

마켓타이밍이 자본구조에 미치는 영향에 관한 분석

항보우* · 김문겸**

〈요 약〉

본 연구에서는 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 1,463개의 IPO 기업을 대상으로 IPO+0에서 IPO+10년 기간동안 Baker and Wurgler(2002)가 제시한 마켓타이밍변수가 자본구조결정에 어떠한 영향을 미치는지, 장기적으로 자본구조변동에 얼마나 지속성을 가지고 있는지를 실증분석하였다.

실증분석 결과는 첫째, 마켓타이밍변수인 EFWAMB(External Finance Weighted Average Market-to-Book)비율은 레버리지비율에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 EFWAMB비율이 높을수록 레버리지비율은 감소하는 것을 보여준다. 즉, 경영자들은 가장 적절한 시점에서 외부자금을 조달할 수 있는 타이밍을 포착하여 신주발행을 함으로써 자본구조를 개선시킬 수 있다. 또한 IPO 이후 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율이 레버리지비율의 미치는 누적적 변화에도 유의한 부(-)의 결과가 나타났으며 그 영향은 IPO 이후 IPO+10년까지 지속적으로 레버리지비율에 유의한 부(-)의 영향을 미쳤는데, 이는 좋은 마켓타이밍을 포착하여 신주를 발행하려는 경향이 있으며 그 영향이 지속적이라는 것을 시사한다. 둘째, 통제변수 M/B비율은 장부가 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미쳤으나, 시장가 레버리지비율과는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 유형자산비율은 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 정태적 절충이론을 지지하였다. 수익성비율은 강력하게 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 자본조달우선순위이론을 지지하였으며, 장부가 레버리지비율보다 시장가 레버리지비율과 상관관계가 더 높은 것으로 나타났다. 기업규모도 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비부채세금절감효과는 대체로 유의하지 않은 통계치가 나타났으며, 자산의 특이성은 레버리지비율과 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주제어 : 마켓타이밍, 레버리지비율, 자본구조, 지속성, 자산의 특이성

논문접수일 : 2013년 11월 08일 논문수정일 : 2014년 01월 13일 논문게재확정일 : 2014년 01월 15일

* 주저자, 숭실대학교 벤처중소기업학과 박사과정, E-mail : hbwamg@naver.com

** 교신저자, 숭실대학교 벤처중소기업학과 교수, E-mail : mgkim@ssu.ac.kr

I. 서 론

기업의 자본구조와 관련된 이론은 세금, 파산비용을 고려한 정태적 절충이론(static trade-off theory)과 정보의 비대칭을 고려한 자본조달순서이론(pecking order theory)에 의해 주로 설명되어 왔지만 Baker and Wurgler(2002) 등은 이러한 기업 자본구조결정 이론에 의구심을 가지며 기존 자본구조결정에 영향을 미치는 전통적인 변수들을 통제한 후에 마켓타이밍(market timing)이라는 새로운 변수를 자본구조결정 측정방법에 사용한 이래로 마켓타이밍가설이 많은 연구자들에 의해 연구되어져 왔다.

기업재무의 관점에서 마켓타이밍이란 기업이 자본조달의사결정을 할 때 자기자본 발행 시 기업의 시장가치가 고평가될 때 부채발행 보다는 주식을 발행(equity issue)하는 재무 의사결정 경향을 말한다. Baker and Wurgler(2002)가 마켓타이밍변수의 대용으로 제시한 외부자금조달 가중평균 M/B비율(External Finance Weighted Average Market-to-Book ratios)변수는 마켓타이밍이 자본구조에 유의한 영향을 미치고 또한 그 마켓타이밍효과가 지속적임을 제시하였다.

본 연구의 목적은 Baker and Burgler(2002)가 마켓타이밍변수의 대용으로 제시한 외부자금조달 가중평균 M/B비율(External Finance Weighted Average Market-to-Book ratios)변수를 가지고 국내 자본시장에도 마켓타이밍이 자본구조에 유의한 영향을 미치고 또한 그 마켓타이밍효과가 지속되는지를 검증하고자 하는데 다음과 같이 국내 선행 연구와의 차별성을 가지고 분석하고자 한다. 첫째, 2011년에 도입된 한국채택국제회계기준(K-IFRS)의 자료로 작성된 재무자료를 가지고 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥(KOSDAQ) 시장에 상장된 기업을 대상으로 마켓타이밍이 자본구조에 미치는 영향을 실증분석한다. K-IFRS는 기존 한국회계기준(K-GAAP)과 달리 연결재무제표를 주 재무제표로 하고, 자산과 부채평가시 장부가치가 아닌 공정가치로 평가하므로 회계정보의 신뢰성을 제고 할 수 있어 분석결과에 대한 품질을 향상시킨다. Barth et al.(2008)은 IFRS를 도입한 기업은 자국 회계 기준을 적용한 기업보다 이익수준이 낮았고, 손실에 대한 적시성이 높아서 회계정보의 질이 향상되었음을 제시하였다.

둘째, 국내 선행연구에서는 분석기간을 신민식, 송준협(2007)의 경우 IPO+0에서 IPO+6년으로, 김태혁, 정대성(2010)의 경우 IPO+0에서 IPO+8년으로 하였는데 본 연구에서는 Baker and Wurgler(2002) 등의 연구와 동일하게 IPO+0년에서 IPO+10년으로 분석하여 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지 비율에 미치는 누적적 영향과 지속성에 대해 좀 더 정확하게 분석하고자 한다.

셋째, 변수의 정의에 있어서 자기자본의 장부가치와 자기자본의 시장가치를 Baker and Burgler 등의 연구에서 사용한 변수의 정의를 그대로 사용하여 분석결과의 정확성을 높이고자 한다.

넷째, 자본구조에 영향을 주는 두 개의 변수, 즉 비부채세금절감효과(nondebt tax shields)와 자산의 특이성(기업의 독창성)을 통제변수로 추가하여 마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향을 정밀하게 분석하고자 하며, 아울러 기업의 레버리지비율은 특정산업에 따라 상이할 수 있기 때문에 기업이 속한 산업을 더미변수로 추가하여 분석하였다.

다섯째, 국내 기업의 거래소시장 뿐만 아니라 코스닥시장의 IPO 자료까지 추가적으로 분석하여 한국 증권시장의 마켓타이밍효과를 일반화하고자 한다.

II. 선행연구

1. 자본구조이론

Modigliani and Miller(1958)는 자본시장이 완전할 경우 자본구조는 기업가치와 무관하다는 자본구조 무관론(irrelevance theory)을 발표하였다. 이후 재무구조에 대한 연구는 MM 이후 비현실적인 완전자본시장 조건을 완화하면서 다양한 논의가 이루어졌다. 특히 1963년에 Modigliani and Miller는 시장불완전요인 중에서 법인세가 존재하지 않는다는 가정을 완화하여 법인세를 고려한다면 이자비용으로 인한 감세효과로 인하여 기업이 부채를 많이 사용할수록 기업가치가 증가한다고 수정하였다. 한편 Miller(1977)는 법인세와 개인소득세를 동시에 고려한다면 고객효과(clientele effect)로 인해서 자본구조가 기업가치에 영향을 미치지 않는다고 주장하였다.

MM의 수정이론을 중심으로 하는 자본구조이론은 이후 기업가치를 극대화 하려는 최적 자본구조(optimal capital structure)에 초점을 두고 많은 연구가 이루어져 왔다. 자본구조이론은 크게 두 개의 범주로 실증연구 되어져 왔는데 파산비용이론(bankruptcy cost theory)과 대리인비용(agency theory)을 고려한 정태적 절충이론(static tradeoff theory), 신호이론(signaling theory)과 자본조달순서이론(pecking order theory)을 포함하는 정보비대칭을 고려한 자본구조이론이 그것이다.

정태적 절충이론의 핵심은 파산비용을 고려할 경우 부채가 증가함에 따라 발생하는 이자의 감세효과(interest tax shield)와 추가적으로 발생하는 재무적 곤경비용(financial

distress cost)과 일치할 때 최적자본구조가 존재할 수 있다는 이론이다.

파산비용을 고려할 때, 파산기업의 가치는 채권자와 주주들 이외의 제 3자에게 지불하여야 하는 변상액만큼 감소한다. 즉 파산과 관련된 “과중한” 손실(dead-weight losses) 때문에 파산기업의 가치가 기대영업현금흐름의 할인가치보다 낮아지게 될지도 모르는데 이러한 사실을 이용함으로써 최적자본구조의 존재를 설명할 수 있다고 최초로 제시한 사람이 Baxter(1967)이다.

Scott(1977)은 파산비용을 인정할 경우 최적자본구조가 기업이 보유하고 있는 유형자산의 담보가치와 관계가 있을 것이라고 주장하였다. 즉, 기업이 부채를 유지하는데 필요한 담보자산을 충분히 보유하지 못한 경우, 재무레버리지가 일정수준 이상으로 증가하면 오히려 기업가치가 감소한다고 하였다. Galai-Masulis(1976), Myers(1977) 등도 대리인 이론의 관점에서 담보능력이 있는 기업은 채권자의 부를 주주에게 이전하기 위하여 자기자본보다는 부채를 사용하려는 유인이 있음을 보였다.

Jensen and Meckling(1976)은 대리인이론을 이용하여, 기업이 제공하는 확률분포가 그 기업의 소유권구조와 독립적일 수 없다는 사실을 이용하여 최적레버리지를 설명할 수 있다고 주장하였으며, Harris and Raviv(1991)는 절충이론의 일반화를 시도하였는데, 비부채세금절감효과, 기업규모, 유형자산, 투자기회는 레버리지와 정(+)의 관계를 갖는 반면에, 파산비용, 자산 특이성, 연구개발비, 광고비는 부(-)의 관계를 갖는다고 하였다.

한편 현대 자본주의하에서 발생한 소유와 경영이 분리(Berle and Means, 1932)되어 대리인문제를 야기시키고 대리인인 경영자가 주주보다도 더 많은 정보를 갖게 됨으로써 정보의 비대칭성(asymmetric information) 현상이 발생하게 되었다. Ross(1977)는 기업 자신이 좋은 종류의 기업이라는 것을 신호하여 기업의 가치를 증대시키기 위하여 부채 수준을 늘릴 수 있는데 이는 기업이 부채를 발행하게 되면 그 기업은 파산비용이 증가하지만, 그 비용의 크기는 우량기업이 충분히 감당할 수 있는 정도이며 비우량 기업에게는 너무 커서 모방하는 것을 막게 되므로 자본구조가 기업의 가치에 영향을 미치는 것으로 주장하였다.

Myers and Majluf(1984)는 경영자들이 기존 주주의 이익을 위해 행동을 하고, 시장에 알려지지 않은 정보를 보유하고 있는 경우, 기업의 현재 자산의 가치가 시장에서 저평가되어 있으면 증자를 하지 않을 것이며, 과대평가되어 있을 때 증자를 할 요인이 존재한다고 하였다.

