

금융제약이 국내 제조기업의 성장에 미치는 영향에 관한 연구

김용환* · 이윤재** · 김문겸***

<국문초록>

본 연구의 목적은 국내 제조기업에 금융제약이 존재하는지 여부를 검정하고, 금융제약이 존재하는 경우 기업 성장에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하며, 또한 국내 금융시장의 발전이 기업의 금융제약을 완화시키는지 여부를 밝히는 데 있다.

이를 위해 본고에서는 국내 제조기업의 금융제약과 성장의 관계에 관하여 실증 분석을 실시하였다. 실증분석은 동태적 패널모형을 이용하였으며 GMM 분석방법을 사용하였다. 본고에 사용된 자료는 한국신용평가정보(주)에서 제공받은 1,096개 상장제조기업을 표본으로 한 1990~2006년간 불균형 패널자료이다. 전체 기간에 대해서는 물론 기간별, 기업군별 비교를 위해 외환위기 전후, 기업규모, 기업나이, 업종별로 나누어 분석하였다. 실증분석에서는 기업의 현금흐름에 대한 성장의 민감도를 금융제약의 대용변수로 사용하였다. 또한 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항을 추가하여 금융시장발전이 금융제약에 미치는 영향을 분석하였다.

주요 실증분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 주요 설명변수인 현금흐름은 전체 기간을 대상으로 한 경우 기업 성장과 매우 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 국내 제조기업들이 금융제약에 직면하고 있음을 시사하였다. 기업군별로는 외환위기 이전 기업, 중소기업, 젊은 기업, IT기업 등에서 금융제약이 큰 것으로 나타났다.

둘째, 실증분석 모형에 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항을 추가하여 분석한 결과, 동 교차항이 기업 성장과 유의한 음(-)의 관계를 나타내어 국내 금융시장의 발전이 제조기업의 금융제약을 완화시키는 것으로 분석되었다. 기업군별로는 외환위기 이후 기업, 중소기업, 젊은 기업, IT기업에서 금융시장발전이 긍정적인 효과를 나타내고 있는 것으로 추정되었다.

핵심주제어 : 금융제약, 금융시장발전, 기업성장

* 한국산업은행 지식서비스산업실장(yhkk@kdb.co.kr)

** 송실대학교 경제학과 교수(yjlee@ssu.ac.kr)

*** 송실대학교 벤처중소기업학과 교수(mgkim@ssu.ac.kr)

An Empirical Study on the Effect of Financial Constraints on the Growth of Korean Manufacturing Firms

Kim, Yong Hwan* · Lee, Yun Jae** · Kim, Moon Kyum***

<Abstract>

This study aims at exploring the existence of financial constraints and its effect on the growth of Korean manufacturing firms. It also tests whether the development of domestic financial markets mitigates the financial constraints or not.

A dynamic panel model which includes a lagged dependent variable as an explaining variable is employed. In particular, Generalized Method of Moments(GMM) is used to consider the endogeneity of variables and heterogeneity among individual groups. An unbalanced panel data of 1,096 listed manufacturing firms, whose data are from KIS-Line database, for a period of 1990 ~ 2006 is used. In actual tests, I use the sensitivity of firm growth to a firm's cash flow as a proxy for the financial constraints. In later analyses, I include an interaction term, the cash flow multiplied by the degree of financial market development, to verify the effect of financial market development on the financial constraints.

The main results of the empirical analyses are as follows:

First, the cash flow, the most important independent variable in my study, has the most significant and a positive relationship with firm growth in the pooled sample. It shows that firm growth heavily depends on the firm's cash flow (internal funds), supporting my view that there exist financial constraints in Korean manufacturing firms. Meanwhile, firms in pre-crisis period, SMEs, young firms, and IT firms turn out to have relatively higher financial constraints.

Second, the interaction term has a significant negative relationship with firm growth, suggesting that the promotion of domestic financial markets mitigates the financial constraints. It turns out that firms in post-crisis period, SMEs, young firms, and IT firms are benefited from the financial market development.

Key words : financial constraints, financial market development, firm growth

* General Manager, The Korea Development Bank

** Professor, Soongsil University

*** Professor, Soongsil University

I. 서론

기업의 성장에 영향을 주는 요인으로는 실물 및 금융 측면에서 여러 가지가 있을 수 있다. 초기의 기업성장이론은 이러한 요인들 가운데 주로 기업규모와 기업나이 등 실물적 요인을 중심으로 전개되었다. 한편 최근의 기업성장이론에서는 금융적 요인의 중요성이 부각되고 있다. 즉, 현실경제에서 일반화되어 있는 정보비대칭 등으로 인한 불완전자본시장에서는 기업의 자금조달에 순서가 있다는 자금조달순위 이론(pecking order theory)을 바탕으로 기업에 금융제약(financial constraints)이 존재하는지, 그리고 금융제약이 기업 성장에 영향을 미치는지를 분석하고 있다. 이러한 방법에 따라 미국, 유럽, 일본 등 주요국의 기업을 대상으로 분석한 결과에 의하면 기업의 금융제약이 기업 성장에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

여기서 금융제약이란 외부자금의 비용이 내부자금에 비해 높거나 외부자금의 이용가능성이 제한됨으로써, 내부자금을 이용할 수 있었다면 기업이 선택했을 투자사업의 추진에 제약을 받는 상태를 말한다. 내부자금과 외부자금 간에 비용 격차가 존재함에 따라 기업의 투자 및 성장이 내부자금의 규모에 영향을 받는 상태이다.¹⁾ 내부자금비용과 외부자금비용 간의 격차가 커짐에 따라 기업이 금융적으로 더욱 제약되어 있는 것으로 간주된다.

우리나라 기업의 경우에도 1997년 외환위기 이전까지는 부채에 의한 양적 성장에 주력하였으나, 외환위기 이후에는 기업구조조정과 부채축소에 의한 내실경영과 함께 내부자금에 의한 질적 성장을 중시하게 되는 등 기업의 금융환경이 급변함에 따라 국내 기업의 성장에서 금융적 요인의 중요성이 한층 부각되고 있다. 본 연구에서는 이와 같은 점에 주목하여 국내 제조기업에 금융제약이 존재하는지 여부를 검정하고, 금융제약이 존재하는 경우 기업 성장에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하며, 또한 국내 금융시장의 발전이 기업의 금융제약을 완화시키는 지 여부를 밝히고자 한다.

본 연구는 금융제약 변수를 포함하는 기업성장모형을 기초로 하였으며 GMM(Generalized Method of Moments) 분석방법을 적용하였다. 동 분석방법은 동적 패널모형에서 발생하기 쉬운 변수의 내생성과 이질성 문제를 해결하여 일치추정량을 얻게 해 주는 장점이 있다. 실증분석용 데이터는 1990~2006년간 국내 제조기업의 불균형 패널 자료를 이용하였다. 또한 Fazzari, Hubbard and Petersen(1988) 및 후속 연구를 참고하여 표본기업을 전체기업은 물론 외환위기 전후 기간별, 기업규모별, 기업나이별 및 업종별로 분류하여 각 기업 군에 대한 금융제약과 금융시장발전의 영향을 비교분석하였다.

1) 이병기(2000) 참조. 또한 Kaplan and Zingales(1997)는 기업이 내부자금비용과 외부자금비용 간의 격차에 직면해 있으면 금융적으로 제약되어 있다고 하였다.

II. 기존문헌 연구

2.1 금융제약과 기업성장에 관한 연구

Modigliani and Miller(1958)는 완전자본시장 하에서 기업의 자본구조가 기업의 가치와 무관하다고 하였다. 이는 외부금융(부채, 주식발행)과 내부금융(유보이익)이 완전 대체재이고 기업의 성장과 금융결정이 서로 독립적임을 의미한다. 그러나 현실 세계에서는 자본시장이 완전하지 못한 경우가 더욱 일반적이다. 특히 조세, 거래비용, 대출자와 차입자, 경영자와 주주 간의 정보비대칭이 외부금융을 내부금융보다 비싸게 만들 수 있다. 시장에 불완전한 정보가 있는 경우 외부자본시장에서는 성장에 필요한 자금을 유리하지 못한 조건으로 조달하거나 전혀 조달할 수 없을 것이다. 이는 기업의 성장이 내부자금 부족에 의해 제약됨을 의미하는 것으로서 내부자금조달 수준은 경험적으로 기업성장의 중요한 결정 요인이 될 수 있다. 정보비대칭 이론의 관점에서는 내부자금을 나타내는 현금흐름과 기업성장 간에는 양의 관계가 존재하며, 이는 기업성장이 내부자금의 규모에 영향을 받는 것이므로 금융제약에 직면하는 증거로 간주될 수 있다.

미국, 유럽, 일본 등 여러 국가에서 각국의 기업표본을 대상으로 금융제약이 기업성장에 미치는 영향에 대한 실증분석이 이루어졌다.²⁾ Carpenter and Petersen(2002)은 미국의 상장 소기업의 불균형패널 데이터를 이용한 분석에서 금융제약에 직면한 기업은 현금흐름과 총자산성장 간에 대체로 1대1의 관계가 있으며 특히 외부주식을 거의 이용하지 않는 기업이 금융제약에 크게 직면함을 발견하였다. Wagenvoort(2003)는 EU지역 기업에 대해 Carpenter and Petersen(2002) 모형을 추정하여 금융제약이 소기업 및 영세기업의 성장을 저해하며 상장기업보다 비상장기업에서 금융제약이 더욱 크다는 것을 보였다.

Elston(2002)은 독일 첨단기술주 시장(Neuer Markt)³⁾에 상장된 소기업의 성장이 금융제약을 많이 받음을 발견하였다. Fagiolo and Luzzi(2004)도 Elston(2002)을 따라 이태리 제조기업에 직면한 금융제약이 기업성장에 유의한 음의 영향을 미침을 보였다. 또한 초기에 강한 금융제약 하에 있던 젊은 기업은 성숙기업보다 지속적으로 더욱 빨리 성장하는 것으로 나타났다. Becchetti and Trovato(2002)는 이태리 중소기업을 대상으로 한 연구에서 신용할당이 있는 경우 기업성장이 감소함을 보였다.

