

재정자금을 이용한 중소기업 정책금융의 수익성 개선효과

김 현 옥

(한국개발연구원 연구위원)

The Profitability Improving Effects of
Korean SME Policy Lending Programs

Hyeon-Wook Kim

(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 필자가 작성한 연구보고서(김현옥[2004])의 일부 내용을 수정하고 2005년 2월 경제학 공동 학술대회에서의 논평을 반영하여 학술지 논문형태로 재구성한 것이다.

- 핵심주제어: 중소기업(SMEs), 정책금융(Policy Lending Programs), 지원효과 분석(Performance Analysis)
- JEL 코드: G18, H43, H81
- 논문투고일: 2005. 3. 2 ● 심사완료일: 2005. 8. 10

ABSTRACT

This study attempts to provide a basis of selecting policy directions by empirically analyzing the effect of policy lending programs for SMEs in Korea using micro firm-level data and examining whether the programs contribute to improving the performance of SMEs and thus effectively carry out their missions. From the estimations using Ashenfelter(1978)'s approach, the evidence of differences in profitability enhancement between the benefited group and the never-benefited group could not be found in most cases. In addition, the estimations show that the policy lending program had stronger profit enhancing effects on the young SME group for the year that the program was applied, and indicate that the policy lending program might be the factor that makes the 'older' benefited SMEs to become addicted to the government policy and thus hinder them in their development to become more competitive and innovative. These results suggest that, when the programs are needed to support SMEs' financing, it is more effective to target the start-up companies or SMEs in their early stages rather than old SMEs.

본 연구는 재정자금을 이용한 중소기업 정책금융이 궁극적으로 중소기업의 경영성과를 제고함으로써 민간 금융시장에 대한 접근성을 강화한다는 본연의 역할을 제대로 수행하고 있는지를 개별 중소기업 차원의 미시자료를 이용하여 실증적으로 검증한 것이다. 먼저, 중소기업 정책자금의 효과를 평가하기 위한 분석에서는 지원기업과 비지원기업 간에 수익성의 개선 정도에 유의한 차이가 없는 것으로 나타나 정책자금이 지원된 중소

기업에서 경쟁·혁신 유인 저해 등 정책금융의 부작용이 나타나고 있을 가능성을 시사하고 있었다. 한편, 정책자금이 지원된 중소기업들을 업력별로 구분한 분석에서는 창업·초기기업의 영업이익률 개선이 더욱 강하다는 증거를 일부에서 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 창업·초기단계의 중소기업에 지원된 정책자금의 효과가 보다 긍정적이며 중소기업 정책금융의 목표에도 부합하는 것임을 시사한다.

1. 서론

정책금융은 일반적으로 정부가 특정부문에 보조금을 지불하는 정책수단의 하나로 인식되고 있으며, 보다 구체적으로는 ‘정부가 특정 정책목표를 달성하기 위해 한정된 자금을 특정부문에 금리 및 상환기간 등의 융자조건이나 자금의 가용성(availability) 면에서 민간 상업금융보다 우대하여 공급하는 신용’이라고 정의되기도 한다(김준경[1993], 이기영[1994]). 이와 같은 정책금융은 경제발전의 초기 단계에 있는 국가에서는 물론, 금융시장이 고도로 발달되어 있는 선진국에서도 다양한 목표를 위해 다양한 모습으로 실시되어 왔다.¹⁾

정책금융의 경제적 기능은 시장에 대한 정부개입의 수단으로 사용되고 있는 다양한 형태의 규제들과 마찬가지로 시장실패(market failure)를 보정한다는 데서 찾을 수 있다. 우선 표면적으로 볼 때, 정책금융은 특정부문에 대한 금융기관의 자금공급 부족을 보충함으로써 민간 상업금융을 보완하는 역할을 담당하며, 이와 같은 양적인 보완기능에 더하여 정책

금융은 특정부문에 대해 금리 및 만기 등 자금공급가격을 낮추는 질적인 보완기능도 담당한다(이기영[1994]). 하지만 보다 근본적으로는 민간 금융시장의 가격기능을 통해 효율적인 자원배분을 실현하지 못하는 시장실패가 특정부문에서 나타나고 있다는 경제적 판단이 정책금융의 필요성을 제기한다. 특히 김준경(1993)은 정책금융을 “시장기능에 일임하여서는 정부가 목표하는 수준의 자금배분을 기대하기 어려운 특정부문에 대한 금리, 기간 등 자금의 융자조건이나 가용성 면에서 우대하여 공급하는 여신”이라고 정의함으로써 시장실패가 정책금융의 경제적인 존재이유(raison d'être)임을 명시적으로 제시하고 있다.

한편, 중소기업 정책금융은 외견상 그 대상을 규모가 상대적으로 작은 중소기업에 한정하고 있다는 점에서 보다 일반적인 정책금융과 구분될 수 있다. 하지만 중소기업 정책금융을 보다 광의의 정책금융과 구분하여 언급하기 위해서는 이의 필요성을 제기하는 시장실패가 별도로 존재하는가를 살펴볼 필요가 있다.

중소기업에 대한 민간 금융시장의 자금공급에 있어서 시장실패가 나타나는 요인으로는 정보의 비대칭성이 주로 지목된다. 자금의 공급자(금융기관)와 자금

1) Gale(1991)은 1980년대에 미국의 민간부문에 공급된 순신용의 1/3 이상이 연방정부에 의해 공급되는 등 정부가 최대의 자금공급자 역할을 담당하고 있었음을 보고하고 있다. 한편, 개발도상국을 비롯한 각국 금융부문에 대한 정부개입의 형태 및 역할과 관련한 개괄적인 논의는 Fry(1995)를 참조할 수 있다.

〈표 1〉 업력별 중소기업의 투자유보 요인의 구성(2004년 5월)

(단위: %)

	창업준비기	창업초기	성장기	성숙기	쇠퇴기
자금조달 곤란	58.0	44.6	40.0	29.7	20.5
경기 불확실성	39.0	45.9	48.2	54.6	54.5
기 타	3.0	9.5	11.8	15.7	25.0

자료: 재정경제부, 『중소기업 실태조사 결과』(2004년 8월)의 관련 내용을 재구성.

의 수요자(중소기업) 간에 정보의 비대칭성이 존재하는 경우 자금시장에는 역선택 및 도덕적 해이 등의 문제로 인해 신용할당이 나타나게 되어 효율적인 자원 배분이 어렵게 되는데, 중소기업의 경우 재무제표의 정기적인 공시 및 외부감사 등이 의무화된 대기업에 비해 공개되는 정보의 양적·질적 수준이 낮기 때문에 자금의 공급자인 은행이 중소기업의 신용위험에 대한 정확한 정보를 획득하기 어려우며, 이에 따라 최적규모보다 적은 자금이 대출되는 시장실패의 전형적인 모습이 나타난다는 것이다. 이와 같은 정보 비대칭성으로 인한 시장실패의 상황에서 중소기업 금융에 대한 정부개입의 필요성이 제기된다.²⁾

이에 따라 중소기업 정책금융은 신용정보의 부재로 민간 금융시장에의 접근이 어려운 창업·초기단계의 기업에 대해 자금지원수단을 이용하여 정보 비대칭성에

따른 부정적 영향을 상쇄하는 역할을 담당하게 된다. 최근인 2004년 5월에 국내 5,309개 중소기업을 대상으로 설문조사한 재정경제부의 『중소기업 실태조사 결과』(2004년 8월)에서도 창업·초기기업일수록 자금조달이 어렵다는 점이 투자를 유보하게 하는 주요인이 되고 있다고 지적(표 1 참조)하고 있는데, 이는 정보 비대칭성에 따른 시장실패 가능성을 제기하는 하나의 예로 이해할 수 있다.

중소기업 정책금융의 필요성을 제기하는 또 다른 시장실패 요인으로서 중소기업이 가지는 외부경제효과가 있다. 일반적으로 외부경제는 사적 비용이 사회적 비용을 상회하거나 사적 편익이 사회적 편익을 하회하는 경우 존재하는데, 이 경우 정부의 개입을 통한 보조금 지급이 정당화될 수 있다. 중소기업의 경우 상당수가 신생기업 또는 혁신적 기업으로서 사회적 기여도가 높을 가능성이 크에도 불

2) 금융시장에 정보 비대칭성이 존재하는 경우 정부개입의 효과에 관한 분석은 Gale(1990, 1991)을 참조할 수 있다. 한편, 이와 같은 정부의 개입은 정부가 금융기관보다 더 많은 정보를 가지지 않는 경우에도 효과를 가질 수 있는데, 이와 관련된 논의는 Stiglitz and Weiss(1981)에서 찾아볼 수 있다.

구하고 위험도가 높아 민간 금융기관으로부터 자금을 공급받지 못하거나 대출 금리가 높게 적용되는 등 사적 비용이 크게 높아지게 되는데, 이때 정부가 개입함으로써 자원배분의 효율성을 제고할 수 있는 것이다.

그러나 중소기업 정책금융에 대한 평가가 긍정적인 것만은 아니라는 점에 주목할 필요가 있다. 특히 경기가 위축될 때마다 중소기업의 수익성이 저하되는 현상이 반복되면서, 중소기업에 대한 정책자금 지원이 통상적인 영업비용부담으로부터 중소기업을 보호하는 데 사용되어 중소기업의 정책의존도를 높이고 경쟁 및 혁신을 저해하는 요인이 되고 있다는 비판도 반복적으로 제기되고 있다.³⁾ 이와 더불어 정책금융을 취급하는 금융기관의 입장에서는 대출심사 등 엄격한 신용위험관리의 유인을 저해하는 요인으

로 작용할 가능성도 지적되고 있다.⁴⁾ 이와 같은 중소기업 정책금융에 대한 부정적 평가는 우리나라에서 중소기업대출의 부실위험이 상대적으로 높게 유지되는 근본적인 원인이 중소기업 정책금융에 있다는 주장의 근거를 제공하고 있다. 따라서 앞으로 중소기업 정책금융의 확대 등 정책결정을 위해서는 이에 대한 평가, 특히 부정적 평가에 대한 명확한 판단이 우선될 필요가 있는 것이다.

이에 본 연구는 개별 중소기업 차원의 미시자료를 이용하여 정책금융의 효과를 평가하는 것을 목표로 한다. 특히 경영성과, 특히 수익성의 제고를 통해 신용위험을 완화하고 궁극적으로 중소기업의 민간 금융시장에 대한 접근성을 강화하는 것을 지원한다는 중소기업 정책금융의 목표가 제대로 달성되고 있는지를 살펴볼 것이다.⁵⁾ 이를 위해 이하에서는 다음

- 3) 재정경제부(2004)도 중소기업의 매출액 증가율, 매출액 영업이익률, 부채비율, 총자산회전율 등을 대기업의 경우와 비교하여 최근 중소기업의 경쟁력이 저하되고 있다고 평가하였으며, 이와 같은 국내 중소기업의 어려움이 경기침체 등 단기적 요인에 더하여 구조적인 문제에도 기인하고 있는데 중소기업에 대한 ‘보호 위주의 자금지원으로 인해 자생력이 취약’해진 것도 최근의 중소기업 문제를 야기하고 있는 금융시장 환경요인의 하나인 것으로 지목하고 있다.
- 4) 이와 같은 부정적 평가도 역시 정책자금 전반에 대한 비판과 무관하지 않은데, 정책자금을 취급하는 금융기관의 도덕적 해이로 인한 위험관리 유인 저하는 물론, 정책자금을 취급하지 않는 금융기관들에게도 간접적으로 부정적인 영향을 미치게 된다는 것이다. 예를 들어, 정책자금의 규모 및 비중이 확대될 경우 민간 금융기관의 대출시장도 그만큼 축소되기 때문에 금융기관들의 시장점유율 경쟁을 심화시키면서 대출심사기준 완화 등을 도모하는 유인을 제공할 수 있다.
- 5) 제II장의 현황설명에서 살펴볼 수 있듯이 우리나라의 중소기업 정책자금은 여러 정부부처에서 다양한 목적으로 지원되고 있는데, 이의 효과를 상세히 파악하기 위해서는 창업, 구조개선, 수출 및 판로확대, 정보화 등과 같이 개별 정책자금 지원사업이 달성하고자 하는 표면적인 목적을 고려할 필요가 있다. 하지만 이들 사업목표는 중소기업의 성장성, 생산성, 안정성 등을 제고하여 궁극적으로는 수익성 등 경영 성과를 높이는 것이라 할 수 있으며, 이는 앞에서 제기한 중소기업 정책금융의 본질적 목표에도 부합되는 것이라 하겠다. 따라서 본 연구는 중소기업의 수익성 개선 정도를 비교함으로써 정책금융에 대한 평가를 시도하고자 한다.

과 같은 순서로 논의를 진행한다. 제II장에서는 우리나라 중소기업 정책금융의 현황을 정리하고, 본 연구에서 사용되는 미시자료의 기초통계량을 제시함으로써 중소기업 정책금융의 특징에 대해 개략적으로 살펴보았다. 제III장에서는 중소기업 경영성과를 판단하기 위한 모형을 설정하고 이를 이용하여 중소기업 정책금융의 효과가 체계적으로 존재하는지 여부에 대한 실증분석을 시도하였다. 마지막으로 제IV장은 결론으로서 실증분석 결과의 정책적 시사점을 제시하였다.

II. 중소기업 정책금융의 현황과 특징

1. 우리나라의 중소기업 정책 금융

우리나라의 경우 중소기업 금융지원정책은 경제발전단계에 따라 다양한 형태로 실시되어 왔다. 이를 간략히 살펴보면, 먼저 정부가 경제개발을 주도하기 시작했던 1960년대에 실시된 바 있는 은행의 중소기업 의무대출비율제도와 특수은

행의 설립을 통한 자금공급확대를 들 수 있다. 특히 중소기업 전담은행으로서의 중소기업은행은 1961년에 설립되었는데, 이는 정부가 대기업 위주의 지원정책을 펴오면서도 중소기업에 대한 금융지원의 필요성을 소홀히 하지 않았음을 시사한다. 다음으로는 중소기업 신용보증형태의 중소기업 금융지원정책을 들 수 있다. 즉, 1970년대에는 은행을 통한 중소기업 금융지원에 있어서 근본적인 문제가 담보력의 부족임을 인식하고 정부의 신용으로 중소기업의 신용위험을 보완함으로써 중소기업이 민간자금을 보다 용이하게 조달할 수 있는 여건을 조성하였는데, 그 결과 신용보증기금이 1976년에 설립되었다.

한편, 정부가 예산을 통해 조달한 자금을 중소기업에 보다 직접적으로 지원한 것은 1980년대부터라고 할 수 있다. 정부는 중소기업진흥기금을 1970년대 말에 설치하고 1980년 이후에는 중소기업 구조조정자금제도를 도입하여 본격적인 중소기업 정책자금을 지원하게 되었는데,⁶⁾ 이와 동시에 의무대출비율제도의 강화, 한국은행 재할인제도에 중소기업 우대제도 도입, 기술신용보증기금의 설립 등을 통해 중소기업 금융지원을 강화하였다.

6) 중소기업 구조조정자금은 중소기업의 기술개발 및 생산성 향상 등을 촉진할 목적으로 지원되었는데, 이와 같은 지원목표는 1980년대 당시 우리 경제가 고도성장과정을 거치면서 중소기업과 대기업 간 불균형 성장문제가 지속적으로 제기되는 가운데 중소기업의 성장을 촉진하고자 우선육성업종의 선정 및 지원, 창업지원, 기술개발 지원, 근대화·협동화 지원, 농공단지 조성 등 중소기업정책이 활성화되고 정책금융지원제도가 중소기업지원 위주로 개편된 것과 배경을 같이한다.

