

소유구조가 기업투자의 현금흐름 민감도에 미치는 영향 - 중국 상장기업을 대상으로 -

강 성 진* · 윤 별 아**

논문 초록 본 연구는 2000-2009년 동안 중국 상장 제조업 기업 자료를 이용하여 금융제약이 기업투자의 현금흐름 민감도에 미치는 영향을 (토빈의 Q모형에 기반을 둔) 내생적 전환회귀 모형을 사용하여 분석하였다. 투자함수를 추정 한 결과, 금융제약이 강한 체제(HP체제)에 속한 기업이 금융제약이 약한 체제(LP체제)에 속한 기업보다 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 높다는 점을 기업전체, 국유기업, 민영기업에서 공통적으로 확인할 수 있었다. 또한 동일한 체제하에서도 소유구조에 따라 기업투자의 현금흐름 민감도에 차이가 있음을 발견하였다. 민영기업이 국유기업보다 HP체제에 속할 확률이 높았으나 LP체제와 HP체제 모두 국유기업의 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 민영기업에 비해 높게 나타났다. 이는 중국 상장국유기업이 잉여현금흐름을 투자에 과다하게 사용하고 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 기업투자, 내생적 전환회귀모형, 중국 상장기업

경제학문헌목록 주제분류: E2, O5

투고 일자: 2012. 10. 2. 심사 및 수정 일자: 2012. 12. 3. 게재 확정 일자: 2013. 1. 11.

* 제1저자, 고려대학교 경제학과 교수, e-mail: sjkang@korea.ac.kr

** 교신저자, 고려대학교 경제학과 박사수료, e-mail: xingya@korea.ac.kr

I. 서 론

완전자본시장에서 기업의 가치는 자본구조와 관계없이 동일하다는 이론이 Modigliani and Miller(1958)에 의해 발표된 이후 자본시장의 불완전성을 도입한 다양한 논의들이 폭넓게 진행되어 왔다. 특히 Myers(1984), Fazzari et al. (1988), Adegan and Ariyo(2008) 등은 기업이 금융제약에 직면하는 경우 자본구조에 대한 의사결정에 영향을 미치게 되고 이는 곧 투자결정에도 영향을 미친다는 연구결과를 제시한바 있다. 일반적으로 금융제약이 강한 기업은 외부자금에 대해 보다 높은 프리미엄에 직면하게 되고 이는 기업투자가 현금흐름에 대해 민감하게 반응하는 결과로 나타난다. 하지만 1980년대부터 꾸준히 진행되어 온 다수의 실증연구 중에 Devereux and Schiantarelli(1989), Kaplan and Zingales(1997, 2000), Alt(2003), Moyen(2004)에서는 기존 이론과는 반대로 금융제약이 현금흐름과 무관하거나 오히려 덜 민감하게 반응하는 증거들이 제시되면서 투자모형에서 현금흐름 민감도에 대한 다양한 해석이 제기되었다.

이처럼 상반된 결과가 나타나는 원인 중 하나는 Hu and Schiantarelli(1998)와 Moyen(2004)에서 지적된 집단구성의 문제가 있다. 즉 기업 표본을 어떠한 방식으로 분류하는가의 문제이다. 개별기업이 금융제약이 강한 HP(high premium) 체제에 속하는지 그렇지 않은지가 외생적으로 결정되는 방법론에서는 기업이 재무적 특성에 따라 금융제약이 강한 HP체제에서 낮은 LP(low premium) 체제로 혹은 그 반대로 이동할 수 있다는 다분히 현실적인 상황을 고려할 수 없게 된다. 이러한 문제를 보완하기 위해서는 시간의 흐름에 따라 개별기업이 HP체제와 LP체제 사이에서 전환될 수 있다는 현실적 가정을 적용하여 분석할 필요가 있다.

아울러 수많은 실증연구가 진행되었음에도 불구하고 중국기업을 대상으로 한 연구는 상대적으로 드물었다. 1993년 회사법제정 이후 중국은 국유기업 개혁을 통한 광범위한 민영화작업을 진행하였다. 이후 개별기업의 소유구조는 매우 다양하게 형성되어 왔으며 민영기업의 규모가 크게 증가하였다. 이러한 소유제의 변화는 개별기업이 직면하는 내부와 외부자금에 대한 접근성에 많은 영향을 미쳤을 것이며 이러한 영향이 기업의 투자결정에 차이를 가져오는지를 살펴보는 것은 의미 있는 작업일 것이다.

따라서 본 연구에서는 중국 상장 제조업 기업을 대상으로 금융제약과 기업투자의

현금흐름 민감도의 관계를 기업의 소유구조를 고려하여 분석하였으며, 투자함수는 내생적 전환회귀 모형(endogenous switching regression model)을 사용하여 추정하였다. 추정결과를 보면 금융제약이 강할수록 투자의 현금흐름 민감도가 커진다는 기존 이론을 지지하는 결과가 일관성 있게 도출되었으며, 특히 동일한 체제하에서도 소유구조에 따라 투자의 현금흐름 민감도가 상대적으로 다르게 나타나는 것을 발견하였다. 본 논문의 주요 실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저 기업전체, 국유기업, 민영기업 모두 기업의 부채비율이 클수록 그리고 기업규모가 작을수록 HP체제로 전환 될 확률이 높았으며, HP체제에서 기업투자의 현금흐름 민감도가 LP체제에서 보다 훨씬 높게 나타났다. 다음으로 표본기간(2000-2009) 전체에서 국유기업에 비하여 민영기업이 HP체제에 속할 확률이 더 높았다. 또한 소유구조에 따라 투자의 현금흐름에 대한 민감도에 차이가 있음을 발견하였다. HP체제와 LP체제 모두 국유기업이 민영기업에 비해 투자의 현금흐름 민감도가 더 크게 나타났는데 이는 중국 국유기업의 과잉투자경향을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 본 연구와 관련된 주요 선행연구를 요약하였다. 제Ⅲ장에서는 연구방법론을 제시하고 자료의 특성을 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 주요 실증분석결과를 정리하였으며, 마지막으로 제Ⅴ장에서는 결론 및 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구

Modigliani and Miller(1958)는 완전자본시장 하에서 기업의 자본조달 결정이 투자결정에 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 하지만 이후 Fazzari et al. (1988), Jensen and Meckling(1976)과 Myers(1984) 등 많은 학자들은 자본시장의 불완전성이 자본조달과 투자결정에 영향을 미치고 있으며 기업의 투자결정은 자본조달 방식과 완전히 독립적이지 않다고 주장하였다.

금융제약과 투자의 관계를 연구하는 논문에서 금융제약이란 기업이 새로운 프로젝트를 수행하는데 필요한 자금을 충당하는데 어려움이 있음을 의미한다. 이 때 투자에 필요한 자금은 내부자금과 외부자금으로 충당할 수 있는데 동일한 규모의 내부 및 외부자금을 충당하는데 드는 비용에 차이가 나타나게 되면 기업은 상대적으로 적은 비용이 드는 방법을 선택하게 될 것이다. 일반적으로 금융제약이 강한 기

업이란 외부자금에 대한 높은 프리미엄에 직면하는 기업을 의미하며 이러한 기업은 외부자금 보다 내부자금을 이용하여 투자하게 된다.

이와 같이 금융제약이 있는 기업들의 투자결정에 있어서 현금흐름과 같은 내부자금의 중요성을 실증분석한 대표적인 연구로는 Fazzari et al. (1988)이 있다. 이들은 기업의 배당성향을 분류하여 배당성향이 낮은 기업은 외부자금조달이 어렵기 때문에 내부자금을 이용하여 투자하는 경향이 상대적으로 높으며 따라서 기업의 현금흐름에 투자가 영향을 받는다고 주장하였다. Jensen and Meckling (1976), Jensen (1986)은 외부주주와 내부주주 사이에 주식의 대리인비용이 존재한다고 보았다. 주주와 경영자가 분리되어 있는 기업의 경우는 경영자의 도덕적 해이에 의한 대리인 문제가 발생할 수 있다. 기업이 일정한 잉여현금흐름을 가지고 있을 때 경영자가 잉여현금흐름을 과다하게 투자에 사용할 가능성이 있는데 이러한 대리인 비용은 기업의 외부주주를 통한 자기자본 조달비용을 높이는 원인이 된다. 아울러 Myers and Majluf (1984), Myers (1984)는 경영자가 투자자에 비해 기업에 대한 더 많은 정보를 가지고 있다고 가정하고 이러한 정보의 비대칭성이 기업이 외부자금을 조달하는데 제약이 될 수 있다는 것을 지적하였다. 정보가 상대적으로 적을 때 주식발행은 투자자에게 부정적인 신호가 될 수 있으며 이때 기업은 저평가 손실을 감소하면서 자금을 조달하게 된다. 따라서 기업은 가장 먼저 내부자금을 사용하고, 그 다음으로 부채, 그리고 마지막으로 주식발행을 통해 자금을 조달하게 된다.

