

## 오일러方程式을 利用한 投資의 流動性制約 檢定\*

南 周 廈\*\* · 吳 相 奉\*\*\*

### 논문 초록

지금까지 기업투자의 유동성 제약을 검정한 국내연구들은 축약형태(reduced form)의 토빈Q투자모형에다 현금흐름변수를 추가하여 현금흐름이 투자에 미치는 상대적 민감도분석에 그치고 있어 유동성 제약을 명시적으로 검정한 것으로 보기 어렵다. 유동성 제약에 관한 기존연구의 문제점을 개선하기 위해 본 연구에서는 유동성 제약이 있는 경우의 투자의 비선형 오일러방정식(nonlinear Euler equation)을 명시적으로 도출한 후 패널 일반화 적률법(GMM: Generalized Method of Moments)을 사용하여 유동성 제약 여부를 검정하였다.

1990년부터 1999년까지의 상장기업들을 대상으로 30대 대기업집단에 속해 있는 기업들과 그렇지 않은 기업으로 나누어 실시한 실증분석결과에 의하면, 30대 기업에 속한 기업들은 유동성 제약이 없는 것으로 나타난 반면에 기타기업들은 유동성 제약이 있는 것으로 분석되었다. 이러한 연구결과는 재벌기업이 비재벌기업에 비해 유동성 제약에 직면한다는 기존의 연구결과와는 달리 재벌기업이 담보 능력과 기업규모의 우위로 차입이 상대적으로 쉬울 뿐더러 그룹의 현금흐름이나 상호지급보증 등의 내부자본시장을 활용할 수 있기 때문에 오히려 유동성 제약에 직면하지 않을 수 있음을 시사한다.

**핵심 주제어:** 유동성 제약, 비선형 오일러방정식, 패널 GMM, 현금흐름  
**경제학문헌목록 주제분류:** E2

\* 본 연구에 유익한 코멘트를 해주신 두 분의 익명의 논평자에게 감사드립니다.

\*\* 서강대학교 경제학과 조교수, e-mail: namjh@ccs.sogang.ac.kr

\*\*\* 한국개발연구원 연구원, e-mail: hongee30@kdi.re.kr

## I. 서론

정보의 비대칭성(asymmetry of information)에 의해 금융시장이 불완전하다면 담보가 부족하거나 자산규모가 작은 기업들은 대출시장에서 자금조달시 제약을 받을 수 있다. 지금까지 기업투자의 유동성 제약에 관한 대부분의 연구들은 기업의 투자 결정요인을 설명하기 위해 토빈Q모형에 근거하여 기업내부의 현금흐름(cash flow)이 투자에 미치는 민감도 분석에 초점을 맞추고 있다. 예를 들어 Fazzari, Hubbard and Petersen(1988)은 토빈Q모형에 근거하여 전체기업을 배당률에 따라 세 그룹으로 분류하여 배당률 차이에 따른 현금흐름의 민감도를 분석하였으며, Blundell, Bond and Schiantarelli(1992) 역시 토빈Q모형을 이용하여 영국의 제조업체를 대상으로 Q와 현금흐름 변수에 대한 관계를 분석하였다. Devereux and Schiantarelli(1989)는 대리인 비용이나 기업부실비용을 토빈Q투자모형에 도입하여 720개의 영국제조업체를 대상으로 기업규모가 큰 기업들이 작은 기업에 비해 유동성 제약을 강하게 받을 수 있음을 보고하고 있다.

기업투자의 유동성 제약에 관한 국내연구들 역시 Fazzari et al. (1988)에서 사용한 축약형 형태의 Q투자 방정식에다 몇 가지 유동성 제약에 영향을 주는 변수들을 추가한 투자방정식을 최소자승법(ordinary least square)이나 일반화 최소자승법(generalized least square)을 이용하여 실증분석을 시도하였다. 예를 들어 신동령(1992)은 356개 제조업체를 대상으로 단독기업 특히 비상장 단독기업의 투자가 재벌기업에 비해 현금흐름 및 유동성 수준의 변화에 민감하게 반응하는 것으로 분석하였고, 윤봉한(1994)의 연구에서는 대주주의 지분이 낮은 기업이 높은 기업에 비해, 그리고 재벌기업이 독립기업에 비해 유동성 제약에 직면하는 것으로 보고하였다. 공명재(1996)는 분석대상기업들을 총 자산규모에 의해 분류하여 자산규모가 가장 큰 기업군이 가장 작은 기업군에 비해 보다 큰 유동성 제약을 받고 있는 것으로 분석하였으며, 축약형 토빈Q모형과 선형 일반화 적률법(GMM: Generalized Method of Moments)을 사용한 이병기(2000)의 연구에서는 재벌기업이 독립기업에 비해 그리고 대기업이 중소기업에 비해 투자가 현금흐름에 민감하게 반응하는 것으로 분석하여 기존의 연구와 비슷한 연구결과를 보여주었다. 그러나 이러한 축약형(reduced form)의 토빈Q투자모형을 이용한 유동성 제약에 관한 연구들은 기본적으로 유동성 제약을 엄격히 검정하기보다는 유동성 제약의 상대적 가능성을 검정하

고 있다는 한계가 있다.

이러한 문제점들을 해소하기 위해 Whited(1992), Hubbard, Kashyap and Whited(1995)는 기업가치극대화를 위한 투자와 자본축적의 동태적 균형관계를 설명하는 오일러방정식(Euler equation)을 이용하여 투자의 유동성검정을 시도하였다. 이들은 유동성 제약 여부를 엄격하게 검정하기 위해서는 여러 가지 사전적 가정들에 의해 도출된 토빈Q투자방정식을 이용한 실증분석보다는 유동성 제약을 이론적으로 설명할 수 있는 투자의 오일러방정식을 도출한 후 실제 자료에 의해 부합되는 지를 검정하여야한다는 것이다.

본 연구에서는 Whited(1992)와 Hubbard, Kashap and Whited(1995)의 연구에서처럼 투자의 유동성검정을 위해 기존의 선형Q방정식의 접근방법에서 벗어나 이론적 모형이나 분석방법론에서 사전적 제약이 덜한 투자의 오일러방정식을 이용하여 국내상장기업들의 유동성 제약 여부를 실증분석한다. 유동성 제약 검정을 위한 기업구분에서는 신용등급이나 기업규모에 따른 구분보다 재벌이라는 국내기업의 독특한 경영형태를 반영하기 위해 30대그룹에 속해있는 기업과 그렇지 않은 기업으로 분리하여 실증분석을 시도하였으며, 1) 분석방법론으로는 비선형 오일러방정식의 추정에 적합한 패널일반화 적률법(panel generalized method of moments)이 사용되었다. 1990년에서 1999년 사이의 221개 상장제조업체들을 30대기업집단에 속한 기업들과 그렇지 않은 기업들로 나누어 유동성 제약이 없는 모형이 직교화 조건(orthogonal condition)을 만족시키는지와 과잉식별제약(overidentifying restriction) 검정을 통해 살펴본 후, 직교화 조건을 만족시키지 못하는 기업들에 대해서는 유동성 제약이 포함된 모형이 적합한지를 추가적으로 살펴보았다. 실증분석결과에 의하면 기존의 연구결과와는 달리 30대 기업집단에 속한 기업들이 오히려 다른 기업들에 비해 유동성 제약에 직면하지 않은 것으로 나타나 오일러방정식을 이용한 투자의 유동성 제약에 관한 엄격한 연구가 더욱 지속될 필요가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II절에서는 실증분석을 위한 이론적 모형과 추방정식, 그리고 분석방법론에 대해서 살펴보고, 제III절에서는 실증분석에서 사용할 자료에 대한 설명과 실증분석결과, 그리고 시사점에 대해 정리하고, 제IV장에