1990년대에는 새로운 제도의 도입을 통한 추가적 중소기업 금융지원보다는 한국은행 재할인제도의 총액한도대출제도 전환, 금융기관의 신용대출 확대 유도, 직접금융시장의 정비 등 중소기업 자금의 가용성 확대를 위해 기존의 제도를 정비하는 데 정책적 노력이 집중되었다. 중소기업 정책금융의 목표도 중소기업의 경영안정 및 경쟁력 강화에 맞추어져 있었는데, 급격한 환경변화에 대한 중소기업의 적응능력을 배양하기 위해 중소기업의 기술개발 및 구조고도화의 촉진, 대기업과 중소기업의 협력강화 및 사업영역 보호, 국제화 촉진, 규제완화 등에 중점을 두고 1993년에 중소기업 구조개선 자금이 설치되었으며, 중소기업 정책금융의 지원방식도 산업별 지원방식에서 기술개발·구조조정 등 기능별 지원방식으로 전환되었다.

이와 같이 다양한 형태로 진화된 우리나라의 중소기업에 대한 금융지원정책은 중소기업 정책자금 및 예산을 이용한 정책금융, 중소기업 전담 특수은행을 통한

자금공급, 신용보증의 제공, 그리고 중앙은행의 중소기업 신용정책 등으로 구분할 수 있다. 이러한 구분은 중소기업에 지원되는 자금의 원천에 따른 구분이라고 할 수 있는데,⁷⁾ 중앙은행이나 특수은행의 중소기업 금융지원 및 신용보증의 제공은 결국 민간 금융기관이 금융시장에서 조달한 자금이 중소기업에 더욱 원활하게 지원되도록 하는 시장중심적(market based) 성격이 강한 반면,⁸⁾ 정책자금 및 예산 등 재정자금을 이용한 중소기업 정책금융은 정부중심적(government based) 성격이 강하다는 차이가 있다.

본 연구에서 분석하고자 하는 중소기업 정책금융은 재정자금, 즉 예산 및 정책자금을 원천으로 하여 주로 용자형태로 지원되는 정책금융으로서 좁은 의미의 중소기업 금융지원정책이라고 할 수 있다.⁹⁾ 하지만 현실적으로 중소기업 정책금융의 범위와 효과를 민간 및 정부의 여타 금융지원정책의 경우와 명확히 구분하기는 매우 어렵다. 먼저 앞에서 언급한 바와 같이 중소기업 정책금융이 민간

7) 정책금융의 재원조성 및 공급경로에 관한 제도 변천 및 추이에 관해서는 김준경(1993)을 참조할 수 있다.

8) 물론 중앙은행의 중소기업 신용정책은 통화발행을 통하여, 특수은행의 경우에는 재정자금을 조달하여 중소기업 정책금융의 창구 역할을 담당하는 부분이 있다는 점에서 민간 금융기관의 금융지원과는 분명한 차이가 있다. 그러나 한국은행의 총액한도대출을 통한 중소기업 지원은 그 구체적 대상이 은행의 상업적 판단에 의해 시장원리에 따라 결정되며, 특수은행의 경우 예금시장에서 민간 금융기관과 경쟁을 통해 조달한 자금을 재정자금과 함께 운용함으로써 중소기업 금융지원을 담당한다는 점에서 본 연구에서의 정책금융과도 차별될 수 있다.

9) 재정자금을 이용한 중소기업 정책금융은 매우 복잡다기하고 다양한 프로그램을 통해 실행되고 있다. 이에 따라 최근 중소기업 정책금융의 운용에 관한 정보제공의 범위를 확대하고자 하는 노력이 강화되어 왔다. 중소기업의 입장에서 필요한 정책금융의 세부내역은 중소기업협동조합중앙회(2004)를 참조할 수 있다.

〈표 2〉 정부부처별 중소기업 정책자금 지원 추이

(단위: 억원)

	2000	2001	2002	2003
중소기업청	25,839	30,573	29,536	34,476
산업자원부	10,430	10,666	9,055	9,518
정보통신부	3,028	4,866	3,792	4,334
과학기술부	749	1,514	2,501	1,806
기타 부처	5,291	5,819	7,350	9,526
합 계	45,337	53,438	52,234	59,660

주: 기타 부처는 농림부, 문화관광부, 환경부, 건설교통부, 해양수산부, 국방부, 보건복지부, 여성부임.
 자료: 중소기업특별위원회.

금융시장에서 나타날 수 있는 시장실패를 보정하는 경제적 기능을 가지며 결국은 중소기업의 성장과 민간 금융기관의 자금공급 확대를 유도하는 것을 목표로 하고 있기 때문이며, 실제로 정책금융을 받는 중소기업들은 대부분 여타 중소기업 금융지원정책의 영향으로 인한 민간 금융기관 자금공급 확대의 혜택을 동시에 누리고 있기 때문이다. 또한 정책기금을 이용하여 중소기업에 자금이 지원되는 경우에도 또 다른 금융지원정책수단인 신용보증을 요구하는 등 여러 정책수단의 효과가 혼재된 상태로 중소기업 정책금융이 실시되는 경우도 있다.

한편, 2003년을 기준으로 하여 최근의 중소기업 정책자금구조를 살펴보면,¹⁰⁾

중소기업 정책자금의 전체 규모는 5조 9,660억 원이며, 12개 부처에서 41종류의 정책자금(53개 사업)이 운용되고 있다. 이들 가운데 중소기업청이 전체의 57.8%인 3.4조 원을 차지하고 중기청, 산자부, 정통부, 과기부 등 주요 4개 부처가 전체 중소기업 정책자금의 84.0%를 운용하고 있다. 중소기업 정책자금의 지원구조를 살펴보면, 자금유형별로는 시설 및 운전 관련 자금이 대부분을 차지하고 있는데, 세부적으로는 시설·운전 겸용자금의 비중이 50.2%, 시설 전용자금과 운전 전용자금의 비중이 각각 10.1%, 15.7%이며, 기술개발 전용자금 등 기술개발 관련 정책자금은 20.4%를 차지하고 있다.

10) 2003년 기준 중소기업 정책자금 현황과 관련된 내용은 중소기업연구원(2003)의 자료를 이용하여 재구성한 것이다.

2. 정책자금 지원자료와 그 특징

가. 중소기업 정책자금 지원자료

본 연구에서는 우리나라 중소기업 정책자금 지원효과를 실증분석을 통해 살펴보기 위하여 중소기업청의 중소기업현황 DB에 수록된 정책자금 지원자료를 이용하였다.¹¹⁾ 분석에 사용된 자료는 중소기업현황 DB에서 추출된 정책자금 지원자료 가운데 1998년부터 2003년까지의 6년간 중소기업 정책자금을 운용하는 12개 부처 주관으로 종업원 300인 미만 중소기업에 1억원 이상의 정책자금을 추천하여 실제 지원된 총 16.7조원 규모인 50,131건의 지원실적이다.¹²⁾ 정책자금 지원자료의 대상 기간을 1998년 이후로 한

정한 것은 중소기업현황 DB의 설치를 위한 논의가 1998년에 시작되었고 2000년 3월에 1차 구축작업이 비로소 완료됨에 따라¹³⁾ 과거 자료의 경우 신뢰성의 문제가 제기될 수 있는데다 외환위기 이후의 기간으로 한정하여 변화된 금융환경하에서 이루어진 정책자금의 지원효과를 분석하는 것이 최근의 상황을 설명함에 있어 보다 정확한 정보를 제공할 것이라고 판단한 데 기인한다.

<표 3>은 본 연구에서 사용된 자료의 대표성을 가늠하기 위해 지원금액을 기준으로 12개 정부부처의 주관하에 집행된 중소기업 정책자금의 연도별 총액과 중소기업현황 DB에서 추출된 자료에 포함되는 중소기업 정책자금 지원실적의 연도별 총액을 비교한 것이다. 먼저 위에서 설명한 기준에 의해 중소기업현황 DB

- 11) 중소기업현황 DB에는 1979년 이후 중앙행정부처 주관으로 정책자금이 지원된 정보가 수록되어 있는데, 중소기업 정책자금 지원의 주관부처, 운영기관, 추천일자, 대출금액, 지원형태(일반융자금, 출연금), 주된 신용보완수단(담보, 신용보증, 신용), 신용보증기관과의 연계 여부, 자금용도(시설자금, 운전자금, 기술개발자금), 자금재원구성(회계, 기금)과 함께 기업체명, 법인번호, 사업자번호, 종업원 수에 관한 정보를 포함하고 있다.
- 12) 중소기업현황 DB의 원본에는 2004년 8월 말 기준으로 731,996개 중소기업에 대한 정보와 132,825건의 정책자금 지원정보가 수록되어 있으며, 이들 중 1998년부터 2003년까지의 지원실적은 26,467개 중소기업에 대한 77,801건이었다. 여기에는 소수이지만 대기업에 지원된 정책자금의 정보가 일부 포함되어 있으며 개인사업자 및 소규모 영세기업에 대한 정책자금 지원정보도 수록되어 있었는데, 본 연구의 목적상 중소기업기본법상의 중소기업 범위에 포함되는 것으로 판단되는 기업들에 대한 지원정보를 분석대상으로 한정했으며 나아가 재무제표의 미비 등으로 정책자금 지원의 효과에 대한 분석이 어렵다고 판단되는 개인사업자에 대한 지원정보 및 지원 추천금액이 1억원 미만인 지원정보는 분석대상에서 제외하였다. 단, 추천금액이 1억원 이상이라고 하더라도 실제로 지원된 정책자금은 1억원을 하회하는 경우가 상당수 발견되었다.
- 13) 중소기업특별위원회와 분과위원회로 1998년 12월에 설치된 중소기업정책자금개혁위원회는 1999년 3월 24일의 1차 회의에서 중소기업정책자금 통합DB를 구축하기로 합의하였는데, 이후 약 1년간의 작업 끝에 2000년 3월 22일에 1차로 구축된 중소기업 정책자금 지원자료를 공공기관을 대상으로 제공하기 시작하였다.

〈표 3〉 분석에 사용된 중소기업 정책자금 지원자료의 비교

(단위: 억원)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
중소기업 정책자금 지원총액	39,088	43,139	45,337	53,438	52,234	59,660
중소기업현황 DB (300인 이하 법인)	25,388 (65.0)	26,694 (61.9)	27,467 (60.6)	33,776 (63.2)	26,589 (50.9)	27,533 (46.2)
D&B Korea 기업DB 재무자료 입수 가능	16,815 (43.0)	16,382 (38.0)	16,581 (36.6)	18,725 (35.0)	12,843 (24.5)	12,994 (21.8)

주: () 안은 12개 부처 주관 '중소기업 정책자금 지원총액'에 대한 비중(%).

에서 추출된 총 16.7조원의 정책자금 지원실적을 연도별로 보면 정부가 발표한 총지원규모의 57% 정도가 포함됨을 알 수 있다. 다만, 2002년 이후에는 예년에 비해 중소기업현황 DB에서 추출된 자료의 비중이 크게 낮아지는 것을 발견할 수 있는데, 이는 최근 소상공인 등에게 지원되는 정책자금의 비중이 증대되어 본 연구에서와 같이 법인기업에 대한 지원자료만을 포함하도록 자료의 구축기준을 설정할 경우 자료에서 제외되는 기업의 수가 많아진 데 기인한 것으로 사료된다.

정책자금 지원자료를 이용하여 실증 분석을 수행하기 위해서는 중소기업현황 DB로 파악되는 개별기업의 정보에 더하여 이들 기업의 산업별 구분 및 지원시점을 전후로 한 기간의 개별기업 재무제표 등 추가적인 정보가 요구되는데, 이를 위해 본 연구에서는 D&B Korea의 기업DB에 수록된 재무제표를 구하여 이용하였

다. 1998년부터 2003년까지 중소기업현황 DB에서 정책자금이 지원된 것으로 나타나는 중소기업 중에서 D&B Korea의 기업DB에 재무제표 관련 정보가 수록된 8,859개 중소기업들에 대해서는 26,081건의 정책자금 지원이 있었으며, 금액으로는 총 9.4조원으로서 12개 부처 중소기업 정책자금 지원실적의 1/3 정도에 해당된다. <표 3>에 나타나는 바와 같이 재무자료 입수 가능 여부에 의해 재구성된 자료의 비중도 최근 들어 감소하는 것을 발견할 수 있는데, 이 또한 위에서 언급한 바와 같이 소상공인에 대한 정책자금 지원의 비중이 증가한 데 기인하는 것으로 사료된다.

한편, D&B Korea의 기업DB에 수록된 중소기업들 중에서도 재무제표가 불완전하여 개별기업의 재무상황에 대한 충분한 정보를 얻을 수 없는 기업들이 있었는데, 이를 제외할 경우 6,628개 중소기업

<표 4> 중소기업 정책자금 지원자료의 기초통계량 비교

(단위: 억원, 명)

	대출총액		종업원 수	
	중소기업현황 DB	최종 자료	중소기업현황 DB	최종 자료
관측치(건)	50,131	21,614	50,131	21,614
최댓값	200.0	177.8	300	300
중간값	2.3	2.7	30	54
최솟값	0.01	0.01	0	0
평균	3.3	3.7	49.4	75.5
표준편차	4.0	4.28	55.2	65.2

주: ‘중소기업현황 DB’는 처음 입수한 중소기업현황 DB자료(1998~2003년)의 기초통계량이며, ‘최종 자료’는 D&B Korea의 기업DB에 재무자료가 수록된 기업들 중 관찰하고자 하는 재무정보의 수록이 불완전한 기업들을 제외한 이후 정리된 분석대상 자료의 기초통계량임.

에 지원된 21,614건의 정책자금 지원실적이 남았으며, 지원금액 기준으로는 8.0조 원이 이에 해당되었다. <표 4>는 결측치 등 재무정보가 불완전한 기업들에 대한 지원정보를 제외하여 최종적으로 구성된 자료를 본래의 중소기업현황 DB자료와 비교하기 위해 정책자금 지원금액과 지원된 중소기업의 종업원 수를 대상으로 기초통계량을 제시한 것이다.

나. 정책자금이 지원된 중소기업들의 특징

아래에서는 중소기업 정책금융의 효과를 판단하기 위한 구체적인 분석에 앞서, 1998년부터 2003년까지의 6년간을 대상으로 하여 각 연도 말의 재무제표를 입수할 수 있는 중소기업들을 정책자금이 지

원된 중소기업(지원기업)들과 정책자금이 지원되지 않은 중소기업(비지원기업)들로 구분하고 이들의 평균적 경영지표를 비교함으로써 지원기업들의 특징을 파악하고자 한다.

<표 6>, <표 7>, <표 8>은 기업의 경영성과를 나타내는 주요 재무비율들의 평균을 지원기업들과 비지원기업들의 그룹으로 나누어 정리한 것이다. 매년 거시경제적 상황에 따라 기업의 경영성과에 차이가 있을 것이라는 점을 고려하여 연도별로 구분하여 재무비율들의 평균을 구하였는데, 정책자금이 지원된 기업들이 주로 제조업, 도소매업 및 일부 서비스업에 속한다는 점을 반영하여 각 비율들의 평균은 이들 산업군에 속하지 않는 기업들을 모두 제외한 지원기업 그룹과 비지원기업 그룹을 이용하여 계산하였다.¹⁴⁾

<표 5> 실제 지원자료의 비교를 위해 사용된 중소기업의 개수

(단위: 개)

연 도	전 체		업력 3년 이하		업력 4년 이상	
	지원기업	비지원 기업	지원기업	비지원 기업	지원기업	비지원 기업
1998	2,127	8,964	448	2,244	1,679	6,720
1999	1,774	10,280	464	2,826	1,310	7,454
2000	1,333	9,832	348	2,779	985	7,053
2001	1,182	10,717	304	3,101	878	7,616
2002	856	11,675	249	3,141	607	8,534
2003	836	8,844	143	1,671	693	7,173

주: 정책자금이 지원된 기업들이 주로 제조업, 도소매업 및 일부 서비스업을 영위하는 기업임을 고려하여 이들 산업에 속하는 기업들만을 대상으로 개수를 구하였음.

