중에서 금융업(은행, 증권, 카드, 보험업)에 속하는 기업, 재무자료 및 주가자료를 확인할 수 없는 기업, 매각된 자산의 거래금액(예상금액 포함)이 총자산의 1% 미만인 기업을 제외한 모든 기업으로 한다.

본 연구는 <표 1>과 같이 604건의 자산매각공시를 분석대상으로 한다. <표 1>은 실험군과 대조군의 기초통계량을 나타내고 있으며, <표 2>는 실험군과 대조군의 주요 재무비율의 평균차이 검증결과를 보여준다. Albuquerque(2009)와 Han and Kwon(2015)의 연구를 참고하여 대조기업은 자산을 매각한 실험기업과 해당 연도에 동일한 산업에 속하는 기업 중에서 총자산 규모가 가장 유사한 기업으로 선정한다.

1) 2006년 3월 이후 IFRS도입에 따른 회계용어 변경으로 “고정자산처분결정” 공시가 “유형자산처분결정”으로 변경되었음.

<표 1> 실험군과 대조군의 기초통계량

이 표는 실험군과 대조군의 기초통계를 보여준다. 분석기간은 2001년부터 2019년까지이며, 측정 간격은 1년이다. 분석기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로 604개의 기업의 연도별 자료이다. 실험군에 대한 대조군은 해당 연도의 동일한 산업군에 속한 기업 중 총자산의 규모가 실험군의 기업과 가장 유사한 기업을 선정한다.

패널 A: 실험군의 기초통계량

변수명	평균	Q1	Q2	Q3	표준편차	최솟값	최댓값
당좌비율(CASH)	30.534	19.113	27.919	39.874	14.781	1.889	84.119
유동비율(LIQ)	42.853	30.780	42.426	53.753	15.799	2.850	86.066
영업활동현금흐름비율(OCF)	2.474	-0.712	3.979	8.262	10.002	-60.486	32.298
신용등급더미(CREDIT)	0.194	0.000	0.000	0.000	0.396	0.000	1.000
부채비율(LEV)	58.014	42.319	58.174	70.69	27.831	4.233	439.939
외국인지분율(Foreign)	5.662	0.055	0.720	6.671	10.508	0	78.565
재무적 곤경(PFD)	0.056	0.001	0.015	0.082	0.085	0	0.540
총자산영업이익률(ROA)	-1.657	-3.857	1.120	4.562	17.763	-340.613	20.907
Tobin's Q	1.053	0.739	0.889	1.088	0.653	0.212	6.496

패널 B: 대조군의 기초통계량

변수명	평균	Q1	Q2	Q3	표준편차	최솟값	최댓값
당좌비율(CASH)	35.692	23.467	33.796	45.830	16.200	2.575	91.848
유동비율(LIQ)	49.358	37.313	49.260	60.837	17.354	3.028	97.019
영업활동현금흐름비율(OCF)	5.197	2.342	6.125	10.107	10.173	-65.713	31.804
신용등급더미(CREDIT)	0.191	0.000	0.000	0.000	0.393	0.000	1.000
부채비율(LEV)	56.088	34.562	50.271	65.869	91.664	4.358	179.328
외국인지분율(Foreign)	6.747	0.062	1.027	8.651	11.995	0.000	85.475
재무적 곤경(PFD)	0.051	0.000	0.010	0.060	0.089	0.000	0.591
총자산영업이익률(ROA)	1.899	0.355	3.232	6.353	11.158	-114.158	37.992
Tobin's Q	1.064	0.706	0.885	1.115	1.076	0.299	22.314

실험군과 대조군의 당좌비율의 평균차이를 살펴보면, 자산매각기업이 대조기업에 비하여 유의적으로 낮은 값을 보인다. 자산매각기업의 유동비율도 대조기업에 비하여 유의적으로 낮은 값을 나타낸다. 자산매각기업의 영업활동도 대조기업에 비하여 유의적으로 낮은 값을 나타낸다. 즉 기업의 유동성 수준을 나타내는 당좌비율, 유동비율, 영업활동현금흐름 비율, 총자산영업이익률 등의 측면에서 자산매각기업이 대조기업에 비하여 낮게 나타나고 있다. 이는 자산매각기업의 유동성 수준이 대조기업에 비하여 열악하다는 것을 보여주는 것이다. 그러나 신용등급의 측면에서는 자산매각기업과 대조기업 간에 유의적인 차이가 나타나지 않는다.

기업의 특성을 나타내는 외국인지분율, 부채비율을 살펴보자. 자산매각기업의 외국인 지분율은 대조기업에 비하여 약간 낮게 나타난다. 그리고 자산매각기업의 부채비율은 대조기업과 차이를 발견하기 어렵다. 이는 기업이 높은 부채비율을 해소하기 위하여 자산을

매각할 가능성이 크지 않다는 것을 보여주는 것이다. 자산매각기업의 재무적 곤경 수준의 평균은 대조기업과 유의적인 차이를 보이지 않는다. 이는 기업이 자산을 매각하는 직접적인 이유가 재무적 곤경 수준의 해소로 보기 어렵다는 점을 시사하는 것이다. 자산매각기업의 가치를 나타내는 변수인 Tobin's Q를 살펴보면, 대조기업과 유의적인 차이를 보이지 않는다. 이는 기업이 기업가치의 훼손을 방지하기 위하여 자산매각에 나서지는 않을 가능성을 보여주는 것이다.

<표 2> 실험군과 대조군의 재무비율 비교

이 표는 실험군과 대조군의 차이를 보여준다. 분석대상기간은 2001년부터 2019년까지이며, 측정 간격은 반년이다. 분석대상 기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로 604개의 기업별-반년별 자료이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

변수명	실험군	대조군	차이
당좌비율(CASH)	30.534	35.692	-5.158*** (-5.768)
유동비율(LIQ)	42.853	49.358	-6.505*** (-6.796)
영업활동현금흐름비율(OCF)	2.474	5.197	-2.723*** (-4.680)
신용등급더미(CREDIT)	0.194	0.191	0.003 (0.135)
부채비율(LEV)	58.014	56.088	1.926 (0.494)
외국인지분율(Foreign)	5.662	6.747	-1.085* (-1.668)
재무적 곤경(PFD)	0.056	0.051	0.005 (0.997)
총자산영업이익률(ROA)	-1.657	1.899	-3.556*** (-4.122)
Tobin's Q	1.053	1.064	-0.011 (-0.210)

<표 3>에서는 주요 독립변수와 통제변수 간의 상관계수를 보여준다. 주요 독립변수 및 통제변수 간에 높은 상관계수가 관찰되고 있다. 이러한 변수 간의 상관관계에 의해서 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity)을 각 검증모형별 VIF(variance inflation factor)를 산출하여 검토하였으며, 그 결과 모든 변수의 VIF 계수가 2.0 이하로 나타나고 있다는 것을 확인하였다. 따라서 본 연구의 검증모형에서 다중공선성의 문제는 심각하지 않은 것으로 판단하였다.

<표 3> 주요 변수 간의 상관계수

이 표는 주요 변수 간의 상관계수를 보여주고 있다. 모형의 추정에 이용된 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로서 604개의 기업별-연도별 불균형패널 자료이다. *SIZE*는 기업규모, *CASH*는 당좌자산 비율이며, *LIQ*는 유동비율, *OCF*는 영업현금흐름 비율이고, *CREDIT*는 신용등급, *LEV*는 부채비율, *Foreign*은 외국인지분율, *PFD*는 재무적 곤경, *ROA* 총자산이익률을 나타낸다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

변수	<i>SIZE</i>	<i>CASH</i>	<i>LIQ</i>	<i>OCF</i>	<i>CREDIT</i>	<i>LEV</i>	<i>Foreign</i>	<i>PFD</i>	<i>ROA</i>
<i>SIZE</i>	1								
<i>CASH</i>	-0.091**	1							
<i>LIQ</i>	-0.195***	0.837***	1						
<i>OCF</i>	0.372***	0.046	0.083**	1					
<i>CREDIT</i>	0.692***	-0.018	-0.160***	0.193***	1				
<i>LEV</i>	0.095**	-0.074*	-0.060	-0.225***	0.060	1			
<i>Foreign</i>	0.472***	0.090**	0.013	0.325***	0.343***	-0.175***	1		
<i>PFD</i>	-0.366***	-0.041	-0.041	-0.311***	-0.248***	0.287***	-0.245***	1	
<i>ROA</i>	0.240***	-0.029	-0.040	0.343**	0.128***	-0.102**	0.162***	-0.18***	1

IV. 실증분석결과

1. 자산매각기업의 특성에 대한 검증결과

본 연구에서는 자산매각기업 특성과 재무적 상태에 따른 자산매각과의 관련성에 대하여 분석한다. 즉 기업이 자금부족으로 인하여 발생하는 재무적 곤경을 탈피하기 위하여 자산매각의 방법으로 자금을 조달하는지를 검토하기 위한 가설 1에 대하여 검증한다. 이러한 가설 1은 [모형 1]의 로지스틱 회귀분석을 이용하여 검증한 결과를 <표 4>와 <표 5>에 제시하고 있다. [모형 1]의 추정에는 자산매각을 공시한 실험집단과 이에 대한 대조집단의 표본을 모두 이용하여 분석한다. 실험집단에는 자산매각 더미(*AS*)에 1을 부여하고, 대조집단에는 0을 부여하여 분석한다.

<표 4>는 기업의 단기유동성을 나타내는 당좌비율(*CASH*)과 영업활동현금흐름(*OCF*)이 자산매각에 영향을 주는지에 대한 [모형 1]에 대한 검증결과를 보여준다. 이 모형에서 통제변수는 기업규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 외국인지분율(*Foreign*) 등이다. 이 표에서는 전체표본에 대한 검증결과와 자산매각의 내용에 따른 하위표본에 대한 검증결과를 제시하고 있다. 자산매각의 내용에 따른 하위표본은 영업목적의 자산매각 집단과 재무구조개선 목적의 자산매각 집단으로 구분하여 구성한다.

