Vol. 27 No. 2 / ISSN 1738-656X

韓國開發研究

Korea Development Review

2005 II

- 화폐금융제도에서 공적기구의 역할에 대한 견해 차이는 왜 발생하는가?
- 재정자금을 이용한 중소기업 정책금융의 수익성 개선효과
- 불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 실증분석
- 내구재 소비와 (S, s)모형: 가계패널자료 분석
- 한계노동력 경제활동참가 형태에 대한 연구
- 시장경쟁과 기업의 내부효율성
- The Dynamics of Korean Stock Market in Response to Fiscal and Monetary Shocks Around Foreign Currency Crisis and Stock Market Opening

한국개발연구원
Korea Development Institute

韓國開發硏究
Korea Development Review

Contents

1 화폐금융제도에서 공적기구의 역할에 대한 견해 차이는 왜 발생하는가? …… 신인석 / 1

Why Do Economists Argue 'for' of 'against' Government's Roles in a Monetary System? … Inseok Shin

2 재정자금을 이용한 중소기업 정책금융의 수익성 개선효과…… 김현욱 / 45

The Profitability Improving Effects of Korean SME Policy Lending Programs … Hyeon-Wook Kim

3 불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 실증분석…… 이항용 / 89

The Impacts of Uncertainty on Investment: Empirical Evidence from Manufacturing Firms in Korea… Hangyong Lee

4 내구재 소비와 (S, s)모형: 가계패널자료 분석…… 홍기석 · 손은승 / 123

Consumer Durables and (S, s) Policy: Evidence from Policy Data … Kiseok Hong · Eunseung Sohn

5 한계노동력 경제활동참가 형태에 대한 연구…… 윤희숙 / 155

A Study on the Economic Activities of Marginal Labor Force … Heesuk Yun

韓國開發硏究
Korea Development Review

Contents

6 시장경쟁과 기업의 내부효율성..... 조성빈 / 205

Product Market Competition and Internal Efficiency of the Firm
... Sungbin Cho

7 The Dynamics of Korean Stock Market in Response to Fiscal and Monetary Shocks Around Foreign Currency Crisis and Stock Market Opening..... Jinho Jeong / 239

재정정책과 통화정책의 충격에 대한 한국 주식시장의 동태적 반응에 관한 연구
... 정진호

韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

화폐금융제도에서 공적기구의 역할에 대한 견해 차이는 왜 발생하는가?
- 하이에크(Hayek)와 프리드만(Friedman)의 경우 -

신 인 석
(한국개발연구원 연구위원)

Why Do Economists Argue 'for' or 'against' Government's Roles in a Monetary System?
－Revisiting Hayek and Friedman－

Inseok Shin
(Research Fellow, Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 패러다임(paradigm), 금융시장 실패(Financial Market Failure), 공적기구 실패(Government Failure)
• JEL 코드: A12, B31, E50
• 논문투고일: 2005. 7. 12 • 심사완료일: 2005. 10. 20

ABSTRACT

This paper examines works of F. Hayek and M. Friedman on monetary and financial policies. This paper highlights their differences, and asks what yielded them. It also shows there exists a gap between young Hayek and old Hayek, which cannot be explained in terms of his view on monetary theories. It further shows that Friedman's argument for '100% reserve bank' was not based on his monetary theories. Differences between Hayek and Friedman despite their common political belief, Hayek's transition, gaps between theories and policy views found in Hayek and Friedman－this paper argues that these facts can be best explained by Kuhn's paradigm theory. This paper concludes that truthfulness of a thesis on the public sector's role in the monetary system is subject to relativism.

본 논문은 현대 화폐경제학의 두 거두인 하이에크와 프리드만을 대상으로 하여 두 사람의 통화금융정책론을 살펴보고, 그 정책론의 근원이 무엇인지를 분석하였다. 하이에크의 경우 전기 하이에크와 후기 하이에크 사이에 제도론의 대전환이 있었음을 보이고 그 같은 대전환이 그의 전기 이론과 단절된 상태에서 발생한 것임을 보였다. 프리드만의 경우 '100% 준비은행론'으로 대표되는 그의 금융정책론이 통화정책이론이나 통화금융이론과는 거리가 있음을 보였다. 정치철학을 공유한 두 학자의 제도론 차이, 전기 하이에크와 후기 하이에크의 차이, 이론과 제도론의 부분적 단절 등의 현상에 주목하면서 이들 현상이 '패러다임'의 차이에 근거할 때 가장 잘 설명될 수 있음을 주장하였다. 본 논문의 결과는 금융경제학의 분야에서 공적기구의 역할에 대한 논설의 진리성은 상대주의에 지배됨을 시사한다.

Ⅰ. 서 론

금융제도에서 공적기구의 역할에 대한 경제학자의 의견은 큰 대립을 보이고 있다. 1950년대 이후 1970년대까지의 논쟁은 2차 세계대전 후 선진국 경제에서의 인플레이션 만연을 반영하여 통화정책 기능을 둘러싸고 전개되었다. 1980년대 이후 최근에는 물가는 전반적으로 안정되었지만 세계적으로 금융위기가 빈발하자 위기관리기능과 관련한 의견대립이 부각되고 있다. 한편의 경제학자 그룹은 금융기관이 대량 부실화되는 금융위기에 직면하여 공적기구는 자금의 직접투입으로 금융기관의 파산을 방지하는 등 적극적인 역할을 수행하여야 한다고 주장한다. 반면 다른 한편의 경제학자 그룹은 공적기구의 개입은 도덕적 해이를 초래하여 금융시장의 유인체계를 왜곡하고 그로 인해 장기적인 후생 악화를 야기할 뿐이라고 반박한다. 두 그룹 간의 의견대립은 금융위기 모형과 공적기구의 행태 모형 등 두 가지 이론적 쟁점을 둘러싸고 전개되는 것으로 관찰된다. 첫 번째 그룹의 경제학자들은 패닉에 의한 금융위기 발생을 현실로 인정하고 이로부터 공적기구의 존재 필요성을 이야기한다. 또 적절한 유인체계를 마련한다면 공적기구가 국민경제 후생 극대화를 목적으로 행동하도록 유도할 수 있다고 본다. 두 번째 그룹의 경제학자들은 패닉에 의한 금융위기를 인정하지 않거나, 혹 패닉 또는 다른 요인에 근거한 공적기구 개입여지의 존재를 인정할 경우에도 공적기구의 개입 필요성을 승인하지 않는다. 관련되는 집단의 이익극대화 추구를 공적기구의 속성으로 간주하는 가운데 이 같은 유인체계를 지닌 공적기구에 개입권한을 부여할 경우 문제의 해결이 아니라 새로운 문제의 추가만이 있을 것으로 보기 때문이다. 결국 전자의 그룹은 시장실패의 위험을 중시하는 반면 후자는 공적기구 실패의 위험을 상대적으로 크게 생각하는 것이 의견 대립의 근저 원인이다.

그러면 경제학자들이 이처럼 금융순환과 관련한 시장실패와 공적기구 실패의 상대적 위험에 대하여 상이한 생각을 갖게 되는 까닭은 무엇인가? 이것은 경제학자 그룹 스스로에게도 의미가 있는 질문이지만, 특히 정책입안자, 일반 시민 등 경제학 소비자에게는 중요한 질문이다. 국민경제의 후생에 큰 의의가 있는 정책의 입안과 선택에 있어 경제학자 그룹이 내놓는 조언이 엇갈린다면 그 이유를 아는 것이 필요할 것이기 때문이다. 본 연구의 목적은 이 질문에 대한 나름의 답을 제시하는 데 있다. 본 논문은 먼저 생각의 차이를 낳을 가능성이 있는 잠재적 요인을 다음의 세 가지로 열거한다:

'가치 또는 정치철학의 차이'; '방법론의 문제'; '패러다임의 차이'. 정책대안의 대립이 있을 때 그 원인으로 가장 쉽게 떠오르는 것은 '가치의 차이'이다. 고전적 자유주의 가치를 지닌 경제학자와 합리적 이성에 입각한 적극적 개입에 의하여 역사가 진보한다는 진보주의 가치를 지닌 경제학자가 있다고 하면 이 두 사람이 제시하는 정책대안은 각자가 가지고 있는 가치에서 자유로울 수 없을 것이라는 연상에서이다. 또 경제학자 그룹이 채택하고 있는 연구방법론의 문제점으로 인하여 학자 간의 의견대립이 지속될 수도 있다. Popper(1959)의 과학론을 염두에 둘 때, 경제학이 과학적 실증주의를 완전히 받아들이지 않고 그로 인해 '의사과학(Pseudo-science)'의 속성을 지니고 있기에 의견대립이 해소되지 못하고 지속된다는 생각을 해볼 수 있다. 마지막으로 상정할 수 있는 원인은 경제학자 그룹 간의 '패러다임의 차이'이다. 한 경제학자 그룹이 금융시장 실패의 존재와 그에 따른 부정적 후생효과를 확신하게 만드는 경험을 하였다면 이 경제학자 그룹은 이 현상을 설명할 수 있는 경제이론의 개발을 경제학 연구의 근본 목적으로 삼을 가능성이 높다. 이에 비해 다른 그룹의 경제학자들이 이와는 다른 현상을 설명할 수 있는 이론 개발이 경제학 연구의 근본 목적이라고 생각한다면 이 그룹이 제시하는 이론과 정책제안은 전자의 그룹과 달라질 가능성이 높다. Kuhn(1970)이 지적하였듯이 이처럼 연구자 그룹이 상정하는 연구의 문제의식, 목적, 연구방식 등 패러다임에 차이가 있다면 견해의 차이는 해소될 수 없다.

본 논문은 이상 세 가지 요인 중 금융시장에서 공적기구의 역할에 대한 의견차이가 어느 요인에 기인한 것인지를 사례 분석에 의하여 조사하고자 한다. 분석대상 사례는 경제학계의 두 거두인 F. Hayek와 M. Friedman이다. 사례 분석은 먼저 Hayek와 Friedman의 금융규제론을 살펴보는 데서 시작한다. 분석을 통하여 본 논문은 그들의 자유주의 정치철학을 감안할 때 다소 뜻밖에도 두 학자가 금융시스템에서 공적기구의 역할에 대하여 적극적인 입장을 취하고 있었음을 보여준다. 이 점은 Friedman의 경우 금융정책에 관한 한 그의 연구인생을 통하여 줄곧 유지된 입장이었으며, Hayek는 최소한 1945년까지는 유지된 입장이었다. Hayek의 경우 초기에 통화정책과 금융정책에서 공적기구의 역할을 인정하는 입장을 취하다가 그의 연구인생 후기에 이르러 '자유은행론'을 바람직한 금융제도를 주장하는 것으로 입장이 전환된다. 이에 따라 본 논문은 분석의 다음 단계에서 Friedman과 초기 Hayek가 공적기구의 금융시장에서의 역할에 대하여 적극적인 입장을 취했던 이유, 그리고 초기 Hayek의 입장이 후기에 이르러 달라진 이유를

살펴본다. 본 논문이 제안하는 설명은 위의 세 가지 가설 중 세 번째인 '패러다임 가설'과 일치하는 것이다. 초(超)인플레이션으로 경제가 피폐하고 사회주의 사상의 정치세력화 및 이에 반작용한 극우 전체주의의 득세가 진행되던 1920년대 독일/오스트리아에서 학문활동을 시작한 Hayek와 그의 지적 세계인 오스트리아 학파는 자연스레 '인플레이션, 불황, 전체주의'의 상관관계 존재를 자명하게 받아들이면서 이를 설명하는 것을 경제학의 과제로 설정하였다. 반면 유럽 제국과 달리 19세기 후반과 20세기 초반 금융위기의 주기적인 발생을 경험하였고 급기야 1930년대 초반 대공황을 겪은 미국에서, '은행의 구조적 불안정성'은 20세기 초반 미국 경제학계가 사실로서 자명하게 받아들인 현상이었다. 그러므로 당시 미국 경제학계가 설정한 금융경제학의 주된 과제는 은행의 구조적 불안정성에 대한 대응방안의 개발이었다. Friedman의 금융정책론은 이 시각을 그대로 계승한 것이었다.

본 논문의 연구동기는 공적기구의 금융시장 개입에 대한 현대 경제학자들 간 의견차이의 원인이 무엇인지에 대한 시사점을 얻기 위한 것이지만, 다음의 두 가지 관점에 입각하여 그 기여를 평가할 수도 있다고 본다. 먼저 과학지식의 발전 과정에 대한 논쟁의 관점에서 본 논문을 읽을 수 있다. Popper-Lakatos의 '검증된 가설의 축적' 견해와 Kuhn의 '비연속적인 패러다임 혁명' 견해 간 대립이 존재하는 상황에서 본 논문은 후자의 관점과 일관된 사례를 제공한다.[1] 더불어 경제학의 경우 패러다임 변천의 주요 원인이 경제학자가 주관적으로 경험한 경제환경 변화라는 점을 보여준 점 역시 본 연구주제와 관련된 기여로 볼 수 있다. 다음으로 본 논문은 Hayek와 Friedman의 금융규제론 연구로 평가될 수 있다. 이 주제의 연구논문은 잘 찾아지지 않는다. 특히 초기 Hayek와 Friedman이 공적기구의 적극적인 역할을 인정하였던 모습은 이들의 다른 시기 또는 다른 영역에서의 자유주의적 주장이 부각되며 경제학사에서 잊혀진 것으로 보인다. 본 논문은 이를 새로이 발견해낸 경제학사 연구상의 의의를 지니고 있다.[2]

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다.

1) Popper와 Kuhn의 과학발전이론을 주제로 한 과학철학계의 가장 잘 알려진 문헌으로는 Lakatos and Musgrave(1970)에 수록된 논문들이 있다. 경제학사 연구자들에 의한 Popper-Lakatos 가설과 Kuhn 가설의 상대적 적합성에 대한 기존 검토로는 Latsis(1976), Blaug(1980), de Marchi and Blaug(1991)의 수록 논문들, Hands(1993) 등이 있다. 앞의 두 문헌은 Popper-Lakatos 가설에 동조하는 의견이고, 뒤의 두 문헌은 주로 반대에 속한다. 이들 문헌의 연구대상은 경제학의 방법론 자체이거나 경제학의 다른 분야라는 점에서 금융제도론을 연구대상으로 한 본 논문과는 구분된다.

2) Hayek 경제이론에 대한 기존 연구는 그의 경기순환이론 자체에 초점이 두어져 왔고 금융규제론의 측면에서는 조명된 예가 없는 것으로 보인다. Hayek 경기순환론에 대한 연구로는 Colonna and Hagemann

서론에 이은 Ⅱ장에서는 본 논문의 배경, 가설과 방법을 좀더 자세히 설명한다. 금융안전망에서 공적기구의 역할에 대한 현대 경제학의 견해가 크게 엇갈림을 간단히 설명하고, 견해 차이의 원인에 대하여 '정치철학 가설', '방법론 가설', '패러다임 가설'을 가능한 가설로 제안한다. Ⅲ장에서는 Hayek와 Friedman의 금융규제론을 사례로 하여 세 가지 가설의 관점에서 두 학자의 금융규제론 차이와 변천을 어떻게 설명할 수 있는지를 분석한다. '패러다임 가설'의 적합성을 주장하고 초기 Hayek와 후기 Hayek, Hayek와 Friedman 사이에 패러다임의 차이를 낳은 요인을 역사적 경험의 차이로 설명한다. Ⅳ장에서는 분석결과의 시사점을 논의하며 논문을 마무리한다.

Ⅱ. 연구의 배경, 가설과 방법

1. 연구의 배경

본 연구는 바람직한 화폐금융제도에서 공적기구의 역할에 대해 현대 경제학이 제시하는 견해가 크게 대립되고 있는 현실을 배경으로 한다. 화폐금융제도에서 공적기구의 잠재적인 역할은 두 가지 영역에 존재한다. 첫째는 통화공급 독점 및 공급방식과 관련된 것으로서 '통화정책'의 영역에 해당하는 역할들이다. 통화공급이 공적 독점되어야 하는가, 만일 그렇다면 정책목표와 운용방식은 무엇이어야 하는가 하는 주제들이 이 범주에 속한다. 둘째는 공적기구가 금융기관의 경영활동에 직접 개입하는 결과를 낳는 것으로서 이른바 '금융정책'의 영역에 해당하는 역할들이다. 금융기관의 건전성 규제, 시스템 리스크에 대응한 최종대부자 정책, 공적 예금보험의 제공 등이 여기에 해당한다.

공적기구의 두 가지 기능 행사의 정당

(1994)에 수록된 논문들이 참고문헌 및 또 다른 참고문헌의 출처로서 유용하다. Hayek의 정치철학에 대한 해석서는 영국을 중심으로 최근 급증하고 있는데, Ebenstein(2001)의 부록은 이들 연구서의 출처로서 유익하다. Friedman의 경우 그의 통화정책 관련 'k-퍼센트 규칙'이 널리 인용되는 반면 금융정책이론 또는 금융규제론은 지난 20년간의 경제학 문헌에서는 언급되는 예를 발견하기가 어렵다. 예외로는 Friedman이 '100% 준비금 은행제도'를 주장하였음을 언급하고 있는 Goodhart(1988)가 있다. 하지만 Goodhart(1988)의 언급은 단편적이며 Friedman의 전체 학문체계 속에서 '100% 준비금 은행제도'를 논의하고 있는 것은 아니다.

성에 대하여 현대 경제학은 세 가지 견해를 제시하고 있다[3]: 통화정책과 금융정책을 모두 국민경제적으로 요구되는 필요한 기능으로 보는 견해(이하 '시장실패 견해'로 부른다); 통화정책은 부분적으로 인정하되 금융정책은 인정하지 않는 견해(이하 '중도 견해'로 부른다); 통화정책과 금융정책을 모두 인정하지 않는 견해(이하 '자유은행 견해'로 부른다). '시장실패 견해'는 Goodhart(1988, 1999)가 대표적이다. 그는 통화공급을 독점하는 중앙은행제도를 인정할 뿐 아니라 중앙은행의 재량적 통화정책을 옹호하고, 나아가 금융시스템의 위기에 대응하여 공적기구가 적극적인 금융정책기능을 행사하여야 한다고 주장한다. 그에 따르면 적극적인 금융정책기능은 파산위기에 처한 개별 금융기관에 공적자금을 직접 투입하여 해당 금융기관의 파산이 시스템 위기로 확산되는 것을 막는 것까지를 포함한다. '중도 견해'를 대변하는 Goodfriend and King(1988)은 통화공급을 독점하는 중앙은행제도를 문제 삼지는 않지만 통화정책은 최대한 준칙에 입각할 것을 요구한다. 또 금융정책의 필요성은 부정한다. 금융기관 파산으로 금융시장 불안이 있다 해도 공적기구의 기능은 본원통화 공급을 통하여 통화량을 안정시키는 것에 국한되어야 한다는 것이 이들의 주장이다. 개별 금융기관에 대한 자금공급은 어떠한 상황에서든 철저히 시장자율에 맡기는 것이 보다 효율적이며 공적 개입의 영역이 아니라는 것이다. '자유은행 견해'에 속하는 Gorton(1985), Selgin(1988) 등은 시장자율의 경쟁원리가 금융시장에 완전히 적용되지 못할 이유가 없으며 따라서 모든 영역에서 금융시장에 대한 공적 개입은 불필요하다고 본다. 모든 은행이 자유롭게 은행권을 발행하는 자유은행제도가 은행권 발행이 공적기구에 의해 독점되는 중앙은행제도에 비해 우월하며 금융기관 파산도 일반 기업 파산과 달리 취급될 이유가 없다는 생각이다.[4]

세 가지 견해 대립의 근저에는 금융시장 실패로 인한 후생감소의 위험과 정부실패로 인한 위험의 상대적 크기에 대한

3) 화폐금융제도에서 공적기구의 역할에 대한 경제학 발전을 체계적으로 개관하고 있는 논문은 쉽게 찾기 어렵다. 본문에서 제시한 것처럼 세 가지 대립되는 의견 그룹이 판별은 되고 있지만 각 그룹의 명칭이 확립되어 있지는 못하다. 이런 가운데 본문의 '시장실패 견해', '중도 견해', '자유은행 견해'는 필자가 나름대로의 특성을 감안하여 고안한 명칭이다. Goodhart and Illing(2002)은 '중도 견해'를 'money view'로, '시장실패 견해'를 'banking view'로 각각 호칭하며 이 분야 이론을 개관하고 있다. 그들의 이 같은 호칭법은 아마도 19세기 중반 영국에서 영란은행의 기능을 둘러싸고 전개된 '통화학파(currency school)'와 '은행학파(banking school)' 논쟁과의 연관성을 의식한 것이 아닌가 생각된다. 또 Bordo(1990)는 본문의 '중도 견해'와 '시장실패 견해'를 각 분야 대표 이론가의 이름을 따서 'Goodfriend and King 견해', 'Goodhart 견해'로 부르고 있다. 마지막으로 Freixas, Giannini, Hoggarth, and Soussa(1999)는 대립되는 이론그룹을 명시적으로 지칭하지 않고 주로 '시장실패 견해'로 분류될 수 있는 분야의 최근 이론 발전을 소개하고 있다.

판단 차이가 존재한다. 금융시장 실패의 가능성과 그로 인한 실물경제 위축효과를 중시하는 입장에서는 자연스레 공적기구의 적극적 역할을 강조하게 된다. Goodhart(1988, 1999)의 경우 정보비대칭성에 지배되는 것을 실물시장에 대비한 금융시장의 특성으로 보며 이로 인해 심리적 요인에 의한 금융패닉, 한 금융기관 자산의 다른 금융기관 자산에 의한 대체불가능 등의 시장실패가 있다고 본다.[5] 반대로 '중도 견해' 및 '자유은행 견해' 입장에서는 정부 실패의 위험을 중시하고 시장실패의 가능성과 위험을 낮게 평가함에 따라 공적기구의 역할을 최소화하거나 완전히 부정하는 모습이 나타난다. Goodfriend and King(1988)은 금융시장 실패의 가능성을 수긍하지도 않지만 혹 부정적인 충격으로 인해 공적기구 개입의 여지가 발생한다 해도 이에 반대한다. 그 이유는 일단 개입 사례가 축적되면 '정치적 남용'을 막을 수 없고 이로 인해 도덕적 해이가 초래되어 시장의 정상적인 위험관리기능이 왜곡된다고 보기 때문이다.[6]

그러면 경제학자들이 금융시장 실패와 정부 실패의 상대적 위험에 대하여 현저히 다른 의견을 갖고 있는 이유는 무엇인가? 이 질문에 대한 답을 모색하는 것이 본 논문의 연구주제이다.

2. 연구의 가설

금융시장 실패와 정부 실패의 상대적 위험에 대한 경제학자 간 견해 차이를 설명할 수 있는 가설로는 '정치철학 가설', '방법론 가설', '패러다임 가설' 등 세 가지를 설정할 수 있다고 본다.

'정치철학 가설'은 경제학자의 가치 또는 정치철학의 차이에 의하여 근본적으로 그들의 견해 차이가 결정된다는 가설이다. 경제학 이전에 경제학자의 정치적 가치가 결정되는 과정이 있었고 이 사전적인(a priori) 철학의 전제에 경제학이 복속된다는 논리이다. 현대 신고전파에 속하는 주류 경제학자들로서는 동의하기 어려운 가설일지 모르겠지만, 경제학 연구가 가치판단에서 자유로울 수 없다는 생각은 20세기 중반에 이르기까지 반드시 소수의 생각은 아니었으며 정치철학의 좌파와 우파 모두에 공통된 것이었다.

4) 중앙은행제도를 다루지는 않지만 공적 예금보험과 기타 건전성 규제의 불필요성을 강하게 주장하는 Calomiris(1990)도 '중도 견해' 또는 '자유은행 견해'의 대표적인 학자라고 할 수 있다.

5) Fisher(1999)도 시장실패에 대하여 같은 견해를 피력한다; "Almost by definition of a financial panic, a market in the throes of a panic will not do a sound job of allocating credit across institutions." 동시에 그는 '중도 견해', '자유은행 견해'의 학자들이 도덕적 해이 등 정부 실패의 위험을 과장한다고 주장한다.

6) Goodfriend and King(1988), section 3.3. 정부 실패의 위험에 대해서 Meltzer(1986)도 대규모 금융위기는 모두 정부의 금융정책으로 인한 도덕적 해이의 결과라며 같은 의견을 피력한다.

일찍이는 마르크스(K. Marx)가 모든 연구 활동은 학자가 이를 의식하든 의식하지 못하든 학자가 지지하는 경제적 계급이익의 반영으로 간주한 바 있다.[7] G. Myrdal과 F. Hayek도 가치판단이 연구과제의 선택에서부터 시작하여 사실의 관찰, 이론의 구축 등 연구의 모든 과정을 지배하는 것이 진실이므로 가치판단을 드러내지 않은 채 '가치중립' 또는 '객관적 연구'를 주장하는 것은 '순진함'에 불과하다고 생각하였다.[8] 이 가설은 대중적으로도 가장 널리 받아들여지는 논리라고 생각되지만, 만일 이 가설이 타당하다면 그 시사점은 심각하다. 경제학은 위장된 정치철학에 불과하므로 경제학자는 물론 정책입안자와 일반 시민은 경제정책의 선택을 위하여 먼저 자신의 정치철학적 가치를 정립하는 것이 요구되고, 다음으로는 제안된 경제학자의 정책방안이 어떤 가치에 근거하였는지를 판별하여야 한다. 경제정책의 선택과정은 정치철학 가치의 충돌과정과 동일하게 되고 경제학은 독립성을 상실한다.[9]

다음의 '방법론 가설'은 Popper(1959)의 '비판적 합리주의(critical rationalism)'를 염두에 두고 설정된 가설이다. Popper는 '기각 가능한(falsifiable)' 가설을 내놓는 이론만이 과학이라고 정의하며 과학의 발전을 '검증된 가설의 축적'으로 간주한다. 그의 과학발전이론에 의할 때 진정한 과학연구에서는 대립되는 견해의 장기간 지속은 불가능하다. 이 같은 현상은 애초에 기각 가능한 가설이 제공되지 않았거나, 또는 가설에 반대되는 증거에 직면할 때 경제학자가 이를 받아들이기보다는 이론을 임의적으로 수정할 때 발생할 것이기 때문이다.[10] Popper에게 있어 두 경우 모두 진정한 과학의 방법론에서 벗어나 있는 것이며, '유사과학' 또는 '비과학'에 해당하는 예이다. 진정한 과학적 방법론을 학자들이 공통적으로 수용한다면 일시적인 의견 대립은 존재하나 장기간의 대립은 검증과정을 통해 해소되어야 한다. 이 같은 Popper의 과학과 비과학 구분을 염두에 둘 때, 경제학 전체 또는 일부 경제학 그룹이 비과학의 방법론

7) Marx(1846), p.42.

8) Myrdal(1967), pp.7~9. Hayek(1967), p.254.

9) Marx가 역사철학의 최우선성을 주장하고 Myrdal과 Hayek의 학문세계가 공통적으로 사회현상의 '복잡성(complexity)'을 강조하며 경제학에서 점차 정치학, 사회학의 영역으로 이동한 것은 우연이 아니라고 생각된다.

10) 후자의 예를 그는 '기존입장 고수주의에 의한 왜곡(conventionalist twist)'으로 지칭하며 과학이 비과학의 지위로 추락하는 흔한 경우로 비판한다. 기존 가설에 반대되는 실증증거에 직면하였을 때 과학적인 태도는 이론을 폐기하거나, 새로운 가정을 도입하여 실증증거와의 정합성을 찾는 경우 이에 따라 얻어진 새로운 이론은 과거의 이론보다 보다 엄격한(즉, 보다 쉽게 기각 가능한) 가설을 낳는 것이어야 한다. (Popper[1959], pp.81~84).

을 취하고 있기에 금융제도에서 공적기구의 역할과 관련하여 견해차이가 지속된다는 가설이 상정된다.

마지막으로 '패러다임 가설'은 패러다임(paradigm)의 차이에 의하여 경제학자의 견해 차이가 발생한다는 가설이다. Kuhn(1970)에 의하면 '패러다임'은 구체적 모형을 의미하는 것은 아니며, 연구자들이 전체 연구과정에서 따르게 되는 '표준예(exemplar)' 역할을 할 수 있는 실제 연구 사례를 뜻한다. 그래서 그는 '패러다임'을 보통법(common law) 체계 아래의 사법질서에서 모범판례에 비유한다.[11] 패러다임의 등장은 연구자들이 해당 학문에 주어진 핵심 과제라고 생각하는 '핵심 문제(problems that the group of practitioners has come to recognize as acute)'[12]의 존재를 전제로 한다. 이 '핵심 문제'를 푸는데 있어서 보다 성공을 보인 연구 사례가 패러다임의 지위를 얻게 되고 임의적인 연구주제들을 대상으로 한 연구는 패러다임의 탄생과는 거리가 있다. 다른 패러다임에 입각하여 수행된 두 연구는 연구주제의 선정, 연구방법, 연구결과의 해석 등등 여러 가지 면에서 다를 가능성이 높다. 연구자가 다른 세계에 존재하고 있는 것과 마찬가지이기 때문이다. 이 패러다임 가설이 정치철학 가설이나 방법론 가설과 구별되려면 연구자의 패러다임 선택이 정치철학 또는 방법론 철학의 차이에 기인한 것이 아니어야 한다. Kuhn은 패러다임의 선택과정을 이해하기 위해서는 연구자가 속한 집단의 정체성을 파악하는 것이 필요하다고 본다. 즉, 해당 집단을 둘러싼 역사적 환경, 그 환경에서 얻어진 공유 경험, 이에 기반을 둔 핵심 문제의식 등에 의해 패러다임이 선택된다고 본다. 그러므로 패러다임 가설의 수용을 위해서는, 두 경제학자 그룹 간에 견해 차이가 존재한다면, 각 그룹의 공유 경험, 핵심 문제의식의 차이가 무엇인지를 보이는 것이 필요하다.

3. 연구의 방법

본 논문은 사례 분석을 통하여 위의 세 가지 가설의 타당성을 검증한다. 분석대상은 Hayek와 Friedman의 화폐금융제도론이다. 본 논문의 목적에 비추어 두 사람은 분석대상으로서 네 가지 이점을 갖고 있다. 첫째로 정치적 가치가 최종 정책제안에 미치는 역할을 조절할 수 있는 이점이 있다. Hayek와 Friedman은 자타가 인정하는 고전적 자유주의의 신봉자들이다. 동일한 정치적 가치를 소유하고 있었음에도 불구하고 두 사람은 상이한 화폐금융제도론을 내놓고 있다. 그러므로 두 학자의 사례는 한편으로는 금융

11) Kuhn(1970), p.23.
12) Kuhn(1970), p.23.

시장에서 공적기구의 역할에 대한 의견 분기에 있어서 정치적 가치의 역할이 한정된 것임을 시사할 뿐 아니라, 다른 한편으로는 정치적 가치의 역할을 고정시킨 가운데 나머지 두 가지 요인의 역할에 분석을 집중하는 것을 가능하게 한다. 둘째, 두 학자의 이론은 정치철학 가설을 손쉽게 배제할 수 있는 가운데 방법론 가설과 패러다임 가설의 유효성에 대해서는 비교적 풍부한 논의자료를 제공해 준다. Friedman은 스스로의 방법론 논설에 의할 때 상대적으로 Popper의 과학주의에 가까운 반면 Hayek는 오스트리아 학파 특유의 연역적 합리주의를 옹호하였다. 이 같은 연구방법론 철학의 차이 존재가 과연 어떤 연구결과의 차이를 가져왔는지를 볼 수 있는 이점이 있다. 셋째, 20세기 후반 자유주의 정치철학의 재등장에 가장 큰 영향력을 발휘한 Friedman과 초기 Hayek가 설파한 화폐금융제도론은 자유주의 정치철학을 소유한 현대 경제학자들이 주장하는 이론과는 차이가 있다. 이 같은 차이는 공적 개입을 부정하는 현대 경제학자들의 견해가 어디에 근거한 것인지를 이해하는 데 있어 큰 시사점을 주는 이점이 있다. 넷째, 금융규제론에 있어 두 학자의 대표성이 지닌 이점이다. Hayek는 1970년대 후반 '자유은행(Free Banking)제도'에 대한 관심의 부활을 촉발한 장본인이다. Friedman은 1930년대 시카고 금융경제학자 그룹의 합의된 금융규제론인 '100% 준비금 은행제도(100% reserve bank)'[13]를 1960년대에 대변한 학자이다. 따라서 두 학자의 금융규제이론 분석은 경제학사를 통하여 금융규제론으로서 큰 족적을 가지고 있고 오늘날까지도 이어지고 있는 '자유은행론'과 '100% 준비금 은행론'의 근원을 간접적으로 살피게 되는 의의가 있다.

Ⅲ. Hayek와 Friedman의 화폐금융제도론 비교분석

1. Hayek와 Friedman의 화폐금융제도론

가. Hayek의 제도론

전기 Hayek

Hayek의 화폐금융제도론은 그의 학문 생애의 전기와 후기 중 어느 시기를 보느냐에 따라 큰 차이가 있다. 후기 Hayek가 '자유은행제도론'을 주장한 것은 비교적 잘 알려져 있다. 그러나 1950년대까지의 전기 Hayek는 공적기구에 의한 통화정책

13) '협소은행(Narrow Bank)이론'으로 지칭되기도 한다.

과 금융정책의 필요성을 그 부작용의 위험을 경고하면서도 기본적으로는 인정하는 모습이었다. 통화당국의 재량적 통화정책이 경기안정에 기여할 수 있음을 원칙적으로 인정하며 최종대부자 기능 등 금융정책의 필요성에도 조심스레 동의한다. 전기 Hayek의 통화정책에 대한 생각은 1920년대 중반에서 1930년대 후반에 걸쳐 발표된 저작에 드러나 있다. 특히 1925년에 발표된 「1920년 위기 이후 미국의 통화정책」("Monetary Policy in the US after the Recovery from the Crisis of 1920")(이하 「미국의 통화정책」으로 약칭)과 1937년에 발표된 「통화 민족주의와 국제금융의 안정성」("Monetary Nationalism and International Stability")(이하 「통화 민족주의」로 약칭) 등이 그의 생각을 읽을 수 있는 좋은 자료이다.[14)]

「미국의 통화정책」이 저술된 1920년대 중반은 미국 및 유럽 제국이 금본위제를 국내의 화폐금융제도 및 국제적인 금융제도로 운용하던 시기이다. 1870년대 국내 및 국제적인 화폐금융제도로 성립한 금본위제 아래에서 지배적인 통화정책 이론은 D. Hume이 주장한 자유로운 금 유출입에 의해 추동되는 자동적인 통화 및 경기조절이론이었다. 이 이론 아래 중앙은행은 금준비금에 따라 수동적으로 통화량을 변동시킬 것이 요구되었고 재량적 통화정책의 개념은 존재하지 않았다. 그러던 중 중앙은행이 존재하지 않던 미국에서 1913년 FRB(Federal Reserve Board)가 설립되며 이를 계기로 바람직한 통화정책의 목표와 방법에 대한 논의가 활발하게 전개된다. Hayek의 「미국의 통화정책」은 이를 배경으로 한 것이다. 그는 이 논문에서 경기안정을 목표로 하는 통화정책의 필요성을 원칙적으로 인정한다.[15)] 금본위제의 자동적인 통화조절기능이 금융제도가 발전하기 이전인 19세기에는 작동하였을지 모르지만 은행의 신용창조기능이 확대되고 있는 19세기 말 이후에는 신뢰되기 어렵다는 것이 그 이유이다.[16)]

고도로 발달된 은행신용시스템 아래

14) 「미국의 통화정책」은 사실상 Hayek의 최초의 경제학 저작으로 간주될 만하다. 뒤에 여러 논문에서 발전될 그의 경기순환 및 통화정책 등에 대한 생각이 대부분 이 저작에서 피력되고 있다. 원래 독일어로 출간되었으며 다소 뒤늦은 1984년 영어로 핵심부분이 번역출간되었다. 이 영어본의 서문에서 Hayek 스스로 그의 경기순환이론이 이 저작에서 시작되었다고 이야기한다(Hayek[1984], 서문). 전체 논문의 영어 번역본은 최근인 1999년에서야 Hayek(1999a)에 수록 출간되었는데, 필자가 참고한 번역본은 1999년의 완역본이다. 한편 1937년 저작은 Hayek(1999b)에 재수록된 것을 참고하였다. 이에 따라 본문의 인용에서 표시한 페이지는 각각 Hayek(1999a)와 Hayek(1999b)의 페이지에 대응된다.

15) "중앙은행 통화정책은 학계의 보다 많은 관심이 두어져야 할 주제이다. 적절한 통화정책에 의하여 경기순환을 보다 완화시키는 것이 가능하기 때문이다." Hayek(1925), p.119.

16) 이하 본문의 모든 인용문은 필자의 번역이다.

서 금유출입에 의한 자동조절장치는 은행신용에 기반을 둔 인플레이션 확산을 방지하기에는 불충분하다. …… 경기안정을 위해서는 특별한 인위적 장치(special artificial provisions)가 도입되는 것이 필요하다. …… 과도한 신용팽창이 나타나는 즉시 체계적인 개입이 있어야 한다. 적절한 대응은 경기상승기에 신용팽창을 적시에 제한하는 것이다(Hayek [1925], pp.107~108).

현대 경제학 용어를 빌리면 '선제적(preventive)' 정책대응을 주문하고 있는 Hayek는 중앙은행의 재량적 통화정책을 허용하면서도 그것이 목적인 과도한 신용팽창의 방지가 아니라 오히려 통화증발로 인한 신용팽창의 새로운 원인으로 작용할 위험이 있다는 경고를 잊지 않는다.[17] 그러나 그는 이 위험은 방지가 가능하다고 생각하였던 것으로 보이며 논문의 후반부에 이르면 이 같은 정책집행이 성공하기 위해서는 적합한 운용지표의 개발이 필수임을 강조하면서 소비재 산업에 대비하여 자본재 산업의 호황이 지속되는 현상을 선제대응을 요구하는 경기과열의 지표로 제안한다.[18]

신용창출능력을 지닌 금융중개기관의 성장이라는 환경변화로 인해 경기안정을 달성하기 위해서는 재량적인 통화정책이 요구된다는 그의 주장은 12년 뒤의 저작인 「통화 민족주의」에서도 다시 한번 피력된다. 이번에는 금본위제 아래 국제자본이동이 국내신용의 변동을 가져오고 나아가 경기불안정을 야기하는 근원으로 작용할 수 있음을 경고하며 여기에 대한 현실적 대응방안은 금준비금에 연계하여 기계적으로 통화량을 조절하는 경직적 통화정책이 아니라 국내신용의 과도 팽창을 방지하는 재량적 통화정책이라고 주장한다.

현재의 은행시스템이 유지되는 한 불안정 요인을 제거할 수 있는 유일한 방법은 중앙은행의 재량적(deliberate) 정책이다(Hayek[1937], p.94); (중앙은행은) 국민경제의 신용흐름과 반대의 방향으로 움직여야 한다. 금융시스템이 신용팽창의 경향을 보이면 축소의 방향으로 움직여야 한다(Hayek[1937], p.97).

「통화 민족주의」는 주요 선진국이 금본위제를 폐기하며 국제금본위제로 뒷받침되던 국제금융질서가 몰락하고, 새로운 국제금융질서와 그 질서 아래 새로운 국내금융질서가 모색되던 시점의 저작이다. 이를 배경으로 Hayek는 바람직한 국제금융질서와 국내금융질서의 청사진 제공을 시도한다. 이에 따라 「통화 민족주

17) Hayek(1925), pp.109~110, p.119.
18) Hayek(1925), pp.138~139.

의」는 Hayek의 금융정책에 대한 시각을 담고 있기도 하다. 그는 바람직한 국제 및 국내금융질서 구축에 있어 반드시 고려되어야 할 사항이 최종대부자 기능이라고 전제하며 반드시 현재와 같이 국민경제별로 하나의 공적기구가 이 기능을 담당하는 제도만이 가능한 것은 아니라고 주장한다.

> '최종대부자'의 필요성과 '국가준비금(national reserve)'제도의 필요성은 구분되어야 한다. 예금자들이 예금의 상당 부분을 보다 유동성이 높은 형태의 통화로 전환하는 일이 발생할 때, 이 수요에 맞추어 유동성을 공급할 수 있는 누군가가 있지 않는 한 현재와 같은 예금은행제도가 존속될 수 없다는 점은 의심의 여지가 없다. 하지만 특정 지역 또는 국가의 모든 은행들이 단일 국가준비금에 의존하여야만 하는지는 불분명하다. …… 합리적으로 제도를 선택한다면 은행들에게 은행권 발행의 자유와 준비금 관리의 책임, 국경을 넘어선 영업영역 선택의 자유, 협조상대 선택의 자유 등을 보장하는 '자유은행(free banking)'제도와 세계중앙은행(international central bank) 중의 한 가지가 결과여야 할 것이다(Hayek[1937], p.88)

그러면서도 Hayek는 결국에는 자유은행이나 세계중앙은행이 아니라 국민경제별로 중앙은행이 존재하는 현재의 체제가 현실적으로 최선의 방안이라고 결론짓는다. 우선적으로는 두 방안이 모두 너무나 '비현실적(impractical)'이라는 것이 한 이유이다.[19] 그리고 자유은행제도의 경우 현재의 은행산업구조인 과점체제와는 맞지 않다는 것이 또 다른 이유이다.

> 이 제도(자유은행제도: 필자 주)의 장점은 신용피라미드(pyramid of credit)의 한 축이 제거되어 유동성 선호 변화의 효과가 축적되는 것을 완화할 수 있다는 것이다. 단점은 유동성 선호변화의 (신용규모에 대한: 필자 주) 효과가 축적되는 것을 막기 위하여 재량적 정책(deliberate policy)을 수행할 주체가 없어진다는 것이다. 이 단점은 무수히 많은 소규모의 은행이 존재하여 이들의 영업영역이 세계전체에 걸쳐 임의적으로(freely) 겹쳐져 있는 상태라면 심각하지 않을 것이다. 그러나 소수의 대형금융기관이 한 국가에서 같은 영역에서 영업을 수행하는 현재와 같은 은행구조에서는 이 방안이 부적합하다(hardly be recommended). …… 그러므로 현실적으로 풀어야 할 문제는 국민경제별 중앙은행이 어떻게 적절한 정책을 집행할 것인가에 있다고 하겠다. (Hayek[1937], pp.98~99)

19) Hayek(1937), p.88. 그는 '비현실적'인 이유를 언급하지는 않는다. 문자 그대로 현실과는 너무나 동떨어진 제도로의 이전을 요구하는 방안이라는 뜻인 것으로 보인다.

시장자율로 맡겨졌을 때 유동성 선호 변동 등이 일부 은행의 과도한 신용변동을 야기할 수 있고 완전경쟁 은행산업에서는 특정 지역에 대한 그 효과가 미미하겠지만, 과점체제의 은행산업구조에서는 한 국민경제 전체가 이 문제에 노출될 수 있으므로 국민경제 수준에서 여기에 대응할 수 있는 기구가 요구된다는 것이다. 즉, Hayek의 공적 최종대부자 필요성은 과도한 신용팽창을 제어할 재량적 통화정책기구의 필요성에서 파생된다. 국민경제 수준의 통화정책기구가 존재하게 되면 이 기구가 자연스레 비상 유동성 관리를 수행할 수밖에 없을 것이기 때문이다. 그러므로 금융제도의 구상에 있어서 Hayek에게 가장 중요한 요소는 '과도한 신용팽창의 관리'라고 하겠다.[20]

후기 Hayek

이처럼 자유은행제도의 이론적 가능성을 완전히 부정하지 않았고 동시에 재량적 통화정책의 부작용을 경고하면서도, 결국에는 화폐제도는 정부에 의하여 유지되어야 하며 재량적 통화정책이 유용할 수 있다는 견해를 결론으로 제시한 Hayek는 이 생각을 1945년에도 명확히 피력한다.[21]

> 상식이 있는 사람(any sensible person)이라면 화폐제도가 중앙관리(central control)되어야 한다는 점을 부정하지 않을 것이다. 경쟁은 그 틀 안에서만 작동할 수 있다; …… 필요하고 또한 효과적인 것은 통화정책이다. …… 정부가 높은 수준에서 고용이 안정되게 유지될 수 있는 조건을 만드는 데 있어서 중요한 기능을 가지고 있다는 사실은 아무도 의심할 수 없다(Hayek[1945], p.116).

그러나 1970년대 노년기에 이르러 Hayek의 금융제도론은 '자유은행'제도로 급선회하여 모든 은행에 은행권 발행의 자유와 영업의 자유가 보장되어야 하고

20) Hayek의 경기안정을 추구하는 재량적 통화정책 주장에서 유의할 점은 Hayek가 옹호하는 통화정책은 과도한 신용팽창의 방지, 즉 경기과열을 방지하는 대응이라는 점이다. 그는 경기침체기의 경기부양을 목적으로 하는 통화정책에는 격렬히 반대한다. 이같이 그가 비대칭적인 통화정책론을 주장한 것은 다음 절에서 보듯이 그의 경기순환이론에 근거한 것인데, J.M Keynes와의 논쟁으로 유명해진 탓인지 흔히 그의 경기부양에 반대하는 주장이 부각되고 경기과열에 대한 통화정책의 적극적 대응을 요구하는 Hayek를 언급하는 연구는 찾기 어렵다. 예를 들어, Laidler(1994)도 Hayek 저술(특히 그는 Hayek[1931]를 인용한다)의 경기부양에 반대하는 대목을 인용하며 그가 재량적 통화정책에 일반적으로 반대한 것으로 묘사한다. 이는 잘못된 Hayek의 이해이다.

21) Hayek는 1944년 『예종으로의 길』 출간 이후 대중적인 명사가 된다. 미국에서 활동하며 미디어에 출연하기도 하였는데, 본문의 인용문은 한 라디오 프로그램과의 인터뷰에서 Hayek가 발언한 내용이다. 전자는 중앙은행제도의 필요성에 대한 그의 답변이며, 후자는 실업정책에 대한 그의 답변이다. 이 인터뷰 자료는 Hayek(1994)에 수록된 것을 인용한 것이며 본문의 페이지 인용은 이 책의 페이지를 뜻한다.

중앙은행제도는 폐지되어야 한다는 주장으로 바뀐다. 1976년에 발표된 「화폐의 탈국유화」(“The Denationalization of Money”)에서 그는 다음과 같이 선언한다.[22)]

> 현재 상태에서의 주된 결론은 …… 시장질서가 불황과 실업의 주기적 발생을 경험하는 것은 정부의 통화발행 독점 때문이라는 것이다. 정부의 방해가 없었다면 일반대중에게 통화의 선택과 더불어 경쟁에 의한 통화가치의 안정을 보장하고 과잉투자와 그에 따른 사후적인 불황을 예방할 수 있는 민간기업에 의한 화폐체제가 성립되었을 것이라는 점을 나는 이제 확신한다(Hayek[1976], p.129).

이제 시장의 자유로운 경쟁은 과도한 신용팽창과 그에 따른 불황의 위험을 내재하고 있는 것이 아니라 금융안정의 유일한 해답으로 제시된다. 반대로 현대 은행제도 아래 존재하는 과도한 신용팽창의 관리자로서 초기 Hayek가 구상하였던 통화당국은 과도한 신용팽창의 유일한 원인으로 간주된다. 시장과 정부의 성격과 역할에 대한 Hayek의 생각이 이렇게 극적으로 바뀐 것은 자유경쟁체제 금융시장의 실패 가능성에 대한 그의 생각이 바뀌었기 때문이 아니다. 「화폐의 탈국유화」에서 Hayek는 오히려 심리적 패닉에 의한 금융시스템 마비의 가능성을 과거 어느 저작에서보다도 명시적으로 자유은행제도의 단점으로 설명하고 있다. 민간은행이 공급하는 은행권이 안정된 가치를 유지하려면 은행의 자산건정성이 유지되어야 한다. 그런데 만일 어떤 요인으로 경제불안이 급등하여 경제주체들의 유동성 수요는 증가한 반면 수익성 있는 투자는 위축되는 상황이 발생하면 통화량 위축이 불가피하고 경제는 불황과 물가하락의 악순환에 빠질 가능성이 있음을 여러 차례 지적한다.[23)] 그러나 이에 대한 Hayek의 답은 과거와는 달라져 있다. 그러한 문제에도 불구하고 시장원리에 의존하는 것이 ‘우리가 기대할 수 있는 최선(this is probably all we can hope)’[24)] 이라는 것이다.[25)]

‘현실적 최선은 공적기구의 역할’이라는 1937년의 견해에서 ‘현실적 최선은 자유은행제도’라는 것으로 Hayek의 견해가

---

22) 「화폐의 탈국유화」는 1978년에 증보판이 발간된다. 이 논문은 Hayek(1999b)에 재수록된 증보판을 참고하였다. 인용문의 페이지는 Hayek(1999b)의 페이지를 뜻한다.

23) Hayek(1976), p.157의 주석 48, pp.199~200.

24) Hayek(1976), p.200.

25) 이 밖에 Hayek는 자유은행제도에 존재하는 문제점으로 Friedman(1959)이 지적한 정보비대칭성으로 인한 사기의 문제, 경쟁규율 부족의 문제 등을 인정한다. 그러면서도 이들 단점이 공적기구에 의한 화폐발행 독점의 폐해를 능가하지는 않는다고 주장한다(Hayek[1976], pp.136~137, p.191 등).

반전한 이유는 시장이 아니라 정부의 성격에 대한 그의 생각이 변화한 데 기인한다. 1970년대 중반을 기준으로 이전 50년 동안의 재량적 통화정책과 금융정책의 역사를 지켜 본 Hayek는 그 기간 인플레이션이 만연하였음을 지적하며 "불과 50년 전 금융경제에 대한 지혜의 극치로 각광을 받은 중앙은행제도는 이제 신인도를 상실"하였고, 지난 역사는 "정부가 주된 불안정의 원인"이었음을 증명한다고 말한다.[26] 그리고 이는 국민경제 전체의 이익이 아니라 이익집단 정치에 좌우되는 것이 민주주의 정부의 속성이기에 불가피한 결과라고 진단한다.

> 정부는 안정추구라는 정책목표를 채택하였을 때에도 이를 달성하지 못한다. 일단 정부에 특정 그룹에게 이익을 줄 수 있는 권한이 부여되면 민주주의 정부의 속성상 정부는 다수의 지지를 얻기 위하여 이 권한을 사용하게 된다. 일부 지역이나 특정 그룹의 불만을 해소하기 위하여 통화정책을 남용하고 지지를 얻을 수 있는 특정 경제활동에 지출을 하고자 하는 유인에서 벗어날 수가 없게 된다(Hayek[1976], p.203).

2차 세계대전 이후 재량적 통화정책과 금융정책이 인플레이션의 만연을 낳는 것을 보고 Hayek는 민주주의 정부의 일반적 속성에 대한 주관적 확신을 갖게 되었고 이에 기초하여 자유은행제도론으로 그의 금융제도론을 전환하였던 것이다.

나. Friedman

Friedman은 그의 바람직한 통화정책과 금융정책에 대한 견해를 1959년 저작 「금융안정을 위한 프로그램」("A Program for Monetary Stability")에서 명료하게 전개한다. 우선 그는 자유은행제도를 명시적으로 반대하며 공적 개입이 없는 가운데 순수한 시장기능에 의해 유지되는 화폐제도는 불가능하다고 보았다. 그가 공적기구 개입에 의한 독점적 화폐발행제도가 불가피하다고 본 이유는 다음의 네 가지이다.

> ① 상품화폐제도 유지에는 생산비용 등 비용이 발생하고 이 비용을 절감하고자 하는 유인은 신인도만에 의해 통용되는 화폐의 등장을 가져온다; ② 신인도에 의해 통용되는 화폐는 신인도의 성격상 독점화되는 경향이 있게 된다; ③ 미래의 지불약속인 금융거래계약에는 계약이행의 불확실성과 사기의 가능성이 심각한 장애요인이다; ④ 화폐가치의 불안정은

26) Hayek(1976), p.201, p.203.

모든 이에게 영향을 미치므로 화폐발행에는 외부성이 존재한다(Friedman[1959], p.8)

화폐생산기술의 자연독점적 성격, 유통에 신인도의 존재를 요구하는 정보비대칭성의 문제, 화폐제도의 외부성 등 세 가지 이유로 인해 시장실패가 있게 되고 이를 해소하기 위해서는 정부가 운영하는 공적 화폐제도가 필요하다고 본 것이다. 중앙은행에 의한 독점적 화폐공급을 인정하지만, Friedman은 중앙은행의 통화정책은 엄격한 규칙에 의해 규율되어야 한다고 주장한다. 그는 이 주장의 근거로서 「미국 화폐경제 역사」("A Monetary History of the United States 1867~1960")에서 수행한 실증연구 결과를 제시한다. 그의 실증연구 결과는 다음의 세 가지로 요약된다: "① 통화량 변동은 경제활동, 명목소득, 물가 변동과 밀접한 상관관계가 있다; ② 이 같은 상관관계는 장기적으로 안정성을 보여 왔다; ③ 역사적으로 통화량 변동은 경제활동 변동을 반영한 수동적인 변동이 아니라 독립적인 변동인 경우가 자주 있었다."[27] 그가 제시한 실증분석 결과들은 언뜻 재량적 통화정책을 옹호하는 시사점을 지닌 것으로 볼 수도 있다. 통화량의 명목변수와 실물변수에 대한 효과가 강력하다면 이를 경기안정에 이용할 수도 있을 것이기 때문이다. 그러나 Friedman은 규칙에 의한 통화정책을 주장한다. 그 이유는 두 가지이다. 첫째는 정책효과의 예측 불가능성이다. 중앙은행이 조절할 수 있는 통화량 변동이 물가 등 경제변수에 정확히 어떤 영향을 미칠 것인지는 시차와 효과의 변동성 등 두 가지 불확실성 때문에 예측이 불가능하다는 것이다.[28] Friedman이 규칙에 의한 통화정책을 선호하는 또 하나의 이유는 경험을 통하여 갖게 된 정부의 속성에 대한 불신이다.

과거의 경험은 정책당국의 재량이 불행한 결과를 가져옴을 보여준다. 정책당국자가 바뀌고 정책의 철학이 변경되면서 정책지표와 내용이 변하곤 하였다. …… 정책이 정치적·경제적 압력에 노출되고 그때그때의 사건과 대중적 의견에 의해 왜곡되곤 하였다. …… 과거의 경험은 정책의 '신축성'을 확보하는 것보다 정책의 불안정성과 불확실성을 제거하는 것이 필요함을 시사한다(Friedman [1959], pp.85~86)

이에 따라 Friedman은 통화정책은 '물가안정'을 유일한 목표로 하여 일정 비율로 통화량을 수동적으로 증가시키는 방식으로 운용되어야 한다고 주장한다. 널

27) Friedman and Schwartz(1963), pp.676~677.
28) Friedman(1959), pp.87~88.

리 알려진 이른바 'k-퍼센트' 규칙의 제안이다.[29] 그러나 정부의 속성에 대한 경각심에도 불구하고 그는 금융규제 또는 금융정책에 있어서는 엄격한 공적 개입을 주문한다. 이것은 그가 심리적 불안감에 기인한 금융위기의 위험을 중시하였기 때문이다. 그는 1930년대 이전 심리적 패닉에 의한 금융위기 발생이 미국경제에서 빈번하였음을 전제하면서 1933년 예금보험제도의 도입이 이 같은 금융위기의 소멸에 공헌하였다고 평가한다.[30]

> (대공황기) 은행파산의 한 결과로서 연방예금보험제도가 도입된다. 그 주된 목적은 예금자들이 다시는 최근과 같은 엄청난 손실을 겪지 않도록 하는 것이었고 은행 패닉 예방에 있었던 것은 아니다. 그러나 중앙은행 재할인이 실패하였던 은행 패닉 예방을 예금보험이 달성하였다. …… 연쇄효과(chain reaction)가 예방되었다. …… 유동성 선호의 변화로 초래된 예금-현금비율의 변화는 여전히 나타난다. 그러나 이제 그 변화는 상당하다 하여도 점진적으로 발생하며 개별은행에 대한 인출사태를 수반하지 않는다. 대규모 인출사태로 인한 유동성 위기는 이제 생각할 수 없는 현상이 되었다(Friedman [1959], pp.37~38).

이렇게 공적 예금보험제도의 필요성을 인정하면서, 그는 한발 더 나아가 보다 바람직한 금융제도로서 '100% 준비금 은행', 또는 이른바 '최소한의 은행(Narrow Bank)' 규제를 도입할 것을 제안한다. '100% 준비금 은행'은 말 그대로 은행이 예금의 전액을 국채 등 안전자산으로 구성된 지불준비금으로 보관하는 은행제도를 의미한다. 따라서 예금인출사태의 위험은 원천적으로 해소되나, 그 대신 은행의 대출 등 투자행위는 불가능해지고 독자적인 자금중개기능은 사라진다. Friedman은 '100% 준비금 은행'은 순수히 화폐제도의 운영에 종사하고 경제주체의 여유자산을 투자처로 매개하는 금융의 자금중개기능은 별도의 투자금융기관에 의해 수행되도록 규제하는 금융제도를 상정한다. 그의 구상에 따르면 이 투자금융기관은 예금수취가 금지되며 주식, 채권 등의 발행에 의해 자금을 조달하도록 하여 현대의 '뮤추얼 펀드(mutual fund)'의 자산 부채구조를 지니도록 유도된다. 지불중개제도를 담당할 금융기관과 투자자금의 중개제도를 담당할 금융기관을 인위적인 규제를 통해 분리하여 패닉에 의한 금융위기 위험을 제거하자는 것이 Friedman 금융규제론의 핵심인 것이다.

1959년 저작에서 체계화된 Friedman의 통화정책과 금융정책론은 그의 학문 생애

29) 그는 구체적으로 3~5%의 증가율을 제시한다. Friedman(1959), p.91.
30) Friedman(1959), 3장.

내내 그 기본적인 취지는 유지되지만 1980년대에 들어서며 세부적인 내용에는 변화가 발생한다. Hayek와 마찬가지로 1960~70년대의 인플레이션 기간을 지나며 Friedman 역시 공적기구가 정치적 압력과 이해집단의 남용에 무력하다는 점을 다시 한번 절감한다. 그 결과 그는 통화가치의 안정을 위해서는 'k-퍼센트' 준칙으로는 미흡하다는 생각을 하게 된다.

> 나는 더 이상 통화당국에 대하여 (k-퍼센트 규칙의 준수를: 필자 주) 설득하거나 이를 법규화하는 것이 문제를 해결할 것으로 믿지 않는다. 지난 10여 년간 통화당국을 이 같은 방향으로 움직이고자 시도한 의회의 노력은 모두 실패하였다. 통화당국은 명목상으로만 통화목표를 선정하였을 뿐 실제로 엄격한 통화정책의 규칙화를 시행한 적은 없다. 심지어 통화당국은 명목적인 통화목표를 준수하고자 하는 노력도 하지 않았다. 이 모든 경험은 통화정책의 준칙화를 위해서는 제도적 변화가 필요하다는 것을 보여준다(Friedman[1984], p.245).

이에 Friedman이 제안하는 새로운 조치는 본원통화량을 고정된 수준에서 유지하도록 헌법에서 규정하자는 것이다. 그는 이제 이 같은 통화당국의 재량권을 완전히 박탈하는 비상한 조치가 아니고서는 정치적 이익집단에 의한 통화정책의 왜곡이 불가피하다고 보았던 것이다.

그러나 정부의 속성에 대한 불신이 증가하였음에도 불구하고 Friedman은 Hayek와는 달리 여전히 1959년에 제시한 것과 같은 이유로 자유은행제도에 반대하며 금융정책의 영역에서 공적기구의 역할을 옹호하는 의견을 유지한다. 그는 1986년 지난 30여 년의 역사가 그가 제안한 '100% 준비금 은행'과는 반대의 방향으로 전개되었고 금융자유화가 새로운 흐름인 상황을 전제로 하여 금융제도에서 공적기구의 역할에 대하여 논의한다. 여전히 그의 관심은 금융위기와 그에 따른 공적기구의 역할이다. 예금보험제도 도입 이후 금융위기가 사라졌다고 생각하였던 Friedman은 1980년대에 발생한 '저축대부조합위기(S&L Crisis)'의 사례와 컨티넨탈 일리노이 은행(Continental Illinois Bank)의 파산 사례를 언급하면서 이 문제를 거론한다.

> 이들 사례는 부분지불준비금 은행제도의 이른바 '내재적인 불안정성'이 불행하게도 여전히 존속함을 보여준다. …… 그러면 '최종대부자'의 등장이 금융발전의 불가피한 결과인 것인가? 최근 C. Goodhart는 역사 사례연구를 통하여 최종대부자의 등장은 부분지불준비금 은행제도에서 자연스럽고 바람직한 공적 제도로서 등장한 것으로 주장한다. …… 확실히 금융자유화가 진행되는 이행기에는

특히 유동성 위기의 위험이 상승하고 따라서 공적 최종대부자 기능의 필요성이 더욱 요구될 수 있다. 만일 시장이 성숙하여 자유화된 상태에서의 새로운 위험에 대한 시장자율의 제어장치가 등장한다면 이 공적 기능은 점진적으로 폐기될 수 있을지도 모른다. C. Goodhart는 이를 불가능한 경우로 판단하지만 사실의 여부는 시장자율의 확대에 의하여 확인할 수 있을 것이다. …… 그러나 공적 최종대부자 역할에 대한 요구를 제거할 수 있는 시장의 자율적 장치를 상상하는 것은 쉽지 않다(Friedman[1986], pp.52~54).

금융시장의 성숙이 자율적인 위험관리의 완성을 가져와 금융위기의 예방과 자율적 해결을 가능하게 할 수도 있겠다는 희망을 갖고는 있으나 그 희망이 사실로 확인될 때까지 그는 공적 개입을 수용한다. 즉, Friedman은 금융위기의 존재를 무시할 수 없었으며 이에 공적기구의 역할을 인정할 수밖에 없었던 것이다.

2. Hayek와 Friedman의 화폐금융이론

가. Hayek의 화폐금융이론

Hayek의 화폐금융이론은 그의 경기순환이론과 구분되지 않는다. 또 그의 경기순환이론은 경제학자로서 남긴 그의 전체 경제이론이기도 하다. 1925년 『미국의 통화정책』에서 이론의 맹아를 제시한 Hayek는 1929년 『통화이론과 경기순환』(“Monetary Theory and the Trade Cycle”), 1931년 『물가와 생산』(“Prices and Production”)을 통하여 그의 독특한 화폐적 경기순환이론을 제시한다.[31] 20세기 초반의 경제이론이 그렇듯이 수학모형이 아니라 서술에 의하여 설명되고 있어 논리의 구조를 정확히 이해하기는 어렵지만 Hayek의 이론이 금융기관의 신용팽창을 핵심으로 하고 있음은 분명하다. 그에게 “현존하는 금융제도에서 연유되는 신용의 탄력성이 경기순환의 탄생과 재발의 충분조건”이라는 점은 “명백한 사실(fact, simple and indisputable as it is)”이다.[32] Hayek의 이 같은 선언은 두 가지 의미를 지니고 있다. 먼저 Hayek는 신용팽창은 투자를 증가시키는 실물효과가 있다고

31) 출간시점은 『통화이론과 경기순환』이 『물가와 생산』을 선행하였지만 영국 등 영어권에 알려지기는 후자가 먼저였다. 전자는 독일어로 출간되었으며 영어 번역본은 1933년에 발간되었다. 유명한 Keynes-Hayek 논쟁의 대상이 되었던 것은 『물가와 생산』이었다.

32) Hayek(1929), p.187.

