

외환위기 이후의 은행 신용의 배분: 한국의 기업 자료를 이용한 분석*

홍기석**

본 논문은 1997년의 외환위기 이후에 기업에 대한 은행 신용의 배분이 어떠한 식으로 이루어졌는가를 실증적으로 살펴본다. 특히 본 논문에서는 기존의 국내 연구들과 달리 은행 여신의 크기 외에 대출 이자율의 수준이 기업의 위험도와 체계적인 관계를 가지는가를 분석한다. 한국의 기업별 재무제표 자료를 이용한 추정결과에 의하면 먼저 위기 이후 기간에 있어서 은행 여신의 크기는 기업의 위험을 나타내는 지표들과 일관성 있는 관계를 나타내지 않는다. 또한 은행 여신과 기업 위험 사이의 관계는 위기 이전 기간에도 대체로 비슷하게 나타난다. 이는 위기 이전의 은행 신용의 배분이 비효율적이었으며 위기 이후에 신용 배분의 효율성이 제고되었다는 기존의 일부 연구 결과와 배치된다. 한편 대출 이자율의 수준은 기업의 위험도에 따라서 높아지는 경향이 뚜렷이 존재한다. 이는 은행 신용의 배분에 대한 정당한 평가를 위해서는 은행 여신의 크기와 더불어 이자율의 수준도 살펴볼 필요가 있음을 시사한다.

핵심용어 : 은행 신용, 이자율, 부도 위험, 기업 자료.

JEL Classifications : E52, O16, O53

I. 서론

본 연구의 목적은 1997년의 외환위기 이후에 개별 기업들에 대한 은행 신용의 배분이 어떤 식으로 이루어졌는가를 실증적으로 살펴보는 것이다. 일반적으로

* 이 논문은 2004년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음.(KRF-2004-003-B00032) 유익한 의견을 제공해 주신 예금보험공사 Workshop 참가자 여러분들과 김우찬 교수님, 자료 수집을 도와주신 이하연 조교께 감사를 드립니다.

** 이화여자대학교 경제학과, Tel: 3277-3909, E-mail: khong@ewha.ac.kr

로 한국의 외환위기는 기업 및 금융부문에 의한 투자 재원의 비효율적 배분에 의해서 초래되었다고 여겨진다. 따라서 이러한 신용 배분의 패턴이 위기 이후에 실제로 어떻게 달라졌는가를 살펴보는 것은 위기 이후의 구조조정 노력이 얼마나 성공적이었는가를 평가하기 위해서 필요한 일이다. 그러나 주체의 중요성에도 불구하고 위기 이후 기업과 금융부문의 자원 배분이 어떠한 식으로 이루어져 왔는가에 대한 실증연구들은 아직 부족한 편이다.

투자 재원의 배분에 관한 기존의 연구들은 대부분 위기 이전 기간의 기업의 고정 투자를 분석의 대상으로 하고 있다. 이들 연구들은 대체로 투자 재원의 배분에 대하여 부정적인 결과들을 제시하고 있는데, 특히 재벌의 경우에 투자의 비효율성이 더욱 분명하게 드러난다고 주장하고 있다. 예를 들면 이종화·이영수·유제국(2001), Shin and Park(1999), Kim(2002) 등은 위기 이전 기간의 재벌 계열사는 비슷한 독립기업에 비해 평균적으로 투자를 훨씬 더 많이 하는 경향이 있었으며 또한 재벌계열사들 간의 투자 재원의 배분도 각 계열사의 수익성과 무관하게 이루어졌음을 지적하고 있다. 한편 위기 이전 및 이후 기간의 기업 투자를 분석한 연구로는 이항용(2005), 홍기석(2006) 등이 있는데, 이들 연구들에 의하면 위기 이전과 달리 위기 이후 기간에는 불확실성이 높은 기업일수록(이항용(2005)) 혹은 부채비율이 높은 기업일수록(홍기석(2006)) 투자를 덜 하는 경향이 존재하는 것으로 나타난다. 따라서 이들 연구들은 위기 이전에는 기업 부문 특히 재벌부문에 대한 투자 재원의 배분이 비효율적으로 이루어졌으나 위기 이후에는 그러한 경향이 약화되었음을 시사한다고 볼 수 있다.

기업의 고정투자를 다룬 연구들에 비해 은행의 신용 배분을 다룬 연구들은 비교적 최근에 발표되었기 때문에 위기 이전과 이후 기간을 모두 분석의 대상으로 하고 있다. 먼저 Borensztein and Lee(2002)는 1998년 상반기까지의 자료를 이용하여 위기 이전에는 재벌기업이 비슷한 독립기업에 비해 더 많은 양의 은행 여신을 받았으나 위기 이후에는 그러한 경향이 더 이상 존재하지 않음을 보였다. 또한 이 연구는 위기 발생 이후 은행 신용의 배분이 수익성이 높은 기업에 집중되고 있음을 보임으로써 구조조정의 결과 자원배분의 효율성이 개선되고 있다고 주장하였다. 위기 이전에 신용의 배분이 수익성과 무관하게 이루어졌다는 것은 Borensztein and Lee(2004)에서도 보고되고 있다. 이 외에 Lim(2003)은 2000년까지의 자료를 이용하여 소규모 기업들의 경우 위기 이전에는 기업 수익성과 은행 신용 사이에 음의 관계가 존재하였으나 위기 이후에는 기업 수익성이 높을수록 은행 신용도 더 크게 증가하는 경향이 있음을 보였다. 이들 연

구들은 위기 이전에 존재하고 있던 투자 자원 배분 상의 문제가 위기 이후에 상당 부분 개선되었음을 시사한다는 점에서 서로 유사하다고 할 수 있다. 한편 Chiu and Joh(2004)는 위기 이전과 이후 기간의 자료를 모두 사용하기는 하되 두 기간을 특별히 구분하여 살펴보고 있지는 않은데, 분석결과에 의하면 표본 기간 전체적으로 은행 신용의 배분이 수익성이 낮은 기업에 더 집중적으로 이루어지는 경향이 존재하는 것으로 나타난다.

본 연구는 위기 이후의 은행 신용의 배분에 초점을 맞춘다는 점에서는 Borensztein and Lee(2002, 2004), Lim(2003), Chiu and Joh(2004) 등의 연구와 맥락을 같이 한다. 그러나 본 연구는 몇 가지 측면에서 이들 연구와 구분될 수 있다. 첫째, 기존 연구들에서는 은행 신용의 결정이 기본적으로 수요와 공급의 상호작용에 의해서 결정된다는 점이 고려되지 않고 있다. 즉 실제 자료에 나타난 개별 기업에 대한 은행 신용의 크기는 은행의 공급과 기업의 수요 모두에 의해서 결정되는 것임에도 불구하고, 기존 연구들은 관측된 은행 신용의 크기가 바로 은행의 공급 결정을 반영하는 것처럼 암묵적으로 전제하고 있는 것이다. 그러나 실제 자료에서 은행 신용의 공급이 수익성과 무관하게 (혹은 오히려 수익성이 낮은 기업에 집중되어) 이루어진 것처럼 나타난다 하더라도 이것이 바로 은행 신용의 공급이 비효율적으로 이루어졌음을 의미한다고 볼 수는 없다. 왜냐하면 이러한 결과는 예를 들면 단지 수익성이 낮은 기업이 현재의 유동성 부족을 타개하기 위하여 더 많은 은행자금을 수요했기 때문에 발생하는 것일 수도 있기 때문이다. 본 연구에서는 은행 신용의 공급과 수요 측면을 동시에 고려함으로써, 기업의 수익성과 은행 신용의 크기 간에는 이론적으로 명확한 관계가 존재하지 않을 수 있으며 따라서 은행 신용 배분의 (비)효율성을 논하기 위해서는 신용의 크기 외에 이자율의 수준도 살펴볼 필요가 있음을 강조한다. 둘째, 기존의 연구들은 기업의 수익성 혹은 위험을 나타내는 설명변수로서 한두 가지의 지표들만을 고려하고 있으며 그나마도 추정결과의 편차(bias)를 가져올 우려가 있는 지표들을 사용하고 있다. 따라서 보다 엄밀한 추정결과를 얻기 위해서는 설명변수들의 선택이 보다 포괄적이고 신중히 이루어질 필요가 있다. 본 연구에서는 비교적 편차의 가능성이 낮을 것으로 예상되는 다양한 지표들을 사용함으로써 추정결과의 신뢰성을 높이기로 한다. 셋째, 기존의 일부 연구들에서 관찰된 외환위기 이후의 변화가 외환위기 직후에 일시적으로 나타난 현상인지 아니면 구조적인 성격의 것인지를 판단하기 위해서는 표본과 분석기간이 더 확대될 필요가 있다. 본 연구에서는 Borensztein and Lee(2002, 2004)의 연구보다 표본 기간

을 더 확장하고, Lim(2003)의 연구보다 표본에 포함되는 기업의 범위를 더 확대하고, Chiu and Joh(2004)의 연구와 달리 위기 이전과 이후를 구분하여 살펴본다.

본 연구의 추정 결과를 미리 요약하면, 먼저 위기 이후 기간에 있어서 은행 신용의 크기는 기업의 수익성 및 위험의 지표들과 체계적인 관계를 나타내지 않는다. 이는 위기 이후에 은행 신용의 배분이 수익성 높은 기업들에 집중적으로 이루어지게 되었다는 Borensztein and Lee(2002) 및 Lim(2003)의 연구 결과들과 차별되는 부분이다. 이들 연구들은 은행 신용의 크기와 기업 수익률 간의 정(+)의 관계를 근거로 하여 위기 이후의 신용 배분이 효율적이라고 주장하고 있다. 그러나 본 연구의 추정 결과는 이러한 기준에 따를 경우 오히려 위기 이후의 신용 배분은 비효율적이라고 평가될 수 있음을 보여준다. 한편 본 연구의 추정 결과에 의하면 대출 이자율은 기업의 수익성이 높을수록 그리고 위험이 낮을수록 낮아지는 경향이 뚜렷하게 관찰된다. 이러한 이자율의 패턴은 기존의 연구들에서는 다루어지지 않았던 부분으로서 은행의 신용 공급 결정에 대한 일반적인 예상과 일치하는 결과이다. 따라서 (은행 신용의 크기와 기업 수익성 간에 체계적인 관계가 관찰되지 않음에도 불구하고) 본 연구의 전체적인 결과는 은행 신용에 대한 통상적인 균형 모형의 예측과 모순되지 않는다고 할 수 있다. 이는 은행의 신용 공급에 대한 적절한 평가를 위해서는 은행 신용의 크기만이 아니라 이자율의 수준도 같이 고려될 필요가 있음을 보여준다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II절에서는 은행 신용의 공급과 수요를 모두 고려할 경우 어떠한 함의가 얻어지는지를 살펴보고, III절에서는 사용되는 자료와 변수들을 설명한다. IV절에서는 은행 신용 및 이자율의 결정 요인에 대한 추정결과를 제시한다. V절은 결론이다.

II. 이론적 논의

1. 은행 신용의 공급과 수요

기존의 연구들과 변수들의 가용성(availability) 등을 고려하여 본 연구에서는 어떤 기업에 대한 은행의 신용 공급 및 은행의 신용에 대한 기업의 수요가 각각 다음과 같이 결정된다고 가정하기로 한다.

$$L_t^s = f(i_t, \text{기업의 수익률}_{t-1}, \text{기업 수익률의 변동}_{t-1}, X_{t-1}) \quad (1)$$

$$L_t^d = g(i_t, \text{기업의 수익률}_{t-1}, \text{기업 수익률의 변동}_{t-1}, Y_{t-1}) \quad (2)$$

위 식에서 L_t^s 와 L_t^d 는 각각 t 기의 은행 신용의 공급과 은행 신용에 대한 수요를 나타내며, i_t 는 t 기의 이자율을 나타낸다. 은행 신용의 크기와 이자율이 t 기의 값으로 표시되어 있는 반면 다른 변수들은 모두 $t-1$ 기의 값으로 표시되어 있는데, 이는 은행 신용과 이자율이 내생변수로서 나머지 외생변수들에 의해서 결정된다는 점을 나타내기 위한 것이다. 따라서 위 식은 궁극적으로 은행 신용의 크기와 이자율이 기업의 수익률 및 수익률의 변동 등에 의해서 결정됨을 보여준다고 할 수 있다. X_{t-1} 와 Y_{t-1} 는 기타 통제변수들을 나타낸다.

먼저 각 설명변수가 은행의 신용 공급에 대해서 어떤 효과를 가질 것인지를 생각해 보면, 기업에 대한 대출로부터 은행이 예상할 수 있는 수익률의 기대치는 $(1-\text{부도확률}) \times \text{대출 이자율}$ 과 $\text{부도확률} \times \text{부도 시의 수익률}$ 의 합으로 정의될 수 있다. 다른 조건들이 일정할 경우 이 값은 대출 이자율이 높을수록 커질 것이므로 일단 신용의 공급 L^s 에 대한 대출 이자율 i 의 계수는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 한편 부도확률은 기업의 수익률 및 기업 수익률의 변동에 의해서 영향을 받을 수 있다. 기업 수익률의 변동이 일정한 경우에는 기업의 평균 수익률이 낮을수록 부도확률이 커질 것이며, 반대로 기업의 평균 수익률이 일정한 경우에는 기업 수익률의 변동이 커질수록 부도확률이 높아질 것이기 때문이다.¹⁾ 따라서 식 (1)에서 기업의 수익률은 신용 공급에 대해서 정(+)의 효과를 가질 것이며 기업 수익률의 변동은 부(-)의 효과를 가질 것으로 예상된다. 마치

1) 물론 은행의 대출 결정은 수익률의 기대치만이 아니라 수익률의 위험에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 예를 들어 DeYoung, Gron, and Winton(2005)의 논문에 의하면 은행이 외부자본을 조달함에 있어서 (내부자금을 사용하는 경우와 비교하여) 추가비용이 존재한다면 은행은 대출 포트폴리오를 구성할 때 수익률의 기대치와 위험을 모두 고려하게 된다. 특히 이 때 은행이 고려하는 위험은 개별 기업에 대한 대출 수익률의 표준편차 외에 개별 기업의 대출 수익률과 나머지 전체 대출의 수익률과의 공분산에 의해서 대표될 수 있다. 이는 마치 자산가격이론(CAPM)에서 개별 자산의 위험이 그 자산의 수익률과 다른 자산의 수익률과의 공분산에 의해서 규정되는 것과 유사하다. 그런데 이러한 의미에서의 위험을 측정하기 위해서는 개별 은행의 대출 포트폴리오에 관한 자료가 필요하며, 이는 본고에서 사용하는 자료의 범위를 벗어나는 것이다. 따라서 여기서는 개별 기업의 수익률의 변동(표준편차)만을 고려하기로 하고 그 이외의 위험의 정의는 고려하지 않기로 한다. 은행의 대출 결정에 관한 일반적인 이론에 의하면 은행의 자본구조 역시 대출 결정에 중요한 역할을 할 수 있지만 이 또한 은행별 대출 자료의 존재를 전제하는 것이므로 여기서는 고려되지 않는다.