Hutchinson and Xavier(2004)는 체제전환경제인 슬로베니아와 시장경제인 벨

2) 초기의 기업성장모형은 실물적 요인만을 고려했으나 Fazzari et al.(1988)의 기업투자모형이 소개된 이후 이에 기초하여 금융제약 요인을 추가로 고려하기 시작하였다.

3) Neuer Markt는 독일의 첨단기술주 시장으로서 미국 나스닥을 모델로 1997년에 발족하여 1999년부터 투자자들이 모여들면서 빠른 속도로 성장했으나 2000년 3월 이래 신기술주 거품이 붕괴하면서 폭락을 거듭하여 2003년말 폐쇄되었다.

기에의 제조기업을 비교분석하여 슬로베니아 기업이 벨기에 기업보다 더욱 큰 금융제약에 직면함을 발견하였으며, 이는 슬로베니아의 자본시장이 아직 적절히 기능하고 있지 않기 때문이라고 해석하였다. Honjo and Harada(2006)는 일본 중소기업업을 표본으로 한 분석에서 젊은 기업이 성장에 있어 더욱 큰 금융제약을 받는다고 하였다. Oliveira and Fortunato(2006)는 포르투갈 제조기업에 대한 분석결과 소규모의 젊은 기업들의 성장에 대한 금융제약이 심각하며 초기에 소규모의 젊은 기업들이 대규모의 성숙기업보다 더욱 지속적으로 성장함을 보였다.

이처럼 금융제약과 기업성장에 관한 연구는 최근 들어 외국에서 비교적 활발하게 이루어지고 있으나 국내 연구는 거의 없는 실정이다. 성효용(2000)이 지적한 바와 같이 금융제약을 포함한 기업성장 연구가 국내에서도 진행되어야 할 과제로 남아있다.

<표 1> 금융제약과 기업성장에 관한 주요 선행연구

연구자	표본	종속변수	주요 설명변수 및 부호
Carpenter and Petersen (2002)	1980-1992년간 미국 상장 제조 소기업 1,637개	총자산증가율 (총자산의 log변동)	-현금흐름(순소득+감가상각)/총자산(+)
Wagenvoort (2003)	1996-2000년간 유럽기업 355,693개	총자산증가율	-현금흐름(세후수입+감가상각)/총자산(+)
Elston (2002)	1997-2000년간 독일 신시장 상장 소기업 341개, 1970-1985년간 구시장 상장기업 295개	종업원수증가율 (종업원수의 자연log 차)	-ln현금흐름 또는 순수입(세후매출수입)(+)
Fagiolo and Luzzi(2004)	1995-2000년간 이태리 리 제조기업 14,277개	종업원수증가율 (종업원수의 log변동)	-현금흐름 /매출액 (+) -현금흐름 /매출액 (+)
Becchetti and Trovato(2002)	1995-1997년간 이태리 중소기업 4,403개	종업원수증가율	-신용할당더미(-)
Hutchinson and Xavier (2004)	1993-2000년간 벨기에 제조기업 108,184개, 1994-2001년간 슬로베니아제조기업 34,028개	△총자산증가율	-△(실질현금흐름/자본스톡(총자산으로 대응))(+)
Honjo and Harada (2006)	1994-1999년간 일본 중소기업 6,961개	종업원수증가율, 자산증가율, 매출액증가율 (log값의 차)	-현금흐름(이익+감가상각) /총자산 (+,×)(-,×)
Oliveira and Fortunato(2006)	1990-2001년간 포르투갈제조기업 7,653개	종업원수증가율 (log값의 차)	-ln현금흐름 (+) ·이자, 조세지급 후 순이익+감가상각

주 : (+)는 양(positive)의 영향, (-)는 음(negative)의 영향, (+,×)는 (+)부호이나 유의하지 않음, (-,×)는 (-)부호이나 유의하지 않음을 나타냄.

2.2 금융제약·금융시장발전과 기업성장에 관한 연구

기업투자모형에서는 cross-country 분석을 통해 기업투자에 있어 금융제약이 존재하더라도 금융시장이 발전하면 금융제약을 완화하는 것으로 보고되고 있다. 이러한 분석방법은 기업성장모형에도 적용될 수 있다.

Love(2003)는 40개국의 기업 데이터를 이용하여 추정한 결과 금융시장 발전과 기업의 금융제약 간에 강한 음의 관계가 나타나 금융시장 발전이 기업의 금융제약을 완화하여 기업의 투자 및 성장에 기여할 수 있음을 보였다. Becker(2006)는 유럽 국가들의 기업통계를 이용하여 금융시장이 발달된 나라에서 기업의 금융제약이 완화됨을 보였다. 또한 기업집단 소속기업은 내부자금시장에 쉽게 접근할 수 있어 외부금융환경에 덜 의존적이기 때문에 그 효과가 약하게 나타났다. Khurana, Martin and Pereira(2006)는 35개국의 기업 데이터를 이용하여 기업의 현금보유에 대한 현금흐름 민감도가 금융시장의 발전에 따라 감소함을 발견하여 Love(2003)의 연구결과를 보완해주었다.

한편 Beck, Demirgüç-Kunt and Maksimovic(2005)은 54개국의 기업 데이터를 이용하여 금융과 법제도가 발전하고 부패가 적은 나라의 기업들은 기업성장이 금융제약 등 장애요소들의 영향을 적게 받음을 보여주었다. 또한 대기업보다는 영세기업이 제약을 많이 받는 것으로 나타났다.

<표 2> 금융제약·금융시장발전과 기업투자(성장)에 관한 주요 선행연구

연구자	표본	종속변수	주요 설명변수 및 부호
Love (2003)	1988-1998년간 40개국 7,000개 상장대기업	투자/자본	-현금 및 등가물 /총자산(또는 자본) (+) -(현금 및 등가물 /총자산(또는 자본))×금 용발전(주식시장발전지표+금융중개기관발전지 표)(-)
Becker (2006)	1995-2003년간 유럽 38개국 150만개 기업 중에서 선별	총투자/ 고정자산	-ROA(EBITDA/ 고정자산) (+) -ROA ×(민간신용+채권시장키치)/GDP(-) -ROA ×(민간신용잔액/GDP)(-)
Khurana et al. (2006)	1994-2002년간 35개국 12,782개 기업	(현금+유가증권)/ 총자산의 연간 변동률	-영업현금흐름/총자산 (+) -(영업현금흐름/총자산)×금융시장발전 (-) -(영업현금흐름/총자산)×주식시장발전 (-) -(영업현금흐름/총자산)×금융중개기관발전 (-)
Beck et al. (2005)	1995-1999년간 54 개국 4,000개 이 상 기업	과거 3년간 매출액증가율 (기업성장률)	-기업 경영 및 성장의 장애요소 ·금융장애요소(-), 법적장애요소(-), 부패장애요소(-) -장애요소×제도변수 ·금융장애×금융발전(+), 법적장애×법적시스템(+), 부패장애×국가부패지수(+)

주 : (+)는 양(positive)의 영향, (-)는 음(negative)의 영향을 의미함.

Ⅲ. 실증분석 모형

3.1 모형

본고는 국내 제조기업에 금융제약이 존재하는지 여부와 금융제약이 기업성장에 미치는 영향을 분석하기 위하여 Carpenter and Petersen(2002)과 Wagnvoort(2003)의 모형을 확장하고 Honjo and Harada(2006)의 모형을 참고하여 다음과 같이 동적 패널분석을 위한 선형회귀방정식을 설정한다.⁴⁾

$$\begin{aligned}
 \text{asset}_r = & \quad + \text{Lasset}_r \quad + \text{Lnpeople} \quad + \text{Lnage}_f \\
 & \quad + \text{cf}_a \quad + \text{Lleverage} \quad + \text{tobinq} \quad + \quad + \quad , \\
 (1) & \\
 & \sim N(0, \quad)
 \end{aligned}$$

단, asset_r 는 i 기업의 t 연도 총자산증가율(기업성장률)이며, Lnpeople 은 i 기업의 $t-1$ 년도 종업원수(기업규모)의 로그값, Lnage_f 은 i 기업의 $t-1$ 년도 기업나이의 로그값, cf_a 는 i 기업의 t 연도 현금흐름/총자산 비율, Lleverage 은 i 기업의 $t-1$ 년도 레버리지, tobinq 는 i 기업의 t 연도 토빈q, \quad 는 관찰되지 않은 기업특정효과, \quad 는 연도더미, \quad 는 오차항이다.

식 (1)의 계수와 관련하여 다음의 ‘가설 1’을 검정한다.

가설 1 : 현금흐름/총자산 비율의 추정계수가 양의 값을 갖는다(> 0).

또한 본고는 Love(2003), Beck et al.(2005) 등을 참고하여 식 (1)에 기업의 금융제약과 금융시장발전도의 교차항(interaction term)을 추가하여, 금융시장발전이 기업의 금융제약을 완화하여 기업성장에 기여하는지에 대해 실증분석을 실시한다(식 (2) 참조). 선행연구들은 모두 개별국가가 아닌 다수의 국가들을 대상으로 하는 cross-country 분석이었으며 대부분 기업투자를 종속변수로 사용한 모형이라는 점에서 본고와 차이점이 있다. 그러나 설명변수에 현금흐름 변수와 현금흐름×금융시장발전도 항을 동시에 넣어 분석하여 두 항의 계수 부호가 바뀌는지를 비교하

4) 본고의 표본기업에 대한 비선형 모형의 적합성 여부를 사전에 검토하기 위해 식 (1)에 규모변수의 전기 제공 값을 추가하여 추정해 본 결과, 동 변수의 계수가 양의 값을 갖긴 했으나 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다.

는 방법 면에서는 본고와 동일하다.⁵⁾

$$\begin{aligned} \text{asset}_r = & \quad + \text{Lasset}_r \quad + \text{Llnpeople} \quad + \text{Llnage}_f \\ & + \text{cf}_a + \text{cf}_a_M + \text{Lleverage} \quad + \text{tobinq} + \\ , (2) \\ & \sim N(0, \quad) \end{aligned}$$

단, cf_a_M 는 i 기업의 t 연도 현금흐름/총자산 비율과 t 연도 금융시장발전도 변수의 곱으로서 두 변수의 상호작용을 나타내는 교차항이며, 는 관찰되지 않은 기업특정효과이다.⁶⁾

식 (2)의 계수와 관련하여 다음의 ‘가설 2’를 검정한다.