본다. 그의 이론에서 통화신용 변동이 실물효과를 갖게 되는 메커니즘은 특이하다. 그는 신용팽창은 자본재와 소비재 산업에 비대칭적인 효과를 미친다고 생각한다. 자본재 산업의 투자와 생산은 진작되는 반면 소비재 산업으로의 신용유입은 없다고 보았다. 다음으로 Hayek는 신용팽창은 일단 시작되면 계속 지속되어 반드시 과잉투자로 연결된다고 생각한다. 즉, 신용팽창은 자동조절장치가 존재하지 않는 불안정한 메커니즘에 의하여 지배되는 과정이다. 신용팽창으로 지속되는 과잉투자와 경기과열은 소비재 산업과 생산재 산업의 불균형 성장이 한계에 도달하면서 파국을 맞이한다. 종국에는 과잉투자 해소의 과정으로서 불황이 도래하며 이로써 경기순환이 완성된다는 것이다.[33]

경기순환의 재발을 초래하는 불안정한 신용팽창의 원인은 무엇인가? Hayek는 잠재적 원인으로서 금의 유입, 중앙은행의 본원통화 팽창, 금융기관의 예금통화 팽창 등 세 가지 요인을 일단 열거한다. 이 중 Hayek는 금융기관의 예금통화 팽창을 신용팽창의 주된 원인으로 지목한다.[34] 앞의 두 요인은 외생적 요인이므로 특수한 경기순환에서는 사실일 수 있으나 항상 작용하는 요인일 수는 없기 때문이라는 이유에서이다. 현대 경기순환이론의 개념을 사용하면 Hayek는 금의 유입(자본유입)과 중앙은행 통화발행은 '충격(shock)'일 뿐 충격의 경제적 효과를 만들어내는 '확산 메커니즘(propagation mechanism)'이 아니라는 점을 지적한 것이다. 신용팽창이 경기순환 일반에서 발견되는 요소라면 이는 신용팽창이 '확산 메커니즘'에 기인한다고 보아야 한다는 논리이다.[35]

당시 경제학사의 흐름에서 Hayek가 특히 중앙은행의 통화팽창이 신용팽창의 주된 원인이 아니라고 배제한 것은 주목할 가치가 있다. Hayek가 경제학 연구활동을 개시하던 시점, 그가 속한 오스트리아 학파의 경기순환론은 K. Wicksell을 거쳐 L. von Mises에 의하여 주도되고 있었다.[36] 실물충격이 아니라 신용팽창을 경기순환의 동인으로 보는 것을 핵심 특성으로 하는 오스트리아 학파 경기순환론에서 신용팽창을 야기하는 요인을 설명하는 것은 이론의 완성을 위하여 항상 필요한 과제였다. Mises(1924, 1928)의 해답은 '인플레이션 이데올로기'에 사로잡힌 '중

33) 신용팽창의 자본재와 소비재 산업 간의 비대칭적인 실물효과, 필연적인 과잉투자로의 연결 등에 대한 Hayek의 설명은 불충분하다. 그는 Hayek(1939)에서 추가 설명을 시도하지만 이론적 결함은 동 시대부터 현재까지 여러 학자에 의하여 지적되고 있다. 가장 유명하기로는 Kaldor(1939), Hicks(1967a) 등이 있다.

34) Hayek(1929), p.148~149.

35) Hayek(1929), pp.143~147.

36) Hayek 이전 오스트리아 학파에 대한 보다 자세한 개관은 Zijp(1993)의 2장, 3장을 참조.

앙은행의 통화팽창'이었다. 이 Mises의 해답을 폐기하고 예금은행의 신용창조를 신용팽창의 원인으로 대체하여야 하는 원인을 설명하기 위하여 Hayek는 여러 페이지를 할애한다. 그 설명의 기본 내용이 첫째는 위에서 언급한 외생적 충격에 기초한 이론의 불완전성이고, 다음으로는 Mises가 가정한 중앙은행의 행태원리에 동의할 수 없다는 것이다.

> 물론 Mises 교수가 가정하듯이 인플레이션 이데올로기에 사로잡힌 중앙은행이 항상 신용팽창을 시도하고 그래서 경기상승의 동인을 제공한다고 생각할 수도 있다. 이 가정은 많은 사례에서 사실일 수 있다. 그러나 이 경우 신용팽창은 항상 존재한다고 볼 수 없는 특수한 조건에 의존하는 것이 된다. …… 우리는 이 특별한 가정에 동의하기 전에 …… 금융시스템 어느 한 부분의 부적절한 작동을 가정하지 않은 상태에서 신용팽창이 발생 가능할 수 있는지의 여부를 먼저 물어야 한다. 내게는 예금은행의 '신용창조'가 확실히 그 역할을 할 수 있는 것으로 보인다(Hayek[1929], p.150).

그러면 과잉투자를 야기하는 예금은행의 과잉 신용창조는 왜 발생하는가?

> (대출기회가 존재할 때: 필자 주) 유동성 준비금을 유지하는 전략은 이익기회의 상실을 뜻하며 따라서 은행은 대출을 늘리게 된다. 게다가 경기상승기 부도위험은 하락하므로 보다 낮은 수준의 유동성 준비금이 적당할 수도 있다. 그러나 무엇보다도 경쟁의 압력 앞에 은행은 대출수요 상승에 대하여 바로 금리인상으로 대응할 수 없다. 왜냐하면 자신의 중요고객을 다른 은행에 빼앗기는 위험을 감수할 수는 없기 때문이다(Hayek[1929], pp.172~173).

Hayek는 경쟁압력이 예금은행의 위험관리 미흡을 야기한다고 본 것이다. 이 논리가 상정하는 예금은행의 불합리성 또는 금융시장 경쟁의 불합리성에 대하여 Hayek는 추가적인 설명을 제공하지 않는다. 결국 Hayek는 중앙은행의 부적절한 행태원리를 가정하는 것보다는 경쟁압력에 의하여 예금은행들이 미흡한 위험관리 아래 신용팽창을 한다고 가정하는 것이 더 설득력이 있다고 생각하였다고 판단된다. 공적기구의 불합리성, 불안정성보다는 예금은행으로 구성된 금융시스템에 불합리성, 불안정성이 내재되어 있다고 가정하는 것을 그는 선호한 것이다.

그의 경기순환이론에서 Hayek의 정책론은 자연스레 도출된다. 신용팽창으로 인한 경기과열이 경기순환의 원인이므로 신용팽창을 제어한다면 경기순환은 완화될 수 있다. Mises가 가정하였듯이 중앙

은행이 잘못된 행동원리에 지배되는 것이 아니므로 중앙은행의 역할을 기대할 수 있고, 더욱이 신용팽창의 원천이 경쟁압력에 몰린 예금은행의 군집행태에 있으므로 공적기구에 의한 외부에서의 개입, 즉 통화정책의 기능이 있다. 특히 요구되는 것은 경기과열을 진정시키는 과도한 신용팽창을 사전에 차단하는 정책이다. 경기침체는 이미 존재하는 과잉투자의 해소과정이므로 이를 통화정책에 의하여 지체시켜서는 안 된다.

그의 전기 금융제도론이 그의 금융이론과 정합성을 보이는 것에 비례하여 후기 Hayek의 자유은행제도론은 그의 금융이론과 대립을 보인다. 전기 Hayek가 명시적으로 비판한 Mises적인 공적기구론의 수용, 반대로 그가 강조한 예금은행 금융시스템의 내재적 불안정성론이 사상됨을 뜻하기 때문이다. 그의 자유은행제도론이 그의 전기 경기순환이론에 대하여 지니는 이 같은 시사점을 Hayek 스스로 명시적으로 인정하고 새로운 정당화를 추구한 적은 없다. 이러한 의미에서 후기 Hayek의 자유은행제도론으로의 전환은 그의 경제이론 연구활동과는 단절된 가운데 일어난 변화였다.

나. Friedman의 화폐금융이론

Friedman의 화폐금융이론은 D. Hume이 창시하고 고전학파 화폐이론으로 계승되었다가 Keynes에 의하여 폐기된 '통화수량이론(Quantity Theory of Money)'을 부활한 것으로 이해되곤 한다. 이 이해는 잘못된 것은 아니지만 Friedman과 고전학파 이론의 차이점을 은폐할 우려가 있다는 점은 유의되어야 한다. 고전학파에게 있어서 '통화수량이론'은 실물균형은 실물시장에 의해서 찾아지고 통화는 물가에 대해서만 의미를 지닌다는 실물변수와 명목변수의 이분론(dichotomy)을 뜻한다. 그러나 Friedman에게 있어서 '통화수량이론'은 '통화를 중심으로 한 경기순환론', 즉 통화를 감안하지 않은 경기순환 설명은 불가능하다는 관점을 의미한다.[37] 그리고 이 관점이 바로 그가 전수받은 20세기 초반의 '시카고 전통(Chicago tradition)'이기도 하다.

> 시카고(대학)에서는 Frank Knight, Jacob Viner가 일시 관여하고 Henry Simons, Lloyd Mints가 주된 역할을 하여 보다 미묘하고 적합한 화폐금융이론이 교육되고 개발되었다. 이 이론은 통화수량이론을 물가이론과 접목하여 경기순환의 설명과 정책방안 개발에 사용될 수

37) 실물부문이 아니라 통화금융부문을 경기순환의 동인으로 본 점에서 Friedman과 Hayek는 공통점이 있다.

있는 신축성과 유용성을 지닌 것이었다. Simons과 Mints의 저작에서 시사되기는 하였지만 이 이론은, 내가 아는 한, 아직 체계화된 적이 없다. 그럴 수밖에 없는 것이 이 시카고 전통(Chicago tradition)은 경직된 체계(rigid system)나 불변의 정통성이 아니라 사물을 보는 관점이기 때문이다. 그것은 화폐가 중요하다(money does matter)는 것을 전제한 이론적 접근 방법－만일 통화 변동을 무시하거나 사람들이 특정 규모의 통화를 보유하고자 하는지를 설명하지 않는다면, 단기 경기순환 현상에 대한 어떠한 설명도 결정적 오류에 빠질 가능성이 높다는 관점을 뜻한다(Friedman[1956], p.286).

'통화수량이론'은 경기순환이론의 핵심 요소로서 의미가 있다는 것인데, 그 이유를 설명하는 데 있어서 Friedman은 먼저 그가 뜻하는 '통화수량이론'은 '통화수요함수' 이론임을 강조한다. 소비함수, 투자함수 등 거시행태함수의 하나인 통화수요함수가 경기순환 이해에서 중심이 되어야 하는 이유는 세 가지 통계적 성격에 있다. 즉, 앞의 제도론 소개에서 언급하였듯이 통화수요는 물가, 소득, 금리에 의하여 설명되며; 이 관계는 역사적으로 소비함수 등 어느 함수에 비해서도 높은 통계적 안정성을 보여주며; 통화공급의 결정요인은 통화수요함수에 영향을 미치지 않는다는 성격을 지니고 있기 때문이다. 이 통계적 성격에 의하여 통화공급 충격이 경기순환의 동인이라고 생각된다면 그에 따른 경기순환상의 물가와 소득 변동은 통화수요함수를 통하여 설명하는 것이 최선이라는 결론이 얻어지는 것이다.

통화수량이론에 근거한 Friedman의 경기순환이론에서 남는 과제는 과연 통화공급 충격이 물가와 소득 변동의 가장 중요한 원인인지를 밝히는 것이고, 다음으로는 통화공급 충격이 있을 때 통화수요와의 균형 회복을 위하여 물가, 소득, 금리 등 제반 변수들이 각기 어떻게 변동하는지를 밝히는 것이 된다. Friedman은 이 문제에 답하기 위하여 실증연구에 의존한다. 그리고 A. Schwartz와 공동 수행한 기념비적인 미국 경기순환 역사 연구를 통하여 금리변동의 역할은 미미하며, 단기적으로는 물가와 소득이 같이 변동하고, 장기적으로는 점차 물가가 통화공급 충격을 모두 흡수한다는 결론을 내린다.[38] 단기적인 화폐중립성을 부정함으로써 그의 통화수량이론은 고전파적인 통화수량이론과 분명히 구별되게 되는데, 동시에 그로 인하여 단기적인 물가와 소득의 상대적인 변동분이 구체적으로 어느 정도인지 또는 '단기'가 어느 정도의

38) Friedman and Schwartz(1963).

기간을 의미하는 것인지에 대하여 정확한 답을 제시할 것을 요구받게 된다. 여기에서 Friedman은 유명한 '필립스 곡선(Philips curve)'의 이동 개념을 제시한다.[39] 물가상승률과 소득(실업률)은 단기적으로 부의 상관관계가 존재하는 것이 분명하고 동시에 궁극적으로는 이 부의 상관관계가 사라지고 물가상승률과 관계없이 소득은 자연실업률 상태로 복귀하는 것도 분명하지만, 단기적인 상관관계의 크기와 지속기간은 예측이 불가능하다는 것이다.

통화수요함수의 안정성과 필립스 곡선의 불안정성으로 구성되는 Friedman의 화폐금융이론에서 그의 통화정책론은 손쉽게 도출된다. 경기순환의 주된 동인이 통화공급 충격이고 통화공급 충격의 물가 및 소득에 대한 단기적인 효과는 예측이 불가능하므로 경기안정을 위한 최선은 통화정책의 안정적 운용이 된다. 그러나 Friedman의 금융규제론 또는 금융정책론은 그의 화폐금융론 어디에서도 그 근거가 발견되지 않는다. 그가 심리적 패닉이 금융위기 발생의 중요 원인이라고 생각하였다는 점은 『미국 화폐경제 역사』의 금융위기 사례에 대한 서술에서 분명히 드러난다.[40] 이 같은 확신이 그의 '100% 준비금 은행론'으로 연결되었을 것이라는 점 역시 쉽게 추론된다. 그러나 Friedman은 그 이론화 작업은 수행하지 않는다. 이 분야에서의 이론 연구 공백은 심리적 패닉에 의한 금융위기의 인정이 그의 '통화수량이론'과 배치된다는 점에서 특히 주목되어야 한다. Friedman이 주장하는 '통화수요함수의 안정성'이 통화의 소득 '유통속도(income velocity of money)'의 안정성을 요구한다는 점은 통화수량이론의 역사만큼이나 잘 알려져 있는 사안이다. 또 유동성 선호의 불안정성이 존재하면 이는 유통속도의 불안정성 요인이 된다는 점 역시 잘 알려져 있다. J. Keynes가 통화수량이론을 그의 『일반이론』("The General Theory of Employment, Interest and Money")에서 폐기한 이유가 '유동성 함정(liquidity trap)'으로 대표되는 유동성 선호의 불안정성 때문이기도 하였다.[41] Friedman은 누구보다도 이를 잘 알고 있었다. 그의 '통화수량이론'은 1950

39) Friedman(1968, 1976).

40) 몇 가지 예를 들면 Friedman and Schwartz(1963)의 pp.165~166, pp.309~311, pp.356~357 참조. 첫 번째는 Friedman이 미국의 1907년 금융위기를 설명하며 패닉으로 "건전하나 일시적 유동성 부족(sound but not immediately liquid)"으로 금융기관 파산이 초래될 수 있음을 이야기하는 사례이다. 두 번째 사례는 1930년 '미국 은행(Bank of United States)'의 파산이 단순히 그 은행의 이름으로 인해 미국 전체 금융시스템의 대내외 신인도 하락을 초래하였다는 설명이다. 세 번째에서는 영국의 사례를 들며 금융기관들이 패닉에 대응하여 국채 등 우량채권을 매각할 때 우량채권 가격이 속락하며 건전자산보유 금융기관도 부실화될 수 있음을 설명한다. 모두 금융위기의 발생을 금융시장의 불완전성, 합리성 부족에서 찾고 있는 설명이다.

년대 거시경제학계를 풍미하던 Keynes 경제학에 대한 반론으로서 제기된 것이기 때문이다.[42] 그러므로 그 스스로 유통속도의 안정성을 설명하는 것은 가장 중요한 과제이기도 하였다. 이에 Friedman은 「미국 화폐경제 역사」의 결론부에 해당하는 12장의 전체를 대공황 기간과 그 직후 및 2차 대전 직후 기간의 두 기간에 유통속도가 불안정한 움직임을 보인 이유를 설명하는 데 사용한다. 그는 금리변동, 기타 제도적 변화 등에 의하여 2차 대전 직후의 유통속도 변이를 설명한다. 그러나 대공황 기간의 설명에 이르러서는 결국 유동성 선호의 불안정성에 의존할 수밖에 없음을 이야기한다.

> (1929년 이후의) 경기위축은 경기불안정성, 불황의 위험, 실업의 반복에 대한 과장된 두려움을 심었다. 이 관점에서 볼 때 그 결과는 통화수요의 급등과 그로 인한 1929년과 1932년 사이 유통속도의 급락이었다. 유통속도는 경기하강기에 하락하는 경향이 있다. 통화수요는 경상소득이 아니라 항상소득에 반응한다고 판단되기 때문이다. 그러나 실제 하락은 이를 상회하는 수준이었다(Friedman and Schwartz[1963], p.673).

이처럼 '통화수량이론'과의 잠재적 긴장관계에도 불구하고 Friedman에게 있어 심리적인 유동성 선호의 변동 현상은 부정할 수 없는 사실로 각인되어 있었다.[43] 이런 의미에서 Friedman의 금융정책론은 그의 화폐금융이론과는 단절된 가운데 형성된 것이었다.

3. 해 석

이상의 검토는 다음의 세 가지 사실을 보여준다.

(1) 전기 Hayek와 Friedman은 화폐금융제도에서 공적 개입의 역할을 인정하는 측면이 있었다. Hayek는 경기과열 방지를 위한 적극적 통화정책을 주문하였고 Friedman은 규제에 의하여 지불중개기관과 자금중개기관을 구분할 것을 요구하였다.

(2) 인플레이션과 금융자유화라는 역사의 진전을 지켜보며 Hayek는 모든 공

41) Keynes(1935), pp.207~208, pp.298~299.

42) 그가 특별히 소비함수를 언급하며 통화수요함수가 소비함수에 비하여 안정적이라고 주장한 이유도 여기에 있다.

43) 유동성 선호 변동, 특히 급변과 그로 인한 금융위기 존재의 인정이 통화수요함수 안정성 주장에 위협이 될 수 있음에도 Friedman이 두 주장을 이론적으로 조화시키려는 노력을 하지 않은 이유는 알 수 없다. 다음과 같은 추측은 가능하다. 앞의 제도론 설명에서 보았듯이 Friedman은 1933년 예금보험제도의 도입으로 과거와 같은 유동성 선호 급변과 금융위기의 위험은 사라졌다고 보았다. 그러므로 그는 이제 더 이상 통화수요함수 안정성에 대한 위협은 없다고 생각하였는지도 모르겠다.

적 화폐금융제도의 역할을 부정하는 자유은행제도론으로 입장을 전환한다. Friedman은 준칙에 입각한 통화정책 운용의 주장은 더욱 강화하였지만 자유은행제도에 반대하고 공적 최종대부자의 필요성을 인정하는 등 금융정책에서 공적기구의 역할을 인정하는 입장을 고수한다.

(3) Hayek의 입장전환은 그의 이전 이론내용과는 일관성이 결여된 전환이었다. Friedman이 고수한 금융안정을 위한 공적제도 필요성 주장도 그의 이론에 의하여 뒷받침될 수 있는 것은 아니었다. 이러한 의미에서 두 학자 모두에게 금융이론과 금융제도론 사이에 단절이 존재한다.

이제 논문의 서두에서 열거한 세 가지 가설 중 이상의 사실들에 대해 설명력이 가장 높은 가설이 무엇인지를 검토한다.

가. 정치철학 가설 검토

Hayek와 Friedman은 모두 학문생애에 걸쳐 불변의 고전적 자유주의 정치철학 소유자라는 점에서 차이가 없었다. 두 사람의 자유주의 정치철학은 저작활동과 활발한 참여활동을 통하여 잘 드러난다. Hayek의 『예종으로의 길』(*The Road to Serfdom*), 『자유의 헌법』(*The Constitution of Liberty*), Friedman의 『자본주의와 자유』(*Capitalism and Freedom*), 『선택의 자유』(*Free to Choose*) 등의 저서는 이들이 공통된 고전적 자유주의 정치철학을 공유하였다는 점을 명확하게 보여준다. 또 Hayek와 Friedman은 같이 자유주의 철학을 공유하는 명망가들의 모임인 '몽 펠레린 모임(Mont Pelerin Society)'의 창립과 지속에서 중심 역할을 담당하였다. Hayek는 1944년 『예종으로의 길』 출간 이후 수년간 대중연설과 미디어 출연활동이 활발하였으며, Friedman은 1966년에서 1984년까지 『뉴스위크』(*Newsweek*)의 고정 칼럼니스트로서 대중과의 접촉을 활발히 유지하였다. 그 결과 정치철학자로서 두 사람에 대한 평가는 1980년대 영미에서 주도적 정치세력으로 부상한 이른바 '신보수주의(Neo-conservative)'의 상징이라는 데에 이의가 없다. 한 미국의 보수주의 정치잡지의 설문조사 결과는 이를 잘 보여준다.[44)]

그러므로 정치철학 가설은 위의 세 가

44) 그 자신 영국시민이기도 하였던 Hayek의 정치사상가로서의 대중적 영향력은 미국보다 영국에서 더 컸다. 대처리즘(Thatcherism)의 정신적 지주가 Hayek였으며 다음의 일화는 이를 잘 보여준다. "한 당원이 극좌나 극우가 아닌 중도 실용주의가 영국 보수당이 가야 할 길임을 주장하는 보고서를 발표하였다. 발표가 끝나기도 전에 새로운 당수(대처: 필자 주)가 가방에서 책을 한 권 꺼내며 실용주의자의 말을 가로막았다. '이것이 우리가 믿는 것이다', 그녀는 단호하게 선언하며 Hayek의 '자유의 헌법'을 탕 소리와 함께 책상에 내려놓았다"(Gamble[1996], p.151). 20세기 후반 영국 정치의 보수화에서 Hayek 사상이 중요한 역할을 하였다는 주장을 자세히 설명하고 있는 것으로는 Cockett(1994)이 있다.

〈표 1〉 미국 역사상 가장 영향력이 큰 자유주의 사상가: 설문조사 결과

	1988년도 조사	1998년도 조사
랜드(Rand)	4.02	3.51
제퍼슨(Jefferson)	3.10	3.51
프리드만(Friedman)	2.95	3.08
미제스(Mises)	3.65	2.76
하이에크(Hayek)	3.02	2.74
로쓰바드(Rothbard)	3.93	2.72
골드워터(Goldwater)	2.49	2.39

주: 『자유』(*Liberty*) 잡지가 실시한 설문조사(일명 'Liberty Poll')의 결과로서 영향력을 크기에 따라 1에서 5까지 배점하도록 한 것임.
자료: *Liberty*, February 1999. (Ebenstein[2001], p.276에서 재인용)

지 사실을 설명하는 데 부적합하다. Hayek와 Friedman의 견해 차이는 물론 전기 Hayek와 후기 Hayek의 생각변화도 정치철학의 차이와 변화로는 설명될 수 없다.45)

나. 방법론 가설 검토

Friedman이 스스로 옹호한 경제학 연구방법론이 Popper식 과학주의였음은 분명하다. 그가 『실증 경제학의 방법론』(“The Methodology of Positive Economics”)에서 전개하는 '연역적 방법을 통한 이론 건설, 이론으로부터 기각 가능한 가설의 도출, 자료에 의한 가설 검증'의 연구방법론은 Popper의 비판적 합리주의 과학론과 동일하다.46) 반면 Hayek가 신봉한 연구방법론이 Popper식 과학주의였는지

45) Hayek와 Friedman이 동일한 정치철학을 소유하고 몽 펠레린 모임에서 공동의 정치철학 실현을 위하여 힘을 모았지만, 화폐금융이론과 제도론에서의 견해 차이는 서로의 심기를 불편하게 하였던 것으로 보인다. Hayek는 인터뷰에서 Friedman을 다음과 같이 평한다. “…… 밀턴(M. Friedman을 의미: 필자 주)과 나는 통화정책을 제외한 나머지에서 모두 동의한다. …… 나는 종종 공개적으로 Keynes의 논설을 좀더 비판하지 않은 것을 후회한다고 말해 왔는데, 밀턴의 '실증경제학 연구(Essays in Positive Economics)'를 비판하지 않은 것에 대해서도 똑같은 말을 할 수 있다”(Hayek[1994], pp.144~145). Friedman도 인터뷰에서 Hayek에 대해 이에 못지않은 평을 하고 있다: “나는 Hayek를 매우 존경한다. 그러나 그의 경제학은 아니다. 그의 『물가와 생산』(*Prices and Production*)은 오류투성이이며, 그의 자본이론은 독해 불가능이다. 반면, 그의 정치적 저작은 훌륭하다. …… 나는 그가 『예종으로의 길』(*The Road to Serfdom*)에서 비로소 그의 자질에 맞는 전문영역을 찾았다고 생각한다”(Ebenstein[2001], p.81).

46) Friedman은 막상 1953년도에 발표된 이 논문에서는 전혀 Popper를 언급하지 않고 자신의 논리를 전개한다(Friedman[1953]). 그러나 2000년 Ebenstein과의 인터뷰에서 그가 주장한 방법론이 '철저히 Popper식(strictly Popperian)' 방법론임을 확인해 준다(Ebenstein[2001], p.272).

에 대해서는 논란이 많다. 초기 Hayek가 Mises의 순수연역주의 방법론을 전수하였음은 명백하다.[47] 그가 『통화이론과 경기순환』 서두에서 제시하는 방법론은 Mises의 방법론과 동일하고, 「과학주의와 사회과학」(“Scientism and the Study of Society”)에서는 사회과학의 방법론이 자연과학 방법론과 같을 수 없으며, 사회현상의 복잡성(complexity)을 강조하며 사회과학의 예측은 ‘경향성 예측(pattern prediction)’에 한정됨을 설명한다.[48] 이 같은 방법론이 Popper식 과학주의와 대치된다는 것은 Popper가 그의 저작 『역사주의의 빈곤』(*The Poverty of Historicism*)에서 Hayek 논문을 비판적으로 다루고 있는 것으로도 증명된다.[49] Hayek 자신은 1937년 「경제학과 지식」(“Economics and Knowledge”) 논문을 계기로 그가 Mises의 순수 연역주의와 결별하고 실증연구를 좀더 중시하는 방법론으로 입장을 전환하였다고 말한다.[50] 그러나 과연 그가 어느 정도 Popper식 과학주의를 정당한 방법론으로 인정한 것인지에 대해서는 평자에 따라 의견이 갈린다.[51]

Hayek와 Friedman이 스스로 정당한 사회과학 방법론을 무엇이라고 주장하였는가 하는 문제와는 별도로, 두 사람의 연구 저작을 살펴볼 때 Friedman의 경우 실증주의가 돋보이는 반면 Hayek에게서는 실증연구의 흔적도 찾기 어려운 것이 사실이다. 그러나 이 논문의 초점인 두 사람의 화폐금융이론과 제도론을 자세히 검토할 때 Hayek는 물론 Friedman도 과연 Popper식 과학주의를 엄격히 준수하였는지는 의문이다. 두 사람 모두 자신의 화폐금융론이 의미하는 가설과 관련한 실증증거에 대하여 Popper식 과학주의와 어긋나는 태도를 취하고 있기 때문이다.

---

47) Mises는 인간행동을 대상으로 하는 학문에는 ‘순수이론(praxeology)’과 ‘역사(history)’가 있다고 말하고 전자의 경우 공리에서 출발하여 순수한 연역주의 방법론에 의해 건설된다고 주장한다. 그는 경험주의 방법론을 극단적으로 배척하여 ‘순수이론(Praxeology)’은 경험이 아니라 인간 내부의 직관에 의할 때 ‘자명한(self-evident) 공리’를 기초로 해서 사유에 의해 건설될 뿐이고, 경험적 사실(fact)에 의해 검증(refute)될 수 있는 대상이 아니라고 주장한다. 그러므로 그는 자연과학의 방법론을 사회과학에 적용하는 것을 반대한다. Mises의 방법론은 Mises(1949)의 2장에 설명되어 있다.

48) Hayek(1955).

49) Hayek와 Popper는 개인적 친분이 두터운 사이였다(Ebenstein[2001], 20장 참조). 그러나 Popper가 『역사주의의 빈곤』에서 비과학적 역사주의 방법론의 특성으로 열거하는 ‘사회현상 복잡성의 강조’, ‘경향성 예측’ 등은 Hayek 방법론에서 그대로 발견되는 특성이다(Popper[1957], 1장 참조). Popper가 『역사주의의 빈곤』에서 Hayek 논문을 직접 거론하는 대목은 여러 곳인데, 예컨대 Popper(1957), pp.126~128 참조.

50) Hayek(1994), p.72.

51) Hayek와 교분을 나누기도 한 T. Hutchison은 후기 Hayek는 기본적으로 Popper식 과학주의를 수용한 것으로 보지만, Friedman은 입장이 변하기는 하였으나 ‘완전히 변한 것이 아니며(didn't come all the way)’ Mises의 연역주의 접근법을 끝까지 버리지 못하였다고 비판한다(Hutchison[1981], pp.213~214; Ebenstein[2001], pp.272~274).

Hayek의 화폐적 경기순환론이 제시하는 핵심 가설은 '신용팽창은 단기의 경기상승을 거쳐 경기침체를 초래한다'는 것이다. Friedman의 통화수량이론이 제시하는 핵심 가설은 '통화의 공급충격은 단기적으로는 실질소득효과가 있으나 장기적으로는 물가에만 영향을 미친다'는 것이다. 두 가설이 Popper가 공격하는 비과학적인 '역사 예언(historical prophecy)'으로 전락하지 않고 '과학 예측(scientific prediction)'의 지위를 유지하려면 '단기'를 구성하는 요건의 구체적인 정의가 요구된다.[52] 그러나 두 사람은 이와 반대되는 태도를 취한다. 2차 세계대전 후 20여 년은 인플레이션이 배태된 기간이기도 하지만 선진국 경기가 유례 없는 장기호황을 누린 기간이기도 하다. 이 사실에 대하여 Hayek는 다음과 같이 반응한다.

> 인플레이션을 가속화함으로써 원칙적으로 경기팽창을 무한히(no definite time limit) 이어갈 수 있다는 것을 나는 항상 알고는 있었다. 그러나 금본위제와 같은 내재된 제어장치의 존재를 당연시하였고 그래서 전후 경제의 전개를 잘못 진단하였다. …… 인플레이션을 동반한 경기상승이 20여 년 동안 지속될 수 있다는 것은 예상하지 않았다. …… 물론 내가 예상한 것보다 훨씬 오래 지속되었지만, 종말은 결국 마찬가지였다(Hayek[1994], p.145)

예측의 조건을 구체화하지 않고 "인플레이션은 궁극적으로 불황을 초래한다"는 막연한 예언은 Hayek 저작의 도처에서 발견되는 태도인데, 이로 인하여 그는 그의 핵심 가설의 Popper적인 의미에서의 과학적 지위를 위태롭게 하고 있다.

Popper의 관점에서 본다면 유사한 오류는 Friedman도 범하고 있다. 1980년대 후반 지난 수십 년간 축적된 통화공급 충격과 물가, 소득 사이의 관계에 대한 실증연구를 정리하면서 Friedman은 다음과 같이 이야기한다.

> 단기에 있어서 통화증가와 명목소득의 관계를 쉽게 판별하는 것은 어렵다. 그 관계가 단기보다는 장기에 보다 밀접하기 때문이기도 하지만 보다 중요하게는 통화증가가 소득에 영향을 미치는 데에는 시차가 있고 그 시차는 가변적이기 때문이다. …… 길게는 3년에서 10년까지 지속될 수도 있는 단기에 있어 통화변동은 주로 소득에 영향을 준다. 그러나 수십 년이 지나면(over decades) 이미 언급하였듯이 통화증가율은 주로 물가에 영향을 미친다(Friedman[1987], p.376).

52) Popper(1957), pp.118~119.

이처럼 두 학자가 Popper의 비판적 합리주의에 기초한 방법론에 충실하지 않았다는 것은 방법론 가설이 기각될 수 없음을 의미한다. Hayek의 화폐금융제도론이 전기와 후기에 달라진 점, Hayek와 Friedman의 제도론이 상이한 것이 두 사람이 과학적 방법론을 따르지 않았기에 그러하다는 주장이 유지될 수 있다. 그러나 방법론 가설은 '설명'으로서는 부족하다. 위의 (1)~(3)에서 열거한 세 가지 사실을 Hayek와 Friedman이 진정한 과학적 방법을 추구하지 않아서 결과된 것으로 치부할 수 있을 뿐 이를 설명하지는 못한다. 실제 과학사에 적용할 때 상당수의 과학활동이 비과학으로 판명되고 그 결과 설명하여야 할 대상을 대부분 제외해 버리는 결과의 발생은 이미 잘 알려져 있는 Popper식 과학주의의 치명적 문제점인데,[53] 이 문제점이 Hayek와 Friedman의 금융제도론 해석에서도 다시 등장하는 것이다.

다. 패러다임 가설 검토

패러다임 개념에 기반을 둔 T. Kuhn의 과학론에 의할 때, 과학은 과학자 '집단(community)'의 존재를 전제로 한다.[54] 어느 과학자 집단이 공유하는 것으로 관찰되는 문제의식, 방법론, 형이상학 등이 이 집단의 '패러다임'이며, 이 패러다임은 이 집단이 연구의 '표준예(exemplar)'로 존중하는 연구 사례에 의하여 전수되고 드러난다. 그러므로 과학적 지식을 이해하려면 먼저 '그 지식을 생산하고 사용하는 그룹의 특성을 알아야 한다.'[55] 만일 두 선택 가능한 이론이 공존한다고 할 때 특정 과학자 집단이 어느 이론을 선호하는 이유를 이해하고자 한다면, 그 이론이 '그 집단이 공유하는 경험과 상호작용'하는 방식을 이해하여야 한다.[56] 특정 과학자 집단은 공유의 경험, 가치체계 등에 의하여 과학이 해결하여야 하는 핵심 문제가 무엇이라는 데 일단 동의하게 된다. 어떤 공리, 방법론, 가설을 포함하는

53) Popper식 과학주의를 과학사 발전에 적용할 때 그가 주장하는 과학적 방법론에 어긋나는 학문활동은 비과학으로 치부되어 설명대상에서 아예 제외되는 현상이 발생한다. 실제 학문세계에서는 비과학으로 분류되어야 할 학문행위가 다수 실재하는데, 그의 방법론 가설은 이를 설명하는 것이 아니라 단순히 무시해버리는 결과를 낳는다. 설명되지 않는 부분을 제거함으로써 설명력을 높이자는 이 같은 특성의 문제점이 Popper의 과학철학이 점차 영향력을 상실한 주된 이유라고 할 수 있다. 그의 과학철학은 '과학은 이러하여야 한다'는 규범으로서는 의의가 분명하지만 과학의 실제 역사를 설명하는 데는 한계가 있다.

54) Kuhn의 『과학혁명의 구조』(*The Structure of Scientific Revolutions*)는 원래 1962년에 출간되었고 1970년에 개정본이 출간되었다. Kuhn은 개정본에 상당한 분량의 '후기(postscript)'를 첨부하여 원본 출간 이후 제기된 여러 가지 비판에 대답하고 패러다임 개념의 정치화를 시도한다. 패러다임 정의에 있어서 과학자 집단(community)을 전제하는 것이 중요하다는 점은 이 '후기'에서 강조된다.

55) Kuhn(1970), p.210.

56) Kuhn(1970), p.200.

연구 사례가 이 핵심 문제를 해결하는 데 성공한 것으로 판단될 경우 이 연구 사례는 패러다임으로 진화된다. Kuhn의 과학론을 염두에 둘 때, Hayek와 Friedman의 이론, 특히 위에 열거한 (1)~(3)의 사실들은 두 사람이 속한 경제학자 집단의 패러다임 차이에 기인한 것으로 설명하는 것이 가장 설득력이 높다고 생각된다. 즉, 그들이 속한 '경제학자 집단'의 '공유 경험', 그에 기초하여 설정된 '핵심 문제의식'의 차이가 두 사람의 화폐금융이론 및 제도론을 지배하였다고 생각된다.

Hayek 집단(오스트리아 학파)의 공유 경험, 핵심 문제의식

Hayek가 속한 경제학자 집단은 '오스트리아 학파'이다. 오스트리아 학파의 계보는 19세기 말의 경제학자 C. Menger와 K. Wicksell로부터 시작되며, Hayek의 연구활동과 직접적인 연계성을 지니고 있는 구성원으로는 그의 스승이었던 F. Wiser, 선배였던 L. Mises 등이 있다. 19세기 말 전개된 경제현상 중 Wicksell 등이 주목한 '공유 경험'은 부분예금은행제도에 기초를 둔 새로운 금융제도의 등장과 경기순환의 진폭 증가였다. 이로부터 화폐신용과 경기순환은 불가분의 관계가 있다는 오스트리아 학파의 '공유 경험'이 배태된다. Mises와 Hayek에 이르면 1차 세계대전 후 독일, 오스트리아가 경제시스템의 파탄으로 이어진 초인플레이션을 겪음에 따라 '인플레이션 → 경기불황' 패턴은 부정할 수 없는 확고한 사실이며 인플레이션은 가장 극심한 부정적 후생효과를 초래하는 경제현상인 것으로 강화된다. 더욱이 초인플레이션으로 야기된 경제파탄이 자유주의 몰락과 전체주의 등장이라는 정치질서 변혁으로 연결되는 것을 목도하며 이들의 공유 경험은 '인플레이션 → 경기불황, 전체주의'라는 것으로 확대된다. Hayek는 『자유의 헌법』에서 이렇게 말한다.

> 다음의 두 가지는 아무리 강조해도 지나치지 않다. 첫째, 인플레이션을 막지 않는다면 국가통제가 점차 확대되는 것을 막을 수 없다. 둘째, 지속적인 물가상승은, 그것이 어떤 것이든, 위험하다. 왜냐하면 일단 인플레이션으로 경기상승을 시작하면 남는 선택은 인플레이션을 가속화하거나 아니면 경기침체/불황을 감수하는 것의 두 가지밖에 없기 때문이다 (Hayek[1960], p.338).

Hayek에게 있어 인플레이션은 경제적 후생 감소를 넘어서 "자유사회가 생존하기 위해서는" 반드시 퇴치하여야 하는 병폐이다.[57] 이에 경기안정과 전체주의 방지를 위하여 인플레이션의 메커니즘을 설명하고 이를 제거하는 것이 Mises와 Hayek의 '핵심 문제'로 등장한다.[58] Mises

는 '금융시스템에 대한 정부개입의 결과'로 이 문제를 푼다. 화폐발행의 정부 독점, 최종대부자 기능 등 정부개입이 신용팽창과 인플레이션의 반복 발생의 원인이라는 것이다. Mises는 정부개입의 완전한 배제를 주장하며 시장의 자율작동이 문제를 해결할 것으로 전망한다. Mises가 패닉에 의한 금융시스템 마비와 같은 시장실패 가능성을 부정하는 것은 아니다. 그러나 그는 '공유 경험'에 의존하여 그의 해법을 변호한다.

> 자유은행제도의 가능성은 거의 제안된 적이 없다. …… 가끔 이를 옹호한 이들이 역사에 등장한 적이 없는 것은 아니나, 그들의 목소리는 은행의 예금자들을 보호하는 것이 바람직하다는 의견에 압도되고는 하였다. …… 완전한 자유은행제도 아래서 은행들의 기능 마비(breakdown of the banks)가 야기할 수 있는 부정적 결과가 아무리 심하다 해도, 그것이 세 제국(오스트리아-헝가리, 독일, 러시아: 필자 주)이 추구한 전쟁과 전후 통화금융정책으로 야기된 바 있는 어려움에 비할 수 없다는 점은 누구도 부정할 수 없을 것이다(Mises[1928], pp.145~146).

어떤 비용을 지불하더라도 인플레이션을 제거하는 것이 최선이라는 점은 그에게 자명한 공리였던 것이다.

앞에서 보았듯이 1930년대의 Hayek는 1차 대전을 전후하여 중부 유럽국가에서 발생한 화폐 및 금융불안정성 문제를 예금은행을 중심으로 한 금융시스템의 내재적 불안정성에 기인한 것으로 설명하고자 시도하였다. 그러던 중 그는 2차 세계대전 후 모든 유럽국가에서 케인지안 거시정책이 정부행태를 지배하는 가운데 인플레이션이 등장하고, 다른 한편으로는 정부의 전반적인 시장규제와 직접적인 경제행위가 확대되는 현상을 목격한다. 그러자 아직 금융시장에 있어 정부의 개입 필요성을 완전히 부정하지는 않는 가운데, 1930년대 후반 이후 Hayek의 연구프로그램은 전체주의 확산 방지를 위한 개혁 촉구와 자유주의 사상 전파에 초점이 두어진다. 1944년 『예종으로의 길』과 이후 1960년 『자유의 법제』로 이어지는 정치철학 저작이 그 결과인데, 1차 세계대전 직후 오스트리아에서의 국유화

57) Hayek(1978a), p.1.

58) '공유 경험'과 그들의 연구프로그램 관계에 대한 분명한 서술의 한 예는 Hayek(1975a)에서 찾을 수 있다. "오스트리아와 독일의 초인플레이션 경험이 우리(그와 Mises 등: 필자 주)로 하여금 통화량 변동과 실업의 관계에 주의를 갖도록 만들었다. 특히 그 경험은 인플레이션으로 얻어진 고용은 인플레이션이 안정되는 순간 사라지며 '안정화 위기', 즉 보다 많은 실업을 초래한다는 것을 알려주었다. 이 관계에 대한 직관이 있었기에 나와 동료들은 Keynes와 그의 추종자들이 주장한 실업정책에 처음부터 반대하였다" (Hayek[1975a], p.4).

진전이 2차 대전 후 영국에서 다시 반복됨을 언급하며 『예종으로의 길』 저술의 동기가 "똑같은 사상 진화가 전개되는 것을 두 번 겪은 결과"임을 밝힌다.[59] 그러나 결국 1970년대 들어 "사실상 모든 정부가 화폐발행 독점권을 이용하여 일반 경제주체를 속이고 약탈"[60]하며 최악의 경제현상인 인플레이션을 조장하는 현실이 지속되고 있음에 즈음하여 Hayek는 Mises의 정부관과 '자유은행제도론'을 수용하게 된다. 반드시 퇴치되어야 하는 인플레이션을 정부가 조장한다면 이는 통화독점기능이 공적기구의 영역 아래 두어질 수 없음을 의미하는 것이었던 것이다.[61] 즉, Hayek의 제도론이 전기에서 후기로 오며 변이된 현상은 그가 속한 집단과 그 집단의 패러다임을 전제로 할 때 가장 잘 설명된다.

Friedman 집단(초기 시카고 학파)의 공유 경험, 핵심 문제의식

Friedman이 속한 집단은 시카고 대학 시절 그의 스승이었던 H. Simons, L. Mints, F. Knight, J. Viner 등이다. 이들이 Friedman의 화폐금융이론과 제도론에 미친 영향은 명백하다. Friedman 스스로 화폐수량이론으로 대표되는 그의 화폐금융이론과 'k-퍼센트 규칙', '100% 준비금 은행'으로 요약되는 제도론이 이들의 견해를 수용한 것임을 분명히 밝히고 있다.[62] 또 실제로 Simons 등의 저작을 일람하면 'k-퍼센트 규칙'과 '100% 준비금 은행'이 Friedman 이전 이들의 주장이었음이 쉽게 확인된다.[63] 자유방임주의(Laissez-faire)를 신봉하였던 시카고 대학의 경제학자들이 통화당국의 재량을 배제하는 'k-퍼센트 규칙'을 주장하였다는 것은 당연해 보이나, '100% 준비금 은행'이라는 강력한 은행규제를 요구하였다는 것은 이들의 '공유 경험'과 그로 인한 '핵심 문제의식'을

59) Hayek(1944), p.1.

60) Hayek(1975b), p.224.

61) 다음의 구절도 어떤 비용을 치르더라도 인플레이션을 막아야 한다는 Hayek의 생각을 보여주는 또 다른 예이다. "실업은 인플레이션을 막기 위하여 치러야 하는 비용이다. 이 목적을 위해서라면 나는 어떤 규모의 실업도 감수할 태세가 되어 있다"(Ebenstein[2001], p.280에서 인용).

62) 화폐수량이론과 관련하여 Friedman이 스승들의 영향을 언급하는 것은 본문 pp.23~24의 인용문 참조. '100% 준비금 은행'과 관련한 언급은 다음을 참조. "H. Simons와 L. Mints의 제자로서 나는 자연스레 부분준비금이라는 현재 은행제도의 특성이 은행개혁 논의의 중심이 되어야 한다고 본다. 나는 또한 그들을 따라 현재 제도를 100% 준비금 제도로 대체할 것을 제안한다"(Friedman[1959], p.65)

63) Simons 등이 '100% 준비금 은행' 등을 명시적으로 주장한 것은 1930년대 초반이다. 이때의 논문들은 뒤에 Simons(1948), Mints(1950) 등에 수록된다. '100% 준비금 은행론'의 지적 역사를 포괄적이고 자세하게 조사한 최근 연구서로는 Phillips(1995)가 참고가 된다.

파악하지 않고는 이해가 어렵다.

19세기 말과 20세기 초반 미국의 금융시스템은 유럽의 그것과는 세 가지 면에서 큰 차이가 있었다. 첫째로는 중앙은행이 존재하지 않았으며,[64] 둘째로는 유럽 각국의 은행산업구조가 1차 세계대전 무렵이면 이미 과점구조가 정립된 반면, 미국은 이에 비해 무수한 은행이 경쟁하는 완전경쟁 산업구조에 가까웠다는 것 등이다. 요컨대 미국의 금융시스템 구조는 Hayek가 주장하는 자유은행제도와 유사하였다. 그런 가운데, 영국 등 유럽에서는 19세기 말 이후 은행위기가 사라진 반면, 미국에서는 예금인출사태가 빈발하고 특히 경기순환상 경기침체 국면이 금융위기와 동반 발생하는 현상이 계속된다.[65] 초기 시카고 학파 학자들에게 이 '금융위기와 경기순환'은 공유 경험이었으며 이 현상을 설명하는 것이 그들에게는 '핵심 문제의식'의 지위를 차지한다. 주지하듯이 경기순환에 대하여 제시된 이론이 '통화수량이론'이었는데, 이들은 금융위기 발생을 '부분준비금은행을 기반으로 한 금융시스템의 내재적 불안정성'으로 설명하였다.

> 상업은행제도의 신용창조에 사회가 '이윤(interest)'을 제공하는 것은 다음의 사항들을 생각할 때 황당한 일이다. (a) 공적기구가 거의 비용을 들이지 않고 이를 할 수 있다, (b) 사실 그 같은 신용창조는 물가를 올릴 뿐이므로 필요가 없다, (c) 그 직접적인 결과는 아니라 해도 신용구조의 변동성과 불확실성으로 인해 전체 경제시스템이 엄청난 불안정성과 주기적인 위기를 겪게 된다는 점 등이다 (Knight[1927], p.732; Phillips[1995], p.46에서 재인용).

또 규제가 없는 상태의 금융시스템이 이러한 내재적 불안정성을 지니고 있다는 점을 감안할 때 이를 제거하기 위한 공적 규제 개입은 그들이 신봉하는 자유방임주의에 어긋나지 않는 것으로 간주된다.

> 금융시스템을 민간의 투기행위에서 분리시키는 것은 가장 엄격한 자유방임주의 이론의 견지에서도 그 이론의 원칙을 위반하는 것이 아니다(Knight[1933], p.244).

---

64) '연방준비제도(Federal Reserve System)'가 일종의 중앙은행으로서 1913년에 창설된다. 그러나 연방준비은행(Federal Reserve Bank)과 연방준비위원회(Federal Reserve Board)에 의한 최종대부자 기능 등 적극적인 금융위기 대응은 대공황 시점까지 이루어지지 않고 있었으며 이에 사실상 중앙은행의 공백 상태는 1930년대 초반까지 계속된다. 이것이 Friedman이 대공황의 원인으로 지적한 것이기도 하다(Friedman and Schwartz[1963]).

65) 영국과 미국을 사례로 하여 영국에서는 1870년대 이후에는 금융위기가 사라진 반면 미국에서는 경기순환 국면마다 금융위기가 빈발하였음을 보여주는 것으로는 Bordo(1985) 참조.

특히 1930년대 초반 대규모 금융위기가 대공황을 동반하며 발생하자 1933년 초기 시카고 학파는 Simons를 중심으로 구체적인 정책방안을 마련하고 이를 의회에 송부하는 적극적인 활동을 전개한다. 이때의 정책방안이 '100% 준비금 은행'이다. 이들은 의견서에서 예금통화 창조에서의 '자유은행(free banking)'은 "완전히 왜곡된 방식의 통화규율(a regulation or manipulation of currency which is totally perverse)"을 낳았다고 전제하고, 100% 준비금 규제 도입으로 "부분준비금 원리에 기초한 예금은행을 완전히 없애버릴 것(outright abolition of deposit banking on the fractional-reserve principle)"을 제안한다.[66] 만일 100% 준비금 규제의 도입 이후 이에 기초한 예금은행이 자율적으로 시장에서 생성되지 않을 경우에는, 우체국 예금제도의 확대로 공적기구가 예금통화를 공급하는 시스템을 구축할 것을 주장한다. 초기 시카고 학파에게 있어서 '금융시스템의 내재적 불안정성'과 그로 인한 금융위기 발생이라는 위험은 민간은행시스템의 공적 시스템으로의 대체를 감수하더라도 반드시 치유해야 할 심각한 문제였던 것이다.

Friedman은 초기 시카고 학파의 '공유경험'과 '핵심 문제의식'을 그대로 계승하였으되, 주된 이론구성과 실증연구활동은 특히 '화폐수량이론'의 체계화 및 통화와 경기순환의 인과관계 증명에 쏟는다. 그러면서 금융시스템의 내재적 불안정성으로 금융위기 발생위험이 부분준비금 은행제도에 상존한다는 것과 이를 제거하기 위한 방안으로서 '100% 은행제도론'이 최적이라는 생각은 초기 시카고 학파를 그대로 계승하였던 것이다.[67] 그러므로 Friedman이 그의 이론과 관계가 밀접하지 않고 심지어 배치될 가능성이 있는 제도론을 주장하였던 것은 그가 속한 집단의 패러다임을 계승하며 발생하였던 것이다.[68]

---

66) Phillips(1995), pp.64~65의 인용문에서 재인용.

67) Simons 등이 '100% 준비금 은행론'을 의회에 제안한 1933년 당시 Friedman은 시카고 대학 경제학과의 대학원생이었다.

68) 사실 '100% 준비금 은행론'은 시카고 대학 학자들만이 아니라 당시 예일 대학 교수였던 Irving Fisher에 의해서도 옹호되는 등 1930년대 미국 경제학계의 폭넓은 지지를 받은 방안이었다(Phillips[1995], 9장 참조). 엄청난 금융위기와 대공황의 발생을 목격하면서 부분준비금원리의 금융시스템이 내재적 불안정성을 지니고 있다는 점은 쉽게 부정될 수 없는 '사실'로 경제학자들에게 각인되었음을 시사한다. 20세기 후반에 와서는 1970년대 케인지안 학파를 대표하였던 James Tobin(1985)도 '100% 준비금 은행론'에 지지를 표시한 바 있다.

Ⅳ. 결 론

본 논문은 현대 화폐경제학의 두 거두인 Hayek와 Friedman을 대상으로 하여 두 사람의 통화금융정책론을 살펴보고, 그 정책론의 근원이 무엇인지를 분석하였다. Hayek의 경우 전기 Hayek와 후기 Hayek 사이에 제도론의 대전환이 있었음을 보이고 그 같은 대전환이 그의 전기 이론과 단절된 상태에서 발생한 것임을 보였다. Friedman의 경우 '100% 준비은행론'으로 대표되는 그의 금융정책론이 통화정책이론이나 통화금융이론과는 거리가 있음을 보였다. 정치철학을 공유한 두 학자의 제도론 차이, 전기 Hayek와 후기 Hayek의 차이, 이론과 제도론의 부분적 단절 등의 현상에 주목하면서 이들 현상이 '패러다임 가설'에 근거할 때 가장 잘 설명될 수 있음을 주장하였다.

본 논문의 결과는 경제학의 다른 분야는 몰라도 최소한 금융경제학의 분야에서 공적기구의 역할에 대한 논설의 진리성은 상대주의에 지배됨을 시사한다. 즉, 어느 주어진 이론에서 도출되는 정책제안의 적절성을 논의하기 위해서는, 해당 이론이 애초에 해결을 목표로 하였던 문제가 제기된 구체적 환경을 분명히 이해하는 것이 요구된다는 것이다. 구체성이 사상되고 결론이 추상화되면 오히려 해당 연구의 평가가 어려워지고 진리성도 상실될 위험에 처한다. 이렇게 보면 금융시장에서 공적기구의 역할은 절대적으로 악도 아니고 절대적으로 필요불가결한 것도 아니다. 사실 이 점은 수십 년 전 Hicks가 알려준 '금융이론은 구체적 역사의 산물'이라는 가르침의 재발견이다.[69] 또 Hayek가 "과거 금융혼란기는 항상 금융이론의 큰 발전기간"[70]이었다고 말하고, Friedman이 k-퍼센트 규칙을 제안하며 이 방안이 "모든 시대에 적용될 수 있는 만병통치(be-all and end-all) 방안이 아니라는 점을 강조하고 싶다"[71]라고 말했을 때, Hayek와 Friedman도 이를 의식하고 있었다고 판단된다. 이 명제는 경제학자가 특정 금융이론, 특히 특정 정책제안의 진리성을 과도하게 일반화해서는 안되며, 구체적 사안에 대한 정책방안 도출을 다른 역사적·공간적 환경에서 얻어

69) "화폐금융이론은 다른 경제이론과는 달리 덜 추상적이며 현실과의 연관을 피할 수가 없다. 다른 경제이론은 항상 그렇다고 할 수 없지만 화폐금융이론은 화폐금융역사의 산물이다"(Hicks[1967b], p.156). Hicks가 그의 논문 『통화이론과 역사』("Monetary Theory and History")에서 언명한 것인데, Hicks의 이 논문은 Hume, Ricardo 등 고전학파 통화론을 당시의 역사 환경 아래 재해석한 것이다. 연구소재는 다르지만 Hicks의 논점은 본 논문의 논점과 동일하다.

70) Hayek(1931), p.2.

71) Friedman(1959), p.98.

진 사례의 무비판적 원용에 의해 추구해서는 안 된다는 것을 경고한다.

이 같은 시사점은 한국경제를 대상으로 하여 정책연구에 종사하는 연구자가 넘어야 할 난관의 존재를 의미하는 것이기도 하다. 우리나라의 경제학계는 미국 등 외국에서 경제학을 연마하고 귀국한 연구자들이 대다수를 차지하고 있다. 선진학문의 수입이 당연한 것이기는 하지만, 수입되는 것은 방법론만이 아니라 연구의 전제가 되는 문제의식, 연구주제 선택 등인 경우도 부정하기 어렵다. 선진국과 한국의 역사적·공간적 환경의 차이가 있다는 점, 그래서 우리가 고유하게 지녀야 할 문제의식이 있을 수 있다는 점은 자칫 2차적인 지위에 머무를 위험이 상존한다. 선진학문을 최대한 수입하고 나아가 그 발전에 기여하는 것의 의미를 폄하할 이유야 없지만, 우리 경제의 흐름에 천착할 때 경제학계가 공유하여야 할 연구수행상의 문제의식이 무엇인지를 동시에 발굴하는 것이 필요하다고 생각된다.

애초 본 논문의 문제의식은 현재 공적기구의 금융시장에서의 역할, 특히 금융정책 또는 금융안전망에서의 역할에 대한 경제학계의 견해가 세 갈래로 나누어져 있는 현실을 어떻게 이해할 것인가에서 출발하였다. 이에 대해 Hayek와 Friedman의 사례 분석이 시사하는 답은 당연히 각 견해가 근거하고 있는 패러다임이 다르다는 것이 된다. 이 시사적 가설의 타당성을 확인하는 것은 추가 연구의 과제이다. 만일 이 가설이 현대 경제학에도 적용되는 것으로 확인될 때, 이들 세 가지 견해 중 한 가지를 선택하여야 하는 입장에 있는 제3자에게 뜻하는 것은 무엇일까? Kuhn에 의하면 패러다임 경쟁의 결과는 학자들에게 중요하다고 생각되는 문제, 즉 핵심 문제들을 보다 잘 풀어내는 '문제풀이 능력'에 달려 있다. 또 본 논문의 분석은, '금융시장에 있어서의 공적기구의 역할'이라는 주제와 관련해서 경제학자들에게 인식되는 핵심 문제는 그들이 경험하는 금융시장의 현실에 의존하여 변천함을 보여준다. 그러므로 세계화되고 자유화된 20세기 말 이후의 금융시장 환경과 그 환경에서 발생하는 현상에 대한 설명력이 높은 패러다임이 향후 금융경제학계의 지배적인 목소리가 될 것임을 본 논문은 시사한다.

참 고 문 헌

Blaug, M., *The Methodology of Economics*, Cambridge: Cambridge University Press, 1980.

Bordo, M., "Some Historical Evidence on the Impact and International Transmission of Financial Crises," NBER Working Paper 1606, 1985.

Bordo, M., "The Lender of Last Resort: Alternative Views and Historical Experience," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, Jan/Feb. 1990.

Calomiris, C., "Is Deposit Insurance Necessary?" *Journal of Economic History*, Vol. 50, 1990.

Cockett, R., *Thinking the Unthinkable: Think-tanks and the Economic Counter-revolution*, London: HarperCollins, 1994.

Colonna, M. and H. Hagemann, *Money and Business Cycles*, Aldershot: Edward Elgar, 1994.

Ebenstein, A., *Friedrich Hayek: A Biography*, New York: Palgrave, 2001.

Fisher, S., "On the Need for an International Lender of Last Resort," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, 1999.

Freixas, X., C. Giannini, G. Hoggarth, and F. Soussa, "Lender of Last Resort: A Review of the Literature," *Bank of England Financial Stability Review*, November 1999.

Friedman, M., "The Methodology of Positive Economics," in M. Friedman, *Essays in Positive Economics*, Chicago: University of Chicago Press, 1953.

Friedman, M., "The Quantity Theory of Money: A Restatement," in M. Friedman(ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press, 1956.

Friedman, M., *A Program for Monetary Stability*, New York: Fordham University, 1959.

Friedman, M., *Capitalism and Freedom*, Chicago: University of Chicago Press, 1962.

Friedman, M., "Value Judgements in Economics," in S. Hook(ed.), *Human Values and Economic Policy*, New York: New York University Press, 1967.

Friedman, M., "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, V. 58, 1968.

Friedman, M., "Inflation and Unemployment," Nobel Lecture, reprinted in K. Leube(ed.), *The Essence of Friedman*, Stanford: Hoover Institution Press, 1976.

Friedman, M., "Monetary Policy for the 1980s," in J. Moore(ed.), *To Promote Prosperity: U.S. Domestic Policy in the Mid-1980s*, Stanford: Hoover Institution Press, 1984.

Friedman, M., "Notes on the Quantity Theory of Money," reprinted in K. Leube(ed.), *The Essence of Friedman*, Stanford: Hoover Institution Press, 1987.

Friedman, M and R. Friedman, *Free to Choose*, New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1980.

Friedman, M. and A. Schwartz, *A Monetary History of the United States: 1867-1960*, Princeton:

Princeton University Press, 1963.

Friedman, M. and A. Schwartz, "Has Government Any Role in Money?" *Journal of Monetary Economics*, V. 17, 1986.

Gamble, A., *Hayek: The Iron Cage of Liberty*, Cambridge: Polity Press, 1996.

Goodfriend, M. and R. King, "Financial Deregulation, Monetary Policy, and Central Banking," in W. Haraf and R. Kushmeider(eds.), *Restructuring Banking and Financial Services in America*, Washington: American Enterprise Institute, 1988.

Goodhart, C., *The Evolution of Central Banks*, Cambridge: The MIT Press, 1988.

Goodhart, C., "Myths about the Lender of Last Resort," *International Finance*, Vol. 2, 1999.

Goodhart, C. and G. Illing, "Introduction," in C. Goodhart and G. Illing(eds.), *Financial Crises, Contagion, and the Lender of Last Resort: A Reader*, Oxford: Oxford University Press, 2002.

Gorton, G., "Clearing Houses and the Origins of Central Bank in the US," *Journal of Economic History*, V. 45, 1985.

Hands, W., *Testing, Rationality and Progress*, Lanham: Rowman and Littlefiled, 1993.

Hayek, F., "Monetary Policy in the United States after the Recovery from the Crisis of 1920," 1925. (원본은 독일어로 출판됨. 참고한 영어 번역본은 Hayek[1999a]에 수록된 것임)

Hayek, F., "Monetary Theory and the Trade Cycle," 1929. (원본은 독일어로 출판됨. 영어 최초 번역본은 1933년 출간, 참고본은 1966년 재출간본임. New York: Augustus M. Kelley).

Hayek, F., *Prices and Production*, 1931. 2nd edition, London: Routledge & Kegan Paul, 1935.

Hayek, F., "Economics and the Knowledge," 1937.

Hayek, F., "Monetary Nationalism and International Stability," No. 18, The Graduate Institute of International Studies, 1937. Geneva; reprinted in Hayek(1999a).

Hayek, F., *Profits, Interest and Investment*, London: Routledge & Kegan Paul, 1939.

Hayek, F., *The Road to Serfdom*, London: Routledge, 1944.

Hayek, F., "Scientism and the Study of Society," 1942. reprinted in Hayek(1952).

Hayek, F., *The Counter-Revolution of Science*, New York: Free Press, 1952.

Hayek, F., *The Constitution of Liberty*, London: Routledge, 1960.

Hayek, F., *Studies in Philosophy*, Politics and Economics, Chicago: The University of Chicago Press, 1967.

Hayek, F., "The Errors of Constructivism," 1970. (원본은 독일어로 출판됨. 참고한 영어 번역본은 Hayek[1978a]에 수록된 것임)

Hayek, F., "Inflation, Misdirection of Labor, and Unemployment," 1975a. reprinted in F. Hayek(1979).

Hayek, F., "The Choice of Currency," 1975b. reprinted in F. Hayek(1978b).

Hayek, F., *The Denationalization of Money: an Analysis of the Theory and Practice of Concurrent Currencies*, London: Institute of Economic Affairs, 1978a.

Hayek, F., *New Studies in Philosophy, Politics, Economics and the History of Ideas*, Chicago:

University of Chicago Press, 1978b.

Hayek, F., *Unemployment and Monetary Policy: Government as Generator of the Business Cycle*, Cato Institute, 1979.

Hayek, F., *Money, Capital and Fluctuations: Early Essays*, Chicago: University of Chicago Press, 1984.

Hayek, F., *Hayek on Hayek*, Chicago: University of Chicago Press, 1994.

Hayek, F., *Good Money*, Part I, Chicago: University of Chicago Press, 1999a.

Hayek, F., *Good Money*, Part II, Chicago: University of Chicago Press, 1999b.

Hicks, J., "The Hayek Story," in J. Hicks, *Critical Essays in Monetary Theory,* Oxford: Clarendon Press, 1967a.

Hicks, J., "Monetary Theory and History," in J. Hicks, *Critical Essays in Monetary Theory*, Oxford: Clarendon Press, 1967b.

Hutchison, T., *The Politics and Philosophy of Economics: Marxians, Keynesians and Austrians*, New York: New York University Press, 1981.

Kaldor, N., "Capital Intensity and the Trade Cycle," *Economica*, Vol. 6, 1939.

Keynes, J., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, 1935. A Harvest Book edition in 1964, New York: Harcourt Brace & Company.

Knight, F., "Review of Frederick Soddy's Wealth, Virtual Wealth, and Debt," *The Saturday Review of Literature*, April 1927.

Knight, F., "Review of Alvin Hansen's Economic Stabilization in an Unbalanced World," *Journal of Political Economy*, Vol.41, 1933.

Kuhn, T., *The Structure of Scientific Revolutions*, Chicago: University of Chicago Press, 1970.

Laidler, D., "Hayek on Neutral Money and the Cycle," in M. Colonna and H. Hagemann(eds.), *Money and Business Cycles*, Aldershot: Edward Elgar, 1994.

Lakatos, I. and A. Musgrave, *Criticism and the Growth of Knowledge*, Cambridge: Cambridge University Press, 1970.

Latsis, S., *Method and Appraisal in Economics*, Cambridge: Cambridge University Press, 1976.

de Marchi, N. and M. Blaug, *Appraising Economics Theories: Studies in the Methodology of Research Programmes*, Aldershot: Edward Elgar, 1991.