이 표에 의하면, 당좌비율(*CASH*)과 영업활동현금흐름(*OCF*)은 자산매각에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 이러한 분석결과는 자산매각의 내용에 따른

두 개의 하위표본에서도 유사한 형태의 계수값이 나타나고 있다. 이러한 분석결과에 의하면, 자산을 매각하는 기업은 보유하고 있는 현금 수준이나 영업활동을 통하여 창출할 수 있는 현금이 상대적으로 부족한 기업이라는 특성을 가지며, 이러한 기업이 영업목적이나 자금 조달의 목적으로 자산을 매각할 가능성이 크다는 것을 보여준다.

<표 4> 로지스틱 회귀분석: 단기유동성에 따른 자산매각

이 표는 가설 1에 대한 검증결과이며, 검증모형은 다음과 같은 로지스틱 회귀모형이다.

$$[모형 1] AS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Independent\ variable_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 \leq V_{it} + \alpha_4 Foreign_{it} + \epsilon_{it} + Y_t + e_{it}$$

모형의 추정에 이용된 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로서 1,201개의 기업별-연도별 불균형패널 자료이다. 금융업종에 속하는 기업과 결산일이 12월이 아닌 기업은 표본에서 제외하였다. CASH는 당좌자산비율이며, OCF는 영업현금흐름 비율이고, SIZE는 기업규모며, LEV는 부채비율, Foreign은 외국인지분율, Ind는 산업더미, Y는 연도더미를 나타낸다, 추정된 계수에 대한 괄호 속의 수치는 t 통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	전체표본		자산매각의 내용에 따른 구분			
			영업목적		채무구조개선 목적	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CASH	-0.025** (-5.577)		-0.024** (-2.425)		-0.026** (-5.493)	
OCF		-0.039** (-5.368)		-0.079** (-3.956)		-0.039** (-5.097)
SIZE	0.054 (1.09)	0.201*** (3.989)	0.156 (1.378)	0.351*** (2.772)	0.066 (1.248)	0.218*** (4.048)
LEV	0.000 (0.547)	0.000 (-0.330)	0.000 (-0.066)	-0.001 (-0.721)	0.000 (0.541)	0.000 (-0.328)
Foreign	-0.011* (-1.755)	-0.011* (-1.67)	-0.013 (-1.001)	-0.005 (-0.403)	-0.016** (-2.292)	-0.016** (-2.318)
Constant	0.540 (0.900)	-1.311** (-2.405)	-0.302 (-0.244)	-2.419* (-1.891)	0.501 (0.784)	-1.465** (-2.531)
Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Y	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.0296	0.0294	0.0644	0.0985	0.0357	0.0340
표본 수	1,201	1,201	277	277	1,050	1,050

<표 5>는 기업의 유동성과 신용 상태를 나타내는 유동비율(LIQ)과 신용등급 더미 (CREDIT)가 자산매각에 영향을 주는지에 대한 [모형 1]에 대한 검증결과를 보여준다. 이 표에서도 <표 4>와 마찬가지로 전체표본에 대한 검증결과와 영업목적의 자산매각 집단과 채무구조개선 목적의 자산매각 집단으로 구분한 하위표본에 대한 검증결과를 보여준다.

<표 5> 로지스틱 회귀분석: 유동성과 신용상태에 따른 자산매각

이 표는 가설 1에 대한 검증결과이며, 검증모형은 다음과 같은 로지스틱 회귀모형이다.

$$[모형 1] AS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Independent\ variable_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 LEV_{it} + \alpha_4 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it}$$

모형의 추정에 이용된 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로서 1,201개의 기업별-연도별 불균형패널 자료이다. 금융업종에 속하는 기업과 결산월이 12월이 아닌 기업은 표본에서 제외하였다. *LIQ*는 유동비율이며, *CREDIT*은 신용등급더미이며, *SIZE*는 기업규모며, *LEV*는 부채비율, *Foreign*은 외국인지분율, *Ind*는 산업더미, *Y*는 연도더미를 나타낸다, 추정된 계수에 대한 괄호 속의 수치는 *t* 통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	전체표본		자산매각의 내용에 따른 구분			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>LIQ</i>	-0.028*** (-6.707)		-0.031*** (-3.297)		-0.028*** (-6.407)	
<i>CREDIT</i>		-0.159 (-0.778)		0.314 (0.661)		-0.389* (-1.722)
<i>SIZE</i>	0.025 (0.507)	0.146** (2.556)	0.116 (0.997)	0.144 (1.097)	0.039 (0.727)	0.199*** (3.224)
<i>LEV</i>	0.000 (0.520)	0.000 (0.537)	0.000 (-0.077)	0.000 (-0.258)	0.000 (0.500)	0.001 (0.560)
<i>Foreign</i>	-0.010 (-1.639)	-0.016*** (-2.565)	-0.012 (-0.888)	-0.011 (-0.893)	-0.015** (-2.169)	-0.021*** (-3.075)
Constant	1.120* (1.794)	-1.151** (-1.991)	0.448 (0.344)	-1.177 (-0.973)	1.042 (1.567)	-1.538** (-2.487)
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Y</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.0388	0.0104	0.0787	0.0496	0.0440	0.0160
표본 수	1,201	1,201	277	277	1,050	1,050

이 표에 의하면, 기업의 자산 유동성을 나타내는 유동비율(*LIQ*)이 전체표본과 영업목적의 자산매각 집단, 재무구조개선을 위한 자산매각 집단 모두에서 자산매각에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 기업의 신용등급 더미(*CREDIT*)는 재무구조개선 목적의 자산매각 집단에서 자산매각에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다.

자산매각에 대한 통제변수의 영향을 살펴보면, 기업규모(*SIZE*)는 대체로 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있으며, 외국인지분율(*Foreign*)은 대체로 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 그리고 부채비율(*LEV*)은 유의적인 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다.

이러한 분석결과는 자산을 매각하는 기업이 상대적으로 자산의 유동성이 낮은 기업이라는 특성이 있다는 것을 보여주는 것이다. 그리고 신용등급이 낮은 집단에 속하는 기업일수록

재무구조를 개선하기 위한 목적으로 자산을 매각할 가능성이 크다는 것을 알 수 있다. 또한 자산규모가 크고, 외국인지분율이 낮은 기업일수록 자산의 매각을 통하여 기업의 부족한 유동성을 확보할 가능성이 크다는 점을 확인할 수 있다.

<표 4>와 <표 5>의 분석결과를 종합하면, 유동성이 부족하거나 신용등급이 낮은 기업이 재무적 곤경을 탈피하기 위하여 자산매각의 방법으로 자금을 조달할 가능성이 크다는 가설 1이 지지된다고 할 수 있다. 대체로 보유하고 있는 현금성 자산이 부족하거나, 영업활동을 통하여 현금을 창출할 수 있는 능력이 낮은 기업이거나, 자산의 유동성이 낮은 기업들은 자산매각을 통해 자금부족으로 발생하는 재무적 곤경을 해소하기 위하여 자산을 매각할 가능성이 크다고 할 수 있다. 특히 신용등급이 낮아서 채권시장에 대한 접근성이 낮은 기업은 자산매각을 통하여 재무구조를 개선하기 위한 동기를 가질 수 있다. 또한, 자산을 매각하는 기업은 규모가 크고, 외국인지분율이 낮다는 특성도 발견할 수 있다.

2. 자산매각공시에 따른 주가반응

자산매각의 동기에 따라 주식시장에서 자산매각공시에 대한 반응이 달라질 수 있다. 본 연구에서는 자산매각의 동기와 형태에 따라 주식시장에서의 자산매각공시에 따른 주가반응은 영향을 받을 것이라는 가설 2에 대해 검증한다.

<표 6>에서는 자산매각공시 전후의 누적초과수익률(CAR)을 보여준다. 누적초과수익률(CAR)을 산출하는 기간은 (0, +1), (-1, 0), (-1, +1), (-3, +3), (-5, +5) 등의 5가지 기간을 이용한다. 자산매각공시효과를 측정하기 위하여 대조군을 선정하였다. 대조군은 자산매각을 시행한 기업(실험군)과 동일한 산업에 속하고 자산매각을 하지 않은 기업으로서 실험군과 가장 유사한 규모를 가진 기업으로 선정하였다. 이 표에서는 전체표본, 영업목적 자산매각 표본, 재무구조개선목적 자산매각 표본, 디벨로퍼에게 자산을 매각한 표본 등으로 분류하여 자산매각공시의 효과를 측정된 결과를 보여주고 있다.

먼저, 패널 A의 전체표본의 $CAR(0,+1)$, $CAR(-1,0)$, $CAR(-1,+1)$ 구간의 실험군, 실험군과 대조군의 차이에서는 유의적인 양(+)의 값이 나타나고, $CAR(-3,+3)$ 과 $CAR(-5,+5)$ 의 기간과 대조군에서는 통계적으로 유의미한 값이 나타나지 않고 있다. 패널 B의 영업목적을 위한 자산매각의 경우 $CAR(0,+1)$ $CAR(-1,0)$ $CAR(-1,+1)$ 구간의 실험군에서만 유의미한 양(+)의 영향이 나타나고 있다. 패널 C의 재무구조개선을 위한 자산매각에서는 패널 A의 전체표본과 같이 $CAR(0,+1)$ $CAR(-1,0)$ $CAR(-1,+1)$ 구간의 실험군, 실험군과 대조군의 차이에서는 유의적인 양(+)의 영향이 나타나고 있다. 패널 D의 매도회사가 디벨로퍼일 경우에 $CAR(0,+1)$ $CAR(-1,0)$ $CAR(-1,+1)$ 구간의 실험군, 실험군과 대조군의 차이가 유의적인 양(+)의 값이

나타났으며, $CAR(-3,+3)$ 에서는 실험군에서만 유의적인 양(+)의 영향이 나타나고 있다.

이러한 분석결과에 의하면, 자산매각이 영업목적이나 재무구조개선 목적으로 추진되는 경우 자산매각공시 전후에 일시적으로 기업가치에 대한 긍정적인 영향이 나타나지만, 이러한 영향의 지속성이 유지되지 않는다는 것을 보여준다. 그러나 매수기업이 디벨로퍼일 경우에는 자산매각공시에 따른 양(+)의 기업가치의 상승이 지속성을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이것은 디벨로퍼(developer)에게 부동산을 매각하면, 매각자산을 기존의 내재가치보다 높은 가격으로 매각하게 되어 기업가치 상승효과가 존재할 가능성이 있다고 예측할 수 있다.