<표 5>는 아래의 계산에 사용된 중소기업의 개수를 나타내고 있다.

또한 아래의 표들은 각각 해당 연도를 기준으로 하여 업력이 3년 이하인 기업(초기기업)들과 4년 이상인 기업(기존기업)들로 구분하여 중소기업들의 평균 재무비율들을 보고하고 있는데, 평균의 차이를 확인하기 위한 t-검정 통계량을 같이 보고하였다.¹⁵⁾ 이와 같이 업력을 기준으로 구분한 것은 창업·초기단계에서

정책자금을 지원받은 중소기업들의 경영지표들이 유사한 업력을 가진 비지원기업들에 비해 어떻게 차이가 나는지, 그리고 설립 후 일정 기간이 경과된 기업들 중에서 지원기업들과 비지원기업들 간에 경영지표들의 차이가 발견되는지를 살펴보기 위한 것이다.

먼저 <표 6>에는 총자산 대비 영업이익률의 평균치들이 정리되어 있는데,¹⁶⁾ 2000년 이전에는 정책자금이 지원된 중

14) 평균의 계산에 포함되거나 제외되는 중소기업들의 산업별 분류기준은 제Ⅲ장의 실증분석을 위한 자료의 설명에서 보다 상세히 언급할 것이다.

15) 초기기업과 기존기업의 구분에 대해 정해진 규칙은 없다. 다만, 4년 이하와 5년 이상으로 업력을 구분하여 비교한 결과는 여기에 제시된 것과 크게 다르지 않아 별도로 보고하지 않았다. 또한 2년 이하 3년 이상으로 구분하는 것도 가능하지만 초기기업의 샘플이 더 작아진다는 점과 창업 후 만 3년이 안 되는 기업을 기존기업으로 분류하는 것이 합리적이지 않다는 점 등을 감안하여 고려하지 않기로 하였다.

16) 영업이익률은 총자산 규모에 대비한 영업이익의 비율로 정의된다. 통상적인 영업이익률은 매출액에 대한 영업이익의 비율로 정의되지만, 여기에서는 중소기업들이 경영활동을 통해 자산을 얼마나 효율적으로 사용하였는가를 측정하기 위해 ROA와 유사한 개념인 총자산 대비 영업이익률을 이용하였으며 이는 제Ⅲ장의 실증분석에서도 동일하게 적용된다. 그런데 ROA와 같이 분자에 당기순이익을 사용하지 않은 것은 기업의 금융비용이 영업외비용으로 계상됨에 따라 당기순이익에 즉각적인 영향을 미친다는 문제가 있기 때문에 정책금융이 기업의 수익구조에 미치는 영향을 측정하는 데 있어서 영업이익을 사용하

<표 6> 총자산 대비 영업이익률의 비교

(단위: %)

연 도	전 체		업력 3년 이하		업력 4년 이상	
	지원기업	비지원기업	지원기업	비지원기업	지원기업	비지원기업
1998	6.73 (0.26)	5.24 (0.48)	4.34 (0.78)	4.56 (1.53)	7.36 (0.25)	5.41 (0.40)
	t=2.72***		t=-0.13		t=4.14***	
1999	6.55 (0.24)	5.84 (0.18)	4.35 (0.69)	4.43 (0.37)	7.34 (0.21)	6.34 (0.20)
	t=2.38**		t=-0.11		t=3.38***	
2000	4.74 (0.34)	4.01 (0.03)	0.41 (0.98)	3.71 (0.06)	6.26 (0.29)	4.34 (0.04)
	t=2.12**		t=-3.37***		t=6.48***	
2001	2.98 (0.42)	4.11 (0.02)	-2.02 (1.25)	3.85 (0.04)	4.71 (0.34)	4.32 (0.04)
	t=-2.69***		t=-4.70***		t=1.12	
2002	2.72 (0.50)	3.65 (0.25)	0.07 (1.22)	1.47 (0.54)	3.81 (0.49)	4.40 (0.28)
	t=-1.66*		t=-1.05		t=-1.05	
2003	2.19 (0.65)	3.20 (0.21)	2.97 (1.29)	2.03 (0.66)	2.03 (0.74)	3.42 (0.21)
	t=-1.48		t=0.65		t=-1.81**	

주: 1) 정책자금이 지원된 기업들이 주로 제조업, 도소매업 및 일부 서비스업을 영위하는 기업임을 고려하여 이들에 속하는 기업들만을 대상으로 평균을 계산하였음.

2) () 안은 표준오차.

3) t값은 평균의 차이가 0이라는 귀무가설에 대한 통계량이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant)함을 의미함.

소기업의 영업이익률이 상대적으로 높게 나타났으나 2001년과 2002년에는 반대로 지원기업에 비해 비지원기업의 영업이익률이 높은 것으로 나타났다. 이와 같은 경향은 비교적 중견기업이라고 할 수 있

는 업력 4년 이상인 중소기업들에서는 물론 창업단계 또는 비교적 초기단계라고 할 수 있는 업력 3년 이하인 중소기업들에서도 나타나고 있다. 특히 초기기업의 경우 2000년과 2001년에 비지원기업

는 것이 더 좋은 지표라고 판단했기 때문이다. 한편, 매출액 대비 영업이익률을 이용하여 <표 6>을 재구성해 보았으나 결과가 크게 다르지 않아 보고를 생략하였다.

<표 7> 차입금의존도의 비교

(단위: %)

연 도	전 체		업력 3년 이하		업력 4년 이상	
	지원기업	비지원 기업	지원기업	비지원 기업	지원기업	비지원 기업
1998	46.85 (0.53)	43.94 (1.66)	49.91 (1.02)	42.48 (0.71)	46.03 (0.61)	44.40 (2.22)
	t=1.67*		t=5.98***		t=0.71	
1999	41.21 (0.45)	40.66 (1.39)	43.43 (0.98)	38.18 (0.53)	40.42 (0.49)	41.54 (1.92)
	t=0.37		t=4.71***		t=-0.56	
2000	39.47 (0.53)	23.09 (0.06)	41.79 (1.18)	22.33 (0.05)	38.65 (0.59)	24.26 (0.13)
	t=30.62***		t=16.54***		t=24.02***	
2001	41.75 (0.60)	24.09 (0.05)	42.78 (1.23)	23.49 (0.04)	41.40 (0.68)	24.97 (0.10)
	t=29.44***		t=15.61***		t=23.85***	
2002	46.51 (0.67)	40.61 (0.35)	49.79 (1.35)	42.53 (0.54)	45.16 (0.76)	39.93 (0.44)
	t=7.83***		t=5.00***		t=5.99***	
2003	45.71 (0.82)	42.41 (0.60)	50.35 (1.96)	48.02 (1.95)	44.76 (0.90)	41.13 (0.59)
	t=3.25***		t=0.84		t=3.37***	

- 주: 1) 정책자금인 지원된 기업들이 주로 제조업, 도소매업 및 일부 서비스업을 영위하는 기업업을 고려하여 이들에 속하는 기업들만을 대상으로 평균을 계산하였음.
 2) () 안은 표준오차.
 3) t-값은 평균의 차이가 0이라는 귀무가설에 대한 통계량이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의 수준에서 통계적으로 유의(statistically significant)함을 의미함.

의 영업이익률이 통계적으로 유의한 수준에서 상대적으로 높게 나타났고, 기존 기업의 경우에는 2000년 이전에 지원기업의 영업이익률이 높게 나타났으나 그 이후에는 별다른 차이를 보이지 않다가 2003년에 비지원기업의 영업이익률이 상대적으로 높게 나타나고 있었다.

다음으로 <표 7>에는 평균 차입금의존도가 정리되어 있는데,¹⁷⁾ 전반적으로 지원기업과 비지원기업 간에 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았던 차입금 의존도가 2000년부터 지원기업들에서 상대적으로 높게 나타남을 관찰할 수 있다. 업력 3년 이하의 기업들에서는 지원기업

17) 차입금의존도는 단기차입금, 유동성장기부채, 장기차입금의 합으로 구성되는 차입금 규모를 총자산으로 나누어 구하였다.

의 차입금의존도가 대부분의 경우에 높게 나타나고 있는데, 이는 재무구조가 건실하지 않은 중소기업에 정책자금이 지원되었다는 것을 의미할 수 있으나 다른 한편으로는 자산규모가 상대적으로 작은 창업·초기단계의 기업들이 정책자금을 용자형태로 지원받음에 따라 차입금 규모가 크게 증가한 데 기인하는 것일 수도 있다. 한편, 업력 4년 이상 중소기업들의 차입금의존도는 업력을 구분하지 않고 비교한 결과와 유사한 모습을 나타내고 있었다.

마지막으로 <표 8>에는 중소기업들의 평균 금융비용부담률이 정리되어 있는데,¹⁸⁾ 업력의 차이를 고려하지 않은 전체 기업들의 비교에서는 2000년과 2001년의 경우 지원기업의 금융비용부담률이 높았지만 이들 연도를 제외한 기간에서는 지원기업의 금융비용부담률이 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 업력을 기준으로 기업들을 구분한 경우에도 업력 3년 이하의 기업들 중에서 지원기업의 금융비용부담률이 2000년과 2001년에만 상대적으로 유의하게 높았으며 1998년과 2003년에는 오히려 낮았는데, 앞에서 초기기업들 중에서 전반적으로 지원기업들의 차입금의존도가 높게 나타났음을 고려할 때, 이는 2000년과 2001년을 제외한 연도에 이들 중소기업의 금융비

용부담이 정책자금의 지원에 의해 지원기업 수준 이상으로 낮아진 것을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 업력 4년 이상의 기존기업들에서는 초기기업의 경우와 반대로 2000년과 2001년을 제외한 기간에서 지원기업들의 금융비용부담률이 유의하게 낮은 것으로 나타났는데, 이러한 모습 역시 앞에서 살펴본 바와 같이 최근 들어 기존기업 중 지원기업들의 차입금의존도가 유의한 수준에서 높았음을 감안하면 저리의 정책자금의 지원으로 이들 기업의 금융비용부담이 낮게 나타남을 시사하는 것으로 볼 수 있다.

이상의 비교에서 볼 때, 정책자금이 지원된 중소기업들은 대체로 차입금의존도가 높은 반면 금융비용부담률이 상대적으로 낮게 나타나는 경향이 있음을 알 수 있으며, 물론 2000년과 2001년의 초기기업들과 같은 예외가 있으나, 이는 정책자금 지원에 따른 기업의 금융비용 절감효과가 존재할 수도 있음을 시사한다. 하지만 지원기업들의 영업이익률을 비교한 결과는 2001년 이후에 지원기업들의 경영성과가 상대적으로 좋지 않음을 나타내고 있었다. 특히 업력 4년 이상인 기존기업들의 경우에는 이들 중에서 정책자금이 지원된 중소기업의 금융비용부담률이 최근 들어 유의하게 낮아지는 경향을

18) 금융비용부담률은 이자비용을 총매출액으로 나누어 구하였다.

〈표 8〉 금융비용부담률의 비교

(단위: %)

연 도	전 체		업력 3년 이하		업력 4년 이상	
	지원기업	비지원 기업	지원기업	비지원 기업	지원기업	비지원 기업
1998	6.71 (0.18)	11.54 (1.40)	5.97 (0.64)	8.40 (39.05)	6.91 (0.15)	12.63 (1.86)
	t=-3.42***		t=-2.34**		t=-3.06***	
1999	4.44 (0.59)	8.80 (1.21)	6.08 (2.23)	5.10 (0.73)	3.86 (0.08)	10.25 (1.66)
	t=-3.23***		t=0.42		t=-3.83***	
2000	5.32 (1.23)	1.53 (0.22)	11.50 (4.69)	1.00 (0.07)	3.13 (0.08)	2.27 (0.49)
	t=3.03***		t=2.24**		t=1.73*	
2001	6.39 (1.37)	3.09 (0.31)	8.90 (2.47)	2.89 (0.29)	5.52 (1.64)	3.45 (0.58)
	t=2.35**		t=2.42**		t=1.19	
2002	4.45 (0.71)	7.97 (1.29)	7.47 (2.39)	12.34 (2.72)	3.20 (0.19)	6.40 (1.47)
	t=-2.39**		t=-1.34		t=-2.15**	
2003	3.32 (0.19)	6.53 (0.93)	4.95 (0.96)	11.05 (3.47)	2.98 (0.12)	5.51 (0.82)
	t=-3.40***		t=-1.69*		t=-3.08***	

주: 1) 정책자금이 지원된 기업들이 주로 제조업, 도소매업 및 일부 서비스업을 영위하는 기업임을 고려하여 이들에 속하는 기업들만을 대상으로 평균을 계산하였음.

2) () 안은 표준오차.

3) t-값은 평균의 차이가 0이라는 귀무가설에 대한 통계량이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의 수준에서 통계적으로 유의(statistically significant)함을 의미함.

나타냄에도 불구하고 영업이익률이 저하되고 있음은 경쟁 및 혁신 유인 저해 등 중소기업 보호적인 정책금융의 부작용을 의미한다고 할 수 있다.

그러나 앞에서 언급한 바와 같이 위의 표들은 중소기업 정책자금의 효과에 대한 구체적 분석에 앞서 정책자금이 지원된 중소기업들의 특징을 개략적으로 파

악하기 위한 것에 불과하므로 그 해석에 주의를 기울일 필요가 있다. 특히 정책자금이 지원된 연도말 기준의 재무제표에 나타나는 비율을 비교한 것으로서 정책자금이 1년 미만의 단기에만 효과를 나타낸다고 할 수는 없을 것이며, 다른 한편으로는 정책자금이 상대적으로 수익성이 낮았던 기업에 지원된 결과라고도 할

수 있다. 또한, 위의 분석에서 비지원기업으로 분류된 중소기업들 중에는 당해 연도에 정책자금이 지원되지 않았더라도 과거에 지원받은 경험이 있는 기업이 포함되어 있다는 한계도 있다. 따라서 중소기업 정책자금 지원의 장기 효과를 파악하기 위해서는 분석대상 표본을 재구성함과 동시에, 수익성 개선 정도의 차이가 정책자금 지원 이전에 개별기업이 가졌던 특성에 의한 것인지 중소기업 정책자금이 지원된 결과인지를 구분할 수 있도록 모형을 설정하는 등 보다 엄밀한 실증분석이 필요하다고 하겠다.

III. 중소기업 정책금융효과의 실증분석

본장에서는 중소기업 정책금융의 순기능 또는 부작용에 대한 판단을 위해 실제로 중소기업 정책자금의 지원을 받은 기업들의 재무제표를 이용한 실증분석을 시도한다. 실증분석은 Ashenfelter(1978)에서 제시된 정책효과 분석방법을 이용하여 중소기업이 정책자금을 지원받았는지 여부를 기준으로 다음의 두 가지 가설을

검증하는 방식으로 진행되었다.