막으로 기업의 부도 발생 시 은행에게 발생하는 수익률은 담보의 크기에 의해서 영향을 받을 것이므로 식 (1)의 통제변수 X 는 담보의 크기 등을 포함한다고 볼 수 있을 것이다.²⁾ 식 (1)은 일본의 기업 자료를 이용하여 위험과 은행 대출 이자율 사이의 관계를 살펴본 Miwa and Ramseyer(2001)의 신용 공급함수와 기본적으로 동일하다. 단 Miwa and Ramseyer(2001)에서는 기업 수익률의 표준편차가 가장 중요한 설명변수로 사용되고 있으며 기업의 수익률은 명시적으로 고려되지 않고 있다. 대신 이 연구에서는 부채비율이 추가되어 있는데, 부채비율은 기업의 이자 부담과 직접적인 관련을 가지므로 결국은 이자 비용을 차감한 후의 수익률 개념(예를 들면 경상이익률)의 대용 변수라고 봐도 무방할 것이다. 한편 한국의 기업 자료를 다루고 있는 연구들은 모두 기업의 수익성만을 설명변수로 고려하고 있으며 기업 수익률의 변동은 고려하지 않고 있다. Borensztein and Lee(2002)와 Chiu and Joh(2004)는 은행 신용의 크기와 기업의 경상이익 간의 관계를 살펴보고 있으며 Lim(2003)은 은행 신용과 기업의 영업이익 간의 관계만을 고려하고 있는 것이다. 따라서 식 (1)에 제시된 신용 공급의 결정요인들은 기존의 연구들에서 고려된 주요 설명변수들을 모두 포괄한다고 볼 수 있다.

다음은 각 설명변수가 은행 신용에 대한 수요에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 기존의 대부분의 연구들은 실제 신용의 배분이 은행의 공급 결정 뿐 아니라 신용에 대한 기업의 수요에 의해서도 영향을 받는다는 점을 간과하고 있는데, 신용의 공급 측면만을 고려해서 얻어진 이론적 예측들은 신용의 수요 측면까지 고려할 경우에는 더 이상 성립하지 않을 수도 있다. 따라서 은행 신용에 대한 기업의 수요를 나타내는 식 (2)를 고려하는 것은 기존의 연구와 비교하여 중요한 차이라고 할 수 있다. 식 (2)를 보면 먼저 대출 이자율 i 의 계수는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상할 수 있다. 기업의 투자 기회를 포함한 다른 조건들이 일정하다면 은행의 대출 이자율이 낮아질수록 기업은 당연히 은행 신용에 대한 수요를 늘릴 것이기 때문이다. 한편 기업의 수익률의 효과는 이론적으로 어떤 부호를 가질지 분명하지 않다. 통상적인 투자 이론에 의하면 수익성이 높은 기업일수록 투자 수요가 높을 것이며 따라서 은행 신용에 대한 수요도 커질

2) 담보의 크기는 사후적으로 은행의 손실을 줄이기 때문만이 아니라 사전적으로 기업의 부도 위험에 대한 신호로 작용함으로써도 은행의 신용 공급 결정에 영향을 줄 수 있다. Bester(1985)에 의하면 은행은 기업의 위험을 직접적으로 관찰할 수는 없지만 이자율과 담보의 적절한 조합을 통하여 기업들을 효과적으로 차별할 수 있다고 한다. 예를 들어 부도 위험이 낮은 기업일수록 자발적으로 높은 담보를 제공하는 경향이 있다면 은행은 담보의 크기가 큰 기업에 대해 더 기꺼이 신용을 공급할 것이다.

것으로 예상할 수 있으나, 반면 수익성이 높은 기업일수록 외부 자금을 조달하는 대신 내부 자금을 이용하여 투자를 집행할 수 있으므로 오히려 은행 신용에 대한 수요가 작아질 수도 있을 것이기 때문이다. 또한 수익성이 낮은 기업은 운영 자금의 부족을 메우기 위하여 은행 신용에 대한 수요를 늘릴 수도 있다. 따라서 결과적으로 기업의 수익성이 은행 신용에 대한 수요에 어떤 영향을 미칠 것인지는 이론적으로 분명하지 않다고 할 수 있다. 마찬가지로 기업 수익률의 변동도 여러 가지 측면에서 은행 신용에 대한 수요에 영향을 미칠 수 있으며 그 순효과의 방향은 명확하지 않다.³⁾ 먼저 Abel(1983)에 따르면 q 모형에서는 모든 위험의 효과가 q 를 통하여 나타나게 되므로 q 가 제대로 통제되는 한 투자 위험은 별도의 효과를 가지지 못할 수 있다. 그러나 현실적으로 q 를 이론적 정의와 제대로 부합하도록 측정하는 것은 불가능하므로 위험의 지표는 기업의 투자 수요 및 은행 신용에 대한 수요에 독립적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 위험 및 불확실성의 효과에 관한 연구들 가운데 Dixit and Pindyck(1994), Leahy and Whited(1996), Caballero(1999) 등의 비가역적(irreversible) 투자 이론에 의하면 위험의 증가는 투자 수요를 감소시킬 것으로 기대된다. 만일 자본을 증가시키는 경우보다 감소시키는 경우의 조정비용이 더 크다면 불확실성의 증대는 기업들로 하여금 평균적으로 투자의 크기를 줄이도록 작용할 것이기 때문이다. 반면 기업과 은행 사이의 대출 계약의 특성에 관한 연구들은 은행 신용에 대한 수요와 기업의 불확실성 사이에 오히려 정(+)의 관계가 존재할 수 있음을 시사한다. 일반적으로 은행 대출을 이용하는 기업의 순이익은 투자사업의 총수익과 비례하지 않는다. 기업은 투자 수익이 낮게 실현될 경우에는 유한 책임만을 지는 반면 투자 수익이 높게 실현되는 경우에는 은행 대출 상환액을 초과하는 부분 모두에 대해서 권리를 가지기 때문이다. 이러한 논리에 따르면 수익률의 변동성의 증가는 은행 신용에 대한 수요를 오히려 증가시키는 작용을 할 수도 있다.⁴⁾

3) 수익률의 변동은 식 (1)에 이어서 식 (2)에도 나타나고 있는데, 엄밀히 말하면 식 (1)과 식 (2)의 수익률의 변동은 서로 동일한 개념은 아니다. 식 (1)의 수익률의 변동은 은행의 입장에서 본 대출 수익률의 변동을 가리키는 것인 반면 식 (2)의 수익률의 변동은 기업의 입장에서 본 투자 수익률의 변동을 나타내는 것이어야 하기 때문이다. 그러나 기업의 이익률의 변동은 곧 은행이 인식하는 대출 수익률의 변동과 밀접한 관련을 가질 수밖에 없으며, 실제 지표상으로도 두 가지 개념을 구분하는 것이 용이하지 않으므로 현실적으로 두 가지 개념은 상호교환적으로 사용될 수 있을 것으로 판단된다.

4) Stiglitz and Weiss(1981)는 바로 이러한 이유 때문에 기업들이 기본적으로 위험한 사업을 선호하는 경향이 존재한다고 주장한다.

이 외에 은행 신용에 대한 수요는 기업이 다른 형태로 자금을 조달할 수 있는 가능성에 의해서도 영향을 받을 것이다. 예를 들어 어떤 기업이 회사채를 발행하여 자금을 조달하는 것이 용이하다면 은행 신용에 대한 수요는 그만큼 작아질 수 있다(Faulkender and Petersen(2006)). 따라서 식 (2)의 통제변수 Y 는 앞에서 언급된 토빈의 q 외에 회사채 발행 가능성 등을 포함한다고 볼 수 있을 것이다.

2. 은행 신용의 크기와 이자율

위에서 논의된 은행 신용의 공급과 수요 함수로부터 균형 은행 신용의 크기와 이자율을 다음과 같은 축약식으로 나타낼 수 있다.

$$L_t = F(\text{기업의 수익률}_{t-1}, \text{기업 수익률의 변동}_{t-1}, X_{t-1}, Y_{t-1}) \quad (3)$$

$$i_t = G(\text{기업의 수익률}_{t-1}, \text{기업 수익률의 변동}_{t-1}, X_{t-1}, Y_{t-1}) \quad (4)$$

그런데 지금까지의 논의에 의하면 신용의 공급과 수요를 모두 고려할 경우에는 식 (3)과 식 (4)에서 기업의 수익률 및 수익률의 변동의 계수가 어떤 부호를 가질 것인지 확정할 수 없다. 기업의 수익률은 은행 신용의 공급과는 정(+)의 관계를 가질 것으로 예상되지만 은행 신용에 대한 수요와는 어떤 관계를 가질 것인지 분명하지 않으므로, 결과적으로 식 (3)과 식 (4)에서 균형 은행 신용의 크기와 이자율의 수준이 기업의 수익률과 어떤 관계를 가질 것인지 확정되지 않는 것이다. 마찬가지로 기업 수익률의 변동 역시 은행 신용에 대한 수요에 대해서 어떤 효과를 가질지 이론적으로 분명하지 않으므로 결과적으로 기업 수익률의 변동과 신용의 크기 및 이자율 사이에도 뚜렷한 관계가 관찰되지 않을 수 있다.

이러한 문제에 직면하지 않고 은행의 신용 공급 결정(식 (1))을 추정하기 위해서는 먼저 은행 신용에 대한 수요에만 영향을 주면서 은행 신용의 공급에는 영향을 주지 않는 외생변수를 도구변수로 사용하는 방법을 고려할 수 있다. 그러나 현실적으로 이러한 기준을 만족하는 변수를 찾기란 매우 어렵다. 예를 들면 Miwa and Ramseyer(2001)의 경우 토빈의 q 와 소속 산업 더미, 매출액(규모 변수로 작용) 등을 도구변수로 사용하여 은행의 신용 공급 함수를 추정하고 있으나, 이들 변수들이 실제로 은행 신용에 대한 수요에만 영향을 주는 변수로 간주될 수 있는지는 분명하지 않다. 또 한 가지 가능성으로는 관찰된 신용의 크기

대신 은행의 신용 공급 결정을 보다 직접적으로 반영하는 다른 변수를 종속변수로 사용하는 방법을 고려할 수 있다. 예를 들어 Petersen and Rajan(1994)에 의하면 기업들은 가능하면 조달비용이 싼 자금을 먼저 수요하려고 할 것이므로 조달비용이 비싼 자금의 상대적 크기는 바로 그 기업에 대한 은행의 신용 공급의 크기를 반영한다고 볼 수 있다. 즉 조달비용이 비싼 대체 자금의 상대적 크기는 자금을 대한 기업의 수요보다는 그 기업에 대한 은행의 신용 공급이 얼마나 긴축적인가를 직접적으로 반영한다고 볼 수 있으므로, 위험이 높은 기업일수록 비싼 자금의 상대적 크기가 실제로 더 크가를 살펴봄으로써 은행의 신용 공급이 효율적으로 이루어지는가를 판단할 수 있다는 것이다.⁵⁾ Petersen and Rajan(1994)은 조달비용이 비싼 대체 자금원으로서 상업신용(trade credit)을 고려하고 있는데, 특히 기업들의 자금 부족도에 따라 상업신용 중에서 조기 결제되는 부분과 연체되는 부분의 비율이 달라질 것이라는 전제 하에 미국의 National Survey of Small Business Finances 자료를 이용하여 상업신용의 조기 결제 비율과 연체 비율의 결정요인들을 분석하고 있다. 한편 미국의 National Survey of Small Business Finances 자료에는 각 기업이 금융기관에 대하여 대출을 신청한 적이 있는지의 여부와 그 신청이 금융기관에 의하여 수락되었는지의 여부도 나타나 있는데, 이처럼 신용에 대한 수요와 공급을 명시적으로 분리시킨 자료를 이용할 경우에도 금융기관의 신용 공급 결정을 보다 직접적으로 분석할 수 있다(예를 들면 Cole, Goldberg, and White (1999)). 그러나 한국 기업들에 대해서는 National Survey of Small Business Finances와 같은 자료가 존재하지 않으므로 현실적으로 이러한 방법들을 사용하기 어렵다.