가설 2 : 현금흐름/총자산 비율의 추정계수가 양의 값을 가지며(> 0), 현금흐름/총자산 비율×금융시장발전도 항의 추정계수가 음의 값을 갖는다(< 0).

3.2 변 수

3.2.1 종속변수(기업성장률, asset_r)

일반적으로 실증분석에 이용되는 기업성장률 지표로는 종업원수증가율, 매출액증가율, 자산증가율 등이 있는데 Honjo and Harada(2006)는 이 세 가지 지표를 모두 사용하였다. 한편 Becchetti and Trovato(2002), Elston(2002), Fagiolo and Luzzi(2004), Oliveira and Fortunato(2006)는 종업원수증가율을 사용한 반면,⁷⁾ Carpenter and Petersen(2002), Wagenvoort(2003), Hutchinson and Xavier(2004)는 총자산증가율을 사용하였다.

Carpenter and Petersen(2002)은 총자산의 로그변동을 기업성장률로 사용하였다. 기업이 성장함에 따라 실물자본은 물론 운전자본(재고, 현금 및 등가물, 수취계정 등)도 증가하며 총자산의 변동에는 기업의 잠재적 외부금융 투자수요가 모

5) 식 (2)에 대해서도 식 (1)과 같이 비선형 모형의 적합성 여부를 사전적으로 검토하기 위해 규모변수의 전기 제곱 값을 추가하여 추정해 본 결과, 동 변수의 계수가 양의 값을 갖긴 했으나 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타났다.

6) 식 (2)에서는 cf_a_M 항에서 금융시장발전도(M)가 전체 기업에 대해 동일하게 적용되는 연도별 자료이므로 식 (1)과 달리 연도 더미가 필요하지 않다.

7) Elston(2002)은 위 세 가지 지표들이 기존기업들의 성장을 계산에는 적합하지만, 독일 첨단기술주 시장에 상장한 기업을 대상으로 한 분석에서는 대상기업의 특성상 유형 또는 실물자산이 기존기업에 비해 희소하기 때문에 종업원수를 기준으로 하였다.

두 포함된다. 본고는 Carpenter and Petersen(2002) 등에 따라 총자산증가율을 기업성장률 지표로 이용하였다.⁸⁾ 총자산에는 기업이 가지고 있는 현금, 재고자산, 토지 등과 같은 각종 유형의 자산과 매출채권, 대여금, 미수금 등과 같은 채권 및 무형의 권리 등이 포함된다. 본고의 실증분석에서는 한국신용평가정보(주)로부터 제공받은 제조업 표본업체들의 총자산증가율을 이용하였다.

국내 제조업 전체의 총자산증가율은 1997년까지 10~20%대의 높은 수준을 보였으나 1998년 이후 급격히 하락하여 2000~2001년 중에는 부(負)의 증가율을 보였으며, 2002년부터 다시 회복하여 10%대 수준에 있다. 이는 외환위기 이후 기업의 구조조정 등에 따른 내실경영으로 투자활동이 크게 위축되어 성장률도 낮게 나타난 것으로 보인다.

<그림 1> 제조업의 성장성 지표 추이

(단위 : %)

자료 : 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr>), 통계청(<http://www.kosis.kr>)

3.2.2 독립변수

3.2.2.1 현금흐름비중(cf_a)

한국은행의 각 년도 『제조업 현금흐름』을 통해 살펴본 국내 제조업의 영업 활동 현금흐름⁹⁾(업체당 평균 기준)은 통계 작성이 시작된 1994년부터 1996년까지는 평균 56억원에 지나지 않았다. 1997년 외환위기 시에는 당기순손실을 나타

8) 실제로 종업원수증가율과 매출액증가율을 종속변수로 하여 각각 실증분석을 시도해 보았으나 총자산 증가율을 종속변수로 하는 것이 보다 설명력이 있는 것으로 나타났다.

9) 한국은행에서 작성하는 현금흐름표 상의 영업활동으로 인한 현금흐름에는 제품의 생산과 상품의 구매 및 판매 등으로 인한 기업의 현금의 유입과 지출을 기록한다. 구체적으로 보면 당기순이익+현금의 유출이 없는 비용(감가상각, 평가손실 등)-현금의 유입이 없는 수익(매각이익, 평가이익 등)+영업활동으로 인한 자산, 부채의 변동(외상매출금, 외상매입금, 선수금, 미수금 등의 증감)이다(한국은행, 『알기쉬운 경제지표해설』, 2006; 『2006년 제조업 현금흐름분석』, 2006).

내기 시작하여 현금흐름이 크게 감소하였으나 이후 2001년까지 5년간의 당기순손실에도 불구하고 감가상각비 등 현금유출이 수반되지 않는 비용 증가 등으로 평균 85억원의 현금흐름을 나타냈다. 2002년부터는 현금흐름의 주요 구성요소인 당기순이익이 2002년 이후 다시 대폭 증가하여 2006년까지 평균 122억원의 현금흐름을 나타냈는데, 이는 외환위기 이전에 비하면 2.2배에 달하는 규모이다. 국내 제조기업의 당기순이익이 2002년 이후 크게 늘어난 것은 주로 수출호조에 따른 것이며, 이밖에 저금리기조의 경제정책과 기업구조조정을 통한 비용절감 노력에도 기인한 것으로 보인다.¹⁰⁾

본고에서는 Carpenter and Petersen(2002), Wagenvoort(2003), Honjo and Harada(2006), Oliveira and Fortunato(2006) 등을 참고하여 현금흐름을 강태수·서유정(2006)과 같이 한국신용평가정보(주)에서 제공받은 제조업 표본기업의 재무제표에서 손익계산서상 당기순이익과 현금흐름표상 감가상각비의 합계로 보았다. 실증분석을 위한 현금흐름 지표로는 Carpenter and Petersen(2002), Wagenvoort(2003), Honjo and Harada(2006)와 같이 현금흐름을 총자산으로 나눈 값을 이용하였다.¹¹⁾

선행연구에서 현금흐름과 기업성장 간에는 공통적으로 유의한 양의 상관관계를 나타내어 기업에 금융제약이 존재하는 것으로 나타났다. 국내 기업을 대상으로 한 본고의 분석에서도 현금흐름 지표의 부호는 양(+)으로 예상된다.

<그림 2> 제조업의 현금흐름 및 당기순이익 추이(업체당 평균)

(단위 : 백만원)

자료 : 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr>)

3.2.2.2 금융시장발전도(M)

10) 강태수·서유정(2006)

11) 선행연구에서는 당해연도의 현금흐름을 사용하는 경우와 전년도의 현금흐름을 사용하는 경우가 있는데 본고는 당해연도의 현금흐름을 사용하였다.

본고에서는 Demirgüç-Kunt and Levine(1996)과 Beck et al.(1999)이 제시한 금융중개기관발전지표와 주식시장발전지표의 합계를 금융시장발전도의 지표로 사용하기로 한다. 동 지표는 Love(2003)가 금융발전과 금융제약의 관계를 분석하는 데 사용하였고 Khurana et al.(2006)이 금융발전과 현금의 현금흐름 민감도 분석에 사용하였다. 또한 신선우(2002)는 금융발전과 은행성과의 관계를 분석하는 데 사용하였다.

<표 3> 금융시장발전도 지표 내용

주요지표	계산방법	자료
총 금융시장발전도(M)	a+b	
금융중개기관발전도(a)	c+d	
GDP 대비 금융기관유동성(Lf)비율(c)	금융기관유동성/GDP	한국은행
GDP 대비 민간신용비율(d)	민간신용/GDP	IFS, 한국은행
주식시장발전도(b)	e+f+g	
GDP 대비 주식시장자본화(e)	주식시장규모/GDP	증권선물거래소, 한국은행
GDP 대비 주식거래대금(f)	주식거래대금/GDP	증권선물거래소, 한국은행
시장자본화 대비 총거래대금(g)	총거래대금/주식시장규모	증권선물거래소, 한국은행

Love(2003), Khurana et al.(2006)은 cross-country 분석을 위해 World Bank Database, IMF의 IFS(International Financial Statistics)에서 추출한 다섯 종류의 측정치를 표준화(전체 표본국가의 평균을 차감한 후 표준편차로 나눔)하여 사용하였으나, 본고는 개별국가를 대상으로 하므로 표준화 단계를 거치지 않고 위의 지표들을 직접 이용하였다.

<그림 3>을 통해 분석기간 중 국내 금융시장발전 추이를 개략적으로 살펴보면, 금융중개기관을 중심으로 한 간접금융시장은 안정적인 성장세를 나타낸 반면 주식시장을 중심으로 한 직접금융시장은 큰 변동을 보이며 급격한 성장세를 나타내고 있다. 따라서 이 두 가지를 합한 금융시장발전도 역시 변동 폭은 크지만 빠르게 성장하는 모습을 보이고 있다.

<그림 3> 금융시장발전도 추이

자료 : 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr>), 통계청(<http://www.kosis.kr>), 증권선물거래소(<http://www.krx.co.kr>), IFS

Love(2003), Khurana et al.(2006) 등을 기초로 할 때 본고에서의 현금흐름/총자산 비율과 금융시장발전도 지표의 교차항은 음(-)의 부호를 나타낼 것으로 예상된다.

3.2.3 통제변수

3.2.3.1 기업규모(Lnpeople)

기업규모와 기업성장률과의 관계는 오래 전부터 논쟁의 대상이 되고 있다. Gibrat(1931)는 기업규모와 기업성장률은 독립적이라는 주장을 했으나 이후 지속적으로 이루어진 연구에서 양자 간에 대체로 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 양자 간의 부호는 Singh and Whittington(1975)과 Das(1995) 등 일부 연구에서 양의 관계가 있는 것으로 나타나기도 했으나 음의 관계가 있는 것으로 나타나는 경우가 대부분이다. 국내기업을 대상으로 한 연구에서도 성효용(2000)은 기업규모와 기업성장률 간의 관계가 유의하지 않음을 주장했으나, 이인권(2001), Sung and Yun(2002), 장정호(2004) 등 대부분의 연구에서 유의한 음의 관계를 보였다.