1) 이러한 기업분류방식은 기존의 국내연구들이 토빈Q모형에다 주로 분석대상 기업들을 재벌기업과 비재벌, 대기업과 중소기업으로 분류하여 유동성 제약을 분석하였기 때문에 본 연구의 연구결과와 비교해보는 것도 의미가 있다고 판단되기 때문이다.

서는 본 연구의 한계점과 향후 연구과제에 대해 논의한다.

## II. 이론적 모형과 분석방법론

### 1. 유동성 제약이 없는 모형

본 장에서는 토빈Q투자모형의 문제들을 보완하기 위해 Whited (1992)와 Hubbard et al. (1995)의 연구에서 사용된 투자와 자본 스톡의 동태적 균형관계를 설명하는 비선형 오일러방정식을 도출하고, 이를 실증분석에 사용하기로 한다.<sup>2)</sup>

오일러방정식을 도출하기 위해 주주와 경영자는 위험 중립적(risk neutral)이며, 경영자는 주주를 대신해서 기업가치 극대화를 위해 노력하고, 경영자는  $t$ 기까지의 정보를 활용하여 합리적인 기대를 한다고 전제한다.

재정거래(arbitrage condition)가 성립하는 균형상태하에서는 투자로부터 초래되는 기대수익률(기업가치의 증가분과 미래의 배당수익)은 식 (1)에서처럼 세 후 수익률과 같아야 한다.

$$\frac{(1-c)(E_t(V_{i,t+1} - S_{i,t+1}) - V_{i,t}) + (1-\theta)E_t d_{i,t+1}}{V_{i,t}} = R_{i,t}, \quad (1)$$

여기서  $V_{i,t+1}$ 는  $t+1$ 기의 기업  $i$ 의 가치이고,  $S_{i,t+1}$ 은  $t+1$ 기에 발행된 신주의 가치이고,  $c$ 는 자본수익(capital gains)에 대한 세율이며,  $d_{i,t+1}$ 은  $t+1$ 기의 기업  $i$ 의 배당이고,  $\theta$ 는 배당에 대한 세율이며,  $R_{i,t}$ 는  $t$ 기의 기업  $i$ 에 대한 기대 수익률(required return)이다.

버블이 없다는 조건하에, 식 (1)을  $t+1$ 기 앞으로(forward) 풀면  $t=0$ 기에 기업  $i$ 의 시장가치는 식 (2)로 표현될 수 있으며, 배당에 관한 정의는 식 (3)으로 표시될 수 있다.<sup>3)</sup>

2) 도출과정의 자세한 내용은 Whited (1992)와 Hubbard, Kashyap and Whited (1995)를 참조할 것.

$$V_{i,0} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} [\Pi_{j=0}^{t-1} \beta_{i,j}] (m \cdot d_{i,t} - S_{i,t}), \quad (2)$$

여기서  $\beta_{i,j} = (1-c)/(1-c+R_{i,j})$ 이며, 기업  $i$ 의 할인인자(discount factor)이다.  $m = (1-\theta)/(1-c)$ 이다.

$$\begin{aligned} d_{i,t} = & (1-\tau) [F(K_{i,t-1}, N_{i,t}) - w_{i,t} N_{i,t} - \phi(I_{i,t}, K_{i,t-1}) \\ & - i_{i,t-1} B_{i,t-1}] + S_{i,t} + B_{i,t} - (1-\pi_t^e) B_{i,t-1} - p_{i,t} J_t \end{aligned} \quad (3)$$

여기서  $N_{i,t} = t$ 기에 기업  $i$ 의 생산요소 벡터

$w_{i,t} = t$ 기에 기업  $i$ 의 실질요소 가격 벡터

$B_{i,t} = t$ 기에 기업  $i$ 의 부채에 실질가치

$i_{i,t} = t$ 기에 기업  $i$ 의 부채에 대한 명목 이자율

$\pi_t^e = t$ 기에 기대 인플레이션을

$p_{i,t} = t$ 기에 기업  $i$ 의 생산물에 대한 자본재의 상대가격

$\tau =$  법인세율

$F(K_{i,t-1}, N_{i,t})$ 는 기업의 실질수입 함수(real revenue function)이며 오목함수(concave function)로 가정한다.  $\phi(I_{i,t}, K_{i,t-1})$ 는 자본스톡이 실질적으로 생산에 기여하기 위해 필요한 실질조정비용(real cost of adjusting the capital stock)을 나타낸다.

상기 언급된 제약조건하에서 기업가치[식 (2)]를 극대화시키는 라그랑지언(Lagrangian) 함수를  $K_{i,t}$ 와  $B_{i,t}$ 에 대한 일계조건(first-order condition)을 구한 후 기업가치의 최적화를 풀면 다음의 식 (4)를 얻을 수 있다.

3) 배당에 관한 정의 외에 기업가치극대화 문제를 풀기 위한 제약조건으로는 자본축적방정식의 성립, 배당은 0보다 커야한다는 제약, 자사주 매입 제한, 그리고 횡단조건의 성립 등을 들 수 있다.

$$\begin{aligned}
& \left( \frac{1}{(1+(1-\tau)i_{i,t}-\pi_i^e)} E[(m+\lambda_{i,t+1})] F_K(K_{i,t}, N_{i,t+1}) \right. \\
& \left. - \phi_K(I_{i,t+1}, K_{i,t}) + (1-\delta) \left( \phi_I(I_{i,t+1}, K_{i,t}) + \frac{p_{i,t+1}}{1-\tau} \right) \right] \\
& = \phi_I(I_{i,t}, K_{i,t-1}) + \frac{p_{i,t}}{1-\tau} \quad (4)
\end{aligned}$$

합리적 기대를 이용하여 기대연산자  $E[\cdot]$ 을  $t$ 기에 알려진 정보와 상관관계가 없는 화이트노이즈 오차인  $e_{i,t+1}$ 로 바꾼다면 식 (4)에 있는 기대값( $E[\cdot]$ )이 서로 상쇄될 수 있으므로 식 (4)는 다음의 투자와 자본스톡의 균형관계를 설명하는 비선형 오일러방정식인 식 (5)로 표시될 수 있다.<sup>4)</sup>

$$\begin{aligned}
& \left( \frac{1}{1+(1-\tau)i_{i,t}-\pi_i^e} \right) [F_K(K_{i,t}, N_{i,t+1}) \\
& - \phi_K(I_{i,t+1}, K_{i,t}) + (1-\delta) \left( \phi_I(I_{i,t+1}, K_{i,t}) + \frac{p_{i,t+1}}{1-\tau} \right)] \\
& - \phi_I(I_{i,t}, K_{i,t-1}) - \frac{p_{i,t}}{1-\tau} \\
& = e_{i,t+1} \quad (5)
\end{aligned}$$