Marx, K., *The German Ideology*, 1846. (원본은 독일어로 출판됨. 참고한 영어 번역본은 1976년 출간본임. Moscow: Progress Publishers).

Meltzer, A., "Financial Failures and Financial Policies," in G. Kaufman and R. Kormendi(eds.), *Deregulating Financial Services*, Cambridge: Ballinger Publishing Company, 1986.

Mints, L., *Monetary Policy for a Competitive Society*, New York, 1950.

Mises, L., *The Theory of Money and Credit*, 1924. (원본은 독일어로 출판됨. 참고한 영어 번역본은 1934년 번역본으로서 1971년에 재출간된 것임. New York: The Foundation for Economic Education).

Mises, L., *Monetary Stabilization and Cyclical Policy*, 1928. (원본은 독일어로 출판됨. 참고한 영어 번역본은 Mises[1978]에 수록된 것임)

Mises, L., *Human Action*, 4th ed., Fox&Wilkes: San Fransisco, 1949.

Mises, L., *On the Manipulation of Money and Credit*, New York: Free Market Books, 1978.

Myrdal, G., *Objectivity in Social Research*, New York: Pantheon Books, 1967.

Phillips, R., *The Chicago Plan & New Deal Banking Reform*, Armonk: M. E. Sharpe, 1995.

Popper, K., *The Poverty of Historicism*, 2002 ed., London: Routledge, 1957.

Popper, K., *The Logic of Scientific Discovery*, 1961 ed., New York: Science Editions, 1959.

Selgin, G., *The Theory of Free Banking: Money Supply under Competitive Note Issue*, Totowa: Rowman and Littlefield, 1988.

Simons, H., *Economics Policy for a Free Society*, Chicago: The University of Chicago Press, 1948.

Tobin, J., "Financial Innovation and Deregulation in Perspective," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 3, 1985.

Zijp, R, Austrian and New Classical Business Cycle Theories : A Comparative Study Through the Method of Rational Reconstruction, Aldershot : Edward Elgar, 1993.

韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

재정자금을 이용한 중소기업 정책금융의 수익성 개선효과

김 현 욱
(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(김현욱[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 중소기업에서 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.

Ⅰ. 서 론

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 초기단계에 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 정책금융은 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 자원배분이 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 큼에도 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 대출금리가 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 요인으로 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 경영성과를 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 정책금융

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 특수은행의 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 구조개선자금이 설치되었으며, 중소기업 정책금융의 지원방식도 산업별 지원방식에서 기술개발·구조조정 등 기능별 지원방식으로 전환되었다.

이와 같이 다양한 형태로 진화된 우리나라의 중소기업에 대한 금융지원정책은 중소기업 정책기금 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] 정책기금 및 예산 등 재정자금을 이용한 중소기업 정책금융은 정부중심적(government based) 성격이 강하다는 차이가 있다.

본 연구에서 분석하고자 하는 중소기업 정책금융은 재정자금, 즉 예산 및 정책기금을 원천으로 하여 주로 융자형태로 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 9,660억원이며, 12개 부처에서 41종류의 정책자금(53개 사업)이 운용되고 있다. 이들 가운데 중소기업청이 전체의 57.8%인 3.4조원을 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 한정한 것은 중소기업현황 DB의 설치를 위한 논의가 1998년에 시작되었고 2000년 3월에 1차 구축작업이 비로소 완료됨에 따라[13] 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) 중소기업특별위원회의 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 실증분석을 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 이용하였다. 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 8.0조원이 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 지원된 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	비지원 기업	지원기업	비지원 기업	지원기업	비지원 기업
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) t-값은 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 있는 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) 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 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant)함을 의미함.

의 영업이익률이 통계적으로 유의한 수준에서 상대적으로 높게 나타났고, 기존기업의 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 차입금의존도가 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 융자형태로 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 금융비용부담이 정책자금의 지원에 의해 비지원기업 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 유의수준에서 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 파악하기 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 경영성과가 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 살펴보는데 비중을 두고 있다.

가. 추정모형

중소기업의 수익성을 설명하기 위해 본 연구에서 채택한 실증모형은 아래의 식 (1)과 같이 기업과 시간에 대한 고정효과를 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 t에서 기업 i의 수익성 지표이고, x_{it}는 시점 t에서 기업 i의 수익성에 대한 통제변수들(control variables), ε_i는 시점에 따라 변하지는 않지만 개별 중소기업의 특성에 수익성이 영향을 받는 부분의 효과, ε_t는 모든 중소기업에 동일한 영향을 미치는 시간효과를 나타내며, u_{it}는 평균이 0이고 분산이 σ^2이며 독립적이고 동일한 분포를 가지는 확률적 교란항이다. 한편, A_{it}는 시점 t에서 기업 i의 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 사업경험 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.

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

식 (2)에서는 정책자금의 지원효과를 나타내는 R_t를 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_i는 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 더미변수로 설정되거나, 지원된 정책자금에 대한 상세한 정보를 보다 충실히 사용하여 수익성에 미치는 차별화된 효과를 분석하기 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 지원될 정도의 상황에 있는 중소기업들은 대부분 주식이 없거나 주식이 있더라도 주가를 파악할 수 없는 기업들이므로 주가수익률을 이용하는 것이 불가능하였으며, 자산수익률과 자본수익률의 계산에 주로 사용되는 당기순이익의 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_t값이 $0 < \beta < 1$ 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 차입금의존도 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 출자한 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 영업외비용을 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 충당금 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. 추 정

중소기업 정책자금이 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 이후로 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 정책자금이 지원된 기업(지원기업)들과 지원되지 않은 기업(비지원기업)들의 경영성과 비교를 통해 정책자금의 지원효과를 분석한다는 본 연구의 목표를 수행하기 위한 모형의 추정도 정책자금이 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 t로 표시할 경우, 동 연도에 존재하는 중소기업들의 s년간 경영성과가 지원기업과 비지원기업 간에 어떤 차이를 가지는지를 살펴보고자 함에 있어서 기준연도는 $t-s$로 표시된다. 이때, 식 (2)에서 정책자금 지원변수인 p_i는 모형의 정의상 지원연도 이전 시점에서 0의 값을 가지므로 기준연도($t-s$)에 i기업의 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 s년간 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_i는 추정식에서 사라지게 된다. 또한 분석의 단순화를 위해 기업의 업력이 2차항의 다항식으로 모형에 존재한다고 가정할 경우 이는 k가 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.

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

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.

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

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 당해연도에 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 발생하였던 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 효과를 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 지원기업 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
비교연도	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 중소기업들 중에서 기준연도부터 비교연도까지의 기간중 매년의 재무제표를 입수할 수 있는 기업들을 대상으로 하였으며, 중소기업 정책자금지원변수인 p_i는 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_i는 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
비교연도	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 지원받은 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 추정된 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 더미변수의 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
비교연도	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_i를 정책자금 지원금액의 상대적 크기를 나타내는 변수로 정의함으로써 정책자금 지원이 수익성에 미치는 차별화된 효과를 분석할 수도 있다. <표 12>는 p_i를 i번째 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 추정결과의 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 분석결과의 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 k인 경우를 상정하여 다른 형태로 표현해보면,

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

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.

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

여기에서 $\hat{R}_t$는 $\hat{R}_t = [\hat{r}_{t-s}\ \hat{r}_{t-s+1}\ \cdots\ \hat{r}_{t-1}\ \hat{r}_t]$ 벡터로 나타낼 수 있으며, P_{it}도 $P_{it} = [p_{i,t-s}\ p_{i,t-s+1}\ \cdots\ p_{i,t-1}\ p_{i,t}]'$ 벡터로 표현할 수 있다. 한편, $p_{i,k}$는 i번째 기업에 대해 k연도에 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, i번째 기업에 대해 k연도에 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 한 번의 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 경영성과를 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 $\hat{R}_t$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, 추정결과에 주목할 만한 차이가 없어 이를 보고하지 않았다.

34) 각 모형의 추정은 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 위의 추정식 (6′)을 이용하되 $\hat{R}_t$와 P_{it}를 $[\hat{r}_{1998}\ \hat{r}_{1999}\ \cdots\ \hat{r}_{2002}\ \hat{r}_{2003}]$, $[p_{i,1998}\ p_{i,1999}\ \cdots\ p_{i,2002}\ p_{i,2003}]'$로 각각 다시 정의하여 모형을 추정하였다. 즉, 앞에서는 각 추정에서의 정책자금 지원변수를 기준연도와 비교연도 사이에 존재하는 연도에 한정하여 분석했으나, 아래에서는 기준연도와 비교연도에 관계없이 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 기준연도와 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 추정한 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 장기적으로 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 지원효과를 명시적으로 고려하기 위해 필요했던 정책자금 지원 여부 더미변수 p_i 대신에 정책자금이 지원된 시점에서 중소기업이 창업·초기단계였는지를 나타내는 더미변수 f_i를 이용하였다. 따라서 분석에 사용될 수익성 모형의 추정식은 다음의 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다.

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

여기에서 f_i는 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_t는 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 s년간 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_i는 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
비교연도	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 우월한 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 초기기업을 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 초기기업의 영업이익률 개선이 상대적으로 크게 나타난다고 해석할 수 있다.

한편, 앞에서와 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 건실해진 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
비교연도	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 앞에서와 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 그러할 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		
기준연도		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 추정결과들이 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 나타났다는 점과 일치하는 것이다. 이는 또한 정책자금이 기존 중소기업들에 지원되는 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 기존기업에 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 그러할 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 상황에서도 중소기업들은 정책금융 확대를 지속적으로 요구하고 있다. 물론 정책자금의 지원은 수혜 중소기업들의 영업비용

을 경감시킬 수 있으며 비록 단기적이나마 경기를 진작시키는 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 목표로 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 결과는 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 정책금융 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」, 송대희 · 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.

韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 실증분석

이 항 용
(한국개별연구원 부연구위원)

The Impacts of Uncertainty on Investment: Empirical Evidence from Manufacturing Firms in Korea

Hangyong Lee
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

불확실성 투자 모형

- 핵심주제어: (uncertainty), (investment), q (q model)
- JEL 코드: A0, A2, A9
- 논문투고일: 2005. 3. 14 • 심사완료일: 2005. 6. 16

ABSTRACT

This paper investigates the empirical relationship between investment and uncertainty using the firm level data of Korean manufacturing sector. Empirical results show that uncertainty is negatively correlated with investment only for the post-crisis sample period. In particular, the negative effect of uncertainty on investment is more significant for low interest coverage ratio firms, high debt-asset ratio firms and small firms. The results are consistent with the claim that firms act in a more risk-averse manner after the financial crisis. This paper also finds a significant sensitivity of investment to cash flows only for the pre-crisis sample period, suggesting that financial constraint is not relatively important in explaining low investment after the financial crisis.

본고는 1991～2003년의 기간중 우리나라 상장 제조업의 기업별 자료를 이용하여 불확실성과 투자의 관계에 대한 부분적인 검증을 시도하였다. 실증분석 결과 외환위기 이후의 기간에서만 불확실성이 투자에 영향을 미친 것으로 나타났으며, 또한 외환위기 이후의 기간중에서도 재무건전성이 낮은 기업에서 불확실성의 영향이 강하게 추정되었다. 이러한 분석결과는 외환위기 이후 기업의 위험기피성향이 증가하였으며 기업경영이 보수화되어 왔음을 시사하고 있다. 한편 외환위기 이전에는 투자와 현금흐름 사이에 높은 상관관계가 추정된 데 비하여, 외환위기 이후에는 이러한 상관관계가 발견되지 않아 투자자금의 공급과 관련된 금융제약이 투자에 미치는 영향은 상대적으로 약화되었음을 의미하고 있다.

I. 서 론

외환위기 이후 기업의 자금사정은 전반적으로 원활함에도 불구하고 투자는 상대적으로 부진한 모습을 보이고 있다. 투자부진에 관한 최근의 논의 중에서 특히 주목을 끄는 점은 투자부진이 미래에 대한 불확실성의 증대에 기인하고 있으므로 투자를 활성화시키기 위해서는 불확실성을 제거해야 한다는 주장이다. 불확실성이 투자에 바람직하지 않은 영향을 미친다는 이와 같은 주장은 일반적으로 상당한 공감대를 형성하고 있는 것으로 보인다.[1] 그러나 이러한 주장이 보다 설득력을 가지기 위해서는 구체적인 증거가 필요함에도 불구하고 실제로 이에 대한 경험적인 분석은 미흡한 실정이다. 본고는 1991~2003년의 기간중 우리나라 제조업부문 상장기업의 재무제표 자료를 이용하여 불확실성과 투자의 관계를 실증적으로 규명해 봄으로써 불확실성이 투자에 부정적으로 영향을 미치고 있다는 주장에 대하여 부분적인 검증을 시도해 보고자 한다.

불확실성과 투자의 관계에 대한 경험적 연구가 이론적 연구에 비하여 상대적으로 활발하지 못하였던 이유는 아마도 불확실성을 측정하기 어렵기 때문이었을 것으로 생각된다. 불확실성은 기업이 생산한 재화와 용역에 대한 수요나 이에 수반되는 비용의 변화뿐 아니라 경제정책 및 제도의 변화 등에 관련되는 포괄적인 개념이므로 이를 계량화하는 데 어려움이 따를 수밖에 없다. 또한 불확실성은 미래에 발생할 사건에 대한 경제주체의 사전적 예상(expectation)에 기초하고 있으므로 불확실성을 측정하기 위해서는 이러한 예상을 적절히 반영하여야 하는 어려움이 따른다.

미래에 대한 불확실성이 증가하였다는 것은 기업가치에 영향을 줄 수 있는 어떤 확률변수(random variable)의 분산이 확대된 것이라고 해석할 수 있다. 본 연구에서는 Leahy and Whited(1996) 등의 연구에 따라 불확실성을 주가변화의 표준편차를 이용하여 측정하였다. 이러한 방법은 주식가격이 시장의 모든 정보를 포괄

1) KDI는 투자부진이 미래에 대한 자신감 부족에서 기인하였을 가능성이 있으며, 또한 구조개혁 추진과정에서 불가피하게 발생하는 불확실성에도 부분적으로 영향 받았을 가능성이 있다고 하였다(『KDI 경제전망』, 2004. 2/4). 미국의 *The Economic Report of the President*(2004)에서도 불확실성이 투자에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 다음과 같이 지적하고 있다. "Increased uncertainty likely also had direct effects on business decisions about investment and hiring: uncertainty may cause firms to wait until they have more information before committing to an investment. In this case, firm managers hesitate to respond to a change in demand"(p.38)

하고 있으며 또한 미래에 대한 경제주체의 예상을 어느 정도 적절히 반영하고 있다는 장점이 있는 반면 주식가격이 버블이나 노이즈의 영향을 크게 받을 수 있다는 단점이 있다.

본 연구의 목적은 단순히 불확실성과 투자의 관계를 실증적으로 규명한다기보다는 불확실성이 투자에 미치는 영향이 외환위기를 전후로 어떻게 달라졌는가를 살펴보는 데 있다. 외환위기 이후 구조조정을 경험하면서 기업의 경영행태가 보수적이 되었으며 이에 따라 기업이 보다 위험기피적이 되었다는 지적이 있다. 만일 이러한 지적이 사실이라면 외환위기 이후 투자가 불확실성에 보다 민감하게 반응하였을 가능성이 있다. 한편 불확실성이 투자에 미치는 영향은 기업의 재무상태에 따라 다르게 나타날 가능성이 있다. 왜냐하면 재무건전성이 낮은 기업이 불확실성이 높음에도 불구하고 투자를 수행할 경우, 파산 등의 가능성이 높아질 것이므로 위험에 보다 민감해질 것이며 따라서 투자가 불확실성에 반응하는 정도 역시 높아질 수 있기 때문이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 불확실성과 투자의 관계에 대한 기존의 연구를 간략히 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 불확실성을 어떻게 측정하며 이를 이용하여 불확실성의 영향을 어떻게 추정할 것인가에 대하여 설명한 후, 실증분석에서 사용된 자료의 분류와 변수의 특징을 정리하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 제시하였는데 전체 표본기업을 표본기간 및 재무건전성에 따라 분류하여 불확실성의 영향이 상이한지를 분석하였다. 제Ⅴ장에서는 결론과 함께 정책적 시사점을 제공하였다.

Ⅱ. 기존 연구의 개관

이론적인 측면에서의 투자와 불확실성의 관계는 거시경제학에서 중요한 연구주제로 다루어져 왔다. 그러나 지금까지의 이론적 연구결과들을 종합해 보면 불확실성이 투자에 미치는 효과는 모형에 따라 다른 결론을 제시하고 있다. 이러한 차이점은 모형 내에서 자본의 한계수입생산(marginal revenue product)이 불확실성을 대변하는 어떤 확률변수(random variable)에 대하여 볼록(convex)한지 아니면 오목(concave)한지에 기인한다. 어떠한 확률변수에 대하여 자본의 한계수입생산이 볼록한 경우에는 불확실성이 커지면서 투자가 늘어날 것이며, 반대로 자본의 한계수입생산이 오목한 형태를 가진다면 불확실성이 커짐에 따라 투자가 줄어들 것이다.[2)]

Hartman(1972) 및 Abel(1983) 등은 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수이면 불확실성의 증가는 투자를 증

진시킨다고 주장하였다. 예를 들어, 미래의 생산물 가격의 평균은 변하지 않는 상태에서 분산만 커진다고 가정해 보자.[3] 이때 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수이므로 분산의 증가는 자본의 기대수익을 높이게 되고 따라서 투자지출을 늘리게 된다. 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 볼록함수일 수 있는 이유 중의 하나는 자본에 비하여 노동이 보다 신축적으로 변화시킬 수 있는 생산요소라고 가정하였기 때문이다.[4] 만일 노동-자본비율이 고정되어 있다면 자본의 한계수입생산은 생산물 가격에 비례하게 된다. 그러나 생산물 가격의 변동에 노동이 상대적으로 보다 신축적으로 변화할 수 있다면 기업은 노동의 양을 조절함으로써 노동-자본 비율을 변화시키게 되고 따라서 자본의 한계수입생산이 생산물 가격의 변동보다 더 크게 변화할 수 있다. 이때 자본의 한계수입생산은 생산물 가격에 대하여 볼록한 형태를 가지게 되어 불확실성의 증가가 투자를 확대시킬 가능성이 존재하게 된다.

이와는 반대로 비가역적 투자이론(irreversible investment theory)에서는 자본의 한계수입생산이 생산물 가격에 대하여 오목한 함수가 되고 따라서 불확실성의 증가는 투자를 위축시키는 방향으로 작용할 수 있다.[5] 투자의 비가역성이란 조정비용(adjustment cost)의 비대칭성(asymmetry)으로 인하여 자본스톡을 줄이는 것이 증가시키는 것보다 어려움을 의미한다. 비가역적 투자이론에서는 투자비용의 상당부분은 함몰비용(sunk cost)의 성격을 가지므로 일단 투자가 이루어지면 되돌릴 수 없음을 가정하고 있다.[6] 따

2) 이러한 이론적 연구들은 모형에 따라 서로 다른 결론을 도출하고 있지만 개별기업이 서로 독립적이거나 또는 대표적 기업(representative firm)을 상정함으로써 기업들 간의 상호관계는 고려하고 있지 않다. 이와는 반대로 불확실성을 다른 기업과의 관계 속에서의 투자수익 간의 공분산관계로 인식할 수도 있다. Craine(1989)은 CAPM(capital asset pricing model)에 기초하여 투자에 대한 필요수익률(required rate of return)은 투자의 위험과 정의 상관관계에 있으며 투자의 위험은 시장포트폴리오의 수익률과의 공분산에 의해 결정될 것이라고 주장하였다.

3) Rothschild and Stiglitz(1970)의 mean preserving spread를 생각할 수 있다.

4) Hartman(1972)은 할인된 미래의 현금흐름(expected value of the sum of discounted cash flows)을 극대화하는 기업은 생산물 가격과 임금이 결정되기 전에 자본의 양을 정하고 이에 근거하여 불확실성이 해소된 이후에 노동의 양을 선택한다고 가정하였다.

5) 비가역적 투자이론에 대한 자세한 내용은 Dixit and Pindyck(1994), Caballero(1999) 등을 참조.

6) Pindyck(1991)은 투자가 비가역적인 이유로 다음과 같은 점을 들고 있다. 첫째, 대부분의 자본스톡은 산업이나 기업의 특성에 따라 고유한 성질을 가지고 있다. 자본스톡이 동질적이지 않으면 어떤 산업에서 사용되고 있던 자본스톡이 다른 산업에 이전되었을 경우 자본의 생산성이 하락하게 된다. 예를 들면, 철강산업에서 사용되던 자본스톡이 전자산업에서 동일하게 생산적이기를 기대할 수는 없다. 또한 동일산업 내의 기업들 사이에 자본재의 생산성이 같다고 하더라도 다른 기업에 자본스톡을 되팔기 역시 쉽지 않다. 특히 시장이 경쟁적일 경우 생산물 가격의 하락으로 인하여 한 기업이 자본스톡을 줄이고 싶다고 하더라도 생산물 가격의 하락은 다른 모든 기업에도 똑같이 적용될 것이기 때문에 이미 투자된 자본재

라서 불확실성이 높을 때 기업은 투자를 연기함으로써 투자비용이나 시장상황(market condition)에 대한 새로운 정보를 얻을 수 있을 때까지 기다리게 된다. 기존의 신고전파 투자이론에 따르면 투자의 현재가치(NPV: net present value)가 양수이면 투자를 집행하게 되나, 비가역적 투자이론에서는 투자의 현재가치가 양수이더라도 경제에 불확실성이 존재하면 투자를 연기하는 것이 유리한 상황이 발생할 수 있다.7)

불확실성이 투자에 미치는 영향에 관한 이론적 논의가 활발히 진행되어 온 데 비하여 이에 대한 실증적 연구는 상대적으로 저조한 실정이다. 그 이유는 아마도 불확실성을 통계적으로 측정하기가 매우 어렵기 때문으로 생각된다. 이론모형에서는 미래의 생산물 가격과 같이 기업의 이윤에 영향을 주는 하나의 변수를 설정하고 이에 대한 불확실성이 증가할 때 기업의 투자결정이 어떻게 영향을 받는가를 분석할 수 있다. 그러나 실증분석상에서는 여러 가지 다양한 요인에 대한 불확실성을 함께 고려할 필요가 있다. 따라서 실증분석에서 사용되는 불확실성의 대리변수(proxy variable)는 생산물의 가격변동에 대한 불확실성뿐 아니라 이자율이나 환율과 같은 거시경제변수의 불확실성 그리고 경제정책이나 제도변화 및 소비자의 선호변화에 대한 불확실성까지도 포괄하는 것이 바람직하다. 또한 불확실성은 투자가 계획되는 시점에서 아직 실현되지 않은 미래의 확률변수에 대한 것이므로 미래에 대한 경제주체의 예상(expectation)과 밀접히 관련되어 있다. 즉, 불확실성의 대리변수는 투자가 이루어지는 시점에서 미래에 대한 경제주체의 예상을 반영할 수 있어야 한다.

이러한 관점에서 불확실성의 대리변수로 생각할 수 있는 것은 각 기업의 주식가격의 변동성이다. 주가변동의 분산을 불확실성의 대리변수로 사용하여 불확실성과 투자의 관계를 체계적으로 분석한 최초의 실증적 연구는 Leahy and Whited (1996)라고 할 수 있다. Leahy and Whited (1996)는 1982～87년의 기간중 미국 제조업 기업을 대상으로 불확실성이 투자에 어떠한 영향을 미치는가를 분석한 결과 불확실성이 투자와 음의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였다.8) 이러한 실증

를 다른 기업에 팔기 어렵다. 둘째, 운수장비나 컴퓨터 등과 같이 모든 기업에서 필요한 자본재의 경우에도 이를 되팔려고 할 경우에는 '레몬'의 문제로 인하여 되팔기가 어렵거나 실제가치보다 낮은 가격에 팔 수밖에 없게 된다. Pindyck(1991)은 이 외에도 규제(regulation)로 인하여 비가역성이 발생할 수 있다고 하였다.

7) 물론 기업이 항상 투자를 연기할 수 있는 것은 아니다. 다른 기업의 투자에 앞서 시장을 선점하고자 할 때에는 전략적인 유인에 의하여 투자를 신속하게 집행할 수 있다. 즉, 투자를 연기함으로써 다른 기업이 시장을 선점하거나 새로 진입할 위험이 존재한다. 그러나 일반적으로는 투자를 연기함으로써 얻는 이득이 이러한 잠재적 비용보다 클 수 있다.

분석결과는 자본의 한계수입생산이 오목할 가능성을 시사하는 것이므로 비가역적 투자이론에 보다 부합하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 Leahy and Whited(1996)는 추정모형에 토빈의 q를 포함시키게 되면 불확실성과 투자 사이의 음의 상관관계가 사라짐을 발견하였다.

Bloom, Bond, and Van Reenen(2001)도 각 기업의 주가변동의 표준편차를 이용하여 불확실성을 측정한 후 불확실성과 투자의 관계를 살펴보았는데 Leahy and Whited(1996)와 유사한 결과를 얻었다. 특히 Bloom, Bond, and Van Reenen (2001)은 불확실성이 증가하게 되면 기업의 투자가 수요충격에 대해 반응하는 정도를 떨어뜨린다고 주장하였다. Bond and Cummins(2004) 역시 불확실성과 투자 사이에는 음의 상관관계가 있음을 발견하였다. Bond and Cummins(2004)는 불확실성을 주가변동의 분산뿐 아니라 각 기업의 미래이윤에 대한 전문적 증권분석가(professional securities analysts)의 예측을 토대로 측정하였다. 즉, 기업이윤에 대한 예측오차가 커질수록 또는 증권분석가들의 예측치 간의 차이가 많이 발생할수록 불확실성이 증가하는 것으로 가정하였다. 특기할 만한 점은 Leahy and Whited (1996)와는 달리 Bond and Cummins(2004)에서는 토빈의 q를 추정모형에 포함하더라도 불확실성은 투자를 감소시키는 것으로 분석되었다는 것이다.

Leahy and Whited(1996)에서와 같이 추정모형에 토빈의 q를 포함시키면 투자에 대한 불확실성의 영향이 사라진다는 결과는 토빈의 q가 불확실성에 대한 정보를 이미 내포하고 있으므로 불확실성이 투자에 독립적으로 영향을 주지 못한다고 해석할 수 있다. Abel(1983)에 따르면 q모형에서는 불확실성의 효과는 q를 통하여 나타나고 이때 q는 투자에 대한 모든 정보를 가지게 된다. 그러나 만일 토빈의 q가 불확실성에 대한 모든 정보를 가지고 있지 않다면 추정모형에 토빈의 q를 포함시킨다 하더라도 불확실성이 투자에 미치는 영향을 발견할 가능성이 있다. 특히 토빈의 q는 기본적으로 투자의 기대수익을 나타내는 변수이며 투자는 기대수익에 우선적으로 반응할 것이므로 실증분석모형에서 토빈의 q를 통하여 기대수익이 투자에 미치는 영향을 사전적으로 고려할 필요가 있다. 이때 Bond and Cummins(2004)에서처럼 불확실성에 대하여 통계적으로 유의한 계수를 추정할 수 있다면 불확실성이 토빈의 q와는 별도로 투자에 추가적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 특히 Bond and Cummins(2004)는 불

8) 한편 Leahy and Whited(1996)는 각 기업의 주식수익률과 시장포트폴리오의 주식수익률 간의 공분산으로 불확실성을 측정하였을 경우에는 불확실성이 투자에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 보고하고 있다.

확실성이 q에 대한 계수의 하락을 초래한다면 이는 비가역적 투자이론의 증거가 된다고 주장하였다.

우리나라의 자료를 이용하여 불확실성과 투자의 관계를 살펴본 연구로는 한진희(1999)가 있다. 한진희는 외환위기 이전 기간인 1992~97년을 대상으로 우리나라의 투자함수를 추정하였는데, 불확실성의 대리변수로는 과거 5년간의 영업이익률의 분산계수(coefficient of variation)를 사용하였다. 이러한 방법은 직접적으로 수익성의 변동성을 측정하였다는 장점이 있는 반면 영업이익률의 과거값을 사용함으로써 실제 투자시점에서 기업이 당면하는 불확실성을 나타내지 못할 가능성이 있다는 단점이 있다. 한진희(1999)의 추정결과에 의하면, 독립기업 및 6대 이하 계열사를 가진 기업에서는 투자와 불확실성 간에 유의한 상관관계가 존재하지 않는 반면 5대 재벌기업에 있어서는 양의 상관관계가 있음이 발견되었다. 이러한 결과에 근거하여 한진희(1999)는 재벌들의 경우 투자가 사후적으로 잘못된 것으로 판명될 경우 정부가 구제해 줄 것이라는 믿음하에 위험한 사업에 과잉투자를 하였다는 증거로 해석하고 있다.[9)]

Ⅲ. 추정모형의 설정과 분석자료

1. 추정모형의 설정

본 연구의 실증분석에서는 q모형에 기반을 둔 투자함수를 설정하였다. q이론에 따르면 q가 투자결정에 필요한 모든 정보를 가지고 있게 된다. Hayashi(1982)는 완전경쟁(perfect competition)과 규모에 대한 수확불변(constant return to scale) 등의 가정 아래에서 한계적 q(marginal q)는 평균적 q(average q)와 같아짐을 보였다. 이때 평균적 q는 기업이 보유하고 있는 자본스톡에 대한 기업가의 평가액과 그 대체비용(replacement cost) 간의 비율을 뜻한다. 만일 자본시장이 효율적(efficient)이라면 평균적 q는 토빈의 q와 일치하게 된다. 한계적 q나 평균적 q는 실제로는 관찰이 불가능하므로 실증분석에서는 위의 여러 가정이 충족된다는 가정하에 토빈의 q를 사용하고 있다. 기존의 연구에서 q모형은 실증적으로 그리 만족스러운 결과를 보여주지 못하였음에도 불구하고 q모형은 이론적 완성도가 높고 직관적일 뿐 아니라 비교적 간단해서 실증분석모형의 토대로 많이 이용되고 있다.[10)] 불확

9) 또 다른 국내 실증분석 연구인 최창규(1999)는 환율의 변동성이 투자와 음의 상관관계를 가짐을 발견하였다.

실성과 투자의 관계를 살펴본 Leahy and Whited(1996), Bond and Cummins(2004)에서도 q모형이 사용되었으며, 특히 불확실성의 영향을 살펴보기 위해서는 토빈의 q를 통하여 투자의 기대수익에 대한 정보를 통제할 필요가 있다.

한편 Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988) 이후 정보의 비대칭성(asymmetric information)으로 인하여 기업의 투자에 있어 금융제약(financial constraint)이 매우 중요한 요소가 되고 있음이 강조되어 왔다. 투자자금조달에 있어 외부자금(external finance)의 비용이 내부자금(internal fund)의 기회비용보다 높아서 내부자금이 충분치 못할 경우 투자를 제약하게 된다. 이러한 점을 고려하기 위하여 기업의 현금흐름(cash flow)을 설명변수로 추가하였다. 현금흐름은 기업의 금융제약 또는 유동성제약(liquidity constraint)을 통제하는 변수로서 기존의 연구결과에 의하면 금융제약에 직면한 기업의 경우에는 현금흐름이 투자에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다. 다만 수익성 있는 투자기회가 있는 기업이 의도적으로 현금흐름을 개선하려는 노력을 통해 투자자금을 확보하려 할 경우 현금흐름 자체가 기대수익을 반영함으로써 투자에 유의하게 영향을 미치게 되는 경우도 있을 수 있다. 또한 금융제약이 존재할 때, 현금흐름이 투자에 유의한 영향을 준다고 하더라도 그 계수의 크기와 금융제약의 정도 사이의 관계에 대하여는 상이한 견해가 존재한다. Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988, 2000)은 현금흐름에 대한 계수가 금융제약의 정도를 나타낸다고 주장한 반면 Kaplan and Zingales(1997, 2000) 등은 현금흐름에 대한 추정계수는 금융제약의 정도와 비례하지 않는다는 분석결과를 제시하였다.

토빈의 q와 현금흐름을 설명변수로 하는 투자방정식은 1990년대 이후 기업별 자료를 사용하는 실증분석연구에 있어 표준적인 분석모형이라고 할 수 있다. 여기에 불확실성의 대리변수를 포함시켜 불확실성이 투자에 어떻게 영향을 주는가를 살펴보았다. 따라서 본 연구의 실증분석결과는 불확실성이 토빈의 q와 현금흐름이 가지고 있는 정보에 추가하여 투자에 미치는 영향이 있는지를 검증하는 것이라고 할 수 있다. 불확실성의 대리변수를 추정모형에 추가하는 방법은 다음과 같은 두 가지를 생각할 수 있다.

만일 불확실성이 토빈의 q와는 독립적으로 투자에 영향을 미친다고 가정하면

10) 기존의 대부분의 연구에서 대체적으로 낮은 R^2는 q모형의 큰 단점으로 지적되어 왔다. 그러나 이러한 실증분석결과가 q모형을 부정하는 증거가 될 수는 없다는 사실 또한 강조되어 왔다. 특히 완전경쟁이나 규모에 대한 수확불변 그리고 효율적 자본시장 등의 가정에 대한 의문이 제기되어 왔으며 토빈의 q 자체에 대한 측정오차(measurement error)도 문제가 될 수 있음이 지적되었다(Erickson and Whited[2000]).

다음과 같은 추정모형을 설정할 수 있다.

$$(I/K)_{it} = \mu_i + \mu_t + \alpha q_{it} + \beta CF_{it} + \gamma\sigma_{it} + e_{it} \quad (3\text{-}1)$$

이때 $(I/K)_{it}$는 기업 i의 t기의 투자와 $t-1$기 말의 자본스톡의 비율이고, q_{it}는 t기 시작시점의 토빈의 q이다. σ_{it}는 불확실성의 대리변수이고, CF_{it}는 기업의 현금흐름을 나타낸다.[11] μ_i와 μ_t는 각각 기업효과(firm effect)와 시간효과(time effect)를 나타내는 더미변수이다. 기업효과를 나타내는 더미변수는 각 기업에 따라 상이할 것으로 생각되는 수요의 탄력성(elasticity of demand)이나 상대가격(relative price) 등의 영향을 조정하는 변수로 볼 수 있으며 시간효과(time effects)에 대한 더미변수는 경기변동에 따른 공통적인 자본비용(cost of capital)의 변화 등을 나타낸다고 할 수 있다. 이러한 추정모형은 토빈의 q를 통하여 기대수익이 미치는 효과를 통제한 후 불확실성이 독립적으로 투자에 영향을 주는가를 분석하는 것으로 볼 수 있다.

한편 불확실성을 독립된 변수로 파악하기보다는 투자가 기대수익에 반응하는 정도에 영향을 줌으로써 간접적으로 투자에 영향을 준다고 볼 수도 있다. Bloom, Bond, and Van Reenen(2001)과 Bond and Cummins(2004)는 불확실성이 증가하게 되면 기업의 투자가 수요충격에 대해 반응하는 정도를 떨어뜨린다고 주장하였다. 이 경우에는 불확실성을 투자에 영향을 미치는 독립된 변수로 파악하기보다는 불확실성이 투자에 대한 q의 계수(sensitivity to q)에 영향을 준다고 보는 것이 타당하다. 즉, 다음 식에서와 같이 q의 계수가 불확실성의 선형함수가 되도록 추정모형을 설정할 수 있다.

$$(I/K)_{it} = \mu_i + \mu_t + (\alpha_0 + \alpha_1\sigma_{it})q_{it} + \beta CF_{it} + e_{it} \quad (3\text{-}2)$$

토빈의 q가 투자의 기대수익을 나타내는 변수라고 한다면 식 (3-2)의 α_1은 불확실성이 투자가 기대수익에 반응하는 정도에 미치는 영향을 나타내는 변수라고 할 수 있다. 예를 들어, 투자의 기대수익이 높다고 하더라도 불확실성이 상대적으로 높은 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 기대수익에 큰 반응을 보이지 않음으로써 상대적으로 투자에 소극적일 가능성이 있다.[12] 이 경우에는 α_1은 음수로 추정될 것이다. 반면 불확실성이 투자에 영향을 미치지 않는다면 α_1의 추정치는 통계적으로 유의하지 않을 가능성

11) 투자율은 유형자산(tangible asset)의 증가율을 나타내며 토빈의 q는 (주식의 시가총액+부채총액-재고)/자산으로, 현금흐름은 EBIT(경상이익(ordinary income)+이자비용)/유형자산으로 계산하였다.

12) 통상적으로 q는 어떤 기간의 시작시점에서 평가된다. 반면 투자는 해당기간의 유량변수(flow variable)이다. 예를 들면, q는 2002년 1월 1일의 시장가치로 계산되는 데 비하여 투자는 2002년 1월부터 12월 사이에 발생한 금액이다. 따라서 만일 이 기간중 불확실성이 커지게 되어 투자가 감소한다면 실제 투자는 원

이 높다.[13)]

2. 불확실성의 측정과 표본의 분류

가. 불확실성의 측정

본 연구에서는 Leahy and Whited (1996), Bloom, Bond, and Van Reenen (2001), Bond and Cummins(2004) 등의 기존 연구에서와 같이 개별기업의 주식가격을 이용하여 불확실성을 측정하였다. 본 연구에서 사용된 자료(data)가 1991~2003년의 기간중 기업의 연간 재무제표 자료이므로 패널분석(panel data analysis)을 위해서는 각 기업이 당면하고 있는 불확실성에 대한 대리변수도 1991~2003년의 각 연도에 대하여 측정하여야 한다. 이를 위하여 각 개별기업의 일별(daily) 주식가격을 로그차분한 후 그 표준편차를 각각의 연도에 대하여 계산하였다. 이러한 방법에 의하면 각 기업에 따라 상이할 수 있는 불확실성의 정도를 측정할 수 있고 따라서 횡단면적으로 불확실성이 기업의 투자에 미치는 영향을 추정할 수 있다.

주식가격은 시장에서 결정되는 변수이므로 시장에서 평가되는 기업가치의 모든 면이 집약되어 있다고 할 수 있다. 즉, 주식가격은 생산물 가격, 환율, 임금, 이자율, 소비자의 선호도 변화, 정부정책 등 기업환경에 대한 모든 정보를 총체적으로 가지고 있을 것으로 믿어지기 때문에 주가변화의 변동성으로 불확실성을 측정하게 되면 여러 가지 다양한 요인에 의해 발생할 수 있는 불확실성을 포괄할 수 있다는 장점이 있다. 또한 주식가격은 원칙적으로 시장참가자의 미래에 대한 예상을 반영하고 있다. 따라서 주식가격에 기초하여 불확실성을 측정하면 이와 같은 주가의 예시적(forward-looking) 성격으로 인하여 불확실성의 대리변수도 미래에 대한 예상을 반영할 수 있다. 이러한 점은 불확실성의 대리변수가 실제 투자가 이루어지는 시점에서 측정된다는 점에서 바람직하다고 할 수 있다. 그러나 주식가격은 기업의 실질적인 내재가치(fundamental)뿐 아니라 버블이나 노이즈(noise) 등의 영향을 받을 수 있다. 만일 이러한 요인들이 주식가격의 변동을 초

래의 q가 의미하는 투자액보다 작을 수 있다. 다시 말하면 어떤 기간의 시작시점에서 q는 1년간의 투자액을 결정하게 되는데 만일 예상치 못한 불확실성이 커지게 되면 계획된 투자를 축소 내지는 연기할 가능성이 있다.

13) 한편 만일 자본스톡의 조정비용(adjustment cost)이 이차함수(quadratic function)의 형태를 가진다면 q에 대한 계수는 조정속도(speed of adjustment)라고 해석할 수 있다. 이 경우에는 불확실성이 조정속도에 어떻게 영향을 미치는가를 추정하는 것이 된다. Bond and Cummins(2004)는 만일 불확실성이 조정속도에 음의 효과를 가진다면 이는 비가역적 투자이론의 증거가 된다고 주장하였다.

래하는 주요인이라면 주식가격에 기초하여 불확실성을 측정하는 것은 큰 문제가 될 수 있다. 한편 주식가격은 경기변동이나 금융시장의 제도적 변화에 의해서 영향을 받을 수 있다. 이러한 문제를 부분적으로 해결하기 위하여 본고에서는 각 기업의 주가변화의 표준편차를 제조업전체 주가지수의 변화에 대한 표준편차로 나누어서 정규화(normalization)하였다.

나. 표본의 분류와 특성

본 연구는 1991~2003년의 기간중 우리나라 상장기업 자료를 사용하여 불확실성이 투자에 어떠한 영향을 미치는가를 실증적으로 살펴보는 데 목적이 있다.[14] 그런데 불확실성의 영향은 외환위기를 전후로 하여 달라졌을 가능성이 있다. 외환위기 이전에는 기업들이 외형적인 성장에 치중하였으며 공격적 경영으로 투자가 불확실성의 영향을 크게 받지 않았을 가능성이 있다. 이와 관련하여 한진희(1999)는 1992~97년의 기간중 상위 재벌기업들은 정부의 암묵적 투자손실보전(implicit loss protection)에 기인하여 위험이 큰 사업에 과다하게 투자하였음을 실증적으로 규명하였다. 반면 외환위기 이후 구조조정과정에서 경제주체들의 위험기피도가 증대되면서 기업의 경영행태가 보수화되는 경향이 있다는 주장이 제기되고 있다. 만일 이러한 경향이 사실이라면 외환위기 이후 불확실성이 투자에 미치는 영향은 보다 확대되었을 것으로 생각할 수 있다.[15] 본 연구에서는 외환위기 이전과 이후의 기간에 불확실성의 영향이 어떻게 달라져 왔는가를 검토하기 위하여 1991~97년의 외환위기 이전 기간과 1999~2003년의 외환위기 이후 기간으로 나누어 실증분석을 수행하였다. 1998년은 외환위기 직후의 상황이 미치는 영향을 배제하기 위하여 분석에서 제외하였다.[16]

한편 불확실성에 대한 기업의 투자행태는 표본기간뿐 아니라 기업의 재무건전성에 의해 영향을 받을 수 있다. 잘못된 투자는 기업의 재무구조를 악화시키고 기업의 가치를 저하시킬 뿐 아니라 극단적인 경우 파산에 이르게 할 수도 있다. 따라서 다른 조건이 동일하다면 기업의 재무상태가 건전하고 파산위험이 작은 기업일수록 불확실성이 투자에 미치는 영향은 상대적으로 적을 가능성이 있다.

14) 본 연구에 사용된 기업별 자료는 KIS-line에서 구하였으며 2003년 말 현재 증권거래소에 상장되어 있는 제조업체를 대상으로 하였다.

15) 한편, 외환위기 이후에는 투자결정에 있어 수익성을 보다 중시하는 풍토가 확산된 것으로 보인다. 임경묵(2004)은 외환위기 이후 기업의 투자결정에 있어 수익성에 대한 계수가 통계적으로 보다 유의해졌음을 발견하였다.

16) 1998년을 외환위기 이후 기간으로 포함하여도 결과에 차이점을 발견할 수 없었다.

〈표 1〉 주요 변수의 기간별 평균과 표준편차

	1991～2003	1991～97	1999～2003
I/K	0.165 (0.619)	0.216 (0.734)	0.078 (0.428)
q	0.850 (0.392)	0.919 (0.305)	0.777 (0.455)
σ	2.097 (0.983)	2.148 (0.639)	2.078 (1.313)
CF/K	0.269 (0.820)	0.344 (0.731)	0.183 (0.889)

주: ( ) 안은 표준편차.

반면에 재무상태가 건전하지 못한 기업은 투자로 인한 위험이 보다 클 것이므로 불확실성의 영향을 보다 강하게 받을 수 있다. 본고에서는 재무건전성이 높은 기업과 낮은 기업으로 분류하기 위하여 표본기업을 이자보상배율(interest coverage ratio)에 따라 구분하였다. 본고에서는 이자보상배율을 영업이익(operating income)/이자비용(interest expense)으로 정의하였으므로 이자보상배율이 낮다는 사실은 영업이익 중에서 이자비용으로 지출하여야 하는 비중이 높다는 사실을 의미한다. 이자보상배율에 따른 구분은 전년도의 중간값(median)을 기준으로 이자보상배율이 높은 기업과 낮은 기업의 두 그룹으로 분류하였다.[17)]

본격적인 분석에 앞서 추정에 사용된 변수들이 외환위기 이전과 이후의 기간에 어떠한 차이를 보이고 있는지 그리고 각 기간별로 이자보상배율에 따라 변수들이 얼마나 다른지를 살펴보았다. 먼저 <표 1>에서는 전체 분석기간인 1991～2003년을 1991～97년 및 1999～2003년으로 나누어서 투자율, 토빈의 q, 주가의 변동성 및 현금흐름에 대한 평균과 표준편차를 살펴보았다.

우선 <표 1>로부터 기업의 투자율은 외환위기 이후 현저히 낮아졌음을 알 수 있다. 1991～97년의 기간에는 투자율이 평균 21.6%에 이르고 있는 반면 1999～2003년의 기간에는 7.8%에 머무르고 있다. 현금흐름 역시 외환위기 이후 큰 폭으로 감소하였다. 토빈의 q와 불확실성의 대용변수인 주가의 변동성 역시 외환위기 이후 다소 낮아졌으나 투자율에 비해서는 상대적으로 큰 차이를 보이고 있

17) 이자보상배율 외에도 부채비율 및 기업규모에 따라 기업을 구분하여 추정한 실증분석결과도 제시하였다.

〈표 2〉 이자보상배율로 분류한 주요 변수의 기간별 평균과 표준편차

	1991～2003		1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low	High	Low
I/K	0.202 (0.513)	0.127 (0.710)	0.242 (0.551)	0.189 (0.880)	0.125 (0.433)	0.031 (0.418)
q	0.837 (0.350)	0.862 (0.427)	0.941 (0.292)	0.899 (0.314)	0.720 (0.339)	0.831 (0.539)
σ	1.863 (0.548)	2.318 (1.221)	2.060 (0.556)	2.228 (0.698)	1.675 (0.494)	2.467 (1.687)
CF/K	0.424 (0.567)	0.113 (0.987)	0.436 (0.503)	0.251 (0.894)	0.404 (0.654)	-0.037 (1.028)

주: High는 이자보상배율이 높은 기업, Low는 이자보상배율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 표준편차.

지는 않다.

<표 2>에는 이자보상배율이 높은 기업과 낮은 기업으로 구분하여 각 기간에 대하여 실증분석에 사용된 변수의 평균과 표준편차가 제시되어 있다.[18] <표 2>를 살펴보면 다음과 같은 사실들을 확인할 수 있다. 첫째, 기간에 상관없이 이자보상배율이 높은 기업의 투자율과 현금흐름이 높게 나타나고 있어 재무건전성이 좋은 기업의 성과 역시 전반적으로 양호함을 알 수 있다. 다만 기간별로 비교해 보면 투자율과 토빈의 q, 현금흐름 등이 외환위기 이후 두 그룹 모두에서 전반적으로 감소하였음을 확인할 수 있다.

둘째, 이자보상배율이 높은 기업의 현금흐름은 외환위기 이후 다소 완만하게 감소한 데 비하여 이자보상배율이 낮은 기업의 현금흐름은 큰 폭으로 감소하여 외환위기 이후에는 평균적으로 마이너스 값을 보이고 있다. 이에 따라 두 그룹 간의 현금흐름의 격차가 확대된 모습을 보이고 있다. 셋째, 본 연구의 관심사인 불확실성의 대용변수인 주가의 변동성을 보면 재미있는 현상을 확인할 수 있다. 외환위기 이전의 기간에서는 이자보상배율에 따라 주가의 변동성이 큰 차이를 보이고 있지 않은 반면 외환위기 이후의 기간에는 주가의 변동성이 두 그룹 간에 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 특히 이자보상배율이 낮은 기업의 주가 변동성은 크게

18) 각각의 시점에서 어떤 기업의 이자보상배율이 그 시점의 전체 이자보상배율의 중간값(median)보다 높으면 이자보상배율이 높은 기업(High), 중간값보다 낮으면 이자보상배율이 낮은 기업(Low)으로 분류하였다.

확대된 반면 이자보상배율이 높은 기업의 주가 변동성은 외환위기 이후 오히려 축소된 경향을 보이고 있다.

Ⅳ. 추정결과

1. 전체 표본에 대한 분석

이번 장에서는 토빈의 q에 기초한 투자함수를 추정함으로써 불확실성이 투자에 대하여 추가적인 정보를 가지고 있는지를 살펴보았다. 추정방법은 고정효과모형(fixed effect model)을 OLS를 사용하여 추정하였으며 추정계수의 유의성은 Huber-White의 표준오차(robust standard error)를 이용하여 계산하였다.[19] 실증분석의 초점은 불확실성의 대리변수에 대한 계수가 유의하게 추정되는가를 살펴보는 데 있다. 만일 주가변동의 표준편차가 불확실성을 적절히 반영하고 있고 그 계수가 유의하게 추정된다면 불확실성이 투자에 영향을 미친다고 해석할 수 있을 것이다.

<표 3>의 모형 I에는 전체표본을 대상으로 식 (3-1)의 추정모형에 따라 불확실성을 독립적인 변수로 설정하였을 경우의 실증분석결과가 제시되어 있다. 추정결과를 살펴보면, 설명변수에 q가 포함되어 있음에도 불구하고 불확실성의 대리변수에 대한 계수는 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정되어 기업이 당면하고 있는 불확실성의 정도가 높을수록 투자에 소극적이었다고 해석할 수 있다. 이와 같은 추정결과는 Leahy and Whited(1996)와는 상이한 반면 Bond and Cummins(2004)의 분석결과와는 일치되는 것으로서 적어도 토빈의 q가 불확실성에 대한 완전한 정보를 가지고 있지 않음을 시사하고 있다. 한편 추정식에 현금흐름(CF/K)을 추가적인 설명변수로 고려하더라도 불확실성의 영향은 통계적으로 유의한 것으로 추정되었다.

<표 3>의 모형 II에서는 식 (3-2)에서와 같이 토빈의 q와 주가변동의 표준편차를 곱한 변수(interaction term)를 설명변수로 사용함으로써 불확실성이 q에 대한 계수에 주는 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 만일 q가 투자의 기대수익을 나타낸다면 q와 불확실성 간의 교차항($q \times \sigma$)에 대한 계수는 불확실성으로 인하여 투자가 기대수익에 반응하는 정도가 어떻게 달라질 수 있는가를 측정한다고 할 수 있다. 비록 투자의 기대수익이 높다고 하더라도 불확실성으로 인한 위

19) 고정효과모형 대신에 Arellano and Bond(1991)에 따라 동태적 패널모형(dynamic panel model)을 설정하여 추정해 보았으나 결과의 질적인 차이를 발견할 수 없었다. 또한 현금흐름의 현재값 대신 과거값을 사용한 경우에도 결과의 차이점을 발견하지 못하였다.

〈표 3〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 전체표본

	모형 I		모형 II		모형 I + 모형 II	
상수항	0.085	0.025	-0.111	-0.143	-0.076	-0.144
	(0.55)	(0.14)	(-0.45)	(-0.60)	(-0.30)	(-0.54)
q	0.350	0.306*	0.511	0.460*	0.497	0.460*
	(1.58)	(1.84)	(1.62)	(1.89)	(1.56)	(1.81)
σ	-0.076**	-0.058**			-0.020	0.000
	(-2.08)	(-2.40)			(-1.29)	(0.02)
$q \times \sigma$			-0.048*	-0.043**	-0.041	-0.043
			(-1.68)	(-1.96)	(-1.40)	(-1.58)
CF/K		0.214		0.216		0.216
		(1.37)		(1.41)		(1.40)
R^2	0.124	0.176	0.132	0.185	0.132	0.185
F 통계량	14.94	12.67	14.87	12.30	13.82	11.56
관측치 수	4,562	4,539	4,562	4,539	4,562	4,539
기업 수	417	416	417	416	417	416

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

험이 높게 되면 그렇지 않은 경우에 비해 실제 투자는 기대수익에 상대적으로 민감하게 반응하지 않을 수 있다. 추정결과를 살펴보면 q와 $q \times \sigma$의 두 변수만을 설명변수로 할 경우 $q \times \sigma$의 계수가 모두 음의 부호를 가지며 통계적으로도 유의하게 추정되었다. 여기에 현금흐름을 설명변수로 추가하게 되면 $q \times \sigma$의 계수에 대한 통계적 유의성이 더욱 높아졌다. 이와 같은 모형 II에 따른 추정결과는 불확실성이 높은 기업의 투자는 기대수익에 상대적으로 민감하게 반응하지 않음을 시사한다. 이를 비가역적 투자이론에 의거하여 해석하면 일단 투자를 집행하고 나면 기업환경이 불리하게 되었을 경우 이미 집행된 투자를 되돌릴 수 없기 때문에 불확실성이 증가할 때 투자에 상대적으로 소극적이 되는 것이라고 볼 수 있다.

<표 3>의 마지막 두 열은 식 (3-1)의 추정모형(모형 I)과 식 (3-2)의 추정모형(모형 II)을 비교하기 위하여 $q \times \sigma$ 및 σ의 두 변수 모두를 설명변수로 포함시킨 추정결과가 제시되어 있다. 그 결과 $q \times \sigma$에 대한 계수는 음의 값으로 추정되었을 뿐 아니라 모형 II의 추정결과에 비해 추정계수의 변화도 크지 않았다. 그러나 추정치의 통계적 유의성은 하락하였는데,

이는 아마도 다중공선성(multicolinearity)의 영향으로 생각된다. 반면 σ에 대한 계수는 통계적 유의성이 크게 감소하였을 뿐 아니라 추정계수도 상대적으로 크게 변화하여 거의 영에 근접하고 있다. 이러한 결과를 종합해 보면 불확실성이 q에 대한 계수를 통하여 투자에 영향을 미치도록 모형을 설정하는 것이 불확실성의 영향을 보다 잘 포착할 수 있다는 의미에서 선호된다고 볼 수 있다. 물론 추정모형이 축약형 모형임을 상기하면 두 가지 추정모형의 상대적 우월성을 논할 수는 없으며 실제 이하의 분석에서도 두 모형의 추정결과 사이에 질적인 차이점은 발견되지 않았다.

2. 외환위기 이후의 변화

앞 절의 전체표본을 대상으로 한 실증분석을 통하여 불확실성은 투자와 음의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였다. 이번 절에서는 이러한 불확실성의 효과가 외환위기를 전후로 다르게 나타나는가를 알아보기 위하여 1991~97년 및 1999~2003년의 두 기간으로 나누어서 살펴보았다.

기간별로 투자함수를 추정한 <표 4>의 결과를 살펴보면 1991~97년의 분석기간 중에는 불확실성의 대리변수와 투자 사이에 통계적으로 유의한 상관관계가 발견되지 않았다. 특히 모형 I의 경우에는 불확실성에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않을 뿐 아니라 계수의 절댓값도 매우 작게 추정되었다. 반면 외환위기 이후 기간인 1999~2003년의 기간중에는 모형 I과 모형 II 모두에서 불확실성에 대한 계수가 통계적으로 매우 유의한 음의 값이 추정되었다. 이러한 추정결과로부터 외환위기 이전에는 불확실성의 영향이 미미하였던 반면 외환위기 이후에는 불확실성이 투자에 상대적으로 강한 영향을 주었다고 추론할 수 있다.

물론 외환위기 이전에도 불확실성이 투자에 전혀 영향을 주지 않았다고 단정할 수 있는 것은 아니다. 우선 주가의 변동성으로 측정한 불확실성은 실제로 다양한 종류의 불확실성을 포괄하고 있을 것인데 만일 다양한 종류의 불확실성이 투자에 각각 다른 방향으로 영향을 주게 되는 경우 실증분석에서는 불확실성의 영향이 서로 상쇄되었을 가능성이 있다. 또한 불확실성에 대한 정보가 q에 충분히 포함되어 있어 실제로 불확실성의 대리변수가 투자와 상관관계가 없는 것으로 나타났을 가능성도 있다. 그럼에도 불구하고 불확실성에 대한 계수의 통계적 유의성을 떨어뜨릴 수 있는 이와 같은 요인들이 외환위기 이전에만 존재하였을 특별한 이유는 분명하지 않다. 따라서 <표 4>의 추정결과는 외환위기를 거치면서 불확실성의 영향이 강화되었을 가능성이 높음을 시사하고 있다.

〈표 4〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 기간별 분석

	1991～97		1999～2003	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상수항	-0.553***	-0.544***	0.075	-0.040
	(-3.15)	(-3.46)	(1.32)	(-0.88)
q	0.476***	0.555***	0.163***	0.289***
	(4.23)	(4.02)	(2.92)	(4.78)
σ	0.005		-0.023**	
	(0.16)		(-2.28)	
$q \times \sigma$		-0.053		-0.022***
		(-1.51)		(-5.28)
CF/K	1.198***	1.196***	-0.025	-0.022
	(5.44)	(5.49)	(-0.94)	(-0.84)
R^2	0.590	0.591	0.221	0.231
F 통계량	5.85	5.71	12.17	14.01
관측치 수	2,218	2,218	1,948	1,948
기업 수	358	358	415	415

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

불확실성에 대한 계수의 유의성이 외환위기를 전후로 하여 달라졌다는 실증분석결과는 우리나라 상장 제조업부문의 투자결정이 외환위기를 전후로 하여 상당히 다른 요인에 의해 영향을 받아왔음을 암시하고 있다. 외환위기 이전에는 기업의 경영행태가 상당히 공격적이었던 관계로 위험에 대한 고려보다는 양적인 팽창을 위하여 투자가 이루어졌을 가능성이 있다. 예를 들면, 불확실성이 증가하게 되면 투자를 축소 내지는 연기하는 것이 타당할 것임에도 불구하고, 다른 기업의 투자에 앞서 시장을 선점하고자 하는 전략적인 유인이 있었을 경우 불확실성에도 불구하고 투자를 실행하였을 수 있다. 즉, 불확실성으로 인해 투자를 연기하게 되면 다른 기업이 시장을 선점하거나 또는 새로운 기업이 시장에 진입할 또 다른 위험이 존재하게 된다. 외환위기 이전에는 많은 기업들이 이러한 잠재적 비용이 투자를 연기함으로써 얻을 수 있는 이득보다 상대적으로 크다고 판단하였을 가능성이 있으며 따라서 투자가 불확실성에 반응하지 않았을 수 있다. 또한

한진희(1999)가 주장하는 바와 같이 대기업을 중심으로 정부의 암묵적 보증이 존재하였다면 위험이 큰 사업에 과잉투자가 이루어졌을 수도 있다. 이 경우에도 투자와 불확실성 사이의 상관관계가 발견되지 않을 수 있다.

그러나 외환위기 이후에는 기업의 구조조정을 거치면서 기업경영이 보수화되면서 안정성 위주의 투자행태가 확산된 것으로 보인다. 이에 따라 필연적으로 위험기피적인 성향이 증가하였을 것으로 생각된다. 이 과정에서 외환위기 이전에 존재하였던 전략적 유인은 상대적으로 크게 약화되었으며 정부의 암묵적 보증이나 대마불사(too big to fail)에 대한 믿음도 사라졌다. 이러한 요인들은 외환위기 이후 기업의 투자결정이 불확실성에 보다 민감하게 변하였을 가능성을 시사하고 있다.

한편, 불확실성에 대한 계수의 유의성이 외환위기 이후의 기간에서만 발견된 것과는 대조적으로 현금흐름에 대한 계수는 외환위기 이전 기간에서는 통계적으로 유의한 반면 외환위기 이후의 기간에서는 유의하게 추정되지 않았다. 현금흐름에 대한 추정계수와 금융제약의 정도가 비례하는가에 대하여는 논쟁의 소지가 있으나 현금흐름에 대한 계수가 유의하게 추정될 경우 일단 금융제약이 존재한다고 해석함에 있어 큰 무리는 없는 것으로 판단된다. 따라서 <표 4>에서 현금흐름에 대한 계수가 외환위기 이전에만 유의하게 추정되었다는 사실은 외환위기 이전 기간에는 기업의 투자활동에 금융제약이 강하게 존재하였던 반면 외환위기 이후에는 그렇지 않을 가능성이 높음을 시사하고 있다.

이러한 결과는 외환위기 이전에는 기업의 투자를 제약하였던 주요 원인 중 하나가 투자자금의 조달이었음을 암시하고 있다. 이론적으로 투자자금을 외부에서 조달하기 위해서는 내부자금에 비해 추가적인 비용을 지불하여야 하며, 특히 중소기업의 경우에는 담보 없이 금융기관으로부터 자금을 조달하는 것 자체가 매우 어려웠을 것으로 생각된다. 반면 외환위기 이후에는 부채비율이 지속적으로 감소하여 기업의 재무건전성이 전반적으로 개선되었으며 또한 투자수요를 내부자금에 의해 충당할 수 있는 여력이 높아짐에 따라 금융제약의 정도가 크게 완화되었다. 이러한 현상들로 인하여 현금흐름에 대한 추정계수가 외환위기 이후에는 유의하지 않은 것으로 판단된다.[20]

20) 표본의 극단적인 관측치(outlier)에 의하여 추정결과가 영향을 받았는지를 살펴보기 위하여 각각의 변수의 상위 5% 및 하위 5%를 제거한 후 모형을 추정해 보았다. 이 경우 불확실성에 대한 계수가 외환위기 이전의 기간에서는 -0.011(t값은 -0.27), 외환위기 이후의 기간에 대해서는 -0.022(t값은 -3.33)로 추정되었다. 또한 현금흐름에 대한 계수도 외환위기 이전과 이후에 대하여 각각 0.439(t값은 3.85) 및 -0.030(t값은 -0.59)으로 나타나 극단적 관측치의 포함여부가 추정결과에 질적인 변화를 초래하지는 못하는 것으로 보인다.

3. 재무건전성과 불확실성의 영향

불확실성이 투자에 미치는 영향은 기업의 재무상태에 따라 다를 수 있다. 재무건전성이 낮은 기업은 사후적으로 투자가 잘못된 것임이 판명될 경우 기업 활동에 심각한 타격을 입을 수 있고 극단적인 경우 파산의 위험에 처할 수도 있다. 따라서 재무건전성이 낮은 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 불확실성의 영향을 보다 강하게 받을 가능성이 있다. 이번 절에서는 우선 외환위기를 전후한 각각의 기간에 대하여 재무건전성을 나타내는 대표적 지표의 하나인 이자보상배율에 따라 두 그룹으로 분류하여 불확실성과 투자의 관계를 살펴보았다.[21)]

<표 5>의 추정결과를 살펴보면 외환위기 이전의 기간에서는 이자보상배율의 높고 낮음에 관계없이 불확실성에 대한 계수가 유의하게 추정되지 않았다. 모형 I의 경우에는 불확실성에 대한 계수가 양수로 추정되었으며, 모형 II의 경우에도 이자보상배율이 높은 기업의 경우에는 양의 계수가 추정되었다. 그러나 추정계수의 통계적 유의성은 매우 낮아서 투자가 불확실성의 영향을 받았다는 증거는 찾지 못하였다. 한편 외환위기 이후의 기간중에는 모형 I 및 모형 II 모두에서 불확실성에 대한 계수가 음의 값으로 추정되었으나 이자보상배율이 낮은 기업에서만 추정계수가 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, 외환위기 이후에는 이자보상배율이 높은 기업은 여전히 불확실성의 영향을 크게 받지 않는 것으로 나타난 반면 이자보상배율이 낮은 기업의 투자는 불확실성과 유의한 상관관계를 가지는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 외환위기 이후의 기간에서는 투자에 대한 불확실성의 효과가 기업의 재무건전성에 대하여 조건부로 나타나고 있음을 보여준다. 즉, 재무건전성이 낮은 기업은 상대적으로 위험에 대하여 보다 민감해져서 불확실성의 영향을 강하게 받는 것으로 보인다.[22)]

외환위기 이후 불확실성의 영향이 이

21) 각 연도의 이자보상배율의 중간값(median)에 따라 두 그룹으로 분류하였음에도 불구하고 실증분석에 필요한 변수가 일부 사용 가능하지 않은 경우가 있어 그룹별로 관측치 수에 약간의 차이가 발생하고 있다.

