

운전자본의 고정자산투자 스무딩효과의 실증적 분석

신민식* · 김수은** · 김공영***

〈요 약〉

본 연구는 1986년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 실증분석 하였으며, 주요한 분석결과는 다음과 같다.

재무적 제약기업은 운전자본을 이용하여 고정자산투자를 스무딩할 수 있다. 외부에서 음(-)의 현금흐름 충격이 발생하면, 운전자본의 감소를 통해 고정자산투자를 스무딩하고, 양(+)의 현금흐름 충격이 발생하면, 운전자본의 증가를 통해 잉여현금흐름을 보관한다. 따라서 재무적 제약기업의 경우에, 운전자본은 고정자산투자에 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 재무적 제약이 클수록 음(-)의 영향력은 더 커진다.

재무적 제약 정도는 배당지급 수준과 자본시장 접근성을 기준으로 측정할 수 있다. 저배당기업은 고배당기업보다 재무적 제약이 크며, 자본시장 비접근 기업은 접근기업보다 재무적 제약이 크다. 또한, 운전자본과 고정자산투자간의 내생성을 고려하더라도 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 여전히 존재한다. 따라서 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 통계적으로나 경제적으로 중요한 의미를 갖는다고 할 수 있다.

결론적으로, 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장된 기업들은 비대칭정보 하에서 재무적 제약을 받을 경우에, 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 스무딩한다고 할 수 있다. 특히, 배당지급이 적은 저배당기업이나 자본시장에 접근이 용이하지 않은 비접근기업은 재무적 제약이 더 많기 때문에, 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 스무딩 할 가능성이 많다. 따라서 기업 경영자들은 이러한 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고려하여 운전자본관리를 실천함으로써 기업가치를 극대화시킬 수 있다고 생각한다.

주제어 : 운전자본, 고정자산투자, 재무적 제약, 현금흐름, 스무딩효과

논문접수일 : 2008년 07월 07일 논문수정일 : 2008년 08월 22일 논문게재확정일 : 2008년 10월 17일

* 교신저자, 경북대학교 경영학부, E-mail : msshin@knu.ac.kr

** 경북대학교 대학원 경영학부 박사과정, E-mail : sekim@knu.ac.kr

*** 경북대학교 대학원 경영학부 석사과정, E-mail : gykim@knu.ac.kr

**** 본 논문의 심사과정에서 유익한 조언을 해주신 익명의 두 분의 심사위원께 감사드립니다.

I. 서 론

자본시장에서 비대칭정보가 존재하면, 기업은 자금조달뿐만 아니라 투자결정에도 제약을 받을 수 있다. 특히, 기업의 내부자가 외부자보다 투자안의 가치에 관하여 우월한 정보를 갖는 비대칭정보 하에서는 재무적 제약을 받을 가능성이 많다. Stiglitz and Weiss(1981)는 대출시장에서 기업의 신용상태에 대한 비대칭정보가 존재하면 금융기관이 차입기업에 대하여 신용할당을 실시할 가능성이 많다고 하였고, Myers and Majluf(1984)는 주식시장에서 투자안의 가치에 대한 비대칭정보가 존재하면 신주발행이 제약되거나, 신주를 할인가격으로 발행하는 자본할당이 발생할 수 있다고 하였다.

만일 비대칭정보 하에서 신용할당이나 자본할당과 같은 재무적 제약이 발생하는 상황에서는 외부자금조달이 내부자금조달보다 비싸기 때문에, 양자 간에 완전한 대체관계가 성립하지 않는다. 즉, 외부자금조달이 내부자금조달보다 비싸면, 기업은 내부자금조달을 더 선호하게 된다. 다시 말해, 비대칭정보 하에서 외부자금조달이 제약을 받는 상황에서는 기업의 투자결정이 현금흐름에 더욱 민감하게 된다. 재무적 제약은 외부자금조달이 내부자금조달보다 비싸거나 외부자금조달의 제약으로 인하여 기업의 투자결정이 제약되는 상태를 말한다.

재무적 제약에 관한 선행연구에서는 기업투자와 현금흐름간의 민감도 분석에 초점을 두었다. Fazzari et al.(1988)은 재무적 제약에 관한 기준으로 배당성향을 사용하여 표본기업을 구분한 다음, 현금흐름에 대한 고정자산투자의 민감도를 분석하였다. 일반적으로 성숙단계에 도달한 기업은 정보가 많이 공개되고 재무적 제약도 적기 때문에 고배당을 실시하는 반면에, 아직 성장단계에 머물러 있는 기업은 정보가 적게 공개되고 재무적 제약도 많기 때문에 저배당을 실시할 가능성이 많다. 따라서 저배당기업은 고배당기업보다 현금흐름에 대한 고정자산투자의 민감도가 높을 것으로 예상된다. Devereux and Schiantarelli(1990), Blundell et al.(1992), Schaller(1993), Hoshi et al.(1991), Hayashi and Inoue(1989) 등은 영국기업, 캐나다기업, 일본기업 등을 대상으로 재무적 제약효과를 분석하였다.

Fazzari and Petersen(1993)은 투자결정의 조정비용을 고려하여 투자모형을 분석하였다. 조정비용은 고정자산의 획득과 설치에 필요한 투자자금을 조달하는데 소요되는 간접적인 비용을 말하며, 조정비용이 높은 기업은 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 스무딩(smoothing)함으로써 안정적 투자를 유지하여 장기적 조정비용을 낮추고자

한다. 그들은 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고려한 후에 현금흐름에 대한 고정자산투자의 민감도를 측정해야 진정한 재무적 제약 효과를 측정할 수 있다고 하였다. 그러나 그들은 고정자산투자를 주된 분석대상으로 하였기 때문에 고정자산투자 외에 채고자산투자, 판매촉진투자, 연구개발투자 등에 대한 비교분석 결과는 제시하지 않았다.

고정자산투자와 관련된 국내 연구는 Fazzari et al.(1988)이 사용한 투자모형과 오일러 방정식을 이용한 연구가 주류를 이루고 있다. 신동령(1992)은 비대칭정보가 한국기업의 투자지출에 미치는 영향을 분석하였고, 윤봉한(1994)은 기업투자의 재무적 결정요인을 분석하였다. 김주성(1998)은 재무적 제약이 고정자산투자에 미치는 영향을 분석하였고, 이병기(2000)는 기업규모를 중심으로 기업투자의 현금흐름에 관하여 분석하였다. 이와 달리, 남주하, 오상봉(2002)은 오일러 방정식을 이용하여 투자의 유동성 제약을 검증하였고, 남주하, 봉재연(2002)은 패널 GMM 분석을 통하여 운전자본과 투자의 유동성 제약을 분석하였으며, 신민식, 김수은(2008)은 자본시장 접근성과 재무적 제약이 자본구조의 조정속도에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 국내에서는 운전자본에 관한 연구가 매우 부족하고, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과에 관한 연구도 아직까지 미진한 것 같다.

본 연구에서는 이상과 같은 선행연구를 바탕으로 하여 Fazzari et al.(1988), Fazzari and Petersen(1993) 등의 투자모형을 수정한 후에 패널 자료를 사용하여 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고정효과모형으로 분석하고자 한다. Fazzari et al.(1988), Fazzari and Petersen(1993) 등의 투자모형에서는 외부금융 중에서 부채조달만 통제하였으나, 본 연구에서는 외부금융의 2가지 원천에 속하는 부채조달과 자기자본조달을 모두 통제하고, 배당지급 수준 외에 자본시장 접근성에 따른 재무적 제약 효과를 추가로 분석하며, 패널 자료를 사용하여 고정효과모형으로 분석한다. 그리고 강건성 검정의 차원에서, 운전자본과 고정자산투자간의 내생성을 고려하기 위해 2단계 최소자승법(2SLS)을 적용하여 분석한다. 나아가, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과에 관한 실증적 증거를 근거로 하여, 기업의 운전자본관리에 관한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성한다. 제 I장 서론에 이어 제 II장에서는 선행 연구에 대하여 살펴보고, 제 III장에서는 자료수집과 표본기업 분류, 투자모형과 변수의 정의에 관해 설명한다. 제 IV장에서는 실증분석 결과를 설명하고, 제 V장에서는 결론과 함께 한계점과 향후 연구 과제를 제시한다.

II. 선행 연구

자본시장에서 비대칭정보가 존재하면, 기업은 자금조달뿐만 아니라 투자결정에도 제약을 받을 수 있다. Gertler(1988)는 거래비용, 대리인 비용, 비대칭정보와 같은 시장불완전요인이 존재하면 외부자금조달이 내부자금조달보다 비쌀 수 있다고 하였다. 특히, 기업의 내부자와 외부자간의 비대칭정보는 자금조달뿐만 아니라 투자결정에도 재무적 제약을 유발한다. 비대칭정보 상황에서는 내부자가 기업에 관한 우월한 정보를 갖는 반면에, 외부자는 열등한 정보를 갖게 된다.