## 2. 유동성 제약이 있는 모형

유동성 제약이 있는 경우의 오일러방정식의 도출을 위해서는 유동성 제약이 없는 경우의 제약조건들에다 다음과 같은 유동성 제약이 명시적으로 추가되어야 한다.

$$B_{i,t} \leq B_{i,t}^* \quad (6)$$

4) 식 (5)의 도출을 위해서는  $m+\lambda_{i,t+1}$ 과  $t+1$ 기 변수 사이에 상관관계가 없다는 가정을 전제로 한 것인데  $\lambda$ 가 배당에 관한 라그랑지 승수이므로 만약 현재시점에서 미래배당에 영향을 줄 수 있는 경제변수의 변화가 있다면 이 가정은 성립하기가 어렵다. 그러나 이러한 가정을 사전적으로 제약하는 것은 유동성 제약 검정을 위한 명시적인 추정방정식의 도출이 필요하기 때문이다(Hubbard et al., 1995 참조).

여기서  $B_{i,t}^*$ 는  $t$ 기에 기업  $i$ 가 금융시장에서 조달할 수 있는 부채의 최대치이며, 이는 금융시장에서 기업의 부채상환능력을 평가하여 결정되고 기업 입장에서는 이를 외생적으로 주어진 것으로 받아들인다.

유동성 제약 조건인 식 (6)을 추가하여 유동성 제약이 없는 경우와 마찬가지로 기업가치의 최적화를 구하면, 유동성 제약이 있는 경우의 오일러 방정식인 식 (7)이 명시적으로 도출될 수 있다.

$$\begin{aligned} & \left( \frac{1 - \widetilde{\gamma}_{i,t}}{1 + (1 - \tau)i_{i,t} - \pi_i^e} \right) \\ & [F_K(K_{i,t}, N_{i,t+1}) - \phi_K(I_{i,t+1}, K_{i,t}) \\ & + (1 - \delta) \left( \phi_I(I_{i,t+1}, K_{i,t}) + \frac{p_{i,t+1}}{1 - \tau} \right)] \\ & - \phi_I(I_{i,t}, K_{i,t-1}) - \frac{p_{i,t}}{1 - \tau} \\ & = e_{i,t+1} \end{aligned} \quad (7)$$

### 3. 추정방정식 도출

식 (5)와 식 (7)을 이용하여 유동성 제약을 실증분석하기 위해서는  $F_K(\cdot)$ 와  $\phi(\cdot)$ 의 명시적인 함수형태가 필요하다. 먼저 자본의 한계생산에 대해서는 시장이 불완전 경쟁이고, 마크업(mark-up)을  $\mu$ 로 일정하게 둔다<sup>5)</sup> 가정하에 자본의 한계생산식과 조정비용함수로는 Hayashi(1982) 이후에 많이 사용하고 있는 투자와 자본에 대해 선형동차(linearly homogeneous) 함수를 각각 사용하기로 한다.

$$F_K(K_{i,t-1}, N_{i,t}) = (Y_{i,t} - \mu C_{i,t}) / K_{i,t-1} \quad (8)$$

$$\phi(I_{i,t}, K_{i,t-1}) = \frac{\alpha}{2} \frac{I_{i,t}^2}{K_{i,t-1}} - \nu I_{i,t} \quad (9)$$

5)  $\mu = (1 - 1/\varepsilon_D)^{-1}$ 이며  $\varepsilon_D$ 는 기업의 수요 탄력도이다.

$a$ 는 자본조정비용 모수이며  $\nu$ 는 행복점(bliss point)을 나타내기 위한 모수인데 행복점은  $\nu/a$ 이다.<sup>6)</sup>

그런데 식 (7)에서 유동성 제약을 나타내는  $\widetilde{\gamma}_{i,t}$ 가 라그랑지승수로 표현되어있기 때문에 유동성 제약을 포함하는 명시적인 오일러방정식의 도출을 위해서는 유동성 제약을 나타내는  $\widetilde{\gamma}_{i,t}$ 를 식 (10)과 같이 명시적으로 표시할 필요가 있다.

$$\widetilde{\gamma}_{i,t} = c_0 + c_1 DAR_{i,t} + c_2 \frac{CF_{i,t}}{K_{i,t-1}} \quad (10)$$

여기서  $DAR_{i,t}$ 는 총자산의 시장가치에 대한 부채의 시장가치의 비율이다. 이것은 기업의 담보부족 정도를 나타낼 수 있으며, 이 값이 커지면  $B_{i,t}^*$ 가 낮아져 유동성 제약이 심해질 것이므로  $c_1$ 은 양의 값이 되어야 한다. 이 변수는 우리나라 투자자금의 가장 중요한 원천인 대출이 차입시장에서 결정될 때 그 기업의 부채비율이 중요한 역할을 하기 때문에 국내금융시장의 현실적인 상황을 반영하기 위해 포함되었다.  $CF_{i,t}$ 는 현금흐름을 나타내며, 자본에 대한 현금흐름의 비율은 기존의 대부분의 유동성 제약과 관련된 연구에서 사용되고 있으며, 유동성 제약에 가장 직접적으로 영향을 미치는 변수로 볼 수 있다. 차입시장에서 정보의 비대칭성으로 인해 유동성 제약이 있다면 기업의 투자는 그렇지 않은 기업에 비해 내부현금흐름에 더욱 민감하게 반응하게 될 것이며, 계수  $c_2$ 는 양의 값이 되는 것이 이론적으로 바람직하다.<sup>7)</sup>

6) 수익불변의 생산기술에 대한 가정을 일반화하거나 본 연구에 사용된 다른 형태의 자본조정비용함수를 이용하여 오일러방정식을 재추정해보았으나 모수추정이 수렴하지 않는 문제가 발생하여 본 연구에서는 식 (8)과 식 (9)를 이용하기로 한다.

7) Hubbard and Kashyap(1992), Whited(1992), 그리고 Hubbard, Kashyap and Whited(1995) 등 유동성 제약과 관련된 기존의 연구에서 유동성 제약을 나타내는 변수로 가장 빈번하게 사용된 변수로는 현금흐름(CF)을 들 수 있다. 현금흐름 외에도 Whited(1992)에서는 이자-현금흐름 비율(이자비용/현금흐름+이자비용)을 고려하였으며, Hubbard, Kashyap and Whited(1995)는 차입시장에서 전반적인 차입상태의 어려움을 시사할 수 있는 6개월 만기의 회사채 금리와 6개월 만기의 재정증권 금리의 차를 현금흐름변수에 추가적으로 사용하여 실증 분석을 시도하였다.