22) 불확실성의 대리변수인 주가변화의 변동성은 기업의 특성에 따라 달라질 가능성이 있다. 부채비율이 높은 기업의 주식수익률은 그렇지 않은 기업의 주식수익률보다 변동성이 크다고 알려져 있으며 대기업의 주식수익률 변동성이 중소기업에 비해 평균적으로 작을 수 있다. 이러한 요인들을 조정하기 위하여 정규화된 주가변화의 표준편차를 각 기업의 총자산규모, 부채비율, 현금흐름 등에 회귀분석한 후 그 잔차항으로 불확실성을 측정해 보았다. 그러나 이와 같은 기업특성이 어느 정도 조정된 불확실성 지표를 사용하더라도 추정결과에 질적인 차이를 초래하지 않는 것으로 나타났다. 외환위기 이전 기간에는 이자보상배율과 상관없이 불확실성이 투자에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났으며 외환위기 이후에도 이자보상배율이 높아서 재무상태가 양호한 기업은 불확실성의 영향을 받지 않는 것으로 추정되었다. 반면

〈표 5〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 이자보상배율에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low
<모형 I>				
상수항	0.065	-0.887***	-0.091	-0.080
	(0.37)	(-3.97)	(-0.73)	(-1.43)
q	0.059	0.734***	0.360***	0.137**
	(0.53)	(4.41)	(3.87)	(2.35)
σ	0.008	0.025	-0.029	-0.015*
	(0.12)	(0.55)	(-0.66)	(-1.67)
CF/K	0.535***	1.288***	0.065	-0.057
	(2.96)	(7.65)	(1.36)	(-1.46)
R^2	0.350	0.741	0.414	0.303
F 통계량	2.64	8.43	6.29	3.79
관측치 수	1,054	1,164	943	1,005
기업 수	282	275	307	317
<모형 II>				
상수항	-0.118	-0.782***	-0.143*	-0.148***
	(-0.83)	(-4.45)	(-1.67)	(-2.63)
q	0.020	0.747***	0.385***	0.220***
	(0.14)	(3.99)	(2.62)	(2.89)
$q \times \sigma$	0.021	-0.015	-0.014	-0.013***
	(0.36)	(-0.31)	(-0.27)	(-3.00)
CF/K	0.535***	1.288***	0.065	-0.052
	(2.98)	(7.64)	(1.36)	(-1.37)
R^2	0.351	0.741	0.413	0.308
F 통계량	2.48	8.55	5.98	5.03
관측치 수	1,054	1,164	943	1,005
기업 수	282	275	307	317

주: High는 이자보상배율이 높은 기업, Low는 이자보상배율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

외환위기 이후의 기간중 이자보상배율이 낮은 기업들에서는 불확실성에 대한 계수가 통계적으로 유의하게 추정되어 재무건전성이 좋지 않을 경우 불확실성이 투자를 감소시키는 것으로 보인다.

자보상배율이 높은 기업과 낮은 기업에서 다르게 추정된 것과는 달리 현금흐름에 대한 계수의 통계적 유의성은 이자보상배율에 따라 차이점이 발견되지 않았다. 외환위기 이전의 기간에서는 이자보상배율이 높은 기업그룹과 낮은 기업그룹 모두에서 현금흐름에 대하여 유의한 계수 추정치가 발견된 반면 외환위기 이후의 기간에서는 두 그룹 모두에서 통계적으로 유의한 계수가 추정되지 않았다.[23] 한 가지 특이한 사실은 외환위기 이전의 경우, 이자보상배율이 낮은 기업그룹의 현금흐름에 대한 계수가 보다 크게 추정되었다는 점이다. 이자보상배율이 낮은 기업이 금융제약(financial constraint)의 정도가 보다 심한 기업이라고 할 수 있으므로 이러한 추정결과는 Fazzari, Hubbard, and Petersen(1988, 2000)의 주장과 보다 부합되는 결과라고 할 수 있다. 그러나 Kaplan and Zingales(1997, 2000) 이후의 많은 연구에서 비록 현금흐름에 대한 계수의 통계적 유의성이 금융제약의 증거가 된다고 하더라도 추정계수의 크기와 금융제약의 정도가 반드시 비례하지는 않는다는 증거가 제시되어 왔다. 따라서 이자보상배율이 낮은 기업그룹에서 현금흐름에 대한 계수가 크게 추정되었다고 하여 이들 기업이 투자자금을 조달하는 데 있어 보다 높은 기회비용을 지불하였다고 단정할 수는 없다.

이자보상배율이 기업의 재무건전성을 나타내는 대표적인 지표이기는 하나 실제로 기업의 재무건전성은 여러 가지 지표를 사용하여 종합적으로 파악하는 것이 보다 바람직하다. 이에 따라 이자보상배율 대신에 재무건전성을 나타낼 수 있는 또 다른 지표로서 기업의 부채비율을 사용하여 기업을 구분하고 각각의 그룹에 대하여 불확실성이 투자에 미치는 영향을 추정하였다. 즉, 각 기업의 부채비율을 사용하여 기업을 두 개의 그룹으로 분류한 후 외환위기 이전과 이후의 기간에 대해 부채비율이 높은 기업과 낮은 기업의 투자함수를 추정하였으며 그 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. <표 6>의 추정결과를 살펴보면, 이자보상배율 대신에 부채비율을 사용하더라도 추정결과에 질적인 차이는 없는 것으로 나타났다. 불확실성에 대한 계수가 외환위기 이후의 기간중 부채비율이 높은 기업에서만 통계적으로 유의하게 추정되고 있어 <표 5>와 일관된 모습을 보이고 있다. 즉, 외환위기 이후의 기간을 대상으로 할 경우 부채비율이 높아서 재무상태가 좋지 않은

23) 극단적인 관측치(outlier)의 영향을 배제하고 추정해 보았으나 역시 결과의 질적인 차이점을 발견하지 못하였다. 예를 들어, 외환위기 이후의 기간중 이자보상배율이 낮은 기업그룹 중에서 각 변수의 상하위 5%를 제외할 경우 불확실성에 대한 계수는 -0.016(t값은 -2.07), 현금흐름에 대한 계수는 -0.084(t값은 -1.32)로 각각 추정되었다.

〈표 6〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 부채비율에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low
<모형 I>				
상수항	-0.638***	-0.199	0.115	-0.150***
	(-3.22)	(-1.05)	(1.43)	(-2.94)
q	0.589***	0.162*	0.095	0.257***
	(4.99)	(1.84)	(1.17)	(4.67)
σ	-0.033	0.030	-0.026**	0.016
	(-0.73)	(0.66)	(-2.20)	(0.84)
CF/K	1.348***	0.305***	-0.031	0.018
	(9.81)	(3.14)	(-1.05)	(0.61)
R^2	0.778	0.447	0.505	0.297
F 통계량	12.63	2.29	4.13	8.16
관측치 수	1,073	1,145	977	971
기업 수	234	255	281	279
<모형 II>				
상수항	-0.636***	-0.147	-0.052*	-0.122***
	(-4.10)	(-1.33)	(-0.57)	(-3.35)
q	0.660***	0.081	0.268**	0.193**
	(5.03)	(0.77)	(2.34)	(2.11)
$q \times \sigma$	-0.061	0.041	-0.021***	0.035
	(-1.46)	(1.03)	(-3.06)	(0.82)
CF/K	1.351***	0.304***	-0.031	0.020
	(9.86)	(3.17)	(-1.08)	(0.64)
R^2	0.779	0.448	0.513	0.297
F 통계량	12.93	2.26	5.32	8.20
관측치 수	1,073	1,145	977	971
기업 수	234	255	281	279

주: High는 부채비율이 높은 기업, Low는 부채비율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

기업그룹에서만 불확실성에 대한 계수가 통계적으로 유의하게 나타났으며 부채비율이 낮은 기업의 경우에는 통계적으로 유의하지 않은 양의 값이 추정되었다. 외환위기 이전 기간에 대하여는 부채비율의 높고 낮음에 관계없이 불확실성은 투자와 유의한 상관관계가 없는 것으로 추정되었다. 또한 이자보상배율로 분류한 경우와 마찬가지로 현금흐름에 대한 계수는 부채비율과 관계없이 외환위기 이전에만 유의하게 추정되고 있다.

마지막으로 기업규모에 따라 표본을 분류하여 불확실성과 투자의 관계를 살펴보았다. 기업규모는 원칙적으로는 재무건전성과 직접적인 관련은 없어 보이나 실제 자금을 조달하는 과정에서는 대기업이 중소기업에 비해 여러 가지 유리한 점이 있다. 우선 대기업은 대체로 자산의 담보가치가 높아서 차입비용이 낮을 것이며 또한 중소기업에 비해 대체로 역사가 길어서 금융기관과의 관계나 자본시장에서의 신용을 축적해 왔을 것으로 예상할 수 있다. 기존의 연구에서도 기업규모는 금융제약의 정도를 나타내는 사전적인 분류기준으로 사용되어 왔다. 더욱이 기업규모는 다른 분류기준에 비해 상당히 외생적인(exogenous) 성격이 강하므로 바람직한 분류기준이라고 할 수 있다. 기업규모에 따른 분류는 우리나라에 있어서는 보다 특별한 의미를 가진다. 외환위기 이전에는 이른바 '대마불사(too big to fail)'의 믿음하에 대기업들의 과도한 부채발행과 투자가 이루어졌음은 널리 알려진 사실이며 외환위기 이후에는 대기업과 중소기업 간의 양극화현상이 또 다른 중요한 문제로 대두되고 있다. 이와 같은 사실에 주목하여 기업규모에 따라 불확실성이 투자에 영향을 주는가를 추정해 보았다. 기업규모는 종업원수를 기준으로 하여 300인 이상인 기업과 300인 미만 기업으로 분류하였다.

<표 7>을 살펴보면 외환위기 이전에는 기업의 규모와 상관없이 불확실성에 대한 계수는 유의하지 않은 반면 현금흐름에 대한 계수는 유의하게 추정되었다. 외환위기 이후에는 대기업의 경우에는 불확실성에 대한 계수는 음으로 추정되었으나 통계적 유의성은 높지 않았다. 반면 중소기업의 경우에는 모형 I의 경우에는 통계적 유의성이 상대적으로 높지 않았으나, 모형 II의 경우에는 투자와 불확실성의 관계가 통계적으로 매우 유의하게 나타났다. 즉, 외환위기 이후의 기간중 중소기업에 있어서만 불확실성과 투자간에 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이와 같은 추정결과는 적어도 외환위기 이후의 기간중 기업규모와 재무건전성이 서로 연관되어 있을 가능성을 암시하고 있다. 외환위기 이후 대기업들은 가시적인 구조조정이 이루어져 온 데 비하여 중소기업의 구조조정은 아직 미흡하다면 기업규모에 따른 분류는 재무건전성의

〈표 7〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 기업규모에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	Large	Small	Large	Small
<모형 I>				
상수항	-0.151	-1.106***	-0.153***	0.098
	(-1.01)	(-3.34)	(-2.75)	(1.39)
q	0.341**	0.460**	0.274***	0.137*
	(2.55)	(2.10)	(4.01)	(1.90)
σ	-0.022	0.111	-0.016	-0.017
	(-0.56)	(1.43)	(-1.25)	(-1.40)
CF/K	0.430***	1.458***	0.063**	-0.049
	(2.65)	(12.10)	(1.91)	(-1.46)
R^2	0.242	0.858	0.257	0.231
F 통계량	3.95	26.19	9.17	4.23
관측치 수	1,691	523	1,231	714
기업 수	291	118	288	175
<모형 II>				
상수항	-0.194*	-0.534**	-0.188***	0.006
	(-1.70)	(-2.43)	(-3.74)	(0.08)
q	0.378***	0.460*	0.321***	0.233**
	(2.65)	(1.76)	(4.00)	(2.31)
$q \times \sigma$	-0.017	0.001	-0.020	-0.015***
	(-0.38)	(0.01)	(-1.35)	(-2.75)
CF/K	0.431***	1.448***	0.063*	-0.046
	(2.67)	(11.53)	(1.91)	(-1.40)
R^2	0.242	0.857	0.258	0.236
F 통계량	3.81	25.28	9.05	4.98
관측치 수	1,691	523	1,231	714
기업 수	291	118	288	175

주: Large는 종업원 수 300인 이상 기업, Small은 종업원 수 300인 이하 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

정도를 상당부분 반영하고 있을 가능성이 높다.[24)]

이상의 분석에서는 전체표본을 기간에 따라 혹은 재무건전성을 나타내는 변수에 따라 표본을 분류한 후 각각에 대하여 불확실성의 영향을 추정하였다. 그런데 이와 유사한 방법으로 기간 및 재무건전성에 대한 더미변수를 설정한 후 이러한 더미변수 및 더미변수와 각각의 설명변수를 곱한 교차항(interaction term)을 추정식에 포함하여 전체표본을 대상으로 모형을 추정할 수 있다. 만일 잔차항의 분포가 소표본 간에 동일하다고 가정하면 이러한 방법이 보다 바람직할 것으로 생각된다.

<표 8>에서는 더미변수를 사용하여 전체표본을 추정한 결과가 제시되어 있다.[25)] D_{11} 및 D_{12}는 외환위기 이전에 이자보상배율(또는 부채비율)이 각각 높았던 기업에 대한 더미변수와 낮았던 기업에 대한 더미변수를 나타낸다. 마찬가지로 D_{21} 및 D_{22}는 외환위기 이후의 기간에 있어 이자보상배율(또는 부채비율)이 각각 높았던 기업에 대한 더미변수와 낮았던 기업에 대한 더미변수를 의미한다. 추정결과를 통하여 불확실성이 투자에 미치는 영향을 살펴보면 전반적으로 더미변수를 이용하여 전체표본을 추정하더라도 표본을 분류하여 추정한 경우와 질적으로 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 모형 I과 모형 II 모두에서 외환위기 이후의 기간중 이자보상배율이 낮은 기업에 대한 더미변수인 D_{22}를 불확실성을 나타내는 변수에 곱한 교차항의 경우에만 통계적으로 유의한 음의 계수가 추정되었다. 마찬가지로 외환위기 이후의 기간중 부채비율이 높은 기업에 대한 더미변수인 D_{21}이 곱하여진 경우에만 불확실성이 투자에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 또한 외환위기 이전에는 현금흐름에 대한 계수도 유의하게 추정되어 표본을 분류하여 추정한 경우와 일관성을 유지하고 있다. 다만, 외환위기 이후의 기간 중 재무건전성이 좋은 경우에는 현금흐름에 대한 계수가 유의하게 추정된 점은 표본을 구분하여 추정한 경우와 다른 점이라고 할 수 있다.

---

24) 지금까지의 추정결과에 대한 신뢰성과 관련하여 다음과 같은 두 가지 분석을 수행하였다. 첫째, 표본의 분류에 사용하였던 이자보상배율, 부채비율 및 종업원 수 등의 전기값을 추정방정식의 설명변수에 추가하여 추정해 보았으나 불확실성 및 현금흐름에 대한 계수의 통계적 유의성에 질적인 변화를 초래하지 못하였다. 자세한 내용은 <부표 1>에 나타나 있다. 둘째, 본 연구에서 사용하고 있는 일별 주식 수익률의 표준편차는 주가의 일일 변동폭에 대한 제한이 있을 경우 적절한 지표가 아닐 수 있다. 특히 1998년 말 이후 이에 대한 제한폭이 확대되는 등의 제도적 변화가 실증분석결과에 영향을 주었을 수도 있다. 이에 따라 일별 수익률 대신 주간 수익률의 표준편차를 계산하여 모형을 추정해 보았으나 이때에도 전체적인 결과의 질적인 차이점을 발견하지 못하였다. 추정결과에 대하여는 <부표 2>를 참조.

25) <표 8>에는 나타나 있지 않지만 각각의 더미변수 자체도 추정식에 포함하였다.

〈표 8〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 더미변수를 사용한 경우

	이자보상배율		부채비율	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상수항	0.058 (0.57)	-0.030 (-0.46)	-0.062 (-0.66)	-0.076 (-1.26)
$q \times D_{11}$	0.088 (1.31)	0.150 (1.53)	0.631*** (4.39)	0.760*** (3.84)
$q \times D_{12}$	0.630*** (4.65)	0.719*** (3.97)	0.170*** (2.84)	0.184** (2.15)
$q \times D_{21}$	0.173*** (2.76)	0.206* (1.82)	0.094* (1.69)	0.168** (2.00)
$q \times D_{22}$	0.089*** (2.04)	0.142** (2.42)	0.149*** (3.69)	0.130* (1.68)
$(q\times)\sigma \times D_{11}$	-0.045 (-1.44)	-0.031 (-1.22)	-0.057** (-2.09)	-0.065** (-2.01)
$(q\times)\sigma \times D_{12}$	-0.018 (-0.72)	-0.047 (-1.38)	-0.009 (-0.33)	-0.009 (-0.33)
$(q\times)\sigma \times D_{21}$	-0.023 (-0.67)	-0.019 (-0.41)	-0.046*** (-3.84)	-0.018*** (-2.60)
$(q\times)\sigma \times D_{22}$	-0.031*** (-3.27)	-0.014*** (-2.80)	0.009 (0.42)	0.009 (0.27)
$CF/K \times D_{11}$	0.395*** (2.96)	0.393*** (2.95)	1.232*** (6.35)	1.225*** (6.38)
$CF/K \times D_{12}$	1.222*** (5.57)	1.213*** (5.57)	0.224*** (2.76)	0.223*** (2.75)
$CF/K \times D_{21}$	0.149*** (3.18)	0.145*** (3.14)	0.009 (0.35)	0.012 (0.46)
$CF/K \times D_{22}$	-0.009 (-0.86)	-0.001 (-0.73)	0.066*** (3.06)	0.064*** (2.94)
R^2	0.425	0.426	0.428	0.428
F 통계량	12.00	12.09	11.48	11.72
관측치 수	4,539	4,539	4,539	4,539
기업 수	416	416	416	416

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%. 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

V. 맺음말

본고의 실증분석결과 불확실성은 대체로 투자와 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 기간별로 나누어서 살펴보면 불확실성이 투자에 미치는 영향은 외환위기 이후에서만 발견되었으며, 특히 이자보상배율이 낮은 기업들이나 부채비율이 높은 기업에서 불확실성의 효과가 강하게 나타나는 것으로 분석되었다. 이러한 실증분석결과는 외환위기 이전에는 기업의 투자결정이 양적팽창에 주안점을 둔 상태에서 정부의 암묵적 보증이나 시장선점을 위한 전략적 유인 등으로 불확실성으로 인한 위험이 중요한 역할을 하지 못하였던 데 비해 외환위기 이후에는 수익성 위주의 안정적·보수적 경영이 강조되면서 불확실성에 민감하게 반응해 온 것으로 해석될 수 있다.

본고의 분석결과는 적어도 단기적으로 투자 활성화를 위해서는 불확실성을 줄여 나가는 것이 바람직함을 시사하고 있다. 그러나 불확실성은 시장경제체제 내에서는 완전히 제거할 수 없을 뿐 아니라 불확실성이 완전히 사라지는 것이 결코 바람직하지도 않다. 더욱이 외환위기 이후의 구조조정과 제도개혁과정에서 불확실성이 불가피하게 확대되었을 수도 있다. 다만 제도의 개선이나 경제정책의 수립 및 집행에 있어 보다 신중을 기하고 충분한 검토를 함으로써 정책의 투명성을 높이고 일관성을 유지하는 것은 중요하다.

또한 재무건전성이 높은 기업이 불확실성의 영향을 상대적으로 적게 받는다는 분석결과를 상기하면 기업 재무구조의 건전성을 높이는 것이 장기적인 관점에서 불확실성이 투자에 미치는 영향을 줄이는 하나의 대안이 될 것이다. 특히 외환위기 이후 대기업을 중심으로 한 구조조정이 꾸준히 추진되어 온 데 비하여 아직도 중소기업의 구조조정은 미흡한 실정이다. 재무구조의 건전성이 높은 기업은 불확실성이 다소 높더라도 상대적으로 투자로 인한 위험을 감당할 여지가 있기 때문에 중소기업의 투자촉진을 위해서는 구조조정이 본격적으로 추진될 필요가 있다.

한편 미래에 대한 불확실성이 증가하였다는 것을 미래의 기업가치에 대한 분산이 확대되어 극단적인 경우 미래의 기업여건이 심각한 수준으로 악화될 가능성이 발생하였음을 의미한다고 보면, 기업은 이에 대한 대비책으로 소극적으로는 투자를 줄이는 외에도 적극적으로는 단기유동성의 보유를 증가시키려 할 것이다. 투자의 비가역성이 존재한다면 위기적 상황이 발생할 경우 이미 투자된 자본스톡을 즉각 현금화하기 어려울 뿐 아니라 자본스톡을 매각한다 하더라도 실

제 가치에 비해 낮은 가격에 매각할 수밖에 없게 된다. 또한 미래에 기업여건이 악화되었을 때에는 유동성 부족을 추가적인 부채발행 등을 통하여 즉각적으로 조달하기가 어려울 것이다. 따라서 현재 사용 가능한 자금이 있다고 하더라도 이를 유동성이 떨어지는 고정자본에 투자하기보다는 현금이나 당좌자산과 같은 단기유동성으로 보유할 유인이 발생한다. 이러한 관점에서 불확실성과 단기유동성의 관계를 살펴보는 것은 불확실성이 기업의 의사결정에 어떻게 영향을 주는가에 대한 또 다른 중요한 연구과제가 될 것으로 믿어진다.[26)]

26) 불확실성이 단기유동성에 미치는 영향은 투자와는 반대방향으로 작용할 가능성이 높다. 단기유동성에 대한 수요함수를 어떻게 설정하여야 하는가에 대하여는 논란의 소지가 있으나 일단 투자에 대한 추정식과 동일한 설명변수를 사용하여 추정해 보면, 모형 I의 경우에는 유의한 계수의 추정치를 얻을 수 없었으나 모형 II의 경우에는 외환위기 이후의 경우에 불확실성에 대한 계수가 양의 값을 가지며 통계적으로도 유의함을 알 수 있었다. 이러한 결과는 일단 불확실성의 증가는 투자를 감소시키는 대신 유동성을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 불확실성이 증가할 경우 위험부담이 높고 유동성이 떨어지는 고정자본에 대한 투자보다는 현금보유를 늘리거나 수익률이 낮더라도 유동성이 높은 단기안전자산을 선호하였던 것으로 판단된다. 이자보상배율에 따라 기업을 구분하여 불확실성이 단기유동성에 미치는 영향을 추정한 경우에도 모형 II의 경우에는 대체로 투자에 대한 추정결과와 일관성을 가지고 있음을 보여주고 있다. 그럼에도 불구하고 단기유동성에 대한 추정모형의 설정과 관련하여 보다 이론적으로 타당한 근거가 제시될 필요가 있으며, 이에 대한 보다 자세한 분석은 추후의 연구에서 다루고자 한다.

참 고 문 헌

임경묵, 「상장사 기업재무자료를 중심으로 살펴본 설비투자 분석」, 「KDI 경제전망」, 제21권 제2호, 2004, pp.122～134.

최창규, 「환율변동성 및 환율수준 변화가 투자에 미치는 효과분석」, 「경제분석」, 제5권 제3호, 1999, pp.110～130.

한국개발연구원, 「KDI 경제전망」, 제21권 제2호, 2004.

한진희 「재벌기업의 과잉투자 및 그 원인에 관한 실증분석」, 「KDI 정책연구」, 1999, pp.3～58.

Abel, A., "Optimal Investment under Uncertainty," *American Economic Review* 73, 1983, pp.228～233.

Arellano, M. and S. Bond, "Some Specification Tests for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58, 1991, pp.277～298.

Bloom, N., S. Bond, and J. Van Reenen, "The Dynamics of Investment under Uncertainty," IFS Working Paper, 2001.

Bond, S. and J. Cummins, "Uncertainty and Investment: An Empirical Investigation Using Data on Analysts' Profits Forecast," Working Paper, 2004

Caballero, R., "On the Sign of the Investment-Uncertainty Relationship," *American Economic Review* 81, 1991, pp.271～288.

Caballero, R., "Aggregate Investment," in Taylor and Woodford(eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North-Holland, 1999.

Chairman of the Council of Economic Advisors, *The Economic Report of the President*, Washington DC, 2004.

Craine, R., "Risky Business: The Allocation of Capital," *Journal of Monetary Economics* 23, 1989, pp.201～218.

Dixit, A. and R. Pindyck, *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton, NJ, 1994.

Erickson, T. and T. Whited, "Measurement Error and the Relationship betwen Investment and q," *Journal of Political Economy* 108, 2000, pp.1027～1057.

Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Invetment," *Brooking Paper on Economic Activity*, 1988, pp.141～195.

Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. Petersen, "Investment-Cash Flow Sensitivities Are Useful: A Comment on Kaplan and Zingales," *Quarterly Journal of Economics* 115, 2000, pp.695～705.

Hartman, R., "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment," *Journal of Economic Theory* 5, 1972, pp.258～266.

Hayashi, F., “Tobin's Average q and Marginal q: A Neoclassical Interpretation,” *Econometrica* 50, 1982, pp.213～224.

Kaplan, S. and L. Zingales, “Do Financing Constraints Explain Why Investment is Correlated with Cash Flow?” *Quarterly Journal of Economics* 112, 1997, pp.169～215.

Kaplan, S. and L. Zingales, “Investment-Cash Flow Sensitivities Are Not Valid Measures of Financing Constraints,” *Quarterly Journal of Economics* 115, 2000, pp.707～712.

Leahy, J. and T. Whited, “The Effects of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 28, 1996, pp.64～83.

Pindyck, R., “Irreversibility, Uncertainty, and Investment,” *Journal of Economic Literature* 29, 1991, pp.1110～1148.

Rothschild, M. and J. Stiglitz, “Increasing Risk: I. Definition,” *Journal of Economic Theory* 2, 1970, pp.225～243.

〈부표 1〉 투자에 대한 불확실성의 효과: 통제변수를 포함한 경우

	1991～97		1999～2003	
	모형 I	모형 II	모형 I	모형 II
상수항	-0.613***	-0.628***	0.159***	0.030
	(-3.07)	(-3.11)	(2.56)	(0.45)
q	0.280***	0.348***	0.222***	0.292***
	(2.82)	(2.80)	(4.87)	(5.58)
σ	-0.011		-0.020**	
	(-0.32)		(-2.03)	
$q \times \sigma$		-0.038		-0.023***
		(-0.96)		(-3.44)
CF/K	1.171***	1.172***	-0.025	-0.023
	(5.44)	(5.89)	(-0.96)	(-0.85)
이자보상배율	3.000	2.940	0.504*	0.540*
	(0.89)	(0.96)	(1.74)	(1.81)
부채비율	0.412	0.391	-0.107	-0.005
	(1.65)	(1.57)	(-1.47)	(-0.06)
종업원 수	0.702	0.719	-4.960***	-4.970***
	(0.44)	(0.45)	(-3.50)	(-3.57)
R^2	0.595	0.596	0.228	0.235
F 통계량	6.02	5.95	10.14	11.07
관측치 수	2,217	2,217	1,942	1,942
기업 수	358	358	414	414

주: ( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

〈부표 2〉 투자에 대한 불확실성의 효과(주간수익률을 사용한 경우): 이자보상배율에 따른 그룹별 분석

	1991～97		1999～2003	
	High	Low	High	Low
< 모형 I >				
상수항	0.087	-0.969***	-0.116	-0.085
	(0.62)	(-4.80)	(-1.05)	(-1.56)
q	0.056	0.741***	0.359***	0.137**
	(0.51)	(4.42)	(3.85)	(2.34)
σ	-0.002	0.020	-0.008	-0.007*
	(-0.12)	(1.49)	(-0.43)	(-1.66)
CF/K	0.535***	1.288***	0.065	-0.057
	(2.96)	(7.69)	(1.37)	(-1.45)
R^2	0.350	0.741	0.414	0.303
F 통계량	2.40	8.58	6.16	3.75
관측치 수	1,054	1,163	943	1,005
기업 수	282	275	307	317
< 모형 II >				
상수항	-0.103	-0.849***	-0.142*	-0.146***
	(-0.81)	(-5.13)	(-1.67)	(-2.60)
q	0.049	0.688***	0.362***	0.211***
	(0.38)	(4.01)	(2.70)	(2.84)
$q \times \sigma$	0.002	0.011	-0.001	-0.006***
	(0.13)	(0.81)	(-0.06)	(-2.94)
CF/K	0.535***	1.284***	0.065	-0.052
	(2.97)	(7.64)	(1.36)	(-1.35)
R^2	0.350	0.741	0.413	0.307
F 통계량	2.37	8.53	5.97	4.99
관측치 수	1,054	1,163	943	1,005
기업 수	282	275	307	317

주: High는 이자보상배율이 높은 기업, Low는 이자보상배율이 낮은 기업을 의미.
( ) 안은 t값. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

내구재 소비와 (S, s)모형: 가계패널자료 분석

홍 기 석
(이화여자대학교 경제학과 부교수)
손 은 승
(한국경제연구원 연구원)

Consumer Durables and (S, s) Policy: Evidence from Panel Data

Kiseok Hong
(Associate Professor, Department of Economics, Ewha University)
Eunseung Sohn
(Research Assistant, Korea Economic Research Institute)

* 홍기석-제1저자, 손은승-공저자

• 핵심주제어: 내구재소비(Durable goods), (S, s)모형((S, s) model), 패널자료(panel data), 항상소득가설(permanent income hypothesis)
• JEL 코드: D12, E21
• 논문투고일: 2005. 3. 14 • 심사완료일: 2005. 9. 20

ABSTRACT

Using Korean household data, this paper examines how consumption of durable goods is determined. Previous studies report that the standard Permanent Income Hypothesis (PIH), while being broadly consistent with non-durable goods consumption, provides little explanation for durable goods consumption. In this paper, we consider the (S, s) model as an alternative to the standard PIH. The (S, s) model predicts that, because of fixed adjustment costs, consumers make no adjustment to the durable goods stock until deviation from the optimal level becomes large. When the adjustments are made, the durable goods stock attains the optimal level. In order to test this prediction, we examine the intra-temporal relationship between non-durable goods and durable goods consumption and intertemporal changes in durable goods consumption, using data from the Korean Household Panel Study. The results show that, while the standard PIH is rejected by the data, the (S, s) model is not.

본 논문은 우리나라 가계의 내구재 소비 결정에 관한 실증분석이다. 기존의 연구에 의하면 표준적인 항상소득가설은 비내구재 소비에 대해서는 비교적 높은 설명력을 나타내지만 내구재 소비에 대해서는 설명력이 거의 없는 것으로 나타난다. 본 연구에서는 이러한 항상소득가설의 대안으로서 조정비용의 존재를 허용하는 (S, s)모형을 고려한다. (S, s)모형에 의하면 내구재 소비는 조정비용 때문에 매 순간 최적 수준을 유지하지는 못하지만, 일단 조정이 이루어지는 경우에는 최적 수준을 달성할 것으로 예상된다. 본 논문은 (S, s)모형의 이러한 예측을 검증하기 위하여 한국가구 패널조사자료에 나타난 각 가계의 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계 및 내구재 소비의 기간 간 변화를 살펴본다. 분석결과에 의하면 표준적인 항상소득가설은 기각되는 반면 (S, s)모형은 대체로 자료와 일치하는 것으로 나타난다.

I. 서 론

본 논문은 우리나라 가계의 내구재 소비에 관한 실증분석이다. 일반적으로 내구재 소비 지출은 비내구재 소비 지출보다 규모는 작지만 그 변동폭이 크므로 경기변동에 있어서 중요한 역할을 한다. 또한 주택 서비스까지 내구재 소비에 포함시킬 경우에는 규모상으로도 비내구재 소비 지출에 상응하는 중요성을 가진다고 볼 수 있다. 그러나 대표적 소비이론인 항상소득가설은 비내구재 소비에 대해서는 비교적 높은 설명력을 나타내는 반면 내구재 소비에 대해서는 설명력이 거의 없는 것으로 알려져 있으며, 그에 대한 뚜렷한 대안은 아직 제시되지 않고 있다. 따라서 내구재 소비의 경우에는 소비자의 선택이 기본적으로 어떤 동기에 의하여 이루어지는지에 대한 합의가 크게 부족한 상태이다. 본 연구에서는 이러한 항상소득가설의 실패가 내구재 소비에 수반되는 조정비용의 존재에 기인할 것이라는 가설하에, 고정 조정비용의 존재하에서 최적화의 결과로 얻어지는 소위 (S, s)모형에 기초하여 내구재 소비를 살펴보기로 한다. 즉, 소비자들이 고정 조정비용의 존재하에서 나름대로 최적 소비 선택을 하고 있는지를 살펴보는 것이 본 논문의 주목적이다.

아래에서 좀더 자세히 설명하겠지만 (S, s)모형에 따르면, 내구재 소비에 고정 조정비용이 존재할 경우 소비자는 내구재 소비의 실제값과 최적값 사이의 괴리가 (S, s)로 표시되는 구간 내에 머무는 한 아무런 조정을 하지 않으며, 괴리가 이 무조정 구간(inaction range)을 벗어날 정도로 큰 경우에만 간헐적으로 내구재 소비의 최적 조정을 하게 된다. 본 논문은 이러한 (S, s)모형의 내용 가운데 특히 조정이 이루어지는 시점의 내구재 선택은 최적 수준에서 이루어질 것이라는 예측에 중점을 맞추기로 한다. 즉, 내구재 소비가 매 순간 항상소득가설에서처럼 최적으로 이루어지지는 않지만 일단 조정이 이루어질 경우에는 항상소득가설과 일치하는 식으로 움직일 것이라는 예측이 본 논문의 기본 가설이다.

그런데 이러한 (S, s)모형의 타당성을 직접적으로 검증하기 위해서는 거시자료가 아니라 개별 소비자 수준의 미시자료가 필요하다. 왜냐하면 소비자들이 모두 (S, s)모형에 따라 행동한다 하더라도 거시자료에서는 (S, s)모형의 특징적인 조정패턴이 관찰되지 않을 수 있기 때문이다. 개별 소비자들의 (S, s) 구간 내의 위치가 서로 다르거나 개별 소비자들에게 발생하는 충격이 서로 다르다면, 개별 소비자들의 내구재 조정이 (S, s)모형에 따라 간헐적으로 이루어지는 경우에도 거

시자료상의 내구재 소비는 매 순간 조금씩 조정되는 것처럼 나타날 수 있는 것이다. 실제로 국민계정상의 내구재 소비 지출 시리즈를 보면 항상 0보다 큰 값을 가지며 매 기간 끊임없이 변하고 있으므로, 거시자료만으로는 (S, s)모형의 특징적인 조정패턴이 실제로 존재하는지를 판단할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 한국가구패널조사(KHPS: Korean Household Panel Study)의 가계자료를 이용함으로써 내구재 소비에 관한 (S, s)모형의 타당성을 살펴보기로 한다.

KHPS 자료를 이용하여 내구재 소비를 분석할 경우 발생하는 한 가지 문제점은 KHPS에는 초기 연도인 1993년을 제외하고는 내구재 스톡에 관한 자료가 없다는 점이다. 따라서 KHPS 자료를 이용한 기존의 연구들은 대부분 비내구재 소비만을 다루거나 아니면 내구재 스톡 대신 내구재 소비 지출자료를 사용하고 있다. 그러나 내구재에 대한 지출은 내구재 스톡과는 전혀 다른 변수이므로 내구재 소비 지출을 이용한 결과는 신빙성이 낮을 수 밖에 없다. 본 연구에서는 기존의 연구들과 달리 초기 연도의 내구재 스톡자료와 그 이후 연도의 내구재 지출자료를 결합함으로써 각 가계별로 내구재 스톡 시리즈를 구축하는 방법을 사용하기로 한다. 아래에서 보듯이 이렇게 구축된 내구재 스톡자료는 단순한 내구재 지출자료보다 일반적인 예상 및 이론과 더 잘 부합하는 것으로 나타난다.

본 연구의 분석결과를 미리 요약하면, 첫째 KHPS 자료에 의하면 조정비용을 고려하지 않는 표준적인 항상소득가설은 거의 모든 경우에 기각된다. 이는 기존 연구들의 결론과 일치하는 부분이다. 둘째, 그러나 조정비용의 존재를 도입함으로써 얻어지는 (S, s)모형은 대부분의 경우 KHPS 자료에 의하여 기각되지 않는다. 특히 같은 기간 내의 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계에 관한 이론적 예측 및 두 기간 간의 내구재 소비의 관계에 관한 예측이 모두 자료와 일치하는 것으로 나타난다. 셋째, 내구재 지출자료를 내구재 소비의 대용변수로 사용할 경우에는 (S, s)모형의 이론적 예측이 기각된다. 그러나 그 기각되는 패턴은 내구재 지출이 내구재 스톡의 차분에 해당한다는 점을 고려할 때 이론적으로 예상되는 패턴과 일치한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음 Ⅱ장에서는 내구재 소비에 관한 기존의 연구들 가운데 본 연구와 관련이 높은 연구들을 추려서 간단히 소개한다. Ⅲ장에서는 Ⅱ장의 논의와 관련하여 표준적인 항상소득가설 및 (S, s)모형하의 내구재 소비방정식을 제시한다. Ⅳ장에서는 본 연구에서 사용하는 KHPS 자료 전반 및 변수에 관하여 설명하고, Ⅴ장에서는 실증분석결과를 제시한다.

II. 기존의 연구

1. 외국의 연구

비내구재 소비에 관한 Hall(1978)의 임의보행가설을 내구재 소비에 적용한 Mankiw(1982)에 의하면 내구재 소비의 변화는 임의보행가설에서처럼 예측 불가능한 것이 아니라 과거 충격에 의하여 유의하게 예측될 수 있는 것으로 나타난다. 또한 그 예측 가능성도 비내구재 소비의 경우에서보다 훨씬 더 높게 나타나는데, 이는 표준적 항상소득가설이 내구재 소비의 설명에 있어서 특히 취약함을 보여주는 것이다. 반면 같은 기간 내의 내구재 소비와 비내구재 소비 간의 관계를 추정한 Mankiw(1985)의 연구에서는 내구재 소비와 비내구재 소비의 상대적 크기가 항상소득가설의 예측과 대체로 일치하는 것으로 나타난다. 항상소득가설에 의하면 내구재 소비는 다른 조건이 일정할 때 비내구재 소비와 비례적으로 움직이며 내구재의 상대가격과는 반대로 움직일 것으로 예상되는데, Mankiw(1985)에 의하면 이러한 예상은 실제 자료에서 그대로 관찰된다. Mankiw의 이 두 연구는 모두 거시자료를 이용한 것이지만 전자의 경우는 내구재 소비의 기간 간 변화에 관한 것으로서 주로 내구재 소비의 단기적인 측면을 다루는 반면, 후자는 내구재 소비의 수준에 관한 것으로서 주로 내구재 소비의 장기적인 측면을 다룬다고 볼 수 있다. 따라서 이 두 연구의 결과는 내구재 소비가 장기적으로는 항상소득가설의 예측에 수렴하지만 단기적으로는 이론과 상당한 괴리를 나타낼 수 있음을 시사하는 것으로 판단된다. 이러한 장단기 분석결과의 차이를 설명하기 위한 한 가지 방법은 조정비용의 존재를 도입하는 것이다. 만일 내구재의 조정에 비용이 수반된다면 내구재 소비의 움직임이 단기적으로는 이론의 예측과 괴리를 보일 수 있으나 장기적으로는 필요한 조정이 모두 이루어짐에 따라 이론과 일치하는 모습을 나타낼 것이기 때문이다. 이 점에 착안하여 Bernanke(1985), Caballero(1990) 등은 조정비용이 존재할 경우 경제 전체의 내구재 소비는 충격에 대하여 시차를 가지고 점진적으로 반응할 것이라고 상정함으로써 모형과 자료 간의 괴리를 축소시켰다. 이처럼 어떤 변수가 충격에 대하여 여러 기간에 걸쳐 점진적으로 반응하는 것은 거시자료에서는 상당히 일반적인 현상으로서 이는 전통적으로 이차함수형태의 조정비용(quadratic adjustment costs)의 도입을 통해 합리화되었다. 그러나 미시자료를 보면 거시자료에서와 달리 내구재의 조정이 매 순간 미세적으로 이루어지는 것이 아니라 간헐적으로 한꺼번에 이루어짐을 알 수 있는데, 이러한

패턴은 거시모형에서 통상적으로 사용되는 이차함수형태의 조정비용으로는 설명할 수 없다. 따라서 이차 조정비용함수는 거시자료의 움직임을 개략적으로 설명할 수 있을지는 모르나 경우에 따라서는 전혀 설명하지 못하는 부분도 발생할 수 있다. 이러한 문제점을 근본적으로 해결하기 위해서는 먼저 정확한 미시모형의 구축이 필요한데, Grossman and Laroque (1990)는 내구재 스톡의 조정에 조정규모와 상관없이 지불해야 하는 비용, 즉 고정 조정비용이 수반되는 경우 내구재 소비가 (S, s)모형을 따르게 됨을 보임으로써 미시자료를 이용한 실증분석의 이론적 토대를 제공하였다. Grossman and Laroque(1990)의 논의에 기초하여 Lam (1991), Attanasio(2000) 등은 가계의 내구재 소비자료를 이용함으로써 (S, s)모형의 무조정 구간과 조정이 일어날 확률 등을 추정하였다. 그러나 내구재 소비에 무조정 구간이 존재하며 조정이 간헐적으로 일어난다는 사실 자체가 (S, s)모형의 타당성에 대한 직접적인 증거를 제공한다고 보기는 어렵다. 예를 들면, (S, s)모형과 같이 현재의 상황에 따라 조정이 결정되는 것(state dependent adjustment)이 아니라 일부 임금계약과 같이 정기적으로 몇 기간 만에 한 번씩 조정이 이루어지는 경우(time dependent adjustment)에도 간헐적인 조정패턴이 관찰될 수 있다. 따라서 최근의 일부 실증연구들은 (S, s)모형의 보다 엄밀한 검증을 위하여 단순히 무조정 구간의 존재만이 아니라 무조정 구간의 크기나 조정 확률이 어떠한 요인들에 의하여 체계적으로 결정되는지를 살펴보고 있다(Eberly[1994], Foote, Hurst, and Leahy[2000], Bertola, Guiso, and Pistaferri[2004] 등). 예를 들면, Bertola, Guiso, and Pistaferri(2004)는 소득의 불확실성이 커질수록 무조정 구간의 폭이 실제로 커지는지를 살펴봄으로써 (S, s)모형의 이론적 타당성을 검증하고 있다.

한편 최근에는 내구재 소비와 비내구재 소비를 동시에 고려함으로써 어떠한 새로운 결과들이 발생하는가에 주목하는 연구들도 이루어지고 있다. Flavin(2001), Damgaard, Fuglsbjerg, and Munk(2003), Martin(2003) 등은 내구재 소비만 고려하는 Grossman and Laroque(1990)의 모형에 비내구재 소비를 추가할 경우에도 내구재 소비가 (S, s)모형에 따라 결정됨을 보임으로써 Grossman and Laroque(1990)의 결과를 보다 일반적인 경우로 확장하고 있다. 단, 이들 연구들은 내구재 소비 자체보다는 내구재 소비에 존재하는 조정비용으로 인해서 비내구재 소비 및 자산가격의 결정에 관한 기존의 항상소득가설의 예측이 어떻게 달라지는가에 초점을 맞추고 있으므로 본 연구와 직접적인 관련성은 그리 크지 않다고 할 수 있다.

2. 한국의 내구재 소비에 관한 연구

우리나라의 내구재 소비에 관한 연구는 매우 드문 편이다. 먼저 거시자료를 이용한 연구 가운데 김치호(1987)는 1970년부터 1986년까지의 국민계정상의 민간소비 지출자료를 서비스 및 비내구재 소비와 내구재 소비로 나누어 분석하였다. 그 결과 우리나라의 서비스 및 비내구재 소비는 기본적인 항상소득가설에 의해 잘 설명되나 내구재 소비 지출은 그렇지 못하다고 밝혔다. 항상소득가설에 의하면 내구재 스톡은 임의보행을 따르는 반면 내구재 스톡의 차분에 해당하는 내구재 소비 지출은 ARMA(1, 1) 과정을 따를 것으로 예상되나 김치호(1987)의 추정결과에 의하면 우리나라의 내구재 소비 지출은 오히려 임의보행에 가까운 것으로 나타나는 것이다. 그러나 Hong(1999)은 우리나라의 내구재 소비 지출이 항상소득가설의 예측보다 충격에 대하여 더 느리게 반응하기는 하지만 그러한 시차를 감안하여 자료의 장기적인 움직임을 관찰할 경우에는 항상소득가설의 예측이 대체로 실현되는 것으로 보고하고 있다.

한편 차은영(1991)은 우리나라의 가계자료를 사용하여 내구재 소비에 대한 항상소득가설의 타당성을 살펴보았는데, 분석결과에 의하면 다른 대부분의 연구에서와 마찬가지로 내구재 소비 지출은 항상소득가설의 예측과 부합하지 않는 것으로 나타난다. 또한 차은영은 다른 연구(2000)에서 내구재와 비내구재 소비 간의 관계에 관한 Mankiw(1985)의 분석을 우리나라의 가계패널자료에 적용하기도 하였는데, 이 경우에도 항상소득가설의 예측은 기각되는 것으로 나타났다. 그러나 이들 연구들에서는 왜 내구재 소비에 대하여 항상소득가설이 기각되는지에 대한 설명은 본격적으로 제시되지 않고 있다.

Ⅲ. 모 형

여기서는 Ⅱ장에서 논의된 연구들에 기초하여 표준적인 항상소득가설 및 (S, s)모형하의 내구재 소비방정식을 제시한다.

1. 조정비용이 존재하지 않는 경우

먼저 아무런 마찰요인이 없는 표준적인 항상소득가설하의 내구재 소비 결정을 살펴보기 위하여 소비자의 목적함수가 Mankiw(1985)에서와 같이 아래의 식으로 주어진다고 가정하자.

$$\max E_t \sum_{s=0}^{\infty} (1+\gamma)^{-s} \left[\frac{C_{t+s}^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \theta \frac{K_{t+s}^{1-\beta}}{1-\beta} \right]$$

$$s.t. \quad A_{t+1} = (A_t + Y_t - P_{C,t}C_t - P_{K,t}D_t)(1+i_t)$$

$$K_t = K_{t-1}(1-\delta) + D_t \qquad (1)$$

where E_t : t기까지의 정보에 기초한 기대치

C_t : t기의 비내구재 소비 지출

K_t : t기의 내구재 스톡

D_t : t기의 내구재 소비 지출

$P_{C,t}$: t기의 비내구재 가격

$P_{K,t}$: t기의 내구재 가격

A_t : t기 초의 자산

Y_t : t기의 노동소득

i_t : t기의 명목이자율

γ : 시간할인율

α : 비내구재 소비에 있어서의 대체탄력성의 역수 (>0)

β : 내구재 소비에 있어서의 대체탄력성의 역수 (>0)

θ : 비내구재 소비와 내구재 소비의 상대적 중요성의 지표 (>0)

δ : 내구재의 감가상각률

위 극대화 문제의 1계 조건은 다음 두 식으로 표현될 수 있다.

$$\frac{R_{C,t+1}}{1+\gamma} \frac{C_{t+1}^{-\alpha}}{C_t^{\alpha}} = 1 + \varepsilon_{C,t+1}$$

$$\frac{R_{K,t+1}}{\theta(1+\gamma)} \frac{C_{t+1}^{-\alpha}}{K_t^{\alpha}} = 1 + \varepsilon_{K,t+1} \qquad (2)$$

where $R_{C,t+1} = 1 + i_t - \pi_{C,t+1}$

$$R_{K,t+1} = \frac{P_{K,t}}{P_{C,t}}(i_t + \delta - \pi_{K,t+1})$$

$\pi_{C,t+1}$: t기와 t+1기 사이의 비내구재 가격의 변화율

$\pi_{K,t+1}$: t기와 t+1기 사이의 내구재 가격의 변화율

$\varepsilon_{j,t+1}$: 순수 예상오차로서 $E_t[\varepsilon_{j,t+1}] = 0$ for $j = K, C$.

Mankiw(1985)에 의하면 식 (2)에 나타나 있는 1계 조건들을 결합함으로써 같은 기간 내의 내구재 소비와 비내구재 소비에 관한 다음의 식을 도출할 수 있다.

$$\log K_t = constant + \alpha \log C_t - \beta \log\left(\frac{R_{K,t+1}}{R_{C,t+1}}\right) + \eta_{t+1} \qquad (3)$$

위 식에서 η_{t+1}는 순수 예상오차로서 $E_t[\eta_{t+1}]=0$을 만족한다. 식 (3)에서 $R_{K,t+1}$와 $R_{C,t+1}$는 각각 t+1기 시점에서 본 내구재 소비와 비내구재 소비의 기회비용에 해당한다고 볼 수 있다. 따라서 식 (3)의 직관적 의미는 내구재

소비가 비내구재 소비와 비례적으로 움직이며 내구재의 (비내구재에 대한) 상대가격과는 반대 방향으로 움직인다는 것이다. 특히 항상소득가설로서의 식 (3)이 가지는 가장 중요한 함의는 오차항 η_{t+1}이 순수한 예상오차이므로 비내구재 소비와 사용자 비용 외에 t기까지 알려진 어떤 정보도 t기의 내구재 소비를 설명할 수 없어야 한다는 점이다. 예를 들어, t기의 자산이나 소득이 증가하여 t기의 내구재 소비가 증가하는 경우, 자산 및 소득의 변화는 비내구재 소비에도 동일한 변화를 초래할 것이므로 결과적으로 비내구재 소비의 수준만 보면 내구재 소비의 최적 변화를 충분히 포착할 수 있어야 한다는 것이다.

한편 Mankiw(1985)의 논문에 직접 명시되어 있지는 않으나 식 (2)의 1계 조건들을 결합함으로써 두 기간 간의 내구재 소비의 관계를 나타내는 다음 식도 도출할 수 있다.

$$d\log K_t = constant - \beta\log\left(\frac{R_{K,t}}{R_{K,t-1}R_{C,t}}\right) + \varepsilon_t + \varepsilon_{t+1} \tag{4}$$

위 식 (4)에서 $d\log K$는 내구재 스톡의 변화율을 나타내며, R_K와 R_C는 식 (2) 및 (3)에서와 동일하게 정의된다. 또한 ε_t와 ε_{t+1}는 각각 t기와 t+1기의 순수 예상오차로서 t-1기까지 알려진 모든 정보와 독립적이다. 따라서 식 (4)는 내구재의 사용자 비용 부분을 무시할 경우 내구재 소비의 변화가 예측 불가능해야 함을 의미하는데, 이는 비내구재 소비에 대한 Hall(1978)의 임의보행가설을 내구재 소비에 적용한 결과라고 볼 수 있다. 이러한 예측은 Mankiw(1982), Caballero (1990) 등에 의하여 고려된 바 있다.

식 (3)과 (4)는 간단하고 직관적으로도 분명하지만 몇 가지 부연 설명을 필요로 한다. 먼저 식 (3)과 (4)는 효용함수가 내구재 소비와 비내구재 소비에 대해서 분리 가능함(separable)을 전제로 한다. 따라서 보다 일반적인 형태의 효용함수를 가정할 경우에는 이들 식이 엄밀하게 성립하지 않을 수 있다. 또한 식 (3)과 (4)는 효용함수에 대한 선호충격(taste shock)이 없다는 것을 전제로 한다. 만일 선호충격이 존재한다면 식 (3)과 (4)의 잔차항은 순수 예상오차만을 반영한다고 볼 수 없게 될 것이다. 한편 Mankiw(1985)는 식 (3)과 (4) 대신 식 (2)의 1계 조건들을 직접 추정함으로써 비내구재 소비의 기간에 걸친 변화와 다음 기의 비내구재 소비와 금기의 내구재 소비의 관계를 각각 살펴보고 있다. 본 연구에서 Mankiw(1985)와 달리 식 (2)의 1계 조건들을 직접 추정하지 않는 이유는 내구재 소비의 분석이라는 논문의 목적에 비추어볼 때 식 (3)과 (4)가 더 직접적으로 연관성이 높다고 판단되기 때문이다. 또한 서론에서 언

급하였듯이 KHPS 자료에는 내구재 스톡의 직접적인 관측치가 존재하지 않으므로 그 추정치를 사용할 수밖에 없는데, 이 경우 Mankiw(1985)에서처럼 내구재 소비의 지표를 설명변수로 사용한다면 측정오차(measurement error)의 문제가 발생할 우려가 있다.[1)]

2. 고정 조정비용이 존재하는 경우

앞에서 언급하였듯이 미시자료에서 발견되는 간헐적 조정의 패턴을 설명하기 위해서는 이차함수가 아닌 다른 형태의 조정비용함수를 상정할 필요가 있다. 단, 이 경우 보다 현실적인 결과가 얻어지는 대신 보다 제약적인 가정하에서만 모형의 해가 존재한다는 한계가 있다.

이차함수가 아닌 다른 형태의 조정비용을 고려한 대표적인 예로 Grossman and Laroque(1990)는 내구재 조정비용이 내구재 스톡의 변화분에 비례하는 것이 아니라 기존의 내구재 스톡의 크기에 비례하는 경우를 상정하고, 이 경우 내구재 스톡이 소위 (S, s) 준칙에 따라 움직여야 함을 이론적으로 보인 바 있다.[2)] 단, Grossman and Laroque(1990)의 이러한 결과는 연속적 시간(continuous time)하에 노동소득과 비내구재 소비가 존재하지 않고 모든 가격변수가 Brownian motion을 따르는 제한적인 경우에 대해서만 증명되었다는 한계를 가지는데, Grossman and Laroque(1990)의 결과를 보다 일반적인 경우로 확대하기는 매우 어렵다. 예를 들어, Grossman and Laroque(1990)의 모형에 노동소득의 불확실성을 추가할 경우 더 이상 분석적 해를 구할 수 없을 뿐 아니라 numerical 해를 구하기 위해서도 극단적인 단순화가 불가피한 것으로 알려져 있다(Bertola, Guiso, and Pistaferri [2004]). 또한 Bar-Ilan and Blinder(1992)는 Grossman and Laroque(1990)와 유사한 형태의 내구재 조정비용을 가정하는 동시에 비내구재 소비도 고려하였지만, 불확실성이 없는 경우를 상정하였으므로 결과적으로는 Grossman and Laroque(1990)

1) 실제로 본 연구의 KHPS 자료를 이용하여 Mankiw(1985)와 같이 t+1기의 비내구재 소비를 t기의 내구재 소비(t기의 내구재 스톡의 추정치)의 함수로 표시한 식을 추정한 결과 내구재 소비의 계수가 매우 낮게 추정됨을 발견할 수 있었다. 이는 내구재 스톡의 추정치에 상당한 측정오차가 존재할 수 있음을 시사한다. 그러나 이 경우에도 본 연구의 주요 결과, 즉 단순한 항상소득가설은 기각되는 반면 (S, s)모형은 기각되지 않는 패턴은 그대로 관찰되었다.

2) Grossman and Laroque(1990)의 조정비용은 엄밀한 의미에서 고정비용은 아니지만 조정비용의 크기가 조정량(내구재 스톡의 변화분)과는 무관하게 결정된다는 면에서 기본적으로 Scarf(1960)의 재고모형에서의 고정 조정비용과 동일한 작용을 한다고 볼 수 있다. 따라서 Grossman and Laroque(1990) 모형의 결론 역시 Scarf(1960)에서와 유사하게 스톡이 (S, s) 구간 내에서 움직이는 동안은 아무런 조정이 이루어지지 않지만 (S, s) 구간 밖으로 벗어나려고 하는 순간 (S, s) 구간 내의 한 값(즉, 최적수준)으로 한꺼번에 조정이 이루어져야 한다는 것으로 요약된다.

보다 오히려 더 제한적이라고 할 수 있다. 한편 Grossman and Laroque(1990) 모형의 체계를 그대로 유지하면서 비내구재 소비만을 추가한 보다 최근의 연구들에 의하면 비내구재 소비가 추가되는 경우에도 내구재 소비에 대한 Grossman and Laroque(1990) 모형의 주요 결과는 그대로 성립하는 것으로 나타난다(Damgaard, Fuglsbjerg, and Munk[2003], Martin[2003], Flavin[2001] 등).

이처럼 고정 조정비용이 존재하는 경우는 이론적으로도 그 해를 구하기가 어렵지만 실증분석을 통하여 그 모형의 타당성을 검증하기도 어렵다. 내구재 소비의 (S, s)모형에 관한 대부분의 실증연구들은 미시자료를 이용하여 (S, s) 구간의 크기 및 결정요인들을 추정하거나(Lam[1991], Eberly[1994], Attanasio[2000], Bertola, Guiso, and Pistaferri[2004] 등), 모형의 시뮬레이션 결과가 실제 자료와 잘 부합함을 보임으로써 모형의 타당성을 간접적으로 증명하는 방법(Carroll and Dunn[1997] 등)을 사용하고 있다. 그러나 이러한 방법들은 모형의 가장 근본적인 측면인 소비자의 최적 선택보다는 조정비용의 존재로 인하여 발생하는 실제와 최적 사이의 괴리에 더 초점을 맞추고 있는 것으로 보인다. 따라서 조정비용이 존재하는 경우에도 소비자들이 위의 식 (3) 및 (4)에 나타난 것과 같은 최적 소비를 추구하는 경향이 여전히 존재하는지를 검증한 연구는 매우 드물다고 할 수 있다. 예외적으로 Eberly(1994)는 Grossman and Laroque(1990)의 모형에 따르면 내구재 스톡의 조정이 이루어지는 시점에서는 내구재 스톡과 전체 부(wealth) 사이의 비율이 일정한 상수가 되어야 한다는 점에 착안함으로써, 만일 조정이 이루어지는 두 시점 t와 $t+n$ 간의 부의 변화가 t 시점에서 미리 예측될 수 없는 것이라면 두 시점 간의 내구재 스톡의 변화 역시 미리 예측될 수 없어야 한다는 점에 주목하였다. 즉, 조정비용이 존재하는 경우 내구재 소비는 매 기간 Hall(1978)의 임의보행가설을 따르지는 않지만 조정이 이루어지는 시점들 간에는 여전히 임의보행가설을 따르게 된다는 것이다. Eberly(1994)가 추정한 식은 다음과 같다.

$$d\log K_{\tau,t} = constant - \beta * lagged\ \ variable_{\tau} + \eta_t \qquad (4')$$

식 (4′)에서 $d\log K_{\tau,t}$는 가장 최근의 내구재 구입 직후 시점(t)과 바로 그 이전의 내구재 구입 직후 시점(τ) 사이의 내구재 스톡의 변화율을 나타낸다. Eberly(1994)의 귀무가설에 의하면 식 (4′)에서 β의 값은 0이어야 하므로 0과 유의하게 다른 β의 값은 모형을 기각하게 된다. 한편 식 (4′)에는 식 (4)의 가격변수가 나타나지 않고 있는데, 이는 Eberly(1994)와 Grossman and Laroque(1990)의 모형에서는 내구재 소비만이 존재하므로 내구재

의 가격이 항상 1로 주어지기 때문이다 (물론 이에 더하여 명목 이자율이 일정하다는 가정도 필요하다).

한편 Damgaard, Fuglsbjerg, and Munk (2003)에 의하면 비내구재 소비가 존재하는 경우에도 식 (4′)과 유사한 관계가 성립해야 함을 보일 수 있다. 단, 내구재와 비내구재가 모두 존재할 경우 두 재화 간의 상대가격이 시간에 따라 변화할 수 있으므로, 내구재의 조정이 이루어지는 시점의 내구재 스톡과 전체 부 사이의 비율은 더 이상 상수가 아니라 내구재의 상대가격과 반비례 관계를 가지게 된다. 또한 조정이 이루어지는 시점에서는 비내구재와 전체 부의 비율에 대해서도 유사한 결과가 성립해야 하므로, 결과적으로 내구재 스톡과 비내구재 소비 사이에는 다음과 같은 관계가 성립하게 된다.

$$\log K_t = constant + \alpha \log C_t - \beta \log\left(\frac{P_{K,t}}{P_{C,t}}\right) + \eta_t \qquad (3'')$$

식 (3″)의 사용자 비용 항목에 이자율과 예상 가격상승률 등이 포함되지 않는 것은 아마도 노동소득이 존재하지 않으며 가격변수가 Brownian motion을 따른다는 등의 제약적인 가정들 때문인 것으로 판단된다. 한편 식 (3″)의 오차항 η_t는 예상오차가 아니라 가격 이외에 내구재와 비내구재 소비의 상대적 크기에 영향을 줄 수 있는 개별적인 충격들을 나타내는 것으로서, 엄밀히 말하면 t기에 이미 알려진 모든 정보와 반드시 독립일 필요가 없다. 따라서 식 (3″)에 대해서 식 (3)에서와 같은 직교 검정을 적용하기 위해서는 사용되는 변수가 η_t와 독립적이라는 임의적인 가정이 불가피하다.[3)]

식 (3″)과 (4″)는 식 (3)과 (4)에 비해서 보다 제약적인 가정하에서만 도출될 수 있는 결과이다. 그러나 이들 식은 직관적으로 그 의미가 분명할 뿐 아니라 식 (3)과 (4)로 대표되는 항상소득가설의 기본 내용을 그대로 유지하고 있다는 면에서 유용하다. 따라서 본 연구에서는 식 (3″)과 (4″)에 기초하여 (S, s)모형의 타당성을 검증하기로 한다.

Ⅳ. 자료 및 변수

본 연구에서 사용하는 자료는 한국가구 패널조사(KHPS: Korean Household Panel Study)이다. KHPS는 1993년부터 1998년까지의 6개년에 대하여 약 4,800가구의 소비 지출, 소득, 자산 등에 관한 비교적 상세한 서베이 조사자료를 제공하고 있다. 비록 1998년 이후 조사가 중

3) 앞에서 언급하였듯이 엄밀히 말하면 식 (3)의 경우에도 선호충격이 없다는 제한적인 가정이 전제되지 않는 오차항 η_{t+1}이 순수 예상오차라고 할 수는 없다.

단됨에 따라 시계열이 6개년에 불과하지만 현재로서는 개별 가구 수준에서의 소비행태를 분석하기에 가장 적합한 자료라고 할 수 있다. 외국의 가계조사자료 가운데 PSID(Panel Study of Income Dynamics)는 KHPS와 같은 패널자료로서 조사기간도 1968년 이후 현재까지 지속되고 있다. 그러나 PSID 가운데 비내구재 소비에 해당하는 항목은 음식 소비뿐이며 내구재 소비로 볼 수 있는 것은 자동차와 주택 관련 자료뿐이다. 한편 CEX (Consumer Expenditure Survey)에서는 비내구재 및 내구재 소비가 보다 포괄적으로 조사되고 있지만, CEX는 PSID나 KHPS와 같은 의미에서의 패널자료가 아니라는 단점이 있다. CEX에 포함되는 모든 가계는 4분기 동안만 인터뷰되고 그 다음에는 다른 가계들로 대치되므로 CEX는 단기 순환 패널(rotating panel)이라고 할 수 있다. 또한 SCF(Survey of Consumer Finances)에는 비내구재 소비가 없으며 내구재 소비로는 자동차와 주택 관련 자료만 존재한다. 반면 KHPS에는 조사 초기 연도(1993년) 당시에 각 가계가 보유하고 있는 내구재 스톡에 관한 자료가 상세 품목별로 포함되어 있으며 그 이후 연도에 대해서는 품목별 지출액이 조사되어 있다. 따라서 KHPS는 단지 한국가구에 관한 자료이기 때문이 아니라 조사범위에 있어서도 비교적 포괄적이라고 할 수 있으므로 본 연구의 목적에 잘 부합한다고 할 수 있다.