또한 Titman and Wessels(1988) 등은 기업의 독창성과 수익성은 부채수준과 부(-)의 관계가 있음을 보고하였다. Rajan and Zingales(1995)는 미국 이외의 다른 G7선진국에서도 기업의 자본구조에 영향을 미치는 요인들이 서로 유사한지 분석하였는데 시장가치 대 장부

가치 비율, 유형자산, 수익성, 기업규모가 공통적인 자본구조변수라고 하였다. 기업 규모가 크고 유형자산이 많을수록 부채비율이 증가하며, 수익성이 크고 시장가치 대 장부가치비율이 높을수록 부채비율이 낮다고 하였다.

Fama and French(2002)는 1965년부터 1999년까지의 자료를 대상으로 자본조달순위이론과 정태적 절충이론을 배당 및 부채와 관련하여 동시에 검증한 결과, 수익성은 배당금과 정(+)의 관계를, 투자규모는 배당금과 부(-)의 관계를 나타냈다. 수익성은 부채비율과 부(-)의 관계가 나타나 정태적 절충이론과 상반되게 자본조달순위이론을 지지하였다. 또한 투자규모는 시장가 레버리지와 부(-)의 관계가 나타나 정태적 절충이론과 자본조달순위이론을 모두 충족시켰다.

두 이론과 관련한 국내의 실증연구는 자본구조 결정에 관한 연구가 대부분이다. 신민식(1989)은 상장기업의 자본구조 결정요인에 관한 연구를 하였으며, 선우석호(1990)는 국내 상장기업의 재무구조 결정요인과 자본비용에 대해 연구하였는데 결정요인으로 파산위험도, 대리인비용, 상품시장의 불완전성을 들고 있다. 박성태(1991)는 자본구조 결정요인에 관한 실증적 분석을 하였고, 이정연(1993)은 자본구조에 관한 실증적 연구를 통해서 영업위험(Risk)과 기업규모(Size)는 레버리지와 정(+)의 영향을 미치고 R&D, 감가상각 등은 부(-)의 영향을 미친다고 주장하였다. 윤봉한(2005)은 Fama and French(2002)의 방법론에 의거 상장기업을 대상으로 두 가지 모형(총부채비율, 차입금비율)을 검증하였다. 신동령(2006)은 우리나라 제조기업을 표본으로 자금부족비율, 수익성, 유형자산비율, 무형자산투자비율, 유동성, 자산규모를 투입하여 자금조달형태와 재무구조 결정요인을 실증분석하였다.

국내의 자본구조 결정요인에 관한 연구는 중소벤처기업에 중점을 둔 연구도 활발하게 진행되었다. 문승권, 송동섭(1999)은 벤처기업만을 대상으로 자본구조 결정요인에 관한 연구를 하였고, 김문겸(2002)은 비상장·비등록 중소기업의 재무레버리지 결정요인에 관한 실증분석을 통해 수익성이 레버리지와 부(-)의 유의적인 영향이 나타난다고 보고하였다. 정남기(2006)는 한국 중소기업의 재무구조 분석을, 손승태, 이윤구(2007)는 동태적 자본구조 모형을 중심으로 코스닥기업의 자본구조 결정요인을 분석하였고, 신민식, 문혜성(2008)은 중소기업의 자본구조 결정요인과 조정속도에 관해 연구하였다. 김학건, 이재호(2012)는 코스닥 상장기업을 대상으로 자본비용 및 연구개발투자를 기업지배구조와 기업가치의 연계를 통해 분석하였다.

2. 마켓타이밍이론

최근 정태적 절충이론과 자본조달순서이론에 대해 지속적으로 반박하고 있는 마켓타이

밍이론은 기업의 가치가 최적 부채비율에서 극대화되며 이러한 자본구조는 기업의 고유 특성에 의해 결정된다는 정태적 절충이론과 배치된다.

마켓타이밍이론은 두 가지의 의견으로 설명할 수 있는데 첫 번째는 합리적 경영자와 일반투자자간의 정보 비대칭상황하에 시간에 따라 변화하는 역선택(adverse selection)비용간의 동태적인 이론을 연구한 Myers and Majluf(1984)의 연구모형이다. 그들의 모형에 의하면 정보 비대칭하에서 합리적인 경영자들이 시장에 알려지지 않은 정보를 가지고 있는 경우, 기업의 현재 자산의 가치가 시장에서 저평가되어 있으면 증자를 하지 않을 것이며, 과대평가되어 있을 때 증자를 할 요인이 존재한다고 주장하였다.

이에 대한 또 다른 연구로는 Lucas and McDonald(1992)가 기업의 주가가 고평가될 경우에 신주발행을 결정해야 한다고 하였으며 Korajczyk, Lucas, and McDonald(1992), Choe, Masulis, and Nanda(1993) 등은 합리적 시장에서 주가가 상승하면 유형자산에 관한 비대칭정보가 감소하여 재무적 상태가 개선된다고 주장하였다.

두 번째는 시장의 평가, 즉 잘못된 평가(mispricing)가 마켓타이밍과 직접적인 관련이 있다는 의견이다. Baker and Wurgler(2002)은 기업은 시장가치가 높을 때 부채보다 주식을 발행하며 시장가치가 낮을 때는 자사주매입을 선호한다는 이론을 발표하며, 마켓타이밍이 자본구조에 유의한 영향을 미치고 또한 그 마켓타이밍효과가 지속적(10년간)임을 제시하였는데 이는 잘못된 평가(mispricing)가 마켓타이밍과 관련이 있다는 주장이다.

한편 Graham and Harvey(2001)는 설문조사를 통해 경영자들은 목표 레버리지 개념을 가지고 있으며 신주발행을 하기 전에 주식가치의 과대평가 여부를 판단한다고 하였다. Welch(2004)는 자본구조에 영향을 미치는 결정변수는 Baker and Wurgler(2002)가 제시한 마켓타이밍변수나 절태적 절충이론에서 제시하는 감세효과, 파산비용, 자산의 특이성, 수익성 등이 아니라 주가수익률이라고 주장하였다. Hovakimian(2006)은 Baker and Wurgler(2002)의 주장과는 상이하게 자본구조상의 M/B비율(market-to-book ratios)의 지속적인 영향은 과거 자기자본 발행에 대한 마켓타이밍효과 때문이 아니며, 또한 마켓타이밍변수는 현재 M/B비율에 의해 설명되어지지 않는 기업의 성장기회에 관한 정보를 더 많이 포함하고 있다고 하였다. Kayhan and Titman(2006)은 Baker and Wurgler(2002)가 제시한 마켓타이밍변수가 자본구조에 영향을 미치는는 하나 그 효과는 주식가격이나 재무적자(financial deficit)가 자본구조에 미치는 영향과 비교하였을 때는 극히 미미한 수준이라고 비판하였다. Korajczyk et al.(2007)은 자본구조결정에 가장 큰 영향을 주는 변수는 초기 성장성변수이며 마켓타이밍변수는 부채발행보다 주식발행에 편중된 변수라고 주장하였다. Alti(2006)는 IPO 경과 후 2년이 지나면 부채비율의 차이가 크게 축소되어 마켓타이밍변수가 단기적으로

는 자본구조에 매우 중요한 요소이나 장기적인 효과는 제한적이라고 주장하였으며, 이는 장기적 영향을 제시한 Baker and Wurgler(2002)의 주장과 배치된다.

국내의 마켓타이밍 관련한 연구는 신민식, 송준협(2007)이 코스피시장에 상장된 IPO 기업을 대상으로만 Baker and Wurgler(2002)가 제시한 마켓타이밍변수를 유용하여 자본구조간의 관계와 IPO 이후 레버리지비율의 누적적 변화를 실증분석하였으며, 신민식(2008)은 마켓타이밍과 초기 성장성이 자본구조의 미치는 영향도 연구하였다. 김태혁, 정대성(2010)은 거래소시장뿐만 아니라 코스닥시장을 표본으로 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율의 누적적 변화를 분석하였으나, 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율의 누적적 변화분석이나 지속성 분석은 하지 않았다. 이준석, 손판도, 신봉준, 박창용(2010)은 거래소시장에 상장된 제조기업을 대상으로 Kayhan and Titman(2007)에 의해 제시된 순수마켓타이밍(YT)과 수익성, 추가수익률, 재무적자 등의 전통적인 자본구조결정요인 및 레버리지적자, 목표레버리지변동 요인들이 장기적으로 자본구조변동에 얼마나 지속성을 가지고 있는 지 비교분석하였다.

김유성, 박영석, 이정진(2004)은 장단기금리스프레드를 이용해서 주식시장 마켓타이밍 전략의 유용성에 관한 실증적 분석을 하였다. 김병기(2011)는 부채비율 증감에 주식수익률과 과거의 시가/장부가 비율 및 주식수익률 등 누적적 요인들이 유의한 영향을 미치고 있어 기업이 고평가되어 있을 때 증자를 하는 경향이 있다는 마켓타이밍이론 주장을 뒷받침하였다.

Ⅲ. 자료와 분석방법

1. 자료

본 연구는 한국거래소의 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥(KOSDAQ)시장에 상장된 기업을 대상으로 마켓타이밍이 자본구조에 미치는 영향을 실증분석하였다. 코스피시장은 1981년부터 2012년까지 총 32년간, 코스닥시장은 1997년부터 2012년까지 총 16년간의 자료를 FnGuide에서 추출하여 분석하였는데, 이들 기업중에서 은행, 증권, 보험, 부동산업 및 임대업 등에 해당하는 업종을 제외하였으며 전기, 가스, 수도 등 유틸리티기업도 정부의 정책 및 규제 영향이 크기 때문에 제외하였다. 또한 우리나라의 IMF 금융위기에 해당하는 1997~1998년에 데이터도 제외하였으며, 총자산 10억 원 미만 기업과 결산월이 12월이 아닌 기업도 제외하여 최종적으로 선정된 표본은 1,463개 기업을 선정하였다. 표본기업을 IPO기업으로 한정 한 이유는 선행연구에서도 제시되었듯이 IPO기업의 정보는 투자자와

기업간에 정보비대칭으로 인한 잘못된 평가(mispricing)의 가능성으로 인해 IPO기업 입장에서는 시장가치가 고평가 되었을 시점을 포착해서 IPO를 실시하여 주식발행을 하는 경향이 있기 때문이다.