그런데 식 (7)은 식 (5)에서  $\widetilde{\gamma}_{i,t}$ 가 0인 경우를, 즉 유동성 제약이 없는 경우를 시사하기 때문에 식 (7)만으로 제약이 있을 때와 없을 때 모두 실증분석이 가능하다. 식 (8)~(10)을 이용하여 식 (7)을 다시 쓰면 유동성 제약 검정을 위한 추정방정식인 식 (11)이 도출된다.

$$\begin{aligned} & \left( \frac{1 - \widetilde{\gamma}_{i,t}}{(1 + (1 - \tau)i_{i,t} - \pi_i^e)} \right) \left[ \frac{Y_{i,t+1} - \mu C_{i,t+1}}{K_{i,t-1}} \right. \\ & \quad \left. + \frac{\alpha}{2} \left( \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t}} \right)^2 + (1 - \delta) \left( \alpha \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t}} + \frac{p_{i,t+1}}{1 - \tau} - \nu \right) \right] \\ & \quad - \alpha \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} - \frac{p_{i,t}}{1 - \tau} + \nu \\ & = e_{i,t+1} \end{aligned} \quad (11)$$

여기서,  $\widetilde{\gamma}_{i,t} = c_0 + c_1 DAR_{i,t} + c_2 \frac{CF_{i,t}}{K_{i,t-1}}$

#### 4. 분석 방법론

식 (11)을 추정하기 위해서 Hansen(1982)이 소개한 일반화 적률법(GMM: generalized method of moments)을 사용한다. 식 (11)에 있는  $e_{i,t+1}$ 은  $t$ 기에 알려진 어떠한 정보와도 직교화(orthogonal)조건이 충족되어야 한다. 식 (11)에 있는 변수들을 설명하는 데에 도움이 되는  $t$ 기 또는  $t-1$ 기의 정보집합에 있는 변수들을 도구변수(instrument variable)로 사용하여 식 (11)을 추정하는 경우의 귀무가설은 유동성 제약이 없다는 것이므로 직교화조건의 과잉식별제한(overidentifying restrictions)이 기각된다면 유동성 제약이 있다는 것을 시사한다. 그리고 유동성 제약을 고려한 추정방정식 식 (11)의 직교화조건의 과잉식별제한 검정결과가 기각되지 않는다면 유동성 제약이 있다는 사실을 의미한다. 과잉식별제한을 검정하기 위해서는 Hansen(1982)이 소개한  $J$ 검정을 사용한다.<sup>8) 9)</sup>

8) 도구변수의 수가 추정되어야 하는 모수의 수보다 많으면 과도식별 상태에 있게 되고, 도구변수

도구변수로는 식 (11)에 들어있는 변수들의 1계시차변수들과 유동성 제약에 사용된 변수들의 시차변수, 그리고 세금과 Q변수들이 투자와 자본스톡을 설명하는 데에 중요하기 때문에 이들을 포함하여 총 10개의 변수들을 사용하였다.<sup>10)</sup>

### Ⅲ. 자료 및 실증분석 결과

#### 1. 자료

본 연구에서는 자료의 획득가능성과 신빙성을 고려하여 분석기간을 1990년대 이후(1991~1999)로 한정하였으며, 실증분석에 있어서는 도구변수에 필요한 시차들을 감안하여 1994년에서 1999년 사이의 자료들만 사용하였다. 최초분석대상 제조업체 수는 367개였으나 일부자료의 누락이 있는 기업 137개와 지나치게 높은 Q를 갖고있는 기업 9개를 제외한 221개 기업자료를 최종적으로 사용되었다.<sup>11)</sup> 또한 본 연구의 주요 목적이 30대 기업집단에 속해있는 기업과 그렇지 않은 기업사이에 유동성 제약의 있는지를 분석하는 데에 있으므로 전체기업들을 30대 기업군과 그렇지 않은 그룹으로 세 분류하여 유동성 제약 검정을 시도하였다. 30대 기업군과 그렇지

---

와 잔차항 사이에 직교화조건이 만족한다는 귀무가설하에서 최소화된 목적함수 값과 관찰치 개수의 곱이  $x^2(J)$ 를 이루게된다(여기서  $J$ 는 자유도로서 도구변수의 수와 추정되는 모수의 수의 차이이다). 예를 들어 <표 2>에서처럼 수단변수가 10개인 경우 직교화 조건(orthogonality condition)의 수는 10개가 되고, 추정되어야 할 매라미터의 수는 3개( $\mu, \alpha, \nu$ )가 되므로 자유도는 7이 된다. 만약  $x^2(J)$  값이 임계치(critical value)보다 크다면 과도식별제한은 기각될 것이다.

- 9) 실증분석을 위한 패널 GMM 컴퓨터 프로그램은 Ogaki(1993b)의 프로그램을 원용하였으며, 통계 팩키지로는 Gauss프로그램을 이용하였다.
- 10) Tauchen(1986)이 지적하였듯이 GMM의 추정에 있어 오차항의 자기상관과 이 분산을 제거하기 위한 도구변수들의 선택기준으로는 추정방정식에 사용되는 변수들의 설명에 추가적인 설명력이 있어야하고, 추정계수의 점근적 최적추정을 위해서는 가능한 한 적은 수의 도구변수들이 사용되어야 한다.
- 11) 분석기간 중 Q가 한 번이라도 10이상 나온 적이 있는 기업은 분석에서 제외했다. 김경수·김우택·박상수·장대홍(1996)이 1981년부터 1994년까지 Q를 추정한 결과를 보면, Q는 한 번도 6을 넘은 적이 없다. 그래서 본 논문에서는 Q가 10이 넘는 것은 자료에 이상이 있음을 나타내는 것으로 보고 이런 기업을 분석 대상에서 제외했다. 그러나 이들 기업을 포함한 결과도 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

않은 기업군의 구분을 위해서는 10년 중 5개년도 이상 30대 그룹에 속한 적이 있는 기업은 30대 기업으로 분류하였으며, 그 결과 30대 기업군에 속해있는 기업들은 48개이며 30대 기업군에 속해있지 않은 기업들의 수는 173개로 드러났다.<sup>12)</sup>

## 2. 실증분석 결과

우선 전체기업과 두 부분자료(subsample)에 대한 기초통계치를 살펴보면(<표 1> 참조), 30대 기업이 기타기업보다 자본은 약 16배, 자산은 약 11배에 달해 기업 규모 면에서는 30대 그룹에 속해있는 기업들이 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 투자와 매출증가를 역시 30대 기업이 더 크나 기업의 재무상태를 말해주는 부채-자산 비율에 있어서는 30대 기업이 높고 현금흐름은 기타기업들이 높아 30대 기업이 기타기업에 비해 재무상태가 좋지 않음을 알 수 있다.