첫째, 정책자금이 지원된 중소기업의 경우 지원되지 않은 중소기업들보다 수익성이 상대적으로 양호하게 개선되었다는 가설을 검증하고자 하였다. 즉, 정책자금을 지원함으로써 신용의 축적이 미흡하여 금융시장에의 접근이 어려웠던 중소기업이 보다 나은 수익성 및 재무구조를 가질 수 있도록 한다는 중소기업 정책금융의 본래 목적이 제대로 수행되고 있는가를 평가하는 것이다.¹⁹⁾

둘째, 정책자금을 지원받은 중소기업들 중에서도 창업·초기단계 기업들의 수익성 개선효과가 상대적으로 크다는 가설을 검증하고자 하였다. 중소기업 정책금융이 일반적인 정책금융과 차별되는 특성은 상대적으로 규모가 작은 기업에 대해 정책자금을 공급한다는 것이며, 이의 보다 근본적인 이유는 규모가 작은 기업들이 주로 창업 이후의 업력이 길지 않아 민간 금융기관들이 대출심사과정에서 요구하는 정보를 제공하지 못해 충분한 자금을 공급받지 못할 가능성이 존재한다는 데 있다. 따라서 업력의 차이에 따라 정책자금이 지원된 중소기업들을 구분하고, 과연 창업·초기단계의 중소기업들에 대한 정책금융의 효과가 더욱 크

19) 본장에서 진행될 실증분석에 있어서는 검증의 대상이 되는 귀무가설을 ‘정책자금이 지원된 중소기업들과 지원되지 않은 중소기업들의 수익성은 동일하다’고 하는 것이 통계적 엄밀성 측면에서 보다 타당한 표현일 것이다. 두 번째 가설의 경우에도 이와 유사한 표현이 더욱 타당하다고 할 수 있는데, 검증의 가설들을 본문에서와 같이 표현한 것은 단지 설명의 편의를 위한 것임을 밝혀둔다.

게 나타나는가를 분석해보고자 하는 것이다.

1. 중소기업 정책자금 지원의 일반적 효과

본절에서는 중소기업 정책자금의 지원이 기업의 수익성에 독립적이고 체계적인 영향을 미치는 요인으로 작용하는지 여부에 대한 검증을 시도한다. 즉, 정책자금을 지원받은 중소기업의 장기적인 경영성고가 정책자금이 지원되지 않은 중소기업에 비해 제고되는지를 알아보기 위해 정책자금 지원 여부와 기업의 수익성 지표 간의 단순한 관계를 살펴보고, 나아가 기업의 수익성 추정에 사용될 수 있는 변수들의 영향을 제거한 이후에도 그러한 관계가 계속 유지되는지 여부를 분석한다.

물론 민간 금융기관을 통해 자금을 조달하는 것보다 상대적으로 금리가 낮은 정책자금이 중소기업들에 지원될 경우, 이들 기업이 금융비용부담을 줄이고 보다 나은 수익성을 나타내도록 하는 효과가 존재할 것이다. 그러나 아래에서 제시되는 분석의 목적은 이와 같은 통상적인 경로를 통한 정책자금 지원의 효과 이외에 생산기술 등 경쟁력의 제고를 통해 정책자금을 지원받은 중소기업이 수익성을 보다 빠르게 개선시키는가를 살펴보는 데 비중을 두고 있다.

가. 추정모형

중소기업의 수익성을 설명하기 위해 본 연구에서 채택한 실증모형은 아래의 식 (1)과 같이 기업과 시간에 대한 고정 효과를 가정한 패널모형(fixed effect panel model)의 형태를 가진다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \sum_{j=0}^k \beta_j^A (A_{it})^j + \varepsilon_t + u_{it} \quad (1)$$

여기에서 y_{it} 는 시점 t 에서 기업 i 의 수익성 지표이고, x_{it} 는 시점 t 에서 기업 i 의 수익성에 대한 통제변수들(control variables), ε_t 는 시점에 따라 변하지는 않지만 개별 중소기업의 특성에 수익성이 영향을 받는 부분의 효과, ε_t 는 모든 중소기업에 동일한 영향을 미치는 시간 효과를 나타내며, u_{it} 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 이며 독립적이고 동일한 분포를 가지는 확률적 교란항이다. 한편, A_{it} 는 시점 t 에서 기업 i 의 업력을 나타내는 변수인데, 본 모형에서는 정책자금의 지원이 중소기업의 수익성에 미치는 영향을 분석함에 있어 중소기업의 업력이 수익성에 미치는 영향을 명시적으로 고려하고자 하였다. 업력은 기업의 수익성에 영향을 미칠 수 있는 축적된 사업 경험 및 안정성, 인지도 등을 함축적으로 표현할 수 있는 변수이다.²⁰⁾

이와 같은 중소기업의 수익성 추정모

형을 이용하여 정책자금의 지원효과를 파악하기 위해서는 아래의 식 (2)와 같이 정책자금이 지원된 중소기업의 수익성 모형에 동 효과를 명시적으로 고려할 필요가 있다.

$$\begin{aligned}
 y_{it} = & \alpha + \beta x_{it} + R_t p_i \\
 & + \sum_{j=0}^k \beta_j^A (A_{it})^j + \varepsilon_i \\
 & + \varepsilon_t + u_{it} \quad (2)
 \end{aligned}$$

식 (2)에서는 정책자금의 지원효과를 나타내는 R_t 를 포함하고 있는데, 정책자금 지원의 목적과 관련한 일반적인 예측은 $R_t > 0$, 즉 정책자금이 지원된 기업의 수익성이 그렇지 않은 기업에 비해 상대적으로 양호하다는 것이다. 그리고 위의 식에서 p_i 는 중소기업 정책자금 지원변수인데, 중소기업들의 수익성을 비교하고자 하는 시점(t)에 상관없이 정책자금이 지원된 시점을 기준으로 하여, 지원된 기업의 경우 1의 값을 가지며 지원되지 않은 경우 0의 값을 가지는 더미 변수로 설정되거나, 지원된 정책자금에 대한 상세한 정보를 보다 충실히 사용하여 수익성에 미치는 차별화된 효과를 분

석하기 위해 정책자금 지원금액의 상대적 크기를 나타내는 변수로 설정될 수 있다. 아래의 분석에서는 식 (2)로 표현된 추정모형을 일정 시점에서 정책자금을 지원받은 기업들과 지원받지 않은 기업들의 자료에 적용하여 그 효과를 비교하고자 한다.

나. 변수의 선택

본 연구에서는 중소기업의 수익성을 나타내는 지표로서 총자산을 이용한 영업이익률을 이용하였다. 기업의 경영성과를 분석한 연구에서는 일반적으로 수익성 지표로서 주가수익률 및 자본수익률(ROE) 등이 이용되고 있다. 그러나 본 연구의 분석대상인 중소기업들의 경우, 특히 정책자금이 지원된 정도의 상황에 있는 중소기업들은 대부분 주식이 없거나 주식이 있더라도 주가를 파악할 수 없는 기업들이므로 주가수익률을 이용하는 것이 불가능하였으며, 자산수익률과 자본수익률의 계산에 주로 사용되는 당기 순이익의 경우 앞의 제II장에서 설명한 바와 같이 정책금융 지원에 따른 금융비

20) 사업경험, 인지도 등 기업의 과거 실적과 관련된 요인들이 현재의 수익성에 미치는 영향을 파악하려는 의도는 모형의 종속변수인 수익성 지표의 시차항들(lagged terms)을 독립변수에 포함시켜 자기회귀형(autoregressive) 모형을 구성함으로써도 달성할 수 있다. 특히 기업의 업력을 다항식(polynomial)의 형태로 구성한 것은 업력이 수익성에 미치는 긍정적 효과가 비선형적으로 나타날 수 있음을 고려한 것이다. 예를 들어, 1차 자기회귀모형인 $y_t = \alpha + \beta y_{t-1}$ 에서 구해지는 y_t 값이 $0 < \beta < 1$ 그리고 $y_0 < \alpha / (1 - \beta)$ 의 조건하에서 $\alpha / (1 - \beta)$ 에 아래로부터 점진적으로 접근하는데, 이와 같은 효과는 시간의 경과를 나타내는 변수를 다항식으로 구성함으로써 유사하게 표현할 수 있다.

용 변화에 즉각적으로 반응한다는 단점이 있기 때문에 일반적인 개념의 수익성 지표보다는 총자산 대비 영업이익률이 중소기업의 경영성과분석에 우월한 것으로 판단되었다.²¹⁾

한편, 정책자금이 지원된 중소기업들이 경쟁력 제고 등을 통해 수익성을 개선시키는지를 보다 엄밀하게 살펴보기 위해서는 수익성에 대한 통제변수로서 차입금의 존도 등 기업의 재무변수들을 포함할 필요가 있다. 이러한 고려를 거쳐 최종적으로 중소기업들의 수익성에 미치는 영향을 통제하기 위해 채택된 통제변수들은 자산총계(AST), 자본금(CAP), 차입금의존도(BOR), 경비비율(OHCR)이다.²²⁾

먼저, 자산총계(AST)는 기업의 규모(size) 자체가 경영성과에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위해 독립변수로 포함되었는데, 규모가 상대적으로 큰 기업이 가질 수 있는 여러 가지 영업상의 이점을 고려할 때 자본금에 대한 계수 추정치의 부호는 양(+)이 될 것으로 기대된다.

자본금(CAP)은 사업주 또는 주주가 출

자한 자금으로서 중소기업 경영주(owner)의 기여자금으로 표현되는 경영태도의 변화가 기업수익성의 변화에 미치는 영향을 통제하기 위해 포함되었는데, 실제 기업경영에 있어서는 경영환경 호전으로 사업을 확장할 유인이 생기는 경우와 일시적으로 악화된 경영환경을 극복하기 위한 경우 모두 자본금을 증가시키는 경향이 있기 때문에 자본금의 추정계수가 어떤 부호를 가질 것인지를 사전적으로 예측하기는 어렵다고 하겠다.

차입금의존도(BOR)는 기업의 재무건전성을 측정하기 위한 지표로서 단기차입금, 유동성장기부채, 장기차입금의 합으로 구성되는 차입금 규모를 자산총계로 나누어 구하였다.²³⁾ 차입금의존도의 상승은 기업의 재무건전성을 악화시키는 요인이 되기 때문에 수익성을 저해시킬 것으로 기대된다. 그리고 경비비율(OHCR)은 판매비 및 관리비를 총매출액으로 나누어 구하였는데, 이는 기업의 경영효율성을 나타내는 지표로 해석할 수 있으며, 동 비율이 비용과 관련되어 있다는 점을

21) 예를 들어, 민간 금융기관을 통해 자금을 조달하는 경우보다 상대적으로 낮은 금리가 적용되는 정책자금이 중소기업들에 지원되면 이들 중소기업의 금융비용부담이 상대적으로 줄어들 것이며, 이는 영업의 비용을 감소시켜 정책자금이 지원된 중소기업의 ROA가 유사한 조건의 다른 중소기업들보다 높게 나타날 가능성이 있다.

22) 이와 같이 중소기업 수익성 추정모형에 사용된 통제변수들은 10,000여개 중소기업들을 대상으로 2000년부터 2003년까지 각 연도별 재무제표를 이용하여 횡단면(cross-section)분석을 실시한 결과를 토대로 선정되었다.

23) 일반적인 재무건전성 지표로는 부채비율이 이용되지만, 여기에는 매입채무, 부채성 총당금 등 영업과정 또는 경영상황의 변화에 따라 일시적으로 크게 변동할 수 있는 요인들이 고려되지 않는다는 점을 고려하였다.

고려할 때 추정계수의 값이 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대할 수 있을 것이다.

한편, 아래에 소개될 모든 모형의 추정에서는 분석의 대상이 되는 모든 중소기업에 대해 표준산업분류(SIC)코드를 이용하여 구분된 산업군에 따른 더미변수들을 부여하였다. 산업군은 총 8개로 분류하였는데, 먼저 제조업(D)에 속하는 중소기업들의 경우에는 기술집약도를 감안하여 저기술(D1), 중저기술(D2), 중기술(D3), 중고기술(D4), 고기술(D5) 제조업의 5개 산업군으로 나누었으며,²⁴⁾ 도소매업(G) 및 서비스업(M)을 개별 산업군으로 분류하였다.²⁵⁾ 또한 비제조업 중소기업 중에서 기업 수를 기준으로 볼 때 별도로 산업군으로 표현될 수 없다고 판단되는 기업들은 기타 산업군으로 분류하였다. 이들 8개 산업군에 소속된 중소기업들에 대해서는 각각 순서대로 IND1에서 IND8까지의 8개 더미변수가 부여되었다.

이와 같이 산업군을 분류하고 더미변수를 부여하여 추정에 포함시킨 것은 정책자금이 지원된 중소기업들과 지원되지

않은 중소기업들의 산업별 분포가 다를 수 있는데, 이러한 산업별 분포의 차이에 의해 추정의 결과가 좌우되는 것을 예방하기 위한 조치이다. 또한 정책자금이 지원된 중소기업들이 주로 제조업, 도소매업, 서비스업에 속하는 경향이 있지만 정책자금이 지원되지 않은 중소기업들의 경우에는 제조업, 도소매업, 서비스업에 속하지 않는 기업이 많다는 점도 고려할 필요가 있었다. 이러한 산업별 구성의 차이를 고려하지 않을 경우 정책자금이 지원된 중소기업 그룹과 지원되지 않은 중소기업 그룹들 간의 비교에서 표본구성의 문제가 제기될 수 있기 때문이다. 따라서 아래의 분석에서는 이와 유사한 산업별 구조의 차이에 따른 표본구성의 문제가 추정결과를 왜곡할 가능성을 최소화하기 위해 중소기업들 중에서 제조업, 도소매업, 서비스업에 속하는 기업들만을 대상으로 추정작업을 진행하였다.

24) 기술집약도에 따른 제조업의 산업군 분류는 OECD의 분류기준을 참고하였는데, 저기술(D1) 제조업에는 음·식료품 제조업, 담배 제조업, 섬유제품 제조업, 가죽·가방 및 신발 제조업, 목재 및 나무제품 제조업, 종이제품 제조업, 출판·인쇄 및 기록매체 복제업, 가구 및 기타제품 제조업이, 중저기술(D2) 제조업에는 코크스·석유정제품 제조업, 화합물 및 화학제품 제조업, 고무 및 플라스틱제품 제조업, 비금속광물제품 제조업, 제1차 금속산업, 조립금속제품 제조업, 재생용 가공원료 생산업이, 중기술(D3) 제조업에는 기계 및 장비 제조업, 전기기계 및 전기변환장치 제조업이, 중고기술(D4) 제조업에는 자동차 및 트레일러 제조업, 기타 운송장비 제조업이, 고기술(D5) 제조업에는 컴퓨터 및 사무용 기기 제조업, 전자부품·영상·음향 및 통신장비 제조업, 의료·정밀·광학기기 및 시계 제조업이 각각 포함된다.

25) 서비스업(M) 산업군에는 정보처리 및 기타 컴퓨터 운영 관련업, 연구 및 개발업, 전문과학 및 기술 서비스업, 사업지원 서비스업이 포함된다.

〈표 9〉 Ashenfelter(1978)의 분석방법 이용 예시(T=직업훈련 실시연도)

		기준연도		
		T-1년	T-2년	T-3년
비교연도	T-2년	-	-	지원 2년 전 상태
	T-1년	-	지원 1년 전 상태	지원 1년 전 상태
	T년	당해연도 효과	당해연도 효과	당해연도 효과
	T+1년	1년 후 효과	1년 후 효과	1년 후 효과
	T+2년	2년 후 효과	2년 후 효과	2년 후 효과
	T+3년	3년 후 효과	3년 후 효과	3년 후 효과

다. 추정

중소기업 정책자금 지원된 기업과 지원되지 않은 기업들 간의 수익성 개선 성과 비교는 미국정부의 직업훈련 프로그램의 효과를 분석한 Ashenfelter(1978)에서 제시된 방법을 이용하여 수행되었다.²⁶⁾ 동 분석방법은 직업훈련 전을 기준연도로 설정하고 기준연도 이후로 설정된 비교연도를 바꾸어가면서 직업훈련의 장기적 효과를 살펴보는 것이다. <표 9>는 Ashenfelter(1978)의 분석방법을 예시하고 있는데, 직업훈련이 실시된 연도를 T년이라고 하고 기준연도를 T-1년, T-2년, T-3년으로 설정한 후 임금변화를 측정하기 위한 비교연도를 각 기준연도 이

후로 이동시키면서 직업훈련 이후 상대적인 임금변화를 측정한다. 여기서 비교연도를 직업훈련이 실시된 연도(T년) 이전으로 설정할 경우에는 모든 근로자들이 직업훈련을 받기 이전이지만 T년에 직업훈련을 받을 근로자들이 그 이전에 임금이 상대적으로 낮았던 근로자들이었는지 등 정책이 집행되기 이전의 수혜자들의 특성 등을 파악하기 위한 것이다.

