

자금조달제약이 고정자산투자에 미치는 영향 분석*

- 조정 비용을 중심으로 -

김주성

한국전자통신연구원 기술경제연구부 선임연구원
(tuskim@mail.etri.re.kr)

.....

자금조달제약이 존재하고 투자에 수반되는 조정비용이 높은 경우 기업은 운전자본을 이용한 고정자산투자의 스무딩(smoothing)을 통해 안정적 투자를 유지함으로써 장기비용을 낮추고자 할 것이다. 즉, 자금조달제약이 존재하는 경우 기업의 운전자본투자는 한정된 사용가능한 자금의 풀(pool)안에서 고정자산투자과 경합을 하게될 것이므로 고정자산투자와는 음(-)의 상관관계를 갖게 될 것이다. 따라서 '조정비용' 개념을 도입한 자금조달제약의 존재에 대한 검정이 가능하게 된다. 본 논문에서는 또한 자산특성에 따라 조정비용이 달라지는 점을 고려하여 고정자산투자에 비해 조정비용이 낮은 판매촉진투자를 분석대상으로 추가하였다. 판매촉진투자의 경우 조정비용이 낮기 때문에 운전자본을 이용한 투자스무딩효과는 고정자산투자에 비해 낮을 것으로 볼 수 있다. 아울러 조정비용이 높은 경우 기업은 자금조달에 소요되는 비용이 높은 외부자금을 간헐적으로 조달하여 운전자본의 형태로 보관해두고 투자지출시 사용하고자 하는 속성을 갖는다는 저장효과(bunching effect)에 대해서도 실증분석을 하였다.

분석결과는 기업의 투자에 소요되는 '조정비용' 개념을 이용할 때 자금조달제약효과가 보다 분명하게 설명될 수 있음을 보여주었다. 즉, 국내 상장제조업체의 고정자산투자에 있어서 자금조달제약이 존재하며, 자금조달제약효과를 정확하게 파악하기 위해서는 운전자본에 의한 투자스무딩효과를 반드시 고려하여야 한다는 것을 보여주었다.

.....

I. 서 론

최근 들어 정보불균형(information asymmetry) 등 자본시장 불완전요인의 존재를 고려한 일련의 연구는 기업의 실물투자가 재무적 요인에 의해 영향을 받게됨을 보여주고 있다. 특히 이들 연구는 정보불균형에 의해 기업 내부자가 투자안에 대해 외부자가 갖지 못하는 사적 정보를 갖는다면 기업은 자금조달에 있어서 제약을 받게된다는 것을 보여주었다.

예를 들어 Stiglitz & Weiss(1981)는 대출시장에 있어서의 불균형정보가 대출자에 의한 신용할당(credit rationing)을 야기시킬 수 있음을 보였다.

또한 Myers & Majluf(1984)는 정보불균형이 존재하는 경우 외부 자기자본시장에 있어서 기업의 신주발행이 제약을 받거나 비록 신주를 발행할 수 있다 하더라도 할인발행을 하여야만 하는 자기자본 할당(equity rationing)이 발생함을 보였다.

이렇게 정보불균형에 의해 외부자금이 할당되거나 프리미엄부로만 사용 가능할 때에는 외부자금이 내부자금의 완전한 대체재가 되지 못하며, 외부자금의 조달비용이 내부자금의 기회비용보다 높아지게 된다. 내부자금과 외부자금간에 비용격차가 존재하는 경우 기업은 투자자금 조달시 외부자금보다는 내부자금을 선호하게 되며, 이에 따라 정보불균형하에서 기업의 투자지출은 내부현금흐름에 의해

영향을 받게 된다. 즉, 정보불균형에 따른 자본시장의 불완전성으로 인해 외부로부터의 자금조달에 제약이 발생되기 때문에 기업의 투자지출은 완전자본시장하에 비해 내부현금흐름에 대해 과도하게 민감(excessively sensitive)하게 된다.

자금조달제약(financing constraints)은 외부자금의 비용이 내부자금에 비해 높거나 또는 외부자금의 이용가능성이 제한됨에 따라 내부자금을 활용할 수 있었으면 기업이 선택했을 양호한 투자안의 추진이 제약되는 상태를 말한다. 다시 말해 내부자금과 외부자금간에 비용상 격차가 존재함에 따라 기업투자가 내부자금의 규모에 의해 영향을 받게되는 상태를 말한다.

자금조달제약의 존재에 대한 대부분의 기존 실증연구는 기업투자와 내부현금흐름간에 과도한 민감도가 존재하는지 여부에 초점을 두어왔다. 특히 Fazzari, Hubbard & Petersen(이하 FHP, 1988)은 배당성향을 개별기업이 직면하는 정보불균형에 대한 사전적 기준으로 보고 이에따라 기업군을 구분한 다음 고정자산투자의 현금흐름에 대한 민감도에 있어서 기업군간 차이를 분석함으로써 자금조달제약효과를 분석하였다. 일반적으로 정보가 많이 알려진 성숙단계의 기업은 고배당을 지급하며, 정보가 제약되어 있는 성장단계의 기업은 저배당을 실시할 것이므로 저배당기업의 투자가 고배당에 비해 내부현금흐름에 대해 더 민감하게 될 것으로 볼 수 있을 것이다. 이러한 접근법은 자금조달제약에 대한 기업간 이질성(firm heterogeneity)을 사전적으로 전제하여 기업군을 구분하였다는 점

에서 분할표본접근법(split-sample approach)으로 불리는데 그 이후의 자금조달제약 관련 실증연구에 대한 하나의 전형이 되어왔다.¹⁾

그러나 지금까지 Fazzari & Petersen(이하 FP, 1993)의 연구를 제외한 대부분의 실증연구는 투자결정시에 중요한 고려요인이 되는 조정비용(adjustment cost)을 고려하지 않았다. 즉, 고정자산의 획득 및 설치에 소요되는 비용인 조정비용이 높은 경우 기업은 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 스무딩(smoothing)함으로써 안정적 투자를 유지하여 장기적 비용을 낮추고자 할 것이라는 측면을 고려하지 않았다. 이에 따라 기존 실증연구에서 고정자산투자의 현금흐름에 대한 민감도로 측정되는 자금조달제약효과는 기업이 운전자본을 사용하여 고정자산투자를 최적으로 스무딩한 후의 현금흐름총액의 평균단기효과만을 나타내고 있기 때문에 진정한 자금조달제약효과를 과소추정하게 된다는 문제점을 갖고 있다.

하지만 FP(1993)의 연구 또한 기업이 직면하는 자금조달제약의 강도에 따라 투자스무딩에 있어서도 차이가 있을 수 있다는 점을 간과하였다. 뿐만 아니라 고정자산투자만을 분석대상으로 하였기 때문에 조정비용에 있어서 고정자산투자와 차이가 있는 판매촉진투자 또는 연구개발투자와의 비교를 통한 분석이 보다 설득력 있는 연구결과를 제시해 줄 수 있다는 점을 고려하지 않았다

본 논문에서는 운전자본을 이용한 고정자산 투자스무딩을 고려하여 자본시장 불완전성요인에 의해 발생하는 자금조달제약효과를 분석하였다. 또한 자

1) 그밖의 대표적인 실증연구로는 일본기업을 대상으로 재벌그룹 소속여부를 기업군 분류기준으로 사용한 Hoshi, Kashap 및 Scharfstein의 연구(1991), 영국기업을 대상으로 기업규모 및 설립기간, 성장부문 포함여부 등을 기업군 분류기준으로 사용한 Devereux & Schiantarelli의 연구(1989), 캐나다기업을 대상으로 기업의 성숙도, 소유지분집중도, 보유자산의 담보활용가능성 등을 기업군 분류기준으로 사용한 Schaller의 연구(1993) 등이 있다.

산유형에 따라 조정비용이 달라지는 점을 고려하기 위해 고정자산투자에 비해 조정비용이 낮은 판매촉진투자를 분석대상으로 추가하였다. 판매촉진투자의 경우 조정비용이 낮기 때문에 운전자본을 이용한 투자스무딩효과는 고정자산투자에 비해 낮을 것으로 볼 수 있다. 아울러 조정비용이 높은 경우 기업은 조달시 소요되는 비용이 높은 외부자금을 간헐적으로 조달하여 운전자본의 형태로 보관해두고 투자지출시 사용하고자 하는 속성을 갖는다는 저장효과(bunching effect)에 대해서도 분석을 하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 기존연구를 중심으로 하여 자금조달제약이 발생하는 이유와 조정비용을 고려한 자금조달제약효과에 대한 실증연구결과를 검토하였다. 제Ⅲ장에서는 5개의 연구가설을 설정하였으며, 제Ⅳ장에서는 실증분석을 위해 사용된 분석모형 및 분석방법에 대해 설명하였다. 제Ⅴ장에서는 데이터의 기술적 통계 및 분석결과를 제시하였으며, 마지막으로 제Ⅵ장에서 결론을 제시하였다.

II. 기존 연구의 검토

FHP(1988)에 의해 제시된 자금조달제약모형은 정보불균형 등에 의해 신용할당과 자기자본할당이 발생되며, 이에 따라 내부자금에 대한 비용이 외부자금에 대한 비용보다 낮아지기 때문에 기업이 투자자금 조달시 외부자금 보다는 내부자금을 선호하게 된다는 측면을 강조하고 있다. 이때 기업의 투자수준은 자본비용이 아닌 내부자금의 가용성에 의해 결정되게 되며, 기업의 투자결정은 완전정보하에 비해 현재 내부현금흐름에 과도하게 민감하게

된다.