본 연구의 분석에서 사용되는 변수 가운데 비내구재 소비 지출은 연평균 지출액으로 평가된 식료품비, 피복 및 신발구입비, 교양오락비, 교육비, 외식비, 휴가비, 연료비의 합계를 1995년 기준 소비자물가지수로 나눈 값이다. 2000년 기준 대신 1995년 기준 물가지수를 사용한 이유는 KHPS의 표본기간이 1995년을 전후로 이루어져 있기 때문이다.[4] 한편 소득에 대한 변수로는 각 연도의 가계 근로소득(세금 포함)을 소비자물가지수로 나눈 값을 사용한다.[5]

내구재 소비의 경우는 좀더 복잡한데, 앞에서 언급하였듯이 KHPS에서 보유 내구재 스톡에 관한 자료는 1차 연도에 대해서만 존재한다. 1차 연도의 설문지를 보면 약 20개 내구재 품목별로 "○○○님 댁에서 보유하고 계신 것은 다음 중 무엇입니까?", "○○○은 몇 년도에 구입하셨습니까?", "○○○의 구입가격은 얼마입니까?" 등과 같이 당시 각 가계가 보유하고 있는 스톡의 크기를 조사하고 있

4) 주거비 항목은 월세 생활자인 경우 월세를 포함하고 있는 반면 자가 혹은 전세의 경우 관리비, 설비수리비 등만을 포함하고 있는 등 일관성이 없으므로 부적절하다고 판단하여 분석에서 제외하였다.

5) 가계근로소득 = 봉급생활자 소득 + 자영업, 자유업자, 개인사업자(농수산업자 제외) 소득 + 농림수산업자 소득 + 비정규직 종사자, 미취업자 소득 + 부업소득(봉급생활자, 자영・자유업자, 개인사업자, 농수산업자)

으며 2차 연도 이후에서는 "지난 1년간 새로 구입하신 제품이 있습니까?", "○○○의 구입가격은 얼마입니까?" 등과 같이 내구재 신규 구입만을 조사하고 있는 것이다.[6] 따라서 본 연구에서는 1차 연도의 내구재 스톡과 2차 연도 이후의 내구재 지출을 모두 실질값으로 환산한 다음 내구재 스톡의 축적 항등식 $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + D_t$($K_t$는 t기의 실질 내구재 보유 스톡, D_t는 t기의 실질 내구재 구입 지출, δ는 감가상각률)을 이용함으로써 각 연도의 내구재 보유 스톡을 구축하기로 한다. 이때 내구재 소비의 실질값을 계산하기 위해서는 국민계정의 내구재 소비 지출의 명목값을 1995년 기준 실질값으로 나누어준 디플레이터를 사용하며, 감가상각률은 Mankiw(1985)를 따라 0.2라고 가정한다. 본 연구에서 별도로 보고하지는 않지만 감가상각률을 0.15와 0.25로 가정한 경우에도 주요 추정결과는 거의 동일하다.

이런 식으로 내구재 스톡을 구축할 경우 발생할 수 있는 한 가지 문제점은 보유 내구재의 매각 가능성은 전혀 고려되지 않고 있다는 점이다. KHPS에는 내구재를 신규로 구입한 경우의 지출액만 나와 있으므로, 예를 들어 기존의 자동차를 매각하고 새 자동차를 구입한 가계의 내구재 스톡은 실제보다 과다 추정될 가능성이 있는 것이다. 그러나 KHPS의 표본가구 중에 이미 자동차를 보유하고 있는 상태에서 자동차를 신규로 구입하는 경우는 매우 적으며, 대부분은 표본기간중의 자동차 구입이 자동차의 최초 보유로 연결되는 경우이다. 또한 자동차 이외의 내구재(가구, 가전제품)에 대한 2차 시장은 제대로 존재하지 않는 것이 현실이므로 이들 내구재의 매각은 무시해도 무방할 것이다. 따라서 내구재의 매각 가능성에 기인한 오차는 적어도 KHPS 자료의 경우에는 그리 크지 않을 것으로 판단된다.

한편 식 (3)과 (4) 및 (3′)과 (4′)의 사용자 비용 항목들은 엄밀하게는 각 가구가 보유 혹은 지출하고 있는 내구재와 비내구재의 구성의 차이를 고려해서 측정되어야 할 것이나, 이를 위해서 각 가구마다 물가지수를 새로 정의할 수는 없다. 또한 자본의 사용자 비용에는 원래 세후 실질이자율이 사용되어야 하므로 가구간 한계세율의 차이도 반영되어야 하지만, 가구별 한계세율을 구하기도 마찬가지로 어렵다. 따라서 이 식들에 나타난 사용자 비용 항목들은 각각 같은 기간 내

6) 자동차 이외의 내구재 품목으로는 가전제품과 가구에 관한 항목을 들 수 있는데, 구체적으로는 세탁기, 텔레비전, 비디오, 오디오, 냉장고, 에어컨, 전자레인지, 카세트, 컴퓨터, 가스레인지, 가스오븐레인지, 피아노, 무선 전화기, 휴대폰(카폰), 진공청소기, 무선호출기, 정수기, 오락기, 장롱, 침대, 소파, 식기(주방용품) 등이 포함된다. 『대우 패널 데이터 설명서』(1993~1998) 참조.

의 모든 가구에 대해서는 동일하다고 가정한다. 이는 미시자료를 사용한 대부분의 다른 연구들에서도 일반적으로 이루어지는 가정이며, 내구재 소비와 비내구재 소비의 실질값을 구하는 과정에서도 이미 전제된 가정이다.[7] 그런데 이처럼 사용자 비용이 모든 가구에게 동일하다고 가정할 경우 이 변수가 가지는 설명력은 결국 사용되는 패널자료의 시계열적 측면에만 의존할 수밖에 없는데, KHPS의 경우 표본기간은 6개 연도에 불과하므로 설사 항상소득가설이 타당하다 하더라도 내구재 소비에 대한 사용자 비용의 효과는 제대로 추정되지 않을 가능성이 많다. 실제로 KHPS 자료를 이용한 차은영(2000)의 연구나 본 연구의 예비적 추정결과를 보더라도 사용자 비용의 효과는 뚜렷하게 나타나지 않는다. 따라서 여기서는 사용자 비용 대신 연도 더미들을 설명변수로 사용함으로써 사용자 비용의 계수에 대해서는 더 이상 주의를 기울이지 않기로 한다. 이렇게 할 경우 항상소득가설의 검정은 사용자 비용에 대한 소비의 반응이 아니라 잔차항의 예측 불가능성의 여부에 중점을 두고 이루어지게 된다.[8] 또한 사용자 비용 항목들을 연도 더미들로 대체할 경우 식 (3), (4)의 가격변수와 식 (3″), (4″)의 가격변수 간의 세부적인 차이도 더 이상 고려할 필요가 없게 된다.

V. 실증분석결과

1. 내구재 소비의 기본패턴

KHPS 자료에서 내구재 소비와 관련하여 쉽게 먼저 확인할 수 있는 패턴은 내구재 스톡의 간헐적 조정이다. KHPS 자료에 의하면 6개 조사연도 중에 비내구재 소비의 관측치가 존재하는 연도의 수는 각 가계별로 평균 약 4인 데 반해서, 내구재 소비 지출의 관측치가 존재하는 경우, 즉 내구재 스톡의 조정이 (단순 감가상각을 통해서가 아니라) 적극적으로 이루어진 연도의 수는 평균 약 2에 불과하다.[9] 또한 <표 1>을 보면 비내구재 소비의 관측치가 하나라도 존재하는 전체

7) 내구재 소비의 실질값을 계산하기 위하여 국민계정의 내구재 소비 지출 디플레이터를 사용한 것은 모든 가계의 내구재 구성이 동일함을 전제로 한 것이다.

8) 내구재 소비의 사용자 비용이 높을수록 비내구재 소비에 대한 내구재 소비의 상대적 크기가 작아질 것이라는 예측은 항상소득가설이 아닌 다른 가설하에서도 일반적으로 성립할 것으로 예상된다. 그러나 잔차항이 순수예상 오차만을 반영한다는 것은 항상소득가설의 가장 특징적인 예측의 하나라고 할 수 있다. 실제로 항상소득가설에 대한 기존의 실증분석들의 대다수가 바로 잔차항과 과거 정보의 직교조건에 기초하고 있다. 따라서 본 연구에서 내구재 소비에 대한 사용자 비용의 효과를 더 이상 고려하지 않는다고 해도 항상소득가설의 핵심적인 부분이 배제되는 것은 아니다.

〈표 1〉 내구재 소비의 조정

내구재 소비의 조정 빈도

	전체 가계	내구재 지출 관측치 수 = 0
비내구재 지출 관측치 수>0	4,792	651
비내구재 지출 관측치 수 >1	3,754	417
비내구재 지출 관측치 수>2	3,225	304
비내구재 지출 관측치 수>3	2,819	245
비내구재 지출 관측치 수>4	2,602	225
비내구재 지출 관측치 수>5	2,052	174

(S, s) 구간의 추정

상 한	조정점	하 한
0.26 (0.40)	0.19 (0.37)	0.08 (0.17)

4,792가구 가운데 내구재 소비 지출의 관측치가 하나도 없는 가구는 651가구이며, 6개년 모두에 대해서 비내구재 소비의 관측치가 존재하는 2,052가구 가운데 내구재 소비 지출의 관측치가 하나도 없는 가구는 174가구로 나타난다. 이는 전체 가구의 약 8.5% 정도는 6개 조사연도 중에 한 번도 내구재 스톡을 조정하지 않았음을 시사한다. 이처럼 내구재 스톡의 조정이 간헐적으로 이루어진다면 당연히 표준적인 항상소득가설이 매 기간 성립할 것으로 기대할 수는 없을 것이다.

한편 내구재 스톡의 조정이 이루어지지 않는 구간, 즉 (S, s) 구간의 평균적인 위치를 추정할 수도 있는데, 이를 위해 여기서는 조정 직전과 조정 직후의 명목 내구재 스톡/명목 비내구재 소비의 비율을 살펴보기로 한다. 이론에 의하면 내구재 스톡의 조정은 명목 내구재 스톡/명목 비내구재 소비의 비율이 일정한 상수가 되도록 이루어져야 한다.[10] 따라서 조정 직후의 명목 내구재 스톡/명목 비내구재

9) 비내구재 소비의 관측치가 6개 연도 중 일부 연도에 대해서만 존재하는 가계는 조사기간중에 표본에서 탈퇴하였거나 중간에 새로 진입한 경우이다.

소비의 비율로부터 이 상수(target point)의 값을 추정할 수 있다. 또한 (S, s) 구간의 상하 경계선(trigger point)의 값은 조정 직전의 이 비율의 값으로부터 구할 수 있는데, 조정 이후에 이 비율의 값이 더 낮아진 경우에는 조정 직전의 값이 바로 상한선에 해당하고 조정 이후에 이 비율의 값이 더 높아진 경우에는 조정 직전의 값이 바로 하한선에 해당한다고 볼 수 있다. 단, KHPS 자료에는 신규 내구재 구입만 조사되어 있고 기존 내구재 스톡의 매각은 조사되어 있지 않으므로 단순 감가상각을 제외하고는 내구재 스톡의 직접적인 하향 조정의 가능성이 무시된다. 그러나 중요한 것은 내구재 스톡 자체의 절대적인 수준이 아니라 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율이므로, 비록 내구재 스톡의 매각이 허용되지 않는다 하더라도 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율은 얼마든지 하향 조정될 수 있다. 예를 들어, 어떤 소비자의 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율이 지난 기까지 지나치게 높은 상태, 즉 (S, s) 구간의 상한선 근처에 있었다고 하자. 그런데 이번 기에 항상소득이 증가하여 내구재 소비와 비내구재 소비를 모두 늘리려고 한다면 내구재 스톡을 상대적으로 조금만 구입함으로써 내구재 스톡/비내구재 소비의 비율을 최적 수준으로 하향 조정할 수 있는 것이다. <표 1>에는 이렇게 추정한 (S, s) 구간이 제시되어 있는데, 내구재 스톡/비내구재 소비 비율의 분포는 극단적으로 오른쪽 꼬리가 두터운 비대칭 분포를 보이고 있으므로 평균값 대신 중위값이 제시되어 있다. 괄호 안은 표준편차로서 중위값에 비하여 상당히 큰 값을 가지고 있는데, 이는 미시자료를 이용한 연구들에서 일반적으로 발견되는 현상이다. 추정된 (S, s) 구간의 값은 조정 목표치(return point)를 1로 하였을 때 상한 1.37, 하한 0.42로서 Eberly(1994)가 일반적인 파라미터 값들을 가정하여 구해낸 Grossman and Laroque(1990) 모형의 이론적 예측치와 크게 다르지 않은 것으로 보인다. 단, 앞에서 설명한 것처럼 내구재 스톡의 매각이 조사되어 있지 않은 이유로 내구재/비내구재 비율의 하향조정의 경우의 수(689)는 상향조정의 경우의 수(1,327)보다 훨씬 작게 나타나고 있다.

2. 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계

단순한 항상소득가설과 (S, s)모형의 상대적 타당성을 비교하기 위하여 먼저 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계를 살펴보기로 한다. 단순한 항상소득가설을 나타내는 식 (3)에 의하면 내구재 소비는

10) 식 (3')에서 $\alpha = \beta = 1$인 경우에 해당한다.

비내구재 소비와 정(+)의 관계를 가지며 내구재의 상대가격 혹은 사용자 비용과는 역(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 그리고 내구재 소비는 이 변수값들 외에 이미 알려져 있는 다른 어떠한 정보에 의해서도 영향을 받지 않아야 한다. 한편 (S, s)모형을 나타내는 식 (3″)에 의하면 이러한 결론은 항상 성립하는 것이 아니라 실제로 내구재 스톡의 조정이 이루어지는 시점에서만 성립할 것으로 예상된다.

먼저 식 (3)은 다음과 같은 방법으로 추정될 수 있다. 귀무가설(항상소득가설)에 따르면 식 (3)의 잔차항은 순수한 예상오차로서 설명변수인 t기의 비내구재 소비와는 독립이므로 식 (3)은 OLS를 통하여 추정될 수 있다. 패널추정방법은 사용되지 않는데, 그 이유는 대부분의 추정식에서 한 가구당 관측치 수는 평균 2～3개에 불과하며 관측치가 하나밖에 없는 가구들도 상당히 많이 존재하기 때문이다.[11] 모든 추정식에는 연도 더미가 포함되어 내구재 사용자 비용의 효과를 비롯한 모든 기간별 고정효과를 통제하게 된다. 또한 모든 추정식에는 가계주의 연령과 연령의 제곱항, 그리고 구성원의 수도 설명변수로 포함되는데, 이들 변수들은 가구 간에 존재할 수 있는 선호의 차이를 통제하기 위한 것으로 가계자료를 사용한 연구들에서 통상적으로 사용되는 것들이다. 이들 연도 더미와 인구 관련 변수들을 제외할 경우에도 주요 결과에는 큰 차이가 없다.

식 (3)의 추정결과는 <표 2>에 나와 있다. 연도 더미를 비롯한 인구 관련 변수들의 계수는 생략되어 있다. 먼저 <표 2>의 열 (1)을 보면 내구재 소비의 계수는 1과 크게 다르지 않은데, 이는 내구재 소비와 비내구재 소비가 대체로 비례적으로 변화함을 의미하는 것으로서 거시자료를 이용한 Mankiw(1985)의 추정치 및 일반적인 예상과 일치하는 부분이다. 한편 열 (1)에는 비내구재 소비 외에 *t*기에 이미 알려진 다른 정보가 내구재 소비에 대하여 추가적인 설명력을 가지는가를 살펴보기 위하여 *t*기의 소득증가율도 설명변수로 포함되어 있다. 여러 가능한 변수 가운데 *t*기의 소득증가율을 사용한 것은 Mankiw(1985)를 따른 것이다. 항상소득가설에 의하면 식 (3)의 잔차항은 순수한 예상오차이므로 *t*기의 내구재 소비와 비내구재 소비의 상대적 크기는 *t*기의 소득과는 무관하게 결정될 것으로 예상된다. 그런데 열 (1)의 추정결과를 보면 소득증가율의 계수가 유의하게 0보다 작은 값을 가지므로 항상소득가설은 실제 자료와 잘 부합하지 않음을 알 수 있다.

11) 가구당 관측치 수가 이처럼 작은 것은 조사기간 중도에 표본에서 탈퇴하거나 새로 진입하는 가구들이 존재하기 때문이다.

〈표 2〉 내구재 소비와 비내구재 소비의 관계

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.834 (0.028)	0.690 (0.033)	0.831 (0.045)	0.634 (0.043)	0.752 (0.053)
$d\log Y_t$	-0.058 (0.024)	-0.029 (0.028)	-0.060 (0.038)	-0.061 (0.037)	-0.133 (0.047)
관측치 수	9,739	5,504	4,235	2,761	2,709
R^2	0.134	0.131	0.155	0.117	0.172

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.806 (0.033)	0.602 (0.041)	0.827 (0.046)	0.563 (0.055)	0.709 (0.055)
$d\log Y_{t-1}$	-0.009 (0.029)	-0.007 (0.037)	-0.076 (0.041)	-0.027 (0.049)	-0.144 (0.051)
관측치 수	7187	3399	3788	1582	2486
R^2	0.139	0.086	0.153	0.078	0.153

종속변수: $\log K_t - \log K_{t-1}$ 추정방법: OLS

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_{t-1}$	-0.013 (0.029)	-0.017 (0.037)	-0.078 (0.041)	-0.039 (0.049)	-0.147 (0.051)
관측치 수	7187	3399	3788	1582	2486
R^2	0.029	0.013	0.035	0.016	0.041

미국의 거시 시계열자료를 이용하여 식 (3)과 유사한 추정을 한 Mankiw(1985)의 연구에서는 금기의 소득증가의 계수가 유의하지 않게 나타나 항상소득가설이 기각되지 않았는데, 열 (1)의 추정결과는 이와 상반된다. 또한 소득증가율의 계수가 음의 부호를 가지는 것은 금기의 소득증가폭이 클수록 비내구재에 대한 내구재의 상대적 크기가 작아짐을 의미하는데, 이는 단순한 항상소득가설과는 부합하지 않으나 (S, s)모형하에서는 쉽게 설명될 수 있는 부분이다. 만일 내구재의 조정비용이 존재한다면 금기의 소득증가에 대하여 비내구재 소비는 즉각적으로 반응할 수 있으나 내구재 소비의 조정은 (S, s) 하한선 근처의 일부 가계에 의해서만 일어날 것이다. 따라서 평균적으로는 비내구재에 대한 내구재의 상대적 크기가 더 작아질 것으로 예상된다.

한편 (S, s)모형에 의하면 항상소득가설이 기각되는 것은 조정비용의 존재로 인하여 매 기간 내구재의 최적 조정이 이루어지지 못하기 때문이므로, 조정이 이루어진 직후의 가구들에서는 여전히 항상소득가설의 예측대로 소득증가율이 유의한 설명력을 가지지 못할 것으로 예상된다. 이러한 예상을 검증하기 위하여 전체 표본을 지난 기의 내구재 구입 지출이 0보다 큰 관측치들과 지난 기의 내구재 구입 지출이 0인 관측치들로 나눈 다음 각각의 그룹에 대하여 열 (1)과 동일한 식을 추정하였다. 만일 (S, s)모형이 타당하다면 지난 기에 조정이 있었던 그룹에서는 소득증가율의 계수가 유의하지 않고 지난 기에 조정이 없었던 그룹에서만 유의하게 나타날 것이다. 그러나 <표 2>의 열 (2)와 (3)의 추정결과를 보면 소득증가율의 계수는 (조정이 있었던 그룹에서 그 절댓값이 더 작게 나타나기는 하지만) 두 그룹 모두에서 음의 값을 가지며 유의하지 않다. 이는 부분적으로는 전체 표본이 두 그룹으로 나누어짐에 따라 관측치의 수가 감소하였기 때문일 수 있으나 또 한편으로는 내구재 조정의 유무에 대한 정의가 적절하지 않기 때문에 발생한 결과일 수 있다. 예를 들어, 만일 지난 연도의 내구재 구입이 연초에 이루어졌다면 (그리고 이번 연도에는 추가 구입이 없었다면) 그 결과 보유하게 된 이번 연도의 내구재 스톡은 지난 연도 전체의 비내구재 소비와 최적의 관계를 유지할 것으로 기대되며 이번 연도의 비내구재 소비와는 덜 밀접한 관계를 가질 것으로 예상된다. 마찬가지로 지난 연도의 내구재 구입이 0이었다 하더라도 이번 연도 초에 내구재 구입이 발생하였다면 이번 기의 내구재와 비내구재 소비 간에는 최적의 관계가 성립할 수 있다. 따라서 이러한 문제들을 해결하기 위해서는 조정 유무의 정의를 보다 엄격하게 적용할 필요가 있는데, 열 (4)와 (5)에는 지난 기와 이번 기의 내구재 구입 지출이 모두 0보다

큰 관측치들과 지난 기와 이번 기의 내구재 구입 지출이 모두 0인 관측치들에 대한 추정결과가 나와 있다. 조정이 이루어진 관측치들을 나타내는 열 (4)를 보면 금기의 소득증가율이 내구재 소비에 대하여 추가적인 설명력을 가지지 못하는 반면, 조정이 이루어지지 않은 관측치들(열 (5))을 보면 관측치의 수가 이전보다 작음에도 불구하고 소득증가율의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 열 (1)에서 항상소득가설이 기각되었던 것이 바로 내구재의 조정이 이루어지지 않은 가계들에 기인함을 보여주는 동시에, 식 (3′)로 요약된 (S, s)모형의 예측이 실제 자료와 일치함을 보여준다. 즉, 조정비용의 존재로 인하여 최적 조정이 매 순간 이루어지지 않는 이상 단순한 항상소득가설은 성립하지 않지만, 일단 조정이 이루어지는 경우에는 항상소득가설의 기본적인 메커니즘이 그대로 작용하는 것이다.

한편 열 (6)~(10)은 열 (1)~(5)의 추정식에서 금기 소득증가율을 1기 전의 소득증가율로 대체한 경우의 추정결과이다. 항상소득가설에 의하면 1기 전의 소득증가율 역시 아무런 설명력을 가지지 못해야 하는 반면, (S, s)모형에 의하면 지난 기의 소득충격도 시차를 가지고 금기의 소비 결정에 영향을 줄 수 있다. 특히 지난 기의 소득증가가 부분적으로 그 당시 시점에서의 항상소득의 증가를 반영한다면 비내구재 소비는 지난 기 및 그 이후 모든 기간에 걸쳐 증가하는 경향이 있을 것이나 조정비용이 수반되는 내구재 소비는 아직 그에 상응하는 조정을 거치지 않았을 수 있다. 따라서 (S, s)모형이 타당하다면 지난 기의 소득증가율도 금기의 소득증가율과 마찬가지로 비내구재 소비에 대한 내구재 소비의 상대적 크기를 줄이는 효과를 가질 것으로 기대된다. 일단 열 (6)의 추정결과를 보면 1기 전의 소득증가율의 계수는 유의하지 않으므로 이 결과에만 의하면 항상소득가설을 기각할 수 없다. 그러나 앞에서처럼 내구재의 조정이 이루어진 직후의 경우와 조정이 이루어지지 않은 경우를 구분하여 살펴보면, 열 (7)과 (9)에서 보듯이 조정그룹에 대해서는 소득증가율의 계수가 여전히 유의하지 않지만 열 (8)과 (10)의 미조정그룹에 대해서는 소득증가율의 계수가 유의하게 나타난다. 만일 항상소득가설이 성립한다면 과거 변수는 내구재의 조정 유무에 상관없이 내구재/비내구재의 비율에 대해서 설명력을 가지지 않아야 할 것이다. 따라서 결과적으로 지난 기의 소득증가율을 사용하는 경우에도 항상소득가설은 기각된다고 볼 수 있다. 반면 (S, s)모형의 예측은 앞에서와 마찬가지로 지지된다.

열 (11)~(15)는 또 다른 민감도 분석으로서 비내구재 소비의 계수는 1이라는 제약을 부과한 경우를 나타낸다. 따라서

종속변수는 내구재 소비/비내구재 소비 비율의 로그값이며, 설명변수로는 열 (6)~(10)에서와 마찬가지로 지난 기의 소득증가율이 고려된다. 이 경우에도 추정결과는 크게 다르지 않다.

3. 내구재 소비의 기간 간 변화

내구재 소비의 기간 간 변화를 나타내는 식 (4)와 (4″)은 (식 (3)과 (3″)의 관계가 그러하듯이) 내구재 소비의 최적 조정이 항상 성립하는지 아니면 간헐적으로만 성립하는지의 차이를 나타낼 뿐이며 기본적으로는 동일한 내용을 담고 있다. 먼저 식 (4)를 보면 t-1기까지 알려진 모든 정보는 t기의 내구재 스톡의 변화에 대해서 아무런 설명력을 가지지 못하지만 t기의 정보는 오차항과 상관관계를 가질 수 있다. 따라서 앞의 <표 2>의 열 (1)~(5)에서처럼 금기의 소득증가율을 설명변수로 사용할 경우에는 지난 기 및 그 이전의 값들을 도구변수로 사용해야 한다. <표 3>의 열 (1)~(5)는 t-1기와 t-2기의 소득증가율을 도구변수로 사용한 결과인데, 일단 전체 표본을 사용한 열 (1)에 의하면 소득증가율의 계수가 유의하게 0과 다르므로 항상소득가설은 여기서도 기각된다. 한편 앞에서와 마찬가지로 조정이 일어난 경우의 관측치와 조정이 일어나지 않은 경우의 관측치를 두 가지 정의에 따라 가려낸 다음 각각의 경우에 대하여 식 (4)를 추정하면 열 (2)~(5)와 같은 결과가 얻어진다.[12] 추정결과를 보면 조정이 이루어진 관측치들에 대해서는 소득증가율이 유의한 설명력을 가지지 못하는 반면(열 (2)와 (4)) 미조정 관측치들에 대해서는 소득증가율이 유의함을 알 수 있다(열 (3)과 (5)). 따라서 열 (1)~(5)의 결과는 앞에서와 마찬가지로 항상소득가설을 기각하는 동시에 (S, s)모형을 지지하는 것이라고 볼 수 있다.

열 (1)~(5)의 추정결과에 관하여 한 가지 더 언급할 점은 소득증가율의 계수가 음의 값을 가진다는 것인데, 이는 이번 기의 소득증가율이 높을수록 내구재 스톡의 증가율은 더 낮게 실현됨을 의미한다. 비내구재 소비에 관한 기존의 연구들을 보면 항상소득가설이 기각되는 것은 일반적으로 금기의 소비 변화가 미리 예상된 금기의 소득 변화와 같은 방향으로 움직이는 경향이 있기 때문이다. 따라서

12) 열 (3)과 (5)에는 이번 기의 내구재 구입 지출이 0인 관측치들이 포함되는데, 이 관측치들의 경우 종속변수의 값(내구재 스톡의 변화율)은 상수로서 감가상각률과 동일하게 된다. 이러한 관측치들을 제외하고 추정을 하기 위해서는 지난 기의 내구재 구입 지출은 0인 동시에 금기의 내구재 구입 지출은 0보다 큰 경우를 따로 뽑은 다음 그 추정결과를 열 (4)의 결과와 비교할 수 있다. <표 3>에는 나와 있지 않으나 이 경우에도 소득증가율의 계수는 유의하게 음의 값을 가지는 것으로 나타난다.

〈표 3〉 내구재 소비의 기간 간 변화

종속변수: $d\log K_t$ 추정방법: 도구변수

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_t$	-0.094 (0.039)	-0.045 (0.051)	-0.140 (0.057)	-0.014 (0.086)	-0.332 (0.128)
관측치 수	4,528	2,084	2,444	943	757
R^2	0.012	0.002	0.017	0.008	0.004

주: 도구변수는 $d\log Y_{t-1}$와 $d\log Y_{t-2}$임.

종속변수: $d\log K_t$ 추정방법: OLS

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_{t-1}$	0.028 (0.012)	0.015 (0.015)	0.039 (0.018)	0.001 (0.032)	0.076 (0.044)
관측치 수	8,374	3,864	4,510	1,582	1,278
R^2	0.139	0.086	0.153	0.078	0.026

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log K_{t-1}$	0.934 (0.005)	0.909 (0.007)	0.942 (0.007)	0.755 (0.014)	0.658 (0.018)
$d\log Y_{t-1}$	0.027 (0.012)	0.014 (0.015)	0.034 (0.017)	-0.003 (0.029)	0.067 (0.039)
관측치 수	8,374	3,864	4,510	1,582	1,278
R^2	0.838	0.818	0.814	0.670	0.529

열 (1)~(5)의 소득증가율의 계수는 이론적으로 설명하기 어려운 부분이다. 이 결과에 대한 한 가지 가능한 설명은 아마도 금기의 소득증가율이 소득증가율의 시차값들과 강한 음의 상관관계를 가진다는 점에서 찾아질 수 있을 것이다. 일반적으로 미시자료에서는 임시 소득(transitory income)의 중요성이 매우 크게 나타나므로 소득증가율의 자기상관계수가 음의 값을 가지는 경향이 있다. 실제로 KHPS 자료에 의하면 소득증가율의 1계 자기상관계수는 -0.33, 2계 자기상관계수는 -0.07로 나타난다. 따라서 만일 소득증가율의 시차값들이 금기의 내구재 스톡증가율에 대하여 양의 효과를 가진다면 이 시차값들을 도구변수로 사용할 경우 금기의 소득증가율의 계수는 음의 값을 가질 수 있을 것이다.

이러한 설명은 열 (6)~(10)의 결과와도 일관성을 가진다. 열 (6)~(10)은 *t*-1기의 소득증가율을 설명변수로 하여 식 (4)를 OLS로 추정한 결과인데, 실제로 추정결과를 보면 *t*-1기의 소득증가율의 계수는 양의 값을 가지며, 특히 그 추정치는 전체 표본(열 (6))과 미조정 표본들(열 (8)과 (10))의 경우에 유의하게 나타난다. 따라서 열 (1), (3), (5)에서 *t*기의 소득증가율의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는 것은 열 (6), (8), (10)에서 *t*-1기의 소득증가율의 계수가 유의하게 양의 값을 가지는 것과 기본적으로 유사한 결과라고 볼 수 있을 것이다.

과거의 소득증가가 시차를 가지고 내구재 소비를 증가시키는 것은 (S, s)모형 하에서는 쉽게 설명된다. (S, s)모형에 따르면 *t*-1기의 소득증가는 더 많은 가구들이 내구재/비내구재 비율의 하한선 근처에 분포되게 함으로써 *t*기에 내구재 구입이 이루어질 가능성을 높일 것으로 예상되기 때문이다. 따라서 열 (6)~(10)의 결과는 앞에서와 마찬가지로 단순한 항상소득가설을 기각하고 (S, s)모형을 지지하는 것으로 보인다. 한편 열 (11)~(15)는 내구재 스톡의 증가율 대신 내구재 스톡의 수준을 종속변수로 사용하고 대신 *t*-1기의 내구재 스톡의 수준을 설명변수로 추가한 경우이다. 이는 <표 3>의 앞 부분에서 *t*-1기의 내구재 스톡의 계수를 1로 제한한 것을 완화한 경우라고 볼 수 있다. 추정결과를 보면 *t*-1기의 내구재 스톡의 계수는 1과 크게 다르지 않으며 *t*-1기의 소득증가율의 계수 또한 열 (6)~(10)과 비슷한 양상을 나타낸다.

마지막으로 <표 4>에는 내구재 조정이 일어난 두 시점 간의 기간의 길이에 상관없이 이번 조정과 그 바로 이전 조정 사이의 내구재 스톡의 변화를 종속변수로 사용한 결과가 나와 있다. 즉, <표 4>는 *t*기와 *t*-1기에 각각 조정이 일어난 경우만이 아니라 *t*기와 *t*-2기 혹은 *t*기와 *t*-3기에 조정이 일어난 경우까지도 포함해서 가장 최근의 조정과 이번 조정 사이에 내구

〈표 4〉 내구재 소비의 조정기간 간 변화

종속변수: $d\log K_t$ 추정방법: OLS(열 (1)과 (2)), 도구변수(열 (3)과 (4))

	(1)	(2)	(3)	(4)
$d\log Y_t$			0.015 (0.080)	0.007 (0.080)
$d\log Y_{t-1}$	0.001 (0.024)	0.001 (0.025)		
$d\log C_{t-1}$		0.004 (0.024)		
관측치 수	2179	2178	1222	1222
R^2	0.017	0.017	0.026	0.026

주: 도구변수는 열 (3)의 경우 $d\log Y_{t-1}$와 $d\log Y_{t-2}$, 열 (4)의 경우 $d\log C_{t-1}$와 $d\log C_{t-2}$임.

재 스톡이 어떤 식으로 변화하였는가를 살펴보는 것으로서, 식 (4′)의 직접적인 추정결과에 해당한다. Eberly(1994)의 추정도 바로 이런 식으로 이루어진 것이다. 따라서 <표 4>의 표본은 <표 3>의 열 (4)(혹은 열 (9)와 열 (14))의 표본을 내포한다. <표 4>를 보면 소득증가율의 시차값이나 비내구재 소비증가율의 시차값 모두 유의한 효과를 가지지 못하며(열 (1)과 (2)), *t*-1기와 *t*-2기의 소득증가율과 비내구재 소비증가율을 도구변수로 사용하여 추정한 금기 소득증가율의 계수도 유의하지 않게 나타난다(열 (3)과 (4)). 이는 Eberly(1994)의 결과와 유사하며 (S, s)모형의 예측과 일치한다.

4. 기타 결과

내구재 품목들 가운데 개별적으로 가장 많은 주목을 받는 품목은 자동차이다. 자동차의 경우 전체 내구재에서 차지하는 비중이 높을 뿐 아니라 자료도 비교적 정확하다고 볼 수 있기 때문이다. 이런 이유로 SCF를 비롯한 일부 가계조사는 내구재 품목으로는 자동차만을 다루고 있으며, Eberly(1994)도 자동차 스톡자료를 이용하여 (S, s)모형을 검증하였다.

그러나 KHPS의 자동차 자료를 가지고 <표 2>~<표 4>의 분석을 모두 수행하기는 어렵다. 그 이유는 KHPS 자료의 경우 전체 약 4,800가구 가운데 표본 6개 연도 동안 자동차를 한 번도 보유하지 않은 가구가 약 3,000가구에 달하므로 내구재 스

톡 관측치의 수가 크게 줄어들 수밖에 없기 때문이다. 특히 내구재 지출의 경우에는 관측치 부족의 문제가 더욱 심각한데, 내구재 지출이 0보다 큰 경우는 전체 관측치의 10% 미만이며 표본기간 동안 자동차 구입을 두 번 이상 한 가구는 전체 약 4,800가구 가운데 370가구에 불과한 것으로 나타난다.[13] 따라서 KHPS의 자동차 구입지출자료로는 내구재 스톡의 기간 간 변화에 관한 식 (4)와 (4′)가 제대로 고려될 수 없으므로 여기서는 같은 기간 내의 내구재와 비내구재의 관계에 관한 식 (3)과 (3′)만을 추정해 보기로 한다.

자동차 스톡자료를 이용하여 식 (3)과 (3′)을 추정한 결과는 <표 5>에 나와 있다. <표 5>의 결과는 <표 2>의 결과와 대체로 유사한 패턴을 나타내고 있다. 단, 조정이 일어난 경우를 나타내는 열 (2)와 (4)의 관측치 수가 너무 작아서 추정결과에 큰 의미를 두기는 어려울 것으로 판단된다. 열 (2)와 (4)에서 소득증가율의 계수가 유의하지 않은 것은 (S, s)모형의 예측과 일치하는 부분이지만 단지 관측치의 수가 작기 때문에 나타나는 현상일 수도 있기 때문이다.

한편 기존의 일부 연구에서처럼 내구재 스톡 대신 내구재 소비 지출을 사용하여 내구재 소비의 결정을 살펴본 결과는 <표 6>과 같다. 이론적으로 내구재 소비의 크기는 내구재 소비 지출보다는 내구재 스톡의 크기에 비례할 것이므로, 내구재 소비 지출을 사용한 결과는 신빙성 있는 검증을 제공한다고 볼 수 없다. 실제로 내구재 소비 지출을 이용하여 식 (3)을 추정한 결과인 <표 6>의 열 (1)과 (2)를 보면 비내구재 소비의 계수는 약 0.5로서 <표 2>의 열 (1)의 추정치 0.83이나 일반적인 예상치 1보다 훨씬 작은 값을 가지고 있다.[14] 특히 열 (1)의 경우 관측치의 수가 상당히 크므로 이러한 결과가 관측치 수의 감소에 의해서 초래된 것이라고 보기는 어렵다. 그리고 표에는 나와 있지 않으나 설명변수들 가운데 인구 관련 변수들을 제외하고 열 (1)을 추정해 보면 비내구재 소비의 계수는 내구재 스톡을 종속변수로 사용할 경우는 1.13, 내구재 소비 지출을 종속변수로 사용할 경우는 여전히 0.55로서 두 값 사이의 차이가 더욱 커짐을 확인할 수 있다. 단, 열 (2)에서 소득증가율의 시차값의 계수가 유의하지 않게 나타나는 것은 이론의 예측과 일치하는 부분이다. 열 (2)에서 종속변수는 내구재 소비 지출이므로 이 값이 존재하는 경우는 곧 내구재 조정이 일어

13) 조사 첫 해인 1993년에 이미 자동차를 보유하고 있다가 그 이후에 새로 자동차를 구입한 가구는 일부 존재하나 이 경우 1993년 당시에 보유하고 있던 자동차는 대부분 그 이전에 구입한 것이며, 1993년에 자동차를 새로 구입한 가구는 그 뒤 표본기간 동안 자동차를 새로 구입한 경우가 거의 없다.

14) 표에는 나와 있지 않으나 식 (3)에 소득증가율의 시차값을 설명변수로 포함시킬 경우 그 계수는 유의하지 않게 추정된다.

〈표 5〉 자동차 소비와 비내구재 소비의 관계

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.361 (0.034)	0.435 (0.067)	0.350 (0.037)	0.333 (0.094)	0.313 (0.040)
$d\log Y_t$	-0.031 (0.028)	0.033 (0.055)	-0.037 (0.032)	0.011 (0.087)	-0.097 (0.034)
관측치 수	4,683	1,232	3,451	272	2,447
R^2	0.034	0.063	0.036	0.106	0.038

종속변수: $\log K_t$ 추정방법: OLS

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$\log C_t$	0.380 (0.038)	0.493 (0.072)	0.353 (0.043)	0.386 (0.119)	0.302 (0.045)
$d\log Y_{t-1}$	-0.024 (0.032)	-0.009 (0.061)	-0.059 (0.036)	-0.095 (0.105)	-0.061 (0.041)
관측치 수	3,705	1,020	2,685	173	1,980
R^2	0.035	0.072	0.031	0.123	0.033

종속변수: $\log K_t - \log K_{t-1}$ 추정방법: OLS

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	전 체	지난 기 조정 유	지난 기 조정 무	지난 기 조정 유 & 금기 조정 유	지난 기 조정 무 & 금기 조정 무
$d\log Y_{t-1}$	-0.052 (0.034)	-0.046 (0.062)	-0.082 (0.038)	-0.116 (0.113)	-0.085 (0.043)
관측치 수	3,705	1,020	2,685	173	1,980
R^2	0.011	0.004	0.016	0.027	0.022

〈표 6〉 내구재 지출을 사용한 결과

종속변수: $\log K_t$(열 (1)과 (2)), $d\log K_t$(열 (3)과 (4)) 추정방법: OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log C_t$	0.553 (0.031)	0.469 (0.071)		
$d\log Y_{t-1}$		-0.016 (0.059)	-0.204 (0.112)	-0.173 (0.084)
관측치 수	8,852	2,884	1,582	2,179
R^2	0.084	0.101	0.098	0.071

난 경우라고 볼 수 있기 때문이다. 조정의 유무에 대한 앞에서의 정의를 따라 내구재 소비 지출이 이번 기와 지난 기에 모두 0보다 큰 경우를 따로 뽑아서 열 (2)의 식을 추정하더라도 소득증가율은 유의하지 않은 것으로 나타난다.[15)]

<표 6>의 열 (3)과 (4)는 각각 내구재 소비 지출자료를 이용하여 식 (4)와 (4′)을 추정한 결과인데, 열 (3)의 경우 종속변수의 정의상 내구재 소비 지출이 두 기간 연속 0보다 큰 관측치들만이 포함되므로 결과적으로 <표 3>의 열 (9)에 대응된다고 볼 수 있으며 열 (4)의 경우 <표 4>의 열 (1)에 대응된다고 볼 수 있다. 두 경우 모두 지금까지의 정의에 따르면 내구재의 조정이 이루어진 경우에 해당하므로, 과거 정보는 내구재 소비증가율(이 경우 내구재 소비 지출증가율)에 대하여 아무런 설명력을 가지지 않아야 한다. 그러나 <표 6>의 열 (3)과 (4) 모두에서 소득증가율의 시차값의 계수는 유의하게 0과 다른 것으로 나타난다. 따라서 <표 6>의 결과는 내구재 소비 지출을 내구재 소비의 지표로 잘못 사용할 경우 모형이 타당함에도 불구하고 모형을 기각할 가능성이 높음을 보여준다.

<표 6>의 열 (3)과 (4)에서 지난 기 소득증가율의 계수가 유의하게 음의 값을 가지는 것은 식 (4)나 (4′)의 원래 예측과는 어긋나는 결과이지만, 열 (3)과 (4)의 종속변수가 내구재 소비 지출의 증가율임을 고려할 때 이론적으로 타당한 결과라고 볼 수 있다. Mankiw(1982)에 의하면 내구재 소비 지출의 증가율은 MA(1) 과

15) 조정이 일어나지 않은 경우는 <표 6>에서 별도로 고려하지 않는다. 왜냐하면 종속변수의 값이 존재하기 위해서는 이번 기의 내구재 구입이 0이 아니어야 하기 때문(즉, 이번 기에 내구재 스톡의 조정이 있을 수밖에 없기 때문)이다.

정을 따르게 되며 이때 MA 계수는 -1에 가까운 값을 가질 것으로 예상된다. 직관적으로, 만일 지난 기에 자동차를 새로 구입하였다면 이번 기를 비롯하여 앞으로 당분간은 자동차를 구입할 필요가 없을 것이므로 이번 기의 자동차 소비 지출은 0, 자동차 소비 지출의 증가율은 음(−)의 값을 가지게 되는 것이다. 이 논리에 의하면 <표 6>에서 소득증가율의 시차값이 음의 계수를 가지는 것은 당연하다고 볼 수 있다. 일반적으로 지난 기의 소득증가율이 높을수록 지난 기의 내구재 소비 지출증가율도 높았을 것이므로, 다른 조건들이 일정한 경우 금기의 내구재 소비 지출증가율은 상대적으로 낮게 실현될 수밖에 없는 것이다.

표에 나와 있지는 않지만 이 외에도 자동차 소비 지출만을 이용하여 <표 6>의 식들을 추정해 보았는데, 자동차의 경우는 자동차 스톡자료를 사용한 결과와 자동차 구입 지출자료를 사용한 결과가 크게 다르지 않게 나타난다. 그 이유는 KHPS 자료의 대다수 가계가 자동차를 보유하지 않은 상태에서 출발하므로 신규 자동차 구입이 이루어지는 경우 그것은 곧 자동차 스톡의 크기를 의미하기 때문이다.

Ⅵ. 결 론

본 논문은 KHPS 자료를 이용하여 개별 가계 수준에서 내구재 소비 결정이 어떻게 이루어지는가를 살펴보았다. 특히 KHPS 자료에 직접 나타나 있지 않은 내구재 스톡의 크기를 새로 구축하여 사용함으로써 기존의 연구에 비하여 분석의 엄밀성을 높이려고 하였다. 분석결과에 의하면 어떠한 마찰요인도 고려하지 않는 표준적인 항상소득가설은 자료에 나타난 내구재 소비의 행태를 제대로 설명할 수 없지만, 조정비용의 존재를 허용하는 보다 현실적인 형태의 항상소득가설은 자료와 대체로 일치하는 것으로 나타난다. 즉, 조정비용이 존재할 경우 항상소득가설이 매 기간 성립하지는 않지만 항상소득가설의 가장 기본적인 측면인 소비자의 다기간 효용 극대화 행태는 여전히 유효하다고 볼 수 있다. 특히 본 논문의 결과는 고정 조정비용의 존재하에 얻어지는 (S, s)모형이 개별 가계의 내구재 소비 결정에 대하여 체계적인 설명을 제공할 수 있음을 보여준다. 이는 기존의 국내 연구들이 내구재 소비에 대한 항상소득가설의 기각만을 제시하고 그에 대한 원인 설명이나 대안을 제대로 고려하지 못했던 것과 차별되는 결과이다.

본 논문은 기존의 대부분 연구와 마찬

가지로 내구재 품목 가운데 가장 비중이 큰 주택의 소비에 관해서는 다루지 않았다. 일반적으로 주택건설은 고정투자의 일부분으로 여겨지지만 이론적으로는 오히려 내구재 소비 지출의 한 형태로 볼 수 있다. 따라서 본 논문의 추정방법은 향후 소비자들의 주택 매매 결정에 관한 연구에도 그대로 적용될 수 있을 것으로 예상된다. 특히 KHPS의 주택 관련 자료에는 현재 거주하고 있는 주택의 시장가치가 연도마다 보고되어 있으므로 그렇지 못한 자동차 관련 자료보다 내구재 소비 결정을 분석하기에 더 적합하다고도 볼 수 있다.

참 고 문 헌

김치호, 「우리나라의 소비행태」, 「조사통계월보」, 1987, pp.3~19.

차은영, 「한국도시가계의 소비 지출 추정과 분석」, 국민경제제도연구원 제도정책연구자료, 1991, pp.1~29.

차은영, 「소비내구재와 실질이자율의 기간간 효과」, 「계량경제학보」, 제11권, 제4호, 2000, pp.87~104.

Attanasio, O. P., "Consumer Durables and Inertial Behavior: Estimation of (S, s) Rules for Automobile Purchases," *Review of Economic Studies* 67, 2000, pp.667~696.

Bar-Ilan, A. and A. Blinder, "Consumer Durables: Evidence on the Optimality of Usually Doing Nothing," *Journal of Money, Credit and Banking* 24, 1992, pp.258~272.

Bernanke, B., "Permanent Income, Liquidity, and Expenditure on Automobile: Evidence from Panel Data," *Quarterly Journal of Economics* 99, 1984, pp.41~68.

Bernanke, B., "Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption," *Journal of Monetary Economics* 15, 1985, pp.41~68.

Bertola, G., L. Guiso, and L. Pistaferri, "Uncertainty and Consumer Durables Adjustment," mimeo, 2004.

Caballero, R. J. "Expenditure on Durable Goods: A Case for Slow Adjustment," *Quarterly Journal of Economics* 105, 1990, pp.727~743.

Carroll, C. D. and W. E. Dunn, "Unemployment Expectations, Jumping (S,s) Triggers, and Household Balance Sheets," *NBER Macroeconomics Annual*, 1997, pp.165~229.

Damgaard, A., B. Fuglsbjerg, and C. Munk, "Optimal Consumption and Investment Strategies with a Perishable and an Indivisible Durable Consumption Good," *Journal of Economic Dynamics and Control* 28, 2003, pp.209~253.

Eberly, J. C., "Adjustment of Consumers' Durables Stocks: Evidence from Automobiles Purchases," *Journal of Political Economy* 102, 1994, pp.403~436.

Flavin, M., "Owner-Occupied Housing in the Presence of Adjustment Costs: Implications for Asset Pricing and Nondurable Consumption," mimeo, 2001.

Foote, C., E. Hurst, and J. Leahy, "Testing the (S, s) Model," *American Economic Review* 90 (2, Papers and Proceedings of the One Hundred Twelfth Annual Meeting of the American Economic Association), 2000, pp.116~119.

Grossman, S. J. and G. Laroque, "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durables," *Econometrica* 58, 1990, pp.25~51.

Hall, R. E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 86, 1978, pp.971~987.

Hong, K., "Fluctuations in Consumer Durables Expenditure and Fixed Investment," *International Economic Journal* 13, 1999, pp.59~65.

Lam, P., "Permanent Income, Liquidity, and Adjustments of Automobile Stocks: Evidence from Panel Data," *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991, pp.203~230.

Mankiw, N. G., "Hall' s Consumption Hypothesis and Durable Goods," *Journal of Monetary Economics* 10, 1982, pp.417~225

Mankiw, N. G, "Consumer Durables and the Real Interest Rates," *The Review of Economics and Statistics* 67, 1985, pp.353~362

Martin, R. F., "Consumption, Durable Goods, and Transaction Costs," Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers #756, 2003.

Scarf, H. "The Optimality of (S, s) Policies in the Dynamic Inventory Problem," in K. Arrow, S. Karlin, and P. Suppes(eds.), *Mathematical Methods in Social Sciences*, Stanford University Press, 1960.

韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

한계노동력 경제활동참가 형태에 대한 연구

윤 희 숙
(한국개발연구원 부연구위원)

A Study on the Economic Activities of Marginal Labor Force

Heesuk Yun
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 한계노동력(Marginal Labor Force), 경제활동참가(Economic Activity Participation)
• JEL 코드: C2, C6
• 논문투고일: 2005. 3. 2 • 심사완료일: 2005. 6. 22

ABSTRACT

This paper intends to provide information about whichgroups should receive particular attention from policies aimed at raising participation and employment. A detailed portrait of the diversity of non-employment is presented with description of the extent the under-represented groups stayed in situations of labor inactivity. Also, once in employment, how these groups move from one sector to another is a main interest in the analysis.

Using longitudinal data (1998-2002) constructed from 'the economically active population survey', I followed individuals over a five-year period and analyzed how frequently inactive persons enter the labor market and how they change industries and statuses.

경제활동참가 증진을 위해서는 노동시장에의 참여나 잔류를 어렵게 하는 요인들을 파악해야 하며, 이를 위해서는 개별 인구그룹들의 이질적인 노동시장 참가 양태에 대한 관찰이 우선적으로 필요하다. 본고는 경제활동인구조사로부터 구성한 패널데이터를 이용하여 각 경제활동상태 간을 이동하는 양태, 지속기간, 산업 간 및 종사상지위 간 이동방향 등을 한계노동자그룹별로 살펴보았다. 이와 함께, 경제활동상태 변화의 빈도를 다항로짓 분석(Multinomial logit)을 통해 경제활동상태 변화패턴에 영향을 미치는 요소들을 파악하였다.

Ⅰ. 서 론

핵심 거시경제지표로서 노동력에 대한 경제학의 관심이 모아져온 지점은 실업률이다. 즉, 경제활동인구 대비 실업인구의 규모가 한 경제의 노동력 활용에 관한 정보를 포괄하고 있다고 간주되어 왔으며, 경제활동에 참가할 의사가 없는 인구그룹인 비경제활동인구에 관해서는 분석의 의의가 그다지 인정되지 않아 왔다. 그런데 최근 들어 실업률 감소라는 기존의 정책목표와 함께 경제활동참가 증진이라는 목표 역시 강조되는 변화가 진행되고 있다. 즉, 경제활동인구 수 대비 취업자 수인 취업률을 높이는(실업률을 낮추는) 것도 중요하지만, 생산가능인구 수 대비 취업자 수인 고용률의 제고도 중요하다는 것이다. 예를 들어, *OECD Employment Outlook*(2003)에서는 비경제활동인구에 머무르는 인구비중을 경제의 비활동성(inactivity)으로 규정하고 이를 감소시키는 것을 중요한 정책목표로 제시하기 시작하였다.

그런데 실업대책과 달리 고용증가정책을 이론적으로 뒷받침하는 것은 용이하지 않다. 실업대책의 경우, 해결해야 할 가장 중요한 문제가 실업이라는 확고한 믿음의 근거는 일자리를 찾지 못하는 구직자의 인적자본이 낭비되는 동시에 이들을 보조하기 위한 납세자의 부담이 증가한다는 점이었다. 고용증가정책의 경우에는 실업대책만큼 명확한 정책 추진 근거를 제시하기 어려운 것이 사실이다. 우선 자발적으로 고용시장에 참여하지 않는 경우, 이를 정책적으로 배려해야 할 필요가 분명하지 않기 때문이다.

그럼에도 불구하고 고용증가정책이 대두되고 있는 이유는 현실적인 필요의 증가 때문이다. 1990년대 동안 OECD 국가들에서의 실업정책 추진으로 실업률이 감소되었으나, 이러한 결과에 안주할 수 없었던 것은 노동시장의 참여자가 적다는 점이 새로운 고민거리로 출현했기 때문이다. 노동시장에 참여하는 인구비중 감소의 문제점은 고령화 추세와도 관련이 깊다. 고령화의 진행과 함께 노동인구가 비노동인구를 부양하는 정도를 나타내는 부양률(dependency rate)이 급격하게 증가하여 OECD 국가의 경우 현재 4:1에서, 2035년 2:1의 비율이 예상되고 있는 상황에서 연금제도나 복지수당 등 노동인구가 져야 할 부담 역시 심각하게 우려되고 있기 때문이다. 이에 대한 해결책은 고용을 증가시켜 연금제도에 기여하는 인구비중을 확대하고 비경제활동인구를 위한 복지비용을 줄이는 것이 될 것이다.

즉, 실업수당 등 실업자를 보조하는 비용보다 조기은퇴수당이나 고령인구 보조, 장애수당, 편부모수당 등 비경제활동인

구에 대한 광범위한 보조수단들이 초래하는 비용이 더 큰 우려의 대상이 되고 있는 상황이다. 더불어 각종 수당으로 인해 근로의욕이 감소하게 되는 점 역시 비활동성 함정(inactivity trap)을 형성시켜 악순환을 초래할 수 있다는 개연성을 보여준다.

이러한 이유로 경제활동참가 증진의 중요성이 증가하고 있는데, 이러한 목표를 추구함에 있어, 정책 추진의 비용을 적게 들이면서도 최대한의 효과를 나타내기 위해서는 정책의 대상이 되는 그룹을 우선적으로 파악한 후 확정해야 할 것이다. 예를 들어, 빠른 정책효과를 위해서는 노동시장에 가장 쉽게 참여시킬 수 있는 한편으로 비경제활동에서 경제활동으로 움직일 여지가 큰 인구그룹을 대상으로 삼는 것이 유용할 것이다. 현실적으로 각 국가의 고용률은 인구그룹별로 상당한 편차를 보이고 있는데, OECD 국가 중 아일랜드의 경우 생산가능여성의 고용률이 80%인 반면 이탈리아의 경우 42%에 불과한 예 등은 정책효과를 기대할 수 있는 여지가 국가 간에 다양하게 존재한다는 것을 보여준다.

이렇듯 전반적인, 또는 인구그룹별 비활동성의 정도를 파악하는 것이 우선적으로 필요할 것이나, 이와 함께 한계노동력 내 인구그룹 간에 비활동성의 차이가 존재하는지 역시 확인되어야 할 것이다.

이러한 그룹 간 이질성(heterogeneity)의 문제는 정책수단의 선택과도 밀접하게 연관된다. 정책 대상의 결정과 더불어 정책 추진방식을 결정함에 있어서도 그룹 간의 차이를 고려해야 할 필요성이 크기 때문이다. 다시 말해서 그룹별로 노동시장 정착도 수준이 상이하다면, 정책목표에 따른 구체적인 수단으로서는 개별 그룹에 맞게 고안(customized)된 방안이 마련되어야 할 것이기 때문이다.

저임금근로자의 경우에는 근로유인을 증대시키기 위해 근로연계수당을 증가시키거나 소득세를 감소시키는 등 비경제활동인구에 남아 있을 유인을 줄이는 것이 주된 방향이며, 여성그룹에 대해서는 탁아서비스 등 노동시장 진입에 대한 장벽을 낮추고, 일반적인 비경제활동인구에 대해서는 미취업상태에서 받을 수 있는 수당에 대한 접근기회를 제한하는 한편, 이미 이러한 수당을 받고 있는 사람들에 대해서는 일자리를 구하기 위해 노력하는 것을 조장하는 것이 중요하다.

이렇듯 경제활동참가율을 증진시키기 위해서는 현재 비경제활동인구의 구성그룹을 파악하고 각 그룹의 이동성향을 고려하는 것이 무엇보다 선행되어야 한다는 것이 인식되고 있다. OECD 국가의 경우 여성, 청소년(youth), 고령층, 장애인 등 비활동성이 높은 그룹, 즉 한계노동력(marginal labor)을 주 파악대상으로 설정한 후 각 그룹의 참가율과 이동성향 등에 대해 국가별 특성을 추출하여 정책수단

을 고안함에 있어 이를 고려하고 있다.

여기서 비활동성이 높은 그룹이란 노동시장에 대한 정착도(labor market attachment)가 낮은 그룹으로서, 한계(margin)의 의미는 통상 남성 청중년 노동력(prime age male labor)을 주 근로자그룹(main worker)이라 할 때 이를 제외한 나머지 노동력이다. 따라서 여성, 고령, 청소년그룹으로 지칭될 수 있을 것이다.

우리나라 역시 거시지표로서의 실업률이나, 복지정책을 위한 실업대책 등에 경제이론적・정책적 관심이 집중되어 왔다. 이에 비해 비경제활동인구의 노동시장 참여 증진이라는 이슈에 관해서는 고령근로자 고용증진을 위한 제도 도입과 육아보조를 통한 여성의 경제활동참가 등에 한정된 논의들이 있어 왔을 뿐 사회의 주 관심 영역이 이를 포함하지는 않았다. 그러나 OECD 국가에서 동일한 이슈가 제기된 배경이 고령화로 인한 부양부담 증가와 근로의욕 저하라는 점을 고려하면, 출산율의 급격한 저하 등 세계에서 가장 빠르게 고령화가 진행되고 있는 우리의 실정에서 이에 대한 논의의 시작을 제안하는 것은 오히려 때늦은 감마저 있다 하겠다.

본 보고서는 통상 노동시장에 대한 정착도가 높다고 상정되는 주 근로자그룹을 제외한 한계노동력그룹을 적절히 구획한 후, 각각의 경제활동상태와 그 변화추이를 살펴보는 것을 통해 우리나라 노동시장의 비활동성 정도와 양태를 파악하는 것을 목적으로 한다. 여기서 비활동성의 양태라 함은 같은 수준의 비활동성이라 하더라도 다른 성격을 가질 수 있다는 의미이다. 예를 들어, 진입과 퇴출의 움직임이 전혀 없는 상태를 유지하는 경우와 구성원들이 진입과 퇴출을 활발히 교대하는 경우, 같은 수준의 경제활동참가율을 보인다 하더라도 경제의 동학성(dynamics)은 전혀 다른 수준일 것이다. 따라서 경제의 전반적인 정태성을 파악하기 위해 경제활동참가율 수준만으로는 충분치 않으며, 비활동성의 양태 역시 관찰해야 한다.

또한 비활동성의 성격에 따라 이에 대한 노동시장정책이 달라져야 하기 때문이기도 하다. OECD 국가의 경우 일부 그룹이 지속적으로 비경제활동인구에 잔존하면서 움직임이 없는 경우를 비활동성 함정(inactivity trap)이라 정의한 후, 이러한 비활동성 함정이 상당 정도 존재하고 있다는 진단하에 한계노동력을 노동시장에 참여시키고자 하는 노력을 정책적으로 추진하고 있다. 이러한 노력은 무엇보다 이들로 하여금 노동시장으로 움직이게끔 하려는 수단이 될 것이며, 주로 근로의욕을 고취하고 노동시장에의 진입장벽을 없애는 것이다.

그런데 비활동성 함정이 주된 문제가 아니라면, 즉 경제활동과 비경제활동의 영역을 넘나드는 움직임이 활발한 가운

데 전반적인 경제활동참가율이 낮게 나타나고 있다면, 경제활동참가율을 제고하기 위한 정책은 이들을 지속적으로 노동시장에 머무르게 하는 데, 즉 노동시장에 잔류하는 것을 어렵게 하는 조건들을 완화시키는 데 초점이 맞춰져야 할 것이다. 따라서 전반적인 경제활동참가율 수준과 함께 노동시장에 진입하고 퇴출하는 움직임 역시 파악되어야 할 것이다.

경제활동영역 간의 움직임의 관찰이 갖는 또 하나의 의미는 다음과 같다. OECD에서 정의한 한계노동력은 단순히 주 노동력그룹인 남성 청중년그룹을 제외한 나머지 그룹을 의미하는데, 이들 그룹은 비활동성이 높아 노동시장 외부에 머무르려는 성향이 강한 그룹과 노동시장으로부터 쉽게 퇴출하는 그룹으로 구성될 것이다. 쉽게 퇴출한다는 것은 취업상태가 종료되었을 경우 실업인구에 진입하기보다 비경제활동인구로 퇴출해버리는 것을 의미한다.

두 번째 구성요소로 지적된 근로자의 비중이 높다는 것은 전반적인 실업정책에도 중요한 의미를 가진다. 우리나라의 경우 이러한 근로자의 비중이 높으며, 이로 인해 실업률 수치가 실제로 체감되는 경기변동에 제대로 반응하지 못하고 있다는 지적이 설득력 있게 제기되어 왔기 때문이다(김대일[2000c]). 실직할 경우 실업자로 전환하지 않고 곧바로 비경제활동인구로 퇴출하는 경우가 빈번하다면, 그리고 이러한 현상이 특정그룹에서 더 빈번하다면 실업이라는 현상 자체가 경제활동참가가 활발한 일부 그룹에 국한된 현상일 수 있으며, 실업정책 역시 한정된 인구에만 영향을 미칠 수 있다. 이 경우 실업률이 갖는 의미 자체에 대한 재고가 이루어져야 할 것이며, 실업정책 역시 이러한 한계적 참가자들에 대한 고려를 포함해야 할 것이다.

따라서 고용률을 높인다는 현실적인 필요를 위해 노동시장 외부에 머무르는 그룹을 노동시장으로 끌어들이는 목표와 노동시장을 자주 넘나드는 그룹을 시장 내부에 머무르게 하는 목표 등이 여타 선진국에서 인식되고 있는 정책목표라면, 우리나라의 경우 적절한 실업정책의 방향정립을 위해서도 비경제활동과 경제활동 간을 쉽게 이동하는 그룹에 대한 심도 깊은 이해가 필요하다는 것이 추가적인 목표이다.

이러한 목표를 위해 본고에서는 우선 최근 연도 경제활동참가율과 실업률 수준을 통해 각 시점에서 노동시장 외부에 머무르는 인구비중과 노동시장 내의 실업비중을 파악하고, 각 경제활동상태 간을 이동하는 양태를 그룹별로 살펴볼 것이다. 구체적으로 경제활동상태 변화의 빈도를 경제전반에 걸쳐 그리고 그룹별로 관찰하여, 한계노동력그룹으로 분류되는 인구그룹의 경제활동패턴을 주 노동자그룹과 비교하여 파악할 것이다.

또한 변화의 빈도와 함께 각 그룹별로 경제활동상태가 변화하는 방향과 형태를 파악하려 시도할 것이다. 경제활동상태를 주 36시간 이상 노동, 36시간 미만 노동, 일시휴직, 실업, 비경제활동 등으로 나누어 주된 이동방향을 확인한 후, 각 영역을 이동하는 패턴을 범주화하여 다항로짓 분석(Multinomial logit)을 통해 경제활동상태 변화패턴에 영향을 미치는 요소들을 파악할 것이다. 이와 더불어 각 경제활동상태가 지속되는 기간을 그룹별로 관찰하여 지속기간과 상대적 길이에 그룹별 차이가 존재하는지를 확인하려 한다. 이는 지속기간 역시 비활동성을 측정하는 주요 수단이기 때문이기도 하나, 이미 OECD 국가에서 생성된 자료와 비교 가능한(commensurate) 형태의 수치를 통해 개략적인 비교를 수행하기 위해서이기도 하다.

마지막으로는 노동시장 내부의 이동방향과 비경제활동인구로부터의 노동시장 진입시 진입방향을 관찰할 것이다. 종사산업과 지위 등에 생기는 변화는 경제의 전반적인 구조변화로 인해 경제구조와 개인 간의 관계가 재설정되는 것을 반영하기도 하지만, 산업/지위상의 연속성이 얼마나 보장되는지를 나타내기에 개인의 인적자본이 경제활동상태 변화로 인해 단절되어 누적되지 못하고 낭비되는 정도를 보여주기도 한다. 따라서 노동력 각 그룹이 노동시장에 잔류시나 진입시 산업 간, 종사상지위 간 이동의 방향과 정도를 관찰하면서 주 근로자그룹과 한계노동력그룹의 차이를 추출해낼 것이다. 이를 통해, 경제구조 변화가 각 그룹에 불균등하게 미치는 영향에 대한 종합적인 관찰결과와 함의를 제시하려 시도할 것이다. 이를 위해서 최근 연도 동안의 월별 패널을 통해 동일한 개인이 일정 시간 동안 이동한 경로를 추적할 것이다.