중소기업 정책자금 지원된 기업(지원기업)들과 지원되지 않은 기업(비지원기업)들의 경영성과 비교를 통해 정책자금의 지원효과를 분석한다는 본 연구의 목표를 수행하기 위한 모형의 추정도 정책자금 지원된 연도(지원연도)에 따라 중소기업들의 자료를 구분하고, 비교의

26) Ashenfelter(1978)는 1964년에 예산 지원을 통해 실시되었던 미국의 직업훈련을 전후로 하여, 직업훈련을 받은 근로자들의 임금변화가 직업훈련을 받지 않은 근로자들의 임금변화와 비교하여 유의한 차이가 있는가를 살펴봄으로써 직업훈련의 효과를 분석한 연구로서, 이후 정부정책의 미시적 효과에 대한 평가·분석을 위한 다양한 연구에서 방법론의 기본 틀을 제공한 것으로 평가되고 있다.

기준이 되는 연도(기준연도)를 지원연도와 지원연도 이전의 1~2개 연도를 대상으로 설정한 후, 지원기업과 비지원기업을 비교할 연도(비교연도)를 기준연도 이후에 지원연도를 포함한 몇 개 연도에 걸쳐 차례대로 바꾸어 설정하여 비교연도의 수익성을 기준연도의 수익성과 비교하는 방식으로 진행되었다. 이와 같은 방식은 정책자금 지원의 장기적 효과를 파악할 수 있음은 물론, 기준연도와 비교연도를 모두 지원연도 이전으로 설정함으로써 정책자금이 지원되기 이전 시점에 대해서도 지원기업과 비지원기업 간의 경영성과의 비교가 가능하다는 장점을 가진다.

비교연도를 t 로 표시할 경우, 동 연도에 존재하는 중소기업들의 s 년간 경영성과가 지원기업과 비지원기업 간에 어떤 차이를 가지는지를 살펴보고자 함에 있어서 기준연도는 $t-s$ 로 표시된다. 이때, 식 (2)에서 정책자금 지원변수인 p_i 는 모형의 정의상 지원연도 이전 시점에서 0의 값을 가지므로 기준연도($t-s$)에 i 기업의 수익성 모형은 다음의 식 (3)과 같이 표현된다.

$$y_{i,t-s} = \alpha + \beta x_{i,t-s} + \sum_{j=0}^k \beta_j^A (A_{i,t-s})^j + \varepsilon_i + \varepsilon_{t-s} + u_{i,t-s} \quad (3)$$

여기서 기준연도와 비교연도 사이인 s 년간 경영성과의 변화는 식 (2)와 식 (3)

의 차이를 구함으로써 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_{it} - y_{i,t-s} = \beta(x_{it} - x_{i,t-s}) + R_t p_i + \sum_{j=0}^k \beta_j^A (A_{it})^j - \sum_{j=0}^k \beta_j^A (A_{i,t-s})^j + (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-s}) + (u_{it} - u_{i,t-s}) \quad (4)$$

즉, 시점에 따라 변하지는 않지만(time-invariant) 개별 중소기업 간에 차이가 나타나는 기업의 특성에 수익성이 영향을 받는 부분의 효과 ε_i 는 추정식에서 사라지게 된다. 또한 분석의 단순화를 위해 기업의 업력이 2차항의 다항식으로 모형에 존재한다고 가정할 경우 이는 k 가 2의 값을 가짐($k=2$)을 의미하며, $A_{i,t-s} = A_{it-s}$ 이므로 식 (4)는 다시 다음의 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} - y_{i,t-s} = \beta(x_{it} - x_{i,t-s}) + R_t p_i + \beta_1^A \cdot s + \beta_2^A (2s A_{it} - s^2) + (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-s}) + (u_{it} - u_{i,t-s}) \quad (5)$$

나아가 모형의 추정에 있어서 기준연도와 비교연도가 설정되어 있을 경우, 위의 추정모형에서 s , s^2 및 $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-s})$ 의 값은 분석의 대상이 되는 모든 중소기업에 대해 상수(constant)이며, 따라서 실제 모형의 추정에 사용되는 추정식은 식

(6)과 같이 나타낼 수 있게 된다.

$$\begin{aligned} (y_{it} - y_{i,t-s}) &= \hat{a}_t \\ &+ \hat{\beta}_t(x_{it} - x_{i,t-s}) \\ &+ \hat{R}_t p_i + \hat{b}_A A_{it} + \nu_t \quad (6) \end{aligned}$$

한편, 중소기업 정책자금의 지원연도에 따른 자료의 구분은 2000년, 2001년, 2002년을 대상으로 하였다. 앞에서 설명한 바와 같이 정책자금 지원자료는 1998년부터 2003년까지의 6년간 중소기업 정책자금 지원내역을 포괄하고 있으나, 가장 최근인 2003년 지원자료의 경우 당해 연도에 대해서만 지원효과의 비교가 가능하여 분석을 위한 기간이 충분히 길지 않았으며, 1998년 및 1999년 지원자료의 경우 기준연도를 각각 1997년 이전과 1998년 이전으로 설정해야 하는데 중소기업의 경영성과가 1997년 말의 경제위기 그 자체는 물론 위기를 전후하여 발생 하였던 많은 구조적 변화의 영향에 의해 부정적 영향을 과도하게 받았을 가능성이 있고, 특히 본 연구에서 사용된 자료는 1997년 이전에 정책자금의 지원을 받은 기업들을 구분할 수 없는데 이의 효과

를 고려하지 않을 경우에도 분석결과가 왜곡될 수 있다는 점을 고려하여 분석의 대상에서 배제하였다.

지원연도에 따라 지원기업을 구분하고 이들을 대상으로 정책자금의 지원효과를 살펴보기 위해서는 정책자금이 지원되지 않은 중소기업들과의 비교가 필요한데, 이와 같은 비지원기업들은 자료가 허용하는 범위 내에서 1998년부터 2003년까지 중소기업 정책자금의 지원을 한 번도 받은 적이 없는 기업들로 구성되도록 하였다.²⁷⁾ 또한 지원연도를 전후하여 정책자금이 반복적으로 지원된 기업들이 존재할 수 있으며 이러한 기업들의 경우 정책자금의 효과가 그렇지 않은 기업들과 다르게 나타날 수 있기 때문에, 이러한 문제들을 회피하기 위해 각 지원연도에 따라 구분된 지원기업들은 1998년부터 2003년까지의 6년 동안 지원연도 이외에는 정책자금을 한 번도 지원받은 기록이 없는 기업들만을 대상으로 구성되도록 하였다.²⁸⁾

27) 물론 1998년부터 2003년까지 중소기업 정책자금의 지원을 한 번도 받은 적이 없다고 해도 이들 기업이 1997년 이전 기간에 정책자금의 지원을 받지 않았는지 확인할 수는 없다. 그러한 기업이 비지원기업자료에 포함되어 있을 경우 분석결과가 왜곡될 가능성이 있으나, 정책자금이 지원된 기업 중에는 여러 차례에 걸쳐 지원을 받는 경우가 많음을 고려할 때, 이와 같은 왜곡 가능성은 크지 않을 것으로 사료된다. 본 연구의 분석에 사용된 자료에서 살펴볼 수 있는 기업들 중에서 여러 차례 연속적으로 중소기업 정책자금이 지원된 기업들의 분포는 <부록>에서 찾아볼 수 있다.

28) 이러한 규칙에 따라 구성된 지원연도별 정책자금 지원기업들의 자료는 2000년 지원의 경우 2000년 지원 기업 1,394개 중 여타 연도에도 지원받은 기업 928개를 제외한 466개 기업들로, 2001년 지원의 경우

〈표 10〉 개별기업 특성변수를 고려하지 않은 수익성 비교모형의 추정결과 요약

지원연도		2000			2001			2002		
기준연도		2000	1999	1998	2001	2000	1999	2002	2001	2000
비 교 연 도	1999	-	-	0.43 (1.78)	-	-	-	-	-	-
	2000	-	-1.40 (1.91)	-1.14 (2.52)	-	-	-1.15 (2.05)	-	-	-
	2001	0.36 (1.66)	-0.15 (1.69)	-3.13 (2.13)	-	1.59 (1.52)	-0.75 (1.83)	-	-	-0.33 (1.88)
	2002	-0.12 (1.72)	-0.45 (1.50)	-2.77 (2.27)	1.42 (1.36)	2.76* (1.55)	-0.76 (1.58)	-	-1.92 (1.80)	-1.63 (2.02)
	2003	-0.77 (1.94)	0.22 (1.83)	0.09 (2.74)	1.44 (1.73)	1.09 (2.14)	-1.24 (2.05)	0.62 (1.66)	-0.41 (2.31)	-0.40 (2.86)

주: 1) () 안은 추정치의 표준편차.

2) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

라. 추정결과

정책자금 지원 여부와 기업의 수익성 지표 간의 단순한 관계를 살펴보기 위한 추정결과는 <표 10>에 요약되어 있다.²⁹⁾ 추정은 각 지원연도에 대해 지원기업과 비지원기업의 조건에 해당되는 중소기업

들 중에서 기준연도부터 비교연도까지의 기간중 매년의 재무제표를 입수할 수 있는 기업들을 대상으로 하였으며, 중소기업 정책자금지원변수인 p_i 는 지원연도를 기준으로 하여 지원된 기업의 경우 1의 값을 가지며 지원되지 않은 경우 0의 값을 가지는 더미변수로 설정되었다.³⁰⁾

2001년 지원기업 1,261개 중 여타 연도에도 지원받은 기업 735개를 제외한 526개 기업들로, 2002년 지원의 경우 2002년 지원기업 913개 중 여타 연도에도 지원받은 기업 594개를 제외한 319개 기업들로 각각 구성되었다.

29) 각 모형의 추정에는 개별기업이 소속된 산업군을 의미하는 6개의 더미변수들이 포함되었다. 추정의 상세한 결과는 지면의 제약으로 보고를 생략하였으나, 요청시 제공할 수 있음을 밝혀둔다.

30) 예를 들어, 지원연도는 2001년이며 기준연도가 1999년이고 비교연도가 2002년일 경우, 중소기업들 가운데 1999년부터 2002년까지 매년의 재무제표를 입수할 수 있는 기업들 중에서 2001년을 제외한 연도에 중소기업 정책자금을 받은 기록이 있는 기업들을 제외한 기업들을 분석대상으로 하며, 이때 p_i 는 지원연도인 2001년에 정책자금을 지원받은 기업들에 대해서만 1의 값을 가진다.

〈표 11〉 개별기업 특성변수를 고려한 수익성 비교모형의 추정결과 요약

지원연도		2000			2001			2002		
기준연도		2000	1999	1998	2001	2000	1999	2002	2001	2000
비 교 연 도	1999	—	—	0.18 (1.70)	—	—	—	—	—	—
	2000	—	-3.14* (1.88)	-1.54 (2.42)	—	—	-1.43 (2.01)	—	—	—
	2001	0.48 (1.56)	-0.08 (1.62)	-2.87 (2.00)	—	0.32 (1.44)	0.00 (1.75)	—	—	-1.50 (1.77)
	2002	0.30 (1.65)	-1.34 (1.38)	-2.06 (2.01)	1.60 (1.29)	2.09 (1.49)	-0.34 (1.45)	—	-1.73 (1.71)	-2.08 (1.94)
	2003	-1.05 (1.84)	-0.42 (1.71)	-0.38 (2.44)	1.35 (1.66)	0.38 (2.03)	-1.29 (1.92)	0.33 (1.54)	-0.87 (2.21)	-1.03 (2.70)

주: 1) () 안은 추정치의 표준편차.

2) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

<표 10>은 2001년에 정책자금을 지원 받은 중소기업들의 2000년도에 대비한 2002년도 영업이익률이 비지원기업에 비해 통계적으로 유의한 수준으로 양호하게 개선된 것으로 나타나 정책자금 지원의 긍정적 효과가 있음을 시사하고 있으나, 대부분의 경우 지원기업과 비지원기업들 간에 영업이익률의 개선 정도에 차이가 있다는 증거를 제공하지 않았다. 또한 비교연도를 지원연도 이전으로 설정하여 정책자금이 지원된 중소기업들의 과거 성과가 비지원 중소기업들에 비해 다른지를 살펴보기 위한 추정에서도 통계적으로 유의한 계수들을 발견할 수 없었다.

이러한 추정결과는 <표 10>에서 추정

된 모형이 개별기업이 가지는 독자적인 특성을 충분히 고려하지 못한 데 기인할 수 있는데, 따라서 기업의 수익성 예측에 사용될 수 있는 재무변수들의 영향을 제거한 이후에는 정책자금 지원 여부와 중소기업 경영성과 간의 관계가 어떻게 나타나는지를 살펴보기로 하였다. 그 결과는 <표 11>에 요약되어 있는데, 여기서도 정책자금 지원 여부를 나타내는 더미 변수의 계수들을 추정한 결과는 크게 다르지 않게 나타났다. 물론 2000년에 정책자금을 지원받은 중소기업들의 1999년도 영업이익률에 대비한 2000년도 영업이익률이 다소 유의한 수준으로 비지원기업에 비해 악화된 것으로 나타나 정책자금 지원의 부정적 효과를 시사하고 있기는

<표 12> 정책자금 지원규모를 이용한 수익성 비교모형의 추정결과 요약

지원연도	2000			2001			2002			
기준연도	2000	1999	1998	2001	2000	1999	2002	2001	2000	
비 교 연 도	1999	-	-	-0.24 (1.00)	-	-	-	-	-	
	2000	-	-0.10 (1.71)	-0.03 (3.15)	-	-	-0.03 (0.22)	-	-	
	2001	3.37* (1.74)	0.78 (2.03)	1.41 (2.24)	-	0.16 (0.29)	0.21 (0.30)	-	-	-0.97 (0.82)
	2002	1.81 (2.13)	6.14* (3.48)	-1.76 (6.41)	1.17 (2.18)	7.00* (3.70)	-0.03 (4.0)	-	-0.19 (2.71)	-1.95 (6.37)
	2003	0.10 (0.63)	0.49 (0.50)	-6.17 (6.07)	5.28*** (1.86)	1.76 (2.48)	0.39 (2.14)	0.97 (3.00)	7.69 (6.87)	2.59 (10.53)

주: 1) 정책자금 지원변수로 지원 여부를 나타내는 더미변수 대신에 지원연도의 전체 차입금 대비 정책자금 지원금액의 비율을 이용하였음.

2) () 안은 추정치의 표준편차.

3) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

하지만, 대부분의 경우 추정계수가 유의하지 않은 것으로 나타나 개별기업이 가지는 특성들이 수익성에 미치는 영향을 고려하더라도 지원기업과 비지원기업들 간에 영업이익률의 개선 정도에 차이가 있다는 강한 증거를 제공하지는 못하였다.