Stiglitz and Weiss(1981)는 대출시장에서 비대칭정보가 존재하면, 금융기관들은 외부자로서 기업의 신용상태에 관한 열등한 정보에 의존해야 하므로, 우량기업과 부실기업을 구분할 수 없기 때문에, 차입기업에 대하여 신용할당을 하거나 대출금리에 부실기업 프리미엄(lemons premium)을 요구한다고 하였다. 대출시장에서 신용할당이 자행되거나 대출금리가 상승하면, 우량기업부터 차례로 대출시장을 이탈하는 역선택이 발생하거나, 차입기업들로 하여금 위험한 투자결정을 유도하는 도덕적 위험이 발생할 수 있다.

주식시장에서도 기업이 신주발행으로 자기자본을 조달할 경우에 이와 유사한 비대칭정보가 존재할 수 있다. 주식시장에서 경영자들은 기업가치와 신규투자기회에 관하여 우월한 정보를 갖는 반면에, 투자자들은 열등한 정보를 갖는다. Myers and Majluf (1984)는 주식시장에서 비대칭정보가 존재하면, 투자자들이 우량기업과 부실기업을 구분할 수 없으므로, 우량기업에 투자하면서도 부실기업에 잘못 투자할 위험에 대한 위험프리미엄을 요구한다고 하였다. 이러한 위험프리미엄은 신주를 할인가격으로 발행하도록 하거나, 신주발행비용을 인상시키는 결과가 되므로, 경영자들은 신주발행을 기피하거나 자본할당을 유발하게 된다.

만일 비대칭정보 하에서 신용할당이나 자본할당과 같은 재무적 제약이 발생하면, 외부자금조달이 내부자금조달보다 비싸게 되기 때문에, 기업은 외부자금조달보다 내부자금조달을 선호하게 된다. 따라서 비대칭정보 하에서 기업이 재무적 제약을 받는 상황에서는 기업의 투자결정이 현금흐름에 더욱 민감하게 된다.

재무적 제약에 관한 선행연구에서는 현금흐름이 기업투자에 미치는 영향을 분석하는데 초점을 두었다. Fazzari et al.(1988)은 재무적 제약에 관한 기준으로 배당성향을 사용하여 표본기업을 구분한 다음, 현금흐름이 고정자산투자에 미치는 영향을 분석하였다. Devereux and Schiantarelli(1990), Blundell et al.(1992) 등은 영국기업을 대상으로

재무적 제약효과를 분석하였고, Schaller(1993)는 캐나다기업을 대상으로 기업의 성숙도, 소유집중도, 자산의 담보가치 등을 기준으로 표본기업을 분류하여 재무적 제약효과를 분석하였다. 그리고 Hoshi et al.(1991), Hayashi and Inoue(1989) 등은 일본기업을 대상으로 케이레쯔 소속 여부를 기준으로 표본기업을 분류하여 재무적 제약효과를 분석한 결과, 케이레쯔 소속기업이 일반기업보다 재무적 제약이 적다고 하였다.

Fazzari and Petersen(1993)은 기존의 선행연구에서 재무적 제약기업들이 현금흐름의 변동에 대응하여 고정자산투자를 스무딩한다는 점을 간과하였다고 비판하고, 고정자산투자의 스무딩이 발생하는 이유를 다음과 같이 제시하였다.

첫째, Eisner and Strotz(1963), Lucas(1967) 등이 지적한 바와 같이, 고정자산투자가 증가하면 자본의 획득과 설치에 따른 한계조정비용도 증가한다. Summers(1981)도 한계조정비용이 고정자산투자의 증가에 비례하여 증가한다는 점을 실증분석하였다. Bernstein and Nadiri(1989), Chirinko and Fazzari(1992) 등은 좀 더 복잡한 구조모형을 사용하여 한계조정비용을 측정된 결과, 한계조정비용이 계속 증가하는 상황에서는, 장기적인 자본축적을 위하여 안정적인 고정자산투자 스무딩을 통해 조정비용을 절감할 수 있다고 하였다.

둘째, 기업이 유망한 투자안을 무비용으로 저장하거나 연기할 수 없다. Myers and Majluf(1984)도 유망한 투자안을 저장하기 어렵다는 점을 지적하였다. 특히, 고성장산업에서는 새로운 기술혁신으로 새로운 투자기회가 계속 발생되지만, 이러한 투자기회가 발생하는 즉시 수용하지 않으면, 제품수명주기 단축, 전유성 감소, 초기 진입자 이점 상실 등으로 투자가치가 급속하게 사라진다고 하였다. Levin et al.(1987)은 특허제도가 있으나 전유성 문제를 적절히 보호하지 못한다고 비판하였고, 기업은 초기 진입자 이점을 얻기 위한 투자를 중요시해야 한다고 제안하였다.

셋째, 투자안이 선택되면 투자지출이 연속적으로 집행되지만, 투자안은 이산적으로 발생하는 경우가 많고, 그러한 투자안을 채택하여 집행하는데 상당한 시간이 소요된다. 따라서 기업이 일시적인 현금부족 때문에 투자안에 대한 투자지출을 축소한다면 많은 조정비용이 발생하게 된다. 그러므로 장기적인 관점에서 조정비용을 최소화하기 위해서는 고정자산투자 스무딩이 필요하게 된다.

고정자산투자 스무딩은 주로 운전자본의 조절을 통해 이루어진다. 운전자본은 오랜 역사를 가지고 있으며, 기업의 자본스톡에서 중요한 비중을 차지한다. Adam Smith(1776)는 『국부론』에서 고정자본(fixed capital)과 순환자본(circulating capital)을 구분하였는데, 후자는 오늘날의 운전자본과 유사한 개념이다. Dewing(1941)은 『The Society

of Mines Royal」이 1571년에 제출한 대차대조표에서 자본을 고정자본(fixed capital)과 유동자본(current capital)으로 구분하였는데, 후자는 역시 운전자본과 유사한 개념이다. 현대기업에서 운전자본은 (유동자산-유동부채)로 측정하며, 유동자산의 주요 항목은 현금및현금성자산, 매출채권, 재고자산 등으로 구성되고, 유동부채는 주로 매입채무와 1년 미만의 단기 채무로 구성된다.

Dewing(1941)은 운전자본은 고정자산과 더불어 기업의 핵심 요소라고 하였다. 운전자본 중에서, 현금 및 현금성자산은 단기 유동성을 제공하고, 매출채권은 유동성이 부족한 고객에 대한 판매촉진에 영향을 미치며, 재고자산은 생산함수에 투입되어 기업가치를 증가시킨다. Dewing(1941)은 운전자본과 고정자산간의 차이점을 유동성이라고 하였고, Pindyck(1991)은 그 차이점을 전환성이라고 하였다. 따라서 기업이 원재료를 입고량보다 더 빠른 속도로 소비하면 운전자본은 일시적으로 음(-)이 될 수도 있다. Meltzer(1960)는 기업이 매출채권 회수 노력을 강화하거나 신규매출에 대한 신용정책을 강화하여 매출채권 비율을 감소시키는 방법으로 운전자본을 유동화할 수 있다고 하였다.

Fazzari and Petersen(1993)은 운전자본을 이용하여 고정자산투자를 스무딩할 수 있다고 하였다. 기업이 일시적인 현금흐름 충격을 받게 되면, 운전자본을 이용하여 이러한 충격을 흡수함으로써 고정자산투자를 스무딩할 수 있다. 만일 음(-)의 현금흐름 충격이 발생하면, 재무적 제약기업은 투자규모를 줄여야 할 것이다. 그러나 운전자본은 고정자산보다 더 유동적이기 때문에 운전자본과 고정자산투자를 같은 비율로 줄이지는 않는다. 다시 말해, 기업은 음(-)의 현금흐름 충격을 받더라도 운전자본의 축소를 통해 이러한 충격을 흡수함으로써 고정자산투자의 축소를 인한 손실과 조정비용을 줄일 수 있다. 운전자본은 전환성이 크기 때문에, 음(-)의 현금흐름 충격이 발생할 경우에 운전자본을 음(-)의 수준으로 줄일 수 있으며, 이 경우에 운전자본의 축소를 확보된 자금은 고정자산투자의 원천으로 사용될 수 있다. 따라서 운전자본투자와 고정자산투자는 장기적으로 음(-)의 상관관계를 가질 것으로 예상된다.