하지만 현금흐름 계수의 크기가 실제로 개별 기업의 금융제약의 정도를 나타내는가에 대해서는 서로 다른 주장이 존재하고 있다. Devereux and Schiantarelli (1989)과 Kaplan and Zingales (1997, 2000)는 현금흐름에 대한 추정계수가 금융제약의 정도와 비례하지 않는다는 분석결과를 제시하였는데 금융제약이 없는 기업의 투자가 현금흐름에 더 높은 민감도를 보였다. 이렇게 정반대의 결과가 나타난 이유는 Devereux and Schiantarelli (1989)는 대기업일수록 유동성제약이 크며 소유권이 분산되어 있어서 대리인 비용이 적게 나타나기 때문이라고 보았으며, Kaplan and Zingales (1997, 2000)는 기존 연구에서 표본을 기업규모 등으로 분리하여 다른 요인들에 대한 정보를 제공하지 못하기 때문이라고 보았다. Altı (2003)는 금융제약이 없는 경우에도 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 유의하게 나타나는 것을 보임으로써 금융제약의 정도와 투자의 현금흐름민감도 사이에 상관관계가 있다는 가정 자체에 의문을 제기하였다. Altı (2003)에 따르면 현금흐름은 기업의 단기투자기회를 받

영하기 때문에 계수 값은 금융제약과 상관없이 양(+)의 값을 나타내며 미래의 불확실성이 높은 신생기업, 중소기업 등이 현금흐름에 더 높은 민감도를 나타낸다. Boyle and Guthrie (2003)은 미래 자금조달에 대한 불확실성은 현재투자를 늘리는 결과를 가져오기 때문에 투자가 현금흐름에 양(+)의 민감도를 나타낼 수 있지만 현금이 풍부한 기업의 경우는 미래 자금조달에 대한 불확실성이 줄어들기 때문에 좀 더 확실한 투자를 위하여 투자를 지연할 유연성이 생긴다고 보았다.

Fazzari and Petersen (1993), 신민식·김성환(2008)은 기업의 투자행위를 분석하는데 있어서 고정자산뿐만 아니라 운전자본의 중요성에 대해서도 강조하고 있다. 특히 금융제약이 있는 기업들은 현금흐름의 변화에 상응하여 운전자본투자를 변화시켜 고정자산투자를 스무딩할 수 있다고 주장하였다. 이 때 음의 현금흐름이 발생하면 운전자본의 감소를 통해 고정자산투자를 스무딩하고, 양의 현금흐름이 발생하면 운전자본을 증가시켜 고정자산투자를 스무딩할 수 있다. 따라서 운전자본의 이러한 역할을 고려하지 않으면 금융제약의 효과를 과소추정할 수 있다고 주장하였다(신민식 외, 2010, pp. 189-190).

Moyen (2004)은 기존 연구에서 기업표본을 나누는 기준으로 무엇을 사용하였는가에 따라 서로 다른 결과가 나타날 수 있으며, 금융제약이 없는 기업은 수익성이 높아지면 더 많은 부채를 차입하게 되는데 이와 관련된 변수를 포함하지 않아 현금흐름이 투자에 미치는 영향이 과대추정 되었다고 보았다. Hovakimian and Titman (2009)의 경우는 투자의 현금흐름에 대한 민감도는 유효한 지표지만 현금흐름이 충분한 경우에는 현금흐름에 대한 민감도의 차이가 금융제약의 크기를 나타내지는 않는다고 주장하였다.

국내에서도 많은 연구가 진행되었는데 최근 논문으로는 구재운(2007), 구재운·맹경희(2011) 등이 있다. 구재운(2007)은 우리나라 기업의 경우 금융시장에서 자금을 조달하는데 제약을 받기 때문에 상대적으로 가격이 저렴한 내부자금을 우선적으로 투자재원으로 사용하는 경우가 기업지배구조가 취약하여 발생하는 경우보다 일반적이라고 분석하였다.

중국기업을 대상으로 한 연구로는 국유상장기업을 대상으로 분석한 王濤(2005)와 상장기업 전체를 대상으로 연구한 梅丹(2005)의 연구가 있다. 梅丹(2005)은 1999년부터 2003년 까지 중국 상장기업의 고정자산투자에 영향을 미치는 요인을 불균형패널데이터와 고정효과 모형(固定效應面板模型)을 이용하여 분석하였으며

중국 국유상장기업의 투자결정에 토빈Q, 현금흐름, 부채가 유의하게 영향을 미친다고 주장했다. 王濤(2005) 또한 1999년부터 2003년에 A주식시장에 상장된 기업을 대상으로 Q모형을 사용하여 투자와 현금흐름의 상관관계를 분석하였는데 중국 상장기업은 매우 심각한 정보비대칭과 대리인문제가 존재하며 이에 따라 기업의 투자가 현금흐름에 민감하게 반응한다고 주장하였다.

선행연구에서 사용된 방법론은 대부분 각 기업이 금융적 제약이 있는 그룹에 속하는지 그렇지 않은지가 외생적으로 결정된다. 이러한 분석방법상의 문제점을 보완한 논문으로는 미국 상장제조업체를 대상으로 분석한 Hu and Schiantarelli (1998), Hovakimian and Titman (2006)이 있으며 나이지리아 제조업체를 대상으로 분석한 Adelegan and Ariyo (2008) 그리고 국내논문으로는 구재운·맹경희(2011) 등이 전환회귀모형을 사용하여 분석하였다. 그 중 Hu and Schiantarelli (1998)는 내생성문제를 고려하여 전기 현금흐름 값을 사용하여 추정하였는데 HP체제의 기업이 LP체제의 기업에 비해 투자의 현금흐름 민감도가 높았으며, 기업의 투자행위에 있어서 자본시장의 불완전성의 중요성을 강조하였다. 구재운·맹경희(2011)는 외환위기 이후 우리나라 기업투자의 현금흐름 민감도는 약화되었으나 회사채등급과 유동비율이 민감도에 미치는 영향이 더욱 유의해 졌다고 분석하고 있다.

Ⅲ. 연구모형 및 자료

본 연구에서 사용하는 투자모형은 토빈 Q모형에 기반한 내생적 전환회귀 모형이다. 본 모형은 전환함수를 사용하여 HP체제와 LP체제의 투자함수를 동시에 추정한다. 여기서 HP체제는 금융제약 및 정보의 비대칭과 대리인문제가 상대적으로 심각하여 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 높은 체제를 의미하며, LP체제는 금융제약 및 정보의 비대칭과 대리인문제가 상대적으로 덜 심각하여 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 낮은 체제를 의미한다(Hu and Schiantarelli, 1998, p. 469). Maddala (1986), Dutoit (2007)을 보면 실증논문에서 사용되고 있는 전환회귀모형을 유형별로 자세히 설명하고 있는데 본 연구에서는 Hu and Schiantarelli (1998)에서 사용한 LH함수를 Dutoit (2007)의 논문을 참고하여 도출한 후 정리하였다. 내생적 전환회귀모형의 기본 식은 다음과 같다.

$$I_{it}^{LP} = X_{it}\beta^{LP} + \varepsilon_{1it} \quad \text{if } W_{it}Y + v_{it} < 0 \quad (1)$$

$$I_{it}^{HP} = X_{it}\beta^{HP} + \varepsilon_{2it} \quad \text{if } W_{it}Y + v_{it} \geq 0 \quad (2)$$

먼저 식 (1)과 식 (2)는 LP체제와 HP체제에서의 t 기 i 기업의 투자함수를 나타내며, HP와 LP체제의 구분은 관측되지 않는 전환함수($I_{it} = W_{it}\gamma + v_{it}$)의 부호에 따라 나누어진다. Q이론에 따르면 Q는 기업투자와 관련된 모든 정보를 포함하고 있기 때문에 완전경쟁시장에서의 Q는 기업의 투자기회에 대한 충분통계량이며 투자의 유일한 결정요소이어야 한다. 하지만 자본시장이 불완전할 경우 기업투자는 실제 자금조달 방식 등에 영향을 받을 수 있다. 이와 같은 문제를 고려하여 모형에 현금흐름을 반영한 Devereux and Schiantarelli(1989), Hu and Schiantarelli(1998), Forbes(2007)를 따라 투자함수의 설명변수에 토빈 Q와 함께 기업의 금융제약을 통제하는 현금흐름 변수를 추가하였다.¹⁾

먼저 투자함수의 종속변수인 투자는 다음과 같이 측정하였다. Fazzari and Petersen(1993)와 신민식·김성환(2008)에 따르면 현금흐름은 고정자산투자뿐만 아니라 운전자본투자에도 양(+)의 영향을 미친다. 따라서 본 연구에서는 운전자본의 역할을 고려하여 기업의 투자를 당해연도의 자본적 지출인 유형고정자산투자와 운전자본투자의 합으로 정의하였다. 그 중 유형고정자산의 자본축적 방정식은 아래 식 (3)과 같다.

$$K_{it} = (1 - \delta)K_{it-1} + I_{it}^{tang} \quad (3)$$

여기서 δK 는 감가상각누계액, K_t 는 유형고정자산으로 추정된 t 기 자본스톡이며, I_{it}^{tang} 는 t 기 유형자산투자이다. 자본스톡을 계산하기 위해서 기업 자료가 제공되는 최초 상장연도의 장부상 유형고정자산을 초기 자본스톡으로 정의한 후 이후부터는 식 (3)에 따라 추정하였다(강성진·손상학, 2009, p.112). 운전자본은 크게 두 가지 개념으로 사용되는데 하나는 대차대조표상에 나타나는 모든 유동자산을 의미

1) 투자의 q이론은 Hayashi(1982)에 의해 완전경쟁과 규모에 대한 수확불변 등의 가정 하에서 한계적 Q는 평균적 Q와 같아짐을 보였으며, Forbes(2007)은 기업의 현재가치를 극대화하는 Q모형을 도출하였다.

하고, 다른 하나는 유동자산에서 유동부채를 뺀 순운전자본을 의미한다. 그 중 자금조달측면에서 기업의 투자활동과 관련하여 의미 있게 사용되는 것은 순운전자본이다. 따라서 t 기 운전자본투자는 연간 순운전자본의 변화액으로 정의하고 당해년도 순운전자본에서 전년도 순운전자본을 차감하여 계산하였다.²⁾ 기업은 운전자본을 이용하여 일시적인 현금흐름충격을 흡수하여 고정자산투자를 스무딩할 수 있다(신민식·김성환, 2008, p. 61). 이러한 운전자본의 역할을 고려할 때 기업투자의 현금흐름에 대한 민감도가 금융제약이 강한 HP체제에서 더 크게 나타날 것이라고 예상된다.