<표 6> 자산매각의 공시효과

이 표는 자산매각공시일 전후의 누적초과수익률(CAR)을 보여주고 있다. 공시일 전후의 다양한 기간의 CAR를 산출하기 위하여 (0, +1), (-1, 0), (-1, +1), (-3, +3), (-5, +5) 등의 기간을 이용한다. 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업이다. 금융업종에 속하는 기업과 결산월이 12월이 아닌 기업은 표본에서 제외하였다. 대조군은 실험군과 동일한 산업에 속한 기업으로 자산을 매각하지 않은 기업으로서 실험군과 가장 유사한 규모를 가진 기업으로 선정한다. 추정된 계수에 대한 괄호 속의 수치는 t통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

패널 A: 전체표본

변수명	실험군	대조군	차이
CAR(0,+1)(%)	0.931*** (3.157)	-0.110 (-0.551)	1.041*** (2.918)
CAR(-1, 0)(%)	1.124*** (4.326)	-0.001 (-0.003)	1.124*** (3.359)
CAR(-1,+1)(%)	1.415*** (4.129)	0.048 (0.176)	1.367*** (3.119)
CAR(-3,+3)(%)	0.715 (1.437)	0.275 (0.675)	0.439 (0.682)
CAR(-5,+5)(%)	0.742 (1.174)	0.421 (0.793)	0.321 (0.389)
표본 수	604	596	

패널 B: 영업목적의 자산매각

변수명	실험군	대조군	차이
CAR(0,+1)(%)	1.169* (1.697)	0.045 (0.151)	1.124 (1.491)
CAR(-1, 0)(%)	0.973* (1.898)	0.364 (0.898)	0.609 (0.930)
CAR(-1,+1)(%)	1.444* (1.931)	0.406 (0.867)	1.037 (1.174)
CAR(-3,+3)(%)	1.135 (1.160)	0.725 (1.178)	0.410 (0.354)
CAR(-5,+5)(%)	1.156 (0.910)	0.413 (0.576)	0.743 (0.508)
표본 수	142	141	

패널 C: 재무구조개선을 위한 자산매각

변수명	실험군	대조군	차이
CAR(0,+1)(%)	0.852 ^{***} (2.780)	-0.057 (-0.269)	0.909 ^{**} (2.43)
CAR(-1, 0)(%)	1.134 ^{***} (4.142)	-0.061 (-0.269)	1.195 ^{***} (3.364)
CAR(-1,+1)(%)	1.373 ^{***} (3.804)	0.013 (0.045)	1.359 ^{***} (2.909)
CAR(-3,+3)(%)	0.768 (1.390)	0.317 (0.708)	0.452 (0.635)
CAR(-5,+5)(%)	0.842 (1.192)	0.570 (0.972)	0.272 (0.296)
표본 수	526	522	

패널 D: 매도대상기업이 디벨로퍼인 경우

변수명	실험군	대조군	차이
CAR(0,+1)(%)	1.624 ^{***} (3.142)	0.018 (0.060)	1.606 ^{***} (2.677)
CAR(-1, 0)(%)	1.364 ^{***} (3.723)	0.162 (0.515)	1.202 ^{**} (2.486)
CAR(-1,+1)(%)	2.234 ^{***} (4.180)	0.100 (0.268)	2.135 ^{***} (3.267)
CAR(-3,+3)(%)	1.660 ^{**} (2.117)	0.467 (0.784)	1.193 (1.209)
CAR(-5,+5)(%)	0.572 (0.573)	0.772 (1.143)	-0.199 (-0.165)
표본 수	210	207	

<표 7>은 자산매각공시효과에 영향을 주는 주요 요인에 대한 분석결과를 보여준다. 이 표에서 자산매각공시효과는 CAR(-1,+1)로 측정하였으며, 통제변수는 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 외국인지분율(Foreign) 등을 이용하였다. 이 표의 패널 A에서는 자산매각의 공시효과가 매각기업 자산의 유동성에 의하여 영향을 받는지를 살펴보기 위하여 주요 독립변수로 현금비율(CASH), 영업활동현금흐름비율(OCF), 유동비율(LIQ), 신용등급 더미(CREDIT) 등으로 설정하여 분석한 결과를 제시하고 있다. 패널 B에서는 자산매각의 매수인 및 매각목적에 따라 공시효과가 영향을 받는지를 살펴보기 위하여 주요 독립변수로 매수자가 계열회사나 특수관계인인지 아닌지를 나타내는 특수관계인 더미(SR), 매수자가 디벨로퍼 인지의 여부를 나타내는 디벨로퍼 더미(Developer), 영업목적의 자산매각인지를 나타내는 영업목적 더미(Business), 재무구조개선목적의 자산매각인지의 여부를 나타내는 재무구조개선목적 더미(FS) 등으로 설정하여 분석한 결과다.

<표 7>의 패널 A에 의하면, 자산매각에 따른 공시효과가 기업자산의 유동성을 나타내는 현금비율(CASH), 영업활동현금흐름비율(OCF), 유동비율(LIQ), 신용등급 더미(CREDIT) 등에 의하여 유의적인 영향을 받는다는 증거를 발견할 수 없다는 것을 확인할 수 있다. 즉 기업자산의 유동성은 자산매각결정에 중요 영향을 주는 요소이지만, 자산매각공시에 따른 기업가치의 변화에는 영향을 주지 못한다는 것을 알 수 있다.

<표 7> 자산매각공시효과의 결정요인 I

이 표는 가설 2에 대한 검증결과이다. 이 가설에 대한 검증모형은 다음과 같은 회귀모형이다.

$$[모형] CAR(-1,+1)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Independent\ variable_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 LEV_{it} + \alpha_4 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it}$$

모형의 추정에 이용된 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로서 604개의 기업별-연도별 불균형패널 자료이다. 금융업종에 속하는 기업과 결산월이 12월이 아닌 기업은 표본에서 제외하였다. 패널 A에 사용된 변수들의 설명은 다음과 같다. CASH는 당좌비율이며, OCF는 영업활동현금흐름 비율이고, LIQ는 유동비율이며, CREDIT는 신용등급, SIZE는 기업규모, LEV는 부채비율, Foreign은 외국인지분율, Ind는 산업더미, Y는 연도더미를 나타낸다. 패널 B에 사용된 변수들의 설명은 다음과 같다. SR은 특수관계인에게 매각한 경우를 나타내는 더미변수, Developer는 디벨로퍼에게 매각한 경우를 나타내는 더미변수, Business는 영업목적으로 자산을 매각한 경우에 대한 더미변수, FS는 재무구조개선목적으로 자산을 매각한 경우에 대한 더미변수이다. 추정된 계수에 대한 괄호 속의 수치는 t통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

패널 A: 자산매각기업의 재무 상황과 공시효과 [종속변수: CAR (-1,+1)]

	(1)	(2)	(3)	(4)
CASH	-0.034 (-1.211)			
OCF		-0.033 (-0.797)		
LIQ			0.001 (0.042)	
CREDIT				0.875 (0.682)
SIZE	-0.325 (-1.103)	-0.166 (-0.544)	-0.243 (-0.821)	-0.398 (-1.094)
LEV	-0.013 (-0.914)	-0.015 (-1.051)	-0.012 (-0.871)	-0.011 (-0.834)
Foreign	-0.040 (-0.979)	-0.044 (-1.061)	-0.048 (-1.165)	-0.048 (-1.174)
Constant	6.212* (1.793)	4.139 (1.291)	4.451 (1.262)	5.535 (1.579)
Ind	YES	YES	YES	YES
Y	YES	YES	YES	YES
Adj R ²	-0.0151	-0.0166	-0.0177	-0.0169
F-stat	0.76	0.74	0.72	0.74
표본 수	604	604	604	604

패널 B: 매각대상과 매각 사유에 대한 공시효과 [종속변수: CAR (-1,+1)]

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SR</i>	-3.550*** (-3.122)			
<i>Developer</i>		1.752** (2.254)		
<i>Business</i>			-0.316 (-0.365)	
<i>FS</i>				-0.360 (-0.328)
<i>SIZE</i>	-0.060 (-0.206)	-0.395 (-1.343)	-0.002 (-0.007)	-0.248 (-0.861)
<i>LEV</i>	-0.015 (-1.101)	-0.011 (-0.825)	-0.010 (-0.737)	-0.012 (-0.843)
<i>Foreign</i>	-0.046 (-1.147)	-0.043 (-1.047)	-0.027 (-0.653)	-0.049 (-1.187)
<i>Constant</i>	4.483 (1.425)	5.004 (1.581)	2.198 (0.674)	4.826 (1.458)
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Y</i>	YES	YES	YES	YES
Adj R ²	-0.0005	-0.0087	-0.0271	-0.0175
F-stat	0.99	0.86	0.62	0.73
표본 수	604	604	553	604

패널 B에 의하면, 특수관계인(*SR*)은 자산매각공시에 따른 주가반응에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 반면에 디벨로퍼(*Developer*)는 자산매각공시에 따른 주가반응에 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 영업목적(*Business*)의 자산매각과 재무구조개선목적(*FS*)의 자산처분은 자산매각공시에 따른 주가반응에 유의적인 영향을 주지 못하는 것으로 나타나고 있다.

<표 7>의 결과를 요약하면 자산매각에 따른 주가반응은 자산매각기업의 자산 유동성이나 자산매각 목적 등에 의해서 영향을 받지 않는 것을 알 수 있다. 이는 자산매각 공시효과에 대하여 재무구조 개선 및 부채상환 목적인 경우 주가반응이 긍정적임을 보인 조지호, 김용현(1996), 이상래 외 2인(2016)의 선행연구와는 차이가 있다. 반면 자산매각에 따른 주가반응은 자산매수자의 성격에 따라 유의미한 영향을 받는 것으로 나타나는데, 자산을 계열회사나 특수관계인에 매각하면 기업가치가 하락한다. 이는 자산매각에 따른 터널링 가설이 지지된다는 것을 의미하는 것이다. 그리고 자산을 금융사, 건설사, 부동산개발기업 등의 디벨로퍼에게 매각하면 기업가치가 상승한다. <표 7>의 결과는 Yang(2008)의 연구에서와 같이 자산매수/매도가 해당 자산의 가치상승으로 이어져 결과적으로 매수자와

매도자의 가치상승으로 이어질 것이라는 재배치가설에 보다 부합하는 결과이다.