한편, 정책자금 지원변수인 p_i 를 정책자금 지원금액의 상대적 크기를 나타내는 변수로 정의함으로써 정책자금 지원이 수익성에 미치는 차별화된 효과를 분석할 수도 있다. <표 12>는 p_i 를 i 번째 기업에 대해 지원된 정책금융지원금액을 동 기업의 당해연도 전체 차입금으로 나눈 값으로 설정하고 <표 10>과 동일한 과정을 거쳐 추정한 결과를 요약한

것이다. 일부 추정에서 정책자금 지원의 긍정적 효과를 시사하고 있었으나 유의성이 아주 미약한 수준이었으며, 2001년에 지원된 정책자금이 2001년에 대비한 2003년의 수익성 개선에 강한 긍정적 효과를 나타내고 있었다. 그러나 나머지 대부분의 경우에 있어서는 추정계수가 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 정책자금 지원변수를 더미변수로 설정하여 추정한 분석과 같이 중소기업에 지원된 정책자금규모를 이용한 분석에서도 지원기업과 비지원기업들 간 수익성의 개선 정도에 차이가 있다는 강한 증거를 제공하지 못함을 시사하는 것이라 할 수 있다.

마. 모형의 변경을 통한 추정결과 의 견고성 평가

본절의 앞에서 제시된 추정에서는 해당 지원연도에만 정책자금이 지원된 기업들과 정책자금을 한 번도 지원받지 않은 기업들을 비교함으로써 여타 연도에 지원된 정책자금이 이들의 수익성 변화에 미칠 수 있는 영향을 가능한 한 엄격히 통제하는 방식을 사용하였다. 하지만 이를 위해 추정에 사용될 자료를 구성하는 과정에서 2개 이상의 연도에 정책자금을 지원받은 기업들의 자료가 제외되면서 관측 자료의 상당수를 버려야 하는 결과가 초래되었다.³¹⁾ 물론 그렇다고 해서 위의 분석방법에 문제가 있는 것은 아니지만 자료의 손실을 최소화할 수 있는 분석방법을 모색하고 이를 통해 분석결과와 견고성(robustness)을 평가해보는 것도 의미 있는 작업일 것이다.³²⁾

아래에서는 위의 분석에 사용된 추정식 (6)의 수정을 통해, 새로이 확대하여 구성한 자료를 이용한 분석을 수행한다. 먼저, 추정식 (6)을 지원연도가 k 인 경우를 상정하여 다른 형태로 표현해보면,

$$\begin{aligned} (y_{it} - y_{i,t-s}) &= \hat{a}_{t,k} \\ &+ \hat{\beta}_{t,k} (x_{it} - x_{i,t-s}) \\ &+ \hat{r}_k p_{i,k} + \hat{b}_A A_{it} + \nu_t \end{aligned}$$

이다. 그런데 2개 이상의 연도에 정책자금을 지원받은 기업들의 재무자료 및 정책자금 지원정보를 이용함으로써 자료의 손실을 최소화하고 지원연도에 따라 분리되어 구성되었던 자료들을 통합하여 각각 다른 연도에 지원된 정책자금의 수익성 개선효과를 동시에 살펴보기 위해서는 다음의 추정식 (6')와 같이 모형을 변경할 필요가 있다.

$$\begin{aligned} (y_{it} - y_{i,t-s}) &= \hat{a}_t + \hat{\beta}_t (x_{it} - x_{i,t-s}) \\ &+ \hat{R}_t P_{it} + \hat{b}_A A_{it} + \nu_t \end{aligned} \quad (6')$$

여기에서 \hat{R}_t 는 $\hat{R}_t = [\hat{r}_{t-s} \hat{r}_{t-s+1} \dots \hat{r}_{t-1} \hat{r}_t]$ 벡터로 나타낼 수 있으며, P_{it} 도 $P_{it} = [p_{i,t-s} p_{i,t-s+1} \dots p_{i,t-1} p_{i,t}]'$ 벡터로 표현할 수 있다. 한편, $p_{i,k}$ 는 i 번째 기업에 대해 k 연도에 정책금융이 지원되었는지 여부를 나타내는 더미변수 또는 지원된 정책금융지원금액의 상대적 크기를 나타내는 비율로 설정될 수 있는데, 여기에서는 지원된 정책자금의 상세한 정보를 보다 충실히 사용하여 수익성에 미치는 차별화된 효과를 분석한다는 취지에서 $p_{i,k}$ 를, 정책금융의 지원 여부만을 나타내는 더미변수가 아닌, i 번째 기업에 대해 k 연도에 지원된 정책금융지원금액을 전체 차입금으로 나눈 값으로 정의하였다.³³⁾

31) 정책자금을 여러 차례 연속으로 지원받은 기업들의 비중은 <부록>의 <표 A1>에 나타나 있다.

32) 추정에 사용될 자료의 확대와 이를 이용한 추정방법을 제안한 익명의 심사자에게 감사드린다.

동일한 기준·비교연도에 대해서도 각각 다른 지원연도를 설정하여 별도의 자료를 추정한 위의 분석과는 달리 아래에서는 기준연도와 비교연도 사이에 지원된 정책자금의 효과를 보다 확대된 자료를 이용하여 동시에 추정할 수 있게 되었다. 예를 들어, 1999년을 기준연도로 2002년을 비교연도로 설정하는 경우 1999년, 2000년, 2001년, 2002년에 지원된 정책자금이 수익성에 미치는 효과를 한번의 추정으로 분석할 수 있다.

이와 같이 확대된 자료를 이용한 분석은 자유도가 높아지면서 추정계수들의 효율성(efficiency)이 높아지는 장점이 있지만, 앞의 분석방법과 같이 기준연도와 비교연도를 모두 지원연도 이전으로 설정하여 정책자금이 지원되기 이전 시점에서의 지원기업과 비지원기업 간 경영 성과를 비교하는 분석을 할 수 없다는 단점이 있는 것도 사실이다.

추정결과는 <표 13>에 요약되어 있다.³⁴⁾ 첫 번째 열의 1998~2003으로 표시된 숫자들은 정책자금이 지원된 연도를

표시하는데, 각 지원연도의 오른쪽에는 각 기준·비교연도 조합에 대한 분석에서 나타난 각 P_{it} 의 추정계수 \hat{R}_i 가 보고되어 있음을 나타낸다. 한편, 여기에서는 기준연도와 비교연도의 조합을 (1998, 2003), (1999, 2002), (1999, 2003), (2000, 2002), (2000, 2003)으로 설정하여 추정한 결과를 보고하고 있는데, 이는 자료의 확대를 통해 지원연도별 정책자금의 효과를 동시에 분석한다는 취지에 부합하는 것으로 사료된다.³⁵⁾

<표 13>의 추정결과들은 Ashenfelter (1978)의 분석방법을 이용하여 각 지원연도에 대해 서로 상이하게 구성된 자료를 각각 별도로 추정한 앞의 분석결과와 같이 지원기업과 비지원기업들 간에 수익성의 개선 정도에 차이가 있다는 증거를 제공하지는 못하는 것으로 판단된다. 2000년도에 대비한 2002년도 영업이익률 변화에 대해 2000년에 지원된 정책자금이 유의한 수준으로 부정적인 영향을 미쳤음을 시사하는 결과를 발견할 수 있으나, 대부분의 경우 추정계수가 유의하지

33) 앞의 분석에서와 같이 정책자금의 지원여부를 나타내는 더미변수를 사용한 분석도 수행하였는데, 추정 결과에 주목할 만한 차이가 없어 이를 보고하지 않았다.

34) 각 모형의 추정치는 기업의 수익성 예측에 사용될 수 있는 재무변수들을 설명변수로 이용하여 개별기업이 가지는 독자적인 특성을 고려하였다. 또한 앞의 분석에서와 같이 각 모형의 추정에는 개별기업이 소속된 산업군을 의미하는 6개의 더미변수들이 포함되었다. 추정의 상세한 결과는 지면의 제약으로 보고를 생략하였으나, 요청시 제공할 수 있음을 밝혀둔다.

35) 물론, 보다 짧은 차이를 가지는 기준연도와 비교연도 조합을 설정할 수 있으나 기준연도 이전에 지원된 정책자금의 효과를 제어하지 못하는 문제가 발생하며, 여기에 보고되지 않은 또 다른 여러 가지 조합의 기준연도와 비교연도를 이용한 추정도 해보았으나 결과가 유사한 분석을 모든 조합에 대해 보고할 필요가 없을 것으로 판단되어 위의 조합을 대표적으로 보고하기로 하였다.

〈표 13〉 확장된 자료를 이용한 수익성 비교모형의 추정결과 요약(I)

기준연도	1998	1999		2000	
비교연도	2003	2002	2003	2002	2003
1998	-0.02 (0.03)	-	-	-	-
1999	-0.63 (0.71)	-0.22 (0.22)	-0.59 (0.60)	-	-
2000	0.64 (1.11)	-1.03 (1.28)	0.49 (0.43)	-2.56*** (0.64)	-0.33 (0.49)
2001	-0.21 (1.00)	-2.66 (4.09)	0.51 (0.85)	-1.66 (2.45)	-1.23 (0.91)
2002	-1.19 (5.13)	-0.02 (5.29)	1.01 (3.92)	0.01 (1.28)	2.41 (4.42)
2003	-0.82 (1.01)	-	0.06 (0.24)	-	0.03 (0.29)
표본 수	3416	5464	4307	7338	5470
R^2 [Adjusted R^2]	0.2281 [0.2242]	0.2486 [0.2466]	0.2099 [0.2069]	0.2030 [0.2014]	0.1514 [0.1490]
F-통계량	0.41	0.55	0.48	8.56***	0.68

주: 1) 모든 추정에는 개별기업이 가지는 독자적인 특성을 고려하기 위해 기업의 재무변수들과 함께 개별기업이 소속된 산업군을 의미하는 6개의 더미변수들이 포함되었음.

2) () 안은 추정치의 표준편차.

3) F-통계량은 모든 정책자금 지원변수의 계수가 영(0)이라는 귀무가설에 대한 검정통계량임.

4) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

않은 것으로 나타나고 있다.

한편, 이와 같은 분석결과의 해석에 있어서는 위의 추정모형이 기준연도 이전에 지원된 정책자금의 장기적 효과를 적절히 통제하지 못하고 있다는 점을 감안할 필요가 있다. 예를 들어, 기준연도와 비교연도 사이에 지원된 정책자금의 효과가 뚜렷이 나타나지 않는 것이 과거에 지원된 정책자금의 효과가 지속적으로 남아 있기 때문일 수도 있다.

이러한 점을 감안하여 아래에서는 위

의 추정식 (6')을 이용하되 \hat{R}_i 와 P_{it} 를

$$[\hat{r}_{1998} \hat{r}_{1999} \cdots \hat{r}_{2002} \hat{r}_{2003}],$$

$$[p_{i,1998} p_{i,1999} \cdots p_{i,2002} p_{i,2003}]'$$

각각 다시 정의하여 모형을 추정하였다. 즉, 앞에서는 각 추정에서의 정책자금 지원변수를 기준연도와 비교연도 사이에 존재하는 연도에 한정하여 분석했으나, 아래에서는 기준연도와 비교연도에 관계 없이 모든 연도에 대한 정책자금 지원변수를 포함시켜 분석하고자 하는 것이다.

물론 여기에도 정책자금이 지원되기

<표 14> 확장된 자료를 이용한 수익성 비교모형의 추정결과 요약(II)

기준연도	1998	1999		2000	
비교연도	2003	2002	2003	2002	2003
1998	-0.02 (0.03)	-0.49** (0.22)	-0.02 (0.02)	-0.28 (0.22)	-0.01 (0.02)
1999	-0.63 (0.71)	-0.49 (0.38)	-0.68 (0.59)	-0.23 (0.36)	-0.38 (0.57)
2000	0.64 (1.11)	0.26 (0.62)	0.93 (0.91)	0.44 (0.60)	0.92 (0.88)
2001	-0.21 (1.00)	-0.66 (2.17)	0.77 (0.82)	-0.27 (2.08)	1.22 (0.79)
2002	-1.19 (5.13)	2.16 (3.34)	3.36 (4.20)	2.00 (3.20)	3.62 (4.07)
2003	-0.82 (1.01)	0.27 (0.39)	0.01 (0.83)	0.71* (0.38)	0.06 (0.80)
표본 수	3416	3416	3416	3416	3416
R^2 [Adjusted R^2]	0.2281	0.2009	0.2164	0.1483	0.1824
F-통계량	[0.2242]	[0.1969]	[0.2124]	[0.1440]	[0.1783]

주: 1) 모든 추정에는 개별기업이 가지는 독자적인 특성을 고려하기 위해 기업의 재무변수들과 함께 개별기업이 소속된 산업군을 의미하는 6개의 더미변수들이 포함되었으나, 여기에서는 추정계수의 보고를 생략하였음.

- 2) () 안은 추정치의 표준편차.
- 3) F-통계량은 모든 정책자금 지원변수의 계수가 영(0)이라는 귀무가설에 대한 검정통계량임.
- 4) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
- ** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
- * : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

이전 시점에서의 지원기업과 비지원기업 간 경영성과를 비교하는 분석을 할 수 없다는 단점은 여전히 남아 있으며,³⁶⁾ 특히 1998년부터 2003년까지 모든 연도에 대해 재무제표가 존재하는 기업들을 대상으로만 분석이 가능하기 때문에 표본의

크기가 앞의 분석에 비해 크게 줄어든다는 문제가 존재한다.

추정결과는 <표 14>에 요약되어 있는데, 모든 기준·비교연도의 조합에 대해 1998~2003년의 6개 연도 정책자금 지원변수의 계수가 모두 보고되어 있다는 점에

36) 이와 같은 단점을 극복하기 위해 비교연도를 보다 앞으로 설정하는 시도를 해볼 수 있으나 여전히 기준 연도와 비교연도 사이에 정책자금이 지원된 기업들이 표본에 포함되어 있기 때문에 분석목표를 충분히 달성하기가 어려우며, 이러한 문제를 극복하기 위해 지원연도 이전에 정책자금을 지원받은 기업들을 표본에서 제외시키는 방법을 생각해 볼 수 있으나 이는 결국 각 지원연도에 대해 서로 상이하게 구성된 자료를 각각 별도로 추정할 앞의 분석결과와 별 차이가 없게 되는 것이며 자료의 확대라는 목적과도 상충되는 것이라 할 수 있다.

서 <표 13>과의 차이를 확인할 수 있다.

그러나 여기에서의 추정결과도 지원기업과 비지원기업들 간에 수익성의 개선 정도에 차이가 없다는 점을 시사하고 있었다. 1999년도에 대비한 2002년도 수익성 변화에 대한 추정에서 1998년에 지원된 정책자금의 계수가 유의하게 추정되었으나 그 부호가 음(-)으로서 정책자금의 지원이 오히려 부정적 영향을 미침을 나타내고 있었으며, 기준연도를 2000년으로 하고 비교연도를 2002년으로 설정한 추정에서 2003년도 정책자금 지원변수의 추정계수가 양(+)의 값으로 나타나 2003년도의 정책자금이 경영성과가 상대적으로 우수했던 중소기업들에 지원되었을 가능성을 시사하고 있었으나, 나머지 대부분의 경우에는 추정계수가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

2. 중소기업 업력에 따른 정책자금 지원효과의 비교

아래에서는 정책자금을 지원받은 중소기업들 중에서도 창업·초기단계 기업들의 수익성 개선효과가 상대적으로 크다는 가설에 대한 검증을 시도한다. 이는 민간 금융기관들이 대출심사과정에서 요구하는 정보를 제공할 수 있을 정도로 업력이 길지 않아 충분한 자금을 공급받지 못할 가능성이 존재하는 중소기업에 대해 공적인 자금을 지원함으로써 장기적

으로 이들 기업의 민간 대출시장에 대한 접근성을 높이는 데 기여한다는 중소기업 정책금융의 목적이 제대로 수행되고 있는지 평가하기 위한 분석이라고 할 수 있다.