다음으로 투자함수의 설명변수에 들어가는 토빈 Q 와 현금흐름은 다음과 같이 측정하였다. 기업의 투자기회를 반영하는 토빈 Q 는 기업자산의 시장가치를 기업자산의 대체원가로 나눈 값이다. 그 중 자산의 시장가치는 기업이 발행한 주식의 시장가치와 부채의 시장가치의 합을 의미한다. 주식의 시장가치(V_t)는 유통주와 비유통주의 기말시가총액의 합계로 계산하였고 부채의 시장가치(D_t)는 장부가치를 사용하였다.³⁾ 다음으로 기업자산의 대체원가는 현재 시점에서 기업이 소유한 자산을 구입하기 위해 필요한 비용을 의미한다. 기업의 자산은 유동자산인 당좌자산과 재고자산, 그리고 고정자산인 유형자산, 투자자산, 무형자산 등으로 구성되어 있다. 기업이 현재 보유하고 있는 다양한 자산의 대체원가를 정확히 산출하는 것은 현실적인 어려움이 따른다. 따라서 기업자산의 대체원가는 Chung and Pruitt(1994)에 따라 자산의 장부가치인 총자산 변수를 사용하였으며 최종적으로 사용된 토빈 Q 의 대용변수는 아래 식 (4)와 같다.⁴⁾

2) 본 연구에서 사용하고 있는 투자지출은 일반적인 Q 투자모형에서 사용하는 자본적 지출에 운전자본투자가 포함되어 있는 개념이다. 따라서 기본 투자모형에서 사용하는 자본적지출(유형고정자산투자)로만 투자를 정의한 후 추정하는 경우와 결과에 차이가 있는지를 확인해보았다. 설명변수의 계수 값의 크기는 약간의 차이가 있었으나 거의 유사한 결과를 보여주었다. 특히 결과해석에 있어서 가장 중요한 LP체제와 HP체제에서 나타나는 계수 값의 상대적 크기와 부호가 동일하게 나타났다.

3) 유통주식은 상하이증권거래소와 선전증권거래소 및 베이징 법인주 시스템에서 유통하고 있는 주식을 의미하며, 비유통주식은 상장되어 있으나 시장에서 자유롭게 매매할 수 없는 주식을 의미한다.

4) Chung and Pruitt(1994)는 보다 엄격하게 측정한 토빈 Q 와 토빈 Q 의 대용변수로 사용하는 근사 Q 값이 대표본에서 매우 높은 R^2 값을 가짐을 보여주었다.

$$Q_ratio_t = \frac{V_t + D_t}{TA_t}$$

$$= \frac{\text{유통주 기말시가총액}_t + \text{비유통주 기말시가총액}_t + \text{부채총액}_t}{\text{총자산}_t} \quad (4)$$

현금흐름(*Chf*)은 영업활동의 결과로 기업에 실질적으로 유입된 자금의 규모를 나타내므로 기업의 영업성과를 판단하는 기준이 된다. 본 논문에서는 현금흐름 변수로 영업활동으로 인한 현금흐름을 사용하였다. 자본시장이 불완전한 경우 기업의 유동성문제는 투자결정에 있어서 매우 중요한 역할을 한다. HP체제의 기업들은 외부자금조달 비용이 내부자금조달 비용에 비하여 상대적으로 크기 때문에 기업투자가 현금흐름에 보다 민감하게 반응할 것이다.

식 (1)과 식 (2)에서 LP체제와 HP체제를 구분하는 전환함수의 설명변수인 W_i 는 기업의 재무상태와 관련된 기업의 다양한 특성을 포함하는 변수들로 구성된다. 전환함수에 포함되는 변수는 자산대비 부채비율($\frac{D}{TA}$), 기업규모($\log(TA)$), 유통주비율(*ysmvosd*)이다. 기업규모는 총자산의 로그 근사 값을 사용하였으며 유통주비율(negotiable shares rate)은 유통주시가총액을 주식시가총액으로 나누어 측정하였다.⁵⁾ 그 중 유통주비율을 전환함수의 설명변수에 포함한 이유는 다음과 같다. 중국의 주식시장에는 대량의 비유통주가 존재하는데 비유통주는 중국주식시장에 상장되어 있지만 시장에서 자유롭게 거래할 수 없는 주식을 의미한다.⁶⁾ 비유통주는 개별 주식 소유자들이 기업에 대한 통제권을 확보할 가능성을 낮게 만들어 기업의 지배구조를 악화시키는 역할을 한다.⁷⁾ 특히 배당성향이 낮은 경우 외부자

5) Hu and Schiantarelli(1998)처럼 금융제약의 지표로 기업규모를 고려한 연구는 많다. 그 중 Ferry and Jones(1979)는 대기업일수록 다각화되어 있고 자본시장에 대한 접근성이 용이하며 부채를 발행할 당시 높은 신용등급을 받을 수 있고 낮은 이자비용으로 자금을 차입할 수 있다고 주장하였다. 따라서 기업규모가 클수록 HP체제에 속할 확률이 작아질 것이다.

6) 주권분치(股權分置)는 중국이 시장경제체제로 전환되는 과정에서 나타난 현상으로 A주시장의 상장기업 주식이 비유통주와 유통주로 구분되는 것을 의미한다. 비유통주로 인한 소유구조의 왜곡은 주식의 가격결정 및 기업지배구조의 악화 등 여러 가지 문제를 야기하는 바 2005년부터 정부주도하에 비유통주를 점진적으로 유통주로 전환하는 정책을 실행하고 있다. 중국 상장기업의 유통주규모는 2001년 34%에서 2009년 69%로 증가하였다.

7) Jensen(1986)과 Myers(1984)에 따르면 정보의 비대칭 및 대리인 문제가 심각할수록 외부 자금조달이 시장 이자율 이상의 높은 프리미엄을 지급해야 가능하며 따라서 현금흐름에 대한 투

금보다는 내부자금을 이용하여 투자하는 경향이 있다는 Fazzari and Petersen (1988)의 주장에 따라 유통주비율을 전환함수의 설명변수로 사용하였으며 유통주비율이 낮은 기업일수록 HP체제에 있을 확률이 높을 것이라고 가정하였다.

마지막으로 투자지출과 현금흐름은 기업규모를 통제하기 위해 총자산으로 나누어 정규화하였으며 투자함수의 모든 가격변수는 생산자 물가지수를 반영하여 실질화 하여 사용하였다.⁸⁾ Fazzari et al. (1988)에 따르면 투자지출은 기업의 과거 경영성과에 영향을 받기 때문에 투자모형의 설명변수에 시차 값(Lagged value)을 반영하는 경우 모형의 설명력이 높게 나타난다. 따라서 투자함수의 설명변수는 1기 시차 값을 사용하였다. 실증모형에는 년도별 효과와 산업효과를 통제하기 위하여 년도더미($D(T)$)와 산업더미($D(I)$)를 포함하였다.

다음으로, HP와 LP체제의 구분은 각각의 t 에서 내생적으로 결정되며 이러한 체제의 변화는 관측되지 않는 전환함수의 부호에 따라 나누어진다. 즉, 식 (1)의 경우에 해당하면 LP체제에 속하게 되고, 식 (2)의 경우에 해당하면 HP체제에 속한다고 가정하였다. 투자함수와 전환함수의 오차항의 벡터인 $\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}, v_{it}$ 은 평균 0의 결합정규분포를 따른다고 가정하며 공분산 메트릭스는 아래 식 (5)와 같다.⁹⁾

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{1v} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{2v} \\ \sigma_{v1} & \sigma_{v2} & \sigma_v^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{1v} \\ 0 & \sigma_2^2 & \sigma_{2v} \\ \sigma_{v1} & \sigma_{v2} & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

식 (1)과 식 (2)에서 보듯이 I_{it}^{LP} 와 I_{it}^{HP} 는 함께 관측되지 않기 때문에 식 (5)의 σ_{12} 는 우도함수에 나타나지 않으므로 추정할 수 없다. 따라서 이 값을 0으로 가정한다. 그리고 전환함수에서 γ 는 직접 식별할 수 없고 우도함수

자의 민감도가 커진다.

8) 기업규모를 통제하는 방법으로 많이 쓰이는 방법은 실물자본스톡(K)을 사용하여 정규화 하는 것이다. 하지만 신민식·김성환(2008)에서처럼 총자산을 이용하여 정규화한 모형들도 자주 사용되고 있다. 이와 같은 측정방법의 차이가 투자함수의 추정결과에 영향을 미치는가를 살펴보기 위하여 실물자본스톡인 전기 유형고정자산으로 정규화한 모형을 추정해보았으며, 추정결과의 해석에 영향을 줄 수 있는 차이는 없었다.

9) 그중, $\varepsilon_{ji} \sim N(0, \sigma_j^2), j=1,2, v_i \sim N(0, \sigma_v^2), \sigma_{12}=0, \sigma_v^2=1$ 이라고 가정한다.