따라서 주어진 자료의 제약 하에서 은행 신용의 배분을 분석하기 위해서는 궁극적으로 신용에 대한 수요와 공급 양측면을 모두 고려하더라도 성립하는 이론적 예측이 무엇인지를 따져보아야 할 것으로 판단된다. 앞에서 언급되었듯이 기업 수익률이 은행의 신용 공급과 양(+의 관계를 가진다 하더라도 만일 신용에 대한 수요와 음(-)의 관계를 가진다면 결과적으로 기업 수익률의 지표와 은

5) 엄밀히 말하면 조달비용이 비싼 자금의 상대적 크기 또한 자금을 대한 기업의 수요에 의해서도 영향을 받을 수 있을 것으로 판단된다. 신용에 대한 어떤 기업의 수요가 충분히 커서 조달비용이 싼 은행 차입으로는 전부 충당될 수 없다면 그 기업은 조달비용이 비싼 상업신용까지 수요하게 될 것이기 때문이다. 그러나 이는 (예를 들면 정보 비대칭성 문제 때문에) 주거래 은행 이외의 다른 은행으로부터의 차입이 용이하지 않다는 가정을 전제로 한다. 그러나 만일 모든 은행들이 완전경쟁적이고 어떤 기업이 전체 자금시장에서 차지하는 비중이 미미하다면 상업신용의 상대적 크기는 은행부문의 공급 결정을 주로 반영한다고 볼 수 있을 것이다.

행 신용의 크기 사이에는 체계적인 관계가 발견되지 않을 수 있다. 그러나 이 경우에는 대신 기업의 수익률과 대출 이자율 사이에 음의 관계가 존재하여야 한다. 왜냐하면 기업의 수익률이 높아짐에 따라 신용 공급은 증가하는 반면 신용에 대한 수요가 감소한다면 대출 이자율이 하락할 것이기 때문이다. 반면 기업 수익률이 신용의 공급과 수요 모두에 대해서 양의 관계를 가진다면 기업 수익률의 지표와 이자율 사이에는 체계적인 관계가 발견되지 않을 수 있다. 그러나 이 경우에는 대신 기업의 수익률과 은행 신용의 크기 사이에 양의 관계가 존재하여야 할 것이다. 이러한 논의에 의하면 결과적으로 기업 수익률이 신용에 대한 수요에 미치는 영향의 부호와 상관없이 기업 수익률의 지표는 신용의 크기와 양의 관계를 가지거나 대출 이자율과 음의 관계를 가져야 한다는 이론적 예측이 가능하다. 물론 기업 수익률의 지표가 신용의 크기와 양의 관계를 가지는 동시에 이자율과 음의 관계를 가진다면 이는 은행의 신용 공급이 식 (1)과 일치하는 방식으로 이루어진다는 보다 강한 증거가 될 것이다. 그러나 기업 수익률의 지표가 신용의 크기와 유의한 양의 관계를 가지지 않더라도 이자율과 유의한 음의 관계를 가진다면 전체적으로 식 (1)은 기각될 수 없다고 보아야 할 것이다. 마찬가지로 기업 수익률의 변동에 대해서도 유사한 식의 논의가 성립한다. 즉 기업 수익률의 변동은 신용의 크기와 음의 관계를 가지거나 혹은 대출 이자율과 양의 관계를 가질 것으로 예상되며, 따라서 두 가지 효과가 모두 부정되지 않는 한 은행의 신용 공급이 식 (1)과 배치되는 식으로 이루어진다고 할 수는 없다. 본 연구에서는 바로 이러한 점에 착안하여 식 (3)과 식 (4)를 모두 추정하기로 한다.

물론 이상의 논의는 신용에 대한 수요와 공급 간의 균형을 전제로 한 것으로서 불균형 모형 하에서는 더 이상 성립하지 않을 수 있다. 예를 들어 Stiglitz and Weiss(1981)에 의하면, 은행이 위험에 대하여 높은 이자율을 책정할 경우 기업들은 더욱 위험한 사업에 투자할 유인이 있으므로 은행은 이자율을 높이는 대신 신용 할당을 통해서 신용의 규모를 줄이게 되는데, 이 경우 위험과 이자율 사이에는 아무런 체계적 관계가 성립하지 않을 수 있다. 한편 위에서 논의되었듯이 위험이 높은 기업일수록 은행 신용에 대한 수요가 커진다면 위험과 신용의 크기 사이에도 아무런 관계가 나타나지 않을 수 있다. 그러나 은행의 신용 공급이 실제로 이러한 불균형 모형에서와 같이 이루어진다면 효율성에 대한 평가를 내리기란 더욱 어려워질 것이므로, 위에서 강조된 바와 같이 기존 연구들의 결론은 그만큼 더 신중하게 받아들여질 필요가 있다고 할 것이다. 따라서 본

연구에서는 불균형 모형의 가능성은 더 이상 고려하지 않고 통상적인 균형 모형만을 다루기로 한다. 실제로 아래에서 보듯이 본 연구의 추정결과에 의하면 은행 신용의 배분은 균형 모형의 예측과 대체로 일치하는 것으로 나타난다. 특히 신용 할당 모형의 기본적인 예측과 달리 이자율은 각 기업의 위험도에 따라 체계적으로 달라진다.

Ⅲ. 자료와 변수

1. 자료

본 논문에서 사용하는 자료는 상장기업의 재무제표 자료이며, 1993년부터 2003년까지 주식시장(KSE)에 상장된 모든 기업들을 포함한다.⁶⁾ 단 본 연구의 목적은 위기 이후의 은행 신용 배분의 패턴을 살펴보는 것이므로 대부분의 분석에서는 표본기간이 1999년~2003년으로 주어지며 위기 이전 기간을 별도로 고려할 필요가 있는 경우에만 1993년~1997년의 자료가 보조적으로 사용된다. 1998년은 이례적인 위기 기간으로 간주하여 분석에서 제외하였다. 그러나 1998년을 위기 이후 기간에 포함시키는 경우에도 결과는 기본적으로 동일하다. 상장회사의 총수는 연간 약 600여개에 달하지만, 금융 및 서비스 산업에 종사하는 기업과 주요 변수들의 관측치가 존재하지 않는 기업들을 제외하고 최종적으로 본 논문에서 사용되는 기업의 수는 연간 500개 내외이다.

일반적으로 미시 자료에는 극단적인 관측치들이 존재하게 되는데, 본 논문에서 사용하는 기업 자료도 예외는 아니다. 극단적 관측치들에 대한 해결책은 분명하지 않으므로 여기서는 대부분의 연구들에서와 같이 극단적 관측치들을 표본에서 제외한 다음 식 (3)과 식(4)를 추정하기로 한다. 미시 자료를 이용하는 기존의 대부분의 연구들은 다소 자의적인 기준(예를 들면 평균으로부터의 거리가 표준편차의 몇 배 이상이라거나 혹은 단순히 눈으로 봐서 극단적이라고 판단된다거나)을 사용하여 극단적인 관측치들을 분류하는 경우가 많은데, 이 경우 극단적 관측치들을 어떻게 정의하느냐에 따라 추정결과가 상당히 달라질 수 있다. 따라서 본 논문에서는 Hadi(1994)의 통계적인 방법을 사용함으로써 자의

6) 비상장회사들은 상대적으로 자료의 질이 낮을 것으로 예상하여 분석의 대상에서 제외하였다.

적인 표본 선택의 가능성을 배제하기로 한다.⁷⁾ 이렇게 추출된 극단적 관측치들은 눈으로 보기에도 타당한 것으로 확인되었다.

2. 변수

은행 신용

기업의 재무제표 자료에는 은행으로부터의 차입과 비은행 금융기관으로부터의 차입이 구분되어 있지 않다. 따라서 여기서는 일단 모든 금융기관으로부터의 차입을 은행 신용의 대용변수로 사용하기로 한다. 차입금은 다시 단기 차입금과 장기 차입금으로 분류될 수 있다. 본 연구에서는 이들 자료에 근거하여 다음과 같은 네 가지 지표를 은행 신용의 크기를 나타내는 종속변수로 사용하기로 한다.

- 총차입금 증가율_t (=Δ총차입금 스톡/총차입금 스톡_{t-1})
- 단기차입금 증가율_t (=Δ단기차입금 스톡/단기차입금 스톡_{t-1})
- Δ(총차입금/총부채 비율)_t (=총차입금_t/총부채_t - 총차입금_{t-1}/총부채_{t-1})
- Δ(단기차입금/단기부채 비율)_t (=단기차입금_t/단기부채_t - 단기차입금_{t-1}/단기부채_{t-1})

이 변수들은 Borensztein and Lee(2002)에서 사용된 종속변수들과 동일하며 다른 연구들에서 사용된 종속변수들보다 포괄적이다. Chiu and Joh(2004)에서는 차입금/자산 비율을 종속변수로 사용하고 있는데 이처럼 차입금의 변화분이 아니라 차입금의 수준을 종속변수로 사용할 경우에는 추정결과에 편의가 발생할 가능성이 높으므로 여기서는 차입금/자산 비율을 고려하지 않기로 한다.⁸⁾

7) Hadi(1994)의 방법은 먼저 n 개의 관측치들로 이루어진 초기 묶음(cluster)을 설정한 다음 그 묶음의 중심에서 가장 가까운 $n+1$ 개의 관측치들으로써 새로운 묶음을 설정하는 과정을 반복하는 것이다. 이 과정은 새로이 추가된 관측치와 중심 간의 거리가 특정 기준을 초과할 때까지 반복되며, 최종적으로 묶음에 포함되지 않은 관측치들이 극단적 관측치들로 분류된다. 이 작업은 Stata에서 명령어를 통해 수행할 수 있다.

이렇게 추출된 극단적 관측치들은 나머지 관측치들에 비해서 자산규모는 더 작고 부채 비율은 더 높으며, 수익률은 더 낮고 수익률의 변동은 더 높으며, 차입 이자율은 더 높은 것으로 나타난다. 따라서 예를 들면 구조조정 대상 기업들은 극단적 관측치로 분류될 가능성이 높다고 할 수 있다. 예비 추정결과에 의하면 이들 극단적 관측치들을 제거하지 않고 추정을 할 경우에는 대부분 추정결과가 유의하지 않게 나타나지 않음을 확인할 수 있었다.

이자율

본고의 분석과 관련하여 재무제표 자료에서 가장 문제가 되는 것은 대출 이자율의 지표를 구하기가 매우 어렵다는 점이다.⁹⁾ 재무제표 자료에 나와 있는 유일한 이자관련 지표는 이자비용인데 이는 차입금과 사채 사이의 구분이나 단기 차입금과 장기 차입금 사이의 구분, 국내와 국외 차입금의 구분 없이 총이자비용의 크기만을 나타내는 지표이다.¹⁰⁾ Miwa and Ramseyer(2001)는 이 이자비용을 총차입금과 사채의 합으로 나눈 값을 이자율로 사용하고 있는데, 이는 이론에 부합하는 이자율의 지표라고 보기 어렵다. 예를 들어 어떤 기업의 수익성이 개선되어 낮은 이자율로 신규 대출을 제공받는 경우에도 총이자비용은 과거의 장기차입금에 대한 이자율을 반영할 것이므로 별로 달라지지 않을 수 있다. 뿐만 아니라 이자율의 추정식(식 (4))에서 1기 시차값들을 설명변수로 사용한다고 해도 종속변수인 총이자비용은 그 이전의 요인들에 의해서 상당 부분 결정되어 있으므로 식 (4)의 오차항과 설명변수 사이에는 상관관계가 존재할 가능성이 높다.

본 연구에서는 이러한 문제점을 해결하기 위하여 재무제표의 주석사항에 나와 있는 각 차입금 별 이자율에 관한 정보를 사용하기로 한다. 주석에는 각 차입금 유형별(장기/단기, 국내/국외 등)로 차입금의 액수, 적용 이자율, 차입금 용기관의 이름 등이 나와 있다. 따라서 이자율에 관한 한 비교적 이론과 부합하는 형태의 정보를 포함하고 있다고 볼 수 있다. 기존의 연구들에서 이 정보가

8) Chiu and Joh(2004)의 연구에 의하면 우리나라의 은행 신용은 이자보상배율이 낮은 기업들에게 더 많이 제공된 것으로 나타나는데, 이러한 결과가 얻어진 것은 이 연구의 종속변수가 차입금/자산의 비율로 주어졌기 때문인 것으로 판단된다. 차입금/자산 비율은 지속성이 매우 높은 일종의 스톡변수로서, 지난 기에 차입금/자산 비율이 높았다면 이번 기의 차입금/자산 비율도 높게 나타나는 경향이 존재할 것으로 예상된다. 따라서 예를 들어 지난 기에 차입이 일시적으로 많이 이루어져서 이자보상배율이 낮게 나타났다면, 실제로 차입금/자산 비율이 높아진 것은 제 3의 원인 때문임에도 불구하고 자료상으로는 지난 기의 이자보상배율이 이번 기의 차입금/자산 비율에 대해서 음(-)의 효과를 가지는 것으로 나타날 수 있는 것이다. 실제로 본고의 자료에서도 차입금/자산 비율이 종속변수인 경우에는 Chiu and Joh(2004)와 유사한 결과가 얻어짐을 쉽게 확인할 수 있다. Petersen and Rajan(1994)도 단순히 차입금/자산의 비율과 수익성의 지표 간의 관계를 은행의 신용 공급 결정과 연결시켜서는 안 된다는 비판과 함께 비슷한 추정결과를 소개하고 있다.

9) Contractual terms of commercial bank loans는 외국의 경우에도 일반적으로 대외비 사항이다.

10) 이 이자비용을 이용하여 좀 더 정확하게 차입금에 대한 이자율을 측정하기 위해서는 발행된 회사채가 없는 기업들만을 대상으로 할 수도 있을 것이나 이 경우 관측치의 수가 지나치게 작아지는 것으로 나타났다.