이하에서는 자금조달제약모형과 관련하여 외부자금조달을 신주발행의 경우와 부채조달의 경우로 나누어 이들 외부자금조달이 내부자금조달에 비해 불리하게 되는 이유에 대해 간략히 살펴보기로 한다.

Myers & Majluf(1984)에 의하면 기업의 경영자는 기존자산 및 신규투자안으로부터의 수익에 대해 완전한 정보를 가지고 있는 반면, 외부투자자들은 개별 기업의 질을 구분할 수 없으며 단지 기업 전체를 평균에 의하여 평가할 수 있을 뿐이다. 따라서 신규투자자들은 상대적으로 양호한 기업의 신주를 구입하면서도 부실기업의 신주에 투자함에 따라 발생할 수 있는 손실을 보충하기 위하여 일정 비율의 프리미엄을 암묵적으로 요구하게 된다. 이러한 프리미엄은 상대적으로 양호한 기업의 경영자들이 직면하는 신주발행의 비용을 기존 주주들을 통한 내부자금의 기회비용보다 더 높게 인상되도록 한다. 이에 따라 경영자는 신주발행을 통한 외부자금조달을 기피하게 되므로 외부 자기자본할당이 발생된다.

부채시장에서의 불균형정보는 앞서서의 신주발행의 경우에서 설명한 것과 유사한 왜곡을 가져온다. Stiglitz & Weiss(1981)는 대출시장에서의 불균형정보가 신규부채의 비용 증가 혹은 나아가 신용할당(credit rationing) 등을 가져올 수 있음을 보였다. 대출자가 양호한 기업과 불량한 기업을 구분하지 못함에 따라 요구하게 되는 부실기업 프리미엄(lemons premium)에 의해 대출이자율은 높아지게 된다. 이렇게 상승된 대출이자율은 상대적으로 양호한 기업부터 먼저 대출시장을 이탈하게 하거나, 기업으로 하여금 보다 위험한 투자안을 선택하도록 유도하게 된다. 이때 대출자는 대출위험을 줄이기 위해 신용할당을 하게 된다는 것이다.

한편 장기부채는 Jensen & Meckling(1976)이 제시한 바와 같이 대리인문제를 발생시킨다. 부채비율이 높을수록 주주의 이해에 따라 행동하려는 경영자의 유인(incentive)은 채권자의 이해와 더욱 더 분리되게 된다. 즉, 경영자는 투자수익이 부채의 원금과 이자를 총당하지 못하는 경우 순현재가치가 양(+)이라 하더라도 포기하거나(과소투자 유인), 회사에 대해 유한책임만을 지기 때문에 위험이 높은 투자안에 투자함으로써 채권자의 부를 감소시켜 주주의 지분을 증대시키려는 유인(위험 선호유인)을 갖는다. 합리적 채권자는 주주와의 사이에 존재하는 이해의 갈등을 감지하고 있기 때문에 경영자 행위의 제약, 특히 사채조항(bond covenants)을 통한 신규부채 발행의 제약 등을 요구하게 된다. 이러한 채권자의 행위는 경영자에 의한 기회주의의 가능성이 있을 때 계약문제에 대한 차선의 해결책이 될 수는 있다. 하지만 해결에 소요되는 비용(deadweight cost)을 발생시킬 뿐 아니라 재무활동상의 융통성을 감소시키기 때문에 경영진의 투자기회 선택을 제약하며, 특히 내부자금이 부족할 경우 투자를 위한 자금조달을 제약하는 결과를 가져오게 된다.

이제 조정비용을 고려한 자금조달계약효과에 대한 FP(1993)의 실증연구결과에 대해 살펴보기로 한다. 먼저 자금조달계약효과에 대한 가장 전형적인 실증연구라 할 수 있는 FHP(1988)의 연구결과에 대해 간략히 살펴보기로 한다.

FHP(1988)는 일반적으로 정보가 많이 알려진 성숙단계의 기업은 고배당을 지급하며, 정보가 제약되어 있는 성장단계의 기업은 저배당을 실시할

것이므로 저배당기업에 있어서 투자의 내부현금흐름에 대한 민감도는 고배당기업에 비해 더 높을 것이라고 보았다.

자금조달계약이 존재하지 않는다면 내부자금과 외부자금은 완전대체제가 될 수 있다. 이 경우 기업은 내부자금이 변동할 때 외부자금을 조달하여 투자를 스무딩시킬 수 있게되므로 기업의 내부자금은 기업의 투자에 대해 거의 설명력을 가질 수 없을 것이다. 그러나 자본시장에 있어서의 정보불균형문제가 투자에 대한 자금조달계약을 유발한다면 정보불균형으로 인한 문제는 대부분의 이익을 유보하는 다시 말해 저배당을 실시하는 기업군에서 가장 심각하게 나타나게 된다는 것이다.

분석대상 기업군의 분류는 1969년에서 1984년 간에 적어도 10년간 평균배당성향이 10% 미만인 기업, 적어도 10년간 평균배당성향이 10 ~ 20%인 기업, 기타기업의 3개 군(class)으로 구분하였다. 각 군에 속한 기업의 수는 각각 49개, 30개, 334개였다.

투자기회 통제변수로 Tobin q를 사용한 분석결과는 투자지출의 현금흐름에 대한 민감도를 나타내는 현금흐름 회귀계수가 저배당을 지급하는 성장단계기업군의 경우에는 0.461으로 나타난 반면, 고배당을 지급하는 성숙단계기업군에 있어서는 0.230로 나타나 기업군간에 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다.²⁾ 매출가속도 투자수요모형을 사용한 경우에도 매출변수가 모형에 추가됨에 따라 현금흐름 회귀계수는 감소하였지만 기업군간에 있어서 현금흐름이 투자에 미치는 민감도의 차이는 달라지지 않았다. 이러한 분석결과는 현실적

2) FHP(1988)가 사용한 축약형 투자방정식(reduced-form investment equation)의 일반적 형태는 다음과 같다.

$$(I/K)_t = f(X/K)_t + g(CF/K)_t + u_t$$

여기서 I 는 고정자산투자, K 는 期初의 고정자산스탁, X 는 투자기회에 대한 통제변수, CF 는 현금흐름을 각각 나타낸다.

으로 정보불균형 등의 요인에 의해 자금조달제약이 존재함을 보여주었다.

한편 FP(1993)는 자금조달제약을 받는 기업일 지라도 운전자본을 조정함으로써 고정자산투자에 대한 현금흐름의 영향을 상쇄할 수 있다고 보았다. 사실 FHP(1988)과 같은 축약형모형(reduced-form model)을 사용하는 접근방법에 대한 주된 비판은 현금흐름이 Tobin q나 매출변동과 같은 투자기회 통제변수가 완전히 통제하지 못하는 미래의 투자수익성을 반영하기 때문에 양(+)의 회귀계수를 갖게된다는 점이었다. 다시 말해 고정자산투자의 현금흐름에 대한 민감도로서 측정되는 자금조달 제약효과가 과장되게 나타날 수 있다는 것이었다.

만약 이러한 비판이 옳다면 운전자본의 변동은 수요 및 현금흐름의 변동과 양(+)의 상관관계를 갖기 때문에 고정자산투자 투자회귀식내에서 양(+)의 회귀계수를 갖게될 것이다. 왜냐하면 고정자산투자는 수요규모 또는 수익성과 밀접한 상관관계를 갖기 때문이다. 그러나 기업이 자금조달제약에 직면하는 경우 운전자본투자는 사용가능한 자금의 풀(pool)안에서 고정자산투자와 경합을 하게될 것이며, 운전자본은 고정자산 투자회귀식내에 내생변수로 포함될 때 오히려 음(-)의 계수를 갖게될 것이다. FP(1993)는 축약형모형을 이용한 대부분의 실증연구에 있어서 현금흐름 회귀계수는 기업이 운전자본을 사용하여 투자를 최적으로 스무딩한 후의 현금흐름총격의 평균단기효과만을 나타내고 있기 때문에 투자에 대한 자금조달제약의 영향을 오히려 과소추정하고 있다고 주장하였다.

FP(1993)는 현금흐름에 대한 고정자산투자의 전통적 투자회귀식에 운전자본을 통제변수(control variable)로 포함한 회귀식을 사용하여 분석하였다. 분석데이터는 1970년에서 1979년간의 Value Line의 제조업체 자료를 이용하였으며, FHP(1988)와 마찬가지로 기업군을 배당성향에 따라 고배당기업군과 저배당기업군으로 구분하였다. 예측과 일치되게 분석결과는 운전자본변동과 관련된 회귀계수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타냈으며(고배당기업군은 -0.180, 저배당기업군은 -0.430), 현금흐름 회귀계수는 전통적 투자수요 회귀식의 경우에 비해 거의 2배 정도(0.382 → 0.743) 증가한 것으로 나타났다.

III. 연구가설의 설정

일반적으로 고정자산의 투자수준 변경에는 높은 조정비용(adjustment cost)이 소요된다.³⁾ 따라서 기업은 비용 최소화를 위해 다른 조건이 동일한 한 안정된 고정자산 투자경로를 유지하려 하게된다. 하지만 자금조달제약은 기업이 외부자금을 이용하여 내부현금흐름의 변동을 상쇄하는 것을 제약하게 된다. 따라서 자금조달제약을 받는 기업은 운전자본을 조정함으로써 고정자산투자에 대한 내부현금흐름의 영향을 상쇄하려 하게될 것이다.

FP(1993)에 의하면 기업이 투자스무딩을 하는 이유는 다음과 같다.