에서 비례적($\frac{\gamma}{\sigma_v}$)으로만 추정될 수 있기 때문에 분모 값인 σ_v 를 1로 가정한다 (Dutoit, 2007). 모형에서 ε_{1it} , ε_{2it} , 그리고 v_{it} 사이의 공분산인 σ_{1v} 와 σ_{2v} 는 0이 아니어야 한다. 다시 말해 식 (1)과 식 (2)에서 I_{it}^{LP} 와 I_{it}^{HP} 에 영향을 주는 관측되지 않는 특성들이 전환함수의 투자에 영향을 미치는 특성들과 상관관계를 가지면 전환이 내생적이라는 의미를 가지기 때문이다.¹⁰⁾

여기서 기업이 속한 체제를 관측할 수는 없지만 각각이 발생할 확률을 계산할 수는 있다. 본 모형에서 각 관측치인 개별기업이 어느 체제에 속해 있는지 알 수 없기 때문에 I_i 는 I_{1i} 과 I_{2i} 의 혼합분포가 된다. 다시 말해 관측치 i 는 t 기에 $\text{Prob}(v_{it} < -W_{it}\gamma)$ 의 확률로 I_{it}^{LP} 의 분포를 따르고 $\text{Prob}(v_{it} \geq -W_{it}\gamma)$ 의 확률로 I_{it}^{HP} 의 분포를 따른다. 아래 식 (6)은 기업이 LP체제에 속할 확률이며, 식 (7)은 기업이 HP체제에 속할 확률을 나타낸다.¹¹⁾

$$\begin{aligned} \text{Prob}(I)_{it} = I_{it}^{LP} &= \text{Prob}(W_{it}\gamma + v_{it} < 0) \\ &= \text{Prob}(v_{it} < -W_{it}\gamma) \\ &= \Phi(-W_{it}\gamma) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{Prob}(I)_{it} = I_{it}^{HP} &= \text{Prob}(W_{it}\gamma + v_{it} \geq 0) \\ &= \text{Prob}(v_{it} \geq -W_{it}\gamma) \\ &= 1 - \Phi(-W_{it}\gamma) \end{aligned} \quad (7)$$

여기서 Φ 는 누적표준정규분포함수를 의미하며, ϕ 는 표준정규확률밀도함수를 나타낸다.

식 (7)을 보면 개별기업이 HP체제에 속할 확률은 $\text{Prob}(v_{it} \geq -W_{it}\gamma) = 1 - \Phi(-W_{it}\gamma)$ 이다. 정규분포는 대칭성을 가지고 전환함수의 설명변수가 연속적이므로 W_{it} 가 t 기 i 기업이 HP체제에 속할 확률에 미치는 영향은 아래 식 (8)과 같다(Lee, 2010, pp. 183-184).

$$p_{it} = 1 - \Phi(-W_{it}\gamma) = \Phi(W_{it}\gamma)$$

10) 여기서 내생적 전환회귀 모형을 구성한다(Maddala, 1986, p. 1635).

11) 본 논문에서는 Hu and Schiantarelli(1998)의 방법에 따라 정규분포를 가정하였다.

$$\frac{\partial p_{it}}{\partial W_{it}} = \frac{\partial \Phi(W_{it}\gamma)}{\partial W_{it}} = \phi(W_{it}\gamma) \cdot \gamma \quad (8)$$

여기서 γ 가 양수이면 W_{it} 가 1단위 증가할 때 HP체제에 속할 확률이 일정 퍼센트(%) 증가하게 됨을 의미하며 이때 그 크기는 W_{it} 값에 따라 달라진다. 선행연구에 따르면 부채규모가 크고 유동성비율과 기업규모, 그리고 유통주비율이 작을수록 기업의 투자결정이 HP체제에서 이루어질 가능성이 높기 때문에 전환함수에서 이들의 계수 값이 각각 양(+), 음(-), 음(-), 음(-)으로 나타날 것이라고 가정하였다. 이러한 전환회귀모형은 최우추정법을 이용하여 추정한다.

$$l_{it} = \phi(\varepsilon_{1it}|v_{it} < -W_{it}\gamma)\Phi(-W_{it}\gamma) + \phi(\varepsilon_{2it}|v_{it} \geq -W_{it}\gamma)[1 - \Phi(-W_{it}\gamma)] \quad (9)$$

개별 관측치에 대한 우도함수(likelihood density function: l_{it})는 가중치 Prob($v_{it} < -W_{it}\gamma$)와 Prob($v_{it} \geq -W_{it}\gamma$)를 가진 $\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}$ 의 조건부 밀도함수이다. 따라서 식 (10)은 각각 조건부밀도함수와 누적분포함수의 곱으로 나타낸 것이다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \log \left\{ \frac{1}{\sigma_1} \phi\left(\frac{\varepsilon_{1it}}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{-W_{it}\gamma - \frac{\sigma_{1v}}{\sigma_1^2} \varepsilon_{1it}}{\sqrt{1 - \frac{\sigma_{1v}^2}{\sigma_1^2}}}\right) + \frac{1}{\sigma_2} \phi\left(\frac{\varepsilon_{2it}}{\sigma_2}\right) \left[1 - \Phi\left(\frac{-W_{it}\gamma - \frac{\sigma_{2v}}{\sigma_2^2} \varepsilon_{2it}}{\sqrt{1 - \frac{\sigma_{2v}^2}{\sigma_2^2}}}\right) \right] \right\} \quad (10)$$

최종적으로 식 (9)의 로그 우도함수는 결합밀도함수는 조건부밀도함수와 한계(주변) 밀도함수의 곱이라는 사실과 이변량정규분포의 특성을 사용하여 도출할 수 있다. 식 (10)은 Hu and Schiantarelli (1998)과 Adelegan and Ariyo(2008), Kang and Sawada(2008) 등이 사용한 함수와 동일하다.

본 연구에서는 國泰安金融教育集團(GTA Finance & Education Group)이 제공하는 중국 상장기업 데이터베이스 CSMAR(China Stock Market Financial Statement)를 사용하였다. 중국은 1996년 회사법도입을 시작으로 기업제도에 큰 변화가 나타났으며 이는 재무제표의 구성 및 기입방법에 있어서도 많은 변화를 가져왔다. 따라서 자료의 일관성을 확보하기 위하여 1998년 이후부터 사용되고 있는 재무제표 및 현금흐름표를 사용하였다.

중국 기업데이터를 사용하는 경우 사영기업과 민영기업에 대한 정의가 명확하지 않은 경우가 많다. 중국 국가통계국 국가공상행정관리국의 [기업등기등록유형에 관한 규정(關於划分企業登記註冊類型的規定)]에 따르면 사영기업은 “자연인이 투자 설립하거나 혹은 자연인이 주식을 통제하는 기업이며, 노동력 고용을 기초로 하는 영리성 경제조직”으로 정의하고 있다. 구체적으로는 기업법, 합작기업법, 사영기업 임시규정에 따라 등록하는 사영유한책임회사, 사영주식회사, 사영합작기업 및 독자기업이 포함된다. 사영기업과는 달리 민영기업은 향진기업, 합작사경제, 사회단체소유제경제 등 기타 공유제경제를 함께 포함하고 있는 용어이다. 따라서 본 논문에서 사용하는 민영기업은 국유국영기업을 제외한 기업을 의미한다.

국유기업의 법인화를 통한 민영화 작업도 1998년 이후부터 본격적으로 진행되기 시작하였는데 이를 구분할 수 있는 민영화지표는 CSMAR에서 2003년부터 보고하고 있다. 본 논문에서는 1996년 회사법 도입 이후 국유기업의 주식상장을 통한 민영화작업이 진행되어 표본기간 중 민영화 작업이 완료된 기업은 모두 민영기업으로 분류하였다. 현재 중국 상장기업의 실질지배주주(實際控制人, Actual controller)¹²⁾는 국가, 자연인 또는 법인, 노동자 지분회 또는 노조, 집체기업, 외상투자기업, 홍콩마카오 투자기업, 공공지분, 기타 등 모두 8가지 유형으로 구분되는데, 본 논문에서 사용한 표본기업의 실질 지배주주는 국가, 자연인 또는 법인, 노동자 지분회 또는 노조, 공공지분 등으로 구성되어 있으며 그 중 실질지배인이 국가인 경우를 제외한 모든 경우가 민영기업에 속한다. 최종적으로 2000년부터 2009년까지 10년 연속적으로 관측된 제조업체의 균형패널자료를 구성하였으며 총 589개 기업, 관측치의 총 수는 5,890개이다. 그 중 국유기업은 446개 기업이며 관측치 총수는

12) 실질지배주주는 일반적으로 출자액의 50%이상의 투자자 혹은 주식총액의 50% 이상을 소유하고 있는 주주, 표결권의 30%이상을 가지고 있는 자이며, 기타 중국증권관리위원회가 인정한 자를 의미한다.

4,460개 이고, 민영기업은 143개 기업으로 관측치 총 수는 1,430개이다.

투자함수와 전환함수에 사용된 각 변수의 요약통계량은 <표 1>에 제시하였다. 본 연구에서는 기업규모에 따른 이분산성 문제를 고려하여 모든 수량변수는 총자산(TA)으로 나누어 정규화 하였다. 먼저 2000-2009년 동안 표본기업의 투자지출, 현금흐름의 평균값을 보면 국유기업이 민영기업 보다 모두 높았으며 기업규모도 국유기업이 더 높게 나타났다. 반면 토빈 Q와 부채규모의 평균은 민영기업이 국유기업 보다 높았다. 기업 전체의 토빈 Q의 평균값은 2.198, 국유기업 2.093, 민영기업 2.526으로 모두 1보다 훨씬 높게 나타났다. 그리고 토빈 Q와 부채규모, 현금흐름 등 주요 변수에서 민영기업의 표준편차가 국유기업 보다 높았는데 이는 민영기업 집단 내에서의 기업 간 편차가 국유기업에 비해 상대적으로 크다는 것을 반영한다. 유통주규모는 민영기업이 국유기업 보다 조금 높았으나 t-test결과 두 그룹의 평균의 차이는 유의하지 않았다.