사용되지 않은 이유는 재무제표의 주식사항이 아직 전산화되어 있지 않으며 이를 전산화하는 일이 매우 번거롭기 때문인 것으로 판단된다. 본 연구에서는 각 기업의 재무제표 주식에 나와 있는 이자율 관련 내용들을 직접 전산화함으로써 독립적인 이자율 시리즈를 구축하였다. 단 재무제표 주식에 나와 있는 장기 차입금에 대한 이자율은 그 기간 중에 신규로 발생한 장기 차입금만을 대상으로 한 것이 아니라 현재 존재하고 있는 모든 장기 차입금을 대상으로 한 것이므로 매 기간의 여건 변화를 제대로 반영하지 못할 수 있다. 따라서 여기서는 장기 차입금에 대한 금리는 제외하기로 한다. 한편 외화 차입에 대한 금리는 대부분 기준 금리 더하기 가산 금리의 형태로 표시되어 있는데 이 때 기준 금리의 구체적인 값이 제시되어 있지 않는 경우가 많다. 또한 외화 차입의 경우는 국내 금융기관의 신용 공급 결정을 살펴본다는 본 연구의 주제와도 부합하지 않을 수 있다. 따라서 여기서는 외화 차입금에 대한 금리도 제외하기로 한다. 결과적으로 본 연구에서 사용하는 이자율 지표는 주식에 제시되어 있는 단기 차입금의 이자율이며, 대부분의 경우 단기 차입금의 건수는 2개 이상이므로 차입금의 크기를 가중치로 한 이자율의 가중평균값이 사용된다.¹¹⁾

기업의 수익률

본고의 분석에서 가장 중요한 설명 변수는 기업의 부도 위험을 반영하기 위한 기업의 수익률과 기업 수익률의 변동이다. 먼저 기업의 수익률을 나타내는 지표로는 경상이익/총자산 비율과 영업이익/매출액 비율의 두 가지를 사용하기로 한다. 경상이익/총자산 비율은 Borensztein and Lee(2002)에서 가장 중요한 설명변수로 사용되고 있으며, Chiu and Joh(2004)도 경상이익이 0보다 큰 경우와 작은 경우를 구분한 터미 변수를 기업 수익성의 주요 지표로 사용하고 있다. 경상이익은 “영업이익 + 이자수익을 비롯한 영업외 수익 - 이자비용을 비롯한 영업외 비용”으로 정의되므로 기본적으로 어떤 기업이 채무에 따른 이자지급을 제대로 이행할 수 있는지를 나타내는 지표이다. Chiu and Joh(2004)는 이 외에

11) 본 연구의 표본을 이용하여 각 기업 - 연도(firm-year)별로 단기차입금/장기차입금 비율을 구해 보면 중위값이 약 2.8(평균은 약 51)로서 단기차입금이 장기차입금보다 평균적으로 더 크게 나타나며, 단기차입금/장기차입금 비율이 1보다 더 큰 관측치의 수가 그 반대의 경우의 약 2배에 해당하는 것으로 나타난다. 한편 기업들 간의 규모의 차이를 감안하기 위하여 각 연도별로 모든 기업에 대해서 단기차입금의 합과 장기차입금의 합을 구한 다음 총단기차입금/총장기차입금의 비율을 구할 경우에도 중위값은 약 1.2(평균은 약 1.14)로서 여전히 1보다 높게 나타난다. 따라서 전체 이자율에 대한 단기차입 이자율의 대표성이 낮지 않다고 할 수 있다.

이자보상배율도 고려하고 있는데 이자보상배율 역시 영업이익과 이자비용의 상대적 크기를 비교하는 지표이므로 경상이익률과 유사한 의미를 가진다고 볼 수 있다.

본 연구에서 경상이익/총자산 비율 외에 영업이익/매출액 비율을 추가로 고려하는 이유는 경상이익률은 추정결과에 편차를 가져올 우려가 있기 때문이다. 예를 들어 어떤 제 3의 요인으로 인하여 금기의 차입금 스톡(차입금 증가율의 분모)이 이례적으로 커지게 되었다면, 그 다음 기의 차입금 증가율은 평소보다 작게 추정되는 경향이 존재할 것이다.¹²⁾ 한편 금기의 차입금 스톡 증대로 인해 이자비용은 높아지고 경상이익은 작아진다고 하자. 이 경우 실제로는 금기의 경상이익률의 하락과 다음 기의 차입금 증가율의 감소가 모두 제 3의 요인에 의하여 초래된 것임에도 불구하고, 자료상으로는 마치 경상이익률이 다음 기의 차입금 증가율에 영향을 미치는 것처럼 나타날 수 있는 것이다. 경상이익/총자산 비율이 문제가 될 수 있는 또 다른 이유는 차입금 스톡이 증가할 경우 분자에 해당하는 경상이익만이 아니라 분모에 해당하는 총자산도 영향을 받을 수 있기 때문이다. 총자산은 부채와 자본을 모두 포함하므로 다른 조건이 일정하다면 차입금 스톡이 커짐에 따라서 총자산도 같이 커지게 될 것이다. 따라서 차입금 스톡의 크기가 달라질 경우 앞서와는 다른 이유로 인해 차입금 증가율과 경상이익/총자산 비율 사이에 일정한 상관관계가 존재할 수 있다.¹³⁾ 이러한 편차의 가능성을 줄이기 위하여 여기서는 영업이익/매출액 비율을 수익성의 추가적인 지표로 사용하기로 한다. 영업이익은 경상이익과 달리 이자지급 이전의 기업의 수익을 나타내므로 차입금에 대한 이자지급액의 크기와 무관하게 결정될 것으로 예상된다. 또한 총자산과 달리 매출액은 차입금의 크기에 의해 직접적으로 영향을 받지 않으므로 위에서 논의된 편차의 가능성이 작을 것으로 예상된다. 이 외에 경상이익률은 대출 이자율에 대한 설명변수로서도 부적합할 가능성이 있다. 예를 들어 어떤 이유로 기업 i 의 t 기 대출 이자율이 높게 설정되었다면 다른 조건들이 일정한 경우 t 기의 이자지급액은 상승할 것이며 그만큼 경상이익률은 하락할 것이다. 한편 만일 t 기의 대출 이자율 상승을 유발했던 요인이 양(+의 자기상관관계)를 가진다면 $t+1$ 기에도 그 기업의 대출 이자율은 높

12) 예를 들면 금기에 차입금에 대한 임시적 수요가 발생하는 경우 다음 기에는 다시 차입금에 대한 수요가 정상적인 수준으로 돌아감에 따라 차입금 증가율이 낮게 실현될 수 있다.

13) 이는 설명변수가 잔차항과 독립적이어야 한다는 가정과 배치되므로 결국 추정결과와 편차를 유발하게 된다.

게 설정될 것으로 예상할 수 있다. 이 경우 시간상으로는 경상이익률의 하락이 대출이자율의 상승을 선행하지만 논리적으로 경상이익률의 하락이 이자율의 상승을 초래하는 인과관계가 존재하는 것은 아니다. 이자지급액의 크기에 의해 직접적으로 영향을 받지 않는 영업이익의 경우에는 이러한 문제가 상대적으로 작을 것으로 기대된다. 따라서 본 연구에서는 경상이익/총자산 비율은 기존 연구와의 비교를 위하여 식 (3)(은행 신용의 축약식)의 추정에만 사용하기로 하고, 식 (4)(이자율의 축약식)의 추정에는 사용하지 않기로 한다.

기업 수익률의 변동

기업 수익률의 변동을 나타내는 지표로는 영업이익/매출액의 표준편차와 주식수익률의 표준편차를 사용한다. Miwa and Ramseyer(2001)에서는 영업이익/총자산 비율의 표준편차가 가장 중요한 설명변수로서 사용되고 있다. 그러나 본 연구에서는 앞에서 논의된 바와 같이 추정결과의 편차를 줄이기 위하여 총자산 대비가 아니라 매출액 대비 영업이익률을 기업 수익률의 지표로 사용하고 있으므로, 수익률 변동의 지표도 그에 상응하도록 매출액 대비 영업이익률의 표준편차로 정의된다. 표준편차가 계산되는 기간은 $t-1$ 기부터 $t-5$ 기까지의 5년간이다. 즉 종속변수의 t 기 값에 대한 설명변수로 사용되는 것은 $t-1$ 기부터 $t-5$ 기 사이의 영업이익률의 표준편차이다. 단 $t-1$ 기부터 $t-5$ 기 사이의 영업이익률의 관측치의 수가 3개 이하인 경우는 분석에서 제외하기로 한다.

한편 주식수익률의 표준편차는 기업의 투자 사업의 위험을 나타내는 지표로서 기존의 일부 연구들에서 이미 사용된 바 있다(Leahy and Whited(1996), Bloom, Bond, and Van Reenen(2001), 이항용(2005), 홍기석(2006)). 일반적으로 기업의 투자 수익의 변동이 커짐에 따라 기업이 차입금을 상환하지 못할 위험도 따라서 커질 것으로 예상되므로, 주식수익률의 표준편차는 채무 불이행 위험과도 밀접한 관계를 가질 것으로 판단된다. 따라서 여기서는 기업의 수익률 변동의 추가적인 지표로서 주식수익률의 표준편차를 사용하기로 한다. 주로 연간 자료로만 발표되는 영업이익률과 달리 주식수익률은 다양한 주기에서 분석이 가능한데, 여기서는 특히 주별(weekly) 수익률을 사용하기로 한다. 일별 수익률을 사용하지 않는 이유는 주가 일일 변동폭에 대한 제한과 같은 제도적 요인 때문이다. 그러나 어떤 기업의 주가가 일주일 연속 상한가나 하한가를 기록하지 않는 한, 주별 수익률에는 변동폭의 인위적 제한에 따른 문제점이 나타나지 않을 것으로 예상된다. 따라서 t 연도의 주식수익률의 표준편차는 t 연도의 52

개 주별 수익률의 표본 표준편차로 정의된다.

기타 변수

기업의 부도 위험과 관련된 지표들은 이외에도 많이 존재할 수 있으며 이들 지표들이 가진 위험 관련 정보들을 동시에 이용하기 위해서는 각 지표들을 따로 고려하기보다는 어떤 체계적인 방법으로 결합하는 것이 필요하다. 즉 은행의 여신 결정에 있어서 궁극적으로 관심의 대상이 되는 것은 바로 기업의 부도 가능성이므로, 다양한 지표들을 이용하여 기업의 예상 부도확률을 추정해 낼 필요가 있는 것이다. 부도확률의 추정에 대해서는 이미 많은 연구들이 수행되었으며, 그에 기초하여 국내에서는 KIS 채권평가에서 각 기업별로 1999년 이후 매월 부도위험을 추정하여 발표하고 있다. KIS 채권평가의 부도 예측 모형은 재무제표 상의 약 15개 변수들과 주가 관련 정보를 종합적으로 이용하여 과거의 부도 사례들을 설명하는 식을 추정해낸 것이다.¹⁴⁾ 여기에는 기업의 수익률 및 수익률의 변동에 관한 지표들도 포함되어 있으므로 이렇게 도출된 예상 부도확률(EDF: expected default frequency)은 부도 위험의 종합적인 지표로 간주될 수 있다. 본 연구에서는 위에서 설명된 기업 수익률 및 수익률 변동의 지표에 더하여 이 예상 부도확률을 주요 설명변수로 사용하기로 한다.

기타 통제변수로는 기업의 투자 수요를 반영하기 위한 토빈의 q , 담보 비율을 나타내기 위한 유형자산/총자산 비율, 회사채 발행의 용이도를 나타내기 위한 회사채 스톡/총부채 비율 등을 고려한다.¹⁵⁾ 토빈의 q 는 이종화, 이영수, 유제국(2001)의 정의를 그대로 따른 것으로서 기존의 일부 연구들과는 달리 주식 뿐 아니라 기업의 부채에 대해서도 시장가치를 개략적으로 추정하여 얻어진 값이다(보다 자세한 정의는 이종화, 이영수, 유제국(2001)의 부록 참조). 한편 Π 절에

14) KIS 채권평가의 부도 예측 모형에 관한 보다 자세한 내용은 www.bond.co.kr에 나와 있다.

15) 단 앞에서 논의된 바와 같이 총자산이나 총부채는 일부 종속변수들과 직접 연결되어 있을 수 있으므로 이들 통제변수들의 유무에 따라 추정결과가 얼마나 달라지는가를 별도로 살펴보았으나 주요 결과에는 큰 변화가 없는 것으로 나타났다. 한편 이 변수들 외에 은행과 기업 간의 고객관계 등도 통제변수로서 중요할 수 있다. 재무제표와 같이 공적으로 이용가능한 정보들(hard information) 외에 기업과의 반복된 거래를 통해서 획득한 사적 정보들(soft information)이 대출 결정에 중요한 역할을 할 수 있다는 것은 관계(representation lending)의 중요성을 강조하는 최근의 다수 연구들에 의해서 지지되고 있다(Petersen and Rajan(1994), Berger and Udell(1995)). 그러나 고객관계에 관한 정보(예를 들면 각 기업이 어떤 특정 은행과 얼마나 오랫동안 거래해 왔는지와 같은 정보)는 본고에서 사용하는 자료에는 포함되어 있지 않다.

서 논의되지는 않았지만 재벌계열사와 여타 독립기업 사이에 은행 신용의 공급 및 수요와 관련한 체계적인 차이가 존재하는지를 살펴보기 위하여 재벌 소속 여부를 나타내는 더미 변수도 고려하기로 한다. 재벌 더미는 매년 공정거래위원회에서 발표하는 30대 기업집단의 분류 가운데 표본 기간의 중간 시점에 해당하는 1997년 당시에 30대 재벌의 계열사로 분류된 기업에 대해서는 1, 그 나머지 기업에 대해서는 0의 값을 가지도록 정의된다.¹⁶⁾ 이 외에 일부 추정에서는 소속 산업 더미들도 사용되는데, 상장협회의 분류를 따를 경우 본 연구의 표본에 대해서는 18개의 산업 더미가 정의된다. 한편 모든 추정식에는 기간별 고정 효과를 통제하기 위하여 연도 더미와 회계 결산월 더미들이 포함된다.¹⁷⁾

IV. 실증분석 결과

1. 기초 통계량

은행 신용의 결정식을 추정하기에 앞서 주요 변수들의 기초 통계량을 간단히 살펴보면 <표 1>과 같다.¹⁸⁾ <표 1>에는 극단적 관측치를 제거하지 않은 원자료에서의 중위값과 평균값(괄호안)이 나와 있는데, 평균값은 극단적 관측치들에 의해서 크게 좌우되므로 주로 중위값의 움직임에 대하여 설명하기로 한다. 먼저 신용의 변화를 나타내는 행 (1)~행 (4)를 보면 외환위기 이전에 비해서 은행으로부터의 차입이 크게 둔화된 것을 확인할 수 있다. 예를 들면 총차입금 증가율의 중위값은 1993년~1997년까지의 기간에는 15.7%의 수준을 유지하였으나 위기 이후에는 2000년을 제외하고는 모두 음의 값을 나타내고 있다. 이러한 패턴은 최근에 많은 논의의 대상이 되고 있는 기업의 투자 부진 현상과 밀

16) 이 분류에 따를 경우 재벌계열사는 전체 표본의 약 20%, 비재벌 독립기업은 전체 표본의 약 80%에 해당된다.