이와 같은 국내의 선행연구결과를 볼 때 본고에서도 기업규모는 기업성장률과 음(-)의 관계를 나타낼 것으로 예상된다. 본고의 기업규모는 Fagiolo and Luzzi(2004), Honjo and Harada(2006), Oliveira and Fortunato(2006), 장정호(2004)가 사용한 것처럼 종업원수의 전기 로그값을 사용하였다.

3.2.3.2 기업나이(Lnage)

기업나이와 기업성장률과의 관계 역시 오랜 논쟁거리가 되고 있다. Jovanovic(1982)은 기업학습이론에 근거하여 기업나이와 기업성장률은 유의한 음의 관계에 있다는 주장을 했는데 후속 연구에서 대체로 그의 가설이 입증되었다. 양자 간의 부호에 있어 Das(1995)와 Elston(2002) 등 일부 연구에서는 양의 관계가 있는 것으로

로 나타나기도 했으나,¹²⁾ 대부분의 연구에서는 음의 관계가 있는 것으로 나타났다. 국내기업을 대상으로 한 연구에서도 장정호(2004)는 기업나이와 기업성장률 간에 양의 관계가 있다고 주장했으나, 성효용(2000), 이인권(2001), Sung and Yun(2002) 등 대부분의 연구에서 유의한 음의 관계를 보였다.

이와 같은 국내의 선행연구결과를 볼 때 본고에서도 기업나이는 기업성장률과 음(-)의 관계를 나타낼 것으로 예상된다. 본고의 기업나이는 Honjo and Harada(2006), Oliveira and Fortunato(2006), 장정호(2004)가 사용한 것처럼 설립년수의 전기 로그값을 사용하였다. 설립년수는 본고의 표본 특성상 설립년도부터 2006년까지로 하였다.

3.2.3.3 레버리지(Leverage)

레버리지는 일반적으로 기업의 파산위험에 대한 시그널효과¹³⁾를 위해 사용되거나 기업 신용도(creditworthiness)의 대용변수로 사용된다. 레버리지와 기업성장의 관계 역시 일정한 방향을 제시하기 어렵다. Lang et al.(1996)은 레버리지와 기업성장 사이에 음의 관계가 있음을 제시하였으나 성장기회가 적은 낮은 q 를 갖는 기업에서만 성립함을 보였다. Becchetti and Trovato(2002)의 분석에서는 레버리지(은행부채/총자산)가 기업의 종업원수 증가율에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. Honjo and Harada(2006)의 분석에서는 레버리지(전기 부채/총자산)가 기업성장률에 미치는 영향의 방향이 대상 표본이나 기업성장률 지표에 따라 다르게 나타났다. 전체 중소기업 표본에서는 종업원수 및 자산 증가율과 레버리지는 유의한 음의 관계에 있으나, 매출액증가율과 레버리지는 유의한 양의 관계에 있다. 그러나 젊은 중소기업 표본에서는 종업원수 및 자산증가율과 레버리지가 대체로 유의성이 없는 것으로 나타났다.

이와 같은 선행연구들을 볼 때 본고에서 레버리지와 기업성장은 양(+) 또는 음(-)의 관계를 나타낼 것으로 예상된다. 본고의 레버리지는 Honjo and Harada(2006)가 사용한 것처럼 전기 부채/총자산 값을 사용하였다.

3.2.3.4 토빈 q (tobin q)

토빈 q 변수는 기업의 성장기회를 통제하기 위해 포함된다. 이는 양호한 성장기회(높은 q 값)를 갖는 기업은 제약된 성장기회(낮은 q 값)를 갖는 기업보다 빨리 성장한다는 판단에 따른 것이다. Carpenter and Petersen(2002)과 Wagenvoort (2003)는 토빈 q 가 전체 표본기업의 성장에 유의한 양의 영향을 미침을 보였다. 그러나 Wagenvoort(2003)는 거대기업에 대해서는 유의성이 없는 것으로 분석하였다.

따라서 본고에서는 토빈 q 와 기업성장의 관계에 대해 대체로 양(+)의 부호가

12) Heshmati(2001)의 연구에서는 스웨덴 기업의 나이와 고용성장 간에 음의 관계가 있는 반면, 자산 및 매출 성장과는 양의 관계를 보였다.

13) Wagenvoort(2003)

예상되는 가운데 전체기업은 물론 기업규모별 분석이 필요할 것으로 보인다. 본고의 토빈q 값은 Carpenter and Pertersen(2002), Wagenvoort(2003) 및 고승의(2007)에 따라 (주식총시가+ 유동부채+ 고정부채)/(유동자산+ 유형자산+ 투자자산) 값을 사용하였다.¹⁴⁾

3.2.4 변수 내역 및 예상부호

지금까지 설명한 변수의 이름과 산출방식 그리고 예상되는 부호를 정리하면 다음과 같다.

<표 4> 변수 내역 및 예상부호

변수 명	내 용	산출 방식	예상부호
asset_r	기업성장률	총자산의 로그차	종속변수
Lasset_r	전기 기업성장률	총자산의 로그차의 전기 값	+
Llnpeople	기업규모	종업원수의 전기 로그값	-
Llnage_f	기업나이	설립년수의 전기 로그값	-
cf_a	현금흐름비중	(당기순이익+감가상각비)/총자산	+
cf_a_M	현금흐름비중 × 금융시장발전도	현금흐름비중×(금융중개기관발전도 +주식시장발전도)	-
Lleverage	레버리지	총부채/총자산의 전기 값	+/-
tobin q	토빈q	(주식총시가+유동부채+고정부채) / (유동자산+유형자산+투자자산)	+

3.3 자료 및 기술통계량

본 연구는 한국신용평가정보(주)의 KIS-Line에서 제공한 기업의 재무제표를 사용하였다. 회계기준과 감리의 취약성에 따른 문제를 완화하고 설명변수 중 토빈q 값을 얻기 위하여 상장기업만을 대상으로 하였으며, 분석에 사용된 모든 기업은 2006년 기준으로 제조업 존속기업이다. 분석기간은 1990년부터 2006년까지 총 17년간의 연도별 자료를 이용하였다. 분석에 포함된 총 기업의 수는 1,096개 기업이며 이들 기업의 9,594개의 불균형 패널 데이터(unbalanced panel data)를 분석대상으로 삼았다.¹⁵⁾ 대기업 및 중소기업의 분류는 한국신용평가정보(주)에서 제공

14) 투자기회가 있어도 투자실행으로 이어지는 데는 시차가 있을 수 있다. 선행연구에서는 주로 1기 전의 시차 값이나 금기 값을 사용하고 있다. 본고의 실증분석에서는 1기 전 시차 값을 이용하여 보았으나 유의성이 없는 것으로 나타나, 유의한 값을 갖는 금기 값을 이용하였다.

15) 관측기간이 동일한 기업만을 이용하는 균형패널데이터(balanced panel data)를 이용할 경우 절반 이상의 기업이 실증분석에서 제외되어 이용 가능한 정보를 과소 이용하는 결과를 초래한다. 본 분석의 모형을 추정하기 위해 불균형패널데이터를 처리하는 과정에서 해당년도의 관측치가 없는 것은 제외하였으며, 연속기간이 5개년 미만인 기업도 제외하였다. 또한 기업 code를 기준으로 분류했기 때문에 도중에 이름을 바꾼 기업은 자동적으로 동일기업으로 처리되었다.

한 자료에 의거하였다. 젊은 기업(young firm)과 성숙기업(old firm)의 구분은 분석대상 기업 전체의 평균 나이(설립년도 기준) 25년을 기준으로 25년 이하 기업은 young firm으로, 25년 초과 기업은 old firm으로 분류하였다.¹⁶⁾

<표 5>는 본 연구의 추정모형에서 설정한 변수들에 대한 요약통계량을 정리한 것이다. 표에 나타난 숫자는 기업 그룹별 통계량의 산술평균값이다. 외환위기 이전과 외환위기 이후, 중소기업과 대기업, 젊은 기업과 성숙기업, 그리고 IT기업과 비IT기업 그룹 간에 변수들의 차이가 실제로 존재하는지 여부를 검정하기 위해 평균을 이용한 t-test와 중앙값을 이용한 Wilcoxon z-test를 병행하였다. 검정 결과 거의 모든 변수가 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 차이를 나타냈다.

<표 5> 표본기업의 요약통계량(평균)

	asset_r	Lnpeople	Lnage_f	cf_a	cf_a_M	Lleverage	tobin q	
전체기업 [1,096]	0.169 (0.304)	5.517 (1.200)	3.067 (0.651)	0.086 (0.187)	0.608 (1.287)	0.468 (0.318)	4.723 (2.769)	
중소기업 [756]	0.214 (0.341)	4.948 (0.712)	2.879 (0.611)	0.094 (0.224)	0.669 (1.524)	0.461 (0.360)	4.376 (3.109)	
대기업 [340]	0.077 (0.180)	6.650 (1.171)	3.441 (0.559)	0.068 (0.071)	0.486 (0.556)	0.483 (0.210)	5.414 (1.723)	
차이값검정 값	t-test	-20.066 (0.000)	59.113 (0.000)	35.186 (0.000)	-9.830 (0.000)	-9.262 (0.000)	2.916 (0.004)	-2.159 (0.031)
	Wilcoxon	-18.826 (0.000)	53.839 (0.000)	33.977 (0.000)	-10.375 (0.000)	-9.749 (0.000)	5.542 (0.000)	3.010 (0.003)
	z-test							
외환위기 이전 [53]	0.256 (0.257)	6.424 (2.218)	3.211 (0.396)	0.057 (0.058)	0.221 (0.225)	0.694 (0.135)	2.036 (2.944)	
외환위기 이후 [1,096]	0.166 (0.302)	5.506 (1.174)	3.066 (0.656)	0.086 (0.189)	0.612 (1.300)	0.464 (0.320)	4.778 (2.730)	
차이값검정 값	t-test	2.760 (0.008)	3.352 (0.001)	2.955 (0.004)	-3.663 (0.000)	6.083 (0.000)	13.316 (0.000)	-9.197 (0.000)
	Wilcoxon	3.724 (0.000)	2.642 (0.008)	1.330 (0.1835)	-3.738 (0.000)	4.614 (0.000)	9.613 (0.000)	-5.942 (0.000)
	z-test							
young firm [600]	0.265 (0.360)	5.171 (0.988)	2.563 (0.476)	0.104 (0.244)	0.736 (1.647)	0.462 (0.374)	4.166 (3.405)	
old firm [496]	0.064 (0.177)	5.895 (1.294)	3.615 (0.248)	0.065 (0.088)	0.469 (0.685)	0.475 (0.245)	5.330 (1.639)	
차이값검정 값	t-test	27.468 (0.000)	-23.915 (0.000)	-98.020 (0.000)	19.402 (0.000)	19.241 (0.000)	-1.568 (0.117)	9.197 (0.000)
	Wilcoxon	29.758 (0.000)	-24.300 (0.000)	-66.329 (0.000)	21.051 (0.000)	20.596 (0.000)	-2.045 (0.041)	2.570 (0.010)
	z-test							
IT firm [255]	0.300 (0.397)	5.370 (1.345)	2.646 (0.615)	0.118 (0.374)	0.834 (1.511)	0.463 (0.538)	4.487 (2.381)	