<표 1> 기초 통계치: 1991~1999년(1995년 물가지수가 100인 경우)

변 수		전체 기업	30대 기업	여타 기업
기업 수		221	48	173
$K_{i,t}$	mean	$2.62 \times 10^8$	$7.38 \times 10^8$	$1.29 \times 10^8$
	median	$5.83 \times 10^7$	$6.10 \times 10^8$	$3.76 \times 10^7$
$ASSET_{i,t}$	mean	$5.58 \times 10^8$	$1.60 \times 10^9$	$2.68 \times 10^8$
	median	$1.41 \times 10^8$	$1.24 \times 10^9$	$1.16 \times 10^8$
$I_{i,t}/K_{i,t-1}$	mean	0.132370	0.177152	0.119946
	median	0.116507	0.145181	0.104096
$DAR_{i,t}$	mean	0.704909	0.840799	0.667206
	median	0.747463	0.907977	0.681290
$CF_{i,t}/K_{i,t-1}$	mean	0.030884	0.000876	0.039211
	median	0.053352	0.026238	0.061427
$\Delta SALE_{i,t}$	mean	0.062389	0.095448	0.053217
	median	0.045392	0.069719	0.038860

주:  $K$ =총자본,  $ASSET$ =총자산,  $I$ =투자,  $DAR$ =총자산의 장부가치에 대한 부채의 장부가치 비율,  $CF$ =현금흐름,  $\Delta SALE$ =매출액 증감을 각각 나타냄.

12) 실증분석을 위해 추정방정식에 실질적으로 들어갈 관련변수들(생산, 비용, 투자, 자본의 상대가격, 부채자산비율, 현금흐름)의 각 기업별 시계열자료와 도구변수로 사용된 자료의 도출 과정과 계산 방식에 대한 자세한 설명은 <부록 1>을 참조할 것.

유동성 제약의 공식적인 검정을 위해 우선 유동성 제약이 없는 경우의 오일러방정식 (11) (즉  $\widehat{\gamma}_{i,t}=0$ 인 경우)의 추정결과가 <표 2>에 실려 있다.<sup>13)</sup> <표 2>의 결과에 의하면 기업 전체를 대상으로 분석한 경우에는 유동성 제약이 없다는 귀무가설은 p-value가 0에 가까워 기각됨을 알 수 있다. 추정모수들의 크기와 방향을 살펴보면, 우선  $\mu$ 는 Hubbard, Kashyap and Whited (1995)와 마찬가지로 1이 조금 넘는 것으로 추정되었으며, 통계적으로도 유의한 것으로 분석되었다. 조정비용 계수인  $\alpha$ 는 통계적으로는 유의하지 않으나 양의 값을 갖고있어 방향에는 문제가 없으나, 크기에 있어서는 Whited (1991)의 0.619, 그리고 Hubbard, Kashyap and Whited (1995)의 0.967에 비해 작은 것으로 나타나 한국의 투자에 대한 조정비용이 상대적으로 작은 것으로 해석할 수 있다.

이제 전체 자료를 30대 기업군에 속해있는 기업들과 그렇지 않은 기업들로 나누어 두 그룹 모두에서 유동성 제약이 없는 모형이 기각되는 지를 살펴볼 필요가 있다. <표 2>의 세 번째 열과 네 번째 열에 있는  $\chi^2$ 값과 p-value에 의하면 유동성 제약이 없는 모형이 30대 기업들에게는 적합하지만 기타기업의 경우에는 적합하지 않다는 것을 알 수 있다. 모수추정치들을 보면,  $\mu$ 는 두 그룹 모두에서 통계적으로 유의하고, 크기에 있어서도 기존의 연구결과와 비슷한 것으로 분석되었다. 조정계수인  $\alpha$ 는 두 그룹 모두에서 유의한 값을 얻지 못했지만 값의 크기를 비교해볼 때 30대 기업의 경우에 조정비용이 더 크다는 것을 알 수 있다.

<표 2>에서 30대 그룹은 유동성 제약이 없는 것으로 나타났지만 30대 그룹에 속해있지 않은 기업의 경우에는 제약이 없는 비선형 오일러방정식이 기각된다하더라도 기각이유가 유동성 제약에 의한 것인지를 분석하기 위해서는 유동성 제약을 고려한 추정방정식인 식 (11)을 다시 추정할 필요가 있다. 유동성 제약을 명시적으로 고려한 모형에서 유동성 제약을 고려하지 않았을 때에 비해 과잉식별제한 검정이 기각되지 않는다면 이는 유동성 제약이 있다는 사실을 시사하는 것이다.

이제 유동성 제약이 있는 경우, 즉 오일러방정식 (11)에서 유동성 제약을 설명하는 변수로 총 자산의 시장가치에 대한 부채비율(DAR)과 자본스톡대비 현금흐름(CF/K)을 사용한(즉,  $\widehat{\gamma}_{i,t}=c_0+c_1DAR_{i,t}+c_2(CF_{i,t}/K_{i,t-1})$ ) 실증분석 결과가 <표 3>

13) 패널 GMM의 실제 추정에 있어서 사용된 패러미터들의 초기값으로는 기존의 관련연구에서 추정되었던 값들을 사용하였다.

〈표 2〉 유동성 제약이 없는 경우의 GMM 추정결과

오일러방정식의 추정형태는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & \left( \frac{1}{(1+(1-\tau)i_{i,t}-\pi_i^e)} \right) \left[ \frac{Y_{i,t+1}-\mu C_{i,t+1}}{K_{i,t-1}} \right. \\ & \left. + \frac{\alpha}{2} \left( \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t}} \right)^2 + (1-\delta) \left( \alpha \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t}} + \frac{p_{i,t+1}}{1-\tau} - \nu \right) \right] \\ & - \alpha \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} - \frac{p_{i,t}}{1-\tau} + \nu \\ & = e_{i,t+1} \end{aligned}$$

	전체 기업	30대 기업	여타 기업
$\mu$ (mark-up)	1.032353** (0.014865)	1.135591** (0.051552)	1.047967** (0.013995)
$\alpha$ (adjustment cost parameter)	0.174683 (0.148702)	0.227951 (0.192100)	0.063811 (0.137019)
$\nu$ (bliss point)	-2.873685 (0.966867)	2.463706 (2.278937)	-1.378227 (0.817298)
$\chi^2$ (overidentifying restriction)	59.522988	8.150151	70.344593
p-value	$8.80 \times 10^{-11}$	0.319540	$1.26 \times 10^{-12}$
degree of freedom	7	7	7

주: 1) 괄호 안의 값은 표준오차이며, \*\*는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

2) 추정방정식에 사용된 변수들 중  $Y$ 는 생산율,  $I$ 는 투자를,  $C$ 는 총비용을, 그리고  $K$ 는 총 자본을 각각 나타내고 있으며, 추정되어야 할 파라미터들인  $\mu$ ,  $\alpha$  그리고  $\nu$ 는 마크업, 조정비용 계수 그리고 행복점을 각각 나타낸다.