II. 한계노동력의 의미

노동-여가 선택모형의 노동공급자들은 확률적인 요소들에 의존하는 노동시장 참여시점에서 개인 간 차이를 가질 뿐이다. 다시 말해서 어떤 인구그룹의 경제활동참가율이 40%라 하는 것은 40%의 구성원이 항상 노동시장에 참여하고, 60%가 전혀 참여하지 않는 것을 의미하는 것이 아니다. 그룹 내 모든 사람이 일정 기간 동안 노동시장에 참여했다 퇴출하며 교대하는 과정을 한 시점 기준으로 측정할 때 40%의 구성원이 노동시장에 머무르고 있다는 것이다.

이러한 설명은 사실상 노동공급결정의 원형(prototype)으로 통용되어 왔는데, 이에 따른다면, 노동시장에 대한 정착도(attachment)가 낮은 근로자그룹이라는 의미인 한계노동력의 개념 자체는 독립적

인 그룹으로 인정되기 어렵다. 따라서 노동시장 바깥에 남으려는 성향이 강한 그룹을 노동시장 내로 포섭해내려는 정책적 노력에서 상정하는 한계노동력그룹은 이러한 이론틀로 설명하기 어렵다.

노동시장 정착도의 차이를 설명하기에 보다 적당한 가설은 동일한 인구그룹 내에서도 선호체계나 효용함수의 차이, 비시장 활동에서의 생산성, 또는 인적변수에서 기인한 기대소득의 차이에서 노동공급결정의 차이가 발생한다는 것이다. Ben-Porath(1973)는 노동-여가 선택모형에 의문을 제기하면서, 1960년대 센서스 데이터를 통해서 현재 비경제활동인구 중 과거 취업경험이 있는 경우의 비중을 구했는데, 남자의 경우 86.4~97.4%, 여자의 경우 63.4~83.5%로 매우 높게 나타났다. 그러나 과거 취업경험에 관한 문항에서 과거시기를 10년으로 한정할 때는 현재 비경제활동인구 중 1/4~1/3의 남자와 1/2~3/4의 여자가 일한 경험을 갖고 있지 않았다.

이 가설에 의하면, 지난 기와 현재의 노동시장 참여 결정은 상관관계를 갖기 때문에 경제활동과 비경제활동 간의 이동(turnover)이 빈번할 이유는 크지 않으며, 동일한 인구그룹 내에서도 경제활동에 참여하지 않으려는 성향이 큰 일부의 사람들은 항상적인 비경제활동인구로 잔존할 것이다.

통상 노동시장 내에 남으려는 성향이 약한 그룹을 지칭하는 '한계노동력'을 굳이 노동-여가 선택모형으로 해석하자면, 노동시장으로의 그리고 노동시장으로부터의 지속적인 진입과 퇴출이 그룹성원 간에 교대로 이루어지고 있으나, 단지 해당그룹의 노동공급량이 상대적으로 적은 경우일 것이다. 반대로 성원 간 이질성에 무게를 두는 가설의 입장에서는 노동시장에 참여하려는 성향이 적은 성원들의 비중이 높은 인구그룹을 한계노동력그룹으로 지칭할 수 있을 것이다.

그런데 흥미로운 점은 분리된 두 개의 개념 규정이 뚜렷이 이루어지지는 않은 상태이긴 하나, 분명 두 가지의 의미가 혼용되고 있다는 점이다. 앞에서 밝혔듯이 OECD가 경제활동인구 확보를 위해 그룹 간 경제활동참가율의 수준에 주목하는 한편으로, 이동성(turnover rate) 역시 중시하고 있는 것에서도 이를 확인할 수 있다. 이는 앞에서 설명한 바와 같이 정책방향을 결정함에 있어, 비활동성 함정(inactivity trap)이 크게 존재하는지, 노동공급수준이 낮은 상황에서 활발한 교대(turnover)가 이루어지고 있는지의 여부, 즉 한계노동력그룹의 구성형태 자체가 중요한 요소이기 때문이다. 따라서 비활동성 함정의 존재 유무를 확인하는 것이 우선적인 과제인데, 이는 결국 위에서 설명한 두 가지 가설 중 어느 것이 각 나라의 구체적인 상황에 부합하는지를 확인하는 과정이다.

앞에서 밝혔듯이 한계노동력그룹으로는 일반적으로 청중년 남성근로자그룹을 제외한 여성, 고령, 청소년그룹이 꼽히는데,[1] 본고에서는 이들 그룹 각각의 경제활동수준과 이동성의 정도, 노동시장 부문 간 이동의 정도와 경로 등을 상세히 살펴보려 한다. 추가적으로 노동시장 정착도에서 이질적인 그룹으로 분리하기는 어려우나, 경제활동이 이루어지는 방식에 있어 다른 한계노동력그룹과 상당히 유사할 것이라 사료되는 저학력 근로자그룹에 대해서도 분석을 수행하였다.

이 중 현 시점에서 가장 큰 관심의 대상이 되는 것은 고령인구그룹이다. 경제활동인구의 확보가 시급한 국가의 경우, 이는 상당한 규모의 노동력 풀로서 관심의 대상이며, 경제활동인구의 확보가 그다지 시급하지 않다 하더라도 고령인구를 노동시장으로 끌어냄으로써 가져올 수 있는 복지비용의 감소효과로 인해 이들 고령인구의 노동시장행태를 분석하는 것은 근자에 들어 큰 관심의 대상이 되어 왔다.

일반적으로 고령인구의 경제활동에 관해서는 단순한 표준패턴이 일률적으로 상정되곤 했는데, 일정한 나이에 이를 때까지 지속적으로 근로활동을 한 후 은퇴하고 경제활동으로 돌아오지 않는다는 가정이 그것이다. 고령인구의 은퇴시기 결정에 관한 연구들은 이러한 표준적 가정에 기반하는데, 이러한 이유로 통상 최초의 은퇴 결정 이후의 경제활동에 대해서는 고려하지 않게 된다.

그런데 고령인구에 대한 관심이 증가하는 가운데 수행된 고령인구 노동력에 관한 연구들(Burtless and Moffitt[1985], Ruhm[1990])은 상당수의 고령인구가 노동시장으로부터의 최초의 퇴출 이후 재진입하거나 파트타임 일자리로 부분적으로 퇴출하는 등 경제활동에 깊이 연루되어 있어 은퇴의 개념에 수정이 필요하다는 것을 보여주고 있는데, Fuchs(1982)는 자영업을 포함하여 고령인구가 일을 계속할 확률을 추정하면서 이에 영향을 미치는 변수로 건강문제, 연령, 사적연금 수혜여부, 교육연한, 사무직종 근무여부 등을 분리해낸 바 있다.

특히 Blau(1994)는 분기 데이터를 이용한 노동공급분석을 통해 연간 데이터나 격년 데이터를 이용한 분석에 비해 고령인구들의 상태변화가 보다 빈번하여 일반적으로 전제되고 있는 수준을 능가하는 동태적인 행태가 나타난다는 것을 보여주고 있다.

1) 한계노동력그룹은 주 근로자그룹이 아니라는 의미에서 통상 보조적 근로자(secondary worker)와 중첩되는 의미로도 사용되는데, 가계의 주 소득원인지의 여부에 관계없이 선험적인 인구그룹으로 정의된다는 점에서는 차이를 갖는다. 흔히 보조적 근로자(secondary worker)는 가계 내의 주 소득원이 아니어서 노동시장에 대한 정착도가 상대적으로 낮아 가계소득이 감소하는 경우에 노동시장에 진입하는 노동력과 비정기적이거나 파트타임의 노동을 주로 수행하는 근로자를 일컫는다(Cain[1967]).

여기서 자연스럽게 제기되는 문제는 어떤 이유로 일부의 인구는 표준적인 패턴을 따르고, 다른 이들은 보다 복잡한 과정을 거치는지, 이러한 패턴의 형성에 영향을 미치는 요인은 무엇인지, 사회보장시스템 등 정책변수들이 이러한 노동공급패턴에 미치는 영향은 무엇인지 등인데, 본고는 우리나라의 고령인구가 노동시장에 진입하고 퇴출하는 움직임과 부문별 이동에 관해 대략적인 행태를 파악하는 것을 목적으로 한다.

여성노동력의 경우 계량분석에 있어 교육정도, 배우자의 소득수준 등이 노동공급량에 영향을 미치는 중요한 변수로 알려져 있다. 특히 주부의 경우 가계의 이차적 소득원으로서 기능하기에 일차적 소득원인 남성노동력과는 다른 행태를 보인다는 것이 전제되어 대표적인 보조적 노동력(secondary labor)으로 상정되어 왔다.

이렇게 다른 변수들을 통제함으로써 여성노동력의 노동력 공급 행태를 설명할 수 있다고 주장하는 것과는 달리, 앤 올로프(2000)는 다른 사람의 서비스를 구매할 수 있을 정도로 부유하지 않은 기혼 여성의 경우, 가족을 보살피거나 가사노동을 수행하는 것을 제치고 유급노동을 수행하는 것이 불가능하다는 데 주목하였다. 즉, '유급노동에의 접근' 자체에 남성과 여성의 근본적인 차이가 존재한다는 것이다.

이러한 관점은 실제적인 문제에 유익한 직관을 제공하는데, 여성이 유급노동에 접근하게 하기 위해서는 가사노동과 유급노동이 균형을 이룰 수 있도록 하는 서비스를 제도와 메커니즘을 통해 보장해야 한다는 것이다. 실제로 탁아제도가 발달한 스웨덴의 여성은 유급노동에 쉽게 접근하며, 스웨덴에 비해 탁아제도가 덜 발달한 노르웨이의 경우 전업주부의 비율이 상대적으로 높다. 네덜란드의 경우 강한 사회민주주의적인 전통을 갖고 있으나 가사노동을 사회화하는 서비스는 거의 없기에 역시 전업주부의 비율이 높게 나타난다. 이러한 부분은 성별 직종분리나 여성의 시간제 고용 밀집현상과 같은 다른 측면과도 깊은 관련을 가진다.

본 연구에서는 우리나라의 경우 실제적으로 여성노동력이 노동시장의 안과 밖에서 행하는 움직임을 파악하는 것을 우선적인 목표로 삼았다.

청소년(youth)그룹은 OECD 분류기준에 의해서는 15~24세의 그룹으로 정의되는데, 이 연령대는 통상 교육기간과 겹치는 부분이 크기에 자발적으로 비경제활동인구에 머무르려는 성향이 강한 그룹으로 분류되며, 교육을 선택하지 않은 경우 노동시장에서의 지위가 열악한 구성원일 가능성이 높다. 특히 교육을 받고 있지 않으면서 취업도 하지 않는 청소년의 경우 노동시장 진입에서의 애로가 향후의 노동시장 경험에서 누적되

거나 영향을 남기기 때문에 심각한 우려의 대상이다. 그러나 우리나라의 경우 고등학교 졸업률이 100%에 달하고 대학 진학률이 80%에 근접하고 있어 취학인구가 아닌 노동인구를 따로 고려할 필요가 크지 않은 것으로 판단되어 향후 분석에서는 이들을 독자적인 그룹으로 분류하지 않았다.

저학력 노동력의 경우도 노동시장에서의 교섭력이라는 측면에서 여타 한계노동력그룹과 유사한 의미를 갖는데, 통상 교육수준이 높을 경우 노동시장 바깥에 머무는 것의 기회비용이 크기 때문에 교육과 경제활동참가율 간에는 양의 상관관계가 존재한다고 주장되어왔다. 특히 고졸미만으로서 취업하지 않은 인구가 일반적으로 전체 미취업인구의 가장 큰 비중을 차지하므로 저학력그룹에 대해서는 특별한 주의가 필요하다. 본고에서는 이들 그룹이 노동시장에서 보여주는 진입과 퇴출행태, 부문 간 집중과 이동행태 등에 대해 일차적으로 파악하려 노력했다.

Ⅲ. 데이터

각 연도별 경제활동참가율, 실업률 수준을 파악하기 위해 1998년에서 2002년까지의 경제활동인구조사 각년 6월 데이터를 사용하였다.

또한 비활동성이 높은 인구그룹을 노동시장에 참여시키기 위한 1차적 현황파악이라는 연구목적을 고려하여 15~20세 취학연령층은 제외, 분석의 범위를 20세 이상의 전체인구로 국한하였다. 연도별로 샘플의 수는 61,556명에서 64,400명까지 편차가 존재하는데, 이를 고려하여 모든 수치에는 샘플의 규모를 함께 밝혔다.

시간의 경과를 따라 대상인구의 경제활동상태를 지속적으로 관찰하거나 이동경로를 추적하는 분석을 위해서는 경제활동인구조사의 동일한 샘플인구를 관찰할 수 있는 최장기간인 1998년 6월에서 2002년 12월까지의 자료를 이용하였다. 5년 기간 동안 샘플 내에 남은 인구의 수는 20,916명으로서 이들이 55개월간 노동시장에 진입하거나 퇴출하고, 상이한 노동형태, 종사상지위, 산업부문 간을 이동한 과정을 관찰하였다.

Ⅳ. 경제활동참가율 변화 추이

실업률이 상승하면, 가계소득이 감소하는 것으로 인해 보조적인 노동력이 노동시장에 추가적으로 진입하게 되는 부가노동자효과(added worker effect)와 일자리를 발견할 희망이 없다고 느낀 근로자들이 구직활동에서 퇴출하는 실망효과

〈표 1〉 경제활동참가율과 실업률 추계(1998~2002년)

(단위: %)

인구그룹	경제활동참가율					실업률				
	1998	1999	2000	2001	2002	1998	1999	2000	2001	2002
전 체	66.8	66.3	66.5	66.4	66.6	6.5	5.7	3.4	3.0	2.4
남 자	83.3	82.0	81.1	80.7	80.5	7.5	6.7	4.0	3.5	2.8
여 자	52.2	52.6	53.7	53.8	54.4	5.1	4.5	2.6	2.4	1.9
20~54세	72.2	71.9	72.4	72.8	73.3	7.3	6.4	3.9	3.4	2.9
55~64세	66.0	65.5	64.2	64.3	64.4	3.7	4.0	1.9	1.9	1.3
65세 이상	32.0	33.2	34.3	34.4	35.2	1.2	0.7	0.3	0.3	0.3
고졸 미만	61.8	61.4	61.4	60.4	59.6	5.1	4.2	2.3	2.0	1.3
고졸~대학 중퇴	65.9	65.8	66.2	66.6	67.3	7.7	7.1	4.0	3.5	3.0
대졸 이상	79.2	77.9	77.4	77.7	78.2	6.5	5.7	3.8	3.7	3.1

주: 1) 경제활동인구조사 각 연도 6월 자료 중 20세 이상 인구를 대상으로 필자가 계산.
2) 샘플 수는 1998년 63,069명, 1999년 63,400명, 2000년 63,172명, 2001년 62,819명, 2002년 61,556명.

(discouragement effect)를 함께 유발한다고 알려져 있다. 경제활동참가율에 상반된 영향을 끼치는 두 효과 중 어느 것이 더 강한지는 선험적으로 판단할 수 없으며, 구체적인 상황에서 수행되는 경험적 연구의 대상이다. 그러나 통상 실망효과가 부가노동자효과를 압도한다고 간주되며, 따라서 실업률과 경제활동참가율 간에는 부(-)의 상관관계가 존재한다고 일반적으로 가정된다.

그런데 이러한 부의 상관관계는 인구그룹의 특성에 따라 방향이나 크기에 차이가 있을 수 있다는 것이 지적되어 왔다(Cain[1967]). 게다가 한계노동력과 관련해서 사고하자면, 노동시장이 악화되어 실업률이 증가하는 상황에서 주 근로자 그룹(main worker)이 노동시장 내부에 머무르려는 성향이 강한 데 비해 노동시장의 정착도가 낮은 그룹의 경우는 쉽게 노동시장을 퇴출한다. 반대로 전반적인 고용이 증가하는 상황에서 이들 그룹은 노동시장에 진입하는 반응이 보다 빠르다. 따라서 그룹에 따라 경제활동참가율과 실업률의 상관관계가 다르게 나타날 것이라는 것은 자연스러운 예측이며, 구체적인 시기와 국가에 따라 그 상대적 크기 또한 다를 것이다.

1998~2002년은 실업률이 지속적으로 감소하는 회복기였음에도 불구하고, <표 1>에 의하면 전반적인 경제활동참가율의 변화는 크게 나타나지 않았다. 그러나 그룹 간에는 상당한 차이가 존재하는데, 남성그룹의 경우 경제활동참가율이 감소하는 추세를 보이는 데 반해 20세 이상 여

성의 경제활동참가율은 1998년 52.2%에서 2002년 54.4%로 증가하였다.[2] 실업의 경우 전 인구그룹에서 감소한 것으로 나타났으며, 고령그룹에서 감소폭이 미미한 것을 제외하고는 전 그룹에서 뚜렷한 실업감소 추세가 나타났다.

결과적으로 실업률의 감소와 함께 경제활동참가율은 별다른 변화가 없었던 것으로 나타나는데, 이는 주로 여성그룹의 경제활동참가율 증가와 남성의 참가율 감소가 상쇄된 결과이다. 전반적인 수준에 관해 평가하자면, 최근 기간 동안 경제활동참가율의 성별 격차가 완화되어 1998년 31%p에서 2002년 26%p로 감소하였다. 그러나 OECD 국가의 경우 남성과 여성 간 경제활동참가율의 차이가 약 21%p인 것을 고려하면, 경제활동참가율의 성별 격차는 아직 OECD 평균에 도달하지 못하는 수준인 것으로 나타났다(그림 1 참조).

연령대별로는 경제활동참가율이 가장 높은 20~54세 그룹의 참가율이 증가했고, 55~64세 그룹의 경우 경제활동참가율이 감소하였다. 두 그룹 모두에서 실업률이 감소한 것으로 나타난 것을 고려하면, 경기회복에 따른 실업률의 감소와 경제활동참가율의 변동이 두 그룹에 다른 방향으로 작용한 것으로 볼 수 있다. 고령층의 경우에는 실업률의 변동이 뚜렷하지 않은 반면, 경제활동참가율은 증가한 것으로 나타나 이 시기 고령층의 경제활동의 증가를 보여준다.

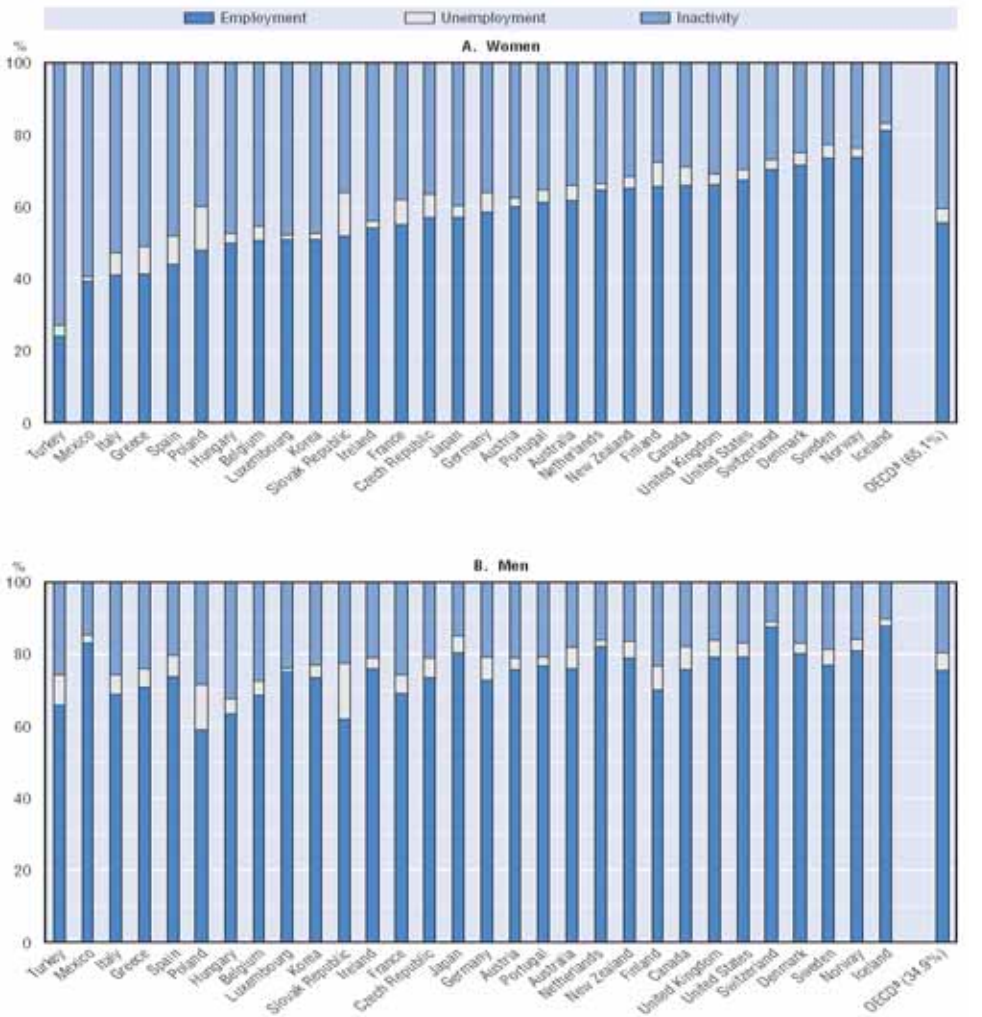
또한 학력별로도 경제활동참가율에 있어서의 변화의 방향이 다르게 나타났는데, 상대적인 수준에 있어서는 대졸 이상의 참가율이 현저히 높은 반면, 참가율의 변화는 중간학력그룹에서만 증가한 것으로 나타났다. 이 시기 대졸이상그룹과 저학력그룹의 경우 경제활동참가율이 감소한 것으로 나타나 실업률과의 역의 관계는 관찰되지 않았다.

이러한 변동치에는 노동시장 신규참여자와 퇴출자의 영향이 포함되어 있어 경제활동참가율과 실업률의 관계를 정확히 분리해내기는 어려우나 동일한 시기가 경제활동참가와 실업에 미친 영향이 그룹에 따라 큰 차이를 보인 것은 뚜렷이 관찰되었다.

경제위기 이후 회복기인 이 시기의 실업률만을 살펴보면, 전반적으로 크게 감소했으나, 하락폭은 여성보다 남성그룹에서, 연령별로는 20~24세 구간에서 컸으며, 학력별 그룹에 따라서는 별다른 차이를 보이지 않았다.

2) 이 시기 15세 이상 여성 경제활동참가율의 증가는 경제위기 직후 하락했던 경제활동참가율을 회복하는 수준이었다. 그러나 15세 이상 남성의 경우 1997년 76.1%에서 1999년 74.4%를 기록한 후, 줄곧 74%대를 넘지 못하고 있는 데 비해(통계청), 15세 이상 여성의 경우 1997년 49.8%에서 1998년 47.1%를 기록한 후 2002년 49.7%까지 꾸준히 상승했다. 따라서 회복기 동안의 경제활동참가율은 남성에 비해 여성이 두드러진다고 해석하는 것은 무리가 없을 것으로 보인다.

[그림 1] OECD 국가의 성별 생산가능인구 구성[1)]



주: 1) 국가 배열은 여성 고용률이 높은 순서에 따름.
2) OECD 국가 인구로 가중평균된 미취업률.
자료: OECD database on Labour Force Statistics. OECD, *OECD Employment Outlook*, 2003에서 재인용.

세부 그룹별로 경제활동참가율과 실업률의 추이를 살펴보면, 모든 그룹에서 실업률의 감소가 나타난 반면, 경제활동참가율은 그룹 간의 차이가 상당한 것으로 나타났다. 55세 이상 남성의 경우 경제회복이 본격적으로 진행된 2000년 이후 경제활동참가율의 증가가 뚜렷한 반면, 20~54세 남성그룹의 경우 대략적으로 참

〈표 2〉 세부 그룹별 경제활동참가율, 실업률 추이

(단위: %)

인구그룹	경제활동참가율					실업률				
	1998	1999	2000	2001	2002	1998	1999	2000	2001	2002
20~54세										
남 자	88.5	87.5	87.1	86.8	86.8	8.2	7.2	4.4	3.9	3.2
여 자	57.0	57.3	58.8	59.5	60.7	6.0	5.3	3.1	2.8	2.4
55~54세										
남 자	79.3	77.1	74.5	74.9	76.0	5.2	5.7	3.0	2.7	1.9
여 자	54.1	55.1	54.9	54.7	53.8	1.8	1.9	0.7	1.0	0.6
65세 이상										
남 자	44.4	44.7	44.4	45.2	46.3	1.9	0.7	0.5	0.6	0.4
여 자	24.8	26.5	28.4	27.8	28.3	0.5	0.7	0.1	0.1	0.1
고졸 미만										
남 자	78.4	76.7	75.8	74.9	74.0	7.3	5.9	3.4	3.0	1.9
여 자	52.4	52.7	53.4	52.3	51.6	3.3	2.8	1.5	1.2	0.9
고졸~대학 중퇴										
남 자	82.4	81.6	81.0	80.3	80.3	8.3	7.7	4.3	3.7	3.3
여 자	48.8	49.2	50.5	52.0	53.6	6.6	6.2	3.5	3.1	2.5
대졸 이상										
남 자	91.1	89.3	87.7	88.3	88.5	6.4	5.8	3.9	3.7	3.0
여 자	61.3	61.2	62.7	62.9	64.2	6.8	5.4	3.5	3.6	3.3

가율의 감소세가 나타났다. 학력별 역시 남성그룹에서는 모든 학력수준에서 경제활동참가율의 감소가 나타났는데, 고학력그룹의 경우 참가율의 급감이 2000년 이후 반등하는 것으로 나타난 것이 특징적이었다.

전반적으로 실업이 감소하는 움직임과 이러한 남성 경제활동참가율의 감소를 함께 고려할 때, 노동시장에서 취업기회가 낮은 근로자가 실망효과로 인해 퇴출되는 경우를 상정한다면, 실업의 감소폭이 경제활동참가율 감소로 인해 더욱 크게 나타났을 것으로 판단된다. 상당한 폭으로 나타난 실업률의 감소는 경제활동참가율이 일정하게 유지되었을 경우 이 시기 실현된 수치보다는 덜 현저하게 나타났을 것이기 때문이다.

여성의 경우 55~64세 그룹과 저학력그

룹에서 경제활동참가율의 미미한 감소가 나타난 것을 제외하면, 모든 그룹에서 참가율의 증가와 실업률의 감소가 병행되었다. 이 중 중간학력그룹의 경우 5%p에 달하는 경제활동참가율의 증가가 4년 기간에 일어났으며, 55~64세 연령과 달리 65세 이상 그룹의 경우 참가율이 상당폭 증가한 것으로 나타나 고령층 노동공급의 증가경향을 보여주었다.

여성의 경우 경제활동참가율의 증가가 대체적인 추세인 것을 감안하면, 이 시기 실업의 감소가 실제적인 취업기회의 증가를 전면적으로 반영한다고 보기는 어렵다. 참가율의 증가와 실업률의 감소가 동시에 상당폭 진행되었기에 이 시기 여성의 취업 증가는 실업률 수치 변화보다 컸던 것으로 판단된다.

<표 1>의 전반적 수준에 따르면 경제활동참가율이 별다른 변동을 보이지 않아 참가율과 실업률 간의 일관된 상관관계를 도출하기 어려웠으나, 세부 그룹별로 관찰할 경우 저학력, 55~64세 그룹을 제외한 대부분의 여성그룹과 55세 이상의 남성그룹에서 참가율과 실업률 간에 전반적인 역의 상관관계가 나타났다.

경제활동참가율과 실업률 각각의 수준을 살펴보면, 20~54세 연령대에서는 남성 경제활동참가율이 여성보다 월등히 높게 나타나 성별 격차가 가장 큰 연령그룹이었으며, 실업률의 격차는 크지 않았다. 경제활동참가율의 성별 구조를 살펴보았을 때, 연령이 올라가면서 나타나는 남성과 여성의 참가율 하락은 남성에게서 더 크게 나타나 성별 격차는 점차 줄어드는 것으로 보이는데, 55~64세 연령대에서 65세 이상의 연령으로 넘어가면서는 여성의 경제활동참가율 역시 하락하여 고령층의 경제활동참가율 성별 격차는 약 20%p에 달하고 있다.

학력별 경제활동참가율을 살펴보면, 남녀 공히 학력의 증가에 따라 경제활동참가율도 함께 증가하는데, 남성 경제활동참가율이 이 시기 하락했다가 2000년 이후 본격적인 경기회복과 함께 증가하기 시작한 것과 달리 여성의 경우는 지속적으로 증가한 것으로 나타났다.

경제활동참가율과는 달리 실업률에서는 학력그룹 내 성별 격차가 거의 남아있지 않은 것으로 나타났다. 고졸 미만 그룹에서 남녀 실업률 차이가 1%p에 불과했으며, 고졸 이상의 그룹에서는 남녀간 실업률의 차이는 미미한데, 이러한 추세는 남성의 실업률이 이 기간 동안 급감한 것에서 초래된 것으로 나타났다.

<표 1>과 <표 2>를 종합하면, 실업률이 전반적으로 감소하는 시기에 그 효과가 성별·연령별·학력별로 차등적으로 배분되었다는 것과, 실업률 감소와 동반되는 경제활동참가율의 변화 역시 인구그룹별로 큰 차이를 보였다는 것을 발견할 수 있다. 주 근로자그룹으로 분류되는 청중년 남성그룹의 경제활동참가율은 실

업률 변화와 별 상관관계를 보이지 않는데 비해 여성그룹의 경우에는 고령인구를 제외한 그룹에서 실업률 감소에 대한 참가율 증가 반응이 매우 강한 것으로 나타났다.

1997~98년 기간에 대한 연구인 김대일(2000a)은 비경제활동에서 실업으로 전환되는 인구를 분석하여 여성 비경제활동인구가 실업으로 전환되는 비중이 두드러지며, 이 현상이 장년 여성 비경제활동인구의 실업진입 증가에 초래된 바가 크다고 관찰했는데, <표 1>과 <표 2>는 여성의 경제활동참가율의 전반적 증가만큼의 실업률 감소가 동반되고 있음을 보여주고 있다. 특히 장년 여성의 경우 실업률의 감소와 경제활동참가율의 감소가 동시에 진행되고 있는 것으로 나타나 김대일(2002a)에 나타난 실업인구의 여성 기여가 이후 시기에는 상당히 감소한 것으로 판단된다.

Ⅴ. 경제활동상태 변화 개괄과 변화패턴 분석

앞 장에서 경제활동참가율과 실업률 수준을 살펴본 바에 의하면, 한계노동력그룹에 속하는 여성, 고령, 저학력그룹의 경우 주 근로자그룹이라 할 수 있는 청중년 남성근로자그룹에 비해 경제활동상태가 덜 활발한 것으로 나타났다. 경제활동참가율은 상대적으로 낮으며, 실업률은 높게 나타났으나, 1998~2002년 기간 동안의 노동시장 참가 정도가 변화한 폭과 방향은 각 개별 그룹 간에 상이하게 나타났다.

개별 인구그룹에 있어 경제활동참가율의 수준이 차이가 나며, 다른 폭과 방향으로 변화한다는 것은 인구그룹별로 상세한 관찰이 이루어져야 한다는 필요성을 역설한다.

더구나 각 한계노동력그룹의 비활동성(inactivity)을 측정하고, 잠재적인 노동공급 가능성을 파악하기 위해서는 상이한 두 시점을 기준으로 개략적인 경제활동참가 수준을 관찰하는 것으로는 부족할 것이며, 한계노동력그룹 내 성원들이 노동시장을 넘나드는 정도를 상세히 관찰하여 이들 그룹의 경제활동상태를 종합적으로 파악해야 할 것이다.

<표 3>은 1998년 6월부터 2002년 12월까지의 월별 패널을 통해 각 개인이 노동시장에 진입, 퇴출하거나 노동형태를 변화시켰던 과정을 추적하여 일정 시간 동안 노동시장 내외의 이동성의 정도를 개략적으로 묘사하였다. 경제활동상태가 월별로 기록되었기에 통상의 연간이나 격년 간격 데이터보다 각 개인의 상태가 상세히 관찰되었다는 것이 특징이다.

네 가지의 상태로 분류되었는데, 이는 F(주 36시간 이상 노동), P(주 36시간 미

〈표 3〉 경제활동상태 이동성(1998~2002년)

	인 원(명)	비 중(%)
상태변화		
5년 내내 F	3,766	18.0
5년 내내 P	17	0.1
5년 내내 O	2,818	13.5
1번	1,026	4.9
2~5번	5,725	27.4
6~10번	3,976	19.0
11~15번	2,234	10.7
16~20번	1,008	4.8
21번 이상	346	1.6
합 계	20,916	100.0
비경활 경험 수		
0번	7,219	34.5
1번	6,432	30.8
2~5번	6,492	31.0
6번 이상	773	3.7
합 계	20,916	100.0
실업 경험 수		
0번	17,362	83.0
1번	1,882	9.0
2~5번	1,545	7.4
6번 이상	127	0.6
합 계	20,916	100.0

주: F, P, O는 각각 주 36시간 이상 노동, 주 36시간 미만 노동, 비경제활동을 가리킴.

만 노동), U(실업), O(비경제활동)의 범주이다. 이 중 55개월 내내 실업상태를 유지한 경우는 없는 것으로 나타났다.

결과에 따르면 상당히 빈번한 이동이 관찰되는데, 55개월간 노동시장상태가 변하지 않은 경우는 31.6%에 불과했으며, 6번 이상 변화한 경우가 36.1%, 한 번도 노동시장에 참여하지 않은 경우(비경제활동인구)가 13.5%였다.

또한 노동시장에서 퇴출한 경험이 전혀 없는 사람이 34.5%였으며, 실업을 경험하지 않은 경우는 83%, 5년 동안 실업을 2~5번 경험한 사람은 7.4%에 이르렀다.

실업을 한 번이라도 경험해본 인구의

비중이 17%에 불과한 반면, 5년 내내 주 36시간 이상 노동을 지속한 인구 역시 18.0%에 지나지 않는 것은 비경활상태를 경험한 인구 비중이 65.5%에 이르는 것과 연관이 있을 것이라 짐작할 수 있다. 이는 취업에서 비경제활동 사이의 단계로서 실업이 존재한다는 전형적인 논리 설정으로서는 충분히 설명되기 어려우며, 오히려 취업상태가 종료되는 경우 비경제활동상태로 이동함으로써 실업상태를 거치지 않게 되는 통로가 보편적일 수 있다는 것을 암시한다.

<표 4>는 각 인구그룹별로 이러한 경제활동상태 변화가 어떤 차이를 보이는지를 파악하기 위해 <표 3>에서의 사항들을 그룹별로 분류하여 정리하였다. 남성 20~54세 연령구간, 남성 대졸 이상 학력수준에서는 5년 내내 주 36시간 이상 노동에 종사한 인구의 비중이 35% 정도인 데 반해, 남성 고령인구, 여성 각 그룹에서는 현저하게 낮게 나타나고 있다. 특히 5년기간 내내 비경활상태에 머문 경우는 고학력 여성에게서 가장 높게 나타나, 대졸이상그룹의 경우 남녀 격차의 폭이 가장 큰 것으로 나타났다. 20세 이상 남성의 경제활동참가율이 80% 수준인 것을 고려할 때 남성 20~54세 연령의 주 36시간 이상 근무 지속비율이 34% 수준인 것은 여성의 경우와 크게 대비된다. 여성의 경우 평균적 경제활동참가율이 약 54%로 나타났으나, 주 36시간 이상 근무지속 인구의 비중이 가장 큰 20~54세 연령구간에서도 이 비중이 12.5%에 지나지 않는 것으로 나타나 여성의 취업형태가 훨씬 불안정하다는 것을 보여주고 있다.

비경활을 경험하지 않은 인구비중 역시 대졸남성의 경우 58.1%, 대졸여성의 경우 21.7%로 격차가 크게 나타났으며, 연령이 높아질수록, 남성의 경우 학력이 낮을수록 비경활경험인구의 비중이 높아졌다.

비경제활동이 지속된 기간을 고려하지 않고, 비경제활동으로의 상태변화횟수, 즉 이동 빈도만을 고려한 경우 2번 이상 비경제활동을 경험한 인구의 비중은 주로 여성에게서, 여성 중에서도 학력이 낮을수록, 55~64세 구간에서 높게 나타났다. 이는 지속적으로 비경제활동에 남아있는 경우와 구별되는 범주로서 노동시장에 진입하고 퇴출하는 정도를 나타내는 지표로 활용될 수 있을 것이다.

실업의 경우 특기할 만한 것은 취업에 어려움을 겪을 만한 그룹일수록 실업을 경험한 적이 없는 사람의 비중이 높게 나타난다는 것이다. 고령인구와 저학력 여성의 경우 거의 대부분의 인구가 실업을 경험하지 않은 것으로 나타나, 비경제활동인구로의 빈번한 움직임이 실업의 중간단계를 거치지 않고 일어나고 있는 것으로 분석되었다.

<표 5>는 비활동성(inactivity)을 묘사하

〈표 4〉 그룹별 경제활동상태 범주 비중

(단위: %)

	남 성 20~54세	남 성 65세 이상	여 성 20~54세	여 성 55~64세	여 성 65세 이상	남 성 고졸 미만	남 성 대졸 이상	여 성 고졸 미만	여 성 고졸~대학 중퇴	여 성 대졸 이상
상태변화										
5년 내내 F	34.4	3.0	12.5	5.4	1.4	16.2	35.6	9.5	10.8	10.9
5년 내내 P	0.0	28.5	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2
5년 내내 O	1.4		17.4	23.3	39.8	7.1		19.3	22.5	24.5
1번	3.7	4.0	6.2	3.6	2.2	3.7	4.8	3.9	6.9	8.5
2~5번	30.8	16.8	29.9	19.8	16.7	22.5	34.4	23.1	31.6	31.5
6~10번	16.2	22.9	19.5	21.9	17.7	24.2	13.2	21.8	18.0	13.5
11~15번	8.1	17.3	9.1	16.0	14.1	15.6	8.1	14.0	6.7	6.2
16~20번	3.6	5.8	4.1	7.7	6.7	7.3	3.4	6.6	2.6	4.4
21번 이상	1.9	1.8	1.2	2.3	1.2	3.4	0.7	1.9	0.8	0.3
합 계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

〈표 4〉의 계속

(단위: %)

	남 성 20~54세	남 성 65세 이상	여 성 20~54세	여 성 55~64세	여 성 65세 이상	남 성 고졸 미만	남 성 대졸 이상	여 성 고졸 미만	여 성 고졸~대학중퇴	여 성 대졸 이상
비경활 경험 수										
0번	59.4	22.0	22.4	15.8	6.5	43.2	58.1	19.9	18.3	21.7
1번	20.1	45.3	34.0	36.6	50.0	26.9	22.5	33.6	39.0	42.4
2~5번	18.5	31.0	38.7	42.5	38.1	26.8	16.8	41.0	38.6	31.4
6번 이상	2.0	1.8	4.9	5.1	5.4	3.1	2.6	5.5	4.2	4.6
합 계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
실업 경험 수										
0번	76.2	97.3	81.3	93.7	98.9	83.1	83.3	89.4	79.6	80.9
1번	12.1	1.7	10.3	4.0	0.7	7.4	9.4	6.1	11.1	10.9
2~5번	10.5	1.1	8.0	2.1	0.4	8.3	7.0	4.3	8.9	8.1
6번 이상	1.2		0.4	0.2		1.2	0.4	0.2	0.5	0.1
합 계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
대상 수	6,900	1,023	7,764	2,020	1,117	3,958	1,913	6,320	3,602	979

주: F, P, O는 각각 주 36시간 이상 노동, 주 36시간 미만 노동, 비경제활동을 가리킴.

〈표 5〉 미취업 여부 변화와 지속기간

(단위: %)

	전체 (20,916)	남성 20~54세 (6,900)	남성 65세 이상 (1,023)	여성 20~54세 (7,764)	여성 55~64세 (2,020)	여성 65세 이상 (1,117)	남성 고졸 미만 (3,958)	남성 대졸 이상 (1,913)	여성 고졸 미만 (6,320)	여성 고졸~대학중퇴 (3,602)	여성 대졸 이상 (979)
미취업자인 적이 있다	64.0	39.4	75.8	76.5	83.0	92.7	56.1	34.6	79.5	81.5	70.8
항상 미취업자	13.5	1.4	28.5	17.4	23.3	39.8	7.1	4.7	19.3	22.5	24.4
미취업률 평균	30.9	9.4	44.7	41.6	44.5	65.2	18.9	13.2	41.5	49.7	45.6
미취업 경험자 수 / 항상적 미취업자 수	4.8	28.5	2.7	4.4	3.6	2.3	8.0	7.4	4.1	3.6	2.9

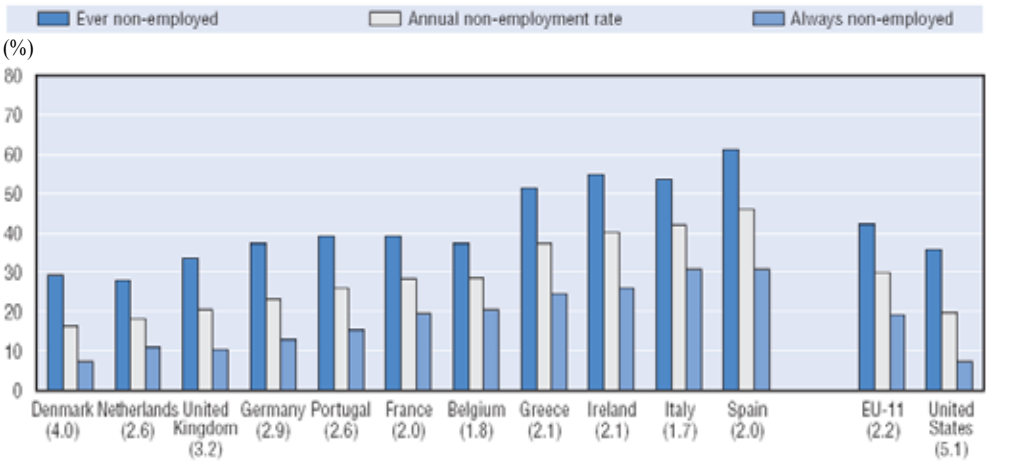
	전체 (6,329)	남성 20~54세 (735)	남성 65세 이상 (389)	여성 20~54세 (3,454)	여성 55~64세 (776)	여성 65세 이상 (624)	남성 고졸 미만 (613)	남성 대졸 이상 (221)	여성 고졸 미만 (2,368)	여성 고졸~대학중퇴 (2,007)	여성 대졸 이상 (479)
취업자가 되는 순간까지의 평균 개월 수	14.6	9.3	13.0	16.6	14.6	14.8	8.1	9.7	14.3	17.6	19.3
5년 내에 취업	55.5	87.1	25.2	60.8	39.4	28.7	54.5	59.3	48.6	59.5	50.1
5년 내에 취업 후 다시 미취업	80.7	73.6	91.8	79.6	87.9	92.7	87.1	70.2	88.4	77.7	67.5

는 대표적인 지표로서 미취업상태의 이동성(turnover)과 지속성(persistence) 수준을 보여주는데, 외국의 경우 이미 집계된 수치가 존재하기에 이에 관한 국제비교가 이루어질 수 있다. 단, 다른 나라의 경우 연간 데이터가 사용된 반면, 여기서는 월별 데이터가 사용되었기에 우리나라의 상대적 수준을 대략적으로 진단하는 것 이상의 해석을 위해서는 신중함이 요구된다.

만일 미취업상태의 인구와 취업상태의 인구 간의 교대가 이루어지지 않고 각각의 그룹이 고정되어 있다면, '미취업상태를 경험해본 사람의 비율', '언제나 미취업이었던 사람의 비율', '연간미취업률'은 동일할 것이다. 표에서 미취업경험이 있는 사람의 비율이 5년 내내 미취업이었던 사람의 4.8배로 나타났는데, 동일한 비율이 유럽의 경우 2.2배, 미국이 5.1배인 것을 고려하면(OECD[2003]), 취업·미취업 간의 움직임이 유럽보다 활발하며, 미국수준에 근접하고 있는 것으로 판단된다(그림 2 참조).

그룹별로도 큰 편차가 나타난다. 다른 나라의 경우 고용률이 낮은 그룹에서 이동성(turnover) 비율이 낮게 나타나는 것이 보편적인 경향인데, 우리나라의 경우

[그림 2] OECD 미취업인구의 전환율



주: ( ) 안의 수치는 5년 내내 미취업상태였던 인구에 대한 5년간 미취업을 경험한 인구의 비율.
자료: European Community Household Panel(1994~1998), PSID(1993~1997). *OECD Employment Outlook* 2003에서 재인용.

이러한 경향에 약간의 수정이 필요하다. 즉, 남성그룹의 경우 고학력그룹보다 저학력그룹에서 이동성 지표가 더 높게 나타났으며, 여성의 경우에도 학력수준이 증가함에 따라 경제활동참가가 증가하는 것에 반해 이동성의 지표는 오히려 감소하고 있어 참가율과 이동성 간의 뚜렷한 관계는 일관되게 나타나지 않고 있다.

또한 성별 격차가 학력수준이 증가함에 따라 감소하는 것은 이동성(turnover rate)의 남녀 차이가 주로 저학력 여성에서 나온다고 한 연구결과를 뒷받침한다. 여성근로자의 이질성에 대해서는 Goldin (1989)이 일부의 여성은 노동시장에 일찍 참여하고 노동시장의 정착도가 큰 반면, 다른 일부는 정착도가 낮다고 지적한 바 있는데, Royalty(1998)는 저학력 여성이 남성근로자와 이동성에서 다른 행태를 보인다는 것을 지적했다. 즉, 고학력 여성은 남성과 보다 유사한 노동시장행태를 보인다는 것이다. 원래 성별 차이가 있다는 것의 근거가 여성의 경우 비경제활동에 대해 남성과 다른 선호체계를 가지고 있다는 것인데, 이들의 연구에 근거하자면, 교육수준이 올라가면서 여성의 선호체계가 남성의 것과 유사해진다는 것을 의미한다.

지속기간에 대해서는 관찰시작시점에서 미취업상태였던 대상만을 추출하여 이후의 상태를 관찰하는 방식으로 추정하였다. 일반적으로 미취업상태의 지속기간은 취업률이 낮은 그룹에서 보다 길

게 나타나는데, 이것 역시 우리나라에서는 수정이 필요하다. 즉, 남녀 모두에서 고용률이 높은 고학력그룹에서 지속기간이 긴 것으로 나타났다. 그러나 연령구분에 있어서는 고령으로 이동할수록 지속기간이 긴 보편적인 흐름이 관찰되었다. 이는 다른 선진국과 달리 학력이 증가하면서 오히려 미취업에서 취업상태로 이동하거나 이러한 움직임을 반복하는 것이 어려워지는 현상이 나타나고 있다는 것을 의미한다.

지속기간의 수준을 비교하자면, 1990년대 중반 유럽의 경우 실업과 비경제활동을 포함한 미취업상태에서 평균적으로 관찰시점 이후 4.25년이 동일한 상태로 지속되었고, 미국의 경우 이 기간이 3.5년인 것과 비교하면, 우리나라의 경우 미취업상태의 지속기간이 상당히 짧은 것으로 나타났다(OECD[2003]). 물론 비교에 사용된 데이터의 기간이 다르며(유럽의 경우 Eupopean Community Household Panel 1994~1998을, 미국은 PSID 1993~1997을 이용), 기본적으로 미취업상태의 시작시점이 나타나 있지 않은(truncated) 데이터들이기에 정확한 비교는 어려우나 개략적인 비교만을 하자면, 우리나라의 경우 미취업인구를 노동시장으로 끌어내기가(activate) 상당히 용이하다는 함의를 추출할 수 있다. 그러나 5년 내에 취업한 사람의 대부분이 다시 기간 내에 미취업을 경험하게 된다는 것은 일단 취업이 된 이후에 다시 퇴출하기까지의 지속기간 역시 매우 짧다는 것을 나타내고 있다.

물론 취업을 위해서는 노동력에 대한 수요 역시 중요하다는 점이 함께 고려되어야 한다. 공급이 많다 하더라도 수요가 존재하는 부문이나 노동력 종류에서 구조적인 괴리가 존재한다면, 노동력 공급이 취업으로 이어지기 어려울 것이다. 따라서 위에서 제시한 OECD 국가와의 취업상태 변화율 비교는 노동력 수요 측면에서 근본적인 차이가 없는 상태를 전제했다는 한계를 갖는다.

비경제활동상태의 이동성 비율(turn-over rate)과 지속기간은 <표 6>에 제시되어 있는데, 미취업상태의 경우와 마찬가지로 이동성 비율과 지속기간의 상대적 크기는 그룹에 따라 다르게 나타난다. 미취업상태가 비경제활동과 실업으로 구성된다는 것을 고려할 때, 비경제활동의 이동성 비율이 미취업상태에 비해 낮게 나타나거나 지속기간이 길게 나타난다면, 실업에서 취업으로의 움직임이 활발하다는 의미일 것이다. 그런데 <표 5>와 <표 6>을 비교해보면 미취업에서 취업으로의 이동성과 비경활에서 경활로의 이동성, 취업까지의 지속기간과 경활까지의 지속기간은 큰 차이를 보이고 있지 않다. 즉, 실업상태가 미취업상태에서 차지하는 비중이나 실업에서 취업으로의 이동이 전체 이동에서 차지하는 비중이 크지 않다는 해석이 가능하다. 그러나 학력수준에

〈표 6〉 비경제활동상태 변화와 지속기간

(단위: %)

	전체 (20,916)	남성 20~54세 (6,900)	남성 65세 이상 (1,023)	여성 20~54세 (7,764)	여성 55~64세 (2,020)	여성 65세 이상 (1,117)	남성 고졸 미만 (3,958)	남성 대졸 이상 (1,913)	여성 고졸 미만 (6,320)	여성 고졸~대학중퇴 (3,602)	여성 대졸 이상 (979)
비경활인 적이 있다	60.7	32.0	75.7	74.7	82.7	92.7	52.3	28.3	78.5	79.8	68.1
항상 비경활	12.9	1.1	28.2	16.5	23.0	39.8	6.9	4.3	18.9	21.3	23.5
비경활률 평균	29.3	6.6	44.5	40.2	44.1	65.1	16.9	11.1	40.7	48.1	44.0
비경활 경험자 수 / 항상적 비경활자 수	4.7	29.4	2.7	4.5	3.6	2.3	7.6	6.6	4.2	3.8	2.9

	전체 (5,748)	남성 20~54세 (416)	남성 65세 이상 (382)	여성 20~54세 (3,280)	여성 55~64세 (757)	여성 65세 이상 (621)	남성 고졸 미만 (472)	남성 대졸 이상 (155)	여성 고졸 미만 (2,270)	여성 고졸~대학중퇴 (1,943)	여성 대졸 이상 (445)
경활이 되는 순간까지의 평균 개월 수	13.6	10.9	10.8	14.2	13.0	12.7	9.6	8.3	13.1	14.2	14.9
5년 안에 경활이 됨	53.0	82.0	24.6	60.9	38.7	28.5	42.2	47.1	47.4	60.5	48.3
5년 안에 경활로 된 후 다시 비경활	80.9	72.4	91.5	79.3	88.7	92.7	85.9	75.3	88.4	77.1	69.3

따라 구분할 경우 동일한 학력그룹 간에 취업까지의 지속기간과 경활까지의 지속기간에서 상당한 차이가 나타나며, 학력수준이 증가할수록 지속기간 간의 격차가 늘어나 실업범주가 차지하는 비중이 늘어남을 알 수 있다. <표 7>은 1998~1999년, 2001~2002년 기간의 패널로 구성된 샘플을 이용하여, 두 시기 동안 각 경제활동범주 간을 이동한 상황을 추출해 낸 경제활동상태 이전행렬을 요약한 결과이다. 제시된 결과를 통해 경기가 호전되는 것의 영향이 경제전반에 미친 영향과 이것이 주 노동력, 한계노동력그룹에 상이하게 배분된 양상을 파악할 수 있을 것이다.

1998~1999년 기간에 샘플에 포함된 인원은 45,628명, 2001~2002년 기간에는 46,122명이었다. 경제활동상황은 주 36시간 이상 노동, 36시간 미만 노동, 실업, 비경제활동, 일시휴직 등 5개 범주로 나

〈표 7〉 경제활동상태 변화

(단위: %)

인구그룹	경제활동상태 변화(1998→1999)						경제활동상태 변화(2001→2002)					
	O → O	O → F	U → O	U → U	U → F	F → F	O → O	O → F	U → O	U → U	U → F	F → F
전 체	80.0 (26.2)	13.6 (4.4)	22.6 (0.8)	17.9 (0.7)	50.7 (1.8)	85.2 (50.5)	82.4 (27.1)	12.7 (4.2)	27.2 (0.4)	11.3 (0.2)	56.2 (0.9)	86.8 (52.0)
남 성 20~54세	57.6 (5.6)	28.5 (2.8)	16.4 (1.0)	19.4 (1.2)	55.8 (3.5)	90.2 (72.4)	62.1 (6.2)	28.3 (2.8)	19.7 (0.5)	13.7 (0.4)	61.8 (1.6)	91.6 (76.8)
남 성 65세 이상	92.5 (47.6)	4.8 (2.5)	81.3 (0.6)	6.3 (0.1)	6.3 (0.1)	77.8 (32.5)	91.9 (51.7)	5.6 (3.2)	33.3 (0.3)	19.1 (0.2)	42.9 (0.4)	75.4 (26.9)
여 성 20~54세	77.5 (33.3)	15.4 (6.6)	31.1 (0.9)	15.2 (0.4)	44.1 (1.3)	81.3 (39.9)	79.7 (31.6)	14.8 (5.9)	37.8 (0.5)	5.4 (0.1)	51.5 (0.6)	82.9 (43.6)
여 성 55~64세	84.3 (37.7)	11.6 (5.2)	40.0 (0.3)	10.0 (0.1)	40.0 (0.3)	82.7 (42.4)	90.2 (41.7)	7.1 (3.3)	50.0 (0.2)	0.0 (0.0)	33.3 (0.1)	83.3 (38.5)
여 성 65세 이상	93.4 (67.7)	3.9 (2.8)	60.0 (0.1)	20.0 (0.0)	20.0 (0.0)	71.1 (16.5)	89.1 (60.8)	7.0 (4.7)	35.1 (0.5)	12.3 (0.2)	49.1 (0.6)	77.2 (18.8)
남 성 고졸 미만	81.0 (16.1)	12.7 (2.5)	17.1 (0.8)	17.1 (0.8)	54.4 (2.5)	85.5 (59.6)	86.2 (20.3)	9.9 (2.3)	24.4 (0.4)	13.8 (0.2)	54.5 (1.0)	87.6 (59.6)
남 성 대졸 이상	68.2 (6.2)	22.4 (2.0)	17.9 (0.8)	22.9 (1.0)	53.7 (2.4)	91.7 (77.2)	75.5 (8.6)	17.8 (2.0)	21.6 (0.6)	14.4 (0.4)	61.2 (1.7)	92.1 (76.6)
여 성 고졸 미만	84.6 (39.1)	10.9 (5.0)	33.9 (0.5)	11.6 (0.2)	43.4 (0.7)	82.1 (39.4)	88.3 (40.7)	8.3 (3.8)	36.8 (0.2)	2.9 (0.0)	51.5 (0.3)	83.1 (38.9)
여성 고졸~대학 중퇴	78.3 (41.0)	14.6 (7.7)	33.1 (0.9)	18.9 (0.5)	39.5 (1.0)	77.6 (31.1)	78.1 (37.7)	15.7 (7.6)	41.5 (0.6)	7.4 (0.1)	46.7 (0.7)	81.6 (35.6)
여 성 대졸 이상	83.6 (32.4)	10.5 (4.1)	26.5 (1.0)	12.4 (0.5)	52.1 (2.0)	82.7 (42.6)	81.9 (30.8)	12.3 (4.6)	31.4 (0.7)	8.6 (0.2)	55.7 (1.2)	82.0 (43.9)

주: O는 비경제활동, F는 주 36시간 이상 노동, U는 실업을 나타낸다. 각 수치는 각 움직임이 해당 그룹의 해당 경제활동상태의 움직임 중에서 차지하는 비중이며, ( ) 안의 수치는 해당 그룹의 전체 움직임 중에서 해당 이동이 차지하는 비중을 나타낸다.

누어 개인들이 상태 각각을 이동한 상황을 집계하였다.

개별 칸의 첫 번째 숫자는 각 인구그룹에서 익년 해당 그룹으로 움직인 인구가 전년 해당 범주 인원에서 차지하는 비중이며, 두 번째 숫자는 해당 움직임의 인원이 전체 샘플에서 차지하는 비중이다. 즉, 전체 그룹의 경우, 1998년 비

경제활동인구 중 80%가 익년에도 비경제활동인구에 속했으며, 이는 전체 샘플의 26.2%에 해당한다. 추가적인 예를 들면, 남성 20~54세 그룹에서 1998년 비경제활동인구에 속한 사람 중 익년에 주 36시간 이상 노동을 수행한 사람은 28.5%이며, 이는 전체 샘플 중 2.8%에 해당한다.

결과에 따르면, 1998~1999년 기간보다 2001~2002년 기간에 경제활동상태에 있어서의 전반적인 이동성이 감소한 것으로 나타났다. 1998년 비경제활동인구의 80%가 1999년 비경제활동에 포함되었고, 13.6%가 1999년에 주 36시간 이상 노동인구에 유입된 반면, 2001년의 경우 비경제활동인구의 82.4%가 익년에 비경제활동인구로, 12.7%가 주 36시간 이상 노동인구로 분류되었다.

실업으로부터의 움직임은 흥미로운 현상을 보이는데, 1998년 실업인구의 22.6%가 비경제활동인구로 유입된 반면, 2001년 실업인구 중에서는 27.2%가 익년에 비경제활동으로 움직였으나, 실업에서 익년에 주 36시간 이상 노동으로 움직인 비중 역시 1998년의 50.7%에서 2001년에는 56.2%로 크게 증가했다. 이러한 두 가지의 움직임이 동시에 진행된 것은 경기가 호전되는 것의 영향이 각 인구그룹별로 상이하게 진행되었을 것이라는 추측을 가능하게 한다.

남성 20~54세 그룹의 경우 주 36시간 이상 노동인구 중 익년에 주 36시간 이상 노동에 속한 인구는 1998년 기준 90.2%였으며, 2001년의 경우 91.6%였다. 1998년 이들 그룹의 실업인구 중 55.8%가 익년에 주 36시간 이상 노동으로 이동했으며, 2001년에는 61.8%가 이동하여 전반적인 경제상황 개선과 같은 방향으로 움직이고 있음을 보여준다.

이러한 경향은 인구그룹별로 큰 차이를 보인다. 65세 이상 남성 고령인구의 경우 비경제활동에서 주 36시간 이상 노동으로의 움직임은 양 기간 동안 증가한 반면, 주 36시간 이상 노동에 남은 경우는 오히려 감소했다. 여성 고령인구는 주 36시간 이상 노동에 남은 경우가 크게 증가한 결과를 보여, 경기호전의 영향이 같은 고령인구 중에서도 성별 간에 상이하게 나타났음을 알 수 있다.

또한 실업에서 비경활인구로의 움직임 역시 성별 간에 큰 차이를 보이는데, 남성의 경우 동일 연령대나 동일 학력수준의 여성그룹보다 실업에서 비경활로 이동하는 경우가 월등히 작게 나타나 여성 노동인구가 노동시장에서 쉽게 퇴출하는 모습이 확인된다. 특히 남성고령인구의 경우 실업에서 비경활로 이동하는 비중이 크게 준 반면, 여성그룹에서는 오히려 증가하였다. 여성그룹 중 학력수준이 낮을수록, 연령이 높을수록 비경활로의 퇴출인구비중이 크게 나타나고 있어, 노동시장에의 정착도가 성별과 연령 및 학력

수준에 크게 영향을 받고 있음을 보여준다. 또한 경기가 호전된 이후에도 이 수치는 오히려 증가하고 있어, 노동시장에서의 위치가 열악한 그룹의 경우 경기가 호전되는 것의 영향이 시장정착도에 긍정적인 영향을 크게 미치지는 않을 것으로 파악된다.

취업에서 취업, 취업에서 실업이나 비경활로의 이동정도를 안정성이라 간주할 때, 상대적으로 안정적인 고용형태인 주 36시간 이상 노동에서 주 36시간 이상 노동에 남은 인구비중이 고용의 안정성 정도를 나타내는 하나의 지표일 것이다. 여성그룹은 이러한 안정성의 정도가 학력수준과 별다른 상관을 보이지 않고 있어 남성그룹과 차이를 보이며, 여성 중간학력그룹이 유일하게 1998~1999년 기간보다 2001~2002년 기간에 증가한 것으로 나타나 중간학력여성이 경기호전의 영향을 받은 것으로 나타났다.

실업인구에 속한 인구 중 익년에도 실업인구에 포함된 경우는 남성이 오히려 여성보다 크게 나타나는 것이 대체적인 경향이었다. 고령인구의 경우에만 남성 실업잔존인구비중이 여성보다 작을 뿐, 학력별 그룹이나 청중년에서는 실업잔존비중이 여성에서 작게 나타나는데, 이는 실업인구 중 비경활로 이동하는 인구비중이 여성 각 그룹에서 남성보다 월등히 큰 것과 밀접하게 연관되어 있기 때문으로 보인다.

이를 통해 관찰할 수 있었던 경향은 한계노동자그룹에서 노동시장에 진입하는 움직임은 이전에 비해 활발해진 반면, 주 36시간 이상 노동 범주에 머무르는 정도, 즉 안정성의 측면에서 주 노동자그룹과 한계노동자그룹 간의 격차는 그대로 유지되었다는 점이다. 이는 전반적으로 경제활동상태의 안정성이 감소하는 흐름이 모든 인구그룹에서 공통적으로 나타났기 때문이다.

<표 7>에서와 같이 일정 시점 간의 이동상황을 관찰하는 것만으로는 지속적인 변화과정을 종합적으로 파악하고 영향을 미치는 요인을 추려내는 데 한계가 있다고 판단된다. 이를 보완하기 위해서 55개월을 통틀어 개인들이 거친 변화패턴을 관찰하였다. <표 8>은 다양한 이동패턴을 범주화한 후, 이러한 패턴에 영향을 미치는 요인을 추출한 결과이다.

경제활동상태를 이동하는 패턴은 다항로짓모델(Multinomial logit)을 이용하여 분석하였다.

V_k가 개인 i가 패턴 j를 선택함으로 인해 얻을 수 있는 최대의 효용이라면, 이는 다음과 같이 비확률적인 부분과 확률적인 부분으로 분해될 수 있다.

$$V_{ji} = S_{ji} + \varepsilon_{ji}$$

여기서 S_{ji}는 관측된 변수들의 함수이다.

그렇다면 i번째 개인이 j번째 패턴을 선택할 확률은 다음과 같다.

$$P_{ji} = \Pr[V_{ji} > V_{ki} \text{ for } k \neq j, k = 1 \cdots J]$$

$$P_{ji} = \Pr[S_{ji} - S_{ki} > \varepsilon_{ki} - \varepsilon_{ji} \text{ for } k \neq j, k = 1 \cdots J]$$

다항로짓모델은 위의 확률적인 부분이 독립적이고 동일한 Weibull 분포를 따라 교란항 간의 차이가 로짓분포를 따르게 된다고 가정한다.