16) 이인권(2001)은 편의상 20년을 기준으로 분류한 바 있다.

non-IT firm [841]	0.134 (0.264)	5.557 (1.156)	3.178 (0.614)	0.077 (0.084)	0.548 (0.640)	0.470 (0.228)	4.786 (1.579)
차이값검증	t-test	-13.856 (0.000)	4.463 (0.000)	26.991 (0.000)	-9.501 (0.000)	-9.750 (0.000)	1.792 (0.118)
	Wilcoxon	-16.172 (0.000)	6.946 (0.000)	25.062 (0.000)	-10.415 (0.000)	-10.757 (0.000)	4.683 (0.000)
	z-test						

주 : 1) ()는 표준편차이며, []는 기업의 수임

2) asset_r : 총자산증가율, Lnpeople : 종업원수의 t-1기 로그값(기업규모),
Lnage_f : 설립년수의 t-1기 로그값(기업나이), cf_a : 현금흐름/총자산, cf_a_M : cf_a*금
융시장발전도, Lleverage : 부채/총자산의 t-1기, tobin q : 토빈q

3) 차이 값 검증은 평균을 이용한 t-test와 중앙값을 이용한 Wilcoxon 검정을 병행하였
고, 각 수치는 t값과 z값을 나타내며 ()의 수치는 p-value를 나타냄

특징적인 통계량을 살펴보면, 총자산증가율(평균)의 경우 전체기업은 0.169이며, 중소기업의 총자산증가율은 0.214, 대기업의 총자산증가율은 0.077로 중소기업이 대기업의 2배 수준을 크게 웃도는 것으로 나타났다. 외환위기 전후로는 위기 이전 0.256에서 위기 이후 0.166으로 외환위기 이후 분석대상 기업의 성장이 둔화되었음을 알 수 있다. 기업나이별로는 young firm의 총자산증가율은 0.265, old firm의 총자산증가율은 0.064로 young firm이 old firm에 비해 4배 수준으로 빠르게 성장한 것으로 나타났다. 업종별로는 IT기업의 총자산증가율은 0.300으로 비 IT기업에 비해 2.3배의 빠른 성장률을 보였다.

총자산대비 현금흐름(당기순이익+감가상각비)의 비중(평균)은 전체기업의 경우 0.086이며, 중소기업은 0.094, 대기업은 0.068로 중소기업이 대기업 보다 높게 나타났다. 외환위기를 기준으로 보면 위기 이전 0.057에서 위기 이후 0.086으로 나타나 총자산대비 현금흐름의 비중이 외환위기 이후 높아졌음을 알 수 있다. 기업나이별로는 young firm의 현금흐름 비중은 0.104, old firm의 현금흐름 비중은 0.065로 young firm이 old firm 보다 높은 수준을 나타냈다. 업종별로는 IT기업의 현금흐름 비중은 0.118로 비IT기업의 0.077보다 높은 수준을 보였다.

또한 실증분석에 사용된 변수 간의 상관관계를 분석한 결과 전체기업은 물론 각 기업 그룹별로도 상관관계수 값이 대체로 0.5 미만의 낮은 수준이어서 다중공선성 문제가 발생할 우려는 적어 보인다. 실제로 다중공선성 검정을 실시한 결과도 VIF(variation inflation factor; 분산팽창계수) 값이 10 이하(1~2)로 매우 낮은 수준이어서 다중공선성 문제가 없는 것으로 나타났다.

<표 6> 표본기업의 변수간 상관계수(전체기업)

	asset_r	Lasset_r	Llnpeople	Llnage_f	cf_a	cf_a_M	Lleverage	tobin q
asset_r	1.0000							
Lasset_r	0.3223	1.0000						
Llnpeople	-0.1472	-0.1339	1.0000					
Llnage_f	-0.3909	-0.4168	0.3070	1.0000				
cf_a	0.2323	0.2057	-0.0816	-0.2723	1.0000			
cf_a_M	0.2106	0.1806	-0.0661	-0.2759	0.4724	1.0000		
Lleverage	0.0867	-0.1361	0.0695	0.0167	-0.0108	-0.0176	1.0000	
tobin q	0.0979	0.0365	-0.0021	-0.0880	0.1245	0.1284	-0.1214	1.0000

주 : 1) ***는 1%의 유의수준을 나타내며, 유의성 검정은 Pearson 상관관계 검정임

2) 또한 VIF(variation inflation factor; 분산팽창계수)가 모든 독립변수에 대해 10이하인 수치를 보여 다중공선성의 우려는 낮은 것으로 판단됨

3.4 분석방법

본고는 계량분석방법으로 기업 간의 이질성(heterogeneity)을 유의하게 고려할 수 있고 시계열적 성격도 파악할 수 있는 불균형 패널 회귀분석을 이용하였다.¹⁷⁾ 특히, 본고의 분석모형은 종속변수의 시차변수가 설명변수로 포함되는 동태적 패널모형으로서 설명변수들은 많은 경우 종속변수와 연립적으로 결정되거나 양방향 인과관계를 가져 내생성(endogeneity) 문제로부터 자유롭지 못하다. 따라서 이러한 내생성과 이질성 문제들을 통제하고 일치추정량(consistent estimator)을 얻기 위해 Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)에 의해 개발된 시스템 GMM(system generalized method of moments)¹⁸⁾을 이용하여 분석하였다.

시스템 GMM은 분석모형의 수준회귀식과 1차 차분회귀식을 하나의 시스템으로 결합하여 차분회귀식에는 설명변수의 수준시차(lagged level)를 도구변수로 이용하고 수준회귀식에는 설명변수의 차분시차(lagged difference) 변수를 도구변수로 이용한다. 이것은 설명변수와 기업특정효과(individual-specific effect) 간 상관관계가 시간에 따라 불변이라는 가정 하에서는 적절한 도구변수로 이용되며, 다음 조건

17) 본 연구의 데이터 처리는 STATA(version 9.2)를 이용하였다.

18) 이 방법에 대한 간결한 설명은 Levine, Loyaza, and Beck(2000) 참조

하에서는 적합하게 선택될 수 있다.¹⁹⁾ 첫째, 오차항(error term)이 시계열상관을 나타내지 않거나 적어도 MA(1)과정을 가져야 한다.²⁰⁾ 오차항들의 지속적인 시계열상관은 관찰되지 않은 기업특정효과의 영향이 있다는 표시이며, 기업특정효과는 설명변수들과 쉽게 상관되기 때문에 이를 무시하면 유의하지 않은 추정치가 도출된다. 둘째, 설명변수의 현재값이 종속변수의 현재 및 과거 값에 의해서 영향을 받을 수 있다 하더라도 종속변수의 미래 충격(innovations)에 의해 영향을 받아서는 안된다.

이러한 가정의 타당성은 보통 다음의 2가지 식별검정으로 검증될 수 있다. 첫째는 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 Sargan검정 또는 Hansen 검정으로서 적률(moment)조건의 전반적인 타당성을 표본 값과 비교하여 검정함으로써 도구변수가 적합하게 도입되었는가를 검정할 수 있다. 둘째는 회귀잔차(regression residual)에 대한 시계열상관(serial correlation)검정이다. 오차항이 시계열상관이 없거나 MA(1) 과정을 따르면 모든 설명변수의 시차 값이 도구로 사용될 수 있음을 의미하며, MA(2) 이상의 계열상관 여부가 판단 근거가 되는 이유는 오차항의 시계열상관 검정이 1차 차분된 회귀식에서 검토되기 때문이다. 주어진 계(order)에서의 시계열상관은 동일한 계에서 오차가 이동평균과정을 따름을 의미하며 이는 다시 이러한 계보다 더 시차가 많은 관측치 만이 적합한 도구변수임을 뜻한다.

IV. 실증분석 결과

본고의 실증분석은 먼저 분석 대상기간 전체(1990~2006)에 대해 실시하였다. 또한 Fazzari et al.(1988) 등 기존 연구를 참조하여 사전적으로 금융제약을 판단할 수 있는 외환위기 전후 기간, 기업규모, 기업나이, 업종별로 표본기업을 분할하여 기업 그룹 간 성장-현금흐름 민감도와 금융시장발전도의 영향을 비교하였다.

먼저 외환위기 이전에는 정책금융, 신용할당 등으로 인해 기업의 금융제약이 외환위기 이후보다 심각했을 것으로 보여 외환위기 이전 기간(1990~1997)과 이후 기간(1998~2006)의 기간별 분석을 실시하였다. 식 (1)과 식 (2)에 각각 외환위기 더미(외환위기 이후 기간=1, 외환위기 이전 기간=0)를 설정하여 추정한 결과 더미의 추정치가 1%에서 유의한 것으로 나타나, 외환위기 전후에 따라 표본기업군을 구분하여 추정하는 것이 의미 있는 것으로 보인다. 이밖에 기업규모 더미, 기업나이 더미, 산업 더미도 각각 유의한 것으로 나타났다. 또한 중소기업은 대기업에 비해 정보 열위에 있는 등 금융제약을 더욱 크게 받을 것으로 보여 한국신용평가정보(주)에서 제공한 해당기업의 대기업 및 중소기업 기준에 의거하여 기업규모별 특징을 살펴본다. 신생기업 역시 성숙기업에 비해 정보 열위 등으로 더욱 큰 금융제약 하에 있을 것으로 판단되어 젊은 기업(young firm)과 성숙기업(old firm)으로 나누어 기업나이

19) 시스템 GMM 추정량의 신뢰성은 도구변수의 타당성에 크게 의존한다.