17) 연도 더미와 별도로 회계 결산월 더미를 포함시키는 이유는 기업에 따라 1월부터 12월 까지를 회계 연도로 잡는 경우도 있고 3월부터 다음 해 2월까지를 회계 연도로 잡는 경우도 있기 때문이다. 예를 들어 2000년 1월에 거시경제적인 충격이 발생한 경우 회계 결산월의 차이에 따라 이 충격이 2000년 실적에 반영되는 기업들도 있고 1999년 실적에 반영되는 기업들도 있을 수 있는 것이다. 결산월 더미는 이러한 차이를 통제하기 위한 것이다. 그러나 결산월 더미를 포함시키지 않는 경우에도 결과는 거의 동일하다.

18) <표 1>을 비롯하여 본고에서 사용되는 표본은 매 기간 기업의 수가 일정하지 않은 불균형 패널(unbalanced panel)이다. 모든 기간에 관측치가 존재하는 기업들만을 표본으로 할 경우에는 총관측치의 수가 약 30% 정도 감소한다.

〈표 1〉 기초 통계량

	1993~1997	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년
(1) 총차입금 증가율	0.157 (0.431)	-0.132 (0.113)	0.037 (0.672)	-0.108 (1.018)	-0.067 (0.208)	-0.072 (0.171)
(2) 단기차입금 증가율	0.192 (1.019)	-0.208 (12.158)	0.062 (314.70)	-0.148 (30.155)	-0.005 (13.009)	-0.026 (3.702)
(3) 총차입금/총부채 비율의 차분	0.003 (0.005)	-0.032 (-0.033)	0.008 (0.029)	-0.014 (-0.012)	-0.005 (-0.003)	-0.004 (-0.026)
(4) 단기차입금/단기부채 비율의 차분	0.009 (0.011)	-0.058 (-0.077)	0.002 (0.009)	-0.014 (-0.023)	-0.003 (0.006)	-0.004 (-0.014)
(5) 이자율(%)	NA	8.351 (8.457)	8.281 (8.223)	6.271 (6.480)	5.602 (5.670)	5.293 (5.243)
(6) 경상이익/총자산 비율	0.018 (0.011)	0.033 (0.013)	0.028 (0.019)	0.027 (0.014)	0.043 (0.041)	0.038 (0.015)
(7) 영업이익/매출액 비율	0.061 (0.056)	0.062 (0.040)	0.059 (0.048)	0.054 (0.041)	0.055 (0.049)	0.050 (0.045)
(8) 영업이익/매출액 비율의 표준편차	0.020 (0.027)	0.029 (0.037)	0.031 (0.040)	0.032 (0.041)	0.034 (0.043)	0.034 (0.043)
(9) 주식수익률 표준편차	0.068 (0.075)	0.116 (0.124)	0.107 (0.115)	0.078 (0.085)	0.079 (0.089)	0.061 (0.068)
(10) 예상 부도확률(%)	NA	2.51 (4.635)	1.605 (3.617)	2.08 (4.536)	2.97 (4.483)	2.245 (3.191)
(11) 토빈의 q	1.418 (1.509)	1.243 (1.426)	1.050 (1.248)	1.117 (1.255)	1.010 (1.159)	1.026 (1.237)
(12) 유형고정자산/총자산 비율	0.311 (0.319)	0.369 (0.371)	0.400 (0.394)	0.404 (0.398)	0.394 (0.390)	0.371 (0.373)
(13) 회사채/총부채 비율	0.115 (0.157)	0.031 (0.102)	0 (0.092)	0 (0.086)	0 (0.077)	0 (0.131)
관측치 수	2851	544 (371)	487 (368)	469 (329)	445 (311)	429 (288)

주) 행 (1)~행 (13)에서 ()밖은 중위값이며 ()안은 표본평균임. 관측치 수에서 ()안은 이자율과 예상 부도확률의 관측치 수를 나타내며 ()밖은 나머지 변수들의 관측치 수를 나타냄. 행 (5)와 (10)을 제외한 나머지 행의 관측치 수는 이자율과 예상 부도확률을 제외한 나머지 모든 변수들에 대해서 결측치가 존재하지 않는 경우의 수를 나타내며, 행 (5)와 행(10)의 관측치 수는 이자율과 예상 부도확률을 포함한 모든 변수들에 대해서 결측치가 존재하지 않는 경우의 수를 나타냄.

접한 관련을 가지는 것으로 판단된다. 한편 행 (5)를 보면 이자율의 중위값은 위기 이후에 지속적으로 하락한 것으로 나타나는데, 이자율이 자금의 공급과 수요 모두에 의해서 결정된다는 점과 위기 이후에 신용의 크기가 전반적으로

위축되었다는 점을 고려할 때 이러한 저금리 현상은 곧 자금에 대한 기업의 수요가 전반적으로 감소하였음을 의미하는 것으로 보인다. 위기 이전 기간에 대해서는 자료 이용 상의 한계로 재무제표 주석에 나와 있는 이자율의 값을 구하지 못하였다. 그러나 재무제표의 총이자비용을 총차입금과 사채의 합으로 나누어준 비율을 보면 위기 이전에는 약 13.0%였던 것이 위기 이후에는 약 9.3%로 하락하였음을 알 수 있다. 따라서 단기 차입금에 대한 이자율의 경우에도 이와 유사하게 위기 이전에는 더 높은 값을 가졌을 것으로 추정된다.

다음으로 행 (6)과 행 (7)에 나와 있는 기업 수익률의 지표들을 살펴보면 경상이익/총자산 비율은 위기 이후 지속적으로 개선되고 있는 반면 영업이익/판매 비율은 오히려 낮아진 것으로 나타난다.¹⁹⁾ 경상이익과 영업이익의 차이가 주로 이자비용을 반영한다는 점을 고려할 때 이러한 결과는 행 (1)~행 (4)에 나타난 신용 위축 현상 및 행 (5)의 이자율 하락 현상과 일맥상통하는 것으로 보인다. 즉 금융기관으로부터의 차입이 둔화되는 동시에 이자율이 하락함에 따라 총이자비용이 감소하게 되었으며, 그 결과 영업이익의 하락에도 불구하고 경상이익이 개선될 수 있었던 것으로 판단된다.

행 (8)과 행 (9)에 의하면 기업 수익률의 변동은 위기 이후에 좀 더 확대된 것으로 나타난다. 그러나 이러한 현상이 반드시 경제 전반적인 불확실성의 증대가 투자 및 은행 신용의 위축을 초래하였다는 견해를 지지하는 것인지는 분명하지 않다. 일단 이들 지표들이 경제 전반적인 불확실성의 크기를 제대로 반영하는지 불분명하며, 불확실성의 증대가 은행 신용의 크기에 미치는 효과 또한 이론적으로나 아래에서 보듯이 실제 자료에서도 뚜렷하게 나타나지 않기 때문이다.

행 (10)의 예상 부도확률은 표본 기간 중 대체로 2%~3%의 값을 가지는 것으로 나타난다. 단 앞에서 언급된 바와 같이 KIS 채권평가의 예상 부도확률은 1999년 이후에 대해서만 발표되어 있으므로 위기 이전과 이후의 비교는 이루어지지 않고 있다.

마지막으로 통제변수들 중에서 회사채/총부채의 비율을 보면 외환위기 이후에는 대부분의 연도에서 중위값이 0으로 나타나는데 이는 발행된 회사채가 전혀 없는 기업의 비중이 그만큼 늘어났음을 의미한다. 그러나 표에는 나와 있지 않지만 회사채가 0이 아닌 기업들만을 따로 살펴보면 회사채/총부채 비율의 중위값은 위기 이전 약 15%에서 위기 이후 약 17%로 오히려 상승한 것으로 나타

19) 이러한 결과는 영업이익을 매출액이 아닌 총자산으로 나눈 경우에도 마찬가지로 성립한다.

난다. 따라서 대기업과 같이 직접금융시장에 대한 접근이 가능한 기업들은 위기 이후에 금융기관 차입을 회사채 발행으로 일부 대체하였음을 알 수 있다. 단 자료를 보면 이 경우에도 회사채 발행액이 절대적으로 증가한 것은 아니며, 차입금과 회사채를 비롯한 전반적인 부채의 크기가 둔화되는 과정에서 차입금보다는 회사채의 둔화폭이 상대적으로 더 작았기 때문에 결과적으로 회사채/총부채의 비율이 상승하게 된 것으로 판단된다.

2. 은행 신용의 배분

앞에서 설명된 바와 같이 은행 신용의 변동을 나타내는 종속변수로는 총차입금 증가율을 비롯한 4개 변수가 사용되므로, 각 종속변수별로 식 (3)을 추정할 결과가 <표 2-1>부터 <표 2-4>에 제시되어 있다. 식 (3)의 추정은 Borensztein and Lee(2002)에서와 같이 임의효과(random effects)를 고려한 패널추정방법을 사용하여 이루어진다. 아래의 민감도 분석에서 다시 언급되었지만 고정효과 모형을 사용하는 경우에도 결과는 대체로 유사하다. 각 종속변수마다 주요 설명변수로는 경상이익률 등의 5개 변수의 1기전 시차값이 사용되는데, 이들 설명 변

<표 2-1> 은행 신용의 결정: 총차입금 증가율

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	0.446** (3.10)				
영업이익/매출액 비율		0.259 (1.50)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			-0.411 (0.88)		
주식수익률 표준편차				0.183 (0.51)	
예상 부도확률					0.007 (1.25)
토빈의 q	-0.011 (0.42)	-0.057** (2.30)	-0.046* (1.75)	-0.058** (2.24)	-0.042 (0.92)
유형고정자산/총자산 비율	-0.086 (0.95)	-0.077 (0.87)	-0.077 (0.87)	-0.075 (0.83)	-0.117 (1.00)
회사채/총부채 비율	0.046 (0.41)	0.071 (0.64)	0.069 (0.63)	0.079 (0.71)	-0.002 (0.02)
관측치 수	2358	2414	2355	2456	1470

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

수들은 개념적으로나 실제적으로 서로 상관관계가 매우 높으므로 식 (3)의 추정을 통하여 각 변수의 독립적인 효과를 추정해 내기란 매우 어려울 것으로 판단된다.²⁰⁾ 따라서 여기서는 모든 설명변수들을 한꺼번에 회귀 방정식에 포함시키기보다는 하나씩 따로 고려함으로써 여러 변수들에 대해서 일관성 있는 결과가 얻어지는가를 살펴보고 있다. 이 외에 토빈의 q , 유형자산/총자산 비율, 회사채/부채 비율 등의 통제변수는 모든 식에 포함되어 있으며, 표에는 나와 있지 않으나 연도 더미와 회계 결산월 더미 등도 모든 추정식에 포함되어 있다.²¹⁾

<표 2-2> 은행 신용의 결정: 단기차입금 증가율

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	0.93** (4.89)				
영업이익/매출액 비율		0.503** (2.26)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			-0.191 (0.31)		
주식수익률 표준편차				-0.302 (0.66)	
예상 부도확률					0.003 (0.45)
토빈의 q	0.069* (1.94)	-0.009 (0.26)	-0.002 (0.06)	-0.009 (0.25)	-0.002 (0.03)
유형고정자산/총자산 비율	-0.127 (1.14)	-0.133 (1.20)	-0.088 (0.76)	-0.09 (0.82)	-0.132 (0.92)
회사채/총부채 비율	-0.015 (0.11)	0.006 (0.04)	0.021 (0.15)	0.039 (0.28)	-0.101 (0.57)
관측치 수	2232	2276	2224	2310	1411

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

20) 기업 수익률을 나타내는 두 지표 사이와 기업 수익률의 변동을 나타내는 두 지표 사이는 물론이고 기업 수익률의 지표와 기업 수익률 변동의 지표 사이에도 높은 상관관계가 존재한다. 예를 들면 본 연구의 자료에 나타난 경상이익/총자산 비율과 영업이익/매출액 비율 간의 상관계수는 약 0.56, 주식수익률의 표준편차와 영업이익률의 표준편차 간의 상관계수는 약 0.28이며, 경상이익률과 주식수익률의 표준편차 사이의 상관계수는 -0.31이다.

21) 소속 산업 더미는 도구변수 추정시 도구변수로 사용하기 위하여 <표 2-1> ~ <표 2-4>에는 포함되어 있지 않지만 소속 산업 더미가 통제변수로 포함되는 경우에도 추정결과 는 크게 달라지지 않는다.