그리고 현금흐름 충격이 재무적 제약기업과 비제약기업에 미치는 영향은 서로 다르다. 기업의 순수한 고정비용 변화로 현금흐름 충격이 발생할 경우에, 재무적 제약기업은 운전자본과 고정자산투자를 모두 조정해야 하지만, 비제약기업은 그럴 필요가 없다. 그러나 기업의 생산제품에 대한 수요 충격으로 현금흐름 충격이 발생할 경우에는 더 복잡한 문제가 발생한다. 예컨대, 음(-)의 수요 충격은 운전자본과 고정자산의 한계생산성을 모두 감소시키므로, 재무적 제약기업은 물론 비제약기업도 투자규모를 줄여야

한다. 나아가, 재무적 제약기업은 음(-)의 수요 충격이 대차대조표의 운전자본에도 추가적으로 영향을 미친다. 즉, 재무적 제약기업이 음(-)의 수요 충격으로 인하여 음(-)의 현금흐름 충격을 받았을 경우에, 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 스무딩하게 되면 운전자본의 감소폭이 비제약기업보다 크게 된다. 다시 말해, 재무적 제약기업은 현금흐름 충격이 운전자본에 미치는 영향이 비제약기업보다 크게 된다.

Fazzari et al.(1988)은 저배당기업은 고배당기업보다 재무적 제약에 직면할 가능성이 많다고 하였다. 성숙단계에 도달한 기업은 정보공개가 많고 재무적 제약이 적기 때문에 고배당을 실시하는 반면에, 아직 성장단계에 머물러 있는 기업은 정보공개가 적고 재무적 제약이 많기 때문에 저배당을 실시할 가능성이 많다. 따라서 저배당기업은 고배당기업보다 현금흐름의 변동이 고정자산투자에 미치는 영향이 크다고 하였다. 따라서 Fazzari et al.(1988)은 비대칭정보로 인하여 재무적 제약이 발생할 수 있으며, 현금흐름이 고정자산투자에 미치는 영향은 재무적 제약기업이 비제약기업보다 상대적으로 크다고 하였다.

나아가, Fazzari and Petersen(1993)은 투자기회변수인 Tobin-q 외에 운전자본을 통제변수로 추가한 결과, 재무적 제약을 받는 저배당기업은 그렇지 않은 고배당기업보다 훨씬 큰 음(-)의 값으로 나왔다. 이러한 결과는 재무적 제약기업이 운전자본을 조정함으로써 현금흐름이 고정자산투자에 미치는 영향을 스무딩할 수 있음을 의미한다. 그리고 운전자본이 고정자산투자에 미치는 영향에 관한 회귀계수가 음(-)의 값으로 나왔다는 것은 기업이 재무적 제약에 직면할 경우, 사용가능한 자금의 풀 안에서 운전자본투자가 고정자산투자와 경합을 벌인다는 의미가 된다. 따라서 다른 조건이 동일할 경우에, 재무적 제약기업이 운전자본투자를 감소(증가)시키면 고정자산투자는 증가(감소)하게 된다.

이러한 현상은 Griliches and Hausman(1986)과 유사한 방법으로 설명할 수 있다. 즉, 산출이 일시적으로 변동하더라도 노동 투입을 안정적으로 유지하듯이, 현금흐름이 일시적으로 변동하더라도 고정자산투자는 안정적으로 유지한다는 것이다. 따라서 재무적 제약기업은 운전자본을 사용하여 현금흐름의 변동을 흡수함으로써 고정자산투자를 일정한 수준으로 유지할 수 있다. Fazzari and Petersen(1993)은 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고려하지 않으면, 재무적 제약을 과소추정 할 수 있다고 주장하였다. 달리 말해, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고려해야, 현금흐름이 고정자산투자에 미치는 영향에 관한 진정한 재무적 제약을 측정할 수 있다는 것이다.

고정자산투자와 관련된 국내 연구는 Fazzari et al.(1988)이 사용한 투자모형과 오일

러 방정식을 이용한 연구가 주류를 이루고 있다. 신동령(1992)은 비대칭정보가 한국기업의 투자지출에 미치는 영향을 분석하였고, 윤봉한(1994)은 기업투자의 재무적 결정요인을 분석하였다. 김주성(1998)은 재무적 제약이 고정자산투자에 미치는 영향을 분석하였고, 이병기(2000)는 기업규모를 중심으로 기업투자의 현금흐름에 관하여 분석하였다. 이와 달리, 남주하, 오상봉(2002)은 오일러 방정식을 이용하여 투자의 유동성 제약을 검증하였고, 남주하, 봉재연(2002)은 패널 GMM 분석을 통하여 운전자본과 투자의 유동성 제약을 분석하였으며, 신민식, 김수은(2008)은 자본시장 접근성과 재무적 제약이 자본구조의 조정속도에 미치는 영향을 분석하였다.

이와 같이 해외에서는 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과에 대한 연구가 매우 활발한 반면에, 국내에서는 아직까지 취약한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 선행연구를 바탕으로 하여 Fazzari et al.(1988), Fazzari and Petersen(1993) 등의 투자모형을 수정한 후에 패널 자료를 사용하여 고정효과모형으로 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 분석하고자 한다. 그리고 강건성 검정의 차원에서, 운전자본투자와 고정자산투자 간의 내성성을 고려하기 위해 2단계 최소자승법(2SLS)을 적용하여 분석한다. 나아가, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과에 관한 실증적 증거를 근거로 하여, 기업의 운전자본관리에 관한 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

Ⅲ. 연구 설계

1. 자료수집과 표본기업 분류

본 연구에서는 1986년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장된 기업 중에서 다음과 같은 기준에 따라 표본기업을 선정한다.

- ① 1986년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 한다.
- ② 표본기업의 산업별 분류는 한국신용평가정보(주)의 분류기준에 따르며, 은행, 증권, 보험 등 금융업종은 자본구조, 영업방법, 정부의 규제감독 등의 측면에서 일반 제조업과 차이가 있으므로, Fama and French(2001), 최중범, 서정원(2005) 등 선행연구에 따라 표본기업에서 제외한다.
- ③ 분석기간 동안 www.krx.co.kr 및 KIS Value Library에서 재무 자료를 구할 수 없는 기업은 제외한다.

<표 1> 표본기업의 산업별 현황

표본기업은 521개 기업이고, 산업별로는 전기전자업종이 58개 기업(11.2%)으로 가장 많고, 운수장비(10.6%), 화학(10%), 철강금속업(8.7%) 순으로 비중이 높다. 산업분류는 한국신용평가정보(주)의 분류기준에 따르며, 표본수가 적은 일부 산업(전기가스업, 어업광업, 통신업, 부동산업 등)은 '기타'에 포함시켰다.

산 업	표본기업수	분포비율(%)
음식료업	31	5.9
섬유의복	31	5.9
종이목재	27	5.2
화 학	52	10
비금속광물	28	5.3
철강금속	45	8.7
기 계	20	3.8
전기전자	58	11.2
의료정밀	37	7.2
운수장비	55	10.6
유통업	44	8.5
건설업	35	6.7
전문기술서비스업	24	4.6
연구 및 개발업	3	0.5
재생용 가공원료생산업	10	1.9
기 타	21	4
합 계	521	100%

이상의 조건을 충족하는 표본기업은 521개 기업이고, 표본기업의 기업-년 수 합계는 1986년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 11,462개이며, 기업특성변수들이 시간의 경과에 따라 변화하는 과정을 효과적으로 관찰할 수 있는 패널 자료로 구성한다.

<표 1>은 표본기업의 산업별 현황을 나타낸다. 산업별 분포를 보면, 전기전자업종이 58개 기업(11.2%)으로 가장 많고, 다음으로 운수장비(10.6%), 화학(10%), 철강금속업(8.7%) 순으로 비중이 높다.

본 연구에서는 배당지급 수준과 자본시장 접근성에 따라 재무적 제약을 판단한다. 먼저, Fazzari et al.(1988), Devereux and Schiantarelli(1989), Fazzari and Petersen(1993), 김주성(1998) 등의 방법론에 따라 배당지급 수준에 따라 재무적 제약 정도를 측정한다. 저배당기업은 고배당기업보다 재무적 제약을 상대적으로 많이 받는다. 따라서 표본기업을 저배당기업과 고배당기업으로 구분한 다음, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 분석한다.

그리고 자본시장 접근성에 따라 비접근기업과 접근기업으로 구분한다. 채권시장이나

주식시장과 같은 자본시장에 쉽게 접근할 수 있는 기업은 그렇지 않은 기업보다 저렴한 비용으로 외부자금을 조달하여 운전자본의 형태로 저장하였다가 고정자산투자의 스무딩에 사용할 수 있다. 본 연구에서는 Faulkender et al.(2008)의 방법론에 따라, 기업의 신규부채발행 또는 신주발행액이나, 부채상환액 또는 자본감소액이 자산총계의 5% 이상이면 자본시장에 대한 접근성이 좋다고 판단하고, 5% 미만이면 접근성이 없다고 판단한다. 따라서 본 연구에서는 이러한 기준에 따라 표본기업을 비접근기업과 접근기업으로 구분한 다음, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 분석한다.