수집한 표본은 IPO 시점을 기준으로 연차적으로 수집하였는데 국내의 선행연구 신민식, 송준협(2007) 연구에서는 IPO+6년으로 표본을 수집하였고, 김태혁, 정대성(2010)의 연구에서는 IPO+8년으로 표본을 수집하였으나, 본 연구에서는 Baker and Wurgler(2002)의 연구와 동일하게 IPO 이후 10년도까지 수집하여 마켓타이밍효과가 시장가 레버리지비율에 지속적으로 유의한 영향을 미치는지를 효과적으로 분석하였다.¹⁾

2. 변수의 정의

본 연구에서는 종속변수로 자본구조의 대용변수로 널리 사용되고 있는 레버리지비율을 사용하였는데 흔히 측정되는 장부가 레버리지비율 이외에 시장가 레버리지비율을 측정하여 사용하였다.

$$\text{시장가 레버리지비율} = \frac{D}{A} = \frac{\text{부채의 장부가치}}{\text{부채의 장부가치} + \text{자기자본의 시장가치}} \quad (1)$$

장부가 레버리지비율은 부채의 장부가치를 총자산으로 나누어 측정하고, 부채의 장부가는 총자산에서 자기자본의 장부가치를 차감하여 계산한다. 자기자본의 장부가는 Baker and Wurgler(2002) 등의 연구에서는 고정적인 청구권으로 간주될 수 있는 우선주를 부채로 간주하여 레버리지를 계산하였는데 본 연구에서도 마켓타이밍효과를 검증하기 위해 Baker and Wurgler(2002)의 연구와 동일하게 자기자본의 장부가는 총자산에서 총부채와 우선주를 차감하고 이연법인세와 전환사채를 더하여 계산하였다. 본 연구에서는 장부가 레버리지비율이 1보다 큰 데이터는 제외하였다. 마켓타이밍이 자본구조에 미치는 영향에 관한 2개의 국내의 선행연구 신민식, 송준협(2007)과 김태혁, 정대성(2010)의 연구에서는 이 자기자본의 장부가치를 대차대조표상의 자기자본의 장부가치로 정의하여 실증분석하였다.

시장가 레버리지비율을 측정할 때 자기자본의 시장가치는 Baker and Wurgler(2002)

1) Hovakimian(2006)은 1983~2002년의 표본을 부채발행, 부채감소, 주식발행, 자사주매입 등의 그룹으로 분류하여 Baker and Wurgler가 사용했던 통제변수를 가지고 변동회귀분석방법(change regression)을 사용하여 연구하였다. Altı(2006)는 1971~1999년의 표본을 가지고 Baker and Wurgler가 사용했던 통제변수외에 연구개발비율(R&D/A)을 통제변수로 추가하여 Hot market과 Cold market으로 구분하여 마켓타이밍을 회귀분석으로 관측하였다.

등의 연구와 동일하게 보통주 주가에 보통주 발행주식수를 곱하여 계산하였다. 그러나 신민식, 송준협(2007)의 연구에서는 자기자본의 시장가치를 (보통주 주가×보통주 발행주식수+우선주 주가×우선주 발행주식수)로 측정하여 분석하였다.

설명변수는 마켓타이밍 대응변수로서 Baker and Wurgler(2002) 등이 제시한

$$\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa,t-1} = \sum_{s=0}^{t-1} \frac{e_s + d_s}{\sum_{r=0}^{t-1} e_r + d_r} \left(\frac{M}{B}\right)_s \quad (2)$$

외부자금조달 가중평균 M/B(External Finance Weighted Average Market-to-Book : EFWAMB)비율을 사용하였다. 식 (2)에서 우변의 e 는 순주식발행액, d 는 순부채발행액을 나타내며, e 와 d 를 합한 분자는 특정년도의 총 외부자금조달액을 나타낸다. 순주식발행액은 자기자본 장부가치 변화에서 재무상태표의 내부유보액의 변화를 차감하였으며, 순부채발행액은 총자산의 변화에서 자기자본 장부가치 변화를 차감하였다. IPO년도를 0년도로 나타내며, s 와 r 은 0부터 $t-1$ 년까지로 한정한다. 가중치가 부여된 M/B비율은 IPO년도부터 시작된다.

식 (2)에서의 우변의 가중치의 분모는 특정기간까지 총 외부자금조달액의 누적합을 나타낸다. 또한 EFWAMB비율은 M/B비율에도 영향을 받는데 이는 M/B비율이 상승하면 EFWAMB비율도 상승함을 나타낸다. 즉, 주가가 상승하여 M/B비율이 높을 때 외부로부터의 자금조달을 했던 기업의 EFWAMB비율도 상승한다. 직관적으로 외부자금조달 결정은 레버리지비율을 변화시키는 요인이 되기 때문에 기업가치가 고평가 되었을 때 외부자금조달을 하면 외부자금조달 가중치로 표시된 EFWAMB비율이 상승하여 레버리지비율이 감소하게 되므로 경영자들은 가장 적절한 시점에서 외부자금을 조달할 수 있는 타이밍을 잡을 수가 있다. 따라서 EFWAMB비율은 외부자금조달의 마켓타이밍을 효과적으로 포착할 수 있는 설명변수이다. 본 연구에서는 EFWAMB비율이 0보다 작거나 10보다 큰 결과의 경우에는 표본에서 제외하였다.

본 연구의 목적인 마켓타이밍이 자본구조에 영향을 미치는 지를 분석하기 위해 자본구조에 영향을 주는 변수를 통제하였다. Rajan and Zingales(1995)가 G7국가를 대상으로 자본구조변수를 분석하였는데 그 결과 M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모 등 4가지 변수를 공통적인 자본구조변수로 도출하였다. M/B비율은 부채의 장부가치와 자기자본의 시장가치를 합한 후에 총자산으로 나눈 값으로 측정하고, 유형자산비율은 유형자산을 총자산으로 나눈 값으로 측정하고, 수익성비율은 EBITDA를 총자산으로 나눈 값, 기업규모는 매출액에 로그값을 취하여 측정한다.

M/B비율은 성장기회 변수로서 미래에 성장 가능성이 있는 기업이 장기부채를 조달할 경우에 채권자들에 지출하는 대리인 비용이 상대적으로 높기 때문에 성장기회가 큰 기업일수록 장기부채의 사용을 제한할 것이므로 성장기회와 장기부채비율과는 부(-)의 관계에 있다고 말할 수 있다. Myers(1977)는 성장기회가 큰 기업일수록 무형자산을 많이 보유하게 되며 이러한 무형자산은 콜옵션으로 간주될 수 있는데 콜옵션의 현재가치는 기업이 부채를 발행함에 따라 감소하게 되므로 부채비율과 성장성은 부(-)의 관계를 갖는다고 하였다. Long and Malitz(1985)는 성장기회가 큰 기업일수록 무형자산과 특수자산에 대한 투자를 증가시키면 부채수용능력을 감소시키게 되므로 성장성과 레버리지비율은 부(-)의 관계에 있다고 주장하였다. 그러나 자본조달우선순위 이론에 의하면 투자자본이 유보이익을 초과하면 레버리지는 감소하게 되므로 레버리지는 투자기회가 많은 기업에서 높으며, 레버리지와 성장기회는 정(+)의 관계에 있다. 특히, Myers(1977)는 성장기업이 장기부채 대신에 단기부채로 자금조달을 하면 단기부채는 성장성과 정(+)의 관계에 있음을 제시하였다.

유형자산비율이 자본구조에 미치는 영향에 관한 대부분의 연구는 유형자산과 레버리지비율은 정(+)의 관계에 있다고 보고한다. Scott(1977)은 기업이 담보부사채를 발행할 경우 부도발생시 치뤄야 하는 지불가능한 비용이 줄어들어 기업가치를 증대시키므로 담보가치와 레버리지비율은 정(+)의 관계에 있다고 하였다. Myers and Majluf(1984)는 경영자들이 정보비대칭성으로 인해 외부주주들 보다 더 많은 정보를 보유한 상황에서 담보부사채를 발행하는 경우 기업의 정보비대칭성과 관련한 비용을 회피할 수 있기 때문에 기업가치가 증가할 것이라고 주장하였다. Stulz and Johnson(1985)는 담보부사채의 발행은 자산대체를 막아 감시비용을 줄이고 과소투자 문제를 완화시켜 기업가치를 증가시킬 수 있다고 하였다. 그러나 대리인이론에서는 부채의 대리인문제의 감시비용은 담보자산이 적은 기업에서 높게 발생하므로 유형자산과 레버리지는 부(-)의 관계가 있다고 하였다. Ferri and Jones(1979)는 레버리지와 고정자산간에 부(-)의 관계가 있다고 보고하였으며 Grossman and Hart(1992)도 부채가 많으면 도산위험이 증가하고 채권자의 감시활동이 강화되므로 경영자의 특권(perk) 사용을 제한할 수 있으므로 담보가치와 레버리지의 관계는 부(-)의 관계에 있다고 주장하였다.

수익성은 자본조달우선순위이론에 따르면 수익성이 높은 기업은 내부의 현금흐름이 많기 때문에 부채를 사용하지 않고 자본비용이 가장 낮은 내부자본을 이용하기 때문에 레버리지와 수익성은 부(-)의 관계가 있다고 하였다. Myers and Kester(1986), Titman and Wessels(1988) 등은 레버리지비율과 수익성비율은 부(-)의 관계가 나타난다고 하였다. 그러나 정태적 절충이론에 따르면 수익성이 높은 기업일수록 감세효과의 이점 때문에

레버리지를 더 높이려고 하기 때문에 레버리지와 수익성은 정(+)의 관계가 성립한다. Jensen and Meckling(1976), Jensen(1986), Graham(2000) 등은 수익성비율과 레버리지 비율은 정(+)의 관계에 있다고 하였다.

기업규모는 정태적 절충이론에 의하면 기업의 규모가 클수록 사업이 다각화 되어 영업이익과 현금흐름의 변동성이 작아 낮은 자본비용으로 부채를 조달할 수 있기 때문에 기업규모는 레버리지비율과 정(+)의 관계를 가진다. Warner(1977)는 규모가 큰 기업은 부도의 위험에 상대적으로 노출이 적고 규모의 이점으로 인해 채권시장으로의 진입이 용이하므로 규모가 큰 기업은 레버리지와 정(+)의 관계에 있다고 하였다. 그러나 Titman-Wessles(1988)은 대기업은 소기업에 비해 주식발행시 자본비용이 낮으므로 부채발행보다는 신주를 발행하므로 레버리지와 기업규모는 부(-)의 관계가 있다고 주장하였다.

본 연구에는 4가지 통제변수로 사용하는 이외에 자본구조에 영향을 미치는 2개의 변수를 추가하였는데 하나는 자산의 특이성(기업의 독창성)을 나타내는 변수로서 Titman-Wessels(1988) 등이 제시한 바에 따라 판매관리비를 매출액으로 나누어서 구하고, 또 하나는 비부채세금절감효과(nondebt tax shields)를 나타내는 변수로 본 연구에선 Drobetz and Fix(2003)의 정의에 따라 감가상가비를 영업이익으로 나누어 구한다.

자산의 특이성 관련하여 Timan(1984)은 특별한 제품을 생산하는 기업이 청산하게 되면 기업의 고객, 공급자 및 근로자는 높은 청산비용과 관련이 있는데 이는 독특한 제품을 생산하는 기업은 레버리지비율과 부(-)의 관련성이 있다고 주장하였으며, Titman-Wessels(1988)도 자산의 특이성과 부채사용은 부(-)의 관계에 있다고 밝혔다. 그러나 국내의 김홍식(1988)과 박성태(1990)의 실증연구에서는 정(+)의 관계에 있다고 보고하였다.