3) 모든 유형의 투자에는 조정비용이 수반되게 되는데, 투자자산의 특성에 따라 조정비용의 크기는 달라진다. 조정비용은 일반적으로 외부조정비용과 내부조정비용으로 구분될 수 있는데 외부조정비용은 자본재에 대한 공급곡선이 상향기울기를 갖기 때문에 발생되며, 내부조정비용은 새로운 자본재의 설치 및 근로자의 재교육에 따라 기존 생산공정에 가해지는 손상에 의해 상실된 산출 및 신규 자본재 설치에 따라 소요되는 추가 노동력 등에 대한 비용으로부터 발생된다. 본 논문의 투자수요모형에서 중요시되는 조정비용은 후자인 내부조정비용이다.

첫째, 투자가 증가함에 따라 자본의 획득 및 설비에 소요되는 한계조정비용이 증가하기 때문이다. 한계조정비용이 증가함에 따라 기업은 특정 장기자본 축적경로를 따라 장기간에 걸쳐 안정적인 투자를 유지함으로써 장기비용을 줄이고자 할 것이다.

둘째, 기업이 투자안을 저장하거나 연기하는 데는 비용이 소요되기 때문이다. 예를 들어 고성장산업에 있어서 기업이 혁신기회를 적시에 수용하지 못하면 짧은 제품수명주기, 전유성(appropriability) 문제, 초기진입자의 이점 등에 의해 쇠퇴의 길을 걷게 될 것이다. 또한 현금흐름 변동에 따라 투자지출을 변경하는 기업은 현금흐름이 낮은 경우 한계 가치가 높은 투자안을 상실하게 되고, 현금흐름이 높은 경우 상대적으로 한계 가치가 낮은 투자안을 수행하게 될 것이다.

셋째, 실제 측정된 투자지출은 연속적으로 발생된다 할지라도 투자안 자체는 종종 이산적이며 완료에는 상당한 시간이 소요되기 때문이다. 기업이 일시적인 현금흐름 부족 때문에 추진중인 투자안에 대한 지출을 축소한다면 많은 조정비용이 발생될 것이다. 따라서 장기적 관점에서 비용을 최소화하기 위해 기업은 투자를 스무딩하게 된다.

이제 운전자본을 이용한 고정자산투자의 스무딩에 대해 살펴보기로 한다. 현금흐름 충격이 음(-)인 경우 기업은 운전자본을 이용해 일시적 현금흐름의 감소를 흡수함으로써 고정자산투자의 축소로 인한 조정비용 및 손실을 줄이려 할 것이다. 즉, 기업은 운전자본을 이용해 기업의 단기적 자금조달 제약을 완화하고자 할 것이다. 반면 현금흐름 충격이 양(+)인 경우에는 고정자산투자를 비례하여 늘리지 않고 운전자본 형태로 저장해두고자 할 것이다. 따라서 고정자산투자와 운전자본투자는 장기적으로 음(-)의 상관관계를 갖게 될 것이다.

결국 조정비용을 고려하는 경우 기업이 자금조달 제약에 직면해 있다면 운전자본투자는 한정된 사용 가능한 자금의 풀(pool) 안에서 고정자산투자와 결합을 하게 될 것이다. 따라서 운전자본투자는 고정자산투자와 음(-)의 상관관계를 갖게 될 것이므로 다음과 같은 가설이 설정될 수 있다.

〈 가설1 〉 기업이 자금조달제약에 직면하는 경우 운전자본투자는 고정자산투자와 음(-)의 상관관계를 가질 것이다.

한편 내부자금충격은 재무적으로 제약된 기업과 제약되지 않은 기업간에 상이한 효과를 가져올 수 있다. 먼저 현금흐름충격이 순수한 고정비용의 상승에 의해 발생하는 경우를 고려해 보자. 이 경우 재무적으로 제약되지 않은 기업의 투자는 한계비용이 불변이므로 영향을 받지 않으나, 재무적으로 제약되는 기업은 내부현금흐름이 줄어들기 때문에 고정자산에 대한 투자를 안정적으로 하기 위해 운전자본에 대한 투자를 축소하게 될 것이다. 한편 현금흐름충격이 수요하락에 의해 발생된 경우에는 운전자본과 고정자산의 한계수익이 모두 감소되기 때문에 재무적으로 제약되는 기업과 재무적으로 제약되지 않는 기업 모두 고정자산투자를 축소하게 된다. 따라서 평균적으로 볼 때 현금흐름충격이 발생될 때 고정자산투자에 대한 스무딩을 고려하는 경우 재무적으로 제약되는 기업의 운전자본을 이용한 투자스무딩이 재무적으로 제약되지 않는 기업에 비해 상대적으로 더 활발하게 될 것이다. 이와 같은 논리를 따를 경우 다음과 같은 가설이 설정될 수 있다.

〈 가설2 〉 재무적으로 더 제약되는 기업의 고정자산투자는 재무적으로 보다 적게 제약되

는 기업에 비해 운전자본투자와 더 큰 음(-)의 상관관계를 가질 것이다.

기업이 자금조달제약에 직면하는 상황에서 고정자산투자 뿐만 아니라 운전자본투자를 고려하는 경우 기존 실증연구에서와 같이 운전자본을 이용한 투자스무딩을 고려하지 않은 고정자산투자의 현금흐름에 대한 민감도는 자금조달제약에 대한 전체효과를 과소평가하게 될 것이다. 사실 기업이 현금흐름에 있어서의 변동을 흡수하기 위해 운전자본투자의 조절을 통해 고정자산투자를 일정하게 유지한다면 고정자산 투자회귀식에서의 현금흐름 회귀계수는 극단적으로는 0이 될 수도 있다. 결국 운전자본을 통제변수로 고려하지 않은 기존 실증연구에서 제시된 자금조달제약효과는 기업이 이미 최적 투자스무딩을 한 후의 현금흐름변동의 투자에 대한 영향 즉, 평균단기효과만을 나타낸다고 볼 수 있다.

따라서 투자스무딩에 대해 통제하지 않은 현금흐름 회귀계수는 고정자산투자에 대한 내부자금의 장기적 효과를 과소평가하게 될 것이다. 다시 말해 기업이 운전자본으로 고정자산투자를 스무딩하는 경우 이를 고려하지 않고서 도출된 현금흐름 회귀계수는 기업이 고정자산투자에 대한 자금조달을 위해 내부자금에 의존하는 진정한 크기를 과소평가하게 될 것이다. 따라서 다음과 같은 가설이 설정될 수 있다.

〈 가설3 〉 운전자본을 이용한 고정자산 투자스무딩 효과를 고려하지 않은 경우가 이 효과를 고려한 경우에 비해 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 더 낮을 것이다.

이제 조정비용이 상이한 복수의 투자자산, 예를 들어 실물자산과 무형자산을 고려하는 경우에 있어

서 운전자본을 이용한 투자스무딩효과에 대해 살펴보기로 한다. Chirinko(1993)는 전통적으로 사용되어온 실증적 q투자모형은 기업의 가치가 상이한 조정비용을 갖는 둘 이상의 자본재 투입에 의해 달라질 수 있는 가능성을 인식하는데 실패하였기 때문에 회귀모형 설정(specification)상의 오류를 가질 수 있다고 보았다. 그는 조정비용을 신규 자본재가 설치될 때 기존 생산공정에 가해지는 손상에 의해 야기되는 산출의 손실로 정의하여 새로운 다중자본 q모형(multi-capital q model)을 제시하였다. 그의 분석결과에 의하면 내구성이 높은 자본재에 대한 조정비용은 한계적으로 보다 높으며, 따라서 전통적 q모형에서 암묵적으로 가정한 자산의 동질성가정은 부적절한 것으로 나타났다.

일반적으로 기업의 판매촉진투자는 대부분이 실물투자와 같은 내구성투자가 아니라 광고 및 판매촉진 등 비내구성투자이므로 조정비용은 고정자산투자에 비해 낮다고 볼 수 있다. 운전자본을 이용한 투자스무딩논리를 적용할 때 판매촉진투자는 고정자산투자에 비해 조정비용이 낮으므로 운전자본을 이용한 투자스무딩은 상대적으로 활발하지 않을 것으로 예측할 수 있다. 따라서 판매촉진투자 회귀식에 있어서의 운전자본 회귀계수는 고정자산투자 회귀식의 경우에 비해 음(-)의 절대값이 낮게 나타날 것이다. 이에 따라 다음과 같은 가설이 설정될 수 있다.

〈 가설4 〉 조정비용이 낮은 판매촉진투자는 조정비용이 높은 고정자산투자에 비해 운전자본투자와 더 낮은 음(-)의 상관관계를 가질 것이다.

조정비용과 관련된 마지막 가설은 저장효과(bunching effect)에 관한 것이다. 운전자본투자와 고정

자산투자간의 관계가 지속적으로 음(-)의 관계를 나타내는데는 고정자산투자에 따른 조정비용 뿐만 아니라 신주와 사채의 발행을 통한 자금조달에는 상당한 비용이 소요되기 때문이라고 볼 수도 있다. 즉, 외부자금 조달에 소요되는 비용이 높기 때문에 외부자금을 간헐적으로 조달하여 현금을 운전자본의 형태로 저장하여 두고서 투자지출시에 고정자산을 매입하는데 사용하고자 하는 속성에 의해 고정자산투자와 운전자본투자는 지속적인 음(-)의 관계를 나타낼 수 있다는 것이다. 이러한 관점에 의하면 신주와 사채의 발행빈도가 높은 기업일수록 신주나 사채를 거의 발행하지 않는 기업에 비해 운전자본을 이용한 고정자산투자 투자스무딩효과는 보다 더 활발하게 될 것이며, 따라서 운전자본과 고정자산투자는 더 큰 음(-)의 상관관계를 갖게될 것이다. 이에 따라 다음과 같은 가설이 설정될 수 있다.