2. 투자모형과 변수의 정의

본 연구에서는 Fazzari et al.(1988), Devereux and Schiantarelli(1989), Fazzari and Petersen(1993) 등의 선행연구에 따라, 현금흐름이 고정자산과 운전자본투자에 미치는 영향을 비교분석하기 위하여 식 (1) 및 식 (2)와 같은 투자모형을 설정한다.

$$(I/K)_t = \alpha_0 + \alpha_1(FCF/K)_t + \alpha_2Q_t + \eta + \lambda_t + v_t \quad (1)$$

$$(\Delta W/K)_t = \alpha_0 + \alpha_1(FCF/K)_t + \alpha_2Q_t + \eta + \lambda_t + v_t \quad (2)$$

- 단, $(I/K)_t$ = t년 고정자산투자 비율
 $(\Delta W/K)_t$ = t년 운전자본투자 비율
 $(FCF/K)_t$ = t년 잉여현금흐름 비율
 Q_t = t년 Tobin-q
 η = 기업특성효과
 λ_t = 시간특성효과
 v_t = 오차항

식 (1)과 식 (2)는 여러 가지 통계적 방법으로 추정할 수 있으나, 본 연구에서는 라그랑지 승수 검정, 하우스만 검정과 같은 통계적 절차를 거쳐 고정효과모형(fixed effects model)을 적용하고자 한다. 먼저, Breusch and Pagan(1980)이 제안한 라그랑지 승수 검정(Lagrange multiplier test)을 통해 기업특성효과(η)와 시간특성효과(λ_t)의 존재를 확인하였고, 하우스만 검정(Hausman test)을 통해 고정효과모형이 확률효과모형보다 더 적합함을 확인하였다.¹⁾

종속변수 중에서, t년 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 은 $[(t년\ 고정자산 - t-1년\ 고정자산)/(t년\ 자본스톡)]$ 으로 추정하고, t년 운전자본투자 비율 $[(\Delta W/K)_t]$ 은 $[(t년\ 운전자본 - t-1년\ 운전자본)/(t년\ 자본스톡)]$ 으로 추정하며, 자본스톡은 대차대조표의 (t년 부채와 자본총계)와 같다. 그리고 각 식에서 투자변수를 자본스톡으로 나눈 이유는 자본스톡의 차이로 인한 규모효과와 이분산성(heteroskedasticity)을 통제하기 위함이다.

독립변수 중에서, 현금흐름변수인 t년 잉여현금흐름 비율 $[(FCF/K)_t]$ 은 $[(t년\ 잉여현금흐름)/(t년\ 자본스톡)]$ 으로 추정하며, 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 과 운전자본투자 비율 $[(\Delta W/K)_t]$ 에 모두 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. t년 잉여현금흐름 (FCF_t) 은 한국신용평가정보(주)의 추정방법에 따라 $[(t년\ 세후순영업이익 - t년\ 순투자)]$ 로 추정하며, t년 세후순영업이익은 (t년 영업이익 - t년 법인세비용)으로 추정하고, t년 순투자는 (t년 운전자본투자 + t년 유형자산투자 - t년 기타투자)로 추정한다. Tobin-q(Q_t)는 $[(t년\ 부채총계 + t년\ 자기자본\ 시가총액)/(t년\ 자산총계)]$ 로 추정하며 성장기회 변수로서 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 과 운전자본투자 비율 $[(\Delta W/K)_t]$ 에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 전통적인 투자모형에서는 성장기회가 높을수록 그리고 현금흐름이 많을수록 투자지출이 증가한다고 가정한다. 그 외에 기업적 특성과 시간적 특성으로 인한 관측불가능한 경제적 요인은 기업특성효과(η)와 시간특성효과(λ_t)를 통해 통제한다.

본 연구에서는 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 분석하기 위하여 식 (3) 및 식 (4)와 같은 투자모형을 설정한다.

$$(I/K)_t = \alpha_0 + \alpha_1(FCF/K)_t + \alpha_2(\Delta WC/K)_t + \alpha_3Q_t + \eta + \lambda_t + v_t \tag{3}$$

$$(I/K)_t = \alpha_0 + \alpha_1(FCF/K)_t + \alpha_2(\Delta WC/K)_t + \alpha_3Q_t + \alpha_4(\Delta LD/K)_t + \alpha_5(\Delta NE/K)_t + \eta + \lambda_t + v_t \tag{4}$$

단, $(\Delta LD/K)_t$ = t년 장기부채변화 비율

$(\Delta NE/K)_t$ = t년 순주식발행변화 비율

식 (3)에서 재무적 제약기업은 비제약기업보다 잉여현금흐름 비율 $[(FCF/K)_t]$ 이 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 에 미치는 양(+)의 영향력이 더 클 것으로 예상된다. 다시 말해, 재무적 제약기업은 외부금융의 제약 하에서 고정자산투자를 내부 현금흐름에 의존할

1) Chamberlain and Griliches(1984)는 고정효과 회귀모형은 누락변수와 독립변수 간에 상관성이 존재하더라도 추정결과에 편의가 발생하지 않는 장점이 있다고 하였다.

가능성이 많다. 그리고 재무적 제약기업은 음(-)의 현금흐름 충격을 흡수하기 위하여 운전자본투자를 줄이는 방법으로 고정자산투자를 스무딩한다. 따라서 재무적 제약기업은 비제약기업보다 운전자본투자 비율 $[(\Delta W/K)_t]$ 이 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 에 미치는 음(-)의 영향이 더 클 것으로 예상된다. 나아가, Gertler and Hubbard(1988)는 경기 침체기에는 음(-)의 현금흐름 충격이 고정자산투자에 미치는 영향이 더 크며, 이 경우에 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과도 더 크다고 하였다.

식 (4)에서는 Tobin-q(Q_t) 외에 장기부채변화 비율 $[(\Delta LD/K)_t]$ 과 순주식발행변화 비율 $[(\Delta NE/K)_t]$ 을 추가적인 통제변수로 사용한다. 장기부채변화 비율 $[(\Delta LD/K)_t]$ 은 Fazzari et al.(1988), Devereux and Schiantarelli(1989), Fazzari and Petersen(1993) 등의 투자모형에서 사용된 통제변수로서 [(t년 장기부채 - t-1년 장기부채)/(t년 자본스톡)]으로 측정하며, 부채조달변수로서 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그리고 순주식발행변화 비율 $[(\Delta NE/K)_t]$ 은 본 연구에서 추가시킨 통제변수로서 [(t년 자본금 + t년 자본잉여금) - (t-1년 자본금 + t-1년 자본잉여금)]/(t년 자본스톡)으로 측정하며, 자기자본조달변수로서 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 외부금융의 2가지 원천에 속하는 부채조달과 자기자본조달변수를 모두 통제할 후에 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 분석한다.

그리고 본 연구에서는 강건성 검정의 차원에서, 운전자본과 고정자산투자간의 내생성을 고려하기 위해, Theil(1953), Basmann(1957) 등이 제시한 2단계 최소자승법(2SLS)을 적용하고자 한다.²⁾ 내생성을 고려할 경우에도 재무적 제약기업은 비제약기업보다 운전자본투자 비율 $[(\Delta W/K)_t]$ 이 고정자산투자 비율 $[(I/K)_t]$ 에 미치는 음(-)의 영향이 더 클 것으로 예상된다.

IV. 실증분석

1. 기초 통계량 분석

본 절에서는 표본기업의 특성변수에 대한 기초 통계량 분석을 통하여 변수들의 확률 분포 특성과 이상치 여부를 점검하며, 표본기업을 2가지 기준에 따라 하위표본으로 구

2) 2단계 최소자승법(two-stage least squares method : 2SLS)은 내생변수와 오차항간의 상관관계를 저하 혹은 제거시켜 일치추정량을 구하는 방법이다. 2단계 최소자승법에서는 도구변수로 독립변수의 1시차 과거 값을 사용한다.

분하여 각 하위표본별로 기업특성변수에 대한 차이 검정을 통하여 하위표본 구분의 정당성을 확보하고자 한다. 그리고 변수들 간의 상관관계 분석을 통하여 상관관계의 방향과 크기 및 다중공선성 가능성을 점검한다.