이러한 가정하에서 X가 경제활동상태 이동패턴을 설명하는 독립변수일 때, 다음과 같은 식을 통하여 모델을 추정하게 된다.

$$P_{ji} = \frac{e^{\beta_j' X_i}}{\sum_{k=0}^{J} e^{\beta_k' X_i}}$$

경제활동상태 이동의 범주를 설정함에 있어서 범주 1은 5년간 주 36시간 이상 노동을 지속적으로 수행한 경우, 범주 2는 실업이나 노동시장 퇴출 없이 36시간 이상 노동과 36시간 미만 간을 이동하면서 지속적으로 노동한 경우, 범주 3은 노동시장 퇴출 없이 실업과 노동만을 이동하며 경제활동을 수행한 경우, 범주 4는 노동시장 퇴출을 한 번 이상 경험했으나 경제활동으로 다시 재진입한 경우, 범주 5는 5년 내내 비경제활동에 머무른 경우 등 5개의 범주로 나누어 다항로짓분석을 수행하였다. 기본 범주(base category)는 샘플크기가 가장 큰 범주로서 퇴출경험이 있으나 5년 내내 비경제활동에 머무르지는 않은 범주 4로 설정하였다.

또한 설명변수로는 가구주인지의 여부, 연령, 학력더미, 결혼 여부를 선택하였다.

<표 8>은 분석의 결과를 보여주는데, 결과를 요약하면 다음과 같다.

가구주인지의 여부와 비경제활동에만 머무른 경우를 제외한 범주에서 모두 양의 값을 가졌다. 즉, 비경제활동으로의 퇴출과 재진입을 경험한 경우에 대한 다른 범주들의 상대적 확률을 결정함에 있어 가구주인지의 여부는 비경제활동에 지속적으로 머무른 경우에 음의 영향을 미치는 반면, 다른 노동시장 상태에 대해서는 양의 영향을 미친다는 것이다.

연령변수는 가구주변수와 정확하게 반대의 방향을 보였다. 연령이 높을수록 비경제활동을 전혀 경험하지 않은 범주들의 상대적 확률이 낮았으며, 비경제활동에 머물 확률이 높게 나타났다.

남성더미변수와 유배우자 더미는 가구주 여부와 같은 방향을 나타냈으며, 대졸더미는 모든 범주에서 양의 값을 보여, 비경제활동으로 퇴출했다 재진입하는 인구그룹에 속할 확률에만 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 비경제활동에만 머무르는 범주의 경우 역시 대졸자 여부가 양의 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 그런데 저학력 더미의 경우에는 파트타임과 주 36시간 이상 노동만으로 이루어진 패턴에 대해서만 양의 계수를 가져 기본범주에 대한 여타 범주들의 상대적

〈표 8〉 Multinomial logit 결과

	범 주			
	1	2	3	5
가 구 주	1.7* (0.08)	1.3* (0.08)	1.7* (0.10)	-0.9* (0.09)
연 령	-0.1* (0.002)	-0.02* (0.002)	-0.1* 0.003	0.1* (0.002)
남 성	0.2* (0.07)	0.3* (0.08)	0.5* (0.09)	-0.8* (0.08)
대 졸 자	0.5* (0.06)	0.5* (0.07)	1.0* (0.07)	0.4* (0.08)
고졸 미만	-0.2* (0.05)	0.3* (0.06)	-0.2* (0.07)	-1.2* (0.06)
유배우자	0.9* (0.06)	0.8* (0.07)	0.5* (0.08)	-0.2* (0.08)
constant	-0.5* (0.09)	-2.2* (0.11)	-1.2* (0.12)	-3.8* (0.11)

확률에는 음의 영향을 끼치는 것으로 나타났다.

이러한 분석을 통해 한계노동력으로 분류되는 그룹 특성이 대체로 노동시장 퇴출에 양의 계수를 가지며, 실업에 대해서는 오히려 노동시장의 주요 활동범주와 같은 방향의 계수를 보이고 있다는 것을 파악할 수 있었다.

예를 들어, 여성그룹이나 저학력그룹의 경우 비경제활동이 포함된 범주를 선택할 상대적 확률이 높은 데 반해 실업이 포함된 범주를 선택할 확률은 오히려 낮았다. 이들 그룹의 경우 실업상태를 경험하는 것보다 노동시장 자체를 떠날 가능성이 높다. 반대로 고학력그룹의 경우는 비경제활동이 수반되는 범주를 선택할 확률이 낮았고, 실업이 포함된 범주와 아예 비경제활동에 머무를 확률이 높았다.

Ⅵ. 산업 간, 종사상지위 간 이동 현황

산업구조가 고도화되는 과정에서 산업·업종 간의 성장속도는 차이를 가지며, 이에 따라 고용을 창출하거나 인력을 퇴출시키는 정도 역시 큰 차이를 보인다. 앞에서는 경제활동과 비경제활동 간을, 그리고 경제활동 내에서도 주 36시간 이

상의 노동과 36시간 미만의 노동 간을 이동하는 정도를 살펴보았으나, 본장에서는 경제활동참가율과 노동시장 정착도가 차이나는 그룹들이 어떠한 경로로 산업과 종사상지위 간을 이동하고 있는지를 살펴보려 한다.

고령근로자의 경우 주 직장(career job)을 떠난 후 산업, 직업상의 이동을 통해 완전은퇴 전 직장(bridge job)을 구하는 것이 보편적인 통로이며, 이러한 경우 오랜 기간 근무했던 분야에 잔류하지 못함으로써 인적자원상의 손실이 발생한다는 것은 Ruhm(1990)에 의해 지적된 바 있다.

그런데 이러한 분야별 이동은 근로자들의 이동 가능성(mobility)의 정도를 보여주는 척도이기도 하기에 양면적인 의미를 갖는다. 시장에서의 교섭력의 정도나, 보유한 숙련의 성격에 따라 스스로가 원하는 산업으로 이동하는 것이 가능한 근로자도 존재할 것이며, 이렇다 할 숙련이나 능력이 없는 경우 종사했던 산업에서 퇴출되어 타 산업으로 부득이하게 이동하거나 비경제활동인구로 퇴출하는 경우 역시 존재할 것이다. 애초에 취업시 협소한 범위 내에 분포되는 인구그룹의 경우 다른 분야에서는 재취업의 기회조차 찾기 어려울 것이기 때문이다. 따라서 악화된다는 의미에서의 이동인지, 단지 수평적인 또는 상향의 이동인지를 판별하기 위해서는 소득이나 근로조건 등의 추가적인 정보가 필요할 것이다.

경제활동인구조사상에서는 주 직장을 판별할 수 있는 정도가 제약되어 있으며, 소득정보를 대응시켜 함께 고찰하는 것 역시 어렵기에, 이동이 이루어지는 산업 및 종사상지위와 근로자의 특성을 함께 고려하여 추측하는 것이 불가피하다는 것이 한계로 지적될 수 있다.

먼저 산업 간의 이동을 대략적으로 살펴보면, <표 9>는 각 산업에 속한 인구비중을 1998년 6월, 2000년 6월, 2002년 6월, 2002년 12월을 기준으로 비교하고 있다. 이를 통해 이 기간 동안의 대략의 추세를 확인할 수 있을 것이라 판단했다. 금융위기로 인해 최악의 경제상황이었던 1998년과 경기가 거의 회복된 시점이었던 2002년, 그리고 계절적인 변동이 반영될 2002년 12월의 비교를 통해 이 시기 산업비중의 변동을 살펴보았다. 주의할 점은 실업인구와 비경활인구를 포함한 인구 중의 각 산업종사인력의 비중을 나타냈기에, 고용인력만을 샘플로 한 비율과는 차이가 존재한다는 점이다. 전반적으로 실업이 감소하는 회복기였던 이 기간 동안 비경제활동인구의 비중은 오히려 증가했는데, 이는 주로 저학력과 고학력그룹에서 관찰되었다.

통상 산업구조의 고도화는 1차산업에서 제조업으로, 제조업에서 서비스산업으로의 인력이동을 수반한다고 간주되는데, <표 9>에서 큰 흐름으로 관찰할 수 있는 것은 농・임・어・광업의 인력비중

〈표 9〉 산업별 인력구성 변화(1998~2002년)

(단위: %)

산업구분	전 체				남성 20~54세				남성 65세 이상				여성 20~54세			
	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월
농업 · 임업 · 어업 · 광업	10.6	9.9	9.1	7.1	6.2	5.6	4.5	4.1	30.1	28.7	28.0	22.8	5.7	4.7	4.0	2.9
제조업	10.9	11.8	11.6	11.4	18.3	19.5	19.3	19.3	1.6	2.2	2.0	1.8	8.6	10.0	9.9	9.7
전기 · 가스 · 수도 · 건설업	5.2	5.2	5.3	5.3	11.4	11.5	11.7	12.0	1.0	1.4	1.7	1.7	1.1	1.1	1.2	1.1
도소매업 · 숙박 · 음식점업	16.8	17.3	17.0	16.9	19.0	19.3	18.0	18.2	4.0	5.0	5.8	5.6	20.2	21.3	22.3	21.9
운수업 · 통신업	3.6	3.6	3.8	3.9	7.8	7.9	8.4	8.6	0.8	0.9	1.2	1.2	0.9	1.0	1.1	1.1
금융 · 보험 · 부동산 · 사업서비스업	5.3	5.7	6.1	6.1	7.1	7.7	8.4	8.3	3.4	3.2	4.6	4.6	5.0	5.4	5.6	5.8
교육서비스업	3.5	3.5	3.6	3.8	3.3	3.3	3.2	3.3	0.6	0.5	0.5	0.5	5.0	5.3	6.0	6.3
기타서비스업	6.7	7.3	8.5	8.3	8.2	8.5	10.6	10.7	2.1	2.3	2.4	2.3	7.1	8.1	9.3	9.2
실 업	4.3	2.2	1.6	1.7	7.2	3.8	2.8	3.0	0.9	0.2	0.2	0.3	3.4	1.8	1.5	1.4
비경활	33.2	33.6	33.4	35.6	11.5	12.9	13.2	12.5	55.7	55.6	53.7	59.3	43.0	41.2	39.3	40.6
합 계(명)	63,069	63,172	61,556	60,140	22,971	22,509	21,342	20,724	2,679	3,004	3,424	3,364	24,574	24,217	22,968	22,359

<표 9>의 계속

(단위: %)

산업구분	여성 55~64세				여성 65세 이상				남성 고졸 미만				남성 대졸 이상			
	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월
농업 · 임업 · 어업 · 광업	27.6	24.7	21.1	13.8	17.9	19.3	18.7	12.4	26.7	24.8	23.4	20.1	1.8	2.0	1.7	1.7
제조업	4.6	5.2	5.4	5.5	1.2	1.4	1.9	1.8	9.8	11.0	10.6	10.3	16.3	16.1	16.0	16.0
전기 · 가스 · 수도 · 건설업	0.7	0.9	0.8	0.7	0.0	0.1	0.1	0.1	10.7	11.2	12.4	12.0	8.5	7.8	7.7	8.0
도소매업 · 숙박 · 음식점업	12.0	13.7	14.4	13.8	3.7	4.8	4.9	4.6	11.3	11.8	10.4	10.3	17.7	17.7	17.0	17.3
운수업 · 통신업	0.2	0.2	0.2	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	6.4	6.4	6.4	6.5	4.7	4.8	5.0	5.1
금융 · 보험 · 부동산 · 사업서비스업	2.7	2.9	3.9	3.7	0.3	0.6	0.8	0.6	3.1	3.2	3.9	4.1	13.5	13.9	15.2	14.9
교육서비스업	0.6	0.5	0.8	0.7	0.0	0.1	0.1	0.1	0.6	0.6	0.5	0.5	10.2	9.1	8.5	8.5
기타서비스업	4.6	6.4	6.9	6.4	1.5	2.2	2.0	1.6	4.0	4.3	5.0	4.8	12.7	12.9	14.7	14.8
실 업	1.0	0.4	0.3	0.4	0.1	0.0	0.0	0.0	5.7	2.6	1.4	1.5	5.8	3.4	2.7	3.1
비경활	46.0	45.2	46.3	54.7	75.2	71.6	71.7	78.8	21.6	24.2	26.0	29.8	8.9	12.3	11.5	10.8
합 계(명)	4,357	4,374	4,355	4,341	4,579	5,113	5,485	5,412	8,962	8,848	8,452	8,286	7,015	7,077	7,200	7,098

〈표 9〉의 계속

(단위: %)

산업구분	여성 고졸 미만				여성 고졸~대학 중퇴				여성 대졸 이상			
	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월
농업 · 임업 · 어업 · 광업	19.8	18.6	17.3	11.8	2.0	1.9	1.7	1.2	0.3	0.3	0.3	0.3
제조업	7.7	9.0	8.5	8.3	7.5	8.4	8.7	8.6	4.2	4.3	4.7	4.6
전기 · 가스 · 수도 · 건설업	0.8	0.8	0.8	0.8	1.1	0.9	0.9	0.9	1.1	1.4	1.4	1.4
도소매업 · 숙박 · 음식점업	15.6	16.1	15.9	15.4	19.9	21.8	23.4	23.5	12.7	13.0	13.1	12.5
운수업 · 통신업	0.2	0.3	0.3	0.3	1.0	1.0	1.1	1.1	1.4	1.7	1.7	1.6
금융 · 보험 · 부동산 · 사업서비스업	1.9	2.1	2.5	2.5	5.9	5.7	5.4	5.5	6.3	8.0	8.4	8.5
교육서비스업	0.4	0.4	0.5	0.5	1.9	2.2	2.5	2.6	20.0	19.6	19.3	20.1
기타서비스업	4.2	5.4	5.4	5.0	6.4	6.9	8.5	8.2	11.0	12.2	13.0	13.2
실 업	1.7	0.8	0.4	0.5	3.2	1.8	1.4	1.4	4.2	2.2	2.2	1.9
비경활	47.6	46.6	48.4	55.0	51.2	49.6	46.4	47.0	38.7	37.3	35.8	36.0
합 계(명)	15,865	15,901	15,120	14,868	12,974	12,808	12,392	12,012	4,671	4,995	5,296	5,232

이 감소하고, 제조업, 전기·가스·수도·건설업의 비중에는 별반 변화가 없었다는 점이다. 제조업의 경우 1998년과 2002년 사이에 인력비율이 별반 변하지 않았고, 오히려 소폭 증가한 것으로 나타났다. 서비스업이 고용에서 차지하는 비중의 변화는 각 세부 산업 간에 큰 차이가 존재하는데, 도소매·숙박·음식점업, 운수업·통신업의 비중은 변화가 거의 없는 반면, 금융·보험·부동산·사업서비스업, 기타서비스업의 비중은 증가했다.

또한 전체 고용에 있어 각 산업이 차지하는 비중이 변화하는 정도는 개별 인구그룹에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 도소매·숙박·음식점업과 금융·보험·부동산·사업서비스업은 남성고령인구에서 비중이 증가했으며, 남성 저학력그룹의 경우 금융·보험·부동산·사업서비스업, 교육서비스업, 기타서비스업의 비중이 작은 가운데, 기타서비스업과 비경활인구의 비중이 증가한 반면, 도소매·숙박·음식점업의 비중은 감소했다. 이때 비경제활동인구의 경우 계절적 변동의 폭이 큰 것으로 나타났다. 고학력그룹은 금융·보험·부동산·사업서비스업과 기타서비스업이 약간 상승했으나 교육서비스업의 비중은 감소했고, 비경제활동인구 역시 약간 증가했다.

여성그룹에서는 도소매·숙박·음식점업과 교육서비스업의 비중이 큰 것이 특징이나 세부 그룹에 따라 증감의 방향은 상당한 차이를 보였다. 예를 들어, 55~64세 그룹에서는 1차산업의 비중이 컸으나 크게 감소했고, 도소매·숙박·음식점업과 기타서비스업의 비중은 증가한 것이 두드러졌다. 여성 저학력그룹은 주로 제조업과 도소매·숙박·음식점업에 인력이 집중되어 여타 서비스업에의 종사비중은 미미했고, 별다른 비중변화 없이 기타서비스업과 비경제활동인구의 비중이 증가한 것이 눈에 띄었으나 이 또한 계절적 변동폭이 큰 것으로 관찰되었다. 여성중간학력그룹은 비경제활동인구 비중이 감소하는 가운데, 도소매·숙박·음식점업의 비중이 크게 증가했고 기타서비스업의 비중 역시 증가했다. 반대로 여성 고학력그룹에서는 다른 그룹들과 달리 도소매·숙박·음식점업의 비중이 별다른 변화를 보이지 않은 반면, 금융·보험·부동산·사업서비스업과 기타서비스업의 비중이 상승한 것으로 나타났다.

종합적으로 여성그룹은 1차산업이 감소하고, 제조업과 서비스업이 증가하는 흐름이 남성에 비해 현저하게 나타났다. 남성의 경우 제조업의 비중은 거의 변화가 없었으며, 서비스업에 있어서도 금융·보험·부동산·사업서비스업과 기타서비스업을 제외한 산업에서는 인력비중의 증가가 나타나지 않았다.

또한 이 시기에는 김대일(2000b)에서

관찰되었던, 경제위기 직후 농수산업, 도소매·숙박·음식점업의 순고용 증가와 제조업의 고용감소가 상당히 잦아들어, 산업별 고용비중이 변화한 양태를 나타내고 있는 것으로 보인다.

여기서 주목되는 또 하나의 현상은 계절적 변동분이다. 고령인구와 저학력인구에서는 두드러지게 농·임·어·광업 종사의 계절적 차이가 나타나고 있기에 조사시점에 따라 경제활동성 전반에 있어서와 인구그룹별 격차에 있어서 상당한 차이가 예상된다.

<표 10>은 종사상지위상의 인력구성이 이 시기에 변화한 상황을 그룹별로 보여주고 있다. 전체적으로 임시·일용근로자는 크게 증가한 반면, 무급가족종사자와 상용근로자는 감소했으며, 다른 종사상지위의 인력비중은 그다지 변화하지 않았다.

이를 세부 그룹별로 살펴보면, 이 시기 각 범주의 비중 변화가 그룹에 따라 상이하게 나타나는 것을 관찰할 수 있다. 임시·일용근로자의 비중이 증가하는 것은 전 그룹에서 공통적으로 진행되었으나 상용근로자의 비중은 남성그룹에서 소폭 감소한 반면, 여성그룹에서는 중간학력그룹과 65세 이상 고령그룹을 제외하고는 약간 증가하여 대조적인 현상을 나타냈다. 또한 여성그룹의 경우 고령그룹과 중간학력그룹에서 자영자 비중의 증가가 두드러지는 반면, 남성그룹에서는 자영자비중의 별다른 변화가 나타나지 않았고, 남성 저학력그룹에서는 오히려 자영자비중이 감소했다. 저학력여성그룹과 고령여성의 경우 무급가족노동의 비중이 상당히 감소한 것 역시 두드러졌으며, 대졸여성그룹과 여성 20~54세 그룹에서는 상용근로자의 비중이 증가한 것으로 나타났다.

요약하자면, 주 노동자그룹으로 분류되는 남성 20~54세 그룹의 경우에는 임시·일용노동이 증가한 것 외의 뚜렷한 구성 변화가 눈에 띄지 않으나, 한계노동자그룹의 경우 여성고령그룹의 자영자 증가, 남성 저학력그룹의 자영자 감소 등 상이한 움직임이 동시에 진행되었다. 여성그룹 중에서도 상대적으로 취업기회가 많은 고학력그룹과 20~54세 그룹에서는 상용근로자의 비중이 늘어난 것으로 나타났다. 이는 전반적인 임시·일용노동자의 증가 추세 속에서 일부그룹의 자영자로의 이동, 상용근로자의 증가 등이 국지적으로 진행되었음을 보여준다.

<표 9>와 <표 10>은 1998년과 2002년 사이의 여러 시점들에서 각 산업과 종사상지위가 인력구조에서 차지하는 비중이 변화한 상태를 보여주고 있으나, 인력이 이동한 처음과 끝의 상태를 나타낼 뿐, 어떠한 이동을 통해 현재의 인력구조로 귀결되었는지를 파악하기는 어렵다. 예를 들어, 기타서비스업과 임시·일용근로자의 비중이 크게 늘었으나, 이들 노동

〈표 10〉 종사상지위상 인력구성 변화(1998~2002년)

(단위: %)

종사상지위 구분	전 체				남성 20~54세				남성 65세 이상				여성 20~54세			
	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월
상용근로자	19.6	18.3	18.6	18.6	36.7	35.0	35.0	35.4	2.1	1.9	2.0	1.8	12.3	12.2	13.7	13.7
임시, 일용근로자	16.4	19.9	20.5	20.2	17.2	20.8	21.7	21.7	5.2	6.7	7.4	7.1	19.9	24.2	25.6	25.4
고용주	4.0	4.1	4.4	4.3	8.0	8.1	8.6	8.6	1.4	1.7	2.0	1.8	1.8	1.8	2.1	2.0
자영자	14.6	14.9	15.0	14.2	17.6	17.6	17.4	17.5	32.1	31.8	33.0	28.0	7.6	8.0	8.0	7.9
무급가족종사자	7.8	7.1	6.5	5.4	1.7	1.7	1.3	1.3	2.7	2.2	1.7	1.7	11.9	10.8	9.9	9.0
실 업	4.3	2.2	1.6	1.7	7.2	3.8	2.8	3.0	0.9	0.2	0.2	0.3	3.4	1.8	1.5	1.4
비경활	33.2	33.6	33.4	35.6	11.5	12.9	13.2	12.5	55.7	55.6	53.7	59.3	43.0	41.2	39.3	40.6
합 계(명)	63,069	63,172	61,556	60,140	22,971	22,509	21,342	20,724	2,679	3,004	3,424	3,364	24,574	24,217	22,968	22,359

<표 10>의 계속

(단위: %)

종사상지위 구분	여성 55~64세				여성 65세 이상				남성 고졸 미만				남성 대졸 이상			
	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월
상용근로자	2.1	1.9	2.6	2.4	0.2	0.3	0.1	0.1	12.1	10.7	10.1	9.9	56.7	51.9	52.2	51.8
임시, 일용근로자	14.4	17.9	18.2	17.4	4.6	6.9	6.6	5.5	18.8	21.8	22.5	22.1	7.8	10.9	11.6	11.6
고용주	0.8	1.0	1.4	1.2	0.1	0.2	0.2	0.2	3.3	3.8	3.6	3.4	11.5	10.7	11.1	11.6
자영자	12.9	13.8	13.9	11.8	8.6	10.6	11.3	9.0	36.8	35.1	34.8	31.9	8.5	9.7	9.9	10.1
무급가족종사자	22.9	19.9	17.5	12.1	11.3	10.5	10.2	6.3	1.8	1.8	1.7	1.5	0.9	1.1	1.0	1.1
실 업	1.0	0.4	0.3	0.4	0.1	0.0	0.0	0.0	5.7	2.6	1.4	1.5	5.8	3.4	2.7	3.1
비경활	46.0	45.2	46.3	54.7	75.2	71.6	71.7	78.8	21.6	24.2	26.0	29.8	8.9	12.3	11.5	10.8
합 계(명)	4,357	4,374	4,355	4,341	4,579	5,113	5,485	5,412	8,962	8,848	8,452	8,286	7,015	7,077	7,200	7,098

<표 10>의 계속

(단위: %)

종사상지위 구분	여성 고졸 미만				여성 고졸~대학 중퇴				여성 대졸 이상			
	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월	1998년 6월	2000년 6월	2002년 6월	2002년 12월
상용근로자	2.8	3.2	3.3	3.2	10.5	8.8	9.5	9.5	28.5	28.4	29.9	29.7
임시, 일용근로자	16.0	19.2	19.0	17.9	18.6	22.6	24.7	24.5	16.7	20.9	21.0	21.5
고용주	0.9	1.0	1.0	0.9	1.7	1.8	2.3	2.2	2.6	2.1	2.3	2.1
자영자	11.5	12.5	12.5	11.0	5.8	6.6	7.1	7.1	5.4	5.2	5.4	5.4
무급가족종사자	19.5	16.8	15.3	11.5	9.0	9.0	8.7	8.3	4.1	3.9	3.4	3.4
실 업	1.7	0.8	0.4	0.5	3.2	1.8	1.4	1.4	4.2	2.2	2.2	1.9
비경활	47.6	46.6	48.4	55.0	51.2	49.6	46.4	47.0	38.7	37.3	35.8	36.0
합 계(명)	15,865	15,901	15,120	14,868	12,974	12,808	12,392	12,012	4,671	4,995	5,296	5,232

력이 어떤 산업이나 지위로부터 이동한 인력인지가 나타나 있지 않으며, 인구그룹들은 이러한 움직임에서 어떠한 차이를 보이고 있는지도 파악하기 어렵다. 또한 이러한 비중변화의 이면에 서로 상쇄되는 양 방향의 움직임이 빈번히 있었는지의 여부 역시 파악할 수 없기에 노동시장 정착도가 낮은 그룹의 인구들이 주로 어떠한 이동경로 내지는 퇴출경로를 따르는지를 이해하기 어렵다는 난점이 존재한다.

이 점을 해결하기 위해 <표 11>과 <표 12>에서는 55개월간 샘플에 남았던 모든 근로자들이 행했던 이동경로를 추적하여 집계하였다. 즉, 이들이 산업 간, 종사상 지위 간에 이동한 모든 경우를 기록하여, 이 중 전체 움직임의 3%를 초과하는 비중의 움직임을 표에 기입하였다. 개별 그룹에 대해 3%를 넘는 이동들을 모두 취합했기에, 표에 포함된 일부의 움직임은 어떤 그룹들에게는 미미한 비중을 가질 수도 있다는 점을 밝혀둔다. 이 작업을 통해 전체적으로 근로자들이 어떠한 이동경로를 따르는지, 어떤 상태변화들이 서로 상쇄되어 비중변화에 반영되지 않는지, 이러한 움직임들이 인구그룹에 따라 어떤 차이를 보이는지, 한계노동자그룹이 주로 겪게 되는 이동의 종류는 무엇인지 등을 파악할 수 있었다.

<표 11>에 따르면 이 시기 전체인구가 경험한 산업 간 이동 중 가장 빈번했던 것은 농・임・어・광업과 비경활의 양 방향 이동과 도소매・숙박・음식점업과 비경활 간의 양 방향 이동이었다. 이 두 가지의 이동이 전체 이동의 24%를 차지했는데, 양 방향으로 모두 활발하게 일어났기에 이동의 빈도가 종사인구의 변화로 귀결되지는 않았다. 또한 이러한 이동은 앞의 <표 9>에서 관찰된 계절적 변동의 상당분을 설명해주는 것으로서 고령인구그룹과 저학력그룹의 경우 농・임・어・광업과 비경활 간의 이동이 계절적 변동으로 이어지는 경로를 보여주고 있다.

주 노동자그룹으로서 벤치마크 대상이 될 수 있는 남성 20~54세 그룹의 경우 비경활에서 전기・가스・수도・건설업으로, 전기・가스・수도・건설업에서 실업으로의 이동이 빈번한 것이 특징적이었다. 이와 달리 남성 고령그룹은 농・임・어・광업과 비경활 간의 양 방향 이동 외의 다른 움직임은 거의 찾을 수 없었고, 남성 저학력그룹의 경우에는 농・임・어・광업과 실업, 비경활 세 개의 범주 간의 이동으로 요약될 수 있었다.

여성의 경우에는 비경활이 연루되는 움직임의 빈도가 높다는 것이 특징이었다. 20~54세 그룹은 도소매・숙박・음식점업과 비경활, 기타서비스업과 비경활 간의 움직임이 크게 나타났고, 55~64세 그룹은 기타서비스와 비경활 간의 이동, 고령그룹은 도소매・숙박・음식점과 비경활 간, 제조업과 비경활 간의 움직임이

〈표 11〉 산업 간 이동(1998~2002년)

(단위: %)

	전 체	남성 20~54세	남성 65세 이상	여성 20~54세	여성 55~64세	여성 65세 이상
농 → 비	12.9	4.3	34.0	8.6	28.1	37.2
비 → 농	11.2	3.9	28.3	7.7	24.4	31.0
도 → 비	5.7	2.8	2.0	9.1	4.6	3.9
비 → 도	5.5	2.8	1.7	8.9	4.2	3.4
제 → 비	4.8	2.6	2.5	7.7	3.3	3.7
비 → 제	4.6	2.3	2.2	7.8	2.8	3.8
비 → 실	3.9	5.4	0.7	4.6	1.1	0.3
실 → 비	3.2	4.3	0.9	3.6	1.2	0.3
전 → 비	3.2	7.2	2.5	0.9	0.9	0.5
비 → 전	2.9	6.4	2.4	0.9	0.8	0.5
기 → 비	2.9	1.4	2.6	3.6	3.4	2.5
비 → 기	2.8	1.2	2.6	3.8	3.5	2.3
금 → 교		0.1	0.0	0.1		
교 → 금		0.1	0.0	0.1	0.0	
실 → 전	1.7	5.0	0.3	0.3	0.1	
비 → 금	1.4	0.9	0.9	1.9	0.9	0.1
전 → 실	1.5	4.4	0.5	0.2	0.1	
농 → 전	1.2	2.3	1.7	0.2	0.7	0.2
기 → 금		0.4	0.1	0.3	0.1	0.1
전 → 농	1.1	1.9	1.6	0.2	0.6	0.2
금 → 기		0.3	0.0	0.3	0.1	0.0
교 → 비	1.0	0.5	0.6	1.6	0.2	0.1
비 → 교	0.9	0.4	0.5	1.8	0.2	0.1
합 계	72.4	60.9	88.6	74.2	81.3	90.2
총이동횟수	65,748	17,806	2,392	27,423	8,108	3,492

〈표 11〉의 계속

(단위: %)

	남성 고졸 미만	남성 대졸 이상	여성 고졸 미만	여성 고졸~대학 중퇴	여성 대졸 이상
농 → 비	14.3	3.9	21.6	3.8	1.2
비 → 농	12.3	3.2	18.8	3.7	1.0
도 → 비	2.0	3.3	6.2	10.9	7.5
비 → 도	1.9	2.9	5.8	11.1	7.2
제 → 비	2.1	2.0	5.9	8.0	3.8
비 → 제	1.9	1.9	5.7	8.3	4.1
비 → 실	2.7	6.8	1.9	6.4	7.4
실 → 비	2.6	5.7	1.7	4.6	6.1
전 → 비	7.8	2.6	1.1	0.5	0.6
비 → 전	6.8	2.1	1.1	0.6	0.4
기 → 비	1.8	3.0	3.1	3.9	5.1
비 → 기	1.7	2.1	3.2	4.1	5.6
금 → 교	0.0	0.4	0.0	0.1	0.4
교 → 금	0.0	0.4	0.0	0.1	0.3
실 → 전	4.4	2.7	0.2	0.2	0.3
비 → 금	0.7	1.6	0.9	0.6	4.0
전 → 실	4.2	2.3	0.1	0.2	0.2
농 → 전	4.1	0.5	0.5	0.0	
기 → 금	0.2	0.7	0.2	0.3	0.6
전 → 농	3.5	0.4	0.4	0.0	
금 → 기	0.2	0.6	0.2	0.2	0.5
교 → 비	0.1	3.4	0.2	2.1	6.9
비 → 교	0.1	2.0	0.2	2.5	7.0
합 계	75.4	54.5	79.0	72.2	70.2
총이동횟수	13,698	2,842	25,810	11,684	2,159

주: 약자가 의미하는 바는 농(농・임・어・광업), 비(비경제활동), 도(도소매・숙박・음식점업), 제(제조업), 실(실업), 전(전기・가스・수도・건설업), 기(기타서비스), 금(금융・보험・부동산・사업서비스업), 교(교육서비스업)임.

〈표 12〉 종사상지위 간 이동(1998~2002년)

(단위: %)

	전 체	남성 20~54세	남성 65세 이상	여성 20~54세	여성 55~64세	여성 65세 이상
임 → 비	13.6	9.3	9.0	17.8	12.0	13.7
비 → 임	13.6	8.8	8.3	18.5	11.6	13.2
자 → 비	7.4	5.8	33.4	3.8	6.7	13.9
무 → 비	7.0	0.6	0.6	8.4	19.4	17.7
비 → 자	6.6	5.3	27.5	3.7	6.1	10.9
비 → 무	6.1	0.6	0.8	7.6	16.3	14.5
실 → 임	5.1	9.0	0.8	4.6	1.2	0.2
임 → 실	4.0	7.1	0.9	3.4	1.1	0.1
비 → 실	3.8	5.1	0.7	4.5	1.1	0.3
자 → 임	3.5	4.5	4.7	2.1	3.6	3.1
임 → 자	3.3	4.1	4.6	2.1	3.4	3.7
실 → 비	3.1	4.1	0.9	3.5	1.1	0.3
임 → 상	2.8	4.5	0.8	3.0	0.5	0.1
상 → 임	2.1	3.2	0.7	2.2	0.6	0.1
상 → 비	1.7	2.2	0.8	1.4	0.4	0.1
무 → 임	1.6	0.5	0.1	2.0	4.1	2.3
임 → 무	1.5	0.4	0.1	1.8	4.1	1.9
자 → 고	1.3	3.3	0.7	0.5	0.1	0.2
고 → 자	1.2	3.1	0.7	0.4	0.2	0.2
합 계	89.3	81.5	96.1	91.3	93.6	96.5
총이동횟수	68,493	18,871	2,397	28,450	8,503	3,590

〈표 12〉의 계속

(단위: %)

	남성 고졸 미만	남성 대졸 이상	여성 고졸 미만	여성 고졸~ 대학 중퇴	여성 대졸 이상
임 → 비	11.9	9.8	14.8	19.4	16.1
비 → 임	10.9	9.3	14.7	20.5	16.8
자 → 비	14.8	10.4	6.5	3.1	3.1
무 → 비	0.4	0.5	14.8	5.9	3.6
비 → 자	12.9	9.1	5.7	3.2	3.0
비 → 무	0.3	0.5	12.5	5.7	3.9
실 → 임	7.2	7.4	2.5	5.0	6.2
임 → 실	6.3	5.9	2.1	3.5	4.3
비 → 실	2.7	4.4	1.8	6.2	7.1
자 → 임	6.9	4.9	3.0	1.7	1.4
임 → 자	6.4	4.6	2.9	1.7	1.7
실 → 비	2.6	3.6	1.6	4.5	5.8
임 → 상	2.2	3.6	1.3	3.4	5.7
상 → 임	1.7	2.7	1.0	2.5	5.3
상 → 비	1.2	2.5	0.6	1.7	3.6
무 → 임	0.2	0.4	3.3	0.9	0.6
임 → 무	0.2	0.3	3.0	1.0	0.4
자 → 고	1.5	2.6	0.3	0.7	0.6
고 → 자	1.5	2.5	0.3	0.5	0.3
합 계	91.8	85.0	92.7	91.1	89.5
총이동횟수	13,755	3,179	26,235	12,053	2,255

주: 약자가 의미하는 바는 임(임시・일용근로자), 비(비경제활동), 자(자영자), 무(무급가족종사자), 실(실업), 상(상용근로자), 고(고용주)임.

두드러졌다. 여성 저학력그룹의 경우 비경활과 기타서비스 간의 이동이 두드러졌고, 중간학력은 도소매·숙박·음식점업과 비경활 간의 이동, 비경활과 기타서비스 간의 이동이 두드러졌다. 여성그룹으로서는 유일하게 고학력그룹에서 실업이 연루된 움직임이 빈번해지는데, 비경활에서 실업으로, 비경활과 교육서비스 간, 비경활과 기타서비스 간, 비경활과 금융·보험·부동산·사업서비스업 간의 움직임의 빈도가 높았다.

앞에서 언급한 바와 같이 각 그룹의 움직임은 대부분 반대방향으로의 움직임들과 근사한 비중으로 진행되고 있어 동일그룹 내의 구성원들의 경우 취업기회나 퇴출경로가 일정한 부문에 집중되고 있으며, 이러한 집중 양상은 그룹별로 큰 차이를 보이고 있다. 주 노동력그룹과 구별되는 남성고령그룹과 남성 고학력그룹의 경우 대부분의 움직임이 농·임·어·광업과 실업, 비경활에 한정되어 진행되며, 여성그룹은 비경활과 연관된 움직임이 많다는 것이 공통된 특징이나, 기타서비스, 도소매·숙박·음식점업의 빈번한 취업과 퇴출, 고령여성의 제조업 이동 등이 눈에 띄었다. 또한 앞에서의 비중 변화에서와 마찬가지로 여성 고학력그룹의 경우 다른 여성그룹과는 달리 실업을 경험하는 빈도가 높게 나타났다. <표 12>에 나타난 개별 그룹의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 우선 남성 20~54세 그룹에서는 임시·일용근로자와 비경활간의 이동이 적은 것이 특징적이었고, 여성 20~54세 인구는 전체 인구그룹의 움직임과 매우 근사한 경로와 빈도를 나타냈다. 이에 비해 남성 고령그룹의 종사상지위 이동은 자영자와 비경활 간, 임시·일용과 비경활 간, 자영자와 임시·일용근로자 간 등 삼각형의 경로만으로 구성되었다. 여성 고령그룹의 경우에는 남성고령그룹의 이동종류에 무급가족노동과 비경활 간 이동이 추가되었다. 여성 55~64세 그룹은 자영자가 연루되는 움직임이 상대적으로 작았고, 무급가족노동과 비경활 간, 임시·일용노동과 무급가족노동 간의 움직임이 큰 것이 특징으로 관찰되었다.

학력별 구분에서는 남성 고학력그룹의 경우 비경활에서 실업으로의 이동, 상용직에서 비경활로의 이동 빈도가 높았으며, 비경활에서 임시·일용직으로의 이동은 상대적으로 작았다. 다른 인구그룹에 비해 상용노동이 연루되는 이동의 빈도가 높다는 것이 남성 고학력그룹의 특징이었는데, 한계노동자그룹의 경우 나타나지 않는 현상이었다. 여성 저학력그룹의 경우에는 무급가족노동과 비경활 간, 비경활에서 임시·일용직으로의 움직임 빈도가 높았고, 여성 중간학력그룹은 임시·일용과 비경활 간의 움직임과 비경활에서 실업으로의 움직임 빈도가 높아 구직이 활발해진 것을 나타냈다. 고

학력여성의 경우 실업이 연루된 움직임이 빈번한 것이 특징이었다. 비경활과 임시·일용 간의 이동 빈도도 높았으나, 실업에서 임시·일용, 실업에서 비경활로, 임시·일용과 상용근로자 간 이동 등 노동시장 정착도 면에서 다른 여성그룹과는 차이를 보였다.

Ⅶ. 결 론

한계노동력그룹에 대한 관심은 고령화의 진전 및 복지욕구의 증가와 맥을 같이 한다. 경제활동에 종사하는 인구에게 부담을 지울 수 있는 비경제활동인구 중 일하는 인구로 끌어낼 수 있는 부분을 최대한 활용하여 이들의 삶의 질을 고양하는 한편으로, 다양한 그룹을 경제활동에 참가시켜 사회통합의 목표에도 근접할 수 있기 때문이다.

그런데 이를 위해서는 이질적인 인구그룹들로 이루어진 한계노동력의 성격을 파악하는 것이 무엇보다 중요하다. 예를 들어, 개별 인구그룹의 경제활동수준이 다르고, 비경제활동인구로 퇴출하거나 노동시장으로 재진입하려는 성향에도 차이가 있다면, 이들에게 맞는 정책수단을 고안하고 적용하여, 이들을 경제활동으로 끌어내고, 근로활동을 계속적으로 영위하는 데 제약이 되는 장벽들을 낮추어야 하기 때문이다. 또한 산업구조의 변화에 이들 그룹이 반응하는 방향과 정도를 파악하는 것 역시 이들이 주로 향하는 부문과 인력수요가 존재하는 부문을 확인하여 대처하기 위해 중요한 의미를 갖는다.

본문의 분석에 따르면, 경제위기 이후 전반적인 실업률이 감소한 시기에 있어 실업률이 감소하는 정도에도 그룹별로 차이가 존재하여 남성그룹이나 저연령그룹의 감소폭이 큰 것으로 나타났고, 이와 함께 진행된 경제활동참가율의 변화 역시 그룹 간의 차이가 큰 것으로 나타났다. 고령을 제외한 남성그룹의 경우 오히려 경제활동참가율이 감소했으며, 55~64세 연령그룹을 제외한 여성그룹은 상당한 폭으로 경제활동참가율이 증가했다. 따라서 통상적으로 가정되는 실업과 경제활동참가율의 역의 상관관계는 그룹에 따라 실현 여부가 갈리는 것으로 나타났다.

이러한 관찰결과는 실업에 있어서나 경제활동참가율에 있어서나 경기변화에 대한 반응도가 인구그룹에 따라 상이한 것을 의미하는데, 인구그룹의 비활동성(inactivity)에 있어서도 유사한 결과가 나타났다. 미취업상태가 비경제활동상태에서 벗어나는 이동성(turnover)과 지속기간을 관찰해본 결과 전반적인 고용수준이 낮은 한계그룹에 있어 이동성이 낮고 지속기간이 길어 비활동성이 더 큰 것으로

나타났다. 전반적인 수준을 OECD 국가와 비교해 보면 우리나라는 비활동성의 수준이 유럽보다는 덜한 것으로 나타났다.

따라서 비경제활동인구를 비활동성 함정(inactivity trap)으로부터 벗어나게 하기 위해, 한계소득세 감소나 근로연계수당의 도입, 미취업상태의 수당제한 등 근로유인 증대를 주로 고심하는 유럽의 경우에 비해 우리나라는 이러한 수단의 시급성은 크지 않은 것으로 판단된다. 반면 일자리를 구한 사람이 다시 미취업상태로 이동하는 데 걸리는 시간이 유럽이나 미국에 비해 현저히 짧다는 것은 정책수단의 초점이 달라야 한다는 것을 의미한다.

즉, 대부분의 사람들이 근로유인을 갖고 있으나, 이들이 노동시장에 오래 머무르지 못하고 퇴출하고 있다면, 이들의 근로생활에 제약이 되는 구체적인 요인들을 그룹별로 찾아내어 완화시키는 것이 중요할 것이다. 여성근로자의 경우 퇴직의 주요 원인으로 꼽히는 가사와 육아부담을 완화할 장치에 대한 사회적 차원에서의 고민이 필요하며, 고령근로자의 경우 고용이나 직업훈련관행, 사용자의 인력관리정책 등에도 이들을 활용할 수 있도록 수정과 변용이 필요하다.

특히 다항로짓 분석에서 나타난 경제활동상태 변화의 그룹별 차이에서 보였듯이 여성이나 저학력인구가 퇴직시 실업상태로 이동하려 하지 않으면서 비경제활동인구로 쉽게 빠져나가는 반면, 고학력인구는 실업에 머무르는 현상은 실업대책과 경제활동 증진책이 보완적으로 수행되어야 하는 동시에 대상이 되는 그룹을 분명히 파악하여 차별적인 수단을 이용해야 할 필요성을 보여준다.

또한 중요하게 고려되어야 하는 점은 인구구조의 변화, 기술의 변화, 산업구조의 변화 등이 진행되고 있는 상황에서 이들 한계노동력이 주로 어디에서 배출되고 있으며, 어디로 귀속되고 있는지에 대해 파악해야 한다는 것이다. 이를 위해서는 전반적인 인력의 이동상황을 파악한 후 이와는 차별되는 한계노동력의 특성을 추출하는 것이 필요하다.

앞에서 살펴본 산업 간, 종사상지위 간의 인력이동 상황은 전반적으로 1차산업의 축소와 서비스업의 확대, 임시·일용근로자의 증가 등으로 특징지을 수 있을 것이나 이러한 흐름이 각 그룹에서 시현되는 방식은 매우 다양하게 나타났다. 상용근로자로의 진입이 제한되며, 비경활상태로 빈번하게 퇴출하는 등 동태적인 경제의 조정과정에서 한계노동력그룹이 배제되는 부분이 존재하며, 동시에 이들 그룹은 완충부분으로서의 역할을 중요하게 담당하고 있는 것으로 판단된다. 따라서 한계노동력의 노동시장 내 상대적인 위치를 평가함에 있어 전반적인 경제구조 변화 역시 심층적으로 분석되어야 할 것이다. 또한 대부분의 한계노동력그룹은 실업이라는 범주를 거치지 않고 노동

시장에서 퇴출하거나 진입하는 것으로 나타나 이들에 대한 노동시장정책은 실업정책과 구분되는 경제활동참가제고책이 필요할 것으로 판단된다.

또한 경제전반의 완충역할에 있어서 상당한 비중을 차지하고 있는 것은 농·임·어·광업과 비경활인구 간의 이동으로서 계절적 변동을 야기하고 있는데, 이러한 부분은 조사시점에 따라 큰 차이를 초래하게 될 것이기에 경제활동성 수준을 가늠함에 있어 계절적 변동분을 필수적으로 점검해야 할 필요성을 말해준다. 동시에 산업구조적 특성에 의해 이러한 현상이 나타나고 있다는 점을 고려하면, 국가 간의 경제활동성 비교에 있어서도 농·임·어·광업, 건설업 등 산업별 비중의 차이를 인구그룹 간 차이와 함께 연동하여 고찰하는 과정이 크게 요구될 것이다.

이러한 관찰과 분석의 결과를 일관된 형태로 간단히 요약하고 정책적 함의를 추출하는 것은 어려운 작업일 것이나, 본고는 경제활동참가를 제고하는 정책의 필요성이 증대되는 상황에서 우선적인 정책대상이 될 한계노동력그룹의 다양한 면을 상세히 고찰하여 주 노동력그룹과의 차이를 파악하고 전반적 노동시장에 관한 진단과 비교하는 것을 목표로 하였다. 향후 한계노동력그룹의 잠재적 노동공급능력을 최대한 묶어내고, 이를 통해 재정부담의 완화와 사회통합에 기여하기 위해서는 경제의 전반적인 구조조정과 고도화에 따르는 인력수급 전망과 함께, 그 속에서 개별 인구그룹의 특성을 반영한 한계노동력 경제활동제고정책이 보다 심층적으로 연구되고 고안되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

김대일, 「경제위기 이후의 고용창출 유형분석」, 유경준(편저), 「고용창출에 관한 연구」, 비봉출판사, 2000a.

_____, 「경제위기와 실업의 동태적 변화」, 유경준(편저), 「고용창출에 관한 연구」, 비봉출판사, 2000b.

_____, 「한계적 경제활동 참가자와 실업」, 한국금융연구원 정례세미나 '한국경제의 분석패널' 발표자료, 2000c.

앤 올로프(Ann Orloff), 「젠더와 시민의 사회적 권리: 젠더 관계와 복지국가에 대한 비교 분석」, 「복지국가와 여성정책」, 한국여성정책연구회, 2000.

유경준, 「중장기 인력수급 전망(2000～2010)」, 유경준(편저), 「고용창출에 관한 연구」, 비봉출판사, 2000.

통계청, 「경제활동인구연보」, 2002.

Ben-Porath, Yoram, "Labor-Force Participation Rates and the Supply of Labor," *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, May-Jun. 1973.

Blau, David M., "Labor Force Dynamics of Older Men," *Eonometrica*, Vol. 62, No. 1, Jan. 1994.

Burtless, G. and R. Moffitt, "The Joint Choice of Retirement Age and Posretirement Hours of Work," *Journal of Labor Economics* 3, Apr. 1985.

Cain, Glen G., "Unemployment and the Labor-Force Participation of Secondary Workers," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 20, No. 2, Jan. 1967.

Fuchs, Victor R., "Self-Employment and Labor Force Participation of Older Males," *The Journal of Human Resources*, Vol. 17, No. 3, Summer 1982.

Goldin, Claudia, "Life-Cycle Lobor-Force Participation of Married Women: Historical Evidence and Implications," *Journal of Labor Economics*, Vol. 7, No. 1, Jan. 1989.

OECD, *OECD Employment Outlook*, 2003.

Royalty, Anne Beeson, "Job-to-Job and Job-to-Nonemployment Turnover by Gender and Education Level," *Journal of Labor Economics*, Vol. 16, No. 2, Apr. 1998.

Ruhm, C., "Bridge Jobs and Partial Retirement," *Journal of Labor Economics* 8, Oct. 1990.

韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

시장경쟁과 기업의 내부 효율성

조 성 빈
(한국개별연구원 연구위원)

Product Market Competition and Internal Efficiency of the Firm

Sungbin Cho
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 시장경쟁(Product Market Competition), 산출효과(Output Effect), 노력대체효과(Effort Substitution Effect), 경영자의 유인(Managerial Incentives), 내부효율성(Internal Efficiency)
• JEL 코드: D21, D43, L22
• 논문투고일: 2005. 4. 6 • 심사완료일: 2005. 5. 31

ABSTRACT

This paper analyzes a mechanism through which product market competition affects allocation of the managerial efforts. There are two types of firms, incumbents and entrants. Each incumbent firm delegates its control to a manager and cannot observe the manager's total effort. The managers of incumbent firms allocate their effort to two different activities: cost reduction (productive effort) and rent protection (unproductive effort). An increase in competition, measured by the number of incumbent firms, has two effects: an "output effect" which decreases the managerial incentive for productive effort, and an "effort substitution effect" that makes managers exert more productive effort and less unproductive effort. This paper identifies the conditions under which product market competition lowers the cost of providing incentives for productive effort and hence, to the conclusion that increased competition leads to increased efficiency.

본 논문은 기업의 주주가 경영자에게 경영을 대리하게 하여 본인-대리인관계(principal-agent relationship)가 발생하는 상황에서 상품시장경쟁이 기업의 내부효율성에 영향을 미치는 메커니즘을 분석한다. 본 논문에서는 두 종류의 기업을 고려한다. 하나는 기존기업(incumbents)이고, 다른 하나는 신규 진입기업(entrants)이다. 각 기존기업의 주주는 경영자에게 경영을 위임하고 경영자의 노력을 관찰하지 못하여 도덕적 해이가 발생한다. 기존기업의 경영자는 두 종류의 일을 수행하는데, 하나는 비용절감을 위한 노력(생산적인 노력)이고, 다른 하나는 진입장벽을 구축하기 위한 노력(비생산적인 노력)이다. 기존기업의 수로 측정되는 경쟁도의 증가는 두 가지 효과를 유발한다. 하나는 '산출효과'로서 경영자의 생산적인 노력을 감소시키고, 다른 하나는 '노력대체효과'로서 비생산적인 노력을 감소시키고 동시에 생산적인 노력을 유도한다. 본 논문은 어떠한 조건에서 시장경쟁이 생산적인 노력에 대한 유인을 제공하는 비용을 감소시켜 기업의 내부효율성을 증진하는가를 살펴본다.

Ⅰ. 서 론

기업의 행동을 규율하는 메커니즘으로서의 시장경쟁의 중요성은 시장지배력(market power)이 X-비효율성(X-inefficiency)과 기업의 느슨함(slack)을 조장하는 데 반해 시장경쟁은 기업의 효율성을 증진한다는 주장에 근거해 왔다. 이 같은 견해는 독점기업은 X-비효율적이라든지 또는 시장경쟁이 기업의 내부 비효율성(internal inefficiencies)을 감소시킨다는 견해에 반영되어 왔으며 세계 각국의 규제완화를 통한 경쟁촉진, 유럽연합의 단일시장 개혁(single market reform), 그리고 동유럽의 경제개혁의 원동력이 되어왔다.

만약 기업이 완전경쟁적인 시장에서 활동한다면 내부 비효율성의 여지는 없을 것이다. 나아가 불완전 경쟁시장(imperfectly competitive market)에서 기업이 활동하더라도 소유(ownership)와 통제(control) 간의 괴리가 없다면 시장경쟁은 기업을 규율하는 메커니즘으로 작용할 것이다. 예를 들어, 동질적인 재화를 생산하는 기업들이 꾸르노 경쟁(Cournot competition)을 하는 경우 기업의 수가 증가하면 경쟁적인 결과와 효율성이 달성된다. 그러나 기업의 주주가 경영자에게 경영을 위임하여 본인-대리인관계(principal-agent relationship)가 형성되어 도덕적 해이의 문제가 발생하는 경우 시장경쟁이 기업의 효율성을 증진하고 경영자가 주주의 이익을 위한 의사결정을 내릴지는 명확하지 않다. 이는 비대칭적 정보(asymmetric information)로 인해 경영자가 이윤극대화에 반하는 행동을 취할 수 있고 경영자 노력의 한계편익이 경쟁의 정도와 역의 관계를 가질 수 있기 때문이다.

본 논문은 본인-대리인 문제가 존재하는 상황에서 상품시장경쟁이 기업의 내부효율성에 영향을 미치는 메커니즘을 분석한다. 구체적으로 본 논문은 “시장경쟁이 대리인 문제(agency problem)에 영향을 미치는 메커니즘은 무엇인가?” 그리고 “시장경쟁이 기업의 내부효율성을 촉진하는가?”라는 문제를 살펴보고자 한다.[1)]

효율성 증진을 통한 경제성장을 위해 강조되어 온 경쟁촉진의 중요성을 고려할 때, 그리고 많은 기업들의 소유와 경영이 분리된 점을 고려할 때 도덕적 해이가 존재하는 상황에서 시장경쟁이 작동하는 메커니즘을 이해하는 것은 이론적으로뿐만 아니라 정책적으로도 매우 중요한 문제라고 생각된다. 그러나 시장경

1) 경쟁과 (정태적 또는 동태적)효율성 간의 관계에 대한 일반적인 분석은 본 논문의 범위를 넘어서는 것으로 사료된다.

쟁이 대리인 문제에 미치는 영향에 대한 분석은 많지 않으며 기존의 분석들은 경쟁이 효율성을 증진한다는 일반적인 믿음(belief)에 대한 이론적인 근거를 제시하지 못하고 있다.

상품시장경쟁이 대리인 문제에 미치는 영향을 분석한 대부분의 선행연구들은[2] 상품시장이 기업을 규율하여 효율성을 제고한다는 전통적인 믿음에 의문을 제시하였다. 이같이 선행연구들이 경쟁의 효과에 대한 이론적인 근거를 제시하지 못한 이유는 경영자의 역할을 너무 좁게 해석하였기 때문이라고 생각된다. 즉, 기존의 문헌들은 고전적인 본인-대리인 모형을 이용하여 경영자들이 생산이나 비용감소(cost reduction)와 같은 한 가지 일만을 수행한다고 가정하고 분석하였다. 이 같은 비현실적인 가정으로 인해 경영자 노력이 시장구조 또는 경쟁도와 독립적인 모형으로 귀결되어 경쟁의 효과를 분석하는 데 실패하였던 것이다.

현실적으로 경영자들은 여러 가지 활동을 한다. 예를 들어, 경영자들은 생산에 관한 결정을 내릴 뿐 아니라 정치적인 활동을 기업의 전략적 수단으로 삼는 경우가 많다.[3] Petersen(1989)에 따르면 Bell system은 20세기 초 경쟁을 제한하기 위하여 정치인 또는 규제당국에 영향력을 행사하는 노력을 아끼지 않았다. 초고주파 전송기술(microwave transmission technology)이 이용되기 시작한 1950년대에도 경쟁자 배제를 위하여 조직적인 노력을 한 것으로 보고되고 있다. Viscusi, Vernon, and Harrington(1992)은 미국 트럭 산업에서 기존기업들(incumbent firms)이 진입장벽을 구축하기 위해 규제당국에 영향력을 행사했음을 지적하고 있다.[4] 궁극적으로 이 같은 기업의 정치적 행위의 편익은 시장에서 실현되므로 경영자 노력의 배분은 기업이 활동하는 시장구조의 영향을 받을 것이다. 즉, 시장조건의 변화가 경영자의 여러 가지 활동의 상대적인 가치에 영향을 미칠 것이다.

이 같은 상황을 고려하기 위하여 본 논문은 두 종류의 경영자의 활동을 고려한다. 하나는 비용절감을 위한 생산적인 노력(productive effort)이고, 다른 하나는 지대 보호(rent protection)를 위한 비생산적인 노력(unproductive effort)이다. 전자인 생산적인 노력은 고전적인 본인-대리인 모형에서 일반적으로 논의되는 것이고, 후자인 비생산적인 노력은 기존의 본인-대리인 모형에서 다루어지지 않았던 것이다. 두 번째 노력을 비생산적이라고

2) 예를 들어, Hart(1983), Scharfstein(1988), 그리고 Schmidt(1997) 등이 있다.
3) Stigler(1971)는 정부를 이용할 정치력이 있는 모든 산업 또는 직종은 진입을 통제하려고 하며 그 결과 규제당국은 새로운 기업의 진입을 제한하는 정책을 펴는 경향이 있다고 지적하고 있다.
4) 이 외에도 지역전화시장(local telephone market), 의사면허 등에 있어서 이해관계자의 영향이 진입제한을 유발하는 여러 사례가 있다. 자세한 내용은 Abel(2002), Broscheid and Teske(2002) 등을 참조하라.

부르는 것은 금전적인 편익(pecuniary returns)을 유발하나 재화를 생산하는 것과 무관하기 때문이다.[5] 비생산적인 노력은 잠재적인 경쟁자를 배제하기 위하여 진입장벽의 구축을 위한 로비로 생각할 수 있다.[6]

경영자가 두 가지 행위를 수행하는 것을 상정함과 동시에 본 논문에서는 두 종류의 기업을 고려한다. 하나는 기존기업(incumbents)이고, 다른 하나는 신규 진입기업(entrants)이다. 각 기존기업의 주주는 경영자에게 경영을 위임하고 경영자의 총노력을 관찰하지 못하여 도덕적 해이가 발생한다. 기존기업의 경영자는 두 종류의 일을 수행하는데, 하나는 비용절감을 위한 노력(생산적인 노력)이고, 다른 하나는 진입장벽을 구축하기 위한 노력(비생산적인 노력)이다.[7] 기존기업의 수로 측정되는 경쟁도의 증가[8]는 두 가지 효과를 유발한다.

첫째는 '노력대체효과(effort substitution effect)'로서 경쟁이 심화됨에 따라 비생산적인 노력을 감소시키고 동시에 생산적인 노력을 유도한다. 나아가 기업의 주주가 경영자의 생산적인 노력에 대한 유인제공의 비용을 감소시키는 간접적인 효과도 있다. 노력대체효과는 경쟁이 치열해짐에 따라 생산적인 노력을 유도하기 위한 비용을 낮춘다.

두 번째 효과는 '산출효과(output effect)'로서 이는 경영자가 유보효용수준(reservation utility)을 초과하여 정보적 지대(informational rent)를 누리는 경우 발생하는데, 노력대체효과와는 반대로 작용해서 경쟁도와 생산적인 노력의 관계를 비단조적(non-monotonic)으로 만들 수 있다. 일반적으로 경쟁의 증가는 개별기업의 이윤수준을 감소시켜 비용감소의 가치 또는 생산적인 노력의 가치를 감소시킨다. 산출효과의 부호는 일의적으로 결정되지 않는데 만약 경쟁의 증가에 따라 비용절감의 가치가 감소한다면 산출효과와

5) 비생산적인 노력은, Bhagwati(1982)에 따르면, 생산과 직접적인 연관은 없으나 비생산적인 이윤추구행위(directly unproductive, profit-seeking: DUP)로 이윤극대화와 양립하는 개념이다.

6) 물론 로비가 반드시 진입장벽의 구축을 위해서만 행해지는 것은 아니다. 그러나 Rasmusen and Zupan (1991)에 따르면 가격하한(price floor), 보조금, 수요진작(demand stimulation), 법적 또는 제도적 진입장벽 등 기존기업에게 혜택을 주는 여러 가지 정책 또는 규제들 중 진입장벽이 기존기업과 규제당국 또는 정치인에게 가장 큰 편익을 유발한다. 따라서 본 연구는 기존기업이 신규기업에 대해 행하는 전략적 행동 중 진입장벽의 구축을 대상으로 분석한다.

7) 생산적인 노력은 경영자만이 관찰 가능한 사적 정보(private information)인 데 반해 비생산적인 노력은 주주도 관찰 가능하다. Ⅱ장에서 이에 대한 자세한 논의를 한다.

8) 사전적으로 기존기업의 시장점유율의 기대치는 동일하고, 기존기업들은 동등한 기업규모를 가진다. Adelman(1969)에 의해 알려진 동등규모 기업 수(numbers-equivalent) 속성에 따르면 허쉬만-허핀달 지수(Hirschmann-Herfindahl index)의 역수가 동등규모 기업체 수와 같다. 따라서 기업의 수가 경쟁의 정도를 완벽하게 측정하는 지표는 아니지만 사전적으로 어느 정도 실질적인 의미를 가지고 있다고 할 수 있다.

노력대체효과는 반대방향으로 작용한다. 이 경우 경쟁의 전체적인 효과는 노력대체효과와 산출효과의 상대적 크기에 의해 결정되며 경쟁도의 증가가 생산적인 노력을 감소시킬 수 있다.[9] 본 연구는 어떠한 조건에서 노력대체효과가 산출효과보다 커서 시장경쟁이 생산적인 노력에 대한 유인을 제공하는 비용을 감소시켜 기업의 내부효율성을 증진하는가를 살펴본다.

본 논문은 역사적 관찰에 의해 확인된 경쟁정책과 제도고안(institution design)에 대하여 함의를 가진다. Baumol(1990)이 주목하듯이 경기의 규칙(rules of game)과 보상체계(reward structures)의 변화는 생산적인 노력과 비생산적인 노력의 배분에 영향을 미친다. 본 논문의 모형은 게임의 규칙이 변화하여 생산적인 노력이 어떻게 유도될 수 있는가에 대한 제안을 한다. 즉, 법적・행정적 진입장벽을 낮추어 비생산적인 노력이 억제되도록 보상체계를 변화시키는 경우 보다 많은 생산적인 노력이 유도될 수 있음을 보인다.[10]

규율기구(disciplinary device)로서의 경쟁의 역할은 오래전에 Adam Smith에 의해 강조된 바 있다. Smith(1967)는 "독점은 훌륭한 경영의 가장 큰 적이다. 훌륭한 경영은 모든 사람으로 하여금 자기방어를 위해 훌륭한 경영을 채택하도록 만드는 자유롭고 보편적인 경쟁에 의하지 않고는 결코 보편적으로 성립될 수 없다(Monopoly is a great enemy to good management, which can never be universally established but consequence of that free and universal competition which forces everyone to have recourse to it for the sake of self-defense)"고 강조하였다. 이후 Hicks(1935)는 Smith의 주장을 다시 한번 강조하면서 "독점이윤의 가장 좋은 점은 조용한 삶이다(The best of all monopoly profit is a quiet life)"라고 주장하였다.

그러나 상품시장경쟁의 규율기구로서의 역할은 종종 도전에 직면해 왔다. 특히, Jensen and Meckling(1976)은 대리인비용은 모든 기업에 동일하게 영향을 미치므로 시장구조는 대리인비용에 아무런 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 그러나 이 같은 견해는 경제의 환경이 계약집합(set of contracts)에 영향을 미칠 가능

9) 이 같은 효과는 시장구조와 기술혁신의 가치 사이에 모호한 관계가 존재한다는 선행연구의 결과와 유사한 면이 있다.

10) Baumol(1990)도 동일한 현상을 지적한다. 산업혁명 이전 영국의 보상체계는 비생산적인 노력에 유리하게 되어 있어 지대추구행위가 성행하였고 그 결과 생산적인 기업가 정신(productive entrepreneurship)은 찾아보기 어려웠다. 동 시대에 부의 축적을 위한 중요한 방법은 법적 장벽(legal barrier)의 구축 또는 정부로부터의 독점면허(monopoly grants)의 취득 등을 통한 경쟁자 배제였다. 이후 산업혁명의 시작과 더불어 정부의 독점권 면허가 사라지고 생산적인 기업가 정신을 장려하는 방향으로 보상체계가 정비되면서 왕성한 기업가 활동이 전개되었다.

성을 무시한 것으로 이론적인 근거가 희박하다. 또한 Berger and Hannan(1998), Djankov and Hoekman(2000), Hay and Liu (1997), Nickell(1996), Scherer and Ross (1990) 등의 실증연구는 시장집중과 효율성 간에 역의 상관관계가 존재함을 보여주어 Jensen and Meckling(1976)의 견해가 옳지 않음을 증명하고 있다.