<표 8>에서는 기업이 소속된 산업의 경기상태가 자산매각에 따른 공시효과 영향을 주는지에 대한 분석결과를 제시하고 있다. 본 연구에서는 표본기업을 산업별로 분류한 후, 각 산업에 속한 표본기업의 직전연도 주식수익률 자료를 이용하여 자산매각기업이 속한 산업의 경기상태를 분류한다. 먼저 산업별 주식수익률의 중앙값을 이용하여 각 산업의 상대적 경기상태를 측정한다. 다음으로 산업별 주식수익률의 분포를 이용하여 각 표본기업이 속하는 산업의 주식수익률이 중앙값보다 하위에 속하는 산업인지의 더미, 최하위 사분위

<표 8> 자산매각공시효과의 결정요인 II

이 표는 가설 2에 대한 검증결과이다. 이 가설에 대한 검증모형은 다음과 같은 회귀모형이다.

$$[모형 2] CAR(-1, +1)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IFD_{it} + \alpha_2 SIZE_{it} + \alpha_3 LEV_{it} + \alpha_4 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it}$$

모형의 추정에 이용된 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로서 604개의 기업별-연도별 불균형패널 자료이다. 산업불황(IFD)을 측정하기 위하여 산업별 주식수익률의 중앙값, 산업별 주식수익률 중앙값 이하에 속하면 1을 부여한 더미, 산업별 주식수익률 최하위 사분위 집단에 속하면 1을 부여한 더미, 산업별 주식수익률 최상위 사분위 집단에 속하면 1을 부여한 더미 등을 이용하여 분석하였다. SIZE는 기업규모, LEV는 부채비율, Foreign은 외국인지분율, Ind는 산업더미, Y는 연도더미를 나타낸다. 추정된 계수에 대한 괄호 속의 수치는 t통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	(1)	(2)	(3)	(4)
산업별 주식수익률 중앙값	-0.030* (-1.808)			
산업별 주식수익률 중앙값 이하 더미		1.680* (1.719)		
산업별 주식수익률 최하위 사분위 더미			1.887 (1.635)	
산업별 주식수익률 최상위 사분위더미				-1.702 (-1.334)
SIZE	-0.263 (-0.915)	-0.272 (-0.946)	-0.275 (-0.956)	-0.265 (-0.921)
LEV	-0.013 (-0.931)	-0.011 (-0.812)	-0.010 (-0.740)	-0.013 (-0.915)
Foreign	-0.050 (-1.228)	-0.045 (-1.109)	-0.044 (-1.084)	-0.049 (-1.191)
Constant	3.278 (1.013)	3.216 (0.989)	2.974 (0.901)	4.499 (1.421)
Ind	YES	YES	YES	YES
Y	YES	YES	YES	YES
Adj R ²	-0.0119	-0.0124	-0.013	-0.0145
F-stat	0.81	0.80	0.80	0.77
표본 수	604	604	604	604

집단에 속하는 산업업지의 더미, 최상위 집단에 속하는 산업업지의 더미 등의 3가지 더미변수를 이용하여 분석한다.

이 표에 의하면, 표본기업의 산업별 직전연도 주식수익률의 중앙치는 자산매각공시효과에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 산업의 직전연도 주식수익률이 중앙치보다 낮은 집단에 속한 더미는 자산매각공시효과에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 산업의 직전 연도 주식수익률이 최하위 사분위 집단에 속한 더미는 자산매각공시효과에 양(+)의 영향을 주지만 통계적인 유의성은 없는 것으로 나타나고 있다. 산업의 직전연도 주식수익률이 최상위 사분위 집단에 속한 더미는 자산매각공시효과에 음(-)의 영향을 주지만 통계적인 유의성은 없는 것으로 나타나고 있다.

이러한 분석결과에 의하면, 기업이 자산을 매각하는 시기에 그 기업이 속한 산업의 주식수익률이 높으면 자산매각에 따른 공시효과가 부정적인 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 그리고 기업이 자산을 매각하는 시기에 그 기업이 속한 산업의 주식수익률이 낮은 집단에 속할수록 자산매각에 따른 공시효과가 긍정적으로 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 이러한 분석결과는 자산시장의 유동성에 따른 급매가설(*fire sales hypothesis*)과 상충하는 것이다. 급매가설에 따르면, 자산을 매각하는 시기에 그 기업이 속한 산업이 불황일수록 매각가격이 낮아져서 주가에는 부정적인 영향을 준다고 예측한다(*Shleifer and Vishny, 1992*). 그러나 본 연구에서의 분석결과에 의하면, 자산매각을 실행한 기업이 속한 산업의 경기가 상대적으로 불황일수록 자산매각에 따른 주가반응이 긍정적으로 나타난다는 것을 확인할 수 있다. 이는 한국의 자본시장에서 산업의 경기상황이 불황일 때 자산매각에 성공한다는 것은 기업의 재무적 곤경이 해소될 것으로 예측되어 주가가 긍정적으로 반응한다는 것을 보여주는 것이다.

<표 9>에서는 자산매각에 따른 공시효과가 기업 수준의 재무적 곤경과 산업불황, 그리고 이러한 변수의 결합에 따른 영향을 받는지를 분석한 결과를 보여주고 있다. 이 표에서도 자산매각공시효과는 $CAR(-1,+1)$ 로 측정한다. 이 표에 의하면, 기업의 재무적 곤경(PF)은 자산매각에 따른 공시효과에 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다. 산업불황(IF)은 자산매각에 따른 공시효과에 유의적인 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 기업 수준 재무적 곤경과 산업불황의 교차항($PF \times IF$)은 자산매각에 따른 공시효과에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 통제변수인 기업규모($SIZE$), 부채비율(LEV), 외국인지분율($Foreign$) 등은 유의적인 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다.

이러한 분석결과에 의하면, 기업은 그 기업이 속한 산업이 불황을 겪고 있을 때 자산매각에 성공하면 자산매각에 따른 주가반응은 긍정적으로 나타나지만, 기업의 재무적 곤경 자체는

공시효과에 유의적인 영향을 주지 않는다고 할 수 있다. 그러나 자산매각기업이 속한 산업이 불황이고, 그 기업이 재무적 곤경상태에 처해 있을 때 자산을 매각하면 주식시장에서는 매우 부정적인 평가를 하는 것을 알 수 있다. 즉 기업이 재무적 곤경상태에 처해 있고, 그 기업이 속한 산업이 불황일 때 자산을 매각할 때 주식시장에서 투자자들은 그 기업이 자산매각을 통하여 조달한 자금을 활용하여 재무적 곤경을 해소하고, 기업가치를 향상시킬 수 있는 성장기반을 마련할 가능성이 매우 낮다고 평가할 가능성을 보여준다.

<표 9> 자산매각공시효과의 결정요인 III

이 표는 가설 2에 대한 검증결과이다. 이 가설에 대한 검증모형은 다음과 같은 회귀모형이다.

$$[\text{모형 2}] \text{CAR}(-1, +1)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{PFD}_{it} + \alpha_2 \text{IFD}_{it} + \alpha_3 (\text{PFD}_{it} \times \text{IFD}_{it}) + \alpha_4 \text{SIZE}_{it} + \alpha_5 \text{LEV}_{it} + \alpha_6 \text{Foreign}_{it} + \text{Ind}_i + Y_t + e_{it}$$

모형의 추정에 이용된 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로서 604개의 기업별-연도별 불균형패널 자료이다. 금융업종에 속하는 기업과 결산월이 12월이 아닌 기업은 표본에서 제외하였다. PFD는 기업 수준의 재무적 곤경, IFD는 산업불황을 나타내는 더미, SIZE는 기업규모, LEV는 부채비율, Foreign은 외국인지분율, Ind는 산업더미, Y는 연도더미를 나타낸다. 추정된 계수에 대한 괄호 속의 수치는 t통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	(1)	(2)	(3)
PFD	-4.417 (-0.818)		12.152 (1.635)
IFD		1.680* (1.719)	3.084*** (2.936)
PFD × IFD			-31.089*** (-3.346)
SIZE	-0.328 (-1.076)	-0.272 (-0.946)	-0.360 (-1.189)
LEV	-0.009 (-0.598)	-0.011 (-0.812)	-0.011 (-0.763)
Foreign	-0.047 (-1.157)	-0.045 (-1.109)	-0.042 (-1.033)
Constant	5.822 (1.640)	3.216 (0.989)	6.620* (1.831)
Ind	YES	YES	YES
Y	YES	YES	YES
Adj R ²	-0.0165	-0.0124	0.0053
F-stat	0.74	0.80	1.08
표본 수	604	604	604

가설 2에 대한 본 연구의 분석결과를 종합하면, 기업이 자산매각을 공시하면 주가반응은 (-1, +1)의 기간에 긍정적인 효과를 보이지만, 주가반응의 지속성은 유지되지 않는다. 자산매각에 영향을 주는 주요 요소는 자산 매수인의 성격인데, 관계회사나 특수관계인이

자산을 매수하면 기업가치가 하락하는 터널링가설이 성립한다. 반면에 자산의 매수인이 디벨로퍼인 경우는 기존 자산의 재배치를 통하여 가치가 창출된다는 자산재배치가설이 지지된다. 산업의 경기상태는 자산매각에 따른 기업가치의 변화에 영향을 주는 주요 요소인데, 산업경기가 불황일 때 자산을 매각하면 기업가치가 상승한다. 즉 한국 자산시장에서는 급매가설이 지지되지 않는 것을 확인할 수 있다. 특히, 산업이 불황일 때 재무적 곤경에 처한 기업이 자산을 매각하면 주가반응이 부정적으로 나타나고 있다. 즉 산업이 불황일 때, 재무적 곤경에 처한 기업이 자산매각을 통하여 조달한 자금으로 재무적 곤경을 해소하고, 기업가치 향상을 위한 성장기반을 구축할 가능성에 대하여 시장이 비관적으로 평가한다는 것을 알 수 있다.