〈표 2-3〉 은행 신용의 결정: Δ (총차입금/총부채 비율)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	0.05 (1.61)				
영업이익/매출액 비율		0.006 (0.16)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			-0.021 (0.22)		
주식수익률 표준편차				0.045 (0.58)	
예상 부도확률					0.001 (1.33)
토빈의 q	0.008 (1.36)	-0.001 (0.12)	-0.001 (0.17)	-0.001 (0.11)	0.005 (0.63)
유형고정자산/총자산 비율	-0.011 (0.59)	-0.01 (0.57)	-0.001 (0.08)	-0.009 (0.52)	-0.019 (0.93)
회사채/총부채 비율	-0.016 (0.68)	-0.011 (0.49)	-0.012 (0.54)	-0.011 (0.50)	-0.043 (1.57)
관측치 수	2522	2577	2514	2615	1572

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

먼저 <표 2-1> ~ <표 2-4>의 열 (1)을 보면 경상이익률의 계수는 대체로 유의한 양(+)의 값을 가지는데, 이는 수익률이 높은 기업일수록 은행 신용의 배분이 더 많이 이루어졌음을 시사하는 것으로서 동일한 변수를 사용한 Borensztein and Lee(2002)의 결과와 일치한다. 그러나 앞에서 설명된 바와 같이 경상이익률은 식 (3)의 잔차항과 상관관계를 가질 가능성이 높으므로 추정결과에 편차가 존재할 수 있다. 실제로 경상이익률 대신 영업이익률을 사용한 열 (2)를 보면 수익률의 유의성은 상당히 약화되어서 나타난다. 영업이익률의 계수는 단기차입금 증가율과 단기차입금/단기부채 비율의 차분을 종속변수로 사용한 경우에만 유의하게 나타나고 나머지 절반의 경우에는 유의하지 않게 나타나는 것이다. 또한 열 (3)~열 (5)를 보면 수익률의 변동과 예상 부도확률은 모든 경우에 유의하지 않게 나타난다. 따라서 경상이익률에만 기초하여 은행 신용 공급의 효율성을 평가하는 것은 보다 조심스럽게 고려될 필요가 있음을 알 수 있다.

물론 <표 2-1> ~ <표 2-4>의 결과가 반드시 은행의 신용 공급 결정이 식 (1)과 배치됨을 의미하는 것은 아니다. II절의 논의에 따르면 은행의 신용 공급 결

〈표 2-4〉 은행 신용의 결정: Δ (단기차입금/단기부채 비율)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	0.161** (4.35)				
영업이익/매출액 비율		0.089** (1.98)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			-0.072 (0.60)		
주식수익률 표준편차				-0.087 (0.89)	
예상 부도확률					0.0004 (0.32)
토빈의 q	0.024** (3.55)	0.016** (2.42)	0.013* (1.83)	0.012* (1.86)	0.019* (1.78)
유형고정자산/총자산 비율	-0.017 (0.77)	-0.014 (0.65)	-0.003 (0.16)	-0.014 (0.63)	-0.001 (0.05)
회사채/총부채 비율	-0.218** (7.80)	-0.226** (7.98)	-0.228** (7.92)	-0.224** (7.87)	-0.239** (7.04)
관측치 수	2556	2614	2545	2657	1575

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

정이 식 (1)에 따라서 이루어지는 경우에도 실제 관찰된 은행 신용의 배분은 수요와 공급의 상호작용으로 인해서 특정한 패턴을 나타내지 않을 수 있기 때문이다. 결국 <표 2-1> ~ <표 2-4>의 결과가 가지는 의미는 축약식 (3)의 추정을 통해서 은행의 신용 공급 결정이 제대로 식별되지 않을 수 있다는 점을 실제로 확인시켜 준다는 점이라고 할 수 있다.

한편 통제변수들의 계수는 대체로 유의하지 않거나 유의한 경우에도 특정한 패턴을 나타내지 않는다. 예를 들면 토빈의 q 는 대부분의 경우에 유의하지 않지만 <표 2-1>에서처럼 부분적으로 음(-)의 값을 가지는 경우도 있고 <표 2-4>에서처럼 양(+)의 값을 가지는 경우도 있다.²²⁾ 단 회사채/총부채 비율은 <표 2-4>

22) <표 2-1>에서와 같이 토빈의 q 의 계수가 유의한 음(-)의 값을 가지는 결과를 이론적으로 합리화하기란 어렵다. 은행의 신용 공급이 토빈의 q 가 높은 기업들에 대하여 더 작게 이루어질 것으로 믿기는 어려우며, II절의 이론적 논의에 의하면 은행 신용에 대한 기업의 수요 또한 토빈의 q 와 정(+)의 관계를 가질 것으로 예상되기 때문이다. 한 가지 가능한 설명은 토빈의 q 가 식 (3)에서 누락된 어떤 변수(omitted variable)와 상관관계를 가질 수 있다는 것인데, 이와 관련하여 특히 중요할 수 있는 변수는 부채비율

<표 3-1> 위기 전후의 은행 신용의 결정: 총차입금 증가율

	(1)	(2)	(3)	(4)
경상이익/총자산 비율 *위기이전 더미	0.694** (3.46)			
경상이익/총자산 비율 *위기이후 더미	0.441** (3.47)			
영업이익/매출액 비율 *위기이전 더미		0.228 (1.30)		
영업이익/매출액 비율 *위기이후 더미		0.226 (1.50)		
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이전 더미			-0.86* (1.82)	
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이후 더미			-0.656* (1.71)	
주식수익률 표준편차 *위기이전 더미				-2.924** (4.75)
주식수익률 표준편차 *위기이후 더미				-0.067 (0.22)
토빈의 q	0.002 (0.12)	-0.027 (1.56)	-0.008 (0.46)	-0.024 (1.36)
유형고정자산/총자산 비율	-0.063 (1.09)	-0.082 (1.42)	-0.056 (1.00)	-0.115** (1.97)
회사채/총부채 비율	0.113 (1.61)	0.093 (1.31)	0.088 (1.27)	0.107 (1.50)
관측치 수	5042	5097	5012	5106

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

이다. 본 논문의 추정식에서는 고려되고 있지 않지만 부채비율은 기업의 부도 위험을 나타내는 또 하나의 지표라고 볼 수 있다. 실제로 식 (3)의 추정에 부채비율을 추가해보면 부채비율은 은행 신용의 크기에 대하여 유의한 음(-)의 효과를 가지는 것으로 나타난다. 또한 토빈의 q 는 기본적으로 (부채+주식의 시장가치)/총자산의 비율로 정의되므로 부채비율(=부채/총자산 비율)과 매우 밀접한 양(+)의 상관관계를 가질 수밖에 없다. 따라서 이론적으로는 토빈의 q 가 높을수록 은행 신용의 크기도 커져야 하지만, 토빈의 q 가 부채비율로 인한 음(-)의 효과까지 동시에 반영함에 따라 <표 2-1>에서와 같은 결과가 얻어질 수 있는 것이다. 실제로 <표 2-1> ~ <표 2-4>의 모든 추정식에 부채비율을 설명변수로 추가할 경우에는 토빈의 q 의 계수가 항상 양의 값을 가지며 유의성도 더 높아짐을 확인할 수 있다. 단 이 경우 기업 수익률과 수익률 변동의 유의성은 더 낮아지므로, 축약식의 한계를 강조하는 본 연구의 주요 결론은 여전히 성립한다. 한편 <표 4> 및 <표 6>과 같이 종속변수가 이자율인 경우에는 부채비율을 추가하더라도 주요 설명변수의 유의성이 여전히 높게 유지됨을 확인할 수 있다(주 24 참조).

에서만 유의하게 음의 값을 가지는데, 이는 회사채 비율이 높을수록 은행 신용에 대한 기업의 의존도가 낮아질 것이라는 예상과 일치한다고 볼 수 있다. 이들 통제변수들을 추정식에서 제외할 경우에도 주요 추정결과는 크게 달라지지 않는다.

기존의 연구들은 식 (3)과 같은 축약식의 추정을 통해서 위기 이전의 은행 신용 배분에 대해서도 살펴보고 있는데, <표 2-1> ~ <표 2-4>에서 본 바와 같이 축약식의 추정에는 일정한 한계가 존재하므로 위기 이전의 신용 배분이 비효율적이었다는 기존 연구의 주장 역시 재검토될 필요가 있을 것으로 판단된다. <표 2-1> ~ <표 2-4>의 추정식을 위기 이전 기간까지 확대한 결과는 <표 3-1> ~ <표 3-4>에 나와 있다. 은행 신용 배분에 대한 각 지표의 영향이 위기 이전과 이후에 어떻게 달라졌는가를 살펴보기 위하여 각 지표마다 위기 이전 더미와 이후 더미를 곱한 값들이 설명변수로 사용된다. 단 KIS 예상 부도확률은 위기 이전 기간에 대해서는 발표되어 있지 않으므로 <표 2-1> ~ <표 2-4>의 열 (5)에 해당하는 부분은 <표 3-1> ~ <표 3-4>에는 존재하지 않는다. 먼저 열 (1)을 보면 <표 3-3>을 제외하고는 경상이익률의 계수는 위기 이전과 이후 공히 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타나며(<표 3-3>의 경우에는 위기 이후 기간에서만 10% 수준에서 유의), 열 (2)를 보면 영업이익률의 계수는 <표 3-2>를 제외하고는 두 기간 모두에 대하여 공히 유의하거나 유의하지 않은 것으로 나타난다(<표 3-2>의 경우에는 위기 이후 기간에만 5% 수준의 유의). 즉 은행 신용 배분에 대한 각 지표의 영향은 대부분의 경우 위기 전후에 별다른 차이를 보이지 않는다. 이는 은행의 신용 배분이 위기 이전 기간에는 수익률과 무관하게 이루어진 반면 위기 이후에는 수익률과 비례하는 방향으로 이루어졌다는 Borensztein and Lee(2002) 및 Lim(2003)의 결과와 대비된다.²³⁾ 한편

23) 본고의 결과가 Borensztein and Lee(2002)의 결과와 다르게 얻어진 이유가 정확히 무엇인지는 분명하지 않으나 아마도 표본기간 및 사용된 일부 변수의 차이에 기인한 것으로 판단된다. Borensztein and Lee(2002)는 연간 재무제표(사업보고서)에 반기 재무제표(반기보고서)를 더함으로써 반기자료를 사용하고 있는데, 위기 이전 기간으로는 1996년과 1997년만이 포함되고 위기 이후 기간으로는 1998년 상반기만이 포함되고 있다. 또한 Borensztein and Lee(2002)는 모든 식에서 부채비율을 설명변수로 포함시키고 있다. 본고의 연간 자료를 이용하여 Borensztein and Lee(2002)와 같이 1996년~1998년에 대한 은행 신용 결정식을 추정하면, 부채비율이 통제변수로 포함되지 않는 경우에는 위기 이전 기간에 대해서만 수익률이 유의한 효과를 가지며 부채비율이 통제변수로 포함되는 경우에는 위기 이전과 이후 모두에 대해서 수익률이 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 Borensztein and Lee(2002)의 결과는 아마도 1998년 상반기라는 특수한 시기의 관측치들을 주로 반영하고 있는 것으로 추측된다. 한편 Lim(2003)

〈3-2〉 위기 전후의 은행 신용의 결정: 단기차입금 증가율

	(1)	(2)	(3)	(4)
경상이익/총자산 비율 *위기이전 더미	0.601** (2.36)			
경상이익/총자산 비율 *위기이후 더미	1.021** (6.11)			
영업이익/매출액 비율 *위기이전 더미		0.303 (1.38)		
영업이익/매출액 비율 *위기이후 더미		0.526** (2.74)		
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이전 더미			-0.429 (0.72)	
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이후 더미			-0.481 (0.97)	
주식수익률 표준편차 *위기이전 더미				-1.675** (2.19)
주식수익률 표준편차 *위기이후 더미				-0.612 (1.55)
토빈의 q	0.08** (3.43)	0.036 (1.61)	0.045* (1.94)	0.032 (1.41)
유형고정자산/총자산 비율	-0.05 (0.69)	-0.074 (1.03)	-0.039 (0.55)	-0.083 (1.14)
회사채/총부채 비율	0.135 (1.54)	0.102 (1.15)	0.109 (1.25)	0.141 (1.59)
관측치 수	4896	4940	4864	4941

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z-ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

열 (3)과 열(4)를 보면 수익률 변동의 지표는 위기 이후보다 오히려 위기 이전에 더 유의한 효과를 가지는 것으로 나타난다. 특히 주식수익률의 표준편차는 위기 이전 기간에 있어서는 모든 종속변수에 대하여 유의한 음(-)의 효과를 가지는 반면 위기 이후 기간에 있어서는 전혀 유의하지 않다. 이러한 결과는 적어도 식 (3)과 같은 축약식의 추정을 통해서만 은행 신용의 비효율적인 배분이 위기 발생의 중요한 원인으로 작용하였다거나 은행 신용의 배분이 위기 이후에

의 결과는 소규모 기업들 사이에서만 관찰되고 중·대기업들 사이에서는 관찰되지 않음을 각주에서 저자가 밝히고 있다.

〈3-3〉 위기 전후의 은행 신용의 결정: Δ (총차입금/총부채 비율)

	(1)	(2)	(3)	(4)
경상이익/총자산 비율 *위기이전 더미	0.037 (0.89)			
경상이익/총자산 비율 *위기이후 더미	0.044* (1.70)			
영업이익/매출액 비율 *위기이전 더미		-0.013 (0.35)		
영업이익/매출액 비율 *위기이후 더미		0.005 (0.17)		
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이전 더미			-0.034 (0.34)	
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이후 더미			0.005 (0.06)	
주식수익률 표준편차 *위기이전 더미				-0.342** (2.64)
주식수익률 표준편차 *위기이후 더미				0.021 (0.33)
토빈의 q	0.005 (1.36)	0 (0.06)	0 (0.06)	0 (0.10)
유형고정자산/총자산 비율	-0.008 (0.72)	-0.01 (0.94)	-0.006 (0.49)	-0.012 (1.08)
회사채/총부채 비율	0.006 (0.42)	0.01 (0.69)	0.012 (0.82)	0.009 (0.66)
관측치 수	5279	5334	5239	5338

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

개선되었다는 등의 주장이 그리 간단하게 증명될 수 없음을 보여 준다.²⁴⁾

3. 이자율의 결정

채무제표 주식의 이자율 자료를 이용하여 식 (4)를 추정할 결과는 <표 4>에 나와 있다. 설명변수들은 앞의 경우와 동일하다. <표 4>의 열 (1)~열 (3)에 의하면 수익률의 지표는 유의한 음(-)의 값을 가지며 수익률 변동의 지표는 모두

24) 부채비율을 설명변수로 추가할 경우 부채비율의 계수는 위기 이전과 이후 모두에 대해서 유의한 음의 값을 가진다. 따라서 부채비율을 위험의 또 다른 지표로 간주한다 하더라도 위기 이전과 이후 사이에 은행의 신용 공급 패턴이 달라졌다는 주장은 지지되지 않는다.