가. 추정모형과 자료

분석을 위한 추정모형은 앞의 분석에서 사용된 것과 같이 식 (1)의 모형을 기본으로 한다. 하지만 아래의 분석은 정책자금을 지원받은 중소기업들 가운데 업력의 차이에 따라 그 효과가 어떻게 다르게 나타나는지를 파악하는 것이 주요 목표이므로 앞의 식 (2)에서 정책자금 지원 효과를 명시적으로 고려하기 위해 필요했던 정책자금 지원 여부 더미변수 p_i 대신에 정책자금이 지원된 시점에서 중소기업이 창업·초기단계였는지를 나타내는 더미변수 f_i 를 이용하였다. 따라서 분석에 사용될 수익성 모형의 추정식은 다음의 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} (y_{it} - y_{i,t-s}) = & \hat{a}_t \\ & + \hat{\beta}_t (x_{it} - x_{i,t-s}) \\ & + \hat{\gamma}_t f_i + \hat{b}_A A_{it} + \nu_t \quad (7) \end{aligned}$$

여기에서 f_i 는 지원연도를 기준으로, 즉 중소기업들의 수익성을 비교하고자 하는 시점에 상관없이 정책자금이 지원된 당시 해당 중소기업이 초기기업인 경

우 1, 기존기업인 경우 0의 값이 부여된다. 따라서 추정되는 Z_i 는 중소기업 정책자금이 창업·초기단계의 기업에 지원될 경우 기존기업에 지원되는 경우보다 상대적으로 나은 수익성 개선효과를 가지는가를 나타낸다고 할 수 있다. 특히 위의 추정식은 정책자금이 지원된 중소기업의 기준연도 이후 s 년간 경영성과를 살펴봄으로써 초기기업과 기존기업에 대해 지원된 정책자금이 장기적으로 차별된 효과를 나타내는가를 평가한다는 목적에 충실할 것으로 판단된다.

한편, 중소기업 정책자금의 지원연도에 따른 자료의 구분도 앞의 분석에서와 같이 분석기간과 외환위기에 따른 영향 등을 고려하여 지원연도를 2000년, 2001년, 2002년을 대상으로 하였다. 또한 정책자금이 반복적으로 지원된 기업들이 존재함으로써 나타날 수 있는 문제들을 회피하기 위해 각 지원연도에 따라 구분된 지원기업들은 1998년부터 2003년까지의 6년 동안 지원연도 이외에는 정책자금을 한 번도 지원받은 기록이 없는 기업들만을 대상으로 구성되도록 하여 분석결과를 왜곡할 가능성을 최소화하였다.

나. 추정결과

아래에서는 중소기업 정책자금이 지원될 당시에 창업·초기단계의 기업이었는지의 여부가 기업의 수익성에 독립적이고 체계적인 영향을 미치는 요인으로 작용하는지를 살펴보는 분석을 시도한 결과를 정리하였다. 즉, 정책자금을 지원받은 중소기업의 장기적인 경영성과가 지원시점에서 기업의 업력에 따라 다르게 나타나는지를 알아보기 위해, 먼저 창업·초기기업단계에서 지원되었는지를 나타내는 더미변수와 기업의 수익성 지표 간의 단순한 관계를 살펴본 결과를 제시하고, 나아가 기업의 수익성 추정에 사용될 수 있는 변수들의 영향을 제거한 이후에도 그러한 관계가 계속 유지되는지를 분석한 결과를 제시하였다.

추정은 각 지원연도에만 정책자금이 지원된 중소기업들 중에서 기준연도부터 비교연도까지의 기간중 매년의 재무제표를 입수할 수 있는 기업들을 대상으로 하였다.³⁷⁾ 분석에서는 설립 이후 3년 이하의 업력을 가지는 중소기업을 ‘초기기업’으로, 설립 이후 업력이 4년 이상 되는 중소기업을 ‘기존기업’으로 분류하였다.

지원연도 당시 초기기업이었는지를 나

37) 예를 들어, 지원연도는 2001년이며 기준연도가 1999년이고 비교연도가 2002년일 경우, 정책자금이 지원된 중소기업들 가운데 1999년부터 2002년까지 매년의 재무제표를 입수할 수 있는 기업들 중에서 2001년을 제외한 연도에 중소기업 정책자금을 받은 기록이 있는 기업들을 제외한 기업들을 분석대상으로 하며, 이때 f_i 는 지원연도인 2001년 당시에 창업·초기단계였던 기업들에 대해서만 1의 값을 가진다.

〈표 15〉 개별기업 특성변수를 고려하지 않은 업력구분모형의 추정결과 요약

지원연도	2000			2001			2002			
기준연도	2000	1999	1998	2001	2000	1999	2002	2001	2000	
비교 연도	1999	—	—	5.79* (3.07)	—	—	—	—	—	
	2000	—	4.20 (2.59)	9.67** (3.94)	—	—	8.31 (5.69)	—	—	
	2001	4.33 (2.93)	3.90 (4.11)	1.79 (5.57)	—	0.57 (3.82)	7.11* (3.71)	—	—	8.27*** (2.53)
	2002	0.53 (3.56)	-0.18 (4.40)	0.69 (5.34)	3.40 (2.57)	-0.39 (4.67)	2.79 (4.80)	—	2.11 (2.43)	12.93*** (4.19)
	2003	0.98 (3.42)	6.67* (4.05)	-8.32 (7.01)	-2.20 (3.28)	-3.76 (3.96)	-2.46 (5.17)	-1.53 (2.86)	3.22 (4.81)	0.79 (7.90)

주: 1) () 안은 추정치의 표준편차.

2) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

타내는 더미변수와 기업의 수익성 지표 간의 단순한 관계를 살펴보기 위한 추정 결과는 <표 15>에 요약되어 있다.³⁸⁾ 대부분의 경우 초기기업 여부 더미변수에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 중소기업 정책자금이 창업·초기단계에서 지원되었던 경우와 그 이후의 단계에서 지원되었던 경우 간에 그 효과의 차이가 있다는 증거를 제시하지 못하였다. 그러나 정책자금이 지원된 연도의 영업이익률 개선 정도를 2년 전의 영업이익률에 대비한 분석들에서는 창업·초기단계에서 정책자금이 지원된 중소기업의 수익성 개선 정도가 우

월한 것으로 나타났다. 특히 2002년에 정책자금이 지원된 중소기업들의 경우 2000년에 대비한 2002년의 영업이익률 상승 정도가 초기기업에 대해 매우 강하게 나타났으며, 2000년에 정책자금이 지원된 중소기업들의 경우 1998년에 대비한 2000년의 영업이익률 상승 정도도 상대적으로 강하게 나타났다. 그리고 추정계수의 유의성이 높지는 않지만, 2000년에 정책자금이 지원된 중소기업의 경우 지원연도 3년 이후인 2003년 사이의 영업이익률 개선이 초기기업에서 다소 강하게 나타나고 있음은 정책자금이 지원된 초기기업의 수익성 개선이 보다 긴 시

38) 각 모형의 추정에는 개별기업이 소속된 산업군을 의미하는 7개의 더미변수들이 포함되었다.

차를 두고 나타날 가능성을 시사하고 있었다.³⁹⁾

그러나 <표 15>의 추정결과를 해석함에 있어서 유의해야 할 것은 정책자금이 지원되기 직전연도에도 초기기업의 영업이익률 개선이 상대적으로 양호했는가를 확인할 필요가 있다는 점이다. <표 15>는 2000년 및 2002년에 중소기업 정책자금이 지원된 기업들 중에서 초기기업의 경우 지원연도의 직전연도에 이미 영업이익률의 개선이 상대적으로 높았던 것을 나타내고 있다. 즉, 정책자금이 지원될 당시 상대적으로 나은 성과를 나타내고 있었던 초기기업들을 위주로 지원되었던 결과, 해당 지원연도에 초기기업의 영업이익률 개선이 상대적으로 높게 나타난 것이라는 해석도 가능하다. 따라서 이와 같은 점들을 고려한다면, 2000년과 2002년에 정책자금이 지원된 초기기업의 경우 수익성 개선이 상대적으로 크게 나타나고 있는 것은 분명하지만 그것이 정책자금의 영향으로 나타났다고 강하게 단정할 수는 없을 것이다. 단, 2001년에 정책자금이 지원된 중소기업들의 경우에는 이러한 문제에 대한 고려 없이도 초기기

업의 영업이익률 개선이 상대적으로 크게 나타난다고 해석할 수 있다.

한편, 앞서와 같이 <표 15>에 나타난 결과가 개별 중소기업이 가지는 독자적인 특성을 충분히 고려하는 경우에도, 즉 기업의 수익성 예측에 사용될 수 있는 재무변수들의 영향을 제거한 이후에도 나타나는지를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 위의 식 (7)을 이용하여 분석한 결과는 <표 16>에 요약되어 있다.

개별기업 특성변수들을 고려한 모형의 추정결과는 대부분의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나는 등 개별기업 특성변수를 고려하지 않은 경우와 유사한 모습을 가지고 있어 중소기업 정책자금이 창업·초기단계에서 지원되었던 경우와 그 이후의 단계에서 지원되었던 경우 간에 그 효과의 차이가 크지 않다는 점을 시사하고 있었다. 물론 2001년에 정책자금이 지원된 중소기업 중에서 초기기업의 1년 후 영업이익률이 통계적으로 유의한 수준으로 개선되었던 것으로 새로이 나타나고 있으나, <표 15>에서의 경우와 달리 정책자금이 지원되기 직전연도의 영업이익률 개선 정도의

39) 물론 위의 분석에서 정책자금이 창업·초기단계에서 지원되었던 중소기업들의 장기 수익성 개선효과가 상대적으로 크게 나타나는 것이 자료의 구성상 나타날 수 있는 생존편중(survival bias)문제에 기인할 가능성은 남아 있다. 즉, 장기적 효과를 추정하기 위해 재무제표가 장기적으로 존재하는 기업들만을 대상으로 분석하고 있는 관계로 기준연도와 비교연도 사이에 퇴출·폐업 등으로 재무제표를 구할 수 없는 기업들은 자료에서 제외되기 때문에 장기적으로 건설해진 기업들이 표본에서 다수를 구성하게 되어 수익성 개선이 우수한 것으로 나타날 수밖에 없다는 것이다. 그러나 위의 추정에서는 이와 같은 자료의 생존편중문제가 비교대상인 기존기업에 대해서도 동일하게 적용되므로, 동 문제를 완전히 해소할 수는 없겠지만 분석결과를 왜곡할 정도는 아닐 것으로 사료된다.

<표 16> 개별기업 특성변수를 고려한 업력구분모형의 추정결과 요약

지원연도	2000			2001			2002			
기준연도	2000	1999	1998	2001	2000	1999	2002	2001	2000	
비교 연도	1999	-	-	1.70 (3.08)	-	-	-	-	-	
	2000	-	4.24 (3.15)	14.06*** (3.78)	-	-	0.88 (3.47)	-	-	
	2001	3.01 (3.62)	0.08 (4.79)	1.24 (5.33)	-	-4.87 (4.35)	7.01* (3.97)	-	8.85*** (2.83)	
	2002	-0.66 (3.74)	-5.94 (4.89)	4.70 (5.12)	5.87** (2.99)	-5.30 (5.19)	2.35 (4.53)	-	1.82 (2.72)	12.05*** (4.39)
	2003	4.32 (3.39)	7.70* (4.32)	4.85 (7.57)	4.44 (3.08)	0.51 (2.84)	-0.89 (5.12)	-3.30 (2.78)	0.03 (4.48)	0.36 (6.78)

주: 1) () 안은 추정치의 표준편차.
 2) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
 ** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
 * : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

차이를 감안하더라도 2000년에 정책자금이 지원된 중소기업들의 경우 수익성 개선이 초기기업에서 유의한 수준으로 강하게 나타나고 있음을 시사하고 있다. 그리고 앞서와 같이, 2000년에 정책자금이 지원된 중소기업들의 경우 1999년과 지원연도 3년 이후인 2003년 사이의 영업이익률 개선이 초기기업에 다소 유의한 것으로 나타나, 개별기업 특성변수들의 영향을 고려한 이후에도 정책자금을 지원받은 초기기업에서 수익성이 긴 시차를 두고 상대적으로 크게 나타날 가능성을 시사하고 있었다.

한편, 이와 같이 다소 드물게 발견되는

초기기업 수익성의 상대적인 개선이 정책자금이 지원되지 않은 중소기업들에서도 유사하게 나타나는지를 확인해 볼 필요가 있다. 만약 그러한 경우, 위의 <표 15>와 <표 16>에 정리된 결과들이 중소기업 정책자금 지원의 효과에 의해 나타난 것이라는 주장을 지키기 어려울 것이기 때문이다.

<표 17>은 1998년부터 2003년까지 정책자금의 지원을 한 번도 받은 적이 없는 중소기업들을 대상으로 하여 초기기업과 기존기업 간에 영업이익률의 개선에 차이가 있는가를 살펴본 추정결과를 요약하고 있다.⁴⁰⁾ 여기에서는 정책자금의 지

40) <표 17>은 개별기업의 특성변수들을 고려하지 않은 업력구분모형의 추정결과들을 요약한 것인데, 개별기업의 특성변수들을 고려한 추정결과도 <표 17>과 거의 유사하게 나타나 보고를 생략하였다.

〈표 17〉 정책자금 비지원 중소기업에 대한 업력구분모형의 추정결과 요약

업력구분	2000년 기준			2001년 기준			2002년 기준			
	2000	1999	1998	2001	2000	1999	2002	2001	2000	
비교연도	1999	—	—	5.55*** (0.86)	—	—	—	—	—	
	2000	—	1.49** (0.69)	3.84*** (1.36)	—	—	2.46*** (0.83)	—	—	
	2001	1.67 (1.23)	0.77 (1.99)	2.28 (4.49)	—	2.92** (1.35)	2.32 (2.41)	—	—	4.27*** (1.59)
	2002	2.71*** (0.49)	2.21*** (0.68)	2.66* (1.49)	2.24*** (0.45)	3.09*** (0.54)	2.16*** (0.82)	—	3.16*** (0.49)	4.31*** (0.64)
	2003	2.94*** (0.73)	3.78*** (0.93)	4.49** (2.03)	1.89*** (0.57)	3.19*** (0.80)	4.26*** (1.11)	2.60*** (0.41)	2.94*** (0.63)	4.55*** (0.96)

주: 1) () 안은 추정치의 표준편차.

2) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

원연도라는 개념을 적용할 수 없지만, 앞에서 제시한 표들과 유사한 형태로 추정 결과들이 정리될 수 있도록 하기 위하여 업력을 기준으로 ‘초기기업’과 ‘기존기업’을 구분하는 시점을 앞의 지원연도와 같이 2000년, 2001년, 2002년으로 하였다.⁴¹⁾

<표 17>에 요약된 추정결과는 앞의 표들과 상당히 다른 모습을 나타내고 있다. 즉, 대부분의 경우에서 기준연도의 영업이익률에 대비한 비교연도의 영업이익률

개선 정도가 초기기업의 경우에 크게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 이러한 결과는 정책자금이 지원되지 않은 중소기업들 중에서 창업·초기기업들의 수익성 개선이 기존기업들보다 우월하다는 증거가 거의 매년마다 꾸준히 발견된다는 것을 의미할 뿐이며, 따라서 <표 16>의 결과들이 정책자금 지원 이외의 요인에 의해 나타난 것임을 시사하는 것이라 할 수는 없다. 즉, <표 17>의 결과는 과거부터 수익성 개선 정도가 상대적으로

41) 예를 들어, <표 17>에서 2001년을 기준으로 업력을 구분한다는 의미는 2001년에 설립 후 3년 이하의 업력을 가지는 중소기업을 ‘초기기업’으로, 설립 후 4년 이상의 업력을 가지는 중소기업을 ‘기존기업’으로 분류한다는 것이다. 따라서 수익성 개선의 비교를 위한 기준연도와 비교연도가 달라진다고 하더라도 동일한 중소기업에 적용되는 초기기업 더미변수의 값은 그대로 유지되며, 다만 업력을 구분하는 시점이 2000년, 2001년, 2002년으로 달라지면 초기기업으로 분류되다가 기존기업으로 분류되는 중소기업이 나타날 수 있다.