DeAngelo-Masulis(1980)은 비부채세금절감효과(nondebt tax shields)가 클수록 과세소득이 적어지고 기대되는 법인세율이 낮아져서 이자 감세효과로 인한 기대수익이 적어지기 때문에 비부채세금절감효과(nondebt tax shields)와 부채비율은 부(-)의 관계에 있다고 예측하였다. 한편 담보자산을 가지고 있는 비부채세금절감효과를 가진 기업은 부채발행을 용이하게 하여 기업의 부채수용능력을 증가시키는 기능을 하므로 비부채세금절감효과와 레버리지는 정(+)의 관계가 있다고 하는 연구도 있다.

아울러 본 연구에서는 코스피시장과 코스닥시장의 자본시장의 특성을 고려하여 마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향에 대해 시장별(코스피, 코스닥)차이를 분석하기 위해 더미변수를 사용하였다. 또한 Kayhan and Titman(2007)이 제시하였듯이 기업의 레버리지비율은 특정산업에 따라 다를 수 있기 때문에 기업이 속한 산업을 분류하여 더미변수로 사용하였다.

3. 분석모형의 설정

자본구조를 나타내는 레버리지비율의 변화는 아래와 같이 정의된다.

$$\left(\frac{D}{A}\right)_t - \left(\frac{D}{A}\right)_{t-1} = - \left[\left(\frac{E}{A}\right)_t - \left(\frac{E}{A}\right)_{t-1} \right] = - \left(\frac{e}{A} \right)_t - \left(\frac{\Delta RE}{A} \right)_t - \left[E_{t-1} \left(\frac{1}{A_t} - \frac{1}{A_{t-1}} \right) \right] \quad (3)$$

단, $\left(\frac{D}{A}\right)_t = t$ 년의 레버리지비율
 $\left(\frac{E}{A}\right)_t = t$ 년의 자기자본비율
 $\left(\frac{e}{A}\right)_t = t$ 년의 순주식발행액/총자산비율
 $\left(\frac{\Delta RE}{A}\right)_t = t$ 년의 내부유보액변화/총자산비율

식 (3)의 좌변은 레버리지의 변화(D/A)를, 우변은 자기자본의 변화를 나타내는데 부호를 부(-)로 표시한 것은 레버리지비율의 증가는 자기자본비율의 감소를 나타낸다. 우변의 두 번째 식은 자기자본비율은 순주식발행액/총자산(e/A)비율, 내부유보액변화/총자산($\Delta RE/A$)비율, 총자산의 변화로 분해된다.

본 연구의 통제변수는 Rajan and Zingales(1995)가 G7국가를 대상으로 분석하여 도출한 자본구조변수, 즉 M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업 규모 등 4가지 변수와 추가적인 2개의 통제변수인 자산의 특이성과 비부채세금절감효과가 레버리지비율의 변화와 그 구성항목에 유의적인 영향을 미치는가를 분석하기 위해 식 (4)를 정의하며 시장별 차이와 산업별 차이는 더미변수로 사용한다.

$$\begin{aligned} \left(\frac{D}{A}\right)_t - \left(\frac{D}{A}\right)_{t-1} &= - \left(\frac{e}{A} \right)_t - \left(\frac{\Delta RE}{A} \right)_t - \left[E_{t-1} \left(\frac{1}{A_t} - \frac{1}{A_{t-1}} \right) \right] \\ &= a + b \left(\frac{M}{B} \right)_{t-1} + c \left(\frac{PPE}{A} \right)_{t-1} + d \left(\frac{EBITDA}{A} \right)_{t-1} + e \log(S)_{t-1} + f \left(\frac{Dep}{Op} \right)_{t-1} \\ &\quad + g \left(\frac{SGA}{S} \right)_{t-1} + h(MDVdum)_{t-1} + i(IDVdum)_{t-1} + j \left(\frac{D}{A} \right)_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

단, $\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} = t-1$ 년의 M/B비율 $\left(\frac{Dep}{Op}\right)_{t-1} = t-1$ 년의 감가상각비/영업이익 비율
 $\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} = t-1$ 년의 유형자산/총자산 비율 $\left(\frac{SGA}{A}\right)_{t-1} = t-1$ 년의 판매관리비/총자산 비율
 $\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} = t-1$ 년의 EBITDA/총자산 비율 $(MDVdum)_{t-1} = t-1$ 년의 거래소시장1, 코스닥시장0
 $\log(S)_{t-1} =$ 매출액에 대한 로그값 $(IDVdum)_{t-1} = t-1$ 년의 한국표준산업분류

또한 본 연구의 핵심인 마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (5)를 정의한다.

$$\begin{aligned} \left(\frac{D}{A}\right)_t = & a + b\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa,t-1} + c\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + d\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + e\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + f\log(S)_{t-1} \\ & + g\left(\frac{Dep}{Op}\right)_{t-1} + h\left(\frac{SGA}{S}\right)_{t-1} + i(MDVdum)_{t-1} + j(IDVdum)_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

식 (5)에서 종속변수는 t년도의 레버리지비율(D/A)이고 설명변수는 t-1년도의 EFWAMB ((M/B)efwa)이다. 통제변수는 t-1년도의 M/B비율, 유형자산비율(PPE/A), 수익성비율(EBITDA/A), 기업규모(log(S)), 비부채세금절감효과(Dep/Op), 자산의 특이성(SGA/S) 등이며, 시장별차이(MDVdum)와 산업별차이(IDVdum)는 더미변수이다.

다음으로 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율의 누적적 변화에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (6)으로 정의한다.

$$\begin{aligned} \left(\frac{D}{A}\right)_t - \left(\frac{D}{A}\right)_{IPO+0} = & a + b\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa,t-1} + c\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + d\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + e\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + f\log(S)_{t-1} \\ & + g\left(\frac{Dep}{Op}\right) + h\left(\frac{SGA}{S}\right) + i(MDVdum)_{t-1} + j(IDVdum)_{t-1} + k\left(\frac{D}{A}\right)_{pre-IPO} + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

식 (6)에서 종속변수는 IPO년도부터 t년까지의 레버리지비율의 누적적 변화이다. 통제변수는 t-1년도의 식 (5)의 6가지 통제변수와 2가지의 더미변수 이외에 IPO 전년도의 레버리지비율((D/A)pre-IPO)이다.

마지막으로, 마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향의 지속성을 분석하고자 식 (7)로 설정한다.

$$\begin{aligned} \left(\frac{D}{A}\right)_{t+1} = & a_1 + b_1\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa,t} + c_1\left(\frac{M}{B}\right)_t + d_1\left(\frac{PPE}{A}\right)_t + e_1\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_t \\ & + f_1\log(S)_t + g_1\left(\frac{Dep}{Op}\right)_t + h_1\left(\frac{SGA}{S}\right)_t + i_1(MDVdum)_t + j_1(IDVdum)_t + u_{1,t+1} \end{aligned} \quad (7-1)$$

$$\begin{aligned} \left(\frac{D}{A}\right)_{t+\gamma} = & a_2 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa,t} + c_2\left(\frac{M}{B}\right)_t + d_2\left(\frac{PPE}{A}\right)_t + e_2\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_t \\ & + f_2\log(S)_t + g_2\left(\frac{Dep}{Op}\right)_t + h_2\left(\frac{SGA}{S}\right)_t + i_2(MDVdum)_t + j_2(IDVdum)_t + u_{2,t+\gamma} \end{aligned} \quad (7-2)$$

$$\begin{aligned} \left(\frac{D}{A}\right)_{t+\gamma} = & a_3 + b_3\left(\frac{M}{B}\right)_{efwa,t} + c_3\left(\frac{M}{B}\right)_{t+\gamma-1} + d_3\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t+\gamma-1} + e_3\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t+\gamma-1} + f_3\log(S)_{t+\gamma-1} \\ & + g_3\left(\frac{Dep}{Op}\right)_{t+\gamma-1} + h_3\left(\frac{SGA}{S}\right)_{t+\gamma-1} + i_3(MDVdum)_{t+\gamma-1} + j_3(IDVdum)_{t+\gamma-1} + u_{3,t+\gamma} \end{aligned} \quad (7-3)$$

식 (7-1)은 t년의 다른 변수들을 통제한 상태에서 t년의 마켓타이밍변수가 t+1년의 레버리지비율에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형이며, 이 식은 <표 3>에서 사용한 식과 동일하다. 식 (7-2)는 t년의 다른 변수들을 통제한 상태에서 t년의 마켓타이밍변수가 t+ γ 년의 레버리지비율에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형이다. 또한 식 (7-3)은 t+ γ -1년의 다른 변수들을 통제한 상태에서 t년의 마켓타이밍변수가 t+ γ 년 레버리지비율에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형이다.

IV. 실증분석 결과

1. 기초통계량

본 연구에 사용된 자본구조와 자금조달결정 변수의 기초 통계량은 <표 1>과 같다. 우선 장부가 레버리지비율은 Pre-IPO의 49.95%에서 IPO년도에는 41.76%로 크게 감소하였다. 또한 이후 장부가 레버리지비율은 증가하는 추세를 보였다. 시장가 레버리지비율은 IPO년도의 37.00%에서 IPO+1년의 42.24%로 크게 증가하는 모습을 보였다. 또한 총자산의 변화는 순부채발행액, 순주식발행액, 내부유보액변화액의 합과 일치하는데 IPO년의 총자산변화중에서 순부채발행액이 차지하는 비율이 15.92%에서 IPO+1년에는 52.78%로 큰 폭으로 증가하였다.

<표 1> 자본구조와 자금조달결정 변수의 기초 통계량

아래의 표는 본 연구에 사용된 자본구조와 자금조달결정 변수의 기초 통계량을 나타낸다. 장부가 레버리지비율은 부채의 장부가치를 총자산으로 나누어 측정하고, 시장가 레버리지비율은 부채의 장부가치를 총자산에서 자기자본의 장부가치를 차감하고 자기자본의 시장가치를 더한 값을 나누어 측정한다. 순부채발행액비율(d/A)은 총자산변화에서 총자본의 변화를 차감하여 총자산으로 나누어 측정하고, 순주식발행액비율(e/A)은 총자본변화에서 유보액의 변화를 차감하여 총자산으로 나누어 측정한다. 내부유보액변화비율($\Delta RE/A$)은 유보액 변화를 총자산으로 나누어 측정한다.

기간	기업 수	장부가 레버리지비율 D/At(%)		시장가 레버리지비율 D/At(%)		순부채발행액 비율 d/At(%)		순주식발행액 비율 e/At(%)		내부유보액 변화비율 $\Delta RE/At$ (%)	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
Pre-IPO	1,372	49.95	20.21								
IPO	1,463	41.76	20.97	37.00	23.95	4.86	13.74	3.62	6.21	22.04	18.12
IPO+1	1,463	44.05	21.29	42.24	23.86	6.75	31.55	0.34	16.43	5.70	11.76
IPO+3	1,318	47.31	21.62	47.74	24.25	5.08	16.22	1.09	10.62	3.31	18.05
IPO+5	1,190	47.87	20.68	47.47	23.71	2.11	21.78	0.90	20.39	3.07	27.66
IPO+10	823	49.12	19.73	52.51	24.83	-1.97	81.17	0.06	15.22	3.36	16.30

2. 레버리지 비율의 변화요인

본 연구의 목적인 마켓타이밍이 자본구조에 영향을 미치는 지를 분석하기 위해 자본구조에 영향을 주는 변수를 통제하였는데 즉, M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모, 비부채세금절감효과, 자산의 특이성 등 6가지 통제변수와 시장별, 산업별 등의 2가지 더미변수가 레버리지비율의 변화와 그 구성항목에 유의적인 영향을 미치는지 분석하였으며, <표 2>에 분석한 결과를 나타내었다.