〈 가설5 〉 신주나 사채 발행빈도가 높은 기업의 운전자본투자는 신주나 사채 발행빈도가 낮은 기업에 비해 고정자산투자와 더 큰 음(-)의 상관관계를 가질 것이다

이 가설은 앞의 가설2와 상충되는 측면이 있다. 왜냐하면 가설5를 따를 경우 외부자본시장을 보다 잘 활용할 수 있는, 다시말해 자금조달제약이 낮은 기업의 운전자본 회귀계수가 더 높게 나타나는 것으로 해석될 수 있기 때문이다. 현실적으로 투자스무딩효과와 저장효과중 어느 것이 더 크게 나타날 것인지 여부는 조정비용에 대한 내부자금과 외부자금의 비용간 격차의 크기에 의해 결정될 것이다.

만약 한계조정비용이 내부자금과 외부자금간의 비용격차보다 더 높다면 기업은 가능한 한 외부자금을 많이 조달해서 투자를 스무딩하고자 할 것이

며 따라서 이 경우에는 외부자금의 조달이 보다 용이한 즉, 자금조달제약이 낮은 기업에 있어서 운전자본 회귀계수의 음(-)의 절대값이 자금조달제약이 높은 기업에 비해 더 높아지게 될 것이다. 반면 한계조정비용이 내부자금과 외부자금간의 비용격차보다 더 낮다면 가설2와 일치되게 내부자금이 부족할 즉, 자금조달제약이 더 높은 기업이 운전자본을 이용한 고정자산투자 스무딩을 더 많이 하게될 것으로 자금조달제약이 높은 기업에 있어서 운전자본 회귀계수의 음(-)의 절대값이 더 높아지게 될 것이다.

결국 가설2는 내부자금과 외부자금간의 비용격차 측면을 보다 강조한 가설이며, 가설5는 조정비용 측면을 보다 강조한 가설이라고 볼 수 있다. 따라서 가설2와 가설5중 어느 것이 통계적으로 유의한가에 따라 내부자금과 외부자금간의 비용격차와 조정비용중 어느 것이 상대적으로 더 높은지 여부가 간접적으로 추론될 수 있을 것이다.

IV. 분석모형 및 분석방법

실증분석에 사용될 계량분석기법과 분석모형, 적절한 계량분석기법의 선정을 위한 검정방법과 기업군간 회귀계수의 차이를 분석하기 위한 방법에 대해 차례로 설명하기로 한다.

본 논문에서는 통계분석을 위해 최근들어 널리 사용되고 있는 패널데이터분석(panel data analysis)기법을 사용하였다. 패널데이터 사용에 따른 이점으로는 관찰자료의 수가 증가되기 때문에 보다 신뢰성있는 모수추정치를 얻을 수 있으며 보다 정교한 모형의 설정 및 검증이 가능하다는 점, 다중공선성의 문제를 완화시킬 수 있다는 점, 순수 횡단면

자료 또는 순수 시계열자료에서는 추정불가능한 효과를 식별·측정할 수 있다는 점, 추정상의 편의를 용이하게 제거하거나 줄일 수 있다는 점 등을 들 수 있다. 본 논문에서는 전형적 패널데이터 분석기법인 고정효과모형(fixed effect model or covariance model)과 랜덤효과모형(random effect model or error component model)을 적용하기로 한다.⁴⁾

실증분석을 위해 사용된 모형은 Devereux & Schiantarelli(1989)의 투자모형을 검정가설에 따라 다소 수정한 모형이다.⁵⁾ 데이터의 규모효과를 배제하고 회귀분석시의 이분산성(heteroscedasticity)을 줄이기 위하여 각각의 변수값을 期初의 고정자산스탁으로 나누었다. 이에 따라 본 논문에서 실증분석을 위해 사용된 투자모형은 식(4 - 1)과 같다. 매출액변수는 매출가속도 투자모형의 적용에 따라 추가되었으며, 장기부채변수는 여유현금흐름가설의 검정을 위해 추가되었다. 또한 이미 설명한 바와 같이 기업이 자금조달제한에 직면하는 경우 운전자본을 통한 고정자산투자의 스무딩(smoothing)을 고려하지 않으면 고정자산투자의 현금흐름에 대한 민감도가 실제보다 과소하게 나타날 수 있으므로 이러한 효과를 통제하기 위해 운전자본변수를 포함시켰다.

$$\left(\frac{I}{K}\right)_i = \alpha_j + \alpha_t + \beta_s \left(\frac{S}{K}\right)_i + \beta_{CF} \left(\frac{CF}{K}\right)_i + \beta_{LD} \left(\frac{\Delta LD}{K}\right)_i + \beta_{WC} \left(\frac{\Delta WC}{K}\right)_i + u_{it} \quad (4 - 1)$$

- I : 고정자산투자
- S : 매출액
- CF : 현금흐름
- WC : 운전자본
- LD : 장기차입금
- K : 期初의 고정자산스탁

여기서 α_j 는 고정효과모형 또는 랜덤효과모형에서의 개별기업효과, α_t 는 시간효과, u_{it} 는 순수오차항을 각각 나타낸다.

먼저 u_{it} 와 독립변수 X_{ijt} 간의 상관관계 존재여부를 검증하는 내생성 검정(endogeneity test)을 위해 고정효과모형과 랜덤효과모형에 대한 Hausman 검정을 실시하였다. 내생성에 대한 Hausman검정을 위한 귀무가설(H_0)은 $E(u_{ijt}X_{ijt}) = 0$ 이다. 고정효과모형의 회귀계수(β_W)는 H_0 가 사실이든 아니든 항상 일치성을 갖는다. 반면 랜덤효과모형의 회귀계수(β_{GLS})는 H_0 하에서는 최우불편추정량(BLUE)이고 일치성을 가지며 점근적으로 효율성을 가지나, H_0 가 틀릴 때는 일치성을 갖지 못한다. 이러한 점에서 H_0 가 기각되는 경우에는 비록 효율성은 떨어지지만 고정효과모형이 더 선호되는 경향이 있다. 내생성 검정을 위해 사용되는 검정통계량은 식(4 - 2)와 같다⁶⁾. H_0 하에서는 $plim \hat{q}_1 = 0$, $cov(\hat{q}_1, \hat{\beta}_{GLS}) = 0$ 가 성립된다.

$$m_1 = \hat{q}_1' [var(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1 \sim \chi_k^2 \quad (4 - 2)$$

4) 두 모형간의 차이는 고정효과모형에서는 개별효과(individual effect) 및 시간효과(time effect)를 더미변수를 이용해서 나타내는 반면, 랜덤효과모형에서는 오차항내의 분산요소(variance components)를 이용해 모형내로 도입한다는 점에 있다.

5) 모형의 도출과정에 대해서는 Devereux & Schiantarelli(1989)의 <부록>을 참조바람. 다만 본 논문에서는 q투자모형에 비해 이론적 엄밀성은 떨어지지만 실증적 성과는 오히려 더 좋은 것으로 알려진 매출가속도 투자모형을 적용하였다.

6) Matyas & Sevestre(1992)의 pp. 201 - 203을 참조 바람

k : 기울기벡터 β 의 차원

$$\hat{q}_1 = \beta_w - \widehat{\beta}_{GLS}$$

$$var(\hat{q}_1) = var(\widehat{\beta}_w) - var(\widehat{\beta}_{GLS})$$

기업군간 회귀계수의 차이를 분석하기 위해서는 기본분석모형에 상호작용 더미변수(interaction dummy variable)를 추가한 모형을 주로 사용하였다. 예를 들어 고배당기업군과 저배당기업군간 회귀계수의 차이에 대한 통계적 유의성을 검정하기 위해 식(4 - 1)의 기본표기를 이용한 분석 외에 추가적인 실증분석을 실시하였다. 두 기업군간에 기업투자의 현금흐름에 대한 민감도에 있어서 각각 어떠한 차이가 있는지를 분석하기 위해 모형의 우변변수에 대해 상호작용 더미변수를 추가하였다. 이를 위한 모형의 표기는 다음과 같다.

$$(I/K)_j = \alpha_j + (\beta_1 + \gamma_1 D_{jt})(CF/K)_{jt} + (\beta_2 + \gamma_2 D_{jt})S_{jt} + (\beta_3 + \gamma_3 D_{jt})(\Delta LD/K)_{jt} + (\beta_4 + \gamma_4 D_{jt})(\Delta WC/K)_{jt} + u_{jt} \quad (4 - 3)$$

式(4 - 1)과 式(4 - 3)간의 모형상 차이는 고배당기업군에서는 0, 저배당기업군에서는 1의 값을 갖는 상호작용 더미변수 D_{jt} 의 추가에 기인한다. γ 는 기업군간 회귀계수의 차이를 나타낸다. 만약 γ_1 가 통계적으로 유의하게 0과 다른 음(-)의 값을 보인다면 자금조달계약효과가 존재한다고 볼 수 있을 것이다. 식(4-3)은 사채 또는 신주 발행빈도가 높은 기업군과 발행빈도가 낮은 기업군간 회귀계수의 차이를 분석하기 위해서도 역시 사용되었다.

V. 데이터 및 분석결과

1. 패널데이터의 구조 및 기술적 통계분석

1.1 패널데이터의 구조

분석에 사용된 데이터는 한국신용평가(주)의 KIS-LINE정보로부터 입수되었는데,⁷⁾ 1985년 이전에 상장된 제조업에 속하는 215개 기업의 1985년 ~ 1993년간에 걸친 9개년치 자료가 이용되었다.