<표 2> 기초 통계량 분석

표본기업의 고정자산투자 비율, 잉여현금흐름 비율, 운전자본투자 비율, Tobin-q, 장기부채변화 비율, 순주식발행변화 비율 등 기업특성변수에 대한 평균, 표준편차, 중위수와 같은 기초 통계량을 분석하였다. 분석 결과, 확률분포 상 특별한 이상치는 발견되지 않았다.

	변 수	관측수(n)	평 균	표준편차	중위수
I/K	고정자산투자 비율	10,910	0.0429	0.1620	0.0331
FCF/K	잉여현금흐름 비율	11,187	0.0306	0.3807	0.0275
$\Delta WC/K$	운전자본투자 비율	10,911	0.0123	0.2287	0.0114
Q	Tobin-q	11,413	0.9568	0.4248	0.8939
$\Delta LD/K$	장기부채변화 비율	10,910	0.0100	0.1748	0.0074
$\Delta NE/K$	순주식발행변화 비율	11,306	-0.0608	0.6694	0

<표 2>는 표본기업의 특성변수에 대한 평균, 표준편차, 중위수와 같은 기초 통계량을 나타낸다.³⁾ 이러한 특성변수들은 투자모형 (1)~(4)를 분석하기 위한 설명변수와 통제변수로 사용된다.

먼저, 고정자산투자 비율(I/K)의 평균은 4.29%로 중위수 3.31%보다 크고, 현금흐름 변수인 잉여현금흐름 비율(FCF/K)의 평균은 3.06%로 중위수 2.75%보다 크며, 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)의 평균은 1.23%로 중위수 1.14%보다 크다. 성장기회 변수인 Tobin-q(Q)의 평균은 0.9568로 중위수 0.8939보다 크고, 부채조달변수인 장기부채변화 비율($\Delta LD/K$)의 평균은 1%로 중위수 0.74%보다 크며, 자기자본조달변수인 순주식발행변화 비율($\Delta NE/K$)의 평균은 -6.08%로 중위수 0%보다 작은 분포를 이루고 있다.

<표 3>은 배당지급 수준과 자본시장 접근성에 따른 기업특성변수의 차이 검정 결과를 나타낸다. 먼저, <패널 A>는 배당지급 수준에 따라 저배당기업과 고배당기업 표본으로 구분한 다음, 두 표본 간에 기업특성변수들의 평균의 차이를 검정한 것이다. 분석 결과, 고정자산투자 비율(I/K)은 저배당기업 표본이 고배당기업 표본보다 1% 수준에서 유의하게 크고, 성장기회 변수인 Tobin-q(Q)는 1% 수준에서 유의하게 작다. 따라서 고정자산투자 비율은 저배당기업이 고배당기업보다 크고, Tobin-q는 작다고 할 수 있다.

3) 분석 결과를 해석하는 과정에서는 단순화를 위해 변수에 대한 첨자를 생략한다.

<패널 B>는 자본시장 접근성에 따라 비접근기업과 접근기업 표본으로 구분한 다음, 두 표본 간에 기업특성변수들의 평균의 차이를 검정한 것이다. 분석결과, 고정자산투자 비율(I/K), Tobin- $q(Q)$ 및 장기부채변화 비율($\Delta LD/K$)은 비접근기업 표본이 접근기업 표본보다 모두 1% 수준에서 유의하게 작고, 순주식발행변화 비율($\Delta NE/K$)은 1% 수준에서 유의하게 크다. 따라서 고정자산투자 비율, Tobin- q 및 장기부채변화 비율은 비접근기업이 접근기업보다 작고, 순주식발행변화 비율은 크다고 할 수 있다.

<표 3> 기업특성변수의 차이 검정

표본기업을 배당지급 수준과 자본시장 접근성에 따라 하위표본으로 구분하여, 각 하위표본별로 고정자산투자 비율, 잉여현금흐름 비율, 운전자본투자 비율, Tobin- q , 장기부채변화 비율, 순주식발행변화 비율 등 기업특성변수에 대한 차이 검정을 실시하였다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<패널 A> 저배당기업과 고배당기업간의 차이 검정					
	변 수	저배당기업	고배당기업	평균차이	t-검정
	I/K 고정자산투자 비율	0.0543	0.0378	0.0165	3.533***
	FCF/K 잉여현금흐름 비율	0.0142	0.0427	-0.0285	-1.303
	$\Delta WC/K$ 운전자본투자 비율	0.0182	0.0123	0.0059	0.928
	Q Tobin- q	0.9174	0.9957	-0.0783	-3.878***
	$\Delta LD/K$ 장기부채변화 비율	0.0147	-0.0014	0.0161	1.188
	$\Delta NE/K$ 순주식발행변화 비율	-0.6318	-0.4558	-0.1760	-0.590
<패널 B> 자본시장 비접근기업과 접근기업간의 차이 검정					
	변 수	비접근기업	접근기업	평균차이	t-검정
	I/K 고정자산투자 비율	0.0137	0.0519	-0.0382	-9.158***
	FCF/K 잉여현금흐름 비율	0.0285	0.0396	-0.0111	-0.955
	$\Delta WC/K$ 운전자본투자 비율	0.0099	0.0128	-0.0027	-0.592
	Q Tobin- q	0.9016	0.9621	-0.0605	-6.193***
	$\Delta LD/K$ 장기부채변화 비율	-0.0025	0.0144	-0.0169	-4.847***
	$\Delta NE/K$ 순주식발행변화 비율	0.0027	-0.4674	0.4701	3.615***

<표 4>는 변수들 간의 상관관계를 피어슨 상관계수로 나타낸 것이다. 먼저, 현금흐름 변수인 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)과 5% 수준에서 유의한 양(+의 상관관계)이 있고, 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-의 상관관계)이 있다. 성장기회 변수인 Tobin- $q(Q)$ 는 고정자산투자 비율(I/K)과 1% 수준에서 유의한 음(-의 상관관계)이 있고, 부채조달변수인 장기부채변화 비율($\Delta LD/K$)은 1% 수준에서 유의한 양(+의 상관관계)이 있으며, 자기자본조달변수인 순주식발행변화 비율($\Delta NE/K$)은 1% 수준에서 유의한 양(+의 상관관계)이 있다.

그리고 독립변수들 간에는 유의한 상관관계가 있는 경우와 없는 경우가 혼재되어 있으나, 전자의 경우에도 상관계수가 0.500을 초과하지 않고, 관측수가 충분하다. 또한, 본 연구의 독립변수에 대하여 다중공선성 여부를 검정하기 위하여 분산팽창계수(variance inflation factor : VIF)를 측정한 결과, 각 변수의 VIF 값이 통계학적으로 허용되는 범위 내에 분포하였다. 따라서 본 연구에서는 재무변수를 사용한 회귀분석에서 자주 발생하는 다중공선성 문제는 우려되지 않는다고 할 수 있다.

<표 4> 상관관계 분석

고정자산투자 비율, 잉여현금흐름 비율, 운전자본투자 비율, Tobin-q, 장기부채변화 비율, 순주식발행변화 비율 등 기업특성변수들 간의 상관관계를 분석하였다. **, *는 각각 1%, 5% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

구 분	I/K	FCF/K	$\Delta WC/K$	Q	$\Delta LD/K$	$\Delta NE/K$
I/K	1					
FCF/K	0.018*	1				
$\Delta WC/K$	-0.197**	0.053**	1			
Q	-0.051**	-0.012	-0.055**	1		
$\Delta LD/K$	0.279**	0.017	0.474**	-0.008	1	
$\Delta NE/K$	0.202**	0.018	0.268**	0.061**	-0.023*	1

2. 현금흐름이 고정자산투자와 운전자본투자에 미치는 영향

본 절에서는 기본적인 투자모형을 이용하여 현금흐름이 고정자산투자와 운전자본투자에 미치는 영향을 비교분석하고자 한다. 선행연구에 따르면, 현금흐름은 고정자산투자와 운전자본투자에 모두 유의한 양(+의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

<표 5>는 전체표본을 대상으로 현금흐름이 고정자산투자와 운전자본투자에 미치는 영향을 고정효과모형으로 분석한 결과를 나타낸다. 먼저, 현금흐름 변수인 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)과 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)에 모두 1% 수준에서 유의한 양(+의 영향을 미치며, 회귀계수는 전자가 후자보다 훨씬 크다. 그리고 통제변수인 Tobin-q(Q)는 고정자산투자 비율(I/K)과 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)에 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 회귀계수는 전자가 후자보다 훨씬 크다. 따라서 현금흐름 변수인 잉여현금흐름은 운전자본투자보다 고정자산투자에 더 큰 영향을 미치지만, 운전자본투자에도 유의한 양(+의 영향을 미친다고 할 수 있다.