20) STATA 프로그램에서는 Arellano-Bond test for AR(1) and AR(2) in first differences 결과로 제시한다.

별 특징도 함께 분석하였다. 이밖에도 IT기업은 비IT기업에 비해 업력이 짧아 정보열위는 물론 담보력 부족 등으로 금융제약이 클 것으로 보여 IT기업과 비IT기업 간의 업종별 비교를 실시하였다.

4.1 기간별 분석결과

전체기간에 대한 실증분석 결과가 <표 7>에 제시되어 있다. 종속변수인 총자산증가율의 1기 시차값과 종업원수, 설립년수, 현금흐름, 레버리지(부채/총자산), 토빈q로 구성된 식 (1)의 추정결과와 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항(interaction term)을 추가로 고려한 식 (2)의 분석결과이다. 실증분석 모형을 추정하기 위해 차분방정식의 도구변수는 모든 설명변수의 t-2기 및 이전 시차들이 사용되었으며, 수준방정식의 도구변수는 1차 차분시차를 사용하였다. 도구변수들의 타당성 검토를 위해 Hansen 검정을 실시한 결과 추정모형이 올바르게 설정되었음을 알 수 있다. 또한 오차항의 2차 계열상관 여부를 판단하는 M2의 p값이 0.05보다 크므로 동 모형의 추정치들이 올바르게 통계적 유의성을 갖는다고 판단할 수 있다.

<표 7>에 제시된 전체기업의 실증분석결과는 전반적으로 이론적인 기대에 부합하는 결과를 보여주고 있다. 먼저 식 (1)의 분석결과를 중심으로 검토하기로 한다. 기업의 금융제약이 기업성장에 영향을 미치는지 여부는 본 연구의 주된 관심사이다. 주요 설명변수인 현금흐름(cf_a)이 1% 유의수준에서 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 관계를 나타내고 있어 기업성장이 현금흐름(내부금융)에 의존하는 경향이 높으며, 분석대상 기업들이 금융제약에 직면하고 있음을 시사하였다. 이는 미국 제조기업을 대상으로 한 Carpenter and Petersen(2002), 유럽 기업을 대상으로 한 Wagenvoort (2003), 포르투갈 제조기업을 대상으로 한 Oliveira and Fortunato(2006), 일본 제조기업을 대상으로 한 Honjo and Harada(2006) 등 기존 논문들의 실증분석 결과와도 일치하는 결과이다.

<표 7> 모형의 추정결과(전체기간 : 1990 ~ 2006)

asset_r	식 (1)	식 (2)
	(금융제약과 기업성장)	(금융시장 발전을 추가 고려시)
Lasset_r	0.1451 (0.009)	0.2204 (0.000)
Llnpeople	- 0.0111 (0.076)	- 0.0085 (0.091)
Llnage_f	- 0.1226 (0.000)	- 0.1049 (0.000)
cf_a	0.0217 (0.010)	0.0897 (0.000)
cf_a_M	-	- 0.0236 (0.018)
Lleverage	0.0915 (0.178)	0.0598 (0.349)
tobin q	0.0031 (0.000)	0.0029 (0.000)
cons	0.5770 (0.000)	0.5744 (0.000)
M1(p-value)	0.000	0.000
M2(p-value)	0.097	0.135
Hansen(p-value)	0.993	0.916

주 : 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며 ()안은 p-value임

2) 식 (1)의 추정식에는 연도더미를 포함시킴

3) M2는 오차의 2계 시계열상관 검증치이며, 시계열 자기상관이 없다는 것이 귀무가설임

4) Hansen은 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검증치이며 도구변수들이 타당하다는 것이 귀무가설임

5) 차분방정식의 도구변수는 모든 설명변수의 t-2기 및 이전 시차들이고, 수준방정식의 도구변수는 1차 차분시차를 적용함

식 (2)는 식 (1)에 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항(cf_a_M)을 추가로 반영하여 금융발전이 기업 성장에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보려고 하는 모형이다. 분석결과에 따르면, 추정계수가 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 나타내어 국내 금융시장의 발전이 금융제약을 완화시키는 것으로 분석되었다. 이는 Love(2003), Khurana et al.(2006)등 최근 실증논문들의 주장과 일치한다고 할 수 있다.²¹⁾

한편, 식 (1)과 식 (2)의 통제변수들에 대한 분석결과를 설명하면 다음과 같다. 먼저 총자산증가율을 사용한 기업성장(asset_r)은 전기의 기업성장으로부터 유의

21) 전체기업에 대해 종속변수인 총자산증가율 대신 자기자본증가율을, 주요설명변수인 현금흐름비를 대신 잉여현금흐름비율을, 금융시장발전도 대신 금융중개기관발전도와 주식시장발전도를 각각 사용하여 분석해 본 결과 주요 변수의 부호와 유의성은 변함이 없어 모형이 강건한 것으로 나타났다.

하게 영향을 받고 있으며, 기업규모(Lnpeople)의 경우 다른 변수대비 유의성은 다소 낮지만 10% 유의수준에서 기업성장에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기업규모와 기업성장은 무관하다는 전통적인 Gibrat법칙을 기각하며, Evans(1987a,b), Hall(1987), Dunne et al.(1989)은 물론 이인권(2001), 장정호(2004) 등 비교적 최근의 실증분석 결과와 일치하는 모습이었다. 기업나이(Lnage_f)의 경우 기업성장과 1% 유의수준에서 음(-)의 관계를 보이고 있어 젊은 기업일수록 성숙기업보다 더 빠르게 성장한다는 Jovanovic가설과 일치하는 결과를 보였다. 또한, 기업의 시장가치를 나타내는 동시에 미래 성장성을 나타내는 지표인 토빈 q(tobin q)의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 나타내어 Carpenter and Petersen(2002), Wagenvoort(2003)의 분석결과와 부합되는 모습을 보였다. 그러나 레버리지(Lleverage)의 경우 Honjo and Harada(2006) 등의 실증분석 결과와는 달리 기업성장에 대해 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.²²⁾

<표 8>은 외환위기 이전과 이후로 구분하여 각각 식 (1) 및 식 (2)의 추정결과를 보여주고 있다.²³⁾ 먼저 식 (1)의 추정결과를 살펴보면, 외환위기 이전에 비해 위기 이후에도 주요 설명변수인 현금흐름(cf_a)은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 지속적으로 나타내고 있다. 이는 외환위기 이후에도 기업들이 여전히 금융제약에 직면하고 있는 것을 시사하고 있다. 그러나 한편으로 추정계수의 크기 변화를 관찰해 보면 기업성장의 현금흐름에 대한 민감도가 감소하였음을 발견할 수 있다. 이는 외환위기 이후 기업성장이 현금흐름(내부금융)에 의존하는 경향이 위기 이전보다 낮아졌음을 의미하는 것이며, 외환위기 이후 금융제약이 다소 완화되었음을 시사하는 것이다. 이러한 분석결과는 국내기업을 대상으로 외환위기 전후 투자의 현금흐름 민감도를 비교한 신선우(2002),²⁴⁾ 조삼용(2005)과 유사하지만 강태수·서유정(2006)과는 상반된 결과를 보이고 있다.

외환위기 이전과 이후에 대해 식 (2)의 추정결과를 비교해 보면, 외환위기 이전에는 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항(cf_a_M)이 기업성장에 대해 음(-)의 관계를 나타냈지만 통계적으로 유의하지 않았다. 반면, 외환위기 이후에는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다. 이는 외환위기 이전에는 국내 금융시장의 발전이 미약하여 기업의 금융제약을 완화시키는데 유의한 영향을 미치지 못했으나 외환위기 이후 국내 금융시장이 본격적으로 발전함에 따라 기업의 금융제약을 완화시킨 것으로 보인다(<그림 3> 참조).²⁵⁾

22) 장정호(2004)의 연구에서도 기업성장이 부채와 양(+)의 관계를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다.

23) 통제변수들의 경우, 외환위기 이후 기업의 분석결과는 전체기업의 경우와 유사하게 전반적으로 변수들이 통계적으로 유의하게 나타났으나 외환위기 이전의 경우는 기업규모, 기업나이, 토빈q 등에서 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

24) 신선우(2002)는 금융자유화 이전기간(1981~1995)과 금융자유화 이후기간(1996~2000)으로 나누어 비교하였다.