IPO+1은 IPO년도 말부터 IPO+1년도 말까지의 레버리지비율의 변화를 나타내고 있다.

패널A는 M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모, 비부채세금절감효과, 자산의 특이성 등의 변수와 시장별, 산업별 등의 2가지 더미변수가 레버리지비율의 어떠한 영향을 미치는 지를 분석했다.²⁾ 본 연구에서 M/B비율은 총자산에서 자기자본의 장부가치를 차감하고 자기자본의 시장가치를 합산 한 후에 총자산으로 나눈 비율이라 정의하였다. 기업이 고평가 되었을 때 자기자본조달을 증가시켜 레버리지비율을 감소시키는데 실증분석한 결과 M/B비율이 높을 때 레버리지비율은 감소하는 것으로 나타났다. 이는 대리인이론에서 근거한 Myers(1977), Long and Malitz(1985) 등이 실증분석한 레버리지비율과 성장기회변수, 즉 M/B비율과 부(-)의 관계라는 연구결과와 일치한다.

유형자산비율은 대체로 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 이는 Scott(1977)과 Myers and Majluf(1984)의 레버리지비율과 담보가치를 나타내는 유형자산비율은 정(+)의 영향을 미친다는 연구결과와 일치한다. 수익성비율은 3개의 모든 시장에서 레버리지비율과 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 자본조달순위이론에 따르면 정보비대칭과 자본비용의 차이로 인하여 수익성이 높은 기업은 자본비용이 가장 낮은 내부자본을 이용하기 때문에 레버리지와 수익성은 부(-)의 관계가 있다고 한 주장과 일치하며, Myers and Kester(1986), Titman and Wessels(1988) 등의 연구결과와도 동일하다. 기업규모는 레버리지비율과 3개 시장 모두 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, Warner(1977)의 연구결과와도 일치하는데 이는 정태적 절충이론을 지지한다.

비부채세금절감효과는 대체로 유의하지 않았는데, 국내 상장기업만을 대상으로 연구한 윤봉한(2005)은 비부채세금절감효과가 많은 기업은 기대되는 법인세율이 낮기 때문에 부채사용으로 인한 감세효과가 낮아 비부채세금절감효과와 레버리지는 역의 관계가 있다고 하였으나, 손승태, 이운구(2007), 광세용(2011) 등은 국내 기업은 유형자산의 감가상각비 등으로 발생하는 비부채세금절감효과가 크지 않으며 자본조달의사 결정에 유의적인 영향을 주지 못한다고 분석한 결과를 지지한다. 자산의 특이성은 레버리지비율과 부(-)의 관계를

2) IMF 외환위기 전·후로 나누어 비교 분석해 보았으나, 분석결과에 별다른 차이가 없었다.

<표 2> 장부가 레버리지비율의 변화요인 분석

이 표는 자본구조에 영향을 주는 변수 즉, M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모, 비부채세금절감효과, 자산의 특이성 등 통제변수와 시장별(거래소,코스닥) 더미변수와 산업별더미변수가 레버리지비율의 변화와 그 구성항목에 유의적인 영향을 미치는지 분석하였다.

$$\begin{aligned} \left(\frac{D}{A}\right)_t - \left(\frac{D}{A}\right)_{t-1} &= -\left(\frac{e}{A}\right)_t - \left(\frac{\Delta RE}{A}\right)_t - \left[E_{t-1}\left(\frac{1}{A_t} - \frac{1}{A_{t-1}}\right)\right] \\ &= a + b\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + c\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + d\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + e\log(S)_{t-1} + f\left(\frac{Dep}{Op}\right)_{t-1} + g\left(\frac{SGA}{S}\right)_{t-1} + h(MDVdum)_{t-1} + i(IDVdum)_{t-1} + j\left(\frac{D}{A}\right)_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

M/B비율은 부채의 장부가치와 자기자본의 시장가치를 합한 후에 총자산으로 나눈 값으로 측정, 유형자산비율은 유형자산을 총자산으로 나눈 값으로 측정, 수익성비율은 EBITDA를 총자산으로 나눈 값으로 측정, 기업규모는 매출액에 로그값을 취하여 측정, 비부채세금절감효과(Dep/Op)는 감가상각비를 영업이익으로 나누어 측정, 자산의 특이성(SGA/S)는 판매관리비를 매출액으로 나누어서 측정, 시장더미(MDVdum)변수는 거래소를 1, 코스닥을 0으로, 산업별더미(IDVdum)변수는 한국표준산업의 대분류로 하였다. 전체 레버리지의 변화는 Panel A이고 순주식발행으로 인한 레버리지의 변화는 Panel B이고, 유보이익으로 인한 레버리지의 변화는 Panel C이고, 총자산변화로 인한 레버리지의 변화는 Panel D이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

Year	N	M/B _{t-1} b	PPE/A _{t-1} c	EBITDA/A _{t-1} d	log(S) _{t-1} e	Dep/Op _{t-1} f	SGA/S _{t-1} g	MDVdum _{t-1} h	IDVdum _{t-1} i	Adj.R ²
패널 A : 장부가 레버리지비율의 변화[종속변수 : Δ(D/A)t]										
IPO	1,302	-0.02 ^{***} (-5.81)	-0.01 (-0.64)	-0.35 ^{***} (-11.1)	0.01 ^{***} (2.79)	0.00 (0.13)	-0.09 ^{***} (-4.14)	0.04 ^{***} (5.25)	0.00 (1.17)	0.24
IPO+1	1,117	-0.01 ^{***} (-2.59)	0.06 ^{***} (3.65)	-0.18 ^{***} (-5.27)	-0.00 (-0.74)	-0.00 (-0.42)	-0.06 (-0.76)	0.00 (0.20)	0.00 (0.48)	0.10
IPO+3	1,133	-0.00 (-0.89)	0.04 ^{**} (2.10)	-0.06 [*] (-1.80)	-0.00 (-0.11)	0.00 (0.60)	-0.02 [*] (-1.66)	0.01 ^{**} (2.10)	-0.00 (-1.33)	0.07
IPO+5	1,086	0.00 (-0.83)	0.02 (1.25)	-0.08 ^{**} (-2.47)	0.01 ^{***} (3.25)	0.00 (-1.02)	-0.02 (-1.49)	0.02 ^{***} (2.83)	0.01 (1.00)	0.13
IPO+10	843	-0.01 ^{***} (-2.46)	0.00 (0.48)	0.06 (1.40)	0.00 [*] (1.67)	-0.00 (-1.11)	-0.05 ^{***} (-2.92)	-0.00 (-0.46)	-0.00 (-1.30)	0.14

패널 B : 순주식발행으로 인한 장부가 레버리지비율의 변화[종속변수 : $-(e/At)$]

IPO	1,302	-0.00 (-0.75)	0.00 (0.00)	-0.02 (-1.31)	0.02*** (12.96)	-0.00* (-1.93)	-0.02* (-4.14)	-0.04*** (-9.42)	-0.00 (-0.66)	0.18
IPO+1	1,372	-0.01 (-1.24)	-0.02 (0.60)	-0.10* (-1.79)	0.03*** (-0.74)	-0.00 (-0.39)	-0.00 (-0.17)	-0.02* (0.20)	0.00 (0.58)	0.03
IPO+3	1,271	-0.00 (-1.18)	0.00 (2.10)	0.07** (2.36)	0.01** (2.23)	-0.00 (-0.23)	0.01 (1.89)	0.01 (1.31)	-0.00 (-1.47)	0.01
IPO+5	1,168	0.02 (-0.83)	0.06 (1.60)	-0.25*** (-3.77)	0.01 (0.48)	-0.00 (-0.03)	-0.01 (-0.64)	-0.00 (-0.22)	0.01** (1.00)	0.13
IPO+10	801	0.00 (0.08)	0.10*** (3.34)	-0.39*** (5.94)	0.01** (2.10)	-0.00 (-1.00)	-0.01 (-0.31)	-0.01 (-0.96)	-0.00 (-0.41)	0.05

패널 C : 유보이익으로 인한 장부가 레버리지비율의 변화[종속변수 : $-(\Delta RE/At)$]

IPO	1,302	-0.04*** (-10.09)	0.06*** (2.78)	-0.73*** (-19.1)	0.01 (1.49)	0.00 (0.03)	-0.16*** (-6.45)	0.07*** (7.43)	-0.00 (-0.58)	0.49
IPO+1	1,117	-0.02*** (-6.90)	0.04** (2.01)	-0.44*** (-5.27)	-0.00 (-0.83)	0.00 (0.64)	-0.00* (-1.86)	-0.01 (-1.61)	0.00 (0.56)	0.15
IPO+3	1,133	-0.04*** (-6.29)	-0.02 (-0.62)	-0.32*** (-6.82)	0.00 (0.11)	0.00 (0.86)	0.03* (1.66)	0.00 (0.22)	0.00 (0.90)	0.09
IPO+5	1,086	0.05*** (-3.56)	-0.08 (-1.64)	-0.02 (-0.25)	0.00 (0.68)	-0.00 (-0.19)	0.04 (1.22)	0.02 (0.87)	-0.00 (-0.96)	0.02
IPO+10	843	-0.03*** (-3.65)	-0.05 (-1.47)	0.19*** (2.64)	-0.01** (-2.11)	-0.00 (-0.55)	0.00 (0.18)	0.01 (0.74)	-0.00 (-0.42)	0.02

패널 D : 총자산변화로 인한 장부가 레버리지비율의 변화[종속변수 : $-Et-1/(At-1/At-1)$]

IPO	1,302	0.02*** (8.02)	-0.07*** (-4.68)	0.40*** (15.03)	-0.02*** (-6.79)	0.00 (1.29)	0.06*** (3.19)	0.00 (1.29)	0.00** (2.57)	0.57
IPO+1	1,117	0.02*** (3.63)	0.04 (1.35)	0.36*** (5.27)	-0.03*** (-6.03)	-0.00 (-0.25)	0.0 (0.80)	0.03*** (2.61)	-0.00 (-0.57)	0.08
IPO+3	1,133	0.04*** (7.75)	0.05*** (2.58)	0.19*** (3.31)	-0.01** (-1.96)	-0.00 (-0.35)	-0.07*** (-4.11)	0.00 (0.45)	-0.00 (-1.08)	0.12
IPO+5	1,086	0.03*** (-0.83)	0.05 (1.43)	0.19*** (3.31)	0.00 (0.26)	-0.00 (-0.26)	-0.04** (-2.01)	0.00 (0.52)	-0.00 (-0.67)	0.03
IPO+10	843	0.02** (2.22)	-0.04 (-1.48)	0.27*** (4.07)	0.00 (1.24)	0.00 (0.87)	-0.04* (-1.80)	-0.00 (-0.14)	0.00 (0.02)	0.06

나타내어 Timan(1984), Titman-Wessels(1988) 특수한 제품을 생산하는 기업은 레버리지비율과 부(-)의 관련성이 있다는 주장을 지지한다.