<표 5> 현금흐름이 고정자산투자와 운전자본투자에 미치는 영향

전체표본을 대상으로 현금흐름이 고정자산투자와 운전자본투자에 미치는 영향을 라그랑지 승수 검정, 하우스만 검정과 같은 통계적 절차를 거쳐 고정효과모형으로 분석하였다. 종속변수는 고정자산투자 비율과 운전자본투자 비율이고, 독립변수는 잉여현금흐름 비율과 Tobin-q이다. 괄호 안은 t값을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

구 분	고정자산투자	운전자본투자
상 수	0.444*** (72.53)	0.083*** (17.43)
<i>FCF/K</i>	0.142*** (9.87)	0.073*** (6.57)
<i>Q</i>	-0.467*** (-163.49)	-0.071*** (-32.27)
관측수(n)	11,462	11,462
그룹수(g)	521	521
<i>R</i> ² - <i>Within</i>	0.8705	0.2149
<i>R</i> ² - <i>Between</i>	0.6695	0.1726
<i>R</i> ² - <i>overall</i>	0.8373	0.1950
<i>Wald-test</i> (<i>F-value</i>)	13465.96***	548.39***
<i>Hausman-test</i>	23240.40***	274.04***

3. 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과 분석

본 절에서는 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고정효과모형으로 회귀분석한다. Fazzari et al.(1988), Fazzari and Petersen(1993) 등의 방법론에 따라, 배당지급 수준에 따라 저배당기업과 고배당기업으로 구분하고, Faulkender et al.(2008)의 방법론에 따라, 자본시장 접근성에 따라 비접근기업과 접근기업으로 구분한다. 그리고 외부금융의 2가지 원천에 속하는 부채조달과 자기자본조달을 모두 통제하더라도 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 존재하는가를 분석한다.

<표 6>은 배당지급 수준에 따른 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고정효과모형으로 분석한 결과를 나타낸다. 본 연구에서는 Fazzari et al.(1988), Devereux and Schiantarelli(1989), Fazzari and Petersen(1993), 김주성(1998) 등의 방법론에 따라 배당지급 수준에 따라 재무적 제약 정도를 측정한다. 표본기업의 배당성향에 관한 1986년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 22년 동안의 패널 자료를 사용하여 평균 배당성향을 구한 다음, 그 값이 25% 이하인 기업을 저배당기업으로 분류하고, 45% 이상인 기업을 고배당기업으로 분류한다.⁴⁾

<표 6> 배당지급 수준에 따른 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과 분석

저배당기업과 고배당기업 표본을 대상으로 현금흐름이 고정자산투자와 운전자본투자에 미치는 영향을 고정효과모형으로 분석하였다. 종속변수는 고정자산투자 비율이고, 독립변수는 잉여현금흐름 비율, 운전자본투자 비율, Tobin-q, 장기부채변화 비율 및 순주식발행변화 비율이다. 괄호 안은 t값을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

구 분	저배당기업표본		고배당기업표본	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상 수	-0.016 (-1.34)	-0.002 (-0.25)	0.472*** (37.56)	0.003 (0.36)
FCF/K	0.054** (1.99)	0.067*** (2.86)	0.109*** (4.90)	0.081** (2.14)
$\Delta WC/K$	-0.112** (-2.31)	-0.207*** (-10.58)	-0.024 (-0.67)	-0.107* (-1.69)
Q	0.044*** (3.57)	0.033*** (2.89)	-0.456*** (-97.34)	-0.020*** (-3.84)
$\Delta LD/K$		0.366*** (8.90)		0.069*** (7.02)
$\Delta NE/K$		0.164*** (6.17)		0.385*** (87.60)
관측수(n)	2,310	2,310	4,541	4,541
그룹수(g)	105	105	206	206
$R^2 - Within$	0.1198	0.1392	0.9046	0.9761
$R^2 - Between$	0.1558	0.2352	0.7304	0.9836
$R^2 - overall$	0.1337	0.1492	0.8762	0.9770
Wald-test (F-value)	35.24***	125.11***	5107.12***	13152.68***
Hausman-test	121.73***	114.21**	376.32***	576.13***

먼저, 저배당기업에 대한 [모형 I]의 분석 결과를 보면, 현금흐름 변수인 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)에 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 스무딩효과를 나타내는 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)은 5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 따라서 재무적 제약을 받는 저배당기업은 운전자본을 축소함으로써 음(-)의 현금흐름 충격이 고정자산투자에 미치는 영향을 스무딩할 수 있음을 의미한다. 그리고 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)의 회귀계수가 음(-)의 값으로 나왔다는 것은 저배당기업이 사용가능한 자금의 풀 안에서 운전자본투자와 고정자산투자가 서로

4) 강건성 검정의 차원에서, 평균 배당성향의 상하 범위를 20%이하/50%이상, 30%이하/40%이상 등으로 재분류하여 분석하였으나, 그 결과는 유사하게 나왔다.

경합을 벌인 결과, 다른 조건이 동일할 경우에, 운전자본투자를 감소시키고 고정자산투자를 증가시킨다는 의미가 된다.

그리고 [모형 II]의 분석 결과는 [모형 I]의 결과와 일치한다. 다만, 기존의 통제변수인 Tobin-q(Q) 외에 새로운 통제변수로 추가된 부채조달변수인 장기부채변화 비율($\Delta LD/K$)과 자기자본조달변수인 순주식발행변화 비율($\Delta NE/K$)은 고정자산투자 비율(I/K)에 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 이는 장기부채를 통한 부채조달이 증가하거나 순주식발행을 통한 자기자본조달이 증가하면 고정자산투자가 증가할 수 있음을 의미한다. 그러나 더 중요한 것은 [모형 II]에서 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 스무딩효과를 나타내는 운전자본변화 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다는 사실이다. 다시 말해, 고정자산투자에 영향을 미칠 수 있는 새로운 통제변수를 추가하더라도 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 여전히 존재한다는 것이다. 또한, 저배당기업과 고배당기업 표본을 서로 비교해보면, 전자에서 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다. 따라서 재무적 제약을 받는 저배당기업은 고배당기업보다 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 더 크다고 할 수 있다.

<표 7>은 자본시장 접근성에 따른 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고정효과 모형으로 분석한 결과를 나타낸다. 본 연구에서는 Faulkender et al.(2008)의 방법론에 따라, 자본시장 접근성에 따라 재무적 제약 정도를 측정한다. 표본기업의 자본시장 접근성에 관한 1986년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 22년 동안의 패널 자료를 사용하여 신규부채발행 또는 신주발행액이나, 부채상환액 또는 자본감소액이 자산총계의 5% 이상이면 자본시장에 대한 접근성이 좋다고 판단하여 접근기업으로 분류하고, 5% 미만이면 접근성이 없다고 판단하여 비접근기업으로 분류한다.

먼저, 비접근기업 표본에 대한 [모형 I]의 분석 결과를 보면, 현금흐름 변수인 잉여 현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 스무딩효과를 나타내는 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 따라서 재무적 제약을 받는 비접근기업은 운전자본을 축소함으로써 음(-)의 현금흐름 충격이 고정자산투자에 미치는 영향을 스무딩할 수 있음을 의미한다. 그리고 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)의 회귀계수가 음(-)의 값으로 나왔다는 것은 비접근기업이 사용가능한 자금의 풀 안에서 운전자본투자와 고정자산투자가 서로 경합을 벌인 결과, 다른 조건이 동일할 경우에, 운전자본투자를 감소시키고 고정자산투자를 증가시켰다는 의미가 된다.

<표 7> 자본시장 접근성에 따른 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과 분석

자본시장 비접근기업과 접근기업 표본을 대상으로 현금흐름이 고정자산투자와 운전자본투자에 미치는 영향을 고정효과모형으로 분석하였다. 종속변수는 고정자산투자 비율이고, 독립변수는 잉여현금흐름 비율, 운전자본투자 비율, Tobin-q, 장기부채변화 비율 및 순주식발행변화 비율이다. 괄호 안은 t값을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

구분	비접근기업 표본		접근기업 표본	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상수	0.003 (0.64)	0.005 (1.15)	0.488*** (48.44)	0.030*** (3.50)
FCF/K	0.048*** (3.46)	0.052*** (4.25)	0.098*** (5.04)	0.024* (1.77)
$\Delta WC/K$	-0.244*** (-12.63)	-0.604*** (-23.85)	-0.029 (-1.08)	-0.181*** (-8.25)
Q	0.018*** (2.90)	0.013** (2.46)	-0.453*** (-112.15)	-0.032*** (-4.73)
$\Delta LD/K$		0.630*** (19.19)		0.096*** (9.75)
$\Delta NE/K$		0.790*** (3.76)		0.372*** (67.94)
관측수(n)	3,036	3,036	8,426	8,426
그룹수(g)	138	138	383	383
$R^2 - Within$	0.2161	0.3103	0.8832	0.9640
$R^2 - Between$	0.1953	0.2055	0.6670	0.9513
$R^2 - overall$	0.1540	0.1789	0.8504	0.9641
Wald-test (F-value)	158.07***	218.91***	4189.57***	11771.74***
Hausman-test	64.27***	81.75***	115.43***	119.06***