에 실려 있다. 30대 그룹에 속해있지 않은 기타기업들에 대한 유동성 제약을 고려한 오일러방정식의 추정결과에 의하면 더 이상 과잉식별제약이 기각되지 않은 것으로 나타나 기타기업들은 유동성 제약에 직면해 있을 가능성이 있음을 시사하고 있다. 유동성 제약이 없는 모형의  $\chi^2$  통계량에서 유동성 제약이 있는 모형의 통계량의 차이에 의해 유동성 제약 변수를 제외시키는 제약에 대한 검정을 시도해보면, 1% 수준에서 유의해 기타기업의 경우에는 유동성 제약이 있는 모형이 더욱 적합하다는 사실을 보여주고 있다. 모수추정치들 살펴보면,  $\mu$ 는 유동성 제약이 없을 때

와 비슷한 결과를 보여주고 있으며,  $\alpha$ 는 통계적으로 유의하지 않으며, 0에 가까운 것으로 추정되었다.<sup>14)</sup>

유동성 제약을 나타내는 변수들의 계수는 방향에 있어서는 모두 양의 방향으로 올바르게 추정되었으나 통계적인 유의성은 떨어지는 것으로 나타나고 있다.<sup>15)</sup> 그러나 유동성 제약을 없는 경우에 대한 실증분석을 통해서도 알 수 있듯이 유동성 제약을 설명하는 계수들의 통계적 유의성이 떨어진다는 해서 유동성 제약이 없는 것이 아니며, 절편이 유의하므로 유동성 제약이 있는 것으로 해석하는 것이 올바른 것으로 보여진다.<sup>16)</sup>

오일러방정식을 이용하여 유동성 제약을 검정한 본 연구의 실증분석결과가 축약형 토빈Q투자모형을 이용한 기존의 국내연구와는 달리 재벌기업들이 오히려 유동성 제약이 없다는 사실을 지지하고 있어 상이한 결과에 대한 경제적 해석이 필요하다.

재벌기업이 비재벌기업에 비해 유동성 제약이 낮은 이유로는 그동안 국내금융시장에서 유지되어 온 담보나 기업규모에 근거한 대출관행과 재벌그룹 내에 발달된

14) <표 2>와 <표 3>의 결과에서 보듯이 오일러방정식을 이용한 유동성 제약 검정에서도 조정비용함수에 사용되는 패러미터들인  $\alpha$ 와  $\nu$ 의 추정치들의 통계적 유의성이 떨어지거나 방향과 크기가 적절치 않는 문제가 발생한다. 이러한 결과는 오일러방정식 자체의 문제라기보다는 추정방정식 도출을 위해 사용된 식 (9)의 조정비용함수 형태에 문제가 있는 것으로 판단된다. 외국의 경우 식 (9)와 같은 조정비용함수가 큰 문제없이 사용되어 왔으나 한국현실에는 적절하지 않을 가능성이 있으므로 한국현실에 맞는 조정비용함수형태를 찾는 노력이 필요하다. 다른 형태의 조정비용함수를 시도해봤으나 역시 모수추정치가 수렴치 않은 문제가 발생하여 본절에 사용된 조정비용함수를 이용할 수밖에 없는 한계를 지니고 있다.

15) 유동성 제약을 나타내는 변수들의 통계적인 유의성이 떨어지는 이유로는 자료의 측정에 문제가 있을 수 있다. 이론적으로는 유동성 제약을 나타내는 DAR과 CF의 자본스톡은 시장가치를 사용하여야하나 국내기업들의 부채나 자본스톡에 대한 자료들이 아직 시장가치로 환산하기에 많은 어려운 점이 있어 본 연구에서는 장부가치를 사용하였다.

16) 오일러방정식을 이용한 유동성 제약 검정 방법은 이론적인 장점이 있음에도 불구하고 유동성 제약을 나타내는 패러미터들의 통계적 유의성이 떨어지는 단점이 노출되고 있다. 그러나 유동성 제약을 추정한 실증분석 결과를 이용하여 거꾸로 유동성 제약을 검정하는 방법을 통해 기타 기업들의 유동성 제약에 직면해 있음을 보일 수 있다. 예를 들어 유동성 제약에 직면해 있다면 <표 2>에서처럼 30대그룹의 기업들의 유동성 제약이 없는 경우에 추정된 패러미터와 유동성 제약이 없는 경우의 오일러방정식에서 유동성 제약이 있는 기업들의 데이터를 넣을 경우 양(+)의 값이 계산되어야 한다. <표 2>에서 추정된 패러미터와 30대 그룹에 속하지 않은 173개 기업들의 자료를 이용하여 1994년에서 1999년 사이의 계산된 전체평균값은 2.7로 나타나 유동성 제약이 있음을 보여주고 있다.

〈표 3〉 유동성 제약을 고려한 GMM 추정결과

오일러 추정방정식:

$$\begin{aligned} & \left( \frac{1 - \widetilde{\gamma}_{i,t}}{(1 + (1 - \tau)i_{i,t} - \pi_i^e)} \right) \left[ \frac{Y_{i,t+1} - \mu C_{i,t+1}}{K_{i,t-1}} \right. \\ & \quad \left. + \frac{\alpha}{2} \left( \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t}} \right)^2 + (1 - \delta) \left( \alpha \frac{I_{i,t+1}}{K_{i,t}} + \frac{p_{i,t+1}}{1 - \tau} - \nu \right) \right] \\ & \quad - \alpha \frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} - \frac{p_{i,t}}{1 - \tau} + \nu \\ & = e_{i,t+1} \end{aligned}$$

여기서  $\widetilde{\gamma}_{i,t} = c_0 + c_1 DAR_{i,t} + c_2 CF_{i,t}/K_{i,t-1}$ 이다.

	여타 기업
$\mu$ (mark-up)	1.110368** (0.031119)
$\alpha$ (adjustment cost parameter)	0.000486 (0.059903)
$\nu$ (bliss point)	1.225593 (0.009971)
$c_0$ (constant)	0.773758** (0.272664)
$c_1$ ( $DAR_{i,t}$ )	0.322012 (0.433571)
$c_2$ ( $CF_{i,t}/K_{i,t-1}$ )	0.043231 (0.059437)
$\chi^2$ (overidentifying restriction)	4.312825
p-value	0.365322
degree of freedom	4
$\chi^2$ (exclusion restrictions for $\widetilde{\gamma}_{i,t}$ )	66.031768
p-value	$3.02 \times 10^{-14}$
degree of freedom	3

주: 1) 괄호 안의 값은 표준오차로, \*\*는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

2) DAR은 부채-자산 비율을, 그리고 CF/K는 총자산 대비 현금흐름 비율을 나타내며, 추정계수들에 대한 설명은 〈표 2〉를 참조할 것.