시장별(거래소, 코스닥시장) 차이에 따른 레버리지비율 변화는 대체로 1% 수준과 5% 수준에서 유의하게 나타나 거래소시장에 속한 기업과 코스닥시장에 속한 기업에 따라 레버리지비율이 다르게 나타날 수 있음을 시사하고 있다. 그러나 산업별차이에 따른 레버리지비율의 변화는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

패널 B는 M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모, 비부채세금절감효과, 자산의 특이성 등의 변수와 시장별, 산업별 등의 2가지 더미변수가 기간이 경과함에 따라 순주식발행비율($-e/A$)에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석했다. 분석결과는 M/B비율은 IPO+4년³⁾ 이후부터 유의한 정(+)의 영향을 미치는데, 이는 M/B비율이 높을수록 주식발행이 증가하고, M/B비율이 낮을수록 주식발행이 감소하는 것을 말한다. 다른 자본구조변수와 더미변수가 순주식발행액비율에 미치는 영향은 패널 A의 결과와 유사하다.

패널 C는 M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모, 비부채세금절감효과, 자산의 특이성 등의 변수와 시장별, 산업별 등의 2가지 더미변수가 기간이 경과함에 따라 내부유보액변화비율($-\Delta RE/A$)에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석했다. 분석결과는 M/B비율은 내부유보이익변화율과 유의한 정(+)에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 M/B비율이 높을수록 내부유보이익변화율이 증가함을 의미한다.

패널 D는 4가지 자본구조변수가 기간이 경과함에 따라 총자산변화로 인해 장부가 레버리지비율에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석했다. 분석결과는 총자산변화로 인한 M/B비율은 유의한 부(-)에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 M/B비율이 높을수록 총자산의 변화가 감소함을 의미한다.

3. 마켓타이밍과 자본구조와의 관계

본 연구는 Baker and Wurgler(2002)가 제시한 연구방법론에 따라 Rajan and Zingales(1995)의 4가지 자본구조변수와 DeAngelo-Masulis(1990)이 제시한 비부채세금절감효과(nondebt tax shields)와 Williamson(1985), Titman-Wessels(1988)이 제시한 자산의 특이성 2가지 자본구조변수, 그리고 시장별차이와 산업별차이를 나타내는 2가지 더미변수를 마켓타이밍변수에 대한 통제변수로 하고 마켓타이밍이 자본구조에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 아울러 추가적으로 IPO 후 레버리지비율에 미치는 영향을 분석하고, 레버리지비율에 미치는 영향의 지속성을 분석하고자 한다.

3) <표 2>에 표시되지 않은 IPO+4, IPO+6, IPO+7, IPO+8년에 결과가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다.

<표 3> 마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향 분석

아래의 표는 M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모, 비부채세금절감효과, 자산의 특이성 등 통제변수와 산업별타이밍변수가 마켓 타이밍변수인 EFWAMB비율을 설명변수로 할 때 EFWAMB비율에 레버리지비율에 유의적인 영향을 미치는지 분석한 결과이다. 장부가 레버리지비율에 미치는 영향이 Panel A이고 시장가 레버리지에 미치는 영향이 Panel B이다. * **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

$\left(\frac{D}{A}\right)_t = a + b\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + c\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + d\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + e\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + f\log(S)_{t-1} + g\left(\frac{Dep}{Op}\right)_{t-1} + h\left(\frac{SGA}{S}\right)_{t-1} + i(MDVdum)_{t-1} + j(IDVdum)_{t-1} + u_t$												
Year	N	M/B _{fixed} -1 b	M/B _{total} -1 c	PPE/A _{t-1} d	EBITDA/A _{t-1} e	log(S) _{t-1} f	Dep/Op _{t-1} g	SGA/S _{t-1} h	MDVdum _{t-1} i	IDVdum _{t-1} j	Adj.R ²	
패널 A : 장부가 레버리지 %												
IPO+1	1,233		-2.63*** (-4.85)	21.24*** (6.75)	-47.31*** (-7.47)	2.42*** (5.80)	0.10 (0.91)	-0.08 (-0.94)	10.38*** (9.14)	-0.54*** (-3.59)	0.29	
IPO+3	1,190	-6.18*** (-5.81)	3.31*** (3.11)	17.90*** (5.62)	-46.14*** (-7.93)	2.63*** (5.89)	-0.00 (-0.95)	-15.70*** (-5.53)	9.97*** (8.47)	-0.41*** (-2.38)	0.28	
IPO+5	1,086	-5.90*** (-4.89)	3.64*** (3.32)	14.94*** (4.60)	-52.54*** (-8.96)	4.10*** (9.04)	-0.04** (-2.00)	-8.66*** (-3.44)	9.94*** (8.47)	-0.41*** (-2.37)	0.28	
IPO+10	690	-7.69*** (-3.78)	3.35*** (2.05)	10.64*** (2.79)	-49.34*** (-6.08)	3.82*** (7.10)	-0.04 (-0.48)	-7.72** (-2.58)	6.85*** (4.68)	-0.06 (-0.28)	0.21	
1980~2012 전체기업	13,708	-6.41*** (-16.64)	3.50*** (10.24)	16.98*** (17.90)	-45.59*** (-25.38)	3.40*** (28.43)	-0.01 (-1.16)	-0.19** (-2.06)	6.48*** (18.29)	-0.23*** (-4.58)	0.22	
패널 B : 시장가 레버리지 %												
IPO+1	1,233		-6.22*** (-10.55)	29.89*** (8.74)	-73.41*** (-10.66)	2.19*** (4.83)	-0.04 (-0.32)	-0.18* (-1.83)	7.33*** (5.93)	-0.40*** (-2.44)	0.35	
IPO+3	1,190	-6.44*** (-5.68)	-2.40*** (-2.11)	21.33*** (6.29)	-48.53*** (-7.82)	3.01*** (6.32)	-0.02 (-0.54)	-19.09*** (-6.74)	8.88*** (7.09)	-0.34* (-1.90)	0.35	
IPO+5	1,086	-6.10*** (-4.84)	-6.79*** (-5.93)	18.07*** (5.32)	-44.21*** (-7.21)	4.52*** (9.54)	-0.05*** (-2.10)	-10.42*** (-3.95)	9.52*** (7.76)	-0.11 (-0.61)	0.38	
IPO+10	690	-11.62*** (-3.78)	-13.26*** (-7.69)	13.27*** (3.30)	-51.02*** (-5.96)	3.64*** (6.42)	-0.04 (-0.48)	-9.75*** (-3.09)	10.70*** (6.94)	-0.12 (-0.52)	0.43	
1980~2012 전체기업	13,708	-6.28*** (-15.18)	-6.19*** (-16.85)	22.19*** (21.76)	-48.68*** (-25.21)	3.61*** (28.08)	-0.00 (-0.98)	-0.32*** (-3.14)	8.84*** (23.23)	-0.21*** (-3.82)	0.35	

마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향에 관한 분석결과는 <표 3>에 정리되어 있다. 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율은 레버리지비율에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 EFWAMB비율이 높을수록 레버리지비율은 감소하는 것을 보여준다. 즉, 경영자들은 가장 적절한 시점에서 외부자금을 조달할 수 있는 타이밍을 포착하여 신주발행을 함으로써 자본구조를 개선시킬 수 있다. 또한 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율은 장부가 레버리지비율보다는 시장가 레버리지비율에 더 강력한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 레버리지비율에 미치는 영향이 M/Bt-1비율보다 크게 나타났다. 이 결과는 Baker and Wurgler(2002), 신민식, 송준협(2007), 김태혁, 정대성(2010)의 연구결과와 일치한다. 또한 Alti(2006)는 Cold market일 때 보다는 Hot market일 때 IPO를 실행, 즉 주식을 더 발행하여 경영자들이 마켓타이밍을 나타내고 있다고 주장하였다.

통제변수 M/B비율은 IPO 후 다음해는 장부가 레버리지비율과 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 이후 기업의 업력이 높을수록 장부가 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 시장가 레버리지비율과는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 다른 연구들에서도 보고되는데 Fama and French(2002)는 성장기회를 나타내는 M/B비율은 장부가 레버리지비율과는 정(+)의 관계를 시장가 레버리지비율과는 부(-)의 관계를 나타내고 있다고 주장하였으며, Baker and Wurgler(2002)의 연구결과와도 일치한다. 그러나 국내의 선행연구 신민식, 송준협(2007)과 김태혁, 정대성(2010)의 연구결과와는 상이하다.

유형자산비율은 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 장부가 레버리지비율보다 시장가 레버리지비율과 상관관계가 더 높은 것으로 나타났다. 수익성비율은 강력하게 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 자본조달우선순위이론을 지지하였으며, 장부가 레버리지비율보다 시장가 레버리지비율과 상관관계가 더 높은 것으로 나타났다. 기업규모도 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비부채세금절감효과는 대체로 유의하지 않은 통계치가 나타났다. 자산의 특이성은 레버리지비율과 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 Timan(1984), Titman-Wessels(1988)의 연구를 지지한다. 더미변수인 시장별차이는 거래소인 경우 레버리지비율에 정(+)의 영향을 미쳤는데, 이 결과는 코스닥에 비해 거래소에 속한 기업이 부채조달에 더 용이한 것으로 해석할 수 있다. 산업별차이는 통계적으로 유의한 부(-)의 결과가 나타났다.

<표 4>는 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율의 누적적 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 장부가 레버리지비율에서는 <표 3> 즉 마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향과 유사하였으나 시장가 레버리지비율에서는 EFWAMB비율보다 M/Bt-1비율에서 유의성이 조금 더 높은 것으로 나타났다. 이는 Baker and Wurgler(2002)의 연구결과와 국내의 신민식, 송준협(2007) 연구결과와 일치한다. 그러나 Alti(2006)는 IPO 경과 후 2년이 지나면 부채비율의 차이가 크게 축소되어 마켓타이밍변수가 단기적으로는 자본구조에 매우 중요한 요소이나 장기적인 효과는 제한적이라고 주장하였으며, 이는 장기적 영향을 제시한 Baker and Wurgler(2002)의 주장과 배치된다. 국내의 선행연구 신민식, 송준협(2007)은 유가증권시장에서만 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율의 누적적 변화를 분석하였고, 김태혁, 정대성(2010)은 유가증권시장, 코스닥시장 모두 이 누적적 변화에 대한 분석을 하지 않아 본 연구의 의미가 있다고 할 수 있다.

<표 5>는 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율에 미치는 영향의 지속성을 분석하였는데 먼저 t년의 다른 변수들을 통제한 상태에서 t년의 마켓타이밍변수가 t+1년의 레버리지비율에 미치는 영향을 분석한 결과가 b1에 나타나 있다. 두 번째로 t년의 다른 변수들을 통제한 상태에서 t년의 마켓타이밍변수가 t+ γ 년의 레버리지비율에 미치는 영향을 분석한 결과가 b2에 나타나 있으며, 세 번째로 t+ γ -1년의 다른 변수들을 통제한 상태에서 t+ γ -1년의 마켓타이밍변수가 t+ γ 년의 레버리지비율에 미치는 영향을 분석한 결과가 b3에 나타나 있다.