3. 자산매각 이후의 장기적인 기업가치의 변화

1) 기업의 재무적 곤경 수준에 따른 분석 결과

기업의 재무적 곤경상태에 따라 자산매각 이후에 기업가치의 변화가 달라질 수 있다. 본 연구에서는 기업의 재무적 곤경상태에 따라 기업가치가 변화할 것이라는 가설 3에 대한 검증한다. 자산매각 이후의 기업가치 변화를 측정하기 위하여 매입-보유초과수익률(buy and hold abnormal return: *BHAR*)을 이용한다. 매입-보유기간을 1개월, 3개월, 6개월, 12개월로 설정하여 보유기간에 따른 초과수익률을 측정한다.

<표 10>에서는 자산매각 이후의 보유기간에 따른 매입-보유초과수익률(*BHAR*)을 보여준다. 하위표본은 재무적 곤경(*PFD*) 수준에 따라 두 개의 집단으로 구분하며, 구분하는 기준점은 중앙값이다.

이 표에 의하면, 자산을 매각한 전체표본에서 모든 보유기간에 따른 매입-보유초과 수익률은 유의적인 값을 보이지 않는다. 즉 전체표본에서는 자산매각이 기업가치에 영향을 주지 않는다고 할 수 있다. 재무적 곤경(*PFD*)의 수준에 따른 상위집단의 경우 보유기간 12개월의 *BHAR*이 유의적인 음(-)의 값을 나타낸다. 하위집단의 경우에는 보유기간 1개월에서만 유의적인 양(+)의 값을 나타낸다. 특히, 두 집단 간의 평균차이는 유의적인 값을 보인다. 즉 12개월의 보유기간에 재무적 곤경(*PFD*) 수준이 높은 집단이 낮은 집단에 비하여 유의적으로 낮은 매입-보유초과수익률을 보인다. 이는 재무적 곤경에 처한 기업이 자산매각을 하면, 12개월 동안의 기간에 기업가치가 유의적으로 하락한다는 것을 나타내는 것이다.

본 연구에서는 재무적 곤경(*PFD*) 수준이 높은 기업이 자산을 매각하면 기업가치가

하락한다는 점을 엄밀하게 검증하기 위하여 회귀분석을 실시한다. 이러한 검증모형에서 종속변수는 12개월 동안의 매입-보유초과수익률인 $BHAR(12\text{ month})$ 을 이용하며, 주요 설명변수는 이론적 과산화률로 측정된 재무적 곤경(PFD)의 직전연도의 값(PFD_{it})과 이전연도의 값(PFD_{it-1})으로 설정한다. 그리고 통제변수는 기업규모($SIZE$), 부채비율(LEV), 외국인지분율($Foreign$) 등을 이용한다. 재무적 곤경(PFD) 수준에 따른 기업가치 변화가 기간에 따라 영향을 받는지를 살펴보기 위하여 분석기간을 글로벌 경제위기가 발생한 기간을 기준으로 2007년 이전의 기간과 2009년 이후의 기간으로 구분하여 분석한다. 그리고 이러한 하위기간에 대한 분석에서는 글로벌 경제위기의 충격이 진행된 2008년 자료는 분석대상에서 제외한다.

<표 10> 자산매각 이후의 장기수익률

이 표는 자산매각공시일 이후의 매입-보유초과수익률($BHAR$)을 보여주고 있다. 자료는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업이다. 금융업종에 속하는 기업과 결산월이 12월이 아닌 기업은 표본에서 제외하였다. 표본의 수는 1개월과 3개월은 603개, 6개월은 602개, 12개월은 591개이다. 추정된 계수에 대한 괄호 속의 수치는 t 통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

변수명	전체표본	하위표본		
		PFD 상위집단	PFD 하위집단	차이
$BHAR(1\text{ month})$	0.683	-0.766	2.128*	-2.894
	(0.653)	(-0.430)	(1.943)	(-1.383)
$BHAR(3\text{ month})$	-1.699	-3.674	0.269	-3.943
	(-1.298)	(-1.628)	(0.203)	(-1.507)
$BHAR(6\text{ month})$	0.054	-3.266	3.353	-6.620
	(0.025)	(-0.877)	(1.527)	(-1.534)
$BHAR(12\text{ month})$	-1.861	-10.108**	6.085	-16.193***
	(-0.636)	(-2.375)	(1.531)	(-2.783)

<표 11>에서는 매입-보유초과수익률($BHAR$)의 결정요인에 대한 분석결과를 보여준다. 이 표에 의하면, 전체기간에서 재무적 곤경(PFD) 수준은 매입-보유초과수익률($BHAR$)에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 특히 자산매각 직전 연도 말의 재무적 곤경(PFD_{it}) 수준뿐만 아니라 이전연도 말의 재무적 곤경(PFD_{it-1}) 수준도 매입-보유초과수익률($BHAR$)에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 즉 기업의 특성변수를 통제해도 재무적 곤경에 처한 기업이 자산을 매각하면 장기적인 기업가치는 하락한다는 것을 확인할 수 있다.

2008년 글로벌 경제위기를 기준으로 구분한 하위표본의 분석 결과도 전체기간과 유사한 결과를 보여준다. 글로벌 경제위기 이전의 경우 자산매각 직전 연도 말의 재무적 곤경(PFD_{it})

수준뿐만 아니라 이전연도 말의 재무적 곤경($PF D_{it-1}$) 수준도 매입-보유초과수익률($BHAR$)에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 글로벌 경제위기 이후의 경우에는 자산매각 직전연도 말의 재무적 곤경($PF D_{it}$) 수준이 매입-보유초과수익률($BHAR$)에 유의적인 음(-)의 영향을 주고, 이전연도 말의 재무적 곤경($PF D_{it-1}$) 수준은 음(-)의 영향을 주지만 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다.

매입-보유초과수익률($BHAR$)에 대한 통제변수의 영향을 살펴보면, 기업규모($SIZE$)는 글로벌 경제위기 이전에는 양(+)의 영향을 주며, 이후에는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 부채비율(LEV)과 외국인지분율($Foreign$)은 매입-보유초과수익률($BHAR$)에 유의적인 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다.

<표 11> 재무적 곤경에 따른 $BHAR$ 의 영향에 대한 분석

이 표는 가설 3에 대한 검증결과이다. 이 가설에 대한 검증모형은 다음과 같은 회귀모형이다.

$$[모형 3] \quad BHAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PF D_{it} + \beta_2 PF D_{it-1} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it}$$

$BHAR$ 은 자산매각 이후 12개월의 매입-보유초과수익률을 나타내며, $PF D$ 는 재무적 곤경을 측정할 변수이다. $SIZE$ 는 기업규모, LEV 는 부채비율, $Foreign$ 은 외국인지분율, Ind 는 산업더미, Y 는 연도더미를 나타낸다. 분석대상기간은 2001년부터 2019년까지의 19년간이다. 하위표본은 글로벌 금융위기가 진행된 2008년을 제외하고 2007년 이전과 2009년 이후로 구분하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	전체표본		하위표본			
	(1)	(2)	2007년 이전		2009년 이후	
			(3)	(4)	(5)	(6)
$PF D_{it}$	-175.71*** (-3.838)		-134.66** (-2.144)		-168.28** (-2.296)	
$PF D_{it-1}$		-101.11*** (-2.806)		-86.059* (-1.852)		-87.265 (-1.208)
$SIZE$	-3.682 (-1.477)	-2.436 (-0.988)	7.336 (1.607)	8.399* (1.879)	-10.202*** (-3.489)	-9.41*** (-3.122)
LEV	-0.002 (-0.017)	-0.094 (-0.828)	-0.105 (-0.667)	-0.182 (-1.208)	0.17 (0.831)	0.115 (0.559)
$Foreign$	-0.026 (-0.079)	-0.059 (-0.178)	-0.566 (-1.038)	-0.613 (-1.124)	0.295 (0.707)	0.283 (0.674)
$Constant$	44.895 (1.458)	15.216 (0.526)	1.908 (0.038)	-19.769 (-0.418)	78.602*** (2.817)	67.832** (2.442)
Ind	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Y	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adj R^2	0.0672	0.0557	0.1014	0.0977	0.0516	0.0364
F-stat	2.12	1.92	2.35	2.30	1.48	1.33
표본 수	591	591	301	301	267	267

이러한 분석결과는 분석기간에 관계없이 모든 기간에 걸쳐서 자산매각 이전의 기업 수준의 재무적 곤경 수준은 자산매각 이후의 기업가치에 부정적인 영향을 준다는 것을 보여주고 있다. 즉 기업이 재무적 곤경을 해소하기 위한 수단으로 자산매각을 선택할 수 있지만, 이러한 자산매각을 통하여 재무적 곤경을 해소하고 기업가치를 창출하고자 하는 노력이 성과를 거두지 못하고, 오히려 장기적인 기간에 걸쳐서 기업가치의 하락을 가져온다는 것이다.

2) 기업의 재무적 곤경 수준과 산업불황 여부에 따른 분석 결과

기업의 재무적 곤경상태 및 산업불황 여부에 따라 자산매각 이후에 기업가치의 변화가 달라질 수 있다. 본 연구에서는 기업의 재무적 곤경상태, 산업불황 여부, 및 이들의 결합에 따라 기업가치가 변화할 것이라는 가설 3을 검증한다.