내부자본시장을 예로 들 수가 있다. 예를 들어 이병기(2000)의 연구에서는 재벌기업이 유동성 제약에 직면하고 있으며, 그 이유로는 재벌기업에 대한 여신관리제도를 들고 있으나 여신관리제도 자체가 유동성 제약을 초래한다는 설명은 논리적으로 미약하다. 여신관리제도가 있는 경우에도 여신관리제도에 의해 정해진 한도를 초과한 자금수요에 대해서는 제2금융권에서 자금을 조달할 수가 있으며, 담보가 부족한 경우에도 그룹 내 다른 기업의 담보제공으로 인해 재벌기업의 투자자금은 독립기업이나 중소기업에 비해 훨씬 용이하게 조달할 수가 있다. 재벌기업의 과잉투자나 외형성장위주의 투자행태가 유동성 제약을 초래할 수는 있으나 이 경우에도 국내금융기관들이 규모가 큰 기업에 대해서는 신용위험이 높더라도 자금을 공급해주는 금융관행이 있어왔기 때문에 재벌기업들은 유동성 제약에 직면할 가능성이 낮은 것으로 판단된다.<sup>17)</sup>

재벌기업들이 유동성 제약에 직면할 가능성이 낮은 또 하나의 이유로는 그룹 내의 현금흐름이나 상호지급보증 같은 내부자본시장을 들 수 있다. 그룹 내 계열사들이 투자의 유동성 제약이 있다하더라도 그룹 내의 현금흐름이나 상호지급보증에 의해 자금이 지원될 수 있다면 유동성 제약에서 벗어날 수가 있다.<sup>18)</sup>

#### IV. 결 론

지금까지 기업투자에 관한 많은 연구들이 기업의 투자행태를 잘 설명하지 못하는 이유로 금융시장의 불완전성에 의한 투자의 유동성 제약을 들고 있다. 그러나 투자의 유동성 제약을 검정하기 위한 실증분석에서는 축약형(reduced) 토빈Q투자모형에다 내부현금흐름변수를 추가하여 현금흐름변수의 민감도 분석에 그치고 있어 유

17) 이러한 결과는 일본제조업체를 대상으로 분석한 결과와 일치하고 있다. 토빈Q투자모형을 이용하여 일본제조업체들을 대상으로 분석한 연구로는 Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1991)과 Hahashi and Inoue(1989) 등을 들 수 있으며, 이들은 각각 "Keiretsu"에 속한 기업들이 속하지 않은 기업에 비해 유동성 제약을 받지 않음을, 경공업과 중공업의 현금흐름이 모두 유의함을 보고하고 있다.

18) 특히 과거 금융자유화가 충분히 진행되지 못한 상황하에서는 재벌그룹 내의 내부자본시장이 투자의 유동성 제약을 완화시키는 중요한 역할을 할 수가 있다. 그룹의 현금흐름이 투자의 유동성 제약을 완화시킬 수 있다는 연구결과에 대해서는 Shin & Park(1999)을 참조할 것.



동성 제약을 엄격하게 검정한 것으로는 보기 어렵다.

본 연구에서는 이러한 문제점을 개선하기 위해 Whited(1991)와 Hubbard, Kashyap and Whited(1995)의 연구에서처럼 명시적으로 유동성 제약을 고려할 수 있는 비선형 오일러방정식을 이용하여 유동성 제약 여부를 실증적으로 검정하였다.

1994년부터 1999년까지의 상장기업들 221개 업체를 대상으로 분석한 결과에 의하면, 30대 기업집단에 속한 기업에 대해서는 유동성 제약이 없는 모형이 기각되지 않아 유동성 제약이 있는 것으로, 기타 기업의 경우에는 기각되어 유동성 제약이 없는 것으로 각각 분석되었다. 이와 같은 연구결과는 유동성 제약 검정에 대한 이전의 국내연구결과들과는 상이한 것이어서 오일러방정식을 이용한 투자의 유동성 제약에 관한 연구가 지속적으로 진행될 필요가 있다.

그러나 본연구가 기존의 연구에 비해 이론적 측면에서 우월한 것은 사실이지만 아래의 몇 가지 문제점들에 대해서 보완된다면 좀더 신뢰성이 있는 실증분석의 결과가 기대된다.

첫째, 유동성 제약이 있는 경우의 오일러방정식 추정에서 유동성 제약을 나타내는 변수들이 시장가치가 아닌 장부가격으로 표시되어 유동성 제약을 정확히 반영되었다고는 보기 어렵다. 또한 본 연구에서 유동성 제약을 나타내기 위해 사용한 변수들 외에 순운전자본 등 다양한 변수들을 포함하여 오일러방정식을 추정하는 연구도 필요할 것으로 보인다.

둘째로 오일러방정식을 유도하기 위해서 경영자는 주주를 위해 기업가치 극대화를 위해 노력한다는 가정을 했는데, 이 가정을 위배하는 대리인 문제 (agency problem)로 인해 오일러방정식이 충족되지 않았는지에 대한 추가적이 검정이 필요할 것으로 판단된다.

끝으로 추정방정식의 도출과 실증분석을 위해서는 조정비용함수의 형태설정이 매우 중요하다는 사실을 확인할 수 있었다. 유동성 제약 검정에 관한 연구에서 보다 신뢰할 수 있는 실증분석결과를 얻기 위해서는 국내현실에 알맞은 조정비용함수 형태를 찾는 노력도 병행될 필요가 있다.

## ■ 참고 문헌

1. 공명재, "현금흐름 변수가 상장 제조기업의 투자에 미치는 영향에 관한 연구: 총 자산규모에 따른 분석," 『재무연구』, 제12호, 1996, pp. 1~28.
2. 김경수·김우택·박상수·장대홍, "한국상장기업을 위한 토빈Q의 추정," 『한국경제의 분석』, 제2권 제2호, 한국금융연구원, 1996, pp. 147~169.
3. 송인만·윤순석, 『중급재무회계』, 신영사, 1999.
4. 신동령, "정보불균형이 한국기업의 투자지출에 미치는 영향에 관한 연구," 『재무연구』, 제5호, 1992, pp. 77~102.
5. 윤봉한, "기업투자의 재무적 결정요인에 관한 연구," 『재무연구』, 제7호, 1994, pp. 57~80.
6. 이병기, "기업투자의 현금흐름에 대한 실증분석: 기업규모중심으로," 『산업조직연구』, 제8집 제1호, 2000, pp. 75~101.
7. Ahn, S. C. and P. Schmidt, "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, pp. 5~27.
8. Blundell, R. S. Bond, M. Devereux, and F. Schiantarelli, "Investment and Tobin's Q," *Journal of Econometrics*, Vol. 51, 1992, pp. 233~257.
9. Devereux, M. and F. Schiantarelli, "Investment, Financial Factors and Cash Flow: Evidence from UK Panel Data," *NBER Working Paper*, No. 3116, 1989.
10. Fazzari, Steven and Bruce Petersen, "Working Capital and Fixed Investment: New Evidence on Financing Constraints," *RAND Journal of Economics*, Vol. 24, 1993, pp. 328~342.
11. Fazzari, Steven, R. Glenn Hubbard, and Bruce Petersen, "Financing constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, pp. 141~195.
12. ———, "Financing Constraints and Corporate Investment: Response to Kaplan and Zingales," *NBER Working Paper*, No. 5462, 1996.
13. Hansen, Las, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* Vol. 50, (1982) 1029-1054.
14. Hayashi, Fumio, "Torbin's Marginal  $q$  and Average  $q$ : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 213~224.
15. 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*, Vol. 59, 1989, pp. 731~754.
16. Hoshi, Takeo, Anil Kashyap, and David Scharfstein, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, 1991, pp. 33~60.
17. Hubbard, R. Glenn, Anil Kashyap, and Toni Whited, "Internal Finance and Firm Investment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, 1995, pp. 683~701.
18. Ogaki, Masao, "GMM: A User Guide," *RCER Working Paper*, No. 348, 1993a.