분석대상변수로는 고정자산투자, 현금흐름, 매출액, 운전자본, 장기부채, 판매촉진투자 등이 사용되었다. 고정자산스탁(KIS-LINE분류번호: #11-4000)으로는 유형고정자산투자 및 무형고정자산투자의 합계를 사용하였으며, 고정자산의 증가를 나타내는 고정자산투자(KIS-LINE분류번호: #14-5200)로는 토지의 증가, 건물·구축물 증가, 기계장치증가, 차량운반구 증가, 공구·기구·비품 증가, 건설가계정 증가, 무형고정자산의 증가 등의 합계를 사용하였다.

현금흐름의 산정을 위해서는 Blundell, Bond, Devereux & Schiantarelli(1992) 및 Fazzari & Petersen(1993) 등에 의해 사용된 바 있으며 일반적으로도 실증분석시 많이 사용되는 세후당기 순이익에 감가상각비를 더하는 방식을 적용하였다. 감가상각비로는 유형고정자산 투자상각비(KIS-LINE 분류번호: #14-1021)와 무형고정자산 투자상각비(KIS-LINE분류번호: #14-1022)의 합을, 당기순이익으로는 세후 당기순이익(KIS-LINE

7) KIS-LINE의 재무제표 계정과목은 각각 대차대조표 303개, 손익계산서 177개, 이익잉여금처분계산서 64개, 재무상태변동표 203개, 제조원가명세서 49개로서 총 776개의 계정과목으로 구성되어 있다. 계정과목의 구체적인 내용에 대해서는 "KIS-LINE 사용자 매뉴얼(1994)"을 참조바람

〈표 1〉 사채 및 신주의 발행빈도에 따른 기업의 분류

발행회수	해당기업수	
	사채발행의 경우	신주발행의 경우
0회	26	19
1회	12	28
2회	15	33
3회	11	47
4회	17	29
5회	10	22
6회	29	16
7회	21	13
8회	34	6
9회 이상	40	2

분류번호: # 12-9000)을 사용하였다.

매출액으로는 순매출액(KIS-LINE분류번호: # 12-1000)을 사용하였다. 운전자본은 (유동자산 - 유동부채)로 정의하였으며, 운전자본투자(KIS-LINE분류번호: #14-8000)은 (기말운전자본 - 기초운전자본) 또는 (영업활동에서의 자금조달 + 투자와 재무활동에서의 자금조달 - 투자와 재무활동 등에서의 사용자금)을 사용하였다. 한편 장기차입금의 증가(KIS-LINE분류번호: #14-1420)는 재무상태변동표항목의 장기차입금의 증가(장기차입금의 상환을 고려하지 않음)를 사용하였다.

판매촉진투자로는 손익계산서항목인 판매비(KIS-LINE분류번호: #12-4300)를 사용하였다. 여기에는 접대비, 광고선전비, 보관료, 견본비, 포장비, 운반비, 판매수수료, 판매촉진비, 해외시장개척비, 수출비용, A/S비, 기타판매비 등이 포함된다.

1.2 기업군의 分類

전체 분석대상기업은 1985년부터 증권거래소에 상장된 제조업에 속하는 215개 기업이다.

본 논문에서는 FHP(1988)의 연구접근방법을 따라 배당성향에 따라 기업군을 구분하였다. 고배당기업군은 9년(1985년 ~ 1993년)간 평균배당성향(배당금/당기순이익 * 100)이 40% 이상인 65개 기업으로, 저배당기업군은 9년간 평균배당성향이 25%이하이면서 적어도 1회 이상은 배당지급 실적이 있는 68개 기업으로 정의하였다. 가설의 보다 분명한 검정을 위하여 중간수준의 배당실적을 갖는 기업군은 분석대상에서 제외하였다.

조정비용가설과 관련된 저장효과의 검정을 위해서는 사채 및 신주발행의 빈도에 따라 기업군이 분류되어야 한다. 분석대상인 215개 상장제조업체를 사채 및 신주발행의 빈도에 따라 분류한 결과는 〈표 1〉과 같다.

사채발행빈도가 높은 기업군에는 9년간의 사채발행빈도가 8회 이상인 74개 기업을, 사채발행빈도가 낮은 기업군에는 9년간의 사채발행빈도가 4회 이하이면서 적어도 1회 이상인 55개 기업을 포함시켰다. 한편 신주발행빈도가 높은 기업군에는 9년간의 신주발행이 5회 이상인 59개 기업을 신주발행빈도가 낮은 기업군에는 9년간의 신주발행이 2회 이하이면서

적어도 1회 이상인 61개 기업을 포함시켰다.

요약되어 있다. 또한 회귀분석에 사용된 변수에 대한 기술적 통계는 <표 3>과 같다.

1.3. 기술적 통계의 요약

전체 215개 표본기업의 고정자산투자에 있어서 내부현금흐름이 차지하는 비중은 61.2%에 달했다. 고배당기업군의 경우 58.6%인 반면, 저배당기

표본 상장기업에 대한 기술적 통계는 <표 2>에

<표 2> 기술적 통계의 요약

(단위 : 백만원)

변수명	전체기업(215개)	고배당기업군(65개)	저배당기업군(68개)
<i>I</i>	26,517 (73,608)	44,707 (104,618)	14,447 (26,179)
<i>CF</i>	16,226 (46,522)	26,208 (54,224)	12,342 (17,072)
<i>S</i>	224,469 (571,704)	387,254 (821,436)	134,405 (136,215)
ΔLD	7,577 (21,529)	13,152 (30,669)	4,171 (10,973)
ΔWC	-788 (36,814)	-3,619 (45,810)	1,501 (13,003)

주 : 1) ()안은 표준편차를 나타냄.

2) *I*는 고정자산투자, *S*는 매출액, *CF*는 현금흐름, ΔWC 는 운전자본증가, ΔLD 는 장기차입금증가를 각각 나타냄

<표 3> 회귀분석에 사용된 변수에 대한 기술적 통계의 요약(고배당기업군 및 저배당기업군)

변수명	고배당기업군(65개)	저배당기업군(68개)
<i>I/K</i>	0.372 (0.516)	0.427 (0.738)
<i>CF/K</i>	0.210 (0.430)	0.361 (0.256)
<i>S/K</i>	3.742 (2.957)	4.799 (3.446)
$\Delta LD/K$	0.118 (0.177)	0.109 (0.175)
$\Delta WC/K$	0.026 (0.397)	0.103 (0.408)

주 : 1) ()안은 표준편차를 나타냄.

2) *K*는 期初의 고정자산투자를 나타냄.

업군의 경우 85.4%에 달해 고정자산투자에 대해 내부현금흐름이 차지하는 비중이 매우 높은 것으로 나타났다. 또 하나 특징적인 점은 고배당기업군에 있어서 운전자본의 증감이 음(-)의 값을 나타낸 반면 저배당기업군의 경우 양(+)의 값을 보이고 있다는 점이다.

한편 여기서 별도의 표로서 제시하지는 않았지만 전체 215개 표본기업에 있어서 신주발행이 자금조달에서 차지하는 비중은 11.09%이었으며, 사채발행이 차지하는 비중은 31.77%, 장기차입이 차지하는 비중은 21.98%, 내부현금흐름이 차지하는 비중은 35.16%로서 내부현금흐름과 사채발행을 통한 자금조달이 매우 높은 편이었다.

2. 분석결과

2.1. 분석모형에 대한 검정

먼저 패널데이터분석을 위한 계량분석모형을 결정하기 위해 개별기업요인과 시간요인에 기인하는 분산요소(variance component)를 구하였다. 개별기업요인에 기인하는 분산요소는 181.38(F-값은 8.76, p-값은 0.00)이고, 시간요인에 기인하는 분산요소는 2.113(F-값은 1.92, p-값은 0.06)이었으며, 오차에 기인하는 분산요소는 144.84로서 총분산은 328.34였다. 총분산에서 개별기업요인에 기인하는 분산요소가 차지하는 비중은 55.2%에 달해 절반이 넘는 반면, 시간요인에 기인하는 분산요소가 차지하는 비중은 0.6%에 불과했다. F-검정결과는 시간요인에 기인하는 분산요소가 10%

유의수준에서만 0과는 다르다는 것을 보여주고 있다. 따라서 시간요인에 기인하는 분산요소가 차지하는 비중이 상대적으로 매우 적기 때문에 본 논문에서는 개별기업요인만을 고려하는 모형을 적용하기로 하였다.

한편 오차항 u_{jt} 와 독립변수 X_{jt} 와의 상관관계존재 여부를 검증하기 위한 내생성 검정(endogeneity test)을 실시하기 위하여 고정효과 모형과 랜덤효과 모형에 대한 Hausman검정을 실시한 결과 χ^2 값은 고배당기업군의 경우 19.61, 저배당기업군의 경우 20.95으로 나타나 통계적으로 유의하다. 따라서 귀무가설(H_0)인 $E(u_{jt}|X_{jt}) = 0$ 을 채택할 수 없었으므로 본 고의 경우에는 랜덤효과 모형 추정치 보다는 고정효과 추정치를 사용하는 것이 보다 타당하다고 볼 수 있다. 왜냐하면 내생성이 있는 경우 고정효과모형이 랜덤효과모형에 비해 일치는 있기 때문이다. 다만 패널데이터에서 일반적이라 할 수 있는 준점근적인 경우 랜덤효과모형이 고정효과모형에 비해 효율성이 높기 때문에 본 고에서는 고정효과모형과 랜덤효과모형을 이용한 분석결과를 모두 제시하기로 하였다.⁸⁾

2.2. 가설의 검정결과

가설1은 기업이 자금조달제약에 직면한다면 운전 자본투자는 한정된 사용가능한 자금의 풀(pool)안에서 고정자산투자와 경합을 하게될 것이며, 이 경우 운전자본은 고정자산 투자회귀식내에서 내생변수로 포함될 때 음(-)의 회귀계수를 갖게된다는 것이었다. 이 가설이 성립하기 위해서는 분석모형에

8) 실제로 분석결과는 모든 경우에 있어서 랜덤효과모형의 설명계수(R^2)가 고정효과모형에 비해 더 높은 것으로 나타났다.