<표 12>에서는 기업의 재무적 곤경 수준 및 산업불황에 따른 자산매각 이후의 매입-보유초과수익률(*BHAR*)에 대한 영향을 분석한 결과를 제시하고 있다. 이 표에 의하면, 기업의 재무적 곤경(*PFD*)은 매입-보유초과수익률(*BHAR*)에 유의적인 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 산업불황 여부(*IFD*)는 유의적인 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다. 그리고 재무적 곤경 수준과 산업불황 여부의 교차항($PFD \times IFD$)은 자산매각에 따른 공시효과에 유의적인 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다. 통제변수인 기업규모(*SIZE*), 부채비율(*LEV*), 외국인지분율(*Foreign*) 등은 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

2008년 글로벌 금융위기를 기준으로 구분한 하위기간에서의 분석 결과도 전체기간과 유사하게 나타나고 있다. 매입-보유초과수익률(*BHAR*)에 대한 재무적 곤경 수준의 영향은 모든 하위기간에서 음(-)으로 나타나고 있지만, 2008년 글로벌 경제위기 전의 기간에서는 유의성이 없는 것으로 나타나고 있다. 산업불황은 매입-보유초과수익률(*BHAR*)에 대한 영향이 없는 것으로 나타나고 있다. 그리고 재무적 곤경 수준과 산업불황의 교차항도 매입-보유초과수익률(*BHAR*)에 대한 영향이 없는 것으로 나타나고 있다.

이러한 분석결과에 의하면, 기업이 재무적 곤경상태를 완화하기 위하여 자산을 매각하는 경우 장기적으로 기업가치가 하락하는 경향이 있다는 것을 확인할 수 있다. 그러나 기업이 자산을 매각할 시점에서의 그 기업이 속한 산업의 불황 여부는 자산매각 이후의 기업가치 변화에 영향을 주지 않는다는 것으로 나타난다. 이는 기업의 자산매각 시점에서 산업의 불황 여부에 따라 자산의 매각가격이 영향을 받아서 기업가치가 변화할 것이라는 급매가설(*fire sales hypothesis*)의 예측이 성립하지 않는다는 것을 보여주는 것이다.

<표 12> 재무적 곤경과 산업불황에 따른 BHAR의 영향에 대한 분석

이 표는 기업의 재무적 곤경 수준과 산업불황 여부에 따라 자산매각 이후의 기업가치 변화에 대한 가설 3의 분석결과를 보여준다. 분석모형은 다음과 같은 회귀모형이다.

$$[모형 3] \quad BHAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 PFD_{it} + \beta_2 IFD_{it} + \beta_3 (PFD_{it} \times IFD_{it}) + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 Foreign_{it} + Ind_{it} + Y_{it} + e_{it}$$

BHAR은 자산매각 이후 12개월의 매입-보유초과수익률을 나타낸다. PFD는 재무적 곤경, IFD는 산업불황 여부를 나타내는 더미이다. SIZE는 기업규모, LEV는 부채비율, Foreign은 외국인지분율, Ind는 산업더미, Y는 연도더미 등의 통제변수를 나타낸다. 분석대상기간은 2001년부터 2019년까지의 19년간이다. 하위표본은 글로벌 금융위기가 진행된 2008년을 제외하고 2007년 이전과 2009년 이후로 구분하였다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	전체표본	하위표본	
		2007년 이전	2009년 이후
<i>PFD_t</i>	-181.825*** (-2.953)	-125.081 (-1.555)	-214.078* (-1.786)
<i>IFD</i>	0.568 (0.065)	8.240 (0.538)	-9.093 (-0.873)
<i>PFD_t × IFD</i>	10.976 (0.14)	-26.189 (-0.241)	67.914 (0.487)
<i>SIZE</i>	-3.703 (-1.479)	7.180 (1.564)	-10.079*** (-3.430)
<i>LEV</i>	0.000 (-0.003)	-0.100 (-0.626)	0.168 (0.822)
<i>Foreign</i>	-0.026 (-0.078)	-0.537 (-0.976)	0.301 (0.719)
<i>Constant</i>	43.429 (1.366)	-0.619 (-0.012)	84.944*** (2.934)
<i>Ind</i>	YES	YES	YES
<i>Y</i>	YES	YES	YES
Adj R ²	0.0638	0.0958	0.0468
F-stat	2.01	2.18	1.41
표본 수	591	301	267

4. 자산매각 이후의 장기적 성과에 대한 강건성 검증결과

기업의 장기적 성과에 대한 다른 척도에 관해서도 본 연구에서 분석한 결과가 일관성을 가지는지를 검토하기 위하여 자산매각 이후의 총자산영업이익률(ROA)과 총자산영업이익률(ROA)의 변화를 분석하였다.

<표 13>에서는 자산매각을 전후한 총자산영업이익률(ROA)의 수준을 연도별로 보여주고 있다. 이 표에서는 자산을 매각한 실험군과 대조군에 대한 장기적 성과척도 값 및 두 집단 간의 차이에 대하여 분석한 결과를 보여주고 있다.

<표 13> 자산매각 전후의 재무성과 비교

이 표는 자산매각 전후의 실험군과 대조군의 ROA를 보여준다. 분석 기간은 2001년부터 2019년까지이며, 측정 간격은 1년이다. 분석기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로 자산매각을 공시한 604개의 기업의 연도별 자료이다. 괄호 속의 수치는 t-통계량이다. ROA에 대한 t-통계량은 ROA = 0에 대한 통계량이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

		T	T+1	T+2	T+3	T+4
실험군	ROA	-1.009** (-2.185)	-2.066*** (-3.956)	-1.657** (-2.279)	-0.921 (-1.570)	-0.222 (-0.487)
대조군	ROA	2.275*** (5.650)	2.204*** (6.448)	1.899*** (4.131)	-0.381 (-0.365)	0.844 (1.001)
실험군-대조군	ROA	-3.284*** (-5.355)	-4.270*** (-6.830)	-3.556*** (-4.122)	-0.540 (-0.452)	-1.066 (-1.111)

이 표에 의하면, ROA가 실험군의 경우 자산매각이 이루어지기 직전 연도 말, 그리고 매각연도와 그 다음연도 말까지 지속적으로 유의미한 음(-)의 값을 나타내고 있다. 또한 2년 이상 지난 이후에도 통계적으로 유의미한 결과는 아니지만, 음(-)의 값이 나타나고 있다. 이러한 현상은 실험군과 대조군의 차이에서도 같은 흐름이 나타나는 것을 알 수 있다. 그러나 대조군에서는 자산매각이 이루어지기 직전 연도 말부터 지속적으로 유의미한 양(+)의 ROA가 나타나고 있으며, 매각 다음연도 말과 다다음 연도 말에도 실험군과 비교해서 상대적으로 높은 수준을 유지하고 있다.

이러한 결과는 실험군과 대조군의 결과값이 매각 전과 매각 후에도 같은 흐름을 유지한다는 것은 자산매각이 기업의 ROA에 크게 영향을 미치지 않는다는 것을 확인할 수 있다.

본 연구에서는 자산매각 이후의 재무적 성과가 기업의 특성을 통제하면서도 일관성 있게 나타나는지를 확인하기 위하여 회귀분석을 실시한다. 이러한 분석에서 주요 독립변수는 자산매각 직전과 이전의 기업의 재무적 곤경 수준으로 설정하며, 통제변수는 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 외국인지분율(Foreign) 등을 이용한다. <표 14>에서는 기업의 자산매각 이후의 재무적 성과와 기업의 재무적 곤경 상황의 영향을 분석한 결과를 보여주고 있다.

이 표에 의하면, 자산매각 이후의 총자산영업이익률(ROA)에 대하여 재무적 곤경(PFD) 수준이 대체로 음(-)의 영향을 준다. 자산매각 직전 연도 말의 재무적 곤경(PFD_t)과 자산매각 이전연도 말의 재무적 곤경(PFD_{t-1}) 모두 자산매각 이후의 ROA에 음(-)의 영향을 준다. 자산매각 이후의 ROA에 대한 통제변수의 영향을 살펴보면, 기업규모(SIZE)는 유의적인 양(+)의 영향을 주며, 부채비율(LEV)은 유의적인 음(-)의 영향을 주며, 외국인지분율은 유의적인 영향이 없는 것으로 나타나고 있다.

그리고 자산매각 전후의 총자산영업이익률의 증분(ΔROA)에 대한 재무적 곤경 수준의 영향에 대하여 분석한 모형에서의 분석결과에서는 유의적인 변수를 발견할 수 없다. 즉 자산매각은 총자산영업이익률의 변화에 영향을 주지 않는다고 할 수 있다.

<표 14> 자산매각에 따른 재무적 성과에 대한 재무적 곤경의 영향분석

이 표는 기업의 재무적 곤경 수준에 따른 자산매각 이후의 재무적 성과에 대한 분석결과를 보여준다. 분석모형은 다음과 같은 회귀모형이다.

$$Performance = \beta_0 + \beta_1 PFD_{it} + \beta_2 PFD_{it-1} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it}$$

*Performance*는 자산매각 직후의 재무적 성과를 나타내며, 이러한 성과는 총자산영업이익률(*ROA*)과 *ROA*의 증분(ΔROA)으로 측정하였다. *PFD*는 기업의 재무적 곤경을 나타낸다. *SIZE*는 기업규모, *LEV*는 부채비율, *Foreign*는 외국인지분율, *Ind*는 산업더미, *Y*는 연도더미를 의미한다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	(1) (<i>ROA</i>)	(2) (<i>ROA</i>)	(3) (ΔROA)	(4) (ΔROA)
<i>PFD_t</i>	-20.368*** (-2.724)		2.453 (0.344)	
<i>PFD_{t-1}</i>		-22.168*** (-3.697)		-8.398 (-1.464)
<i>SIZE</i>	2.034*** (4.815)	1.964*** (4.732)	0.026 (0.066)	-0.189 (-0.475)
<i>LEV</i>	-0.076*** (-3.819)	-0.081*** (-4.235)	0.004 (0.205)	0.010 (0.532)
<i>Foreign</i>	0.059 (1.049)	0.056 (0.991)	-0.052 (-0.972)	-0.053 (-0.977)
<i>Constant</i>	-6.171 (-1.254)	-7.034 (-1.533)	0.630 (0.134)	3.312 (0.755)
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Y</i>	YES	YES	YES	YES
Adj R ²	0.1583	0.1674	-0.006	-0.0024
F-stat	3.98	4.18	0.91	0.96
표본 수	603	603	603	603

이러한 분석결과는 기업가치 변화를 나타내는 *BHAR*에 대한 분석 결과와 일관성을 가지는 것으로 볼 수 있다. 즉 자산매각 이후의 매입-보유초과수익률(*BHAR*)과 총자산영업이익률(*ROA*)은 기업의 재무적 곤경(*PFD*)상황에 의해 부정적인 영향을 받는다고 할 수 있다.