월등하였던 초기기업들이 지속적으로 뚜렷하게 수익성을 개선시키고 있음을 의미하는 반면, <표 16>은 초기기업과 기존기업의 수익성 개선 정도가 정책자금이 지원되기 이전에는 별다른 차이를 나타내지 않았으나, 정책자금이 지원된 이후에는 초기기업의 수익성이 상대적으로 크게 개선되었다는 증거를 일부 발견할 수 있었음을 의미한다.

종합해보면, 중소기업 정책자금 지원의 수익성 제고효과는, 2000년과 2001년에 지원된 정책자금의 경우, 항상 강하지는 않았지만 통계적으로 유의한 수준으로 초기기업에서 상대적으로 크게 나타났다. 또한 분석을 위한 충분한 자료를 확보할 수는 없었으나 초기기업에 대한 정책자금 지원의 효과가 장기적으로 나타날 가능성을 발견하였다.

한편 이와 같은 분석결과를 다른 시각에서 판단해보면, 기존기업에 대한 중소기업 정책자금의 지원은 초기기업에 대한 정책자금 지원에 비해 그 목표달성에 대한 기여가 부정적이거나 적어도 긍정적이지는 않다는 점을 시사하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 앞의 제II장에서 정책자금이 지원된 중소기업들 가운데 업력 4년 이상 기업들의 경우 지원시점을 전후로 한 영업이익률 개선 정도가 초기기업에 대비하여 비슷하거나 낮게 나타났다라는 점과 일치하는 것이다. 이는 또한 정책자금이 기존 중소기업들에 지원

되는 경우 이들이 경쟁력 제고 등 수익성 저하를 극복하기 위한 노력을 초기기업에 비해 상대적으로 덜함에 따라 나타난 결과로 해석할 수 있다. 물론 이러한 결과만으로 정책자금이 부실한 기업에 제공되어 이들이 연명할 수 있는 수단을 제공했다는 세간의 주장을 뒷받침할 수는 없다. 그러나 중소기업 정책금융이 기존 기업에 지원될 경우 통상적인 영업비용으로부터 중소기업을 보호함으로써 이들의 정책의존도를 높이고 경쟁 및 혁신 유인을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다는 주장을 뒷받침하는 증거의 하나로 제시될 수는 있을 것이다.

IV. 결 론

중소기업에 대한 정책자금 지원규모의 확대 등 정책금융의 강화는 중소기업부문에서 문제가 발생하거나 그러한 소지가 나타날 때마다 정부가 취할 수 있는 대표적인 정책수단으로 인식되고 있다. 최근 중소기업 경영악화의 원인이 중소기업부문의 경쟁력 저하에 있다는 인식이 자리잡고 있으며 정부가 이에 대한 장기적 정책방안을 모색하고 있는 상황에서 중소기업들은 정책금융 확대를 지속적으로 요구하고 있다. 물론 정책자금의 지원은 수혜 중소기업들의 영업비용

을 경감시킬 수 있으며 비록 단기적이거나 경기진작시키는 효과가 있을 수도 있다.

그러나 일반적인 정책금융에 대비하여 중소기업 정책금융을 별도로 언급하는 것은 중소기업이라는 규모에 의해 구분된 기업들이 가지는 시장실패 요인이 별도로 존재하기 때문이다. 즉, 중소기업은 대기업에 비해 공개되는 정보의 양적·질적 수준이 낮기 때문에 자금의 공급자가 중소기업의 신용위험에 대한 정확한 정보를 획득하기 어려우며 이에 따라 최적규모보다 적은 자금이 대출되는 정보의 비대칭성에 의한 시장실패의 가능성이 높으며 이에 대한 정부의 역할이 필요하다는 것이 중소기업 정책금융을 논하는 출발점이 되고 있다. 따라서 중소기업 정책금융의 취지는 자금조달이 대기업에 비해 어려운 중소기업들을 정부가 지원함으로써 이들의 경쟁력을 높이고 장래에 민간 금융기관으로부터 충분한 자금을 조달할 수 있을 정도로 건실한 기업으로 성장하도록 하여 경제의 안정성을 강화하는 데 있다. 이는 중소기업의 정책금융에 대한 요구가 경기조절 등 거시경제적 목적보다는 미시적이고 상대적인 불균형을 보정하고자 하는 목적으로 제기될 필요가 있음을 시사한다.

이에 본 연구는 개별 중소기업 차원의 미시자료를 이용하여 중소기업 정책금융의 효과를 실증적으로 분석하는 것을 목

표로 하였다. 실증분석은 Ashenfelter(1978)에서 제시된 정책효과 분석방법을 이용하여 두 가지 가설을 검증하는 방식으로 진행되었다.

먼저, 경영성과의 제고를 통해 신용위험을 완화하고 궁극적으로 중소기업의 민간 금융시장에 대한 접근성을 강화하는 것을 지원한다는 중소기업 정책금융의 목표가 제대로 달성되고 있는지를 살펴보기 위해 정책자금이 지원된 중소기업의 경우 수익성 개선 정도가 상대적으로 양호한지 여부를 검증해 보았는데, 추정결과에서는 정책자금의 지원이 영업이익률의 변화에 유의한 영향을 미친다는 점을 시사하는 결과가 일부 발견되었으나, 대부분의 경우에 있어서 지원기업과 비지원기업들 간에 영업이익률의 개선 정도에 차이가 있다는 증거는 발견되지 않았다.

다음으로는 정책자금의 지원을 받은 중소기업을 업력으로 구분하여 창업·초기단계 기업들의 수익성 개선효과가 상대적으로 크게 나타나는지 여부를 검증해 보고자 하였는데, 대부분의 추정결과는 중소기업 정책자금이 창업·초기단계에서 지원되었던 경우와 그 이후의 단계에서 지원되었던 경우 간에 그 효과의 차이가 있다는 강한 증거를 제시하지는 못하였다. 그러나 정책자금이 지원된 연도의 영업이익률이 과거에 비해 개선된 정도는 초기기업들에서 더 강한 효과를 가

진다는 증거가 일부에서 발견되었으며, 정책자금의 지원효과가 보다 긴 시차를 두고 나타날 가능성을 시사하는 결과도 찾아볼 수 있었다.

이와 같은 분석결과는 기존기업에 대한 중소기업 정책자금의 지원효과가 적어도 긍정적이지 않음을 시사하는데, 이는 정책자금을 지원받은 기존 중소기업들이 정책자금이 지원된 이후에도 경쟁력 제고 등 수익성 저하를 극복하기 위한 노력을 상대적으로 덜함에 따라 나타난 결과로 해석될 수 있다. 물론 이러한 결과만으로 정책자금이 부실한 기업에 제공되어 이들이 연명할 수 있는 수단을 제공했다는 주장을 뒷받침할 수는 없다. 그러나 중소기업 정책금융이 중소기업의 정책의존도를 높이고 경쟁 및 혁신 유인을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다는 주장을 뒷받침하는 증거의 하나로 제시될 수는 있을 것이다.

한편, 이와 같이 추정결과를 해석하기 위해서는 본 연구가 가지는 한계를 명확히 제시할 필요가 있다. 먼저, 분석의 대상이 되는 기간이 우리나라 중소기업 정책금융의 역사에 비해 짧아서 여기에 제시된 결과를 일반화하기 어렵다는 점이다. 이는 제II장에서 언급한 바와 같이 중소기업현황 DB에 수록된 중소기업 정책금융 관련 미시자료의 입수 가능성 및 신뢰성에 기인하는 것이므로 해소하기 어려운 문제이며, 따라서 본 연구의 결과

는 최근의 자료를 통해 평가해 본 중소기업 정책금융지원효과로 이해되는 것이 타당할 것이다. 본 연구의 또 다른 한계로서 분석에 이용된 D&B Korea의 기업 DB에 재무제표가 수록된 기업들의 상당수가 어느 정도의 업력을 지닌 기업들일 가능성이 높으며 동 DB를 이용하여 재무제표의 입수 가능성을 기준으로 자료를 구축할 경우 상당수의 창업·초기단계에서 정책자금이 지원된 기업들에 대한 정보가 상실되어 분석결과가 왜곡될 위험이 있다. 이에 더하여 창업·초기단계의 기업에 대한 정보의 상실과 관련한 우려를 접어두더라도, 소상공인기업과 같이 재무제표 등의 정보를 공개하지 않거나 상당히 이질적인 기업들의 재무자료를 이용하여 이들에게 제공된 정책금융의 효과를 분석하는 것은 어려움의 차원을 떠나 불가능하다는 한계도 존재한다. 그러나 무엇보다도 근본적인 분석의 한계는 정책자금이 지원되기 이전에 중소기업들이 지녔던 특성들을 충분히 고려할 수 없었다는 점에 있다. 물론 본문의 실증분석에서는 기준연도와 비교연도를 모두 지원연도 이전으로 설정함으로써 분석의 관심대상인 중소기업들이 정책자금 지원 이전에 나타내고 있었던 수익성 개선 정도를 가늠하고자 시도하였으나, 이에 더하여 개별기업 차원의 특성들이 서로 어떻게 다른지를 보다 구체적으로 평가하고 그 결과를 추정모형 등 분석에 반

영하는 것이 바람직하다. 그러나 정책지원의 대상이 되는 경제주체들의 상태를 반영하여 정책효과를 분석하는 것은 다른 분야의 연구에서도 그 정도에 차이가 있을 뿐이며 향후 연구되어야 할 과제로 남기고 있는 실정이므로 본 연구에서는 유념해야 할 분석의 한계로 남겨두고자 한다.

한편, 창업·초기단계의 중소기업에 대한 정책자금 지원의 수익성 개선효과가 일부 추정에서 긍정적으로 나타났다는 것이 중소기업 정책자금의 지원효과, 다시 말해 정책자금 지원기업들의 경영성과가 비지원기업에 비해 우월하다는 것을 의미하는 것은 아니다. 즉, 정책자금을 이용하여 지원한다면 기존기업보다 창업·초기단계의 중소기업을 대상으로 하는 것이 정책목표의 달성에 보다 바람직하다는 가능성을 시사하는 것이지, 중소기업 정책자금의 지원을 현재와 같이 유지할 필요성을 뒷받침하는 것은 아니라는 점을 명확히 하고자 한다. 우리나라의 현행 중소기업 정책자금 지원제도와 유사한 수단을 가지고 있었던 선진국들의 경우 이미 신용보증 및 지분투자 위주의 중소기업 금융지원정책으로 전환하고 있음은 본 연구에서 나타난 중소기업 정

책금융 지원에 대한 평가와 함께 향후 우리나라 중소기업 금융지원정책의 방향전환이 불가피함을 시사하고 있다.

이러한 관점에서, 정부가 2004년 7월에 발표한 ‘중소기업 금융종합대책’을 통해 정책금융의 지원대상이 되는 중소기업을 시장에 의해 선별하고, 금융기관의 상시 기업신용위험 평가대상을 확대함으로써 중소기업 구조조정체제를 보완하며, 창업기업 및 기술기업에 대한 신용보증 및 지분투자 위주로 중소기업 금융지원정책의 방향을 전환하기로 한 것은 바람직한 것으로 평가된다. 그러나 과거에 중소기업 정책금융 지원에 있어서도 효율성을 강조하는 시도가 없지 않았으며 최근 종합대책의 발표 이후에 구체적인 후속조치가 없었다는 점을 감안할 때, 현재 시점에서 더욱 중요한 것은 앞으로 ‘중소기업 금융종합대책’이 의도하는 바와 중소기업 정책금융이 가지는 본연의 목적을 제대로 달성할 수 있도록 하는 실행과정, 즉 정책금융의 집행체계를 재정립하는 것이라 생각한다. 이는 정책적 필요는 물론 학술적 측면에서도 흥미로운 연구과제일 것이며, 본 연구의 결과에 더하여 여기에서 제시된 것보다 정교한 분석을 통해 뒷받침될 것으로 기대한다.

참 고 문 헌

- 김준경, 『정책금융의 재원조성 개선방안』, 송대회 · 문형표(편), 『국가예산과 정책목표: 1993년도』, 한국개발연구원, 1993. 8.
- 김현욱, 『중소기업 정책금융 지원효과에 관한 연구』, 정책연구시리즈 2004-05, 한국개발연구원, 2004. 12.
- 이기영, 『정책금융제도의 현황, 효과분석 및 개선방향』, 한국조세연구원, 1994. 3.
- 재정경제부, 『중소기업 금융 현황 및 대응방안』, 2004. 7.
- 중소기업연구원, 『중소기업 정책자금 평가』, 중소기업금융자문사협회, 2003. 12.
- 중소기업협동조합중앙회, 『중소기업금융이용가이드북』, 2004. 2.
- Ashenfelter, Orley, “Estimating the Effect of Training Programs on Earnings,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.60, No.1, February 1978, pp.47~57.
- Berger, Allen N., Lawrence G. Goldberg, and Lawrence J. White, “The Effects of Dynamic Changes in Bank Competition on the Supply of Small Business Credit,” Finance and Economics Discussion Series Working Paper, No. 2001-35, The Federal Reserve Board, August 2001.
- Berger, Allen N., Richard J. Rosen, and Gregory F. Udell, “The Effect of Market Size Structure on Competition: The Case of Small Business Lending,” Finance and Economics Discussion Series Working Paper, No. 2001-63, The Federal Reserve Board, December 2001.
- Berger, Allen N. and Gregory F. Udell, “Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organizational Structure,” Finance and Economics Discussion Series Working Paper, No. 2001-36, The Federal Reserve Board, August 2001.
- Fry, Maxwell J., *Money, Interest, and Banking in Economic Development*, Second Edition, The Johns Hopkins University Press, 1995.
- Gale, William G., “Federal Lending and the Market for Credit,” *Journal of Public Economics*, Vol.42, 1990.
- Gale, William G., “Economic Effects of Federal Credit Programs,” *American Economic Review*, Vol.81, No.1, March 1991.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss, “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information,” *American Economic Review*, Vol.71, No.3, June 1981.

부 록

〈표 A1〉 중소기업 정책자금의 복수·연속 지원기업 비중

(단위: 개)

	해당연도에 지원받은 전체 중소기업 수	해당연도에만 지원받은 기업	2년 연속으로 지원받은 기업	3년 연속으로 지원받은 기업
중소기업현황 DB				
1998	6,049 (100.0)	2,729 (45.1)		
1999	5,681 (100.0)	2,332 (41.0)	1,094 (19.3)	
2000	5,072 (100.0)	1,969 (38.8)	778 (15.3)	456 (9.0)
2001	5,420 (100.0)	2,302 (42.5)	779 (14.4)	304 (5.6)
2002	4,318 (100.0)	1,905 (44.1)	816 (18.9)	
2003	5,006 (100.0)	2,529 (50.5)		
최종 자료				
1998	2,215 (100.0)	990 (44.7)		
1999	1,849 (100.0)	620 (33.5)	548 (29.6)	
2000	1,394 (100.0)	466 (33.4)	310 (22.2)	273 (19.6)
2001	1,261 (100.0)	526 (41.7)	263 (20.9)	131 (10.4)
2002	913 (100.0)	319 (34.9)	188 (20.6)	
2003	866 (100.0)	408 (47.1)		

주: ‘중소기업현황 DB’는 처음 입수한 중소기업현황 DB자료(1998~2003년)의 기초통계량이며, ‘최종 자료’는 D&B Korea의 기업DB에 재무자료가 수록된 기업들 중 관찰하고자 하는 재무정보의 수록이 불완전한 기업들을 제외한 이후 정리한 분석대상 자료임.