<표 1> 변수의 요약통계량

변수	전체 평균	국유기업	민영기업	t 값
관측치 Observation	5,890	4,460	1,430	-
$\frac{I}{TA}$ 자산대비 투자지출	0.060 (0.002)	0.065 (0.003)	0.046 (0.005)	Ha: diff>0 3.221 (0.001)
$\frac{Chf}{TA}$ 자산대비 현금흐름	0.056 (0.002)	0.058 (0.001)	0.049 (0.002)	Ha: diff>0 3.7363 (0.000)
Q 토빈 Q	2.198 (0.019)	2.093 (0.023)	2.526 (0.045)	Ha: diff<0 -9.3583 (0.000)
$\frac{D}{TA}$ 자산대비 부채	0.496 (0.003)	0.492 (0.003)	0.511 (0.005)	Ha: diff<0 -3.2651 (0.001)
$Log(TA)$ 기업규모	21.545 (0.013)	21.690 (0.015)	21.093 (0.024)	Ha: diff>0 19.9500 (0.000)
$ysmvosd$ 유통주비율	0.487 (0.003)	0.485 (0.003)	0.491 (0.005)	Ha: diff != 0 -0.802 (0.423)

주: ()안은 표준오차임. t-test에서 ()안은 p-value임. diff=mean(국유)-mean(민영), Ho: diff=0, Ha: diff<0, Ha: diff !=0, Ha: diff>0.

VI. 실증분석 결과

실증분석은 다음과 같이 진행하였다. 첫 번째 (모형 1)은 투자함수를 체제를 구분하지 않고 최소자승법을 사용하여 추정하였으며, 두 번째 (모형 2)는 (모형 1)을 투자함수와 전환함수로 구분한 후 내생적 전환회귀모형을 사용하여 추정하였다.

〈표 2〉는 투자함수를 체제의 구분 없이 추정한 (모형 1)의 결과이다. 모형은 최소자승법(pooled OLS)로 추정하였으며 내생성의 문제를 고려하여 전기 값을 사용하였다. 투자함수의 추정결과를 보면 토빈 Q와 현금흐름 그리고 기업규모의 계수가 모두 양수이며 통계적으로 유의하였고 국유기업의 현금흐름에 대한 투자의 민감도는 0.403, 민영기업의 현금흐름에 대한 투자의 민감도는 0.318로 국유기업이 더 높게 나타났다.

〈표 3〉에서는 내생적 전환회귀모형을 사용하여 투자함수를 LP체제와 HP체제로 구분한 (모형 2)의 추정결과를 제시하였다. 추정결과에 앞서 먼저 본 연구에서 사용하는 전환회귀 모형의 적합성을 검증하기 위하여 월드검정을 실시하였으며 그 결과를 〈표 3〉에 제시하였다. 월드검정 결과를 보면 기업전체와 국유기업, 민영기업 모두 전환함수의 모든 변수의 추정계수 값이 0라는 귀무가설이 유의하게 기각됨으로써 HP체제와 LP체제로 분리하여 각각의 투자함수를 추정하는 본 연구모형이 타당하다는 결과를 얻었다. 그리고 기업전체, 국유기업, 민영기업 등 각 집단별 추정치의 차이가 유의미한 값인지를 확인하기 위하여 로그우도검정을 실시하고 그 결과를 〈표 3〉에 제시하였다. 로그우도검정 결과를 보면 각각의 집단에서의 추정치가 다른 집단의 추정치와 모두 유의하게 차이가 있는 것으로 나타났다. 아울러 전환이 내생적인지 외생적인지를 검증하기 위하여 추정된 투자함수와 전환함수 사이의 공분산 값을 확인하였다. 〈표 3〉에서 σ_{iv} 는 모두 0이 아니다. 이는 LP체제와 HP체제 각각의 투자에 영향을 주는 관측되지 않는 특성들이 체제를 결정하는 변수와 상관관계를 가진다는 의미이며 따라서 전환이 내생적이라는 가정은 타당하였다.

내생적 전환회귀모형의 추정결과를 다음과 같다. 먼저 〈표 3〉의 투자함수를 보면 두 체제 모두 토빈 Q와 현금흐름의 계수가 양수이며 통계적으로 유의하였다. 금융제약이 상대적으로 강한 HP체제에서 현금흐름 계수(0.755)가 LP체제에서의 현금흐름 계수(0.201)보다 높게 나타났으며, 이러한 차이는 국유기업이 약 2.6배(0.205→0.782), 민영기업이 약 2.4배(0.137→0.567)로 HP체제에서의 투자의 현

금흐름 민감도가 LP체제에서 보다 모두 높게 나타났다. 아울러 LP체제와 HP체제 모두에서 국유기업의 현금흐름 계수가 민영기업의 현금흐름 계수 보다 각각 1.5배 ($0.205 > 0.137$) 와 1.4배 ($0.782 > 0.567$) 로 높게 나타났다. 결과를 종합하면 금융계약이 상대적으로 강한 HP체제에서 운영되는 기업의 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 LP체제에서의 민감도 보다 높고, 국유기업과 민영기업의 투자의 현금흐름 민감도 또한 LP체제에서 보다 HP체제에서 모두 높게 나타남으로써 금융계약이 강한 기업일수록 투자의 현금흐름 민감도가 높다고 주장한 Fazzari et al. (1988), Hu and Schiantarelli (1998), Adelegan and Ariyo (2008) 등의 연구와 동일한 결과를 보여주었다. 특히 표본기업 전체와 국유기업, 민영기업 모두 HP체제에 속한 기업들의 현금흐름 민감도가 LP체제에 속한 기업들에 비해 높게 나타남으로써 추정결과가 일관성 있게 도출되었다.

이러한 결과가 의미하는 것은 소유구조와 관계없이 HP체제에 속하는 기업은 상대적으로 조달비용이 낮은 내부자금을 더 선호한다는 것이다. Boyle and Guthrie (2003) 은 미래 자금조달에 대한 불확실성이 투자지출에 영향을 준다고 보았는데 HP체제 기업의 경우는 외부자금 조달에 대한 불확실성이 상대적으로 더 크기 때문에 현금흐름에 대한 민감도가 더 크게 나타나는 것으로 해석된다. 그리고 실증모형에서 사용하고 있는 투자는 유형고정자산투자 뿐만 아니라 운전자본투자를 포함하고 있다. 기업은 운전자본을 이용하여 일시적인 현금흐름충격을 흡수하여 고정자산투자를 스무딩할 수 있다(신민식·김성환, 2008, p. 61). 다시 말하면 일시적인 현금흐름 충격이 있더라도 고정자산투자를 안정적으로 유지하기 위해서 운전자본을 통해 그 충격을 흡수한다는 것이다. 따라서 미래 자금조달에 대한 불확실성이 높은 HP체제의 기업들이 현금흐름에 더 크게 반응하는 것으로 해석된다.¹³⁾

다음으로 체제를 구분하지 않고 추정한 <표 2>의 결과를 보면 국유기업의 현금흐름 계수(0.403)가 민영기업의 현금흐름 계수(0.318)보다 높다. 또한 체제를 구분하여 추정한 <표 3>의 투자함수에서도 국유기업의 현금흐름 계수가 민영기업의 현금흐름계수 보다 모두 높게 나타났다. 이처럼 정부가 기업의 이해당사자로서 외부자

13) 동일한 모형으로 종속변수인 투자를 유형고정자산투자로만 구성하여 추정한 결과, 기업전체, 국유기업 그리고 민영기업의 현금흐름 계수 값이 (모형 2)의 결과보다 작게 나타났다. 이는 운전자본을 고려하지 않았을 때 현금흐름 계수가 과소추정될 수 있다는 Fazzari and Petersen (1993)의 주장을 지지한다.

금조달이 상대적으로 용이하고 정부의 정책자금 혜택 또한 누리고 있는 국유기업이 현금흐름에 상대적으로 더 민감하게 반응한다는 것은 국유기업의 과잉투자 경향을 시사한다. 이러한 결과를 중국기업을 대상으로 한 연구결과와 비교해 보면 국유기업의 과잉투자의 존재를 확인하였다는 점에서 梅丹(2005)의 연구결과와 일치하지만 추가적으로 LP체제와 HP체제 내에서 모두 나타나는 것을 발견할 수 있었다. 그리고 王濤(2005)의 연구를 소유구조와 체제를 분리하여 추정함으로써 중국 상장기업의 투자는 현금흐름에 유의하게 반응함과 동시에 기업이 직면하는 금융제약의 차이에 따라 민감도의 크기가 달라진다는 것을 추가적으로 확인할 수 있었다.

〈표 2〉 모형 1: 패널 OLS 추정결과(2000-2009)

변수	기업전체	국유기업	민영기업
	pooled OLS	pooled OLS	pooled OLS
Q_{t-1}	0.015***	0.014***	0.018***
토빈 Q	(0.002)	(0.003)	(0.004)
$(\frac{Chf}{TA})_{t-1}$	0.385***	0.403***	0.318***
자산대비 현금흐름	(0.032)	(0.037)	(0.067)
$(\frac{D}{TA})_{t-1}$	-0.017	-0.023	0.021
자산대비 부채	(0.013)	(0.016)	(0.029)
$Log(TA)_{t-1}$	0.023***	0.017***	0.042***
기업규모	(0.003)	(0.003)	(0.007)
$ysmvosd_{t-1}$	0.021	0.014	0.026
유동주비율	(0.013)	(0.0146)	(0.042)
상수	-0.402***	-0.270***	-0.920
	(0.070)	(0.080)	(0.149)
Breusch and Pagan test	7.09	5.33	0.43
	(0.007)	(0.021)	(0.149)
hausman test	349.24	217.81	140.70
	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Note: 1) * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

2) ()안은 표준오차임.