본 연구에서는 자산매각에 따른 총자산영업이익률(*ROA*)과 총자산영업이익률의 변화(ΔROA)가 기업 수준의 재무적 곤경(*PFD*)과 산업불황(*IFD*) 및 그 교차항($PFD \times IFD$)으로 설명할 수 있는지에 대해 분석하며, 분석결과를 <표 15>에 제시한다.

자산매각 이후의 재무적 성과인 총자산영업이익률(*ROA*)에 대하여 재무적 곤경(*PFD*)은

유의적인 음(-)의 영향을 준다. 그러나 산업불황(*IFD*)과 재무적 곤경과 산업불황의 교차항(*PFD*×*IFD*)은 유의적인 영향이 없는 것으로 나타나고 있다.

자산매각 이후의 재무적 성과인 총자산영업이익률의 증분(ΔROA)에 대하여 재무적 곤경(*PFD*)과 산업불황(*IFD*)은 유의적인 영향을 주지 못하지만, 재무적 곤경과 산업불황의 교차항(*PFD*×*IFD*)은 유의적인 양(+)의 영향을 준다. 즉 산업 전체가 불황일 때 재무적 곤경의 수준이 높은 기업이 자산매각에 성공하면, 기업의 재무적 성과인 총자산영업이익률이 증가하는 경향이 있다고 할 수 있다.

<표 15> 자산매각에 따른 재무적 성과에 대한 산업불황의 영향분석

이 표는 자산매각 이후의 재무적 성과에 대하여 재무적 곤경과 산업불황의 영향에 대한 회귀분석한 결과이다.

$$Performance = \beta_0 + \beta_1 PFD_{it} + \beta_2 IFD_{it} + \beta_3 (PFD_{it} \times IFD_{it}) + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 Foreign_{it} + Ind_i + Y_t + e_{it}$$

*Performance*는 자산매각 이후의 재무적 성과를 나타내며, 이러한 성과는 총자산영업이익률(*ROA*)과 *ROA*의 증분(ΔROA)으로 측정하였다. *PFD*는 기업의 재무적 곤경, *IFD*는 산업불황을 나타낸다. *SIZE*는 기업규모, *LEV*는 부채비율, *Foreign*는 외국인지분율, *Ind*는 산업더미, *Y*는 연도더미를 의미한다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

	(1) (<i>ROA</i>)	(2) (<i>ROA</i>)	(3) (ΔROA)	(4) (ΔROA)
<i>PFD_t</i>		-29.164*** (-2.801)		-14.070 (-1.424)
<i>IFD</i>	-0.693 (-0.508)	-1.127 (-0.766)	1.338 (1.036)	0.072 (0.052)
<i>PFD_t × IFD</i>		16.153 (1.241)		28.838** (2.335)
<i>SIZE</i>	2.422*** (6.023)	2.040*** (4.814)	-0.040 (-0.104)	-0.011 (-0.028)
<i>LEV</i>	-0.092*** (-4.795)	-0.074*** (-3.722)	0.006 (0.355)	0.008 (0.440)
<i>Foreign</i>	0.056 (0.983)	0.057 (1.010)	-0.050 (-0.929)	-0.053 (-0.985)
<i>Constant</i>	-11.661** (-2.565)	-6.897 (-1.361)	0.322 (0.075)	-2.034 (-0.423)
<i>Ind</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Y</i>	YES	YES	YES	YES
Adj R ²	0.1476	0.1577	-0.0043	0.0019
F-stat	3.74	3.82	0.93	1.03
표본 수	603	603	603	603

이러한 분석결과에 의하면, 기업이 재무적 곤경상태를 완화하기 위하여 자산을 매각하면, 재무적 성과지표인 총자산영업이익률이 하락하는 경향이 있다. 그리고 기업의 자산매각 시점에서 산업의 불황 여부가 매각 이후의 재무적 성과에 영향을 주지 않는다는 점을 확인할 수 있다.

본 연구에서의 주요 분석 결과인 자산매각에 따른 장기적인 기업가치의 변화는 기업의 재무적 곤경에 의하여 부정적인 영향을 받으며, 산업불황에 의해서는 유의적인 영향을 받지 않는다는 점은 기업가치의 변화에 대한 척도인 매입-보유초과수익률(BHAR) 대신에 재무적 성과지표인 총자산영업이익률(ROA)를 이용하여도 유사한 결과가 나타난다는 것을 확인할 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 자산매각이 기업가치에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 기업의 자산매각 활동은 정상적인 자본조달활동의 일환으로 추진될 수도 있지만, 재무적 곤경으로 인하여 자산을 헐값에 매각할 수밖에 없는 상황에 직면하여 추진할 수 있다. 자산매각의 동기에 차이가 있으면, 기업의 상황에 따라 시장에서의 추가반응도 달라질 수 있다. 본 연구는 자산매각에 따른 추가반응이 기업이 처한 상황에 따라 다르게 나타날 수 있다는 점을 실증적으로 규명하고자 하였다.

본 연구는 2001년부터 2019년까지 19년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업들의 자산매각 사례를 대상으로 분석하였다. 자산매각은 금융감독원의 전자공시시스템(DART)에서 제공하는 유형자산처분결정, 고정자산처분결정, 주요 고정자산처분, 최대주주 등에 대한 부동산매도, 특수관계인에 대한 부동산매도 등 자산매각에 관련된 5가지의 유형의 공시내역으로 한정하여 분석하였다. 분석대상 기업의 재무자료와 주식수익률 자료의 수집은 FN Guide의 데이터베이스를 활용하였으며, 604건의 자산매각공시를 분석대상으로 하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 자산매각기업 특성과 재무적 상태에 따른 자산매각과의 관련성에 대하여 분석한 결과, 현금성 자산이 부족하거나, 영업활동을 통하여 현금을 창출할 수 있는 능력이 낮은 기업이거나, 자산의 유동성이 낮은 기업들은 대체로 자산매각의 방법으로 자금부족으로 발생한 재무적 곤경을 해소하기 위하여 자산을 매각할 가능성이 큰 것으로 나타났다. 신용등급이 낮아서 채권시장에 대한 접근성이 낮은 기업은 재무구조를 개선하기 위하여 자산을 매각하는 동기를 가진다고 할 수 있다. 특히, 자산매각기업은 규모가 크고,

외국인지분율이 낮다는 특성도 나타나고 있다.

둘째, 자산매각의 목적이 영업이나 재무구조개선인 경우, 자산매각공시 전후에 일시적으로 기업가치에 대한 긍정적인 영향이 나타나지만, 지속성이 유지되지 않는 것으로 나타났다. 그러나 매수기업이 디벨로퍼일 경우에는 자산매각공시에 따른 양(+)의 기업가치의 상승이 지속성을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이것은 디벨로퍼(developer firm)에게 부동산을 매각하면, 매각자산을 기존의 내재가치보다 높은 가격으로 매각하게 되어 기업가치 상승효과가 존재할 가능성이 있다고 할 수 있다.

셋째, 자산매각에 따른 추가반응은 자산매각기업의 유동성이나 자산매각 목적 등에 의해서는 영향을 받지 않는 것을 확인할 수 있다. 자산매각에 따른 추가반응은 자산매수자 성격에 따라 영향을 받는 것으로 나타나고 있는데, 자산을 계열회사나 특수관계인에게 매각하는 경우 기업가치가 하락하는 것으로 나타나고 있다. 이는 자산매각에 따른 터널링가설이 지지된다는 것을 의미한다.

넷째, 기업 수준의 재무적 곤경은 자산매각 이후의 기업가치에 부정적인 영향을 준다는 것을 알 수 있다. 즉 기업이 재무적 곤경을 해소하기 위한 수단으로 자산매각을 선택할 수 있지만, 이러한 자산매각을 통하여 재무적 곤경을 해소하고 기업가치를 창출하고자 하는 노력이 성과를 거두지 못하고, 오히려 장기적인 기간에 걸쳐서 기업가치의 하락을 가져올 수 있다. 그러나 자산매각 시점에서 기업이 속한 산업의 불황 여부는 자산매각 이후의 기업가치 변화에 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있다. 이는 산업불황기에 자산매각가격 급락의 영향으로 인하여 기업가치가 하락할 것이라는 급매가설(fire sales hypothesis)의 예측이 성립하지 않는다는 것을 보여준다.

본 연구는 자산매각에 관련한 동기와 유인을 파악하고, 기업이 재무적 곤경 상황일 때 자산을 매각하거나, 산업이 불황인 시기에 자산을 매각하는 경우, 기업가치의 변화를 실증분석하였다. 본 연구의 결과는 향후 기업의 자산구조조정에 관한 의사결정과 관련 기관의 기업구조조정에 관한 정책수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 재무적 곤경에 처한 기업이 채권자의 압력으로 인하여 비자발적으로 자산을 매각하는 경우의 자본구조 변화, 재무적 곤경 해소 여부, 기업가치 변화 등에 관한 분석이 향후의 연구과제로 추진될 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김명균, “기업합병매수 후 자산매각에 대한 실증분석”, 재무관리연구, 제11권 제1호, 1994, 157-169.
- 김병곤, 곽철호, 정정현, 현대재무관리, 제4판, 법문사, 2020.
- 김지수, 최정호, “기업의 부동산 취득 및 처분이 주식수익률에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제18권 제1호, 1995, 283-332.
- 이상래, 고병욱, 김한광, “자산매각이 기업가치에 미치는 영향”, 아태경상저널, 제3권 제3호, 2011, 127-143.
- 이상래, 유창환, 오현탁, “자산매각 수익금이 기업가치에 미치는 영향: 대리인 문제를 중심으로”, 산업경제연구, 제29권 제6호, 2016, 2701-2715.
- 이지혜, 최영상, 변희섭, “기업의 부동산 자산매각과 매입에 관한 연구”, 부동산연구, 제27권, 2017, 23-40.
- 임병권, 김천규, “부동산 취득 및 처분이 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구”, 한국콘텐츠학회논문지, 제18권 제7호, 2018, 49-63.
- 정기위, 최유원, “자산처분을 통한 적자회피기업의 특성에 관한 연구”, 국제회계연구, 제84권, 2019, 173-196.
- 정종권, “자산매각의 공시효과와 기업가치 변화에 관한 실증적 연구”, 박사학위논문, 창원대학교, 2022.
- 조지호, 김용현, “고정자산 매각공시가 주가에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제19권 제1호, 1996, 85-110.
- Acharya, V. V., S. T. Bharath, and A. Srinivasan, “Does Industry-Wide Distress Affect Defaulted Firms? Evidence from Creditor Recoveries,” *Journal of Financial Economics*, 85(3), (2007), 787-821.
- Albuquerque, A., “Peer firms in relative performance evaluation,” *Journal of Accounting and Economics*, 48(1), (2009), 69-89.
- Amihud, Y. and B. Lev, “Risk Reduction As a Managerial Motive for Conglomerate Mergers,” *Bell Journal of Economics*, 12(2), (1981), 605-617.
- Asquith, P., R. Gertner, and D. Scharfstein, “Anatomy of Financial Distress: An Examination of Junk-Bond Issuers,” *Quarterly Journal of Economics*, 109(3), (1994), 625-658.
- Bates, T. W., “Asset Sales, Investment Opportunities, and the Use of Proceeds,” *Journal*