〈3-4〉 위기 전후의 은행 신용의 결정: Δ (단기차입금/단기부채 비율)

	(1)	(2)	(3)	(4)
경상이익/총자산 비율 *위기이전 더미	0.129** (2.42)			
경상이익/총자산 비율 *위기이후 더미	0.166** (5.05)			
영업이익/매출액 비율 *위기이전 더미		0.116** (2.47)		
영업이익/매출액 비율 *위기이후 더미		0.089** (2.26)		
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이전 더미			-0.206 (1.59)	
영업이익/매출액 비율 표준편차*위기이후 더미			-0.056 (0.55)	
주식수익률 표준편차 *위기이전 더미				-0.477** (2.83)
주식수익률 표준편차 *위기이후 더미				-0.072 (0.86)
토빈의 q	0.018** (3.85)	0.012** (2.70)	0.012** (2.44)	0.01** (2.06)
유형고정자산/총자산 비율	-0.014 (0.99)	-0.016 (1.08)	-0.008 (0.58)	-0.021 (1.44)
회사채/총부채 비율	-0.163** (9.05)	-0.177** (9.69)	-0.175** (9.47)	-0.171** (9.31)
관측치 수	5317	5376	5274	5385

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z-ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

유의한 양(+)의 값을 가지는데, 이는 수익률의 수준이 높을수록 그리고 수익률의 변동이 작을수록 더 낮은 이자율에 자금을 차입하였음을 의미한다.²⁵⁾ 또한 열 (4)에 의하면 예상 부도확률 역시 이자율과 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타난다. 이처럼 <표 2-1> ~ <표 2-4>의 은행 신용 결정식에서는 유의하지 않았던 수익률 변동의 지표들 및 예상 부도확률이 이자율에 대해서는 유의한 영향을 미친다는 결과는 불확실성이 커질수록 은행의 신용 공급은 축소되는 반면 신용에 대한 기업의 수요는 증대할 수 있다는 II절의 논의와 일치하는 것으로 보인다.

25) 이자율 결정식의 경우 부채비율을 설명변수로 추가하더라도 수익률과 수익률 변동의 계수는 여전히 유의하며 부호도 달라지지 않는다.

〈표 4〉 차입 이자율의 결정

	(1)	(2)	(3)	(4)
영업이익/매출액 비율	-1.927** (3.13)			
영업이익/매출액 비율 표준편차		8.428** (4.47)		
주식수익률 표준편차			5.12** (4.32)	
예상 부도확률				0.095** (5.96)
토빈의 q	0.207** (2.02)	0.09 (0.85)	0.044 (0.43)	-0.121 (0.84)
유형고정자산/총자산 비율	1.216** (3.23)	1.004** (2.64)	1.051** (2.86)	0.664 (1.54)
회사채/총부채 비율	-0.505 (1.24)	-0.38 (0.93)	-0.406 (1.00)	0.104 (0.22)
관측치 수	1959	1923	1980	1261

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

또한 II절의 논의에 의하면 <표 4>에서처럼 대출 이자율에 대한 수익률의 계수가 음(-)의 값을 가지고 수익률 변동의 계수가 양(+)의 값을 가진다는 것은 은행 신용의 공급식 (1)이 자료에 의해서 기각되지 않음을 의미한다고 볼 수 있다.

4. 민감도 분석

본 연구에서 중요한 설명변수로 사용되고 있는 기업의 수익률 및 수익률 변동, 그리고 예상 부도확률은 모두 적어도 부분적으로는 기업의 선택에 의해서 내생적으로 결정될 가능성이 있다. 예를 들면 기업은 여러 가능한 투자 사업들 중에서 특정 사업을 선택함으로써 예상 수익률과 위험의 조합을 스스로 결정할 수 있다. 또한 기업의 이러한 선택은 향후의 자금 조달 가능성에 대한 예상에 의해서 체계적으로 영향을 받을 수 있다. 이 경우 실제 인과관계는 향후의 은행 차입의 크기나 이자율에 대한 예상이 현재의 수익률 및 수익률의 변동을 결정하고 있는 것임에도 불구하고, 자료상으로는 <표 2-1> ~ <표 2-4>와 <표 4>에서처럼 수익률 및 수익률 변동의 시차값이 은행 차입의 크기나 이자율에 대하여 유의한 영향을 미치는 것처럼 나타날 수 있는 것이다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 여기서는 도구변수 추정을 고려한다.

〈표 5-1〉 총차입금 증가율: 도구변수 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	-0.563 (0.86)				
영업이익/매출액 비율		-1.487** (3.11)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			-0.827 (0.71)		
주식수익률 표준편차				-0.231 (0.22)	
예상 부도확률					0.136 (0.93)
토빈의 q	-0.052 (1.49)	-0.076** (3.24)	-0.032 (1.04)	-0.044 (1.25)	-0.034 (0.85)
유형고정자산/총자산 비율	-0.049 (0.71)	0.003 (0.05)	-0.007 (0.10)	-0.002 (0.03)	-0.015 (0.17)
회사채/총부채 비율	-0.037 (0.37)	0.174 (1.58)	-0.016 (0.15)	0.006 (0.05)	-0.047 (0.36)
관측치 수	2358	2414	2354	2456	1470

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

경상이익/총자산 비율, 영업이익/매출액 비율, 영업이익/매출액 비율 표준편차, 주식수익률 표준편차, 예상 부도확률에 대한 도구변수는 $\log(\text{총자산}_{t-1})$ 과 소속 산업 더미임.

도구변수 추정에서 가장 중요한 것은 적절한 도구변수를 선택하는 것이다. 재무제표에 나와 있는 대부분의 변수들은 내생변수라고 볼 수 있으므로 여기서는 그 중에서 비교적 외생성이 높다고 간주되는 총자산의 크기(로그값)와 소속 산업 더미(총 18개)를 도구변수로 사용하기로 한다. 은행 신용의 결정식(식 (3))에 대한 도구변수 추정결과는 <표 5-1> ~ <표 5-4>에 나와 있으며 이자율의 결정식(식 (4))에 대한 도구변수 추정결과는 <표 6>에 나와 있다. 먼저 <표 5-1> ~ <표 5-4>를 보면 <표 2-1> ~ <표 2-4>에서와 달리 주요 설명변수들은 대부분의 경우에 유의하지 않거나 오히려 이전과 반대의 부호를 가지기도 한다. 물론 이는 도구변수와 주요 설명변수 간의 상관관계가 낮기 때문에 발생한 것일 수도 있으나, 실제 자료를 보면 도구변수 전체가 유의하지 않다는 가설은 모든 경우에 쉽게 기각된다. 따라서 <표 5-1> ~ <표 5-4>의 결과는 은행 신용의 축약식(식 (3))으로부터 신용 공급의 효율성에 관한 증거를 찾는 것이 어려움을 재확인시켜 준다고 볼 수 있다.

〈표 5-2〉 단기차입금 증가율: 도구변수 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	0.614 (0.73)				
영업이익/매출액 비율		-1.471** (2.34)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			0.367 (0.24)		
주식수익률 표준편차				-0.426 (0.32)	
예상 부도확률					0.0003 (0.01)
토빈의 q	0.055 (1.19)	-0.029 (0.91)	-0.008 (0.20)	-0.002 (0.04)	0.013 (0.25)
유형고정자산/총자산 비율	-0.042 (0.47)	-0.004 (0.04)	0.027 (0.31)	0.03 (0.33)	0.011 (0.09)
회사채/총부채 비율	-0.119 (0.94)	0.085 (0.60)	-0.069 (0.50)	-0.062 (0.44)	-0.179 (1.08)
관측치 수	2232	2276	2223	2310	1411

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

경상이익/총자산 비율, 영업이익/매출액 비율, 영업이익/매출액 비율 표준편차, 주식수익률 표준편차, 예상 부도확률에 대한 도구변수는 $\log(\text{총자산}_{t-1})$ 과 소속 산업 더미임.

〈표 5-3〉 Δ (총차입금/총부채 비율): 도구변수 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	0.024 (0.18)				
영업이익/매출액 비율		-0.09 (0.89)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			0.049 (0.18)		
주식수익률 표준편차				-0.051 (0.22)	
예상 부도확률					0.006* (1.83)
토빈의 q	0.005 (0.75)	-0.003 (0.55)	-0.003 (0.50)	0 (0.03)	0.002 (0.22)
유형고정자산/총자산 비율	0.006 (0.36)	0.013 (0.93)	0.021 (1.42)	0.011 (0.73)	-0.003 (0.15)
회사채/총부채 비율	-0.027 (1.20)	-0.012 (0.51)	-0.017 (0.73)	-0.02 (0.84)	-0.050* (1.89)
관측치 수	2522	2577	2513	2615	1572

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

경상이익/총자산 비율, 영업이익/매출액 비율, 영업이익/매출액 비율 표준편차, 주식수익률 표준편차, 예상 부도확률에 대한 도구변수는 $\log(\text{총자산}_{t-1})$ 과 소속 산업 더미임.

<표 5-4> Δ(단기차입금/단기부채 비율): 도구변수 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
경상이익/총자산 비율	0.197 (1.15)				
영업이익/매출액 비율		-0.063 (0.51)			
영업이익/매출액 비율 표준편차			0.069 (0.21)		
주식수익률 표준편차				-0.356 (1.23)	
예상 부도확률					0.004 (1.10)
토빈의 q	0.024** (2.73)	0.013** (2.02)	0.009 (1.05)	0.018* (1.84)	0.016 (1.64)
유형고정자산/총자산 비율	0.005 (0.27)	0.011 (0.61)	0.025 (1.35)	0.009 (0.48)	0.012 (0.53)
회사채/총부채 비율	-0.22** (7.90)	-0.218** (7.46)	-0.226** (7.59)	-0.236** (7.76)	-0.237** (7.20)
관측치 수	2556	2614	2544	2657	1575

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

경상이익/총자산 비율, 영업이익/매출액 비율, 영업이익/매출액 비율 표준편차, 주식수익률 표준편차, 예상 부도확률에 대한 도구변수는 $\log(\text{총자산}_{t-1})$ 과 소속 산업 더미임.

반면 <표 6>에 의하면 이자율의 결정식은 도구변수 추정에 의해서 크게 달라지지 않는다. 이전과 마찬가지로 기업의 수익률의 계수는 유의한 음(-)의 값을 가지며 수익률의 변동 및 부도확률의 계수는 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타난다. 이는 <표 5-1> ~ <표 5-4>의 결과가 단순히 도구변수와 주요 설명변수 간의 상관관계가 낮기 때문에 발생한 것이 아님을 다시 보여준다. 이상 <표 5-1> ~ <표 5-4>와 <표 6>의 결과는 기존의 연구들에서처럼 은행 신용의 크기를 종속변수로 사용할 경우에는 여러 가지 편차가 발생할 가능성이 높으며, 따라서 은행 신용 배분에 대한 분석을 위해서는 이자율을 종속변수로 사용하는 것이 더 유용할 수 있음을 시사한다.

<표 7-1>과 <표 7-2>에는 이 외의 추가적인 분석 결과들이 제시되어 있는데, 지면 제약상 여러 위험의 지표들 가운데 예상 부도확률에 대한 결과만이 보고되어 있다. 먼저 <표 7-1>에는 재벌계열사와 독립기업 사이에 체계적인 차이가 존재하는가를 살펴보기 위하여 1997년 기준 상위 30대 재벌계열사의 경우

〈표 6〉 차입 이자율: 도구변수 추정

	(1)	(2)	(3)	(4)
영업이익/매출액 비율	-5.978** (2.48)			
영업이익/매출액 비율 표준편차		13.99** (1.96)		
주식수익률 표준편차			40.193** (7.11)	
예상 부도확률				0.126** (2.73)
토빈의 q	0.363** (3.57)	0.063 (0.48)	-0.628** (3.67)	0.301** (2.21)
유형고정자산/총자산 비율	-0.22 (0.77)	0.031 (0.09)	0.443 (1.23)	-0.630** (2.12)
회사채/총부채 비율	0.702 (1.55)	-0.19 (0.44)	1.253** (2.49)	0.587 (1.30)
관측치 수	1957	1920	1978	1261

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

경상이익/총자산 비율, 영업이익/매출액 비율, 영업이익/매출액 비율 표준편차, 주식수익률 표준편차, 예상 부도확률에 대한 도구변수는 $\log(\text{총자산}_{t-1})$ 과 소속 산업 더미임.

1, 기타 기업의 경우 0의 값을 가지는 더미 변수가 설명변수로 포함되어 있다. <표 7-1>의 결과를 보면 재벌 더미가 포함되는 경우에도 이전과 마찬가지로 예상 부도확률은 은행 신용의 크기에 대해서는 밀접한 관계를 가지지 않는 반면 이자율에 대해서는 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타난다. 한편 재벌 더미의 계수는 열 (1)~열 (4)에서 보듯이 은행 신용의 크기에 대해서는 유의한 효과를 가지지 않는 것으로 나타나는데, 이는 기존의 연구 결과들과 일치하는 것이다.²⁶⁾ <표 7-1>에서 한 가지 쉽게 설명되지 않는 것은 열 (5)에서 보듯이 재벌계열사들이 독립기업들보다 차입금에 대해서 더 높은 이자율을 지불한다는 점이다. 이는 일반적으로 재벌계열사들이 위험의 공유 등을 통해서 더 낮은 이자율에 자금을 차입할 수 있을 것이라는 예상과 배치된다. 이에 대한 한 가지 가능한 설명으로는 위기 이후에 재벌들의 부채비율이 문제가 되면서 재무구조 개선 약정 체결 등에서 나타난 바와 같이 실제로 재벌들에 대한 은행 신

26) 기존의 연구들에 의하면 위기 이전에는 재벌과 비재벌 사이에 투자율, 수익률, 신용의 크기 등 다양한 측면에서 유의한 차이가 존재하였으나 위기 이후에는 대체로 그러한 차이들이 사라진 것으로 나타난다.