<표 8> 모형의 추정결과(외환위기 전후 비교)

asset_r	외환위기 이전(1990 ~ 1997)		외환위기 이후(1998 ~ 2006)	
	식 (1)	식 (2)	식 (1)	식 (2)
Lasset_r	0.1951 (0.330)	0.1829 (0.320)	0.1970 (0.001)	0.1430 (0.025)
Llnpeople	0.0214 (0.134)	0.0217 (0.102)	- 0.0377 (0.082)	- 0.0661 (0.052)
Llnage_f	- 0.1964 (0.239)	- 0.2051 (0.103)	- 0.0869 (0.000)	- 0.0794 (0.000)
cf_a	0.0662 (0.009)	0.0628 (0.048)	0.0368 (0.000)	0.0612 (0.011)
cf_a_M	-	- 0.0076 (0.855)	-	- 0.0155 (0.083)
Lleverage	- 0.3206 (0.059)	- 0.3201 (0.061)	0.0737 (0.234)	0.0677 (0.279)
tobin q	- 0.0141 (0.202)	- 0.0135 (0.205)	0.0044 (0.000)	0.0049 (0.000)
cons	1.1716 (0.026)	1.1881 (0.006)	0.6486 (0.000)	0.8019 (0.000)
M1(p-value)	0.062	0.052	0.000	0.000
M2(p-value)	0.746	0.748	0.079	0.153
Hansen(p-value)	0.897	0.723	0.252	0.335

- 주 : 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며 ()안은 p-value임
 2) 식 (1)의 추정식에는 연도더미를 포함시킴
 3) M2는 오차의 2계 시계열상관 검증치이며, 시계열 자기상관이 없다는 것이 귀무가설임
 4) Hansen은 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검증치이며 도구변수들이 타당하다는 것이 귀무가설임
 5) 차분방정식의 도구변수는 모든 설명변수의 t-2기 및 이전 시차들이고, 수준방정식의 도구변수는 1차 차분시차를 적용함

4.2 기업규모별 분석결과

<표 9>는 식 (1)과 식 (2)를 한국신용평가정보(주)에서 제공한 해당기업의 대기업 및 중소기업 분류에 의거하여 기업규모별로 추정한 결과이다. 먼저 중소기업

25) 본고의 표본 기업은 2006년 현재 생존한 기업으로서, 외환위기 이전 기업은 KIS-Line 데이터의 제약으로 인해 53개 기업이고 외환위기 이후 기업은 1,096개이다. 이에 53개 기업에 대해서만 외환위기 이후 분석을 별도로 실시한 결과, 이전(1,096개 기업 대상)과 마찬가지로 전체 모형이 유의하게 나타났으며 중요 변수의 계수 값, 부호 및 유의성 등이 크게 다르지 않았다.

업 및 대기업에 대한 식 (1)의 추정결과를 비교해 보면, 주요 설명변수인 현금흐름(cf_a)이 대기업의 경우 통계적으로 유의하지 않게 나타났으나, 중소기업의 경우 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 나타냈다. 이는 금융제약이 대기업보다 중소기업의 성장에 큰 영향을 주고 있음을 시사하는 것으로서 Wagenvoort(2003), Hutchinson and Xavier(2004) 등의 실증분석 결과와 일치한다.

<표 9> 모형의 추정결과(기업규모별 비교)

asset_r	중소기업		대기업	
	식 (1)	식 (2)	식 (1)	식 (2)
Lasset_r	0.1654 (0.010)	0.2034 (0.001)	0.0304 (0.729)	0.0232 (0.827)
Llnpeople	- 0.0075 (0.090)	- 0.0118 (0.078)	0.0062 (0.235)	0.0050 (0.287)
Llnage_f	- 0.1411 (0.000)	- 0.1327 (0.000)	- 0.0636 (0.000)	- 0.0595 (0.000)
cf_a	0.0259 (0.032)	0.0730 (0.000)	0.0115 (0.168)	0.0113 (0.532)
cf_a_M	-	- 0.0641 (0.000)	-	- 0.0152 (0.106)
Lleverage	0.1160 (0.123)	0.0983 (0.127)	- 0.0619 (0.028)	- 0.0524 (0.052)
tobin q	0.0030 (0.000)	0.0029 (0.000)	0.0036 (0.068)	0.0031 (0.087)
cons	0.6153 (0.000)	0.6105 (0.000)	0.2987 (0.000)	0.3070 (0.000)
M1(p-value)	0.000	0.000	0.001	0.001
M2(p-value)	0.162	0.112	0.559	0.377
Hansen(p-value)	0.825	0.345	0.998	0.988

주 : 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며 ()안은 p-value임

2) 식 (1)의 추정식에는 연도더미를 포함시킴

3) M2는 오차의 2계 시계열상관 검증치이며, 시계열 자기상관이 없다는 것이 귀무가설임

4) Hansen은 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검증치이며 도구변수들이 타당하다는 것이 귀무가설임

5) 차분방정식의 도구변수는 모든 설명변수의 t-2기 및 이전 시차들이고, 수준방정식의 도구변수는 1차 차분시차를 적용함

이제 식 (2)의 추정결과를 비교해 보면, 대기업의 경우 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항(cf_a_M)이 기업성장에 대해 통계적으로 유의하지 않았지만, 중소

기업의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 매우 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다. 즉, 대기업 보다는 중소기업의 경우 금융시장의 발전에 따라 기업이 직면한 금융 제약이 완화되고 있음을 시사한다. 이는 Beck et al.(2005)의 실증분석 결과에서도 지적하듯이 금융시장이 발전함에 따라 금융제약의 완화 및 기업성장에의 기여라는 혜택(benefit)이 대기업보다는 중소기업에 광범위하게 제공됨을 의미한다.

4.3 기업나이별 분석결과

<표 10> 모형의 추정결과(기업나이별 비교)

asset_r	젊은 기업(25년 이내)		성숙기업(25년 초과)	
	식 (1)	식 (2)	식 (1)	식 (2)
Lasset_r	0.2901 (0.000)	0.3496 (0.000)	0.2283 (0.043)	0.1507 (0.086)
Llnpeople	- 0.0347 (0.043)	- 0.0279 (0.012)	0.0076 (0.258)	0.0070 (0.170)
Llnage_f	- 0.0818 (0.000)	- 0.0762 (0.000)	- 0.0937 (0.000)	- 0.0835 (0.000)
cf_a	0.0351 (0.008)	0.1663 (0.000)	0.0181 (0.820)	0.0599 (0.740)
cf_a_M	-	0.0582 (0.004)	-	- 0.0216 (0.813)
Lleverage	0.1959 (0.077)	0.2115 (0.052)	- 0.1374 (0.011)	- 0.1199 (0.032)
tobin q	0.0026 (0.000)	0.0025 (0.000)	0.0048 (0.077)	0.0047 (0.059)
cons	0.5474 (0.000)	0.5197 (0.000)	0.4036 (0.000)	0.3678 (0.000)
M1(p-value)	0.000	0.000	0.096	0.037
M2(p-value)	0.068	0.056	0.198	0.436
Hansen(p-value)	0.863	0.283	0.999	0.981

주 : 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며 ()안은 p-value임

2) 식 (1)의 추정식에는 연도더미를 포함시킴

3) M2는 오차의 2계 시계열상관 검증치이며, 시계열 자기상관이 없다는 것이 귀무가설임

4) Hansen은 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검증치이며 도구변수들이 타당하다는 것이 귀무가설임

5) 차분방정식의 도구변수는 모든 설명변수의 t-2기 및 이전 시차들이고, 수준방정식의 도구변수는 1차 차분시차를 적용함

<표 10>은 식 (1)과 식 (2)를 기업 전체의 평균 나이(설립년도 기준) 25년을 기준으로 25년 이하 기업은 젊은 기업(young firm)으로, 25년 초과 기업은 성숙 기업(old firm)으로 구분하여 기업나이별로 추정한 결과이다. 먼저 young firm 및 old firm에 대한 식 (1)의 추정결과를 비교해 보면, 주요 설명변수인 현금흐름(cf_a)이 old firm의 경우 통계적으로 유의하지 않게 나타났으나, young firm의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 나타냈다. 이는 금융제약이 old firm보다 young firm의 성장에 큰 영향을 주고 있음을 시사하는 것으로서 Honjo and Harada(2006) 등의 실증분석 결과와 일치한다.

이제 식 (2)의 추정결과를 비교해 보면, old firm의 경우 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항(cf_a_M)이 기업성장에 대해 음(-)의 관계를 나타냈지만 통계적으로 유의하지 않은 반면, young firm의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 나타냈다. 즉, old firm보다는 젊은 신생기업에서 금융시장의 발전에 따라 기업이 직면한 금융제약이 감소하는 것으로 분석되었다. 이는 young firm이 old firm보다 금융시장의 발전에 따른 금융제약 완화의 혜택을 보다 많이 수혜함을 시사한다.

4.4 업종별 분석결과

<표 11>은 식 (1)과 식 (2)를 통계청의 표준산업분류에 따라 D30(컴퓨터 및 사무용 기기 제조업) 및 D32(전자부품, 영상, 음향 및 통신장비 제조업) 산업에 속한 기업을 IT기업, 기타 산업에 속한 기업을 비IT기업으로 구분하여 업종별로 추정한 결과이다. 먼저 IT기업 및 비IT기업에 대한 식 (1)의 추정결과를 비교해 보면, 주요 설명변수인 현금흐름(cf_a)이 IT기업의 경우 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 나타냈고 비IT기업의 경우 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보였다. 그런데 그 계수 값은 IT기업이 비IT기업보다 커서 금융제약이 비IT기업보다 IT기업의 성장에 더욱 큰 영향을 주고 있음을 시사한다.

이제 식 (2)의 추정결과를 비교해 보면, IT기업은 5% 유의수준에서, 그리고 비IT기업은 10% 유의수준에서 각각 현금흐름과 금융시장발전도의 교차항(cf_a_M)이 기업성장에 대해 음(-)의 관계를 나타냈다. 즉, IT기업과 비IT기업 모두 금융시장의 발전에 따라 기업이 직면한 금융제약이 통계적으로 유의하게 감소하며, 감소하는 정도는 IT기업에서 더욱 큰 것으로 분석되었다. 이는 IT기업이 비IT기업에 비해 금융시장의 발전에 따른 금융제약 완화의 혜택을 보다 많이 수혜함을 시사한다.

<표 11> 모형의 추정결과(업종별 비교)

asset_r	IT기업		비IT기업	
	식 (1)	식 (2)	식 (1)	식 (2)
Lasset_r	0.2251 (0.014)	0.2494 (0.001)	0.1943 (0.006)	0.1854 (0.007)
Llnpeople	- 0.0245 (0.004)	- 0.0176 (0.038)	- 0.0061 (0.146)	- 0.0024 (0.349)
Llnage_f	- 0.1015 (0.001)	- 0.1092 (0.000)	- 0.1123 (0.000)	- 0.0948 (0.000)
cf_a	0.0820 (0.000)	0.1274 (0.001)	0.0189 (0.071)	0.0653 (0.021)
cf_a_M	-	- 0.0753 (0.016)	-	- 0.0184 (0.058)
Lleverage	0.1945 (0.036)	0.1943 (0.021)	- 0.0399 (0.193)	- 0.0398 (0.223)
tobin q	0.0022 (0.000)	0.0021 (0.000)	0.0047 (0.002)	0.0039 (0.008)
cons	0.7208 (0.000)	0.6923 (0.000)	0.5112 (0.000)	0.5039 (0.000)
M1(p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000
M2(p-value)	0.455	0.489	0.323	0.192
Hansen(p-value)	0.999	0.998	0.973	0.995

주 : 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 의미하며 ()안은 p-value임

2) 식 (1)의 추정식에는 연도더미를 포함시킴

3) M2는 오차의 2계 시계열상관 검증치이며, 시계열 자기상관이 없다는 것이 귀무가설임

4) Hansen은 과대식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 검증치이며 도구변수들이 타당하다는 것이 귀무가설임

5) 차분방정식의 도구변수는 모든 설명변수의 t-2기 및 이전 시차들이고, 수준방정식의 도구변수는 1차 차분시차를 적용함

V. 결론

본 연구에서는 국내 제조기업의 성장에 있어서도 외국의 선행연구들과 마찬가지로 금융제약이 존재한다는 사실과 금융시장발전이 금융제약을 완화시켜 국내 제조기업의 성장에 기여한다는 것을 확인하였으며, 그 실증분석의 시도로서 의미를 갖는다.