서 운전자본투자 회귀계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가져야만 한다.

배당성향에 따른 기업군 분류에 의한 분석결과를 나타내는 <표 4>에서 볼 수 있는 바와 같이 기업군과는 무관하게 운전자본투자와 관련된 회귀계수는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다.⁹⁾ 따라서 한정된 사용가능한 자금 한도내에서 운전자본투자가 고정자산투자와 경합하고 있으므로 자금조달제약이 존재한다는 사실을 확인할 수 있다.

가설2에 의하면 재무적으로 더 제약되는 기업군이 재무적으로 보다 적게 제약되는 기업군에 비해 운전자본투자 회귀계수의 음(-)의 절대값이 더 크

게 될 것이다. 따라서 이 가설이 성립하기 위해서는 자금조달제약이 높은 고배당기업군이 자금조달제약이 낮은 저배당기업군에 비해 운전자본투자 회귀계수의 음(-)의 절대값이 통계적으로 유의하게 더 커야만 한다.

분석결과는 <표 4>에서 보는 바와 같이 고배당기업군의 경우 운전자본투자 회귀계수는 -0.1589인데 비해 저배당기업군은 고정효과모형에 있어서는 -0.4407로 나타나 저배당기업군에 있어서 회귀계수의 음(-)의 절대값이 더 크다.¹⁰⁾ 운전자본투자 회귀계수의 기업군간 차이를 검정하기 위한 상호작용 더미변수의 t-값은 -5.290(p-값은 0.00)으로

<표 4> 배당에 기초한 자금조달제약효과 분석 : 운전자본투자를 통제변수로 사용한 경우

독립변수	고 배 당 기 업 군(65개)		저 배 당 기 업 군(68개)	
	고정효과모형	랜덤효과모형	고정효과모형	랜덤효과모형
<i>CF/K</i>	0.6010 (3.76, 0.00)	0.6279 (3.94, 0.00)	0.8306 (6.24, 0.000)	0.9435 (7.15, 0.00)
<i>S/K</i>	0.0004 (0.04, 0.96)	-0.0015 (-0.15, 0.88)	0.0934 (7.20, 0.00)	0.0810 (6.96, 0.00)
$\Delta LD/K$	0.4619 (5.26, 0.00)	0.4566 (4.96, 0.00)	0.4762 (3.70, 0.00)	0.5520 (4.19, 0.00)
$\Delta WC/K$	-0.1589 (-4.51, 0.00)	-0.1623 (-4.37, 0.00)	-0.4407 (-9.111, 0.00)	-0.4395 (-8.58, 0.00)
R^2	0.1301	0.1846	0.3639	0.4214

주 : 1) 종속변수는 투자-자본비율(I/K)임. 여기서 K 는 期初의 자본스탁을 나타냄
 2) ()안은 각각 t-값과 p-값을 나타냄
 3) 고정효과모형에서 개별기업효과는 나타내지 않았음

9) 운전자본투자와 고정자산투자간에는 시차(time lag)이 존재할 수 있으므로 차기인 (t+1)기의 운전자본투자를 회귀모형에 독립변수로서 추가로 포함시켜 분석해 보았다. 그 결과 고배당기업군의 경우 고정효과모형의 회귀계수는 예상과 달리 비록 통계적으로 유의하지는 않았지만 음(-)의 값인 -0.0153(p-값은 0.67)이 도출되었으며, 저배당기업군의 경우에는 예상대로 양(+)의 값인 0.1132(p-값은 0.005)로 도출되었다. (t+1)기의 운전자본투자를 회귀모형에 포함하였을 때 본 논문에서의 주요 초점이었던 t기의 운전자본투자 회귀계수는 고배당기업군의 경우 -0.1589에서 -0.1718로, 저배당기업군의 경우 -0.4407에서 -0.4164로 크게 바뀌지는 않았으며 어느 경우에서나 통계적으로 여전히 유의했다.

10) 이하에서는 설명의 편의상 고정효과모형을 적용한 분석결과에 대해서만 설명하기로 한다. 랜덤효과모형을 적용한 분석결과도 해석상 큰 차이는 없었다.

나타나 통계적으로도 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다.

한편 미국 상장제조업체의 경우 FP(1993)의 연구결과에 의하면 고배당기업군의 경우 운전자본투자 회귀계수는 -0.180, 저배당기업군의 경우 -0.430으로 나타났다. 이는 본 논문의 분석결과와 상당히 유사한 결과로서 고정자산투자에 있어서 조정비용의 비중은 양국 제조업체간에 큰 차이가 없음이 간접적으로 추론될 수 있다.

고정자산투자 투자회귀식에서의 운전자본항목 누락은 투자스무딩효과를 무시한 것이 되기 때문에 내부현금흐름 회귀계수를 과소하게 만들 수 있다는 것이 가설3의 주요내용이다. 실제로 <표 5>에서 보는 바와 같이 고배당기업군과 저배당기업군 공히 운전자본투자를 통제변수로 사용하지 않은 경우 현금회귀계수는 운전자본투자를 회귀식내에 통제변수로서 포함한 <표 4>에 비해 더 낮게 나타났다. 고배당기업군의 경우 운전자본투자를 통제변수로 사용한 경우에는 현금흐름 회귀계수가 0.6010인데

비해 0.5712로 낮게 나타났으며, 저배당기업군의 경우에도 운전자본투자를 통제변수로 사용한 경우가 0.8306인데 비해 0.5427으로 매우 낮게 나타났다. 따라서 두 기업군 모두에 있어서 운전자본투자를 이용한 투자스무딩을 고려하지 않았을 때가 고려할 때에 비해 내부현금흐름 회귀계수가 더 낮게 나타났다.

한편 고정자산투자의 현금흐름에 대한 민감도를 이용하여 자금조달계약의 존재를 분석한 FHP(1988)의 접근방법을 적용한 경우에도 여전히 자금조달계약이 존재함을 알 수 있었다. 즉, <표 4>에서 보는 바와 같이 저배당기업군의 현금흐름 회귀계수는 0.8306으로서 고배당기업군의 0.6010에 비해 높게 나타났다. 기업군간 회귀계수의 차이를 나타내는 상호작용 더미변수의 t-값도 4.26(p-값은 0.00)으로 나타나 통계적으로도 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 고배당기업군에 비해 저배당기업군의 고정자산투자가 현금흐름에 더 민감하므로 저배당기업군이 보다 심각한 자금조

<표 5> 배당에 기초한 자금조달계약효과 분석 : 운전자본투자를 통제변수로 사용하지 않은 경우

독립변수	고 배 당 기 업 군(65개)		저 배 당 기 업 군(68개)	
	고정효과모형	랜덤효과모형	고정효과모형	랜덤효과모형
CF/K	0.5712 (3.51, 0.00)	0.6070 (3.74, 0.00)	0.5427 (3.91, 0.000)	0.6880 (5.03, 0.00)
S/K	0.0071 (0.64, 0.51)	0.0038 (0.37, 0.71)	0.1088 (7.89, 0.00)	0.0894 (7.23, 0.00)
$\Delta LD/K$	0.3471 (4.06, 0.00)	0.3419 (3.81, 0.00)	0.3471 (2.52, 0.01)	0.4202 (3.00, 0.00)
R^2	0.0957	0.1543	0.2661	0.3423

- 주 : 1) 종속변수는 투자-자본비율(I/K)임. 여기서 K 는 期初의 자본스탁을 나타냄
 2) ()안은 각각 t-값과 p-값을 나타냄
 3) 고정효과모형에서 개별기업효과는 나타내지 않았음

달제약에 직면해 있다고 볼 수 있다.

그러나 운전자본을 투자스무딩에 대한 통제변수로 고려하지 않은 경우 두 기업군간 현금흐름 회귀계수의 차이는 크게 줄어들어 오히려 역전되었다. 이러한 분석결과는 자금조달제약효과를 보다 정확하게 분석하기 위해서는 운전자본투자를 투자수요식에서 반드시 통제변수로 사용하여야만 한다는 것을 보여주고 있다.

가설4의 내용은 투자시 수반되는 조정비용이 고정자산투자에 비해 상대적으로 낮은 판매촉진투자의 경우 운전자본투자의 회귀계수가 고정자산투자의 경우에 비해 음(-)의 절대값이 낮게 나타난다는 것이었다. 만약 판매촉진투자에 있어서 운전자본투자의 회귀계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖지 않는 것으로 나타난다면 가설4는 성립된다고 볼 수 있을 것이다.