그리고 [모형 II]의 분석 결과는 [모형 I]의 결과와 일치한다. 다만, 기존의 통제변수인 Tobin-q(Q) 외에 새로운 통제변수로 추가된 부채조달변수인 장기부채변화 비율($\Delta LD/K$)과 자기자본조달변수인 순주식발행변화 비율($\Delta NE/K$)은 고정자산투자 비율(I/K)에 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 이는 장기부채를 통한 부채조달이 증가하거나 순주식발행을 통한 자기자본조달이 증가하면 고정자산투자가 증가할 수 있음을 의미한다. 그러나 더 중요한 것은 [모형 II]에서 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 스

무딩효과를 나타내는 운전자본변화 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다는 사실이다. 다시 말해, 고정자산투자에 영향을 미칠 수 있는 새로운 통제 변수를 추가하더라도 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 여전히 존재한다는 것이다. 또한, 비접근기업과 접근기업 표본을 서로 비교해보면, 전자에서 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다. 따라서 재무적 제약을 받는 비접근기업은 접근기업보다 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 더 크다고 할 수 있다.

4. 강건성 검정

본 절에서는 강건성 검정의 차원에서 운전자본과 고정자산투자간의 내생성을 고려하기 위해 2단계 최소자승법(2SLS)을 적용하여 회귀분석을 실시한다. 이러한 강건성 검정을 통해 내생성을 고려하더라도 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 존재하는가를 재확인하고자 한다.

<표 8>은 강건성 검정의 차원에서 내생성을 고려하더라도 배당지급 수준에 따라 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 존재하는가를 2단계 최소자승법(2SLS)으로 분석한 결과를 나타낸다. 먼저, 저배당기업 표본에 대한 [모형 I]의 강건성 검정 결과를 살펴보면, 현금흐름 변수인 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 스무딩효과를 나타내는 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 따라서 내생성을 고려하더라도, 재무적 제약을 받는 저배당기업은 운전자본을 축소함으로써 음(-)의 현금흐름 충격이 고정자산투자에 미치는 영향을 스무딩할 수 있음을 의미한다.

그리고 [모형 II]의 강건성 검정 결과는 [모형 I]의 결과와 일치한다. 내생성을 고려하더라도, 새로운 통제변수로 추가된 장기부채변화 비율($\Delta LD/K$)과 순주식발행 변화 비율($\Delta NE/K$)은 고정자산투자 비율(I/K)에 각각 1%와 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 그리고 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)에 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 스무딩효과를 나타내는 운전자본변화 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 따라서 내생성을 고려하더라도, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 여전히 존재한다고 할 수 있다.

<표 8> 배당지급 수준에 따른 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과 분석

(2SLS에 의한 강건성 검정)

강건성 검정의 차원에서, 내성성을 고려하더라도 배당지급 수준에 따라 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 존재하는가를 2단계 최소자승법(2SLS)으로 분석하였다. 종속변수는 고정자산투자 비율이고, 독립변수는 잉여현금흐름 비율, 운전자본투자 비율, Tobin-q, 장기부채변화 비율 및 순주식발행변화 비율이다. 괄호 안은 Z값을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

구 분	저배당기업표본		고배당기업표본	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상 수	-0.031* (-1.67)	0.021** (2.13)	0.264*** (13.21)	0.091*** (3.87)
<i>FCF/K</i>	0.248*** (2.53)	0.055** (1.99)	0.086* (1.69)	0.015 (0.35)
$\Delta WC/K$	-1.145*** (-16.19)	-0.503*** (-7.42)	-0.022* (-1.73)	-0.269*** (-5.91)
<i>Q</i>	0.039*** (3.17)	0.025*** (3.14)	-0.190*** (-14.55)	-0.001 (-0.11)
$\Delta LD/K$		0.304*** (4.79)		0.623*** (6.62)
$\Delta NE/K$		0.066* (1.81)		0.106** (2.26)
관측수(n)	2,310	2,310	4,541	4,541
<i>Adjusted-R²</i>	13.26%	19.94%	78.29%	86.53%
<i>Wald-test</i> (<i>F-value</i>)	114.34**	153.89***	7879.17***	13212.05***

<표 9>는 강건성 검정의 차원에서 내성성을 고려하더라도 자본시장 접근성에 따라 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과가 존재하는가를 2단계 최소자승법(2SLS)으로 분석한 결과를 나타낸다. 먼저, 비접근기업 표본에 대한 [모형 I]의 강건성 검정 결과를 살펴보면, 현금흐름 변수인 잉여현금흐름 비율(*FCF/K*)은 고정자산투자 비율(*I/K*)에 5% 수준에서 유의한 양(+의 영향을 미치고, 스무딩효과를 나타내는 운전자본투자 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 따라서 내성성을 고려하더라도, 재무적 제약을 받는 저배당기업은 운전자본을 축소함으로써 음(-)의 현금흐름 충격이 고정자산투자에 미치는 영향을 스무딩할 수 있음을 의미한다.

<표 9> 자본시장 접근성에 따른 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과 분석

(2SLS에 의한 강건성 검정)

강건성 검정의 차원에서, 내생성을 고려하더라도 자본시장 접근성에 따라 운전자본의 고정자산투자 스무딩 효과가 존재하는가를 2단계 최소자승법(2SLS)으로 분석하였다. 종속변수는 고정자산투자 비율이고, 독립변수는 잉여현금흐름 비율, 운전자본투자 비율, Tobin-q, 장기부채변화 비율 및 순주식발행변화 비율이다. 괄호 안은 Z값을 나타내고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

구 분	비접근기업표본		접근기업표본	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상 수	-0.006 (-0.78)	0.007 (1.07)	0.455*** (42.70)	0.137*** (5.67)
FCF/K	0.032** (2.17)	0.077*** (2.57)	0.061* (1.83)	0.035 (0.85)
$\Delta WC/K$	-0.161*** (-7.78)	-0.563*** (-8.87)	-0.029 (-1.08)	-0.233*** (-3.51)
Q	0.010* (1.70)	0.018 (1.00)	-0.452*** (-112.01)	-0.028** (-21.19)
$\Delta LD/K$		0.788*** (5.38)		0.653*** (7.80)
$\Delta NE/K$		1.501*** (2.77)		0.947** (1.97)
관측수(n)	2,310	2,310	4,541	4,541
Adjusted- R^2	18.76%	24.36%	85.21%	77.63%
Wald-test (F-value)	79.43***	112.80***	15605.12***	11621.46***

그리고 [모형 II]의 강건성 검정 결과는 [모형 I]의 결과와 일치한다. 내생성을 고려하더라도, 새로운 통제변수로 추가된 장기부채변화 비율($\Delta LD/K$)과 순주식발행변화 비율($\Delta NE/K$)은 고정자산투자 비율(I/K)에 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 그리고 잉여현금흐름 비율(FCF/K)은 고정자산투자 비율(I/K)에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 스무딩효과를 나타내는 운전자본변화 비율($\Delta WC/K$)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미친다. 따라서 내생성을 고려하더라도, 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 여전히 존재한다고 할 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 1986년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 실증분석 하

였으며, 주요한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 전통적인 투자모형에서 투자수요에 대한 대응변수인 현금흐름은 고정자산투자 뿐만 아니라 운전자본투자에도 유의한 양(+)¹의 영향을 미친다.

둘째, 재무적 제약기업은 운전자본을 이용하여 고정자산투자를 스무딩할 수 있다. 외부에서 음(-)의 현금흐름 충격이 발생하면, 운전자본의 감소를 통해 고정자산투자를 스무딩하고, 양(+)²의 현금흐름 충격이 발생하면, 운전자본의 증가를 통해 잉여현금흐름을 보관한다. 따라서 재무적 제약기업의 경우에, 운전자본은 고정자산투자에 유의한 음(-)의 영향을 미치며, 재무적 제약이 클수록 음(-)의 영향력은 더 커진다.

셋째, 재무적 제약 정도는 배당지급 수준과 자본시장 접근성을 기준으로 측정할 수 있다. 저배당기업은 고배당기업보다 재무적 제약이 크며, 자본시장 비접근 기업은 접근 기업보다 재무적 제약이 크다.

넷째, 운전자본과 고정자산투자간의 내생성을 고려하더라도 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 여전히 존재한다. 따라서 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 통계적으로나 경제적으로 중요한 의미를 갖는다고 할 수 있다.