주요 분석내용을 정리하면 첫째, 전체기업 및 전 기간을 대상으로 한 분석에서는 기업성장이 현금흐름(내부금융)에 의존하는 경향이 높으며 분석대상 기업들이 금융제약에 직면하고 있음을 시사하였다. 또한 국내 금융시장의 발전이 금융제약을 완화시키는 것으로 분석되었다.

둘째, 외환위기 전후로 나누어 보면 두 기간 모두 기업들이 금융제약에 직면하고 있으며 특히 외환위기 이후 금융제약이 다소 완화된 것으로 나타났다. 또한 외환위기 이전에는 국내 금융시장의 발전이 미약하여 기업의 금융제약을 완화시키는데 유의한 영향을 미치지 못했으나 외환위기 이후 국내 금융시장이 본격적으로 발전함에 따라 기업의 금융제약을 완화시킨 것으로 보인다.

셋째, 기업규모별 분석에서는 금융제약이 대기업보다 중소기업의 성장에 큰 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 또한 중소기업의 경우 금융시장의 발전에 따라 기업이 직면한 금융제약이 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타나, 금융시장의 발전에 따른 금융제약의 완화 및 기업성장예의 기여라는 혜택(benefit)이 대기업보다는 중소기업에 광범위하게 제공되는 것으로 분석되었다.

넷째, 기업나이별 분석에서는 금융제약이 성숙기업보다 젊은 기업의 성장에 더 큰 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 또한 젊은 기업의 경우 금융시장의 발전에 따라 기업이 직면한 금융제약이 통계적으로 유의하게 감소하여, 젊은 기업이 금융시장의 발전에 따른 금융제약 완화의 혜택을 많이 받는 것으로 나타났다.

다섯째, 업종별 분석에서는 금융제약이 비IT기업보다 IT기업의 성장에 더욱 큰 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 또한 IT기업과 비IT기업 모두 금융시장의 발전에 따라 금융제약이 감소되었으나 IT기업에서 더욱 크게 감소하여, IT기업이 비IT기업에 비해 금융시장의 발전에 따른 금융제약 완화의 혜택을 많이 받는 것으로 나타났다.

본고는 정보비대칭 하의 불완전자본시장에서 자금조달순위 이론에 따라 논의를 전개한 Fazzari et al.(1988)과 Carpenter and Petersen(2002) 등의 연구방법을 이용하여 모형을 설정하고 실증분석을 실시하여 그 결과를 해석하였다. 그러나 Kaplan and Zingales(1997) 등 다른 견해를 가진 연구자들의 연구방법을 따른 대안적인 분석도 이 분야의 연구를 더욱 활성화하는 데 기여할 수 있을 것이다. 보다 정교한 추정모형 설정과 함께 표본설정 시 소멸기업이나 비상장기업을 포함하는 문제 등에서도 보완할 필요가 있다. 이와 같은 분석은 다음 과제로 미루기로 한다.

<참고문헌>

- 강태수·서유정, “최근의 기업투자와 현금흐름간 관계분석,” 한국은행 금융경제연구원, 『금융경제연구』, 245호, 2006.2, 1-31.
- 고승의, “소유구조와 경영성과-소액주주지분을 중심으로-,” 한국상장회사협의회, 『상장협연구』, 55호, 2007.봄, 134-167.
- 성효용, “기업성장률과 규모 및 나이에 관한 실증연구: 한국 제조업체를 대상으로,” 한국산업조직학회, 『산업조직연구』, 8집 2호, 2000, 71-85.
- 신선우, 『금융발진이 은행성과, 기업투자, 그리고 성장에 미치는 영향』, 전남대학교 박사학위논문, 2002.8.
- 이병기, “기업투자의 현금흐름 민감성에 대한 실증분석-기업규모를 중심으로,” 한국산업조직학회, 『산업조직연구』, 8집 1호, 2000.3, 75-101.
- 이인권, “한국 기업의 나이별 성장, 생존 및 성장가변도,” 한국경제연구학회, 『한국경제연구』, 7권, 2001, 5-35.
- 장정호, “기업성장의 결정요인 분석,” 『충북개발연구』, 15권 2호, 2004.12, 79-96.
- 조삼용, 『기업투자에 관한 2 연구』, 전남대학교 박사학위논문, 2005.2.
- 한국은행, 『기업경영분석』, 각년호.
- _____, 『알기쉬운 경제지표해설』, 2006.
- _____, 『2006년 제조업 현금흐름분석』, 2007.7.11 보도자료 외.
- 증권선물거래소(<http://www.krx.co.kr>)
- 통계청, KOSIS(<http://www.kosis.kr>).
- 한국은행, ECOS(<http://ecos.bok.or.kr>).
- Arellano, M. and O. Bover, "Another Look at the Instrumental- Variable Estimation of Error-Component Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, 29-51.
- Becchetti, L. and G. Trovato, "The Determinants of Growth for Small and Medium Sized Firms: The Role of the Availability of External Finance," *Small Business Economics*, Vol. 19, December 2002, 291-306.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and V. Maksimovic, "Financial and Regal Constraints to Growth: Does Firm Size Matter?," *The Journal of Finance*, Vol. LX, No. 1, February 2005.
- Becker, B. and J. Sivadasan, "The Effect of Financial Development on the Investment-Cash Flow Relationship; Cross-Country Evidence from Europe," European Central Bank, *Working Paper*, No. 689, October 2006.
- Blundell, R. and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 87, 1998, 115-143.

- Carpenter, R.E. and B.C. Petersen, "Is the Growth of Small Firms Constrained by Internal Finance?," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 2, May 2002, 298–309.
- Das, S., "Size, Age, and Firm Growth in an Infant Industry in India," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 13, 1995, 111–126.
- Dunne, T., M. Roberts and L. Samuelson, "The Growth and Failure of US Manufacturing Plants," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, 1989, 671–698.
- Elston, J.A., "An Examination of the Relationship Between Firm Size, Growth and Liquidity in the Neuer Markt," Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, *Discussion Paper*, Vol. 15, No. 2, June 2002.
- Evans, D, "The Relationship between Firm Growth, Size, and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries," *The Journal of Industrial Economics*, Vol. XXXV, No. 4, June 1987a, 567–581.
- _____, "Tests of Alternative Theories of Firm Growth," *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 4, August 1987b, 657–674.
- Fagiolo, G. and A. Luzzi, "Do Liquidity Constraints Matter in Explaining Firm Size and Growth? Some Evidence from the Italian Manufacturing Industry," Sant'Anna School of Advanced Studies, *LEM Working Paper*, No. 2004/08, April 2004.
- Fazzari, S.M., R.G. Hubbard, and B.C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment; Comments and Discussion," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1988, No. 1, 1988, 141–206.
- Gibrat, R., *Les Inegalites Economiques*, Paris: Recueil Sirey, 1931.
- Hall, B., "The Relationship between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, 1987, 583–605.
- Heshmati, A., "On the Growth of Micro and Small Firms: Evidence from Sweden," *Small Business Economics*, Vol. 17, No. 3, November 2001, 213–228.
- Honjo, Y. and N. Harada, "SME Policy, Financial Structure and Firm Growth: Evidence from Japan," *Small Business Economics*, Vol. 27, December 2006, 289–300.
- Hutchinson, J. and A. Xavier, "Comparing the Impact of Credit Constraints on the Growth of SMEs in a Transition Country with an Established Market Economy," Katholieke Universiteit Leuven, LICOS Centre for Transition Economics, *LICOS Discussion Paper*, No. 150/2004, June 2004.
- Jovanovic, B., "Selection and Evolution of Industry," *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, 1982, 649–670.

- Kaplan, S.N. and L. Zingales, "Do Investment-Cash flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, 1997, 169-215.
- Khurana, I.K., X. Martin, and R. Pereira, "Financial Development and Cash Flow Sensitivity of Cash," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, Issue 4, 767, December 2006.
- Lang, L.E., Ofek, E. and R.M. Stulz, "Leverage, Investment, and Firm Growth," *Journal of Financial Economics*, Vol. 40, 1996, 3-29.
- Levine, R., Loayza, and Beck, "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, No. 1, 2000, 31-77.
- Love, I., "Financial Development and Financing Constraints," *The Review of Financial Studies*, Vol. 16, 2003, 765-791.
- Modigliani, F. and M. Miller, "The Cost of Capital, Corporate Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol. 48, 1958, 261-297.
- Oliveira, B. and A. Fortunato, "Firm Growth and Liquidity Constraints: A Dynamic Analysis," *Small Business Economics*, Vol. 27, 2006, 139-156.
- Singh, A. and G. Wittington, "The Size and Growth of Firms," *Review of Economic Studies*, 1975, 15-26.
- Sung, H.Y. and M.K. Yun, "The Effects of Size and Age on Firm Growth: Does Foreign Ownership Matter?," *Journal of International Economic Studies*, No. 1, 2002, 113-135.
- Wagenvoort, R., "Are Finance Constraints Hindering the Growth of SMEs in Europe?," *EIB papers*, Vol. 8, No. 2, 2003, 22-50.
- IMF, *International Financial Statistics Yearbook*, 2007.