〈표 6〉에서 보는 바와 같이 판매촉진투자의 경우

상장기업에 있어서 운전자본투자의 회귀계수는 고배당기업군의 경우 0.0201로 나타나 고정자산투자의 경우와는 반대로 통계적으로도 유의한 양(+)의 값을 보였다. 저배당기업군의 경우 0.0157로 나타나 비록 통계적으로는 0과 유의한 차이가 없기는 하지만 여전히 양(+)의 값을 나타내고 있다. 따라서 조정비용이 낮은 판매촉진투자의 경우 운전자본을 통한 투자스무딩은 존재하지 않음을 알 수 있다. 이러한 분석결과는 투자자산의 조정비용 특성에 의해 투자스무딩이 상이하게 이루어진다는 가설4를 지지하고 있다고 할 수 있다. 하지만 운전자본을 이용한 투자스무딩이 존재하지 않기 때문에 판매촉진투자에 있어서 운전자본 회귀계수에 기초한 자금조달제약효과의 파악은 사실상 어렵다고 할 수 있다.

추가적으로 장기부채 회귀계수는 고정자산투자의 경우인 〈표 4〉와 비교할 때 판매촉진투자의 경우 고배당기업군과 저배당기업군 모두에 있어서 현재

〈표 6〉 판매촉진투자에 있어서의 투자스무딩효과 분석

독립변수	고 배 당 기 업 군(65개)		저 배 당 기 업 군(68개)	
	고정효과모형	랜덤효과모형	고정효과모형	랜덤효과모형
CF/K	0.0530 (1.75, 0.08)	0.0567 (1.79, 0.07)	0.0106 (0.34, 0.72)	0.0050 (0.15, 0.87)
S/K	0.0171 (8.29, 0.00)	0.0164 (7.82, 0.00)	0.0568 (19.12, 0.00)	0.0581 (18.74, 0.00)
$\Delta LD/K$	0.0142 (0.85, 0.39)	0.0169 (0.95, 0.33)	-0.0342 (-1.16, 0.00)	-0.0329 (-1.04, 0.29)
$\Delta WC/K$	0.0201 (3.02, 0.00)	0.0197 (2.77, 0.00)	0.0157 (1.41, 0.15)	0.0174 (1.47, 0.14)
R^2	0.2534	0.3081	0.5341	0.5584

주 : 1) 종속변수는 투자-자본비율(I/K)임. 여기서 K 는 期初의 자본스탁을 나타냄
 2) ()안은 각각 t-값과 p-값을 나타냄
 3) 고정효과모형에서 개별기업효과는 나타내지 않았음

하게 낮았다. 이는 자산특정성(asset specificity)을 고려할 때 자산특정성이 높을수록 부채로 자금조달하기는 어렵다는 O. Williamson(1988)의 거래비용이론(transaction cost theory)의 예측결과와도 일치하고 있다.¹¹⁾ 거래비용이론에 의할 경우 일반적으로 연구개발투자와 판매촉진투자는 고정자산투자에 비해 기업특정적인 자산특정성이 높다는 사실이 알려져 있다.¹²⁾

마지막으로 가설5에 의하면 신주나 사채의 발행빈도가 높은 기업일수록 신주나 사채를 거의 발행하지 않는 기업에 비해 운전자본의 고정자산투자 스무딩효과는 보다 높아질 것이다. 따라서 이 가설

이 성립하기 위해서는 신주나 사채의 발행빈도가 높은 기업군이 신주나 사채를 거의 발행하지 않는 기업군에 비해 운전자본투자의 회귀계수가 통계적으로 유의하게 더 큰 음(-)의 절대값을 가져야 할 것이다.

우선 사채발행의 경우에 <표 7>에서 보는 바와 같이 사채발행빈도가 높은 기업군의 운전자본투자의 음(-)의 회귀계수값이 -0.2405로서 사채발행빈도가 낮은 기업군의 -0.1386에 비해 절대값이 더 높게 나타나고 있다. 당연히 장기부채증가의 회귀계수는 사채발행빈도가 높은 기업군이 사채발행빈도가 낮은 기업군에 비해 높게 나타났다.

<표 7> 사채발행에 있어서의 저장효과 분석

독립변수	사채발행빈도가 높은 기업(74개)		사채발행빈도가 낮은 기업(55개)	
	고정효과모형	랜덤효과모형	고정효과모형	랜덤효과모형
CF/K	0.5230 (3.90, 0.00)	0.6691 (5.07, 0.00)	0.5527 (9.13, 0.00)	0.6514 (9.92, 0.00)
S/K	0.0672 (5.11, 0.00)	0.0408 (3.74, 0.00)	0.0208 (0.87, 0.38)	0.0186 (0.74, 0.45)
$\Delta LD/K$	0.4950 (5.54, 0.00)	0.5308 (5.73, 0.00)	0.2099 (0.49, 0.39)	0.2505 (0.95, 0.34)
$\Delta WC/K$	-0.2405 (-6.62, 0.00)	-0.2564 (-6.74, 0.00)	-0.1386 (-2.78, 0.00)	-0.1383 (-2.59, 0.01)
R^2	0.1785	0.2272	0.1854	0.1934

주 : 1) 종속변수는 투자-자본비율 (I/K) 임. 여기서 K 는 期初의 자본스탁을 나타냄
 2) ()안은 각각 t-값과 p-값을 나타냄
 3) 고정효과모형에서 개별기업효과는 나타내지 않았음

11) 자산특정성은 자산이 생산가치의 하락없이 대체적 용도 및 대체적 사용자에 의해 재활용될 수 있는 정도에 의해 결정된다. Williamson(1988)에 의하면 자산특정성의 유형에는 장소 특정성(site specificity), 물질적 자산특정성(physical asset specificity), 인적자산 특정성(human asset specificity), 특정고객을 위한 전용자산(dedicated asset), 상표명자본(brand name capital) 등이 있다. 거래비용이론에 의하면 자산특정성이 높을수록 재활용성이 낮아지기 때문에 투자자산에 대한 부채소유자의 선점권(pre-emptive claims) 보호가 취약해지므로 부채조달에 대한 비용이 높아지게 된다. 따라서 자산특정성이 높은 경우 기업은 부채발행 보다는 자기자본 발행을 통한 자금조달을 선호하게 된다.

12) 연구개발투자에 대해서도 분석하려 하였으나 대부분의 국내기업에 있어서 연구개발투자가 기업투자에서 차지하는 비중이 현저하게 낮았으며, 또한 연구개발투자를 기업재무회계상에 반영하지 않는 기업이 많아 신뢰성있는 분석결과를 도출할 수 없었기 때문에 본 논문에서는 부득이 분석에서 제외하였다.

신주발행의 경우에도 <표 8>에서 보는 바와 같이 신주발행빈도가 높은 기업군의 운전자본투자의 음(-)의 회귀계수값이 -0.3235으로서 사채발행빈도가 낮은 기업군의 -0.1769에 비해 그 절대값이 보다 높게 나타나고 있다. 다만 두 기업군간 운전자본 회귀계수의 차이를 나타내는 상호작용 더미변수의 t-값은 사채발행과 신주발행 두 경우에 있어서 각각 -2.381(p-값은 0.11), -1.425(p-값은 0.20)로서 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타나지 않아 어느 경우에서나 발행빈도에 따라 저장효과가 차별적으로 발생한다고 볼 수는 없었다. 이렇게 가설2가 통계적으로 채택되고 가설5가 채택되지 못했다는 사실은 제Ⅲ장에서 설명한 바와 같이 상장된 제조기업 전반적으로 볼 때 조정비용에 비해 외부자금과 내부자금간의 비용격차가 한계적으로 더 높을 것이라는 추론을 가능하게 해준다.

한편 현금흐름 회귀계수를 보면 신주발행빈도가 낮은 기업군이 신주발행빈도가 높은 기업군에 비해

훨씬 높게 나타났다. 신주발행을 통한 증자를 하는 경우 일반적으로 배당규모가 커지게 되므로 배당성향이 높아지며 이에 따라 내부자금이 감소하기 때문에 투자의 내부현금흐름에 대한 민감도가 높아질 것이라고 볼 수 있는 측면이 있다. 반면 저장효과를 고려할 때에는 신주발행을 통해 운전자본 형태로 투자자금을 확보해둔 상태이므로 비록 배당지급이 다소 늘어난다 하더라도 투자의 내부현금흐름에 대한 민감도가 높아지지는 않을 것이라고 볼 수 있는 측면도 있다. 실증분석결과는 신주발행의 증가에 의해 고정자산투자의 현금흐름에 대한 민감도가 높아지지 않는다는 주장을 지지하고 있다.

VI. 결 론

본 논문에서는 기업의 투자에 소요되는 '조정비용

<표 8> 신주발행에 있어서의 저장효과 분석

독립변수	신주발행빈도가 높은 기업(59개)		신주발행빈도가 낮은 기업(61개)	
	고정효과모형	랜덤효과모형	고정효과모형	랜덤효과모형
CF/K	0.1027 (0.24, 0.80)	0.0917 (0.20, 0.83)	0.5891 (25.25, 0.00)	0.5890 (24.34, 0.00)
S/K	0.1478 (4.25, 0.00)	0.1449 (3.99, 0.000)	0.0273 (3.14, 0.00)	0.0116 (1.93, 0.05)
$\Delta LD/K$	-0.3116 (-1.09, 0.27)	-0.2663 (-0.88, 0.37)	0.7869 (7.841, 0.00)	0.7478 (7.76, 0.00)
$\Delta WC/K$	-0.3235 (-2.22, 0.02)	-0.3217 (-2.07, 0.03)	-0.1769 (-9.95, 0.00)	-0.1827 (-10.24, 0.00)
R^2	0.0635	0.0689	0.6076	0.6707

- 주 : 1) 종속변수는 투자-자본비용 (I/K)임. 여기서 K 는 期初의 자본스탁을 나타냄
 2) ()안은 각각 t-값과 p-값을 나타냄
 3) 고정효과모형에서 개별기업효과는 나타나지 않았음

(adjustment cost)' 개념을 이용하여서도 자금조달계약현상이 잘 설명될 수 있는지에 대해 고찰하였다.