결과를 요약하자면, 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율은 t+1부터 t+10기간 동안 레버리지비율에 유의한 부(-)의 영향을 미쳤는데, 이를 해석하면 시장에서 기업가치가 고평가로 지속이 되는 효과가 자본구조에도 지속적으로 영향을 미치고 있다고 할 수 있다. 이 연구결과는 Baker and Wurgler(2002)의 연구결과와 국내의 신민식, 송준협(2007) 등의 연구결과와 일치한다.

국내의 선행연구 신민식, 송준협(2007)은 유가증권시장에서만 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율의 미치는 영향의 지속성을 분석하였고, 김태혁, 정대성(2010)은 유가증권시장, 코스닥시장 모두 지속성에 대한 분석을 하지 않았다.

<표 4> 마켓타이밍변수가 IPO 후 레버리지비율의 누적적 변화에 미치는 영향 분석

아래의 표는 M/B비율, 유형자산비율, 수익성비율, 기업규모, 비부채세금절감효과, 자산의 특이성 등 통제변수와 시장별(거래소, 코스닥)타이밍변수와 산업별타이밍변수가 마켓 타이밍변수인 EFWAMB비율을 설명변수로 할 때 EFWAMB비율이 IPO 후 레버리지비율에 누적적 변화에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 장부가 레버리지비율에 미치는 영향이 Panel A이고 시장가 레버리지에 미치는 영향이 Panel B이다. * ** ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

$\left(\frac{D}{A}\right)_{t-1} - \left(\frac{D}{A}\right)_{IPO+0} = a + b\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + c\left(\frac{M}{B}\right)_{t-1} + d\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t-1} + e\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t-1} + flog(S)_{t-1} + g\left(\frac{Dep}{Op}\right)_{t-1} + h\left(\frac{SGA}{S}\right)_{t-1} + i(MDVdum)_{t-1} + k\left(\frac{D}{A}\right)_{prev} + u_t$												
Year	N	M/B _{fixed} t-1	M/B _{t-1}	PPE/A _{t-1}	EBITDA/A _{t-1}	log(S) _{t-1}	Dep/Op _{t-1}	SGA/S _{t-1}	MDVdum _{t-1}	IDVdum _{t-1}	Adj R ²	
패널 A : 장부가 레버리지 %												
IPO+1	1,232	-0.97*** (-3.05)	7.30*** (3.92)	-20.04*** (-5.35)	-0.05 (-2.00)	0.00 (0.13)	-0.00 (-0.82)	-0.33 (-0.47)	-0.01 (-0.13)	0.11		
IPO+3	1,148	-3.21*** (-3.68)	1.28 (1.48)	13.82*** (5.30)	-39.08*** (-8.19)	1.13*** (3.04)	-0.02 (-0.68)	-5.66*** (-2.59)	1.64 (1.58)	-0.17 (-1.21)	0.24	
IPO+5	1,047	-4.83*** (-4.44)	3.81*** (3.73)	13.34*** (4.57)	-44.20*** (-8.48)	2.72*** (6.62)	-0.03* (-1.77)	-4.75** (-2.13)	2.63** (2.31)	-0.17 (-1.11)	0.31	
IPO+10	660	-6.35*** (-3.19)	2.56 (1.54)	10.57*** (2.82)	-44.25*** (-2.47)	2.70*** (5.00)	-0.09 (-0.93)	-6.66** (-2.31)	2.78* (1.82)	0.05 (0.24)	0.37	
1980~2012 전체기업	13,204	-4.56*** (-12.99)	3.16*** (10.14)	13.94*** (15.98)	-39.53*** (-24.17)	1.79*** (15.96)	-0.00 (-1.32)	-0.13 (-1.54)	0.66* (1.93)	0.01 (0.29)	0.28	
패널 B : 시장가 레버리지 %												
IPO+1	1,232	0.99** (2.09)	14.43*** (-0.64)	-34.49*** (-6.81)	0.40 (1.21)	-0.19** (-2.19)	-0.12 (-1.63)	-3.30*** (-3.51)	-0.13 (-1.14)	0.16		
IPO+3	1,148	-0.50 (-0.47)	-4.44*** (-4.41)	16.56** (5.49)	-44.79*** (-8.12)	2.06*** (4.82)	0.00 (0.11)	-11.54*** (-4.57)	2.04* (1.68)	-0.37** (-2.30)	0.33	
IPO+5	1,047	-0.72 (-0.59)	-8.45*** (-7.56)	15.79*** (4.94)	-39.69*** (-6.98)	3.55*** (7.96)	-0.03** (-1.67)	-7.18*** (-1.66)	3.29*** (2.63)	-0.12 (-0.73)	0.41	
IPO+10	660	-8.26*** (-3.73)	-14.68*** (-0.83)	14.60 (3.64)	-45.93** (-5.40)	2.88*** (5.03)	-0.04 (-0.35)	-8.83*** (-2.86)	7.13*** (4.33)	-0.10 (-0.45)	0.51	
1980~2012 전체기업	13,204	-1.14*** (-2.82)	-7.16*** (-20.61)	18.91*** (19.47)	-43.97*** (-24.18)	2.59*** (21.01)	-0.00 (-0.64)	-0.26*** (-2.74)	3.47*** (9.01)	-0.17*** (-3.29)	0.35	

<표 5> 마켓타이밍변수가 레버리지비율에 미치는 영향의 지속성 분석

아래의 표는 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율이 레버리지비율에 미치는 영향의 지속성을 분석한 결과이다. 장부가 레버리지비율에 미치는 영향이 Panel A이고 시장가 레버리지에 미치는 영향이 Panel B이다. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

$$\left(\frac{D}{A}\right)_{t+1} = a_1 + b_1\left(\frac{M}{B}\right)_{t,fvmt} + c_1\left(\frac{PPE}{A}\right)_t + d_1\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_t + e_1\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_t + f_1\log(S) + g_1\left(\frac{Dep}{Op}\right)_t + h_1\left(\frac{SGA}{S}\right)_t + i_1(MDVdum)_t + j_1(IDVdum)_t + u_{1,t+1}$$

$$\left(\frac{D}{A}\right)_{t+\gamma} = a_2 + b_2\left(\frac{M}{B}\right)_{t,fvmt} + c_2\left(\frac{PPE}{A}\right)_t + d_2\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_t + e_2\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_t + f_2\log(S) + g_2\left(\frac{Dep}{Op}\right)_t + h_2\left(\frac{SGA}{S}\right)_t + i_2(MDVdum)_t + j_2(IDVdum)_t + u_{2,t+\gamma}$$

$$\left(\frac{D}{A}\right)_{t+\gamma} = a_3 + b_3\left(\frac{M}{B}\right)_{t,fvmt} + c_3\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t+\gamma-1} + d_3\left(\frac{PPE}{A}\right)_{t+\gamma-1} + e_3\left(\frac{EBITDA}{A}\right)_{t+\gamma-1} + f_3\log(S) + g_3\left(\frac{Dep}{Op}\right)_{t+\gamma-1} + h_3\left(\frac{SGA}{S}\right)_{t+\gamma-1} + i_3(MDVdum)_{t+\gamma-1} + j_3(IDVdum)_{t+\gamma-1} + u_{3,t+\gamma}$$

Year	M/B _{efvmt} , t			M/B _{t+γ-1}
	b1	b2	b3	c3
패널 A : 장부가 레버리지비율 %				
t+1	-6.40 ^{***} (-16.69)	-6.40 ^{***} (-16.69)	-6.40 ^{***} (-16.69)	3.45 ^{***} (10.11)
t+3	-6.27 ^{***} (-13.72)	-5.73 ^{***} (-13.19)	-3.35 ^{***} (-10.36)	1.12 ^{***} (3.87)
t+5	-7.04 ^{***} (-12.02)	-4.51 ^{***} (-9.06)	-3.02 ^{***} (-8.69)	1.50 ^{***} (4.05)
t+10	-7.40 ^{***} (-6.76)	-3.49 ^{***} (-4.37)	-2.12 ^{***} (-4.10)	1.64 ^{***} (2.83)
패널 B : 시장가 레버리지비율 %				
t+1	-6.17 ^{***} (-14.96)	-6.17 ^{***} (-14.96)	-6.17 ^{***} (-14.96)	-6.18 ^{***} (-16.85)
t+3	-8.11 ^{***} (-16.64)	-7.03 ^{***} (-14.47)	-4.85 ^{***} (-14.10)	-10.38 ^{***} (-30.85)
t+5	-10.82 ^{***} (-17.32)	-5.79 ^{***} (-10.21)	-4.56 ^{***} (-12.24)	-12.24 ^{***} (-31.07)
t+10	-16.25 ^{***} (-13.64)	-5.73 ^{***} (-6.04)	-4.30 ^{***} (-7.51)	-15.00 ^{***} (-23.75)

V. 결 론

본 연구는 1981년부터 2012년까지 32년간 유가증권시장(KOSPI)과 1997년부터 2012년까지 16년간 코스닥(KOSDAQ)시장에 상장된 IPO 기업 1,463개의 관측치를 대상으로 마켓타이밍이 자본구조에 어떠한 영향을 미치는 지, 그리고 영향을 미친다면 마켓타이밍효과가 시장가 레버리지비율에 지속적으로 영향을 미치는 지를 실증분석 하였으며, 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율은 레버리지비율에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 EFWAMB비율이 높을수록 레버리지비율은 감소하는 것을 보여준다. 또한 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율은 장부가 레버리지비율보다는 시장가 레버리지비율에 더 강력한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 IPO 이후 마켓타이밍변수인 EFWAMB비율이 레버리지비율의 미치는 누적적 변화에도 유의한 부(-)의 결과가 나타났으며 그 영향은 IPO 이후 IPO+10년까지 지속적으로 레버리지비율에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과는 Baker and Wurgler(2002)이 미국기업을 대상으로 관측한 결과와 동일하므로 한국기업에서도 좋은 마켓타이밍을 포착하여 신주를 발행하려는 경향이 있으며 그 영향이 지속적이라는 것을 시사한다.