〈표 7-1〉 민감도 분석: 재벌 더미 추가

	(1) 총차입금 증가율	(2) 단기차입금 증가율	(3) Δ(총차입금/ 총부채)	(4) Δ(단기차입금/ 단기부채)	(5) 차입 이자율
예상 부도확률	0.007 (1.25)	0.003 (0.45)	0.001 (1.34)	0 (0.35)	0.095** (5.98)
토빈의 q	-0.039 (0.84)	0 (0.00)	0.006 (0.75)	0.018* (1.67)	-0.147 (1.02)
유형고정자산/ 총자산 비율	-0.113 (0.97)	-0.13 (0.90)	-0.018 (0.84)	-0.002 (0.09)	0.589 (1.36)
회사채/ 총부채 비율	0.01 (0.07)	-0.092 (0.51)	-0.037 (1.33)	-0.245** (7.01)	-0.069 (0.15)
재벌 더미	-0.023 (0.48)	-0.017 (0.28)	-0.008 (0.94)	0.007 (0.69)	0.487** (2.31)
관측치 수	1470	1411	1572	1575	1261

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 z -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

〈표 7-2〉 민감도 분석: 고정효과 모형

	(1) 총차입금 증가율	(2) 단기차입금 증가율	(3) Δ(총차입금/ 총부채)	(4) Δ(단기차입금/ 단기부채)	(5) 차입 이자율
예상 부도확률	-0.004 (0.49)	-0.017 (1.61)	-0.001 (0.51)	-0.002 (0.71)	0.039** (1.97)
토빈의 q	-0.087 (1.11)	-0.003 (0.04)	0.006 (0.36)	0.014 (0.70)	-0.324* (1.79)
유형고정자산/ 총자산 비율	-0.776** (2.51)	-0.557 (1.51)	-0.135** (2.12)	-0.082 (1.03)	0.42 (0.57)
회사채/ 총부채 비율	-0.24 (1.04)	-0.446 (1.64)	-0.092* (1.85)	-0.581** (9.48)	-0.564 (1.02)
관측치 수	1470	1411	1572	1575	1261

주) 모든 식에는 연도 더미와 결산월 더미가 포함되어 있음. ()안은 t -ratio의 절대값이며 *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

용의 공급이 더 긴축적으로 이루어졌기 때문이라는 주장이 가능하다. 혹은 위기 이후에 기업 부문 전반에 대한 신용 공급이 위축됨에 따라 재벌들은 은행 신용 대신 회사채 발행을 통한 자금 조달을 늘리게 되었으며, 이 과정에서 직접 금융 시장에 참가할 여력이 없는 취약한 재벌계열사들만이 은행 신용에 의존하였기 때문에 결과적으로 그들에 대한 이자율이 더 높게 관찰되는 것일 수도 있다.

〈표 7-3〉 민감도 분석: 수익률과 수익률 변동을 동시에 고려한 경우

	총차입금 증가율				차입 이자율	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
경상이익/총자산 비율	0.544 (3.44)	0.438 (2.89)				
영업이익/매출액 비율			0.277 (1.58)	0.105 (0.56)	-1.561 (2.51)	-1.073 (1.61)
영업이익/매출액 비율 표준편차		-0.248 (0.49)		-0.375 (0.76)		7.848 (3.94)
주식수익률 표준편차	0.294 (0.76)		0.022 (0.06)		4.475 (3.68)	
토빈의 q	-0.021 (0.72)	-0.011 (0.37)	-0.055 (2.05)	-0.046 (1.69)	0.117 (1.11)	0.134 (1.24)
유형고정자산/ 총자산 비율	-0.066 (0.70)	-0.08 (0.86)	-0.076 (0.85)	-0.09 (1.01)	1.153 (3.10)	1.096 (2.85)
회사채/ 총부채 비율	0.064 (0.55)	0.05 (0.44)	0.073 (0.65)	0.062 (0.56)	-0.361 (0.88)	-0.297 (0.72)
관측치 수	2234	2253	2388	2317	1936	1897

〈표 7-2〉는 임의효과 모형 대신 고정효과 모형을 추정한 경우이며, 추정 결과는 역시 이전과 유사하다. 앞서서와 마찬가지로 예상 부도확률은 은행 신용의 크기에 대해서는 밀접한 관계를 나타내지 않으며 이자율에 대해서는 유의한 양(+)의 관계를 가진다.

마지막으로 〈표 7-3〉에는 기업 수익률의 지표와 기업 수익률 변동의 지표가 동시에 설명변수로 포함되어 있다. 지금까지 본 연구에서는 기업 수익률의 지표들과 기업 수익률 변동의 지표들 사이의 상관관계가 높으므로 각각의 독립적인 효과를 추정하기가 힘들다는 현실적인 제약을 고려하여 각 지표들을 따로 고려하였다. 그러나 식 (3)과 식 (4)에 의하면 기업 수익률의 지표와 기업 수익률 변동의 지표를 동시에 고려하는 것이 이론적으로 더 타당하다고 할 수 있다. 따라서 〈표 7-3〉에는 기업 수익률의 지표 2개와 기업 수익률 변동의 지표 2개를 조합한 4가지 경우에 대하여 총차입금 증가율과 차입 이자율의 결정식을 추정한 결과가 제시되어 있다.²⁷⁾ 추정 결과에 의하면 이 경우에도 주요 패턴은 이전

27) 차입 이자율의 경우에는 기업 수익률의 지표로서 영업이익률만을 사용하므로 총 2가지 경우만이 제시되어 있다. 표에는 나와 있지 않으나 영업이익률 대신 경상이익률을 사용할 경우에는 추정 결과가 더 유의하게 나타난다.

과 동일한 것으로 나타난다. 또한 지면 제약상 생략되어 있으나 다른 종속변수들의 경우에도 주요 결과는 달라지지 않음을 확인할 수 있었다.

이 외에 본 논문에서 따로 보고되지는 않지만 Miwa and Ramseyer(2001)와 동일한 방식으로 축약식이 아닌 구조방정식을 추정해 보았으나 추정결과는 이론적 예측과 일치하지 않았다. 식 (1)과 같은 구조방정식을 추정하기 위해서는 수요에만 영향을 미치고 공급에는 직접적으로 영향을 미치지 않는 외생변수가 필요한데, 아마도 Miwa and Ramseyer(2001)의 모형에서 가정된 외생변수의 리스트(토빈의 q 와 산업 더미)가 적절하지 않기 때문에 이러한 결과가 얻어진 것으로 판단된다.

V. 결 론

본 논문에서는 한국의 기업별 미시 자료를 이용하여 위기 이후 기업에 대한 은행 신용의 배분이 어떠한 식으로 이루어졌는가를 살펴보았다. 특히 본 논문은 기존의 연구들과 달리 은행 신용의 배분이 공급과 수요의 상호작용에 의해서 결정된다는 점을 명시적으로 고려함으로써, 은행의 신용 공급에 대한 적절한 평가를 위해서는 은행 신용의 크기만이 아니라 이자율의 수준도 같이 고려할 필요가 있음을 강조하였다.

실증분석 결과에 의하면 각 기업에 대한 은행 신용의 크기는 기업의 부도 위험과 관련된 여러 지표들에 대해서 체계적인 관계를 가지지 않는 것으로 나타난다. 그러나 대출 이자율의 경우에는 기업의 위험이 커질수록 이자율도 같이 높아지는 경향이 모든 위험의 지표들에 대해서 일관성 있게 관찰된다. 이러한 결과는 은행 신용의 배분에 관한 기존의 연구들에 대하여 두 가지 시사점을 가진다. 첫째, 위기 이후의 은행 신용의 크기가 기업의 부도 위험과 체계적인 관계를 가진다는 기존 연구들의 결과는 기업의 부도 위험에 대하여 충분히 다양한 지표들이 고려되지 않았기 때문일 수 있다. 둘째, 기업의 부도 위험에 대하여 구체적으로 어떤 지표들이 사용되는가와 상관없이, 은행 신용의 크기에 관한 축약식만으로는 은행의 신용 공급 결정에 대한 정당한 평가를 내리기가 어렵다.

본 논문의 추정결과는 위기 발생 이후 최근까지 계속된 신용 위축 현상에 대해서도 일정한 시사점을 가진다. <표 1>의 기초 통계량에 의하면 위기 이후에 기업

수익률의 표준편차가 다소 확대된 것은 사실이다. 그러나 <표 2-1> ~ <표 2-4>의 추정결과는 이러한 변동성의 확대가 신용의 크기에 미치는 영향은 유의하지 않음을 보여준다. 따라서 위기 이후의 신용 위축 현상이 경제 전반적인 불확실성의 확대에 기인한다는 견해는 적어도 본 논문의 추정결과에 의해서는 지지되지 않는다.

본 논문에서는 자료 이용상의 한계로 인하여 위기 이후 기간에 대해서만 이자율 및 예상 부도확률 시리즈를 구할 수 있었다. 그러나 위기 전후에 은행 신용의 배분이 어떻게 달라졌는가를 보다 엄밀히 살펴보기 위해서는 위기 이전 기간의 이자율 및 예상 부도확률 자료도 사용할 필요가 있다. 향후 연구에서는 이들 변수들에 대한 위기 이전 자료를 구축함으로써 본 논문의 분석을 확대하는 작업이 필요할 것으로 판단된다.

[참고문헌]

- 이종화 · 이영수 · 유제국(2001), “한국 기업집단의 투자의 비효율성 분석,” 금융학회지, 6권 2호.
- 이항용(2005), “불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 실증분석,” 한국개발연구, 2005년 1호.
- 홍기석(2006), “최근 기업 설비투자 결정요인의 미시적 분석,” 경제분석, 12권 1호.
- Abel, Andrew(1983), “Optimal Investment under Uncertainty,” *American Economic Review*.
- Berger, Allen N. and Gregory F. Udell(1995), “Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance,” *Journal of Business*, 68, 3.
- Bester, Helmut(1985), “Screening vs. Rationing in Credit Markets with Imperfect Information,” *American Economic Review*, 75, 4.
- Bloom, Nicholas, Stephen Bond, and John Van Reenen(2001), “The Dynamics of Investment under Uncertainty,” IFS Working Paper.
- Borensztein, Eduardo, and Jong-Wha Lee(2002), “Financial Crisis and Credit Crunch in Korea: Evidence from Firm-Level Data,” *Journal of Monetary Economics*, 49.
- Borensztein, Eduardo and Jong-Wha Lee(2004), “Financial Reform and the

- Efficiency of Credit Allocation in Korea,” *Journal of Policy Reform*, March 2005.
- Caballero, Ricardo(1999), “Aggregate Investment,” in Taylor and Woodford(eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North-Holland.
- Chiu, Ming Ming, and Sung Wook Joh(2004), “Bank Loans to Distressed Firms: Cronyism, Bank Governance, and Economic Crisis,” CEI Working Paper Series, 2004-2.
- Cole, Rebel A., Lawrence G. Goldberg, and Lawrence J. White(1999), “Cookie-Cutter versus Character: The Micro Structure of Small Business Lending by Large and Small Banks,” New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper Series.
- DeYoung, Robert., Anne Gron, and Andrew Winton(2005), “Risk Overhang and Loan Portfolio Decisions,” Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper Series, WP-05-04.
- Dixit, Avinash, K. and Robert S. Pindyck(1994), *Investment under Uncertainty*. Princeton, N. J: Princeton University Press.
- Faulkender, Michael, and Mitchell A. Petersen(2006), “Does the Source of Capital Affect Capital Structure?,” *Review of Financial Studies*, 19, 1.
- Hadi, Ali S.(1994), “A Modification of a Method for the Detection of Outliers in Multivariate Samples,” *Journal of the Royal Statistical Society B*, 56, 2.
- Kim, Chulsoo(2002), “Is the Investment of Korean Conglomerates Inefficient?” *The Korean Economic Review*, 18, 1.
- Leahy, John and Toni Whited(1996), “The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 1.
- Lim, Youngjae(2003), “Sources of Corporate Financing and Economic Crisis in Korea: A Micro-Evidence,” NBER Working Paper No. 9575.
- Miwa, Yoshiro and J. Mark Ramseyer(2001), “Directed Credit? Capital Market Competition in High-Growth Japan,” Harvard Law and Economics Discussion Paper, 334.
- Peterson, Mitchell A. and Raghuram G. Rajan(1994), “The Benefit of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data,” *Journal of Finance*, 49, 1.

- Shin, Hyun-Han and Young S. Park(1999), "Financing Constraints and Internal Capital Markets: Evidence from Korean Chaebols," *Journal of Corporate Finance*, 5, 2.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss(1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, 71, 3.

[Abstract]

Credit Allocation After the 1997 Crisis: Analysis of Firm-Level Micro Data

Kiseok Hong

This paper investigates the pattern of credit allocation in Korea for the period after the 1997 crisis, using firm-level micro data. In particular, unlike existing studies on this issue, this paper examines the lending interest rate as well as the magnitude of bank credit and their relationship with the default risk. Our estimation results show that there is no strong relationship between the magnitude of bank credit and the default risk. Also, the relationship between bank credit and the default risk is not substantially different between the pre-crisis and the post-crisis periods. These results contrast with those of previous studies that report improved efficiency of credit allocation in the post-crisis period. The interest rate, on the other hand, is significantly positively correlated with firm default risk. This suggests that, for a proper evaluation of the credit allocation pattern, one needs to consider both the magnitude of credit and the interest rate.

Keywords : Bank credit, Interest rate, Default risk, Firm data