이를 위해 첫째, Fazzari & Petersen(1993)의 연구에서와 같이 조정비용이 자금조달계약현상을 설명할 수 있는지, 다시 말해 조정비용이 낮은 운전자본에 대한 투자가 상대적으로 조정비용이 높은 고정자산투자와 음(-)의 상관관계를 갖는지 여부를 분석하였다.

둘째, 국내·외의 기존 실증연구에서 재무적으로 보다 제약되는 것으로 나타난 기업군이 재무적으로 적게 제약되는 것으로 나타난 기업군에 비해 운전자본에 대한 투자의 조정을 통한 고정자산투자의 스무딩(smoothing)효과가 더 높은지 여부에 대해 분석하였다.

셋째, 판매촉진투자와 같이 고정자산과는 조정비용에 있어서 특성이 상이한 경우 운전자본에 대한 투자의 조정을 통한 투자의 스무딩효과가 고정자산투자의 경우와는 다르게 나타나는지 여부를 분석하였다.

마지막으로 외부자금 조달에 소요되는 비용에 규모의 효과가 존재하는 경우 외부자금을 일시에 조달하여 운전자본형태로 저장해둔 다음 지속적으로 발생하는 고정자산투자시에 적절히 사용하고자 하는 저장효과(bunching effect)가 발생하는지에 대해 분석하였다. 만약 내부자금과 외부자금간 비용격차에 비해 조정비용이 크기 때문에 이러한 저장효과가 현저하게 발생된다면 외부시장을 활발히 이용할 수 있는, 다시말해 자금조달계약에 직면하는 정도가 상대적으로 낮은 기업의 운전자본투자의 고정자산투자에 대한 음(-)의 상관관계가 오히려 더 높아질 수도 있다. 따라서 분석결과는 내부자금과 외부자금간 비용격차와 조정비용중 과연 어느 것이

보다 더 크게 나타날 것인지에 대해 답을 줄 수 있을 것이다.

본 논문에서는 자금조달계약이 존재하고 조정비용이 높은 경우 기업은 운전자본으로 고정자산투자를 스무딩하여 안정적 투자를 유지함으로써 장기비용을 낮추고자 할 것이라는 점을 고려하여 운전자본을 투자회귀식의 통제변수로 사용하였다.

분석결과는 일관성있게 운전자본의 회귀계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타냈다. 따라서 고정자산투자에 있어서 자금조달계약이 존재하며, 자금조달계약효과를 정확하게 파악하기 위해서는 운전자본의 투자스무딩효과를 반드시 고려하여야 한다는 것을 알 수 있었다. 아울러 고정자산투자에 비해 조정비용이 낮은 판매촉진투자의 경우 투자에 수반되는 조정비용이 낮기 때문에 운전자본을 이용한 투자스무딩효과는 거의 없는 것으로 나타났다. 한편 조정비용이 높은 경우 기업은 조달시 소요되는 비용이 높은 외부자금을 간헐적으로 조달하여 운전자본의 형태로 보관해두고 투자지출시 사용하고자 하는 속성을 가진다는 저장효과에 대한 분석결과는 저장효과의 존재 가능성을 보여주었으나 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다.

이러한 분석결과는 자금조달계약에 직면하는 기업이 조정비용이 높은 자산에 투자할 때 투자 스무딩을 위해 운전자본을 적절히 사용함으로써 장기적인 비용을 최소화할 수 있음을 보여주고 있다. 다만 이 경우에도 투자자산별 조정비용 특성을 고려하여 투자 스무딩에 소요되는 운전자본 수준을 결정하여야만 할 것이다. 또한 사채 또는 신주 발행 시에는 투자에 수반되는 조정비용을 외부자금과 내부자금간의 비용격차와 비교하여 외부자금 조달규모를 결정하여야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 김규형(1993), **자금조달이 자본구조와 투자행태에 미치는 영향**, 한국금융연구원, 1993.
- 신동령(1992), "정보불균형이 한국기업의 투자지출에 미치는 영향에 관한 연구", **재무연구** 5, 77 - 100.
- Alkerlof G.(1970), "The Market for 'Lemon' : Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *Quartly Journal of Economics*, 84, 488 - 500.
- Baltagi B. H.(1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons.
- Bernanke B., and M. Gertler(1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *American Economic Review*, 79, March, 14 - 31.
- Berndt E. R.(1991), *The Practice of Econometrics*, Addison-Wesley Publishing Company, 224 - 305.
- Blinder A. S.(1988), "Financing Constraints and Corporate Investment , Comment and Discussion", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 196 - 200.
- Blundell R., S. Bond, M. Devereux and F. Schiantarelli(1992), "Investment and Tobin q", *Journal of Econometrics*, 51, 233 - 257.
- Calomiris C. W., and R. G. Hubbard(1990), "Firm Heterogeneity, Internal Finance, and 'Credit Rationing'", *The Economic Journal*, March, 90 - 104.
- Chirinko R. S.(1993), "Business Fixed Investment Spending : Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications", *Journal of Economic Literature*, December, 1875 - 1911.
- Chirinko R. S.(1993), "Multiple Capital Inputs, Q, and Investment Spending", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 907 - 928.
- Chirinko R. S., and H. Schaller(1995), "Why Does Liquidity Matter in Investment Equations?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 527 - 548.
- Devereux M., F. Schiantarelli(1989), "Investment, Financial Factors and Cash Flow : Evidence from UK Panel Data", *NBER Working Paper #3116*.
- Dielman T. E.(1989), *Pooled Cross-Sectional and Time Series Data Analysis*, Marcel Dekker Inc.
- Doan T. A.(1992), *RATS User's Manual Version 4*, Estima.
- Fazzari S. M. and M. Athey(1987), "Asymmetric Information, Financing Constraints, and Investment", *Review of Economics and Statistics*, 481 - 487.
- Fazzari S., R. G. Hubbard and B. C. Petersen(1988), "Investment, Financing Decisions, and Tax Policy", *American Economic Review*, 200 - 205.
- Fazzari S. M., R. G. Hubbard, B. C. Petersen(1988), "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141 - 195.
- Fazzari S. M., and B. C. Petersen(1993), "Working Capital and Fixed Investment : New Evidence on Financing Constraints", *RAND Journal of Economics*, Autumn, 328 - 342.
- Griliches Z. and J. A. Hausman(1986), "Errors in Variables in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 31, 93 - 118.
- Hausman J. A. and W. E. Taylor(1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, November, 1377 - 1398.
- Himmelberger C. P. and B. C. Petersen(1994), "R&D and Internal Finance : A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries" *Review of Economics and Statistics*, 38 - 50.
- Hoshi T., A. Kashyap and D. Scharfstein(1991),

- "Corporate Structure, Liquidity, and Investment : Evidence from Japanese Industrial Groups", *The Quarterly Journal of Economics*, 33 - 60.
- Hsio C.(1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Hubbard R. G., A. K. Kashyap, and T. M. Whited(1995), "Internal Finance and Firm Investment". *Journal of Money, Credit and Banking*. August, 683 - 701.
- Jaff D., and T. Russell(1976), "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing", *Quarterly Journal of Economics*, November, 651 - 666.
- Jensen M., and W. Meckling(1976), "Theory of the Firms: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure". *Journal of Financial Economics*, October, 305 - 360.
- Jorgenson D. W.(1971), "Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey", *Journal of Economic Literature*, 1111 - 1147.
- Judge G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, Lutkepohl H., and Lee T.(1985), *The Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley and Sons.
- Maddala G. S.(1993), *The Econometrics of the Panel Data Vol. I,II*, Edward Elgar Publishing Company.
- Matyas L., and P. Sevestre, ed.(1992), *The Econometrics of Panel Data -Handbook of Theory and Applications-*, Kluwer Academic Publishers.
- Myers S. C., (July 1984), "The Capital Structure Puzzle", *The Journal of Finance*, 575 - 592.
- Myers S. C. and N. S. Majluf(1984), "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not", *The Journal of Finance*, 187 - 221.
- Poterba J. M.(1988), "Financing Constraints and Corporate Investment, Comment and Discussion", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 200 - 204.
- Schaller H.(1993), "Asymmetric Information, Liquidity Constraints, and Canadian Investment", *Canadian Journal of Economics*, August, 552 - 574.
- Stiglitz J. E. and A. Weiss(1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfection", *American Economic Review*, 71, 393 - 410.
- Whited T. M.(1992), "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment : Evidence from Panel Data", *The Journal of Finance*, September, 1425 - 1460.
- Williamson O. E.(1988), "Corporate Finance and Corporate Governance", *The Journal of Finance*, July, 567 - 591.

An Empirical Analysis of the Effect of Financing Constraints on Fixed Investments Considering Adjustment Cost

Juseong Kim*

Abstract

This article focuses on the fact that when financing constraints exist and adjustment cost accompanying fixed investments is high, firms will seek to lower long-term cost by smoothing fixed investment and maintaining stationary investment with working capital. If firms are financially constrained, working capital investment will compete with fixed investment for the limited pool of available finance. So, fixed investment will have negative relationship with working capital investment

In addition, considering the fact that adjustment costs will be different due to asset characteristics, this article analyzes the sales promotion investment whose adjustment cost is lower than that of fixed investment. In case of sales promotion investment, investment smoothing effect may be lower than in fixed investment. Also, this article analyzes the bunching effect which means that firms will seek external funds infrequently, store the proceeds in working capital, and then use working capital to finance fixed investment.

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

* Electronics and Telecommunications Research Institute