3) 년도더미와 산업더미를 포함하여 추정한 결과임.

4) 기업전체와 국유기업의 경우 Breusch-Pagan 검정과 Hausman 검정이 모두 기각되어 고정 효과모형이 가장 적합하지만 추정결과는 pooled OLS와 동일함.¹⁴⁾

14) 본 연구에서는 전환회귀모형의 계수 값에 특이치가 없는지를 확인하기 위하여 OLS의 추정결과를 보고하였다.

〈표 3〉 모형 2: 내생적 전환회귀 모형 추정결과(2000-2009)

구 분	기업전체	국유기업	민영기업
Low premium regime			
Q_{t-1}	0.005*** (0.001)	0.005** (0.0016383)	0.007** (0.002)
$(\frac{Chf}{TA})_{t-1}$	0.201*** (0.022)	0.205*** (0.026)	0.137** (0.042)
자산대비 현금흐름			
상수	0.148*** (0.019)	0.137*** (0.021)	0.088*** (0.023)
High premium regime			
Q_{t-1}	0.024*** (0.005)	0.025*** (0.006)	0.023* (0.009)
$(\frac{Chf}{TA})_{t-1}$	0.755*** (0.085)	0.782*** (0.096)	0.567*** (0.151)
자산대비 현금흐름			
상수	-0.049 (0.068)	-0.048 (0.067)	-0.222* (0.091)
Switching equation			
$(\frac{D}{TA})_{t-1}$	1.008*** (0.139)	0.929*** (0.167)	1.140*** (0.284)
자산대비 부채			
$Log(TA)_{t-1}$	-0.252*** (0.029)	-0.191*** (0.034)	-0.396*** (0.064)
기업규모			
$ysmvosd_{t-1}$	-0.023 (0.132)	0.035 (0.141)	-0.358 (0.412)
유통주비율			
상수	5.313*** (0.680)	4.094*** (0.790)	7.924*** (1.362)
σ_1	0.078***	0.072***	0.077***
σ_2	0.308***	0.299***	0.294***
σ_{1v}	0.044***	0.032***	0.053***
σ_{2v}	0.218***	0.217***	0.185***
관측치수	5,262	3,984	1,278
LR test statistics	148.50	2575.02	9169.89
(p-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Wald test statistics	428.60	373.33	145.76
(p-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Note: 1) * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.
2) () 안은 표준오차임.
3) 투자(I)를 유형고정자산투자+운전자본투자로 정의함.
4) 년도더미와 산업더미를 포함하여 추정한 결과임.
5) 유통주비율을 제외하고 추정하여도 결과는 동일함.
6) 관측치 5,262개는 투자지출 계산 후 관측 초기년도인 2000년 관측치 589개와, 감가상각액 자료가 누락된 39개 관측치가 모형 추정시 제외된 수치임.

모형: $(\frac{I}{TA})_{it} = X_{it-1}\beta + \varepsilon_{it}, \quad X_{it-1} = [Q_{it-1}, (\frac{Chf}{TA})_{it-1}, D(T), D(I)],$
 $W_{it} = [(\frac{D}{TA})_{it-1}, Log(TA)_{it-1}, ysmosd_{t-1}, D(T), D(I)]$

마지막으로 본 연구에서는 기업의 유통주비율을 설명변수에 포함하여 추정하였으나 모든 모형에서 계수 값이 유의하지 않았다. 중국의 비유통주는 배당성향이 낮거나 전혀 없는 경우가 많기 때문에 투자를 위한 외부자금을 적극적으로 유인하지 못하는 결과를 초래할 수 있다. 따라서 유통주비율의 계수가 (모형 1)에서는 유의한 양(+)의 값을 보이고 (모형 2)의 전환함수에서는 유의한 음(-)의 값으로 나올 것이라 기대하였지만 모두 기각되었다.

다음으로 기업이 HP체제에 속할 확률이 개별기업의 특성에 따라 어떻게 달라지는지를 살펴보기 위하여 전환함수 설명변수 계수 값의 부호를 살펴보았다. <표 3>에서 전환함수 추정결과를 보면 기업전체, 국유기업, 민영기업 모두 자산대비 부채의 계수와 기업규모의 계수가 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 이는 기업의 부채규모가 클수록, 기업규모가 작을수록 기업이 HP체제에 속할 확률이 커지는 것이며 외부금융에 대한 하이프리미엄 지불확률이 높아지는 것을 의미한다.

<표 4>에서는 전환함수의 설명변수들이 HP체제에 속할 확률에 미치는 영향을 좀 더 구체적으로 살펴보기 위하여 각 변수들의 평균한계효과(average marginal effect) 값을 제시하였다. 식 (8)을 보면 전환함수의 설명변수인 W_{it} 가 t 기 i 기업이 HP체제에 속할 확률에 미치는 영향은 $\partial p_{it} / \partial W_{it} = \phi(W_{it}\gamma) \cdot \gamma$ 이며 이 값은 각각의 관측치 W_{it} 의 값에 달라진다. 따라서 평균한계효과는 부채, 기업규모, 유통주비율 등이 한 단위 증가했을 때 이러한 변수가 각각의 관측치마다 서로 다르게 미친 영향들의 평균을 의미하며, 전환함수에서 파라미터 $\hat{\gamma}$ 와 확률밀도함수 $\phi(W_{it}\hat{\gamma})$ 를 추정한 후 평균값을 구하였다. <표 4>에 제시한 (모형 2)의 전환함수 설명변수의 한계효과를 살펴보면 자산대비 부채비율의 한계효과는 0.34이다. 이는 자산대비 부채비율이 1 증가할 때 기업이 HP체제에 속할 확률이 평균적으로 34% 증가하는 것이므로, 자산대비 부채비율이 1% 포인트 증가하면 기업이 HP체제에 속할 확률이 0.34% 증가함을 의미한다. 기업규모의 경우는 한계효과가 -0.09로써 이는 기업규모가 100%성장할 때 기업이 HP체제에 속할 확률이 평균적으로 9% 감소함을 의미한다. 부채의 영향은 국유기업(0.32)보다 민영기업(0.39)에서 더 크게 나타났고, 기업규모의 영향은 민영기업(-0.14)이 국유기업(-0.07)에 비해 더 크게 나타났다. 개별기업의 특성을 나타내는 전환함수의 설명변수에 대한 분석결과를 종합하면 기업의 부채비율이 클수록 그리고 기업 규모가 작을수록 기업이 HP체제에 속할 확률이 커지며 투자의 현금흐름에 대한 민감도가 높아진다.

그리고 유통주비율의 계수 값을 보면 추정된 계수 값의 부호가 서로 다르게 나타난 것을 볼 수 있으며 통계적으로 유의하지 않았다. 국유기업은 지배주주가 모두 국가이고 국가가 전략적으로 국유주 비율을 일정수준으로 유지하고 있기 때문에 주식 유통화 규모가 국유기업의 자본조달 방식에는 직접적인 영향을 주지 않기 때문으로 해석된다. 민영기업의 경우 계수의 부호가 음(-)으로 나타났는데 이는 최근 중국 정부가 주식시장 개혁 차원에서 적극적으로 추진하고 있는 비유통주의 유통화 개혁이 반영된 것으로 보인다. 유통주비율의 경우 한계효과는 국유기업의 경우는 0.012로 이는 유통주비율이 1% 포인트 증가하면 국유기업이 HP체제에 속할 확률이 평균적으로 0.01%증가하고, 민영기업의 경우에는 0.12% 감소함을 의미하지만 통계적으로 유의하지 않았다.