둘째, 통제변수 M/B비율은 장부가 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 시장가 레버리지비율과는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과 역시 Baker and Wurgler(2002)의 연구결과와 동일하다. 유형자산비율은 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 장부가 레버리지비율보다 시장가 레버리지비율과 상관관계가 더 높은 것으로 나타나 정태적절충이론을 지지하였다. 수익성비율은 강력하게 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 자본조달우선순위이론을 지지하였으며, 장부가 레버리지비율보다 시장가 레버리지비율과 상관관계가 더 높은 것으로 나타났다. 기업규모도 레버리지비율과 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비부채세금 절감효과는 대체로 유의하지 않은 통계치가 나타났다. 자산의 특이성은 레버리지비율과 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 Timan(1984), Titman-Wessels(1988)의 연구를 지지한다. 더미변수인 시장별 차이는 거래소인 경우 레버리지비율에 정(+)의 영향을 미쳤는데, 이 결과는 코스닥에 비해 거래소에 속한 기업이 부채조달에 더 용이한 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 의의는 2011년에 도입된 한국채택국제회계기준(K-IFRS)의 자료로 작성된 재무자료를 가지고 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥(KOSDAQ)시장에 상장된 1,463개의 기업을 대상으로 IPO+0에서 IPO+10년 기간동안 마켓타이밍이 자본구조에 미치는 영향을 실증분석하였으며 거래소시장뿐만 아니라 코스닥시장에서의 마켓타이밍변수가 IPO후 레버리지 비율에 미치는 누적적 영향과 그 지속성에 대해 분석하여 선행연구의 지평을 넓힌 것이라 할 수 있다. 향후 연구에서는 대기업과 중소기업을 분류해서 동일한 영향이 미치는 지를 연구하는 것과 변수의 정의에 있어서 부채의 장부가치가 아닌 부채의 시장가치로 정의하였을 때도 동일한 결과가 나오는 지를 분석하는 것도 의미가 있을 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

- 곽세영, “코스닥 기업의 자본조달 결정요인”, 한국산학기술학회논문지, 제12권 제12호, 2011, 5663-5670.
- 김문겸, “비상장·비등록 중소기업의 재무레버리지 결정요인에 관한 연구”, 재무관리연구, 제19권 제1호, 2002, 33-66.
- 김병기, “자본구조 결정에 관한 연구: 목표부채비율, 자금부족, 시점결정”, 대한경영학회지, 제24권 제6호, 2011, 3773-3801.
- 김유성, 박영석, 이정진, “장단기 금리스프레드를 이용한 주식시장 마켓타이밍 전략의 유용성에 관한 실증분석”, 증권학회지, 제33권 제4호, 2004, 135-173.
- 김태혁, 정대성, “Market Timing이 자본구조에 미치는 영향에 관한 연구”, 한국경영학회 통합학술발표논문집, 제2010권, 2010, 1-19.
- 김학건, 이재호, “코스닥 사장기업의 기업지배구조, 기업가치, 자본비용 및 연구개발투자간 연관관계 분석”, 기업가정신과 벤처연구, 제30권 제1호, 2012, 117-140.
- 김홍식, “대리이론, 경영자의 행위가설 및 기업의 자본구조와 배당정책”, 재무관리연구, 제5권 제1호, 1988, 27-39.
- 문승권, 송동섭, “벤처기업의 자본구조 결정요인에 관한 연구”, 사회과학논집, 제2권, 1999, 98-121.
- 박성태, “자본구조 결정요인에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제7권 제2호, 1990, 81-105.
- 박성태, “자본구조 결정요인에 관한 실증적 분석”, 전북대 산업경제연구소 논문집, 제21권, 1991, 339-362.
- 선우석호, “한국기업의 재무구조 결정요인과 자본비용”, 재무연구, 제3호, 1990, 61-80.
- 손승태, 이윤구, “코스닥 기업의 자본구조 결정요인: 동태적 자본구조 모형을 중심으로”, 재무관리연구, 제24권 제1호, 2007, 109-147.
- 신동령, “재벌기업과 비재벌기업의 재무구조결정요인”, 금융연구, 제7권 제1호, 1993, 113-144.
- 신민식, “우리나라 상장기업의 자본구조 결정요인에 관한 연구”, 재무관리연구, 제6권 제2호, 1989, 33-69.
- 신민식, “마켓타이밍과 초기성장성이 자본구조의 조정속도에 미치는 영향”, 금융공학연구, 제7권 제1호, 2008, 143-170.
- 신민식, 문혜성, “중소기업의 자본구조의 결정요인과 조정속도”, 중소기업연구, 제30권

- 제1호, 2008, 117-140.
- 신민식, 송준협, “마켓타이밍과 자본구조간의 관계 분석”, 산업경제연구, 제20권 제4호, 2007, 1717-1738.
- 윤봉한, “한국 상장기업의 자본구조 결정요인에 대한 장기분석”, 경영학연구, 제34권 제4호, 2005, 973-1000.
- 이준식, 손판도, 신봉준, 박창용, “자본구조 결정변수들의 지속성 효과”, 금융공학 연구, 제9권 제3호, 2010, 167-198.
- 이정연, “자본구조에 관한 실증적 연구”, 경제연구, 제14권 제1호, 1993, 1-24.
- 정남기, “한국 중소기업의 재무구조 분석”, 사회과학논총, 제8집, 2006, 407-429.
- Alti, A., “How Persistent is the Impact Market timing on capital structure,” *Journal of Finance*, 57, (2006), 1681-1710.
- Baker, M. and J. Wurgler, “Market timing and capital structure,” *Journal of Finance*, 57, (2002), 1-32.
- Barth, M. E., W. R. Landsman, and M. H. Lang, “International Accounting Standards and Accounting Quality,” *Journal of Accounting Research*, 46(3), (2008), 467-498.
- Baxter, N., “Leverage, risk of ruin and the cost of capital,” *Journal of Finance*, 21, (1967), 395-403.
- Berle, A. and G. Means, “The Modern Corporation and Private Property,” New York : Harcourt, Brace, and World, 1932.
- Choe, H., R. W. Masulis, and V. Nanda, “Common stock offerings across the business cycle : Theory and evidence,” *Journal of Empirical finance*, 1, (1993), 3-31.
- DeAngelo, H. and R. Masulis, “Optimal capital structure under corporate and personal taxation,” *Journal of Financial Economics*, 18, (1980), 3-29.
- Drobetz, W. and R. Fix, “What are the determinants of the capital structure? Some evidence for Switzerland,” Working Paper, 2003.
- Fama, E. and K. P. French, “Testing Tradeoff and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt,” *Review of Financial Studies*, 15, (2002), 1-33.
- Ferri, M. G. and W. H. Jones, “Determinants of Financial Structure : A New Methodological Approach,” *Journal of Finance*, 34, (1979), 631-644.
- Grossman, S. and O. Hart, “An Analysis of the Principal-Agency Problem,” *Econometrica*, 51(1), (1983), 7-45.

- Graham, J. R., "How Big are the Tax Benefits of Debt?," *Journal of Finance*, 55(5), (2000), 1901-1941.
- Graham, J. R. and C. R. Harvey, "The theory and practice of corporate finance : Evidence from the field," *Journal of Financial Economics*, 60, (2001), 187-243.
- Harris, M. and A. Raviv, "The theory of capital structure," *Journal of Finance*, 46, (1991), 297-355.
- Hovakimian, A., "Are observed capital structures determined by equity market timing?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41, (2006), 205-232.
- Jensen, M., "Agency costs of free cash flows, corporate finance and takeovers," *American Economic Review*, 76, (1986), 323-329.
- Jensen, M. and W. Meckling, "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, 3, (1976), 305-360.
- Kayhana, A. and S. Titman., "Firms' histories and their capital structure : International evidence," *Journal of Financial Economics*, 83, (2007), 1-32.
- Korajczyk, R. A., X. Wu, and Chau Kin Au Yeung, "Initial growth status and corporate capital structure," Working Paper, 2007.
- Korajczyk, R. A., D. J. Lucas, and R. L. McDonald, "Equity issues with time-varying asymmetric information," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 27, (1992), 397-417.
- Long, M. S. and E. B. Malitz, "Investment Patterns and Financial Leverage," Corporate Capital Structures in the United States, B. M. Friedman, The University of Chicago Press, 1985.
- Lucas, D. J. and R. L. McDonald, "Equity issues and stock price dynamics," *Journal of Finance*, 45, (1990), 1010-1043.
- Miller, H. M., "Debt and Taxes," *Journal of Finance*, May, (1977), 261-275.
- Modigliani, F. and M. Miller, "Taxes and the cost of capital : A correction," *American Economic Review*, 53, (1963), 433-443.
- Modigliani, F. and M. Miller, "The cost of capital : corporation finance and the theory of investment," *American Economic Review*, 48, (1958), 261-296.
- Myers, S., "Determinants of corporate borrowing," *Journal of Finance*, 39, (1977), 575-592.
- Myers, S. and N. Majluf, "Corporate financing and investment decisions when firms

- have information that investors do not have,” *Journal of Financial Economics*, 13, (1984), 187-221.
- Rajan, R. and L. Zingales, “What do we know about capital structure? Some evidence from international data,” *Journal of Finance*, 50, (1995), 1421-1460.
- Ross, S., “The determination of financial Structure : The incentive-signaling approach,” *Bell Journal of Economics*, 8, (1977), 23-40.
- Scott, J. Jr, “Bankruptcy, Secured Debt, and Optimal Capital Structure,” *Journal of Finance*, 32, (1977), 1-19.
- Stulz, R. and H. Johnson, “An analysis of secured debt,” *Journal of Financial Economics*, 14, (1985), 21-38.
- Timan, S., “The effect of Capital Structure on a Farm’s Liquidation Decision,” *Journal of Financial Economics*, 13, (1984), 137-151.
- Titman, S. and R. Wssels, “The determination of capital structure choice,” *Journal of Finance*, 32, (1988), 1-19.
- Warner, J., “Bankruptcy Costs : Some Evidence,” *Journal of Finance*, 32, May, (1977).
- Welch, I., “Capital structure and Stock Returns,” *Journal of Political Economy*, 112, (2004), 106-131.
- Williamson, O. E., “The Economic Institutions of Capitalism,” The Free Press, 1985.

The Effects Analysis of Market Timing on Capital Structure

Woo Hwangbo* · Moon-Kyum Kim**

〈abstract〉

This study investigates how market timing variable identified by Baker and Burgler (2002) has any impact on the capital structure decisions and how long-term persistence on the capital structure changes. With the sample of 1,463 IPO firm-year observations listed in Korea Stock Market (KOSPI) and KOSDAQ, I find the following empirical results.

First, market timing variable EFWAMB (External Finance Weighted Average Market-to-Book) is negatively associated with leverage ratio, which EFWAMB higher the ratio, the decrease shows that the leverage ratio. This evidence indicates that managers are the most appropriate time to capture the timing of the issuance of the new shares can be improved capital structure. In addition, market timing variable has significantly negative effects on cumulative changes in the leverage ratios.

Second, there are positive relations between the control variable market-to-book ratios and book-leverage ratios but negative relations between market-to-book ratios and market-leverage ratios. The regression results support the trade-off theory in showing a positive relation between tangible assets ratio and leverage ratio. In profitability ratios, leverage ratios are strongly negative influence to be supporting the pecking order theory, which showed higher correlation market leverage than book leverage. Firm size is positive influence on leverage. Nondet tax shields has a generally showed insignificant, and asset specificity is positive effects on leverage.

Keywords : Market Timing, Leverage Ratio, Capital Structure, Persistence, Asset Specificity

* Main Author, Doctoral student, Dept. Venture and Entrepreneurship of Soongsil University

** Corresponding Author, Professor, Dept. Venture and Entrepreneurship of Soongsil University