19. ———, "Generalized Method of Moments: Econometric Applications," in G. S. Maddala, C. R. Rao, and H. D. Vinod (eds.), *Handbook of Statistics*, Amsterdam: North-Holland, 1993b.
20. Shin, H. H. and Y. S. Park, "Financing Constraints and Internal Capital Market: Evidence from Korean 'Chaebols,'" *Journal of Corporate Finance*, Vol. 5, 1999, pp. 169~191.
21. Tauchen, G., "Statistical Properties of Generalized Method of Moments Estimates of Structural Parameters Using Financial Markets Data," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, 1986, pp. 397~425.
22. Whited, Toni, "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment : Evidence from Panel Data," *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, pp. 1425~1460.

## 〈 부록 〉

## 자료 작성 방법

대부분의 자료는 Whited (1992)를 참조하여 작성했으며, Q를 계산할 때는 김경수의 (1996)를, 경제적 변수에 알 맞는 재무제표상의 계정을 선택할 때는 송인만·윤순석 (1999)을 각각 참조하였다.

투자( $I_{i,t}$ ) = ( 기말 고정유형자산 - 기초 고정유형자산 ) + 감가상각비

생산( $Y_{i,t}$ ) = 매출액 + ( 당기 재고자산 - 전기 재고자산 )

비용( $C_{i,t}$ ) = 매출원가 + 판매 및 일반관리비

자본재의 상대가격( $p_{i,t}$ ) =  $(1 - u_t - \tau z_{i,t}) \frac{P_t^k}{PPI_t}$

$$\begin{aligned} z_t &= \delta + \left( \frac{1}{1+r_{i,t}} \right) \delta(1-\delta) + \left( \frac{1}{1+r_{i,t}} \right)^2 \delta(1-\delta)(1-\delta) + \dots \\ &= \delta \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1-\delta}{1+r_{i,t}} \right)^i \\ &= \frac{\delta}{\delta + r_{i,t}} \quad \text{with } \delta \cdot r_{i,t} = 0 \end{aligned}$$

여기서  $u_t$ 는  $t$ 기에 투자세액 공제율인데, 국내 자본재와 수입 자본재에 대한 투자 세액 공제율이 다르기 때문에 각각에 국민계정 상의 자본재 지출 중 국내 자본재와 수입자본재의 비중을 곱해서 구했다.  $z_{i,t}$ 는  $t$ 기에 투자로 생기는 미래 감가상각 공제의 현재가치인데,  $z_{i,t} = \delta / (\delta + r_{i,t})$ <sup>19)</sup>로 계산한다.  $r_{i,t}$ 는  $(i_{i,t} - \pi_t)$ 로 계산하였다.

19) 다음과 같이 구하였다.

$$\begin{aligned} z_t &= \delta + \left( \frac{1}{1+r_{i,t}} \right) \delta(1-\delta) + \left( \frac{1}{1+r_{i,t}} \right)^2 \delta(1-\delta)(1-\delta) + \dots \\ &= \delta \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1-\delta}{1+r_{i,t}} \right)^i \\ &= \frac{\delta}{\delta + r_{i,t}} \quad \text{with } \delta \cdot r_{i,t} = 0 \end{aligned}$$

$i_{i,t}$ 는 (이자비용+사채이자)/(단기 차입금+유동성 장기부채+장기부채+사채)로 계산하였다.  $\delta$ 는 아래에서 구하는  $2/L$ 이다.

$P_t^k$ 는  $t$ 기에 자본재 물가지수인데, 대용치로 일반기계 및 장비에 대한 물가 지수를 사용하였다.  $PPI_t$ 는  $t$ 기에 생산자 물가지수이다.

현금흐름( $CF_{i,t}$ ) = 세후이익 + 감가상각비

법인세( $TAX_{i,t}$ ) = 법인세액

감가상각( $DEPR_{i,t}$ ) = 감가상각비

재고자산의 대체가치( $INV_{i,t}$ ) = 재고자산의 장부가를 대용치 사용

자본스톡의 대체가치( $K_{i,t}$ ) =  $\left(K_{i,t-1} \left(\frac{P_t^k}{P_{t-1}^k}\right) + I_{i,t}\right)(1-2/L)$ .

여기서  $L$ 은  $L_{i,t} = \frac{GK_{i,t-1} + I_t}{DEPR_t}$ 의 평균이며,  $GK_{i,t-1}$ 는  $t-1$ 기의 고정유형 자산이다.

부채-자산 비율( $DAR_{i,t}$ ) =  $\frac{D_{i,t}}{D_{i,t} + E_{i,t}}$

여기서  $E_{i,t}$ 는 (기말 보통주 수×주가) + (기말 우선주 수×주가)이다.

$D_{i,t}$  = 부채의 시장가치인데, 장부가치를 대용치로 사용하였다.

이자비용( $IEX_{i,t}$ ) = 지급이자 + 사채이자

이자-현금흐름 비율( $COV_{i,t}$ ) =  $\frac{IEX_{i,t}}{IEX_{i,t} + CF_{i,t}}$

$Q(Q_{i,t}) = \frac{D_{i,t} + E_{i,t}}{ASSET_{i,t}}$ 을 사용. 여기서  $ASSET_{i,t}$ 는 자산 총액의 장부가이다.<sup>20)</sup>

20) 김경수 외(1996)의 연구에서 토빈Q의 정확한 계산을 위해 부채의 시장가치와 기업의 대체가격을 좀 더 정밀하게 추정하는 등 많은 노력을 기울였지만 아직 국내기업의 회계자료에는 자금의 만기가 정확하게 기재되지 않고, 다양한 고정자산에 대한 시장가치가 존재하지 않아 아직도 토빈Q를 정확하게 계산하는 데는 한계가 있다.

## An Empirical Test of Financing Constraints of Corporation Investment : Euler Equation Approach

Nam, Jooha\* · Oh, Sangbong\*\*

### Abstract

Since Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988), many researches have empirically tested financial constraints of investment using the reduced form of Tobin q investment equation. Besides measure problem of marginal Tobin q, empirical result of this approach does not exactly imply liquidity constraints, rather implies the relative sensitivity of financial constraint.

In order to resolve this problem we apply the nonlinear Euler equation of optimal investment decision and generalized method of moments as an econometrics method. Using Korean Chaebol firms for the sample period, 1990~1999 we find that top 30 Chaebol groups do not face financial constraint. However, the model including financial constraints performs well for other groups, 31~60. This implies that large groups of Korean Chaebol are not less financially constrained than others.

**Key Words : financial constraints, nonlinear Euler equation, GMM**

---

\* Assistant Professor, Dept. of Economic, Sogang University

\*\* Research Fellow, Korea Development Institute