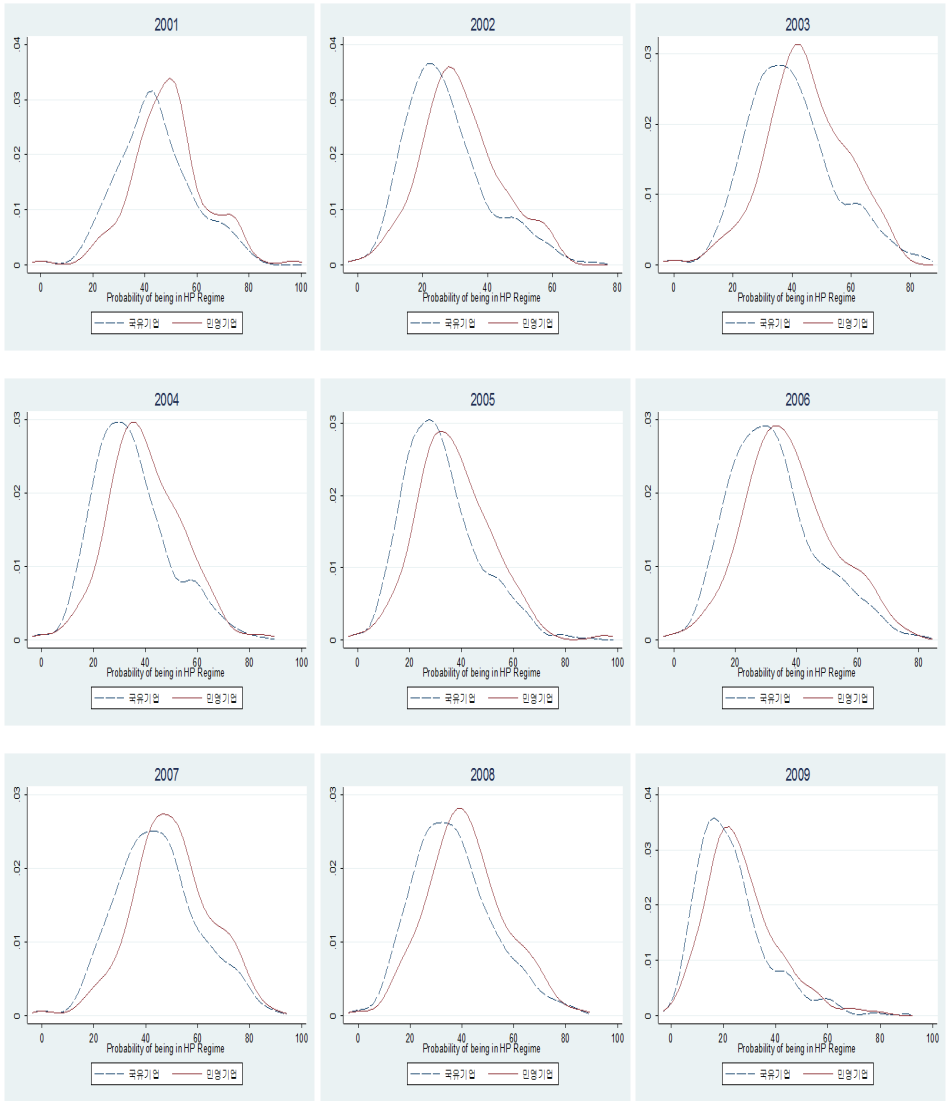
〈표 4〉 기업 특성이 HP체제에 속할 확률에 미치는 영향

(모형 2) 전환함수 설명변수	평균한계효과(average marginal effect)		
	기업전체	국유기업	민영기업
$\frac{D}{TA}$ 자산대비 부채	0.3419	0.3183	0.3908
$Log(TA)$ 기업규모	-0.0856	-0.0655	-0.1357
$ysmvosd$ 유통주비율	-0.0078	0.0119	-0.1228

〈표 5〉 연도별 HP체제에 속할 평균 확률

년도	Prob HP regime(%)		
	기업전체	국유기업	민영기업
전체	36.28	35.02	39.93
2001	45.23	44.00	49.08
2002	28.41	27.33	31.79
2003	41.56	39.75	44.75
2004	36.04	34.75	40.06
2005	33.29	32.02	37.23
2006	33.80	32.54	37.74
2007	45.88	44.56	50.01
2008	37.93	36.73	41.65
2009	24.34	23.47	27.05

〈그림 1〉 국유기업-민영기업 연도별(2001-2009) 커널 밀도 추정



위 〈표 5〉에는 연도별로 개별기업이 HP체제에 속할 확률의 평균값을 표본기업 전체, 국유기업, 민영기업으로 나누어 계산한 결과를 제시하였다. t 기 기업 i 가 HP체제에 속할 확률은 $\text{Prob}(u_{it} \geq -W_{it}\gamma) = 1 - \Phi(-W_{it}\gamma)$ 이므로 전환함수에서 파라미터 $\hat{\gamma}$ 를 추정한 후 최종적으로 HP체제에 속할 확률인 $1 - \Phi(-W_{it}\hat{\gamma})$ 을 계산하였다. 〈표 5〉를 보면 2001-2009년까지 전체기업이 HP체제에 속할 확률은 평균

36.3%이며 그 중 국유기업은 35.0%, 민영기업은 39.9%로 민영기업이 국유기업보다 HP체제에 속할 확률이 더 높게 나타났다. <표 5>와 관련하여 <그림 1>은 전환함수의 추정결과를 사용하여 연도별로 국유기업과 민영기업이 HP체제에 속할 확률을 계산한 후 그 분포를 커널밀도추정을 통해 나타낸 것이다. 즉, 연도별로 소유구조에 따라 기업이 HP체제에 속할 확률의 분포가 어떠한 차이를 갖는지 보여준다. <그림 1>에서 2001년-2003년, 2005-2006년 기간 중에서 HP체제에 속할 확률이 평균보다 높은 구간을 보면 국유기업의 경우는 연도별로 분포의 형태가 거의 비슷하지만, 민영기업의 경우는 분포의 형태가 다소 변화하는 것을 볼 수 있다. 그리고 2009년에는 국유기업과 민영기업 모두 전체적으로 다른 기간에 비해 분포가 좁아진 것을 볼 수 있다. 하지만 국유기업과 민영기업 모두 연도별 분포의 형태가 큰 차이를 나타내지는 않으며 평균값의 변화의 방향도 같기 때문에 표본기업전체가 HP체제에 속할 확률이 연도별로 증가하거나 감소하는데 있어서 소유구조 차이에 따른 효과는 크지 않을 것으로 판단된다.

V. 결론 및 시사점

본 논문에서는 중국의 상장 제조업 기업을 대상으로 금융제약이 투자의 현금흐름 민감도에 미치는 영향을 내생적 전환회귀 모형을 사용하여 분석하였다. 기존 투자함수를 추정한 실증연구에서 논의되는 내용은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫째는 “금융제약으로 인해 기업들의 투자가 현금흐름에 어떠한 방향으로 반응하는가?”에 대한 물음이고, 둘째는 “현금흐름 계수의 크기가 실제 반영하는 것은 무엇인가?”에 대한 물음이다. 본 논문에서 투자함수를 추정한 실증분석 결과는 중국 상장기업의 금융제약과 투자의 관계에서 몇 가지 시사점을 제시한다.

첫째, HP체제에 속한 기업들이 LP체제에 속한 기업들에 비하여 투자의 현금흐름 민감도가 더 높게 나타남으로써, 중국 상장기업의 경우에도 금융제약이 강할수록 투자가 현금흐름에 높은 민감도를 가진다는 사실을 확인할 수 있었다.

둘째, 표본기업전체, 국유기업, 민영기업 모두 기업의 부채비율이 클수록 그리고 기업 규모가 작을수록 HP체제로 전환 될 확률이 높았다. 동시에 HP체제에서 기업투자의 현금흐름 민감도가 LP체제에서 보다 훨씬 높게 나타났다. 이러한 결과는 소유구조와 관계없이 HP체제에 속하는 기업은 LP체제에 속하는 기업에 비해서

상대적으로 조달비용이 낮은 내부자금을 더 선호하는 것을 보여준다는 점에서 금융 제약이 강할수록 투자가 현금흐름에 높은 민감도를 가진다는 주장을 보다 일관성 있게 지지하고 있다.

셋째, 본 연구에서 발견한 가장 흥미로운 결과는 소유구조에 따라 투자의 현금흐름에 대한 민감도에 차이가 나타나는 것을 확인하였다는 점이다. 추정결과를 보면 HP체제와 LP체제 모두에서 국유기업의 현금흐름계수가 민영기업의 현금흐름계수보다 모두 높게 나타났다. 정부가 기업의 이해당사자로서 외부자금조달이 상대적으로 용이하고 정부의 정책자금 혜택 또한 누리고 있는 국유기업이 현금흐름에 상대적으로 더 민감하게 반응한다는 것은 국유기업의 과잉투자 경향을 시사한다. 이러한 결과를 중국기업을 대상으로 한 연구결과와 비교해 보면 국유기업의 과잉투자를 확인하였다는 점에서 梅丹(2005)의 연구결과와 일치하지만 HP체제뿐만 아니라 LP체제 내에서도 동일한 결과가 나타난다는 점을 추가로 확인하였다는 점에서 의미가 있다. 또한 중국 상장기업의 투자가 현금흐름에 민감하게 반응한다는 것을 확인했다는 점에서 王濤(2005)의 연구결과를 일부 지지하고 있지만 소유구조와 체제를 분리하여 추정함으로써 기업이 직면하는 금융제약의 정도와 소유구조의 차이에 따라서 그 결과가 서로 다르게 나타날 수 있음을 추가로 발견하였다.

마지막으로 본 연구는 몇 가지 한계점을 지닌다. 첫째, 토빈 Q의 측정오차문제이다. 토빈 Q의 측정에 있어서 오차가 발생할 수 있는 부분은 매우 많이 있지만 특히 자료의 부족으로 자산의 대체가치를 추정하는데 한계가 있었다. 자료의 한계가 있는 경우 Chung and Pruitt(1994)가 제시한 근사 토빈Q를 주로 사용하지만 여전히 개선되어야 할 부분이다.

둘째, 최근 중국의 주식시장 분석이나 기업분석에 있어서 유통주규모가 주요 변수로 자주 사용되고 있으며 정호일·장락(2011), 장지화 외(2010)에서는 유통주와 비유통주규모가 기업의 자본구조와 시장가치에 유의한 영향을 미치는 것을 보여주었다. 중국 상장기업에 있어서 기업의 투자활동과 매우 상관관계가 높은 자본구조 및 기업의 시장가치에 유의한 영향을 미치는 유통주규모가 왜 투자모형에서는 유의하게 나타나지 않았는가를 추가로 고려하여 분석하는 것이 필요하다.

셋째, 자금조달을 위한 새로운 부채나 주식의 발행 비용은 기업의 금융 구조, 정보 및 대리인 문제의 심각성을 대리하는 특성들뿐만 아니라 거시 충격에 의해서도 변화할 수 있다. 이러한 거시충격에 따른 영향은 본 논문에서는 고려하지 않았다.