- of Finance*, 60(1), (2005), 105–135.
- Berger, P. G. and E. Ofek, “Diversification’s Effect on Firm Value,” *Journal of Financial Economics*, 37(1), (1995), 39–65.
- Bharath, S. T. and T. Shumway, “Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model,” *Review of Financial Studies*, 21(3), (2008), 1339–1369.
- Borisova, G., K. John, and V. Salotti, “The Value of Financing Through Cross-Border Asset Sales: Shareholder Returns and Liquidity,” *Journal of Corporate Finance*, 22, (2013), 320–344.
- Campbell, J. Y., J. Hilscher, and J. Szilagyi, “In Search of Distress Risk,” *Journal of Finance*, 63(6), (2008), 2899–2939.
- Clayton, M. J. and N. Reisel, “Value Creation From Asset Sales: New Evidence from Bond and Stock Markets,” *Journal of Corporate Finance*, 22, (2013), 1–15.
- Comment, R. and G. A. Jarrell, “Corporate Focus and Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 37(1), (1995), 67–87.
- Denis, D. K. and D. K. Shome, “An Empirical Investigation of Corporate Asset Downsizing,” *Journal of Corporate Finance*, 11(3), (2005), 427–448.
- Diamond, D. W., “Monitoring and Reputation: The Choice Between Bank Loans and Directly Placed Debt,” *Journal of Political Economy*, 99(4), (1991), 689–721.
- Fama, E. F., “Agency Problems and the Theory of the Firm,” *Journal of Political Economy*, 88(2), (1980), 288–307.
- Finlay, W., A. Marshall, and P. McColgan, “Financing, Fire Sales, and the Stockholder Wealth Effects of Asset Divestiture Announcements,” *Journal of Corporate Finance*, 50, (2018), 323–348.
- Fluck, Z. and A. W. Lynch, “Why Do Firms Merge and Then Divest? A Theory of Financial Synergy,” *Journal of Business*, 72(3), (1999), 319–346.
- Gertner, R. H., D. S. Scharfstein, and J. C. Stein, “Internal Versus External Capital Markets,” *Quarterly Journal of Economics*, 109(4), (1994), 1211–1230.
- Harford, J., “What Drives Merger Waves?,” *Journal of Financial Economics*, 77(3), (2005), 529–560.
- Han, S. H. and Y. Kwon, “Ownership structure and the survival of listed firms: Evidence from Korean reverse mergers,” *Asia Pacific Journal of Financial Studies*, 44(3),

- (2015), 387-420.
- Hart, O. D., "The Market Mechanism as an Incentive Scheme," *Bell Journal of Economics*, 14(2), (1983), 366-382.
- Hearth, D. and J. K. Zaima, "Voluntary Corporate Divestitures and Value," *Financial Management*, 13(1), (1984), 10-16.
- Hite, G. L., J. E. Owers, and R. C. Rogers, "The Market for Interfirm Asset Sales: Partial Sell-Offs and Total Liquidations," *Journal of Financial Economics*, 18(2), (1987), 229-252.
- Jensen, M. C., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, 76(2), (1986), 323-329.
- Jensen, M. C. and K. J. Murphy, "Performance Pay and Top-Management Incentives," *Journal of Political Economy*, 98(2), (1990), 225-264.
- Jensen, M. C. and R. S. Ruback, "The Market For Corporate Control: The Scientific Evidence," *Journal of Financial Economics*, 11(1-4), (1983), 5-50.
- John, K. and E. Ofek, "Asset Sales and Increase in Focus," *Journal of Financial Economics*, 37(1), (1995), 105-126.
- John, K., L. H. Lang, and J. Netter, "The Voluntary Restructuring of Large Firms in Response to Performance Decline," *Journal of Finance*, 47(3), (1992), 891-917.
- Lang, L. H. and R. S. Stulz, "Tobin's q, Corporate Diversification, and Firm Performance," *Journal of Political Economy*, 102(6), (1994), 1248-1280.
- Lang, L., A. Poulsen, and R. Stulz, "Asset Sales, Firm Performance, and the Agency Costs of Managerial Discretion," *Journal of Financial Economics*, 37(1), (1995), 3-37.
- Maksimovic, V. and G. Phillips, "Asset Efficiency and Reallocation Decisions of Bankrupt Firms," *Journal of Finance*, 53(5), (1998), 1495-1532.
- Markides, C. C., "Consequences of Corporate Refocusing: Ex Ante Evidence," *Academy of Management Journal*, 35(2), (1992), 398-412.
- Merton, R. C., "On The Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29(2), (1974), 449-470.
- Mitchell, M. L. and J. H. Mulherin, "The Impact of Industry Shocks on Takeover and Restructuring Activity," *Journal of Financial Economics*, 41(2), (1996), 193-229.
- Montgomery, C. A. and B. Wernerfelt, "Diversification, Ricardian Rents, and Tobin's

- q,” *Rand Journal of Economics*, 19(4), (1988), 623-632.
- Ofek, E., “Capital Structure and Firm Response to Poor Performance: An Empirical Analysis,” *Journal of Financial Economics*, 34(1), (1993), 3-30.
- Pulvino, T. C., “Do Asset Fire Sales Exist? An Empirical Investigation of Commercial Aircraft Transactions,” *Journal of Finance*, 53(3), (1998), 939-978.
- Schlingemann, F. P., R. M. Stulz, and R. A. Walkling, “Divestitures and the Liquidity of the Market for Corporate Assets,” *Journal of Financial Economics*, 64(1), (2002), 117-144.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny, “Management Entrenchment: The Case of Manager-Specific Investments,” *Journal of Financial Economics*, 25(1), (1989), 123-139.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny, “Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach,” *Journal of Finance*, 47(4), (1992), 1343-1366.
- Stewart III, G. B. and D. M. Glassman, “The Motives and Methods of Corporate Restructuring: Part II,” *Journal of Applied Corporate Finance*, 1(2), (1988), 79-88.
- Stulz, R., “Managerial Discretion and Optimal Financing Policies,” *Journal of Financial Economics*, 26(1), (1990), 3-27.
- Sundaram, R. K. and D. L. Yermack, “Pay Me Later: Inside Debt and Its Role in Managerial Compensation,” *Journal of Finance*, 62(4), (2007), 1551-1588.
- Yang, L., “The Real Determinants of Asset Sales,” *Journal of Finance*, 63(5), (2008), 2231-2262.

<부록 표 1> 실험군의 산업별 분포

산업구분	개수	비중
전기, 전자	80	13.2%
유통업	68	11.3%
화학	66	10.9%
섬유, 의복	65	10.8%
기계	49	8.1%
건설업	34	5.6%
제조업	34	5.6%
철강및금속	33	5.5%
음식료품	32	5.3%
운수장비	30	5.0%
의약품	28	4.6%
서비스업	23	3.8%
종이, 목재	23	3.8%
비금속광물	15	2.5%
운수창고	13	2.2%
의료정밀	8	1.3%
전기가스업	3	0.5%
총합계	604	100.0%

The Motive of Asset Sales and Disclosure Effect on the Changes in Firm Value

Chung-Hyun Chung* · Jong Kwon Jeong** · Yong-Hyun Kwon***

〈Abstract〉

This paper examines how asset sales create additional value for shareholders. The sample consists of 604 observations that announce asset sales in Korean Stock Exchange (KRX) from 2001 to 2019. We find that asset sales show positive cumulative abnormal returns (CARs) for full samples, and if the firm sell off asset for developer, CARs are more positive than others. However, asset sales between the same business group affiliates are more negative than others. Furthermore, the probability of financial distress (PFD) negatively affect long-term performance, measured by buy and hold returns (BHARs), of asset sales firms. As a result, we suggest that the primary driver of value creation by asset sales is from asset rearrangement in short-term. In addition, long-term performance of asset sales depends on the level of financial distress.

We search for evidence of asset rearrangement hypothesis using asset sales announcements. In particular, we categorize buyers into three different groups: (1) Developers, (2) Group affiliates, and (3) Others. Overall, our empirical findings support asset rearrangement hypothesis and tunneling hypothesis, but not fire sales hypothesis. This study contributes to the literature in two ways. First, we consider the determinants of asset sales firms' both short-term and long-term performance. In particular, we show that PFD significantly affects the long-term performance of asset sales firm. Second, we use unique data-buyer's characteristics and business group relationship-in which we test three different hypothesis: fire sales hypothesis, asset rearrangement hypothesis, and tunneling hypothesis simultaneously. Therefore, the ideas presented in this paper could also benefit the asset sales literature for real asset sales and non-core asset sales.

Keywords : Asset Sales, Financial Distress, Firm Value, Stock Return

* First Author, Professor, Department of Global Business, Changwon National University,
E-mail: chchung@changwon.ac.kr

** Co-Author, , Ph.D, Department of Economics and Finance, Changwon National University,
E-mail: djtdj2@hanmail.net

*** Corresponding Author, Associate Professor, Department of Global Business, Changwon National University, E-mail: kwon4711@changwon.ac.kr