결론적으로, 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장된 기업들은 비대칭정보 하에서 재무적 제약을 받을 경우에, 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 스무딩한다고 할 수 있다. 특히, 배당지급이 적은 저배당기업이나 자본시장에 접근이 용이하지 않은 비접근기업은 재무적 제약이 더 많기 때문에, 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 스무딩 할 가능성이 많다. 따라서 기업 경영자들은 이러한 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과를 고려하여 운전자본관리를 실천함으로써 기업가치를 극대화시킬 수 있다고 생각한다.

그러나 본 연구는 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장된 기업만을 대상으로 하고, 엄격한 표본추출 기준에 적합한 기업에 한정하여 분석하였으므로, 분석 결과에 대한 해석을 일반화하는 데는 많은 한계가 있다. 또한 본 연구는 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과에 관한 초기 단계의 연구에 불과하므로, 앞으로 보다 정밀한 연구를 위해서는 표본기업을 더욱 확대하고 변수와 분석기법을 다양화 할 필요가 있다고 생각한다.

참 고 문 헌

- 김주성, “자금조달제약이 고정자산투자에 미치는 영향 분석 : 조정비용을 중심으로”, *경제학연구*, 제27권 제3호, 1998, 687-708.
- 남주하, 오상봉, “오일러방정식을 이용한 투자의 유동성 제약 검증”, *경제학연구*, 제50집 제3호, 2002, 207-228.
- 남주하, 봉재연, “운전자본과 투자의 유동성 제약 : 패널 GMM분석”, *국제경제연구*, 제8권 제3호, 2002, 147-176.
- 신동령, “정보불균형이 한국기업의 투자지출에 미치는 영향에 관한 연구”, *재무연구*5, 1992, 77-100.
- 신민식, 김수은, “자본시장 접근성과 재무적 제약이 자본구조의 조정속도에 미치는 영향”, *경영교육논총*, 50, 2008, 93-111.
- 이병기, “한국기업의 투자행태 : 주거래은행과 소유구조의 영향분석”, *한국경제연구보고서*, 2000, 13-186.
- 윤봉환, “기업투자의 재무적 결정요인에 관한 연구”, *재무연구*, 제7권 제1호, 1994, 57-80.
- 최종범, 서정원, “세계 각국의 배당정책 결정요인 검증”, *증권학회지*, 34, 2005, 69-109.
- Basman, R. L., “A Generalized Classical Method of Linear Estimation of Coefficients in a Structural Equation,” *Econometrica*, 25, (1957), 77-83.
- Bernstein, J. I. and M. I. Nadiri, “Rates of Return on Physical and R&D Capital and Structure of the Productions Process : Cross Section and Time Series Evidence,” In B. Raj, ed., *Advances in Econometrics and Modelling*. Dordrecht, Netherlands : Kluwer Academic Publishers, (1989).
- Blundell, R. S., Bond, M. Devereux, and F. Schiantarelli, “Investment and Tobin q,” *Journal of Econometrics*, 51, (1992), 233-257.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan, “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics,” *Review of Economic Studies*, 47, (1980), 239-253.
- Chamberlain, G. and Z. Griliches, Panel data, in Z. Griliches and M. Intrilligator, eds. *Handbook of Econometrics*, 2, (1984).
- Chirinko, R. S. and S. M. Fazzari, “Economic Fluctuations, Market Power, and

- Returns to Scale : Evidence From Micro Data,” *Working Paper*, (1992).
- Devereux, M. and F. Schiantarelli, “Investment, Financial Factors and Cash Flow : Evidence from UK Panel Data,” *NBER Working Paper*, (1989).
- Devereux, M. and F. Schiantarelli, “Investment, Financial Factors and Cash Flow : Evidence from U.K. Panel Data,” In R.G. Hubbard, ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*. Chicago : University of Chicago Press, (1990).
- Dewing, A. S., *The Financial Policy of Corporations*, 4th ed. New York : The Ronald Press Company, (1941).
- Eisner, R. and R. H. Strotz, “The Determinants of Business Investment,” In the Commission on Money and Credit, *Impacts of Monetary Policy*. Englewood Cliffs, New Jersey : Prentice-Hall, Inc, (1963).
- Fama, E. and K. French, “Disappearing Dividends : Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay?” *Journal of financial Economics*, 60, (2001), 3-43.
- Faulkender, M., M. J. Flannery, K. W. Hankins, and J. Smith, “Are Adjustment Costs Impeding Realization of Target Capital Structure?” Working Paper, (2008).
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen, “Investment, Financing Decisions, and Tax Policy,” *American Economic Review*, (1988), 200-205.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen, “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, (1988), 141-195.
- Fazzari, S. M. and B. C. Petersen, “Working Capital and Fixed Investment : New Evidence on Financing Constraints,” *RAND Journal of Economics*, Autumn, (1993), 328-342.
- Gertler, M., “Financial Structure and Aggregate Economic Activity : An Overview,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, (1988), 559-588.
- Gertler, M. and R. G. Hubbard, “Financial Factors and Business Fluctuations,” In *Financial Market Volatility*, Federal Reserve Bank of Kansas City, (1988).
- Griliches, Z. and J. A. Hausman, “Errors in Variables in Panel Data,” *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 93-118.
- Hayashi, Fumio and Tohru Inoue, “The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods : Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms,” *Econometrica*, 59, (1989), 731-754.

- Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment : Evidence from Japanese Industrial Groups," *The Quarterly Journal of Economics*, (1991), 33-60.
- Levin, R. C., A. K. Klevorick, R. R. Nelson, and S. G. Winter, "Appropriation the Returns from Industrial Research and Development," *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, (1987), 783-820.
- Lucas, R., "Adjustment Costs and the Theory of Supply," *Journal of Political Economy*, 75, (1967), 321-334.
- Meltzer, A. H., "Mercantile Credit, Monetary Policy, and Size of Firms," *Review of Economics and Statistics*, 42, (1960), 429-437.
- Myers, S. C. and N. S. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not," *Journal of Finance*, (1984), 187-221.
- Pindyck, R. S., "Irreversibility, Uncertainty, and Investment," *Journal of Economic Literature*, 29, (1991), 1110-1149.
- Schaller, H., "Asymmetric Information, Liquidity Constraints, and Canadian Investment," *Canadian Journal of Econometrics*, (1993), 552-574.
- Smith, Adam, "An Inquiry into the nature and causes of the Wealth of Nations," New York : The Modern Library, (1776).
- Stiglitz, J. E. and A. Weiss, "Credit Rationing in Markets with Imperfection," *American Economic Review*, 71, (1981), 393-410.
- Summers, L. H., "Taxation and Corporate Investment : A q-Theory Approach," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, (1981), 67-127.
- Theil, H., *Repeated Least-Squares Applied to Complete Equation Systems*, The Central Planning Bureau, Netherlands, (1953).

An Empirical Analysis of Fixed Asset Investment Smoothing Effects of Working Capital

Min-Shik Shin* · Soo-Eun Kim** · Gong-Young Kim***

〈abstract〉

In this paper, we analyse empirically the fixed asset investment smoothing of working capital of firms listed on Korea Securities Market. The main results of this study can be summarized as follows.

Firms will seek to lower long-term cost by smoothing fixed asset investment and maintaining stationary investment with working capital. Working capital is not only an important use of fund, but also a source of liquidity that should be used to smooth fixed asset investment relative to cash flow shocks if firms face financial constraints. Working capital investment is more sensitive than fixed asset investment to cash flow fluctuations. If firms face financial constraints, working capital investment will compete with fixed asset investment for the limited pool of available cash flows. So, fixed asset investment will have negative relationship with working capital investment. However, criticism that the positive correlation between cash flows and fixed asset investment could arise simply because cash flows is proxy variable for investment demand. Finally, controlling for the fixed asset investment smoothing effects of working capital results in a much larger estimate of the long run impact of financial constraints.

Financial constraints is measured by dividend payout ratio and market access level. Fazzari et al. (1988), Fazzari and Petersen (1993), and Faulkender et al. (2008) emphasize that low dividend firms or market inaccessible firms are more likely to face financial constraints, and rarely make use of new equity issuing.

The results from empirical analysis show that financial constraints can be better explained using 'adjustment cost' concept. Specifically, the results show that financial constraints exist and that in order to measure financial constraint effects more succinctly, fixed asset investment smoothing effects with working capital should be considered.

Keywords : Working Capital, Fixed Asset Investment, Financial Constraints, Cash Flows, Smoothing Effects

* Professor, Dept of Business Administration, Kyungpook National University, Daegu, Korea

** Ph. D. Candidate, Dept of Business Administration, Kyungpook National University, Daegu, Korea

*** M. S. Candidate, Dept of Business Administration, Kyungpook National University, Daegu, Korea