거시충격은 개별기업의 특성에 따라 서로 다른 영향을 받을 것으로 판단되므로 향후 이러한 영향을 함께 고려하여 분석하는 것이 필요할 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 강성진 · 손상학, “해외 및 외국인 직접투자가 한국 기업투자에 미치는 영향,” 『국제경제연구』, 제15권 제2호, 한국국제경제학회, 2009, pp. 103-129.
(Translated in English) Kang S. J., and S. H. Sohn, “The Impacts of Inward and Outward FDI on Firm Investment in Korea,” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 15, No. 2, 2009, pp. 103-129.
2. 구재운, “한국 제조기업 투자의 금융요인에 대한 실증분석: 자금조달순위가설과 잉여현금흐름가설을 중심으로,” 『금융연구』, 제12권 제1호, 한국금융연구원, 2007, pp. 29-54.
(Translated in English) Koo, J. W., “Financial Factors in Firms’ Investments: Pecking Order Hypothesis vs. Free Cash Flow Hypothesis,” *Review of Financial Economics*, Vol. 12, No. 1, 2007, pp. 29-54.
3. 구재운 · 맹경희, “기업투자의 현금흐름 민감도: 전환회귀법을 이용한 분석,” 『경제분석』, 제17권 제2호, 한국은행 경제연구원, 2011, pp. 56-89.
(Translated in English) Koo, J. W., and K. H., Maeng, “The Cash Flow Sensitivity of Investment: A Switching Regression Approach Based on Korean Firm Data,” *Economic Analysis*, Vol. 17, No. 2, 2011, pp. 56-89.
4. 송준기, “한국기업에서 내부자금이 투자지출에 미치는 효과 분석: 중소기업과 대기업의 비교,” 『중소기업연구』, 제25권 제4호, 한국중소기업학회, 2003, pp. 181-199.
(Translated in English) Song, J. K., “A Study on the Effects of Internal Funds on Investments in Korean Manufacturing,” *The Asia Pacific journal of Small Business*, Vol. 25, No. 4, 2003, p. 181-199.
5. 신민식 · 김성환, “운전자본과 고정자산투자간의 관계,” 『금융공학연구』, 제7권, 제3호, 한국금융공학회, 2008, pp. 55-76.
(Translated in English) Shin, M. S., and S. H., Kim, “The Relations between Working Capital and Fixed Asset Investment,” *The Korean Journal of Financial Engineering*, Vol. 7, No. 3, 2008, pp. 55-76.
6. 신민식 · 김공영 · 신찬식 · 김병수 · 김지영, “중소기업 운전자본의 고정자산투자 스무딩 효과,” 『기업경영연구』, 제17권, 제1호, 한국기업경영학회, 2010, pp. 185-204.
(Translated in English) Shin, M. S., et al., “The Smoothing Effects of Working Capital on Fixed Asset Investments in Small and Medium Sized Enterprises,” *Korean Corporation*

Management Review, Vol. 17, No. 1, 2010, pp.185-204.

7. 장지화 · 이정화 · 고윤성, “기업의 자본구조와 소유지배구조가 기업 가치에 미치는 영향: 중국 자본시장을 대상으로,” 『대한경영학회지』, 제23권, 제1호, 대한경영학회, 2010, pp.223-242.
(Translated in English) Zhang, Z. H., et al., “Capital Structure, Ownership Structure and Firm Value: Evidence from Chinese Capital Market,” *Daehan journal of Business*, Vol. 23, No. 1, 2010, pp.223-242.
8. 정호일 · 장 락, “중국 상장기업의 자본구조결정요인과 목표자본구조로의 조정속도에 관한 연구,” 『경영교육논총』, 제68집, 한국경영교육학회, 2011, pp.411-437.
(Translated in English) Chung, H.I., and L. Zhang, “The Study on the Adjustment Speed toward Target Capital Structure & its Determinants of Chinese Listed Firms,” *Korean Association Of Business Education*, Vol. 68, 2011, pp.411-437.
9. 王 濤, “投資與現金流相關性經驗研究,” 『世界經濟情況』, 夏旦大學經濟學院, 第04期, 2005, pp.25-29.
(Translated in English) Wang, T., “An Empirical Study on the Relationship between Investments and Cash-flow,” *World Economic Outlook*, Vol. 4, 2005, pp.25-29.
10. 梅 丹, “上市公司固定資產投資規模影響因素,” 『証券市場導報』, 南開大學國際商學院, 第09期, 2005, pp.56-60.
(Translated in English) Mei, D., “Factors Affecting Fixed-Asset Investment Scale of Listed Companies,” *Securities Market Herald*, Vol. 9, 2005, pp.56-60.
11. Adelegan, O.A., and A. Ariyo, “Capital Market Imperfections and Corporate Investment Behavior: A Switching Regression Approach Using Panel Data for Nigerian Manufacturing Firms,” *Journal of Money, Investment and Banking*, Vol. 2, 2008, pp.16-38.
12. Altı, A., “How Sensitive Is Investment to Cash Flow When Financing Is Frictionless,” *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 2, 2003, pp.707-722.
13. Boyle, G., and G. Guthrie, “Investment, Uncertainty, and Liquidity,” *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 5, 2003, pp.2143-2166.
14. Chung, K.H., and S.W. Pruitt, “A Simple Approximation of Tobin’s q,” *Financial Management*, Vol. 54, 1991, pp. 21-33.
15. Devereux M. and F. Schiantarelli, “Investment, Financial Factors and Cash Flow: Evidence From UK Panel Data,” *NBER Working Papers* 3116, 1989.
16. Dutoit, L., “Heckman’s Selection Model, Endogenous and Exogenous Switching Models, A Survey,” *The Selected Works of Laure C Dutoit*. Available at: http://works.bepress.com/laure_dutoit/3, 2007.
17. Forbes, K.J., “One Cost of the Chilean Capital Controls: Increased Financial Constraints for Smaller Traded Firms,” *Journal of International Economic*, Vol. 71, No. 2, 2007, pp.294-323.
18. Fazzari, S.M., R.G. Hubbard and B.C. Petersen, “Financing Constraints and Corporate Investment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, No. 1, 1988, pp.141-95.
19. Fazzari, S.M., and B.C. Petersen, “Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constraints,” *RAND Journal of Economics*, Vol. 24, No. 3, 1993, pp.328-342.

20. Ferry, M.G., and W.H. Jones, "Determinants of Financial Structures: A New Methodological Approach," *The Journal of Finance*, Vol. 34, No. 3, 1979, pp.631-644.
21. Hayashi, F., "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, 1982, pp.213-224.
22. Hovakimian, G., and S. Titman, "Corporate Investment with Financial Constraints: Sensitivity of Investment to Funds from Voluntary Asset Sales," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 2, 2006, pp.357-374.
23. Hovakimian, A., and G. Hovakimian, "Cash Flow Sensitivity of Investment," *European Financial Management*, Vol. 15, No. 1, 2009, pp.47-65.
24. Hu, X., and F. Schiantarelli, "Investment and Capital Market Imperfections: A Switching Regression Approach using U.S. Firm Panel Data," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 3, 1998, pp.466-479.
25. Jensen, M.C., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, 1986, pp.323-329.
26. Jensen, M.C., and W.H. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, 1976, pp.305-360.
27. Kaplan, S.N., and L. Zinglaes, "Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, 1997, pp.169-215.
28. Kaplan, S.N., and L. Zingales, "Investment-cash Flow Sensitivities Are not Valid Measures of Financing Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 2, 2000, pp.707-712.
29. Kang S.J., and Y. Sawada, "A Credit Crunch and Household Welfare: The Case of the Korean Financial Crisis," *The Japanese Economic Review*, Vol. 59, No. 4, 2008, pp.438-458.
30. Lee, M.J., *Micro-Econometrics: Methods of Moments and Limited Dependent Variables*, 2nd Edition. Springer. 2010.
31. Maddala, G.S., "Disequilibrium, Self-selection, and Switching Models," In Z. Griliches and M. Intriligator (eds)., *Handbook of Econometrics*, Vol. 3. New York: Elsevier Science Publishers BV, 1986.
32. Myers, S.C., "The Capital Structure Puzzle," *The Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, 1984, pp.575-592.
33. Myers, S.C., and N.S. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do not Have," *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2, 1984, pp.187-221.
34. Modigliani, F., and M.H. Miller, "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol. 48, No. 3, 1958, pp.261-297.
35. Moyen, N., "Investment-cash Flow Sensitivities: Constrained Versus Unconstrained Firms," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 5, 2004, pp.2061-2092.

The Effect of Ownership Structure on the Investment Sensitivity to Company's Cash Flow - The Case of Chinese Listed Manufacturing Companies -

Sung Jin Kang* · Byul Ah Yoon**

Abstract

The purpose of this study is to analyze the effect of financial constraints on sensitivity of investment to cash flow for the Chinese listed manufacturing companies from 2000 to 2009. The endogenous switching regression model based on Tobin's q theory is used. The estimation result indicates that a company belonging to high premium regime has a higher sensitivity of investment to cash flow for all cases. In addition, the result shows that under the same regime, the sensitivity of investment to cash flow depends on the ownership structure. While a private company is more likely to be included in high premium regime than a state-owned company, state-owned company's sensitivity of investment to cash flow is higher than that of private company in case of high premium and low premium regime respectively. It implies that Chinese listed state-owned companies spend more surplus cash flow on investment.

Key Words: investment, endogenous switching regression model, chinese listed manufacturing companies

Received: Oct. 2, 2012. Revised: Dec. 3, 2012. Accepted: Jan. 11, 2013.

* First Author, Professor, Department of Economics, Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea, Phone: +82-2-3290-2225, e-mail: sjkang@korea.ac.kr

** Corresponding Author, Ph. D Candidate, Department of Economics, Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea, Phone: +82-2-3290-2225, e-mail: xingya@korea.ac.kr