실증분석과 비교하여 본인-대리인 문제와 시장경쟁을 동시에 고려한 이론적인 논의들은 경쟁의 역할에 대한 강한 근거를 제시하지 못하고 있다. 이론적으로 경쟁이 대리인비용의 효과적인 통제수단임을 보인 연구는 Hart(1983)의 혁신적인 논의이다. Hart(1983)의 모형에서는 시장가격이 모든 기업에 공통적인 충격(common shock)에 대한 정보를 전달하고, 주주는 이 정보를 이용하여 더 높은 내부효율성을 달성하도록 경쟁도에 따라 계약을 조정한다.[11] 그 결과 경쟁도와 경영자의 노력 간에 단조적인 관계가 존재하는데 이 같은 결과는 경영자의 효용함수에 의존한다는 약점을 가지고 있다. 즉, Hart(1983)는 경영자가 극단적으로 위험기피적(infinitely risk-averse)이라고 가정함으로써 보상체계의 역할을 제한하고 경쟁과 무관한 고정급여계약(fixed wage contract)만을 고려한 것이다. 이후 Scharfstein (1988)은 Hart(1983)의 결과가 경영자의 효용함수에 민감하게 반응한다는 사실을 지적하고 경영자의 효용이 금전적 보상에 반응하는 경우 경영자의 노력은 경쟁도와 음의 관계를 가짐을 보였다.[12]

이상의 두 논문은 경쟁의 정보적 측면을 강조한 것으로 서로 상반된 결론을 내리고 있다. Hermalin(1992)은 숨겨진 행동모형(hidden action model)을 이용하여 경쟁의 경영자의 유인에 대한 정보적 효과(informational effect)가 모호함을 확인하고 있다. 본 논문은 이 같은 정보적 측면에서의 경쟁의 효과에 대해서 논의하지 않는다. 이는 정보적 효과가 중요하지 않기 때문이 아니고 경쟁의 다른 측면에 초점을 두고 있기 때문이다.

Schmidt(1997)와 Stennek(2000)의 연구는 정보적 효과를 배제하고 경쟁의 효과를 분석하였다는 점에서 본 논문과 연관되어 있다. 두 논문은 경쟁이 금융제약(financial constraints)에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였는데, Schmidt(1997)는 경쟁의 증가가 기업의 도산 가능성을 높일 수 있다는 점에 주목하였다. 기업이 도산하는 경우 경영자는 새로운 직장을 찾아야 하며 이에 따른 이전비용(turnover

11) Holmström(1982)과 Nalebuff and Stiglitz(1983)도 정보적 측면의 경쟁의 효과에 대해 지적하고 있다.

12) Bertoletti and Poletti(1996, 1997), Horn et al.(1994, 1995), Martin(1993), 그리고 Willig(1987) 등도 경쟁의 내부효율성에 대한 효과를 분석하였다. 구체적인 모형의 내용은 조금씩 차이가 있으나 정성적으로(qualitatively) Scharfstein(1988)의 모형과 동일하며 Scharfstein(1988)과 동일한 결론을 내리고 있다.

cost)을 지불해야 하므로 경쟁이 심화됨에 따라 기업의 도산 가능성이 높아진다면 경영자는 도산을 회피하기 위해 내부효율성을 증진할 유인을 가진다. Schmidt(1997)는 시장구조를 외생적으로 주어진 것으로 가정하였는데 본고는 이를 내생적으로 결정한다.

Stennek(2000)은 Schmidt(1997)와 유사한 모형을 분석하였는데 유한책임(limited liability)을 지는 주주는 경쟁이 치열해져 기업의 수입이 감소하는 경우 경영자에게 부담의 일부를 전가하므로 경쟁의 심화는 경영자로 하여금 보다 많은 노력을 하도록 유도함을 보였다. Stennek(2000)의 모형은 기업의 수가 내생적으로 결정된다는 점에서 본고와 유사하다. 그러나 Stennek(2000)이 진입장벽을 외생적으로 주어진 것으로 간주한 데 반해 본고에서는 진입장벽이 내생적으로 결정되며 주주의 유한책임에 의한 효과보다 노력대체효과에 초점을 맞추고 논의를 진행한다.

요컨대 몇몇 선행연구들은 경쟁이 내부효율성을 증진하기 위한 조건들을 도출하여 경쟁이 작용하는 메커니즘에 대해 유용한 정보를 제공하고 있으나 경영자가 여러 가지 행위들을 수행하고 경쟁이 행위들 간의 배분에 미치는 영향에 대한 분석을 수행하지 않았다. 본 논문은 이 같은 상황을 고려하여 경쟁이 기업의 내부효율성에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다. 이는 본고의 논의가 경쟁이 작용하는 하나의 메커니즘에 대한 것으로 기존의 연구들과 보완적인 관계를 가짐을 의미한다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 이론적 모형을 제시하고, III장에서는 최적계약의 도출 등 기본적인 분석을 한다. 그리고 IV장에서는 경쟁의 경영자 노력의 배분에 대한 효과를 분석한다. V장에서는 정책적 함의를 논의하고, VI장에서 결론을 맺는다.

II. 모 형

본 논문은 기존기업과 신규 진입기업 두 종류의 기업을 상정한다. 동일한 n개의 기존기업들과 잠재적으로 많은 수의 진입기업이 존재한다. 각 기존기업의 주주(principal)는 경영을 경영자(agent)에게 위임한다. 0기에 기존기업의 주주는 경쟁적 노동시장에서 경영자를 고용한다. 경영자는 모두 동일하다고 가정한다. 주주로부터 위임을 받은 경영자는 기업의 내부효율성(internal efficiency of the firm)을 증진하는 일과 진입장벽을 구축하는 두 가지 일을 한다. 주주는 이 두 가지 일에 경영자가 얼마만큼의 노력을 수행하였는가를 관찰하지 못한다. 따라서 소유와 경영의 분리에 따른 도덕적 해이(moral

hazard)의 문제가 발생한다.

주주는 위험중립적(risk-neutral)이고 기대이윤의 극대화를 추구한다. 경영자 또한 위험중립적이고 유한책임(limited liability)을 진다고 가정하자.[13] 따라서 경영자는 최소한 w_0을 임금으로 받아야 한다. w_0을 0으로 정규화하자. 경영자의 유보효용수준(reservation utility)을 $\underline{U}(\geq 0)$라 하자. 그러면 주주가 제시한 계약을 수락하는 경우 경영자의 기대효용은 최소한 $\underline{U}$보다 크거나 같아야 한다.

0기에 고용계약을 체결한 기존기업의 경영자는 1기에 진입장벽을 구축하기 위한 노력을 한다. 진입장벽 구축을 위한 노력을 로비(lobbying effort)라 하고 $l^i \in R_+(i=1,2,...,n.)$로 표시하자. 이하에서는 진입장벽을 신규 진입자가 시장에 진입할 때 지불해야 하는 비용, 즉 진입비용이라 하고 이를 f로 표시하자. 만약 기존기업의 수가 n이고, 기업 i가 로비를 l^i만큼 한다면, 진입비용은 $f=f(l^1,l^2,...,l^n)$와 같이 결정된다. 진입비용의 결정에 총로비의 양만이 중요하다고 가정하면[14] 진입비용은 총로비의 증가함수로 $f=f(\sum_{i=1}^{i=n} l^i)$와 같이 표현할 수 있다.[15] 협조적 로비를 고려하는 경우 기존기업의 주주들은 시장 내에 존재하는 신규기업의 수를 관찰하여 경영자의 로비노력수준을 알 수 있다. 따라서 기존기업 경영자의 로비노력은 관찰 가능하고 계약 가능하다.

진입비용이 결정된 후 신규 진입기업은 시장에의 진입여부를 결정한다. 신규 진입기업은 Hart(1983)와 같이 소유와 경영이 분리되어 있지 않은 기업이라고 가정하자. 따라서 신규 진입기업은 도덕적 해이의 문제가 없다.[16] 진입은 진입 후 기대이윤이 진입비용 f와 같아지는 수준까지 이루어질 것이다.

신규 진입기업은 진입비용을 낮추기 위한 로비를 하지 않는다고 가정한다. 기존기업과 진입기업 간의 이 같은 비대칭성은 기존기업과 달리 신규기업이 자금의 제약(cash-constrained)을 받아 로비를 위한 현금이 없는 상황을 고려한다면 무리한 가정은 아니다. 또한 많은 경우 신규기업은 정부와 긴밀한 관계를 가지고

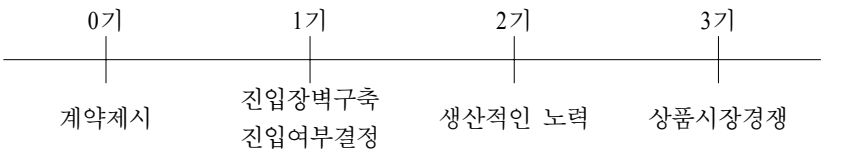
13) 만약 경영자가 무한책임을 진다면 위험중립성을 가정하는 경우 항상 완전정보와 동일한 해를 달성할 수 있다.

14) 기존기업들이 사업자단체 등을 통해 협조적으로 조직적 로비를 한다면 총로비의 수준이 중요한 변수가 된다.

15) 주어진 총로비하에 정책결정자의 선호가 시장 내 기업의 수에 대해 단봉선호(single-peaked preference)이고 진입비용 f의 증가함수이면, f는 총로비의 증가함수가 된다. 자세한 내용은 Grossman and Helpman (2001)을 보라.

16) 이는 단순화를 위한 가정으로 신규 진입기업이 도덕적 해이의 문제를 가지고 있다 하더라도 분석의 결과는 달라지지 않는다.

[그림 1] 시간선(time line)



있지 못하고 조직화된 단체를 가지고 있지 않은 데 반해 기존기업은 사업자단체 등을 통하여 정부에 로비를 하고 진입장벽을 구축한다. 나아가, 신규기업이 진입장벽을 낮추기 위한 로비를 한다고 해도, 기존기업이 더 큰 로비력을 가지고 있다면 정성적으로 결과는 달라지지 않는다.[17]

2기에 기존기업의 경영자는 기업의 내부효율성의 증진을 위한 노력을 한다. 내부효율성 증진을 위한 노력은 여러 가지로 해석되고 적용될 수 있으나, 본고에서는 기업의 비용 측면의 관점에서 해석하고자 한다.

예를 들어, 비용절감을 위한 노력(cost reduction effort)은 기업의 구조조정(re-organization of the firm), 신기술의 도입(adoption of new technology), 비수익사업의 처분(selling-off of unprofitable divisions) 등이 있다. 이러한 비용절감노력을 생산적인 노력이라 하고 $e^i \in R_+$ $(i=1, 2, ..., n)$로 표시하자.[18] 정보의 비대칭성으로 경영자만이 얼마만큼의 생산적인 노력을 했는지 알고 있으며 주주는 사후적으로 실현된 비용수준만을 관찰한다. 비용절감노력이 성공적일 확률은 생산적인 노력의 양에 확률적으로 의존하는데 실현된 비용(realized costs)은 높을 수(c_H)도 있고 낮을 수(c_L)도 있다(단, $c_H > c_L$.). 기존기업의 경영자는 생산적인 노력을 통해 낮은 비용이 실현될 확률 $Pr(c=c_L|e) \equiv P(e)$를 높인다. $P(\cdot)$에 대해 다음과 같은 가정을 하자.

가정 P: $P(0)=0$, $P'(e)>0$, $P''(e)<0$, 그리고 모든 $e \in R_+$에 대해 $P(e)<1$이고 $\frac{P''(e)}{P'(e)}$는 감소함수이다. 또한, $P'(0) \geq 1$이다.

17) 영국 공정거래위원회(Office of Fair Trading) 위원장인 Vickers(2003)는 기존기업과 신규기업 간의 비대칭성에 대해 다음과 같이 언급하고 있다. “친경쟁적인 개혁에 있어 정치경제의 가장 중요한 점은 보호받고 있는 기존기업(특히 비효율적인 기존기업) 등과 같은 잠재적 피해자들이 신규기업, 소비자들과 같은 많은 수의 이득자들보다 큰 목소리를 내는 경향이 있다는 것이다([C]entral to the political economy of pro-competitive reform is the fact that the potential losers－protected incumbents(especially the less efficient)－tend to have a much louder voice than the far larger number of gainers－new entrants and above all the general public as consumers).”.

18) 이하에서는 혼란의 여지가 없는 한 기존기업을 나타내는 상첨자를 표시하지 않는다.

가정 P는 $P(\cdot)$의 오목성(concavity)에 관한 것이다. 먼저, $P(0)=0$는 생산적인 노력 없이는 항상 높은 비용이 실현됨을 의미한다. 양의 1계도함수와 음의 2계도함수는 생산적인 노력을 하여 낮은 비용이 실현될 확률을 높일 수 있으나 추가적인 노력에 따라 낮은 비용이 실현될 확률은 체감함을 의미한다. 즉, 다른 조건이 일정할 때 생산적인 노력에 따른 편익은 체감한다. 2계도함수와 1계도함수의 비율이 감소함수라는 가정은 최적화 문제가 전역적 오목성(global concavity)을 가지도록 하여 최적계약(optimal contract)이 실현된 비용에 확률적으로 의존하게 하는 것을 제외하기 위하여 부과된 가정이다. 모든 $e \in R_+$에 대하여 $P(e)<1$라는 조건은 주주의 문제가 완전정보의 경우로 퇴화되는(degenerate) 것을 방지하기 위하여, 그리고 경계조건(boundary condition)은 내부해(interior solution)를 위해 가정하였다. 논의의 단순화를 위해 진입기업도 기존기업과 동일한 기술을 보유하고 있다고 가정하면, 생산적인 노력이 e만큼 되었을 때 낮은 비용이 실현될 확률 또한 $P(\cdot)$로 나타낼 수 있다.

3기에 각 기업의 실현된 비용이 모든 기업들에게 관찰 가능하고(publicly observable), 실현된 비용을 관찰한 후 상품시장에서 경쟁이 이루어진다. 상품시장에서의 균형은 기존기업들과 신규기업들 간에 각각 대칭적으로 이루어진다고 가정한다. 다시 말해, 실현된 비용이 동일하다면 기존기업들(또는 신규기업들)은 각각 동일한 생산량을 생산하고 동일한 이윤을 얻는다고 가정하자.

모형을 완결하기 위해 각 경기자들의 효용을 정해야 한다. 앞에서 언급하였듯이 주주와 경영자는 모두 위험중립적이다. 기존기업의 경영자는 생산적인 노력(e)과 비생산적인 노력(l)을 한다. 생산적인 노력과 비생산적인 노력은 완전대체재(perfect substitutes)라고 가정하자. 이 같은 가정하에 경영자가 들이는 노력비용(cost of effort) $g(e,l)$은 $g(e,l)=g(e+l)$로 표현할 수 있다.[19] 노력의 비용 $g(\cdot)$에 대해 다음과 같은 가정을 하자.

가정 G: 모든 $e+l>0$에 대해 $g'(e+l)>0$. 그리고 $\frac{g'(e+l)}{g(e+l)}$는 증가함수이고 $g'''(e+l)\geq 0$이다. 그리고 $g(0)=0$.

가정 G는 기본적으로 노력비용함수의 볼록성을 의미하는 것으로 노력비용함수가 충분히 볼록함을 요구한다. 非陰의 3

19) 생산적인 노력과 비생산적인 노력이 완전대체재가 아니라 하더라도 $\frac{\partial^2 g(e,l)}{\partial e\,\partial l}>0$이면 정성적으로 동일한 결론에 도달한다.

계도함수는 최적화문제가 잘 정의되도록 하기 위해 가정하였다.

경영자의 효용함수가 준선형(quasi-linear)이고 임금과 노력비용이 분리 가능하면 위험중립적인 경영자의 효용함수는 $U = w - g(e+l)$로 표현할 수 있다.

진입기업의 노력비용은 비생산적인 노력을 제외하고 기존기업과 동일하다고 가정하면 $e \in R_+$에 대하여 $g(e)$로 주어진다.

Ⅲ. 최적계약

본장에서는 신규 진입자의 최적화 문제를 살펴보고 기존기업의 최적계약을 도출한다. 기존기업에 대해서는 완전정보와 비대칭정보의 두 경우에서의 생산적인 노력을 비교하여 시장경쟁의 효과를 분석하는 다음 장의 논의의 기초를 제공한다.

1. 신규기업의 문제

실현된 비용이 $c_i(i = L$ 또는 $H)$이고 기업의 수가 $n+s$일 때(n개의 기존기업과 s개의 신규기업) 축약형 粗기대이윤(expected reduced-form gross profit)을 $\Pi_i(n+s)$로 표현하자. 그리고 모든 $n+s$에 대하여 낮은 비용이 실현되는 경우의 조기대이윤이 높은 비용이 실현된 경우의 조기대이윤보다 더 크다고 가정하자. 즉, $\Pi_L(n+s) > \Pi_H(n+s)$. 그리고 다음을 정의하자.

$$\Delta\Pi(n+s) \equiv \Pi_L(n+s) - \Pi_H(n+s)$$

$\Delta\Pi(n+s)$는 낮은 비용이 실현된 경우의 기대이윤과 높은 비용이 실현된 경우의 기대이윤의 차이로 생산적인 노력의 가치를 나타낸다. 만약 $\Delta\Pi(n+s)$가 증가함수라면, 기업 수가 증가함에 따라 비용절감의 가치가 증가하고, 반대로 감소함수라면 비용절감의 가치가 감소하는 경우이다.

신규 진입기업은 소유와 경영이 분리되어 있지 않고 따라서 고전적 의미의 이윤극대화를 추구한다. 시장진입 후 진입기업은 시장 내에서 활동하는 기업의 수를 관찰하고 생산적인 노력의 수준을 결정한다. 따라서 신규 진입기업의 극대화 문제는 다음과 같다.

$$\max_e P(e)\Pi_L(n+s) + (1-P(e))\Pi_H(n+s) - g(e) \quad (1)$$

따라서 진입기업의 이윤을 극대화하는 생산적인 노력 e^{ent}는 다음의 1계조건에 의해 결정된다.

$$P'(e^{ent})\Delta\Pi(n+s) - g'(e^{ent}) = 0 \quad (2)$$

시장에 n개의 기존기업과 s개의 신규기업이 존재할 때, 신규기업의 기대이윤

은 다음과 같다.

$$E\Pi^{ent}(n+s) \equiv P(e^{ent})\Pi_L(n+s)+) \\ (1-P(e^{ent}))\Pi_H(n+s)-g(e^{ent})$$

진입은 기대이윤에서 진입비용을 차감한 순이윤(net profit)이 非陰이 될 때까지 이루어질 것이다. 진입비용이 f로 주어져 있고 n개의 기존기업이 이미 시장에 존재하는 경우 s개의 신규기업은 다음 조건이 만족되는 경우에만 진입할 것이다.

$$E\Pi^{ent}(n+s)-f \geq 0\ , \\ E\Pi^{ent}(n+s+1)-f < 0 \qquad (3)$$

주어진 기존기업의 수와 진입비용하에서의 진입기업의 수 및 진입기업의 생산적인 노력의 수준은 (2)와 (3)에 의해 결정된다.

$E\Pi^{ent}(n+s)$가 기업의 수에 따라 어떻게 변화하는가는 진입기업의 의사결정과 후술하는 기존기업의 생산적인 노력의 결정에 영향을 미친다. 본고에서는 $E\Pi^{ent}(n+s)$가 (n+s)의 감소함수라고 가정한다. 이는 사업탈취효과(business stealing effect)를 반영하는 것으로 기업의 기대이윤이 시장 내 기업 수의 감소함수라는 가정은 무리한 가정이 아니라고 생각된다. 사업탈취효과 가정을 통해 본 논문은 시장경쟁양상을 불완전경쟁(imperfect competition)에 국한하여 논의를 진행한다. 완전경쟁이 아니라면 사업탈취효과가 존재하여 기대이윤이 기업 수가 증가함에 따라 감소하게 되므로 사업탈취효과를 가정하는 것은 불완전경쟁시장의 특성을 반영하는 합리적인 가정이라고 생각된다.[20)]

2. 기존기업의 최적계약 (Optimal Contract for the Incumbents)

가. 완전정보(Full Information)

기존기업의 주주가 경영자의 노력수준에 대한 완전정보를 가지고 있고 이 정보가 제3자에게 입증 가능한(verifiable) 경우 기존기업의 주주의 문제를 생각해보자. 주주는 경영자에게 낮은 비용(c_L)이 실현되는 경우 w_L을 지급하고 높은 비용(c_H)이 실현되는 경우 w_H를 지급한다고 하자. 기존기업의 주주는 생산적인 노력과 비생산적인 노력의 수준을 결정하고 그에 따른 임금 스케줄을 경영자에게 제시할 것이다. 경영자의 유보효용수준이 $\underline{U}$로 주어져 있을 때 주주가 제시하는 계약은 최소한 $\underline{U}$의 효용을 보장해야 경영자가 계약을 수락할 것이다. 따라서 경영자의 개별합리성제약(individual rationality constraint)은 다음과 같이 표현된다.

20) 완전경쟁에서는 기업의 수가 기대이윤에 영향을 미치지 않기 때문에 사업탈취효과가 존재하지 않는다.

(IR)

$$P(e)w_L+(1-P(e))w_H-g(e+l) \geq \underline{U}$$

위와 같이 주어진 개별합리성제약하에서 주주가 생산적인 노력, 로비노력, 그리고 임금수준을 결정하는 문제는 아래와 같다.

$$\max_{e,l,w_L,w_H} P(e)(\Pi_L-w_L)+(1-P(e))(\Pi_H-w_H) \quad (4)$$

s.t. (IR)

$$P(e)w_L+(1-P(e))w_H-g(e+l) \geq \underline{U}$$

완전정보하에서 주주는 경영자에게 유보효용수준 이상의 효용을 보장할 이유가 없고 고정임금을 지급한다. 즉, $w_L=w_H=g(e+l)+\underline{U}$. 따라서 완전정보하에서 주주의 문제는

$$\max_{e,l,} P(e)\Pi_L+(1-P(e))\Pi_H-g(e+l)-\underline{U} \quad (5)$$

주어진 비생산적인 노력(l)하에, 생산적인 노력의 수준은 다음의 1계조건에 의해 결정된다.

$$P'(e^{FI})\,\Delta\Pi(n+s)-g'(e^{FI}+l)=0 \quad (6)$$

완전정보에서의 비생산적인 노력의 함수로 최적 생산적인 노력(e^{FI})을 결정한 후, 기대이윤을 극대화하는 비생산적인 노력의 수준을 결정한다.

e^{FI}와 e^{ent}를 비교하면 비생산적인 노력의 존재가 생산적인 노력의 수준에 어떠한 영향을 미치는가를 알 수 있다. 다음의 보조정리는 e^{FI}와 e^{ent}를 비교한 것이다.

보조정리 1: 만약 최적에서 비생산적인 노력이 양이면($l>0$), $e^{FI}<e^{ent}$.

증명: (2)와 (6)을 비교하면 l이 양인 경우 생산적인 노력이 적어진다.

보조정리 1은 기존기업이 로비를 하고 있다면 완전정보라 하더라도 기존기업이 생산적인 노력을 신규기업보다 적게 한다는 것을 말한다. 이는 두 종류의 노력이 서로 대체재이어서 로비를 하는 경우 생산적인 노력을 유도하는 비용이 커지기 때문이다.

기존기업의 수가 변화할 때 생산적인 노력도 변화한다. n개의 기존기업이 있을 때 개별기업이 l_n만큼 로비한다고 하자. 보조정리 2는 산업전체의 로비가 기업의 수가 증가함에 따라 감소할 때 생산적인 노력이 어떻게 변화하는지를 요약한다.

보조정리 2: 모든 $n<n'$에 대해 $n \cdot l_n > n' \cdot l_{n'}$이 성립하고 기존기업의 주주가 완전정보를 가지고 있다고 가정하자. 만약 $\Delta\Pi(n+s)$가 기업 수의 증가함수이면 기존기업의 수가 증가할 때 더 많은 생산적인 노력을 한다.

증명: $n \cdot l_n > n' \cdot l_{n'}$이 성립하면 기존기업의 수가 증가할 때 시장 내에 더 많

은 기업이 존재한다. 또한 $l_n > l_{n'}$이 성립하고 따라서 (6)으로부터 e^{FI}가 증가한다.

보조정리 2는 생산적인 노력의 가치가 증가하면 시장에서 활동하는 기업의 수가 증가할수록 더 많은 생산적인 노력을 하게 됨을 의미한다. 만약 비용절감의 가치($\Delta\Pi(n+s)$)가 기업의 수에 비단조적(non-monotonic)이면 생산적인 노력도 기업 수의 비단조적 함수가 된다. 이 같은 사실은 다음 항에서 살펴볼 비대칭적 정보의 경우에도 그대로 적용된다.

나. 비대칭적 정보

본항에서는 비대칭적 정보하의 최적계약을 살펴본다.[21] 생산적인 노력은 관찰 가능(observable)하지 않고 따라서 제3자에게 입증 가능(verifiable)하지 않다고 가정한다. 그러나 실현된 비용은 관찰 가능하며 계약 가능하고(contractible) 주주는 관찰된 비용에 근거하여 경영자의 보상체계를 제안한다. 진입장벽 f의 구조는 모든 경기자 간 공유지식(common knowledge)이라고 가정하자. 기업의 수가 관찰 가능하고 계약 가능하기 때문에 계약은 기업의 수에 조건부로 제시될 수 있다. 요컨대 주주가 경영자에게 제시하는 계약은 실현된 비용과 로비 정도, 즉 기업의 수에 조건부로 제시된다.

경영자가 주주로부터 제시된 계약을 수락하기 위해서는 전항에서 제시된 개별합리성조건을 충족하여야 한다. 그리고 경영자의 유인과 부합하도록 경영자의 노력을 유도해야 한다. 즉, 주주는 경영자의 생산적인 노력을 관찰하지 못하므로 계약은 경영자가 자발적으로 주주가 원하는 수준의 생산적인 노력을 수행하도록 고안되어야 한다. 경영자가 자발적으로 주주가 원하는 생산적인 노력을 수행하기 위해서는 실현된 비용에 근거하여 제시되는 보상체계(compensation scheme)가 경영자의 기대효용을 극대화하는 것이어야 한다. 즉, 경영자가 자발적으로 생산적인 노력을 수행하도록 하는 유인일치제약(incentive compatibility condition)은 다음과 같다.

$$\text{(IC)} \quad e \in argmax_{\tilde{e}} P(\tilde{e})w_L + (1-P(\tilde{e}))w_H - g(\tilde{e}+l)$$

경영자의 유한책임제약(limited liability constraint)은 경영자에게 지급되는 임금이 非陰(non-negative)이어야 함을 요구한다.

$$\text{(LL)} \quad w_L \geq 0, \qquad w_H \geq 0$$

만약 Π_L와 Π_H이 매우 크다면, 경영자가 위험중립적이기 때문에 유한책임제약은 구속(binding)하지 않고 완전정보

21) 이하에서는 혼란의 여지가 없으면 기업의 수를 나타내는 부호를 표시하지 않는다.

와 동일한 배분을 달성할 수 있다. 이 같은 경우를 제외하기 위하여 다음을 가정하자.

가정 L: 모든 $n+s$에 대해 $\Delta\Pi(n+s)-g(e^{FI}+l)-\underline{U}\geq 0$

가정 L은 생산적인 노력에 따른 비용절감의 가치가 노력비용보다 크다는 것을 의미한다.

주어진 제약들하에서의 주주의 극대화 문제는 아래와 같이 구성된다.

$$\max_{e,l,w_L,w_H} P(e)(\Pi_L-w_L)+(1-P(e))(\Pi_H-w_H)$$

s.t. (IR) $P(e)w_L+(1-P(e))w_H-g(e+l)\geq \underline{U}$

(IC) $e\in max_{\tilde{e}}P(\tilde{e})w_L+(1-P(\tilde{e}))w_H-g(\tilde{e}+l)$

(LL) $w_L\geq 0,\quad w_H\geq 0$

유한책임제약은 위 문제를 다음 보조정리에 의해 단순화한다.

보조정리 3: 최적계약에서 $w_L>0$, $w_H=0$.

증명: 부록 참조.

직관적으로 보조정리 3은 경영자의 유인을 결정하는 데 있어 w_L와 w_H의 차이가 중요함을 설명하고 있다. 주어진 기대임금지급수준(the amount of expected wages)하에서 주주는 w_L와 w_H의 차이를 가능한 한 크게 만들어 경영자의 생산적인 노력에 대한 유인을 크게 하는 것이 기대이윤을 높이게 된다. 이는 w_H의 절대적 수준은 유인효과(incentive effect)가 없고 단지 기대 임금지급액을 증가시키는 효과만 있기 때문으로 가능한 한 w_H를 낮게 책정하는 것이 최적이다. 이 같은 보상체계는 보너스와 유사한데 실현된 비용이 높은 경우 기본급만 지급하고 실현된 비용이 낮은 경우에 보너스를 지급하는 것과 같다.

가정 L에 의해 유한책임제약은 항상 구속(binding)하는 제약이다. 유한책임가정을 철회하는 경우 경영자가 위험중립적이므로 주주는 항상 완전정보와 같은 결과를 보장할 수 있다. 그러나 가정 L에 의해 유한책임제약이 의미를 갖고, 그 결과 유한책임과 유인일치(incentive compatibility) 간의 상충관계가 경영자에 대한 처벌(punishment)에 한계를 설정하여 사전적인(ex ante) 지대를 경영자에게 지불하는 결과가 나타난다.

전통적인 본인-대리인 문제와 달리 주주의 극대화 문제는 e와 l 두 개의 내생변수가 있다. 이 문제는 두 단계로 나누어 살펴볼 수 있는데 먼저 주어진 로비노력(l)하에 주주의 이윤을 극대화하는 생산적인 노력(e)을 결정한 후 기대이윤을 극대화하는 비생산적인 노력, 즉 진입기업의 수를 결정한다. 비생산적인 노력은 계약 가능(contractible)하므로 주어진 로

비노력하에서의 최적계약은 아래와 같이 살펴볼 수 있다.

먼저 주어진 l에서 e는 다음과 같이 결정된다. 유인일치제약의 1계조건은 다음과 같다.

$$P'(e)w_L - g'(e+l) = 0 \tag{8}$$

(8)식을 개별합리성제약에 대입하면 다음을 얻는다.

$$P(e)\frac{g'(e+l)}{P'(e)} - g(e+l) \geq 0 \tag{9}$$

가정 P에 의해 (9)식의 좌변은 $e=0$일 때 非陽이고 e가 ∞일 때 양의 값을 가진다. 따라서 중간값 정리(intermediate value theorem)에 의하여 다음을 만족하는 e^{IR}이 존재한다.

$$P(e^{IR})\frac{g'(e^{IR}+l)}{P'(e^{IR})} - g(e^{IR}+l) = 0 \tag{10}$$

l이 양인 경우, 양의 e가 위 식을 만족하고 l이 0인 경우 $e=0$이 위 식을 만족한다.

(9)식의 좌변이 e의 증가함수이므로, $e \geq e^{IR}$을 만족하는 생산적인 노력이 계약에 의해 달성 가능하다. 그러면 주어진 l하에서의 주주의 문제는 다음과 같다.

$$\max_e P(e)\Pi_L + (1-P(e))\Pi_H - \frac{P(e)}{P'(e)}g(e+l) \tag{11}$$

$$\text{s.t. } e \geq e^{IR}$$

위 문제의 제약을 무시한 1계조건은 다음과 같다.

$$P'(e)(\Pi_L - \Pi_H) - g'(e+l) + \frac{P(e)P''(e)}{[P'(e)]^2}g'(e+l) - \frac{P(e)}{P'(e)}g''(e+l) = 0 \tag{12}$$

(12)식을 만족하는 생산적인 노력을 e^{IC}로 표시하자. 만약 e^{IC}가 e^{IR}보다 크면 e^{IC}가 최적계약에서 실현되는 생산적인 노력의 수준이 된다. 반대로 만약 e^{IC}가 e^{IR}보다 작으면 e^{IR}이 최적계약하의 생산적인 노력의 수준이 된다.

이상의 논의를 정리하면 주어진 로비노력(l)하에서의 최적계약은 다음과 같이 요약할 수 있다.

보조정리 4 주어진 로비노력하에서의 최적계약은 다음과 같다.

$$e^{IC} = argmax_e\ P(e)\Pi_L + (1-P(e))\Pi_H - \frac{P(e)}{P'(e)}g(e+l)$$

즉,

$$P'(e^{IC})(\Pi_L - \Pi_H) - g'(e^{IC}+l) + \frac{P(e^{IC})P''(e^{IC})}{[P'(e^{IC})]^2}g'(e^{IC}+l) - \frac{P(e^{IC})}{P'(e^{IC})}g''(e^{IC}+l) = 0$$

$$P(e^{IR})\frac{g'(e^{IR}+l)}{P'(e^{IR})} - g(e^{IR}+l) = 0$$

최적계약하의 생산적인 노력의 수준

은 다음과 같다.

$$e^{SB} = Max\{e^{IC}, e^{IR}\}$$

임금은 다음과 같다.

$$(w_L, w_H) = (\frac{g'(e^{SB}+l)}{P'(e^{SB})}, 0).$$

다음의 보조정리는 완전정보와 비대칭적 정보의 경우 생산적인 노력의 수준을 비교한 것이다.

보조정리 5: 모든 $n+s$에 대해 $e^{SB} < e^{FI}$.

생산적인 노력을 로비노력의 함수로 구한 후 기존기업의 주주는 이윤을 극대화하는 로비의 수준(따라서 시장에서 활동하는 기업의 수)을 결정한다. 특정한 수요함수 및 비용함수를 가정하여 이윤함수를 도출하지 않고 개별기업의 로비수준과 진입기업의 수를 논의하는 것은 어렵다. 경영자의 노력비용이 생산적인 노력과 비생산적인 노력의 합의 함수이므로 더 많은 수의 기존기업이 있을 때 더 많은 로비를 할 가능성도 있다. 예를 들어, 독점하의 최적계약이 6개의 신규기업의 진입을 허용하고 복점하의 최적계약은 단지 2개의 신규기업의 진입을 허용할 수 있다는 것이다. 다시 말해 이윤함수에 따라 신규 진입기업의 수와 전체 기업의 수는 기존기업의 수에 비단조적일(non-monotonic) 수 있다.

Ⅳ. 시장경쟁과 경영자의 유인

본장에서는 시장경쟁이 생산적인 노력의 수준에 미치는 영향을 분석한다. 앞에서 지적하였듯이 생산적인 노력은 로비의 정도에 의존하고 로비노력은 시장 내의 기업의 수의 영향을 받는 기대이윤의 크기에 의존한다. 따라서 시장경쟁의 생산적인 노력에 대한 효과를 분석하기 위해서는 이윤함수의 일반적 속성들(properties)에 대한 정보가 필요하다. 그러나 모든 이윤함수가 만족하는 일반적 속성에 대해서 알려진 것들이 많지 않고, 또한 이윤함수에 대해 임의적(ad hoc)인 가정을 하는 것은 경쟁이 이루어지는 형태에 대해 제약을 가하게 된다. 따라서 이윤함수에 대한 제약을 직접적으로 부가하기보다 두 가지 경우로 나누어 경쟁의 효과를 살펴보고자 한다. 첫 번째는 진입을 불허하는 것이 기존기업에 유리한 경우이고, 두 번째는 진입장벽 구축을 위해 로비를 하지만 진입을 허용하는 경우이다.

1. 진입을 불허하는 경우

진입을 허용하지 않는 것이 기존기업에 이득이 되는 경우는 기업의 수가 증가

함에 따라 이윤함수가 빠르게 감소하는 경우이다. *n*개의 기존기업과 *n*'개의 기존기업이 있는 경우를 생각해보자(*n*'>*n*). *n*개의 기존기업이 존재할 때 각 기업의 로비노력을 l_n으로 표시하자. *n*개의 기존기업이 있을 때 진입을 저지하기 위해서는 $f(n \cdot l_n) = E\Pi^{ent}(n+1)$을 만족하도록 로비노력을 하여 진입장벽을 구축해야 한다. 사업탈취효과가정에 의해 $E\Pi^{ent}(n)$가 기존기업의 수의 감소함수이므로 $l_n > l_{n'}$이고 동시에 $n \cdot l_n > n' \cdot l_{n'}$이 성립한다. 다시 말해 기존기업의 수가 증가함에 따라 각 개별기업의 로비수준뿐만 아니라 전체기업의 로비수준 또한 감소한다. 이 경우 시장경쟁의 효과는 정리 1과 같이 요약할 수 있다.

정리 1: 아래의 조건 중 하나가 성립하면, 시장경쟁이 증가할 때(기존기업의 수가 증가할 때, *n*'>*n*) 기존기업의 경영자는 더 높은 수준의 생산적인 노력을 한다.

(a) *n*개의 기존기업과 *n*'개의 기존기업이 존재할 때 개별합리성제약 두 경우 모두 구속됨(binding).

(b) *n*개의 기존기업이 존재할 때 개별합리성제약이 구속되고, *n*'개의 기존기업이 존재할 때 유인일치제약이 구속됨.

(c) 기존기업의 수가 증가함에 따라 $\Delta\Pi(n)$가 감소하지 않음(non-decreasing).

정리 1이 의미하는 것은 기존기업의 수가 적을 때 개별합리성제약이 구속되면 기존기업의 수가 증가함에 따라 생산적인 노력의 수준은 항상 증가한다는 것이다. 개별합리성제약이 구속된다는 것은 경영자가 유보효용수준을 넘어서는 초과 지대(excess rent)를 누리지 못한다는 것을 의미하는 것으로 이는 경영자들이 경제에 기여하는 한계생산(marginal product)만큼 보상받는다는 것을 의미한다.[22] 따라서 (a)와 (b)는 상품시장의 경쟁이 기업의 내부효율성을 증진하는 데 효과적이기 위해서는 경영자 노동시장 또한 잘 작동해야 한다는 것을 의미한다. 만약 유한책임제약과 유인일치제약 간의 상충관계로 인해 주주로 하여금 사전적으로(ex ante) 경영자에게 지대를 지불하도록 만드는 경우 상품시장 경쟁만으로 경쟁의 규율적 역할을 기대하기는 어렵다. 다시 말해, 정보의 비대칭성에 기인한 계약의 결함(contractual deficiencies)으

22) 여기서 말하는 한계생산은 통상적인 의미의 한계생산과 다른 개념이다. 통상적인 한계는 재화나 용역의 한계에서의 개념인 데 반해 본문에서 의미하는 한계는 각 경제주체의 한계에서의 개념이다. Ⅱ장에서 지적하였듯이 경영자는 경쟁적인 시장에서 공급되므로 경영자가 경제에 기여하는 한계생산은 유보효용수준만큼이며 경영자들이 유보효용보다 높은 효용을 누리게 되는 것은 정보의 비대칭성에 따른 정보적 지대(informational rent)가 발생하기 때문이다. 경제주체들에 대한 한계의 개념에 대한 자세한 논의는 Makowski and Ostroy(1995)를 참조하라.

로 인해 경영자에게 유보효용수준 이상으로 지대를 지불해야 하는 경우 경쟁의 역할은 제한적일 수밖에 없다.

시장경쟁의 내부효율성 증진을 위한 충분조건으로 개별합리성제약이 구속되어야 한다는 것은 일부 선행연구에서도 지적되고 있다. 그러나 본고의 조건과는 다른 의미를 가지고 있다. Hart(1983)와 Aghion et al.(1999)은 개별합리성제약이 항상 구속된다는 것을 도출하기보다는 가정을 통해 부과하였다. Schmidt(1997)는 정리 1과 유사한 충분조건을 도출하였는데, 그는 경쟁의 효과를 파산 가능성(possibility of bankruptcy)의 증대라는 측면에서 살펴보고 경쟁의 촉진이 기업의 내부효율성을 증진한다고 결론짓고 있다. 파산 가능성의 측면에서 보았을 때 기업의 수가 많을 때 개별합리성제약이 구속될 가능성이 높다. 따라서 충분히 경쟁적인 상황에서 시장경쟁은 작동한다. 본고의 경우 기업의 수가 적을수록 로비노력을 더 많이 하고 따라서 개별합리성제약이 기존기업의 수가 적은 경우에 구속될 가능성이 높다. 예를 들어, 독점의 경우와 복점의 경우를 비교해보자. 독점기업의 경영자는 진입을 봉쇄하기 위해서는 $f(l_1) \geq E\Pi^{ent}(2)$를 만족하는 로비를 하여야 하는 데 반해 복점기업의 경영자의 경우 $f(2 \cdot l_2) \geq E\Pi^{ent}(3)$를 만족하도록 로비를 할 것이다. 사업탈취효과의 가정에 의해 $E\Pi^{ent}(2) > E\Pi^{ent}(3)$이므로, $l_1 > 2 \cdot l_2$.가 성립하고 그 결과 독점기업의 경우 생산적인 노력을 유도하는 비용이 매우 높게 된다. 즉, 생산적인 노력과 비생산적인 노력이 대체관계에 있으면 기업의 수가 증가함에 따라 생산적인 노력을 유도하기 위한 비용이 감소하여 경쟁적인 시장에서 생산적인 노력이 더 많이 이루어진다.

따라서 정리 1은 시장구조가 독과점적일 때 경쟁의 역할에 대한 보다 많은 의미를 부여한다고 할 수 있다. 나아가 본고의 모형은 진입장벽을 낮추는 것은 비생산적인 노력의 감소, 생산적인 노력의 증가와 그에 따른 효율성 증진, 그리고 생산량의 증가에 따른 소비자 잉여의 증가 등의 측면에서 긍정적인 효과가 있음을 보여주고 있다.[23)]

23) Ahn(2002)에 따르면 진입장벽을 완화하여 경쟁을 제고함으로써 기대할 수 있는 효율성 증진의 효과는 세 가지로 나누어 볼 수 있다. 먼저 배분적 효율성(allocative efficiency) 증진으로 경쟁의 격화가 가격과 한계비용 간의 괴리를 축소시키는 효과를 의미한다. 둘째, 생산적 효율성(productive efficiency)으로 기업의 내부 조직에 있어 효율성을 증진함을 의미한다. 셋째, 동태적 효율성(dynamic efficiency)으로 경쟁의 촉진은 기업의 혁신(innovation)에 긍정적 역할을 수행함을 강조하는 것이다. 본 논문의 모형은 이 세 가지를 직접적으로 또는 간접적으로 포괄한다. 생산적 효율성과 동태적 효율성은 II장에서 지적한 바와 같이 비용절감효과를 해석함에 있어 포섭되며 배분적 효율성은 생산적인 노력의 증가는 낮은 비용이 실현될 확률을 높여 가격과 비용 간의 괴리를 축소하는 효과로 해석할 수 있다. 그러나 이 같은 경쟁의 효율성 증진효과에 대해서는 어느 정도 논란의 여지가 있는데 특히 경쟁으로 인해 동태적 효율성이 저

2. 진입을 허용하는 경우

기존기업이 진입을 허용하는 경우 세 가지 가능한 경우가 있다. 먼저, 기존기업의 수가 증가함에 따라 산업 전체의 로비가 감소하는 경우이다. 이 경우 개별기업의 비생산적인 노력의 수준도 감소하고 전절의 논의가 그대로 적용된다.

정리 2: 기존기업의 수가 증가할 때 산업전체의 비생산적인 노력의 수준과 개별기업의 비생산적인 노력의 수준이 감소한다고 가정하자. 아래의 조건 중 하나가 성립하면, 시장경쟁이 증가할 때(기존기업의 수가 증가할 때, $n'>n$) 기존기업의 경영자는 더 높은 수준의 생산적인 노력을 한다.

(a) n개의 기존기업과 n'개의 기존기업이 존재할 때 개별합리성제약 두 경우 모두 구속됨(binding).

(b) n개의 기존기업이 존재할 때 개별합리성제약이 구속되고, n'개의 기존기업이 존재할 때 유인일치제약이 구속됨.

(c) 기존기업의 수가 증가함에 따라 $\Delta\Pi(n+s)$가 감소하지 않음(non-decreasing).

두 번째 경우는 기존기업의 수가 증가할 때 전체 산업에서의 로비는 증가하지만 개별기업의 로비는 감소하는 경우이다. 이 경우 경쟁이 생산적인 노력에 미치는 효과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

정리 3: 기존기업의 수가 증가할 때 산업전체의 비생산적인 노력의 수준은 감소하나 개별기업의 비생산적인 노력의 수준은 증가한다고 가정하자. 아래의 조건 중 하나가 성립하면, 시장경쟁이 증가할 때(기존기업의 수가 증가할 때, $n'>n$) 기존기업의 경영자는 더 높은 수준의 생산적인 노력을 한다.

(a) n개의 기존기업과 n'개의 기존기업이 존재할 때 개별합리성제약 두 경우 모두 구속됨(binding).

(b) n개의 기존기업이 존재할 때 개별합리성제약이 구속되고, n'개의 기존기업이 존재할 때 유인일치제약이 구속됨.

정리 2와 정리 3의 직관은 정리 1의 그것과 같다. 즉, 로비노력의 감소는 생산적인 노력을 유도하기 위한 비용을 감소시켜 경쟁이 증가할수록 더 많은 생산적인 노력이 유도된다.

특정한 이윤함수를 가정하지 않는 경우 시장에서 활동하는 기업의 수는 일의적으로 결정되지 않는다. 그러나 만약 기업의 수에 대한 가정을 한다면 다음의 결과를 얻는다.

정리 4: n개의 기존기업과 n'개의 기존기업이 있는 경우를 고려하자($n' > n$).

해될 가능성이 존재한다.

만약 두 경우에 산업수준에서의 비생산적인 노력의 수준이 같다면, 즉 최종적으로 시장에서 활동하는 기업의 수가 같다면 기존기업의 수가 많을수록 더 많은 생산적인 노력을 한다.

일반적으로 정리 2, 3, 4의 조건들이 전역적으로(globally) 만족되는 상황은 기대하기 힘들다. 즉, 생산적인 노력과 경쟁의 관계는 비단조적(non-monotonic)일 가능성이 높다.[24][25] 만약 산업수준과 개별기업수준에서의 비생산적인 노력의 수준이 기존기업 수가 증가함에 따라 증가한다면 경쟁의 생산적인 노력에 대한 효과는 일의적으로 결정되지 않는다. 왜냐하면 시장의 상황, 예를 들어 수요함수, 비용함수 등에 따라 결과가 달라지기 때문이다.

V. 정책적 함의[26]

전장의 분석결과는 기존기업들이 조직적 로비를 통하여 정책결정자에게 영향을 미쳐 행정적·법적 진입규제가 형성되어 진입장벽이 구축될 수 있으며, 그 결과 산업구조가 왜곡되고 기업의 내부 비효율성이 지속될 가능성을 지적하고 있다. 나아가 독과점적 시장구조인 경우 산업 또는 사업자단체에 의해 형성된 진입규제로 인하여 폐해가 발생할 가능성을 시사한다.

진입규제와 관련하여 두 가지 상반된 견해가 존재한다. 하나는 Stigler(1971) 등이 주장한 공공선택견해(public choice view)로서 산업에 의해 포획된(capture) 당국이 해당 산업에 유리하도록 규제를 설정한다는 것이다. 또 다른 견해는 공공

24) Aghion et al.(1999)은 경쟁과 혁신 간에도 이 같은 비단조성(non-monotonicity)이 존재함을 보이고 있다. 이는 경쟁과 동태적 효율성 간에 반드시 정(+)의 관계가 존재하지 않을 수 있음을 지적하는 것으로 본문의 분석결과와 유사한 측면이 있다.

25) 생산적인 노력과 경쟁 간의 비단조적 관계는 자유로운 진입(free-entry)이 반드시 최적이 아닐 수 있음을 시사한다. 즉, 경쟁의 정도가 증가함에 따라 생산적인 노력이 극대화되는 경쟁의 수준은 진입장벽이 어느 정도 존재하는 상황일 수 있다. 이는 경영자에게 유보효용수준을 초과하여 정보적 지대를 지급하는 경우 발생하는데 이 경우 정보적 지대의 존재가 Mankiw and Whinston(1986) 모형의 고정비용과 같은 역할을 함으로 인해 자유로운 진입이 반드시 사회적으로 최적의 결과를 보장하지 않는다. 또한 비단조성은 기존기업의 수라는 초기조건에 따라 균형이 달라질 수 있음을 의미한다.

26) 필자가 아는 한 모형의 분석결과와 완전히 일치하는 사례를 문헌을 통해서 찾을 수 없다. 이는 로비에 대한 기록이 공개적으로 이루어지는 경우가 매우 드물고, 미국과 같이 기록이 존재한다 하더라도 그 효과에 대한 엄밀한 정량적 분석이 이루어진 경우가 없기 때문이다. 특히 우리나라의 경우 로비에 대한 기록이 없어 구체적인 사례를 찾는 것이 불가능하다. 그 결과 본장의 정책적 함의는 간접적인 증거에 의존할 수밖에 없으며 본문의 기술은 직접적인 정책제언보다는 모형에서 다루고 있는 상황이 발생할 수 있는 가능성을 고려해야 한다는 점을 강조하고자 한다.

의 이익(public interest)을 강조하는 것으로서 시장실패와 같은 비효율성을 교정하기 위해 규제가 존재한다는 것이다. 어느 견해가 보다 큰 설명력을 가지는가는 산업에 따라 다를 것이다.

그러나 Djankov et al.(2002)은 공공선택 견해와 일관되게 진입규제는 부패의 확대 및 대규모 지하경제(unofficial economies)와 연관되어 있음을 실증적으로 분석하였고, Fisman and Sarria-Allende(2004)는 자연적인 진입장벽이 낮은 산업에서 정부규제에 의한 진입장벽의 형성은 산업의 구조를 왜곡하는 중요한 요소임을 지적하고 있다. 이 같은 선행연구는 기존기업이 정책결정자를 포획하여 경쟁제한적 규제를 설정하고 이를 통해 비효율성이 유발될 수 있다는 모형의 분석결과에 대한 간접적인 증거를 제시한다.

미국 트럭산업규제완화과정을 살펴보면 이 같은 점을 확인할 수 있다. 1935년 Motor Carrier Act가 제정된 이후 주간통상위원회(Interstate Commerce Commission: ICC)는 트럭산업의 요금과 진입을 규제했었다.[27] 주간통상위원회 규제하에서 가격은 비용을 상당한 정도로 상회하도록 설정되었으며 그 결과 각 기업들은 상당한 이윤을 향유하였다. 이 같은 이익을 보호하기 위하여 전미트럭연합(American Trucking Association: ATA)이 형성되어 정치적 영향력을 행사하기 위한 조직적인 로비가 이루어졌다. 전미트럭연합의 적극적인 로비의 결과 규제에 의한 진입장벽이 구축되었다. 규제의 내용은 신규기업이 진입을 하기 위해 청원을 하는 경우 기존기업에 의한 공급이 수요를 충족하기에 충분하지 않다는 증명을 해야 하는 것으로 실질적으로 새로운 기업의 진입을 제한하는 진입장벽의 역할을 수행하여 신규기업의 진입은 미미한 수준에 머물렀다.

1970년대 말과 1980년대 초 전미트럭연합의 강력한 반대에도 불구하고 진행된 규제완화(deregulation)는 진입장벽을 완화하여 전례 없는 경쟁이 이루어지고 진입과 퇴출 또한 활발하게 진행되었다. 규제완화의 효과는 기업의 수와 비용의 측면에서 매우 크게 나타났다. 1978년과 1985년 사이에 트럭산업의 기업 수가 16,874개에서 33,823개로 2배 이상 증가하였고 기업의 진입과 퇴출도 매우 활발하게 진행되었다. <표 1>은 규제완화 이전(1977년)과 이후(1983년) 평균비용의 분포를 보여주고 있다. 규제완화 이전에 평균비용은 0.0084 per ton mile에서 2.798 사이에 분포하고 평균은 0.3438이었는 데 반하여 규제완화 이후에는 평균비용이 0.0032에서 0.6343 사이에 분포하고 평균은 0.1001로 낮아졌다. 이 같은 비용감소

27) ICC는 본래 철도산업의 규제를 위하여 설립되었으나 후에 트럭산업(1935년), 바지선 수송(1940년) 등으로 그 범위를 확대하였다.

〈표 1〉 트럭산업의 평균비용 분포

(단위: %)

per ton miles / 연도	0～0.05	0.05 ～0.1	0.1 ～0.2	0.2 ～0.3	0.3 ～0.4	0.4 ～0.5	0.5 ～0.6
1977	22.6	9.4	18.9	9.4	15.1	5.7	3.8
1983	47.2	28.3	9.4	5.7	1.9	5.7	-

자료: Viscusi, Vernon, and Harrington(1992).

와 더불어 생산성도 향상되었는데 Ying (1990)에 따르면 비용절감효과가 1982년에 9%, 1984년에 23% 정도 된다. 이상에서 살펴본 바와 같이 기존기업들에 의한 청원 및 로비에 의한 산업조직의 왜곡은 현실에서도 관찰되며 기존기업에 의한 인위적인 진입장벽의 구축이 효율성 증진에 장애요인으로 작용했음을 알 수 있다.

우리나라의 경우 기존기업들에 의한 진입장벽의 구축과 그에 따른 반경쟁적 효과에 대한 정량적 분석이 부재하여 진입규제로 인한 폐해의 수준을 알기 어렵다. 그러나 개발연대에 재벌주도로 만들어진 경쟁제한적 규제가 상당수 잔존함을 고려하면 기존기업들에 의해 형성된 진입규제가 효율성 증진에 부정적인 영향을 미쳤음을 부인하기는 어려울 것이다.

이 같은 기업의 정부 또는 의회에 대한 영향은 많은 경우 사업자단체를 통하여 이루어진다. 사업자단체가 정부에 영향을 미치기 위한 청원활동에 대해 미국의 경우 Noerr-Pennington doctrine에 근거하여 판단이 이루어지고 있다. Noerr-Pennington법리는 1961년 Eastern Railroad Presidents Conference v. Noerr Motor Freight Inc.사건과 1965년 United Mine Workers of America v. Pennington 사건[28]에 의해 확립된 것으로 "일반적으로 반경쟁적인 우위를 얻기 위한 목적으로 정부에 영향을 행사하기 위한 노력은 반독점법을 위반한 것이 아니다(In general, an effort to influence the exercise of government power, even for the purpose of gaining an anticompetitive advantage, does not create liability under the antitrust laws.)"라는 내용을 담고 있다. 이 법리에 따르면 정부의 행동에 영향을 미치는 공동행위는 경쟁을 제한하기 위해 행사되더라도 반독점법을 위반한 것이 아니며 따라서 경쟁제한적 입법을 위한 활동 또한 반독점행위의 대상이 되지 않는다.[29]

물론 정부에 영향을 미치는 모든 공동행위에 대해 면책이 주어지는 것은 아니다. 만약 정부에 영향력을 행사하기 위한

28) 두 사건에 관한 자세한 내용은 Breit and Elzinga(1989)를 참조하라.

29) 이 법리는 반경쟁적 목적을 가진 소송의 제기에도 확대되어 적용된다. 예를 들어, 어떤 기업이 소송을

행위가 단지 경쟁자와의 사업관계를 침해하려는 기만적인 의도에서 비롯되었다면, 셔먼법의 적용은 정당화된다(Sham Exception). 즉, 다시 말해 정부의 행동에 영향을 미치는 행위가 경쟁자를 배제하기 위한 행위를 감추기(cover) 위해 이루어졌다면 이는 반독점행위로 간주된다.

기업 또는 사업자단체에 의한 청원·로비에 대해 우리나라도 미국과 유사한 입장을 취하고 있는 것으로 생각된다.[30] 현행 공정거래법은 사업자단체의 경쟁제한행위, 사업자 수의 제한, 구성사업자의 사업활동제한, 불공정거래 및 재판매가격유지행위의 강요 및 방조, 부당한 표시·광고행위 등을 금지하고 있으나 사업자단체의 정부에 대한 청원·로비를 통한 경쟁제한적 입법 및 정책 형성에 대하여는 명확한 규정이 없는 것이 현실이다. 나아가 규제업무와 관련된 정부와의 교섭과정에서 구성사업자의 이익을 조정하거나 공동행위를 수행하는 데에 대한 명시적인 규정이 없는 것으로 생각된다. 이는 청원권이 국민의 고유한 권리이고 사업자단체의 대정부활동은 사업자단체의 기본적인 기능이므로 그 자체를 제한하기 어렵다는 점을 중시한 것으로 생각된다. 또한 사업자단체가 대정부활동을 수행하더라도 청원·로비 자체가 반드시 정책 또는 법률로 연결되는 것은 아니며, 법률의 제정 및 정책의 결정은 입법부 및 행정기관의 고유권한이므로 경쟁법적으로 특별한 문제가 없는 것으로 판단하고 있는 것으로 사료된다.

청원권을 인정하여 사업자단체의 청원·로비가 경쟁법적으로는 문제가 없다고 하더라도 청원·로비가 제도화되어 있지 않은 우리나라의 경우 음성적 로비의 형태로 나타나 문제점을 유발할 가능성이 존재하는 것으로 생각된다.[31] 황수익·강원택(2004)은 이에 대해 다음과 같이 지적하고 있다.

> 우리나라에서 나타나는 이익집단(*사업자단체*) 정치의 주요한 특성은 이익집단의 이익표출과 정책결정과정에의 투입기능이 비제도화되어 있다는 점이다.…… 제도화된 로비가 허용되지 않으면서, 이익집단들은 제도화된 채널에 의존하기보

통해 경쟁자를 배제하기 위해 소송을 제기하는 경우 반경쟁적 의도에도 불구하고 소송을 제기한 기업은 Noerr-Pennington법리에 의해 셔먼법의 적용을 받지 않는다. 다만 소송의 결과와 무관하게 소송에 소요되는 비용, 예를 들어 출석비용 등을 통해 경쟁자에게 손해를 미치려는 의도가 있는 경우에는 Noerr-Pennington법리의 적용을 받지 못한다.

30) 우리나라의 사업자단체의 현황과 문제점에 대한 자세한 논의는 이재형(1999)을 참조하라.

31) 미국의 경우 1946년에 제정된 연방로비규제법(Federal Regulation of Lobbying Act)과 1995년에 제정된 로비공개법(Lobbying Disclosure Act of 1995)에 근거하여 사업자단체 등 이익집단의 로비에 대한 기준을 설정하고 있다. 나아가 정치활동위원회(Political Action Committee: PAC)를 통해 이익집단이 정치활동에 영향을 미칠 수 있는 제도를 가지고 있다.

다는 은밀하고 부패하기 쉬운 정치권의 유력인사와의 음성적이고 개별적인 접촉에 의존하거나…… 그 결과 정치자금의 제공과 그로 인한 정책적 수혜가 투명하게 공개되지 않았고 또한 이 같은 거래의 창구가 특정 이익집단(*사업자단체*)에게 배타적으로 유리하게 형성되어 있거나 혹은 독점적으로 유지되어 왔다는 데 문제가 있다. 또한 그러한 음성적, 불법적 거래의 내역이 잘 드러나지 않았기 때문에 그러한 투입창구의 사실상의 독점은 계속 유지되어 왔다.[32]

또한 노석재(1994)는 정부에 의한 독점권 부여 및 박탈로 인한 지대추구행위 및 신규기업의 설립시 부수적으로 소요되는 금전적・비금전적 자원투입 등을 지적하면서 우리나라의 경제활동에 있어 지대추구행위가 만연해 왔음을 지적하고 있다.[33]

그렇다면 기업 또는 사업자단체 등에 의한 로비와 그로 인한 진입장벽의 구축을 금지하는 것이 올바른가라는 문제가 제기될 수 있다. 기본적으로 국민의 청원권을 제한하여 기업이나 사업자단체의 모든 대정부활동을 규제하는 것은 바람직하지 않을 것이다.[34] 다만 사회후생을 감소시키고 특정 집단의 이익을 보호하기 위한 규제는 입법과정, 정책결정과정에서 신중하게 검토하여야 하며 旣설립된 규제나 법령 그리고 그 효과에 대한 재검토가 필요할 것이다. 또한 로비를 통한 부당한 이득의 획득이 어렵도록 만드는 제도적 장치가 필요할 것으로 사료된다. 이러한 점에서 최근 국회에서 추진되고 있는 로비공개법[35]은 음성적 불법로비를 양성화하여 입법과정이나 정책결정에 있어 기존 독점사업자에 의한 창구의 독점과 그로 인한 폐해를 어느 정도 완화하는 효과를 가져올 수 있을 것으로 생각된다.[36]

---

32) 괄호 및 이탤릭체는 필자 삽입.

33) 모형의 논의와 황수익・강원택(2004)의 논의를 종합할 때 우리나라의 경우 상대적으로 독과점적인 시장에서 신규기업의 진입을 제한하는 규제가 더 많을 것이라고 생각할 수 있다. 김재홍(1994, 2002)은 이를 간접적으로 뒷받침하고 있는데, 우리나라의 경우 전체산업과 비교할 때 독과점산업이 정부로부터 더 많은 수의 진입규제를 받고 있으며 규제의 강도에 있어 전체산업보다 강한 규제를 받고 있다.

34) 사업자단체의 모든 행위가 경쟁제한적인 것은 아니며 긍정적인 역할을 수행하기도 한다. 사업자단체는 정보의 제공 및 정부와 업체 간의 정보 조정 및 연결기능을 수행하여 구성사업자에게 서비스를 제공한다. 또한 정보의 수집과 분석을 통해 시장의 투명성을 증진시켜 경쟁을 촉진하는 효과를 가져올 수 있다. 본문에서 지적하는 것은 이 같은 사업자단체의 긍정적 측면을 부정하는 것이 아니라 사업자단체의 청원・로비에 따른 부정적 효과가 존재할 수 있음을 지적하고자 하는 것이다.

35) 로비공개법이란 전직 공무원 등 일정 자격을 가진 자가 로비스트로 등록해 특정 입법과정에 공개적으로 영향력을 행사할 수 있도록 함으로써 음지에서 관련 당사자가 정・관계 인사를 만나 뇌물을 주는 등 불법적인 관행을 막아보자는 취지로 제정이 추진되고 있다(「서울경제」, 2005년 2월 22일자 기사).

Ⅵ. 결 론

시장경쟁을 통해 기업의 효율성을 증진하고 궁극적으로 사회후생을 증진하기 위한 경쟁정책의 중요성은 오래전부터 강조되어 왔다. 그러나 주주가 경영자에게 경영을 위임하여 본인-대리인 관계가 발생하여 도덕적 해이의 문제가 존재하는 경우 경쟁이 기업의 내부효율성을 증진하는가에 대한 이론적 근거가 미약한 것이 사실이다.

본 논문은 상품시장경쟁이 경영자의 노력배분에 영향을 미치는 메커니즘의 분석을 통해 일반적인 믿음에 대한 이론적 근거를 제시하는 데 그 의의가 있다. 선행연구와는 달리 본 논문은 경영자가 비용절감과 지대보호라는 두 종류의 행위를 수행하는 경우 기존기업의 수로 측정되는 경쟁도의 증가가 두 가지 효과를 유발함을 보인다. 하나는 산출효과로 경영자로 하여금 생산적인 노력을 적게 수행할 유인을 제공하며, 다른 하나는 노력대체효과로 보다 많은 생산적인 노력을 경주하도록 한다. 경쟁의 효과는 이 두 효과들의 상대적 크기에 의해 결정되는데 본 연구는 어떠한 조건하에서 경쟁도의 증가가 보다 많은 경영자의 생산적인 노력을 유인하는가를 식별하였다. 나아가 미국의 경험과 우리나라의 사업자단체들의 정책형성과정에 대한 선행연구를 통해 사업자단체 등을 통한 진입장벽 형성의 가능성에 대해 살펴보았다.

본 논문의 논의는 제한적인 가정하에서 이루어진 것으로 모든 산업에 일률적으로 적용될 수는 없을 것이다. 이러한 점에서 향후 산업별 진입규제의 특성과 시장구조, 그리고 사업자단체의 활동 등에 대한 실증연구가 이루어진다면 우리나라의 진입규제에 대한 이해를 넓힐 수 있을 것으로 사료된다.

이론적으로도 본 논문의 논의를 확장할 수 있는 여지가 있다. 본 논문은 로비게임을 주어진 것으로 가정하고 진입기업 간의 협조적 로비게임에서 경영자의 노력배분에 대한 효과를 분석하였다. 이 같은 가정을 완화하여 로비를 내생화하고 비협조적 게임으로 분석하는 것은 향후과제로 남겨둔다.

또한 본 논문은 기업을 규율하는 메커니즘으로 상품시장 경쟁을 그 대상으로 삼고 있다. 기업의 가치를 극대화하기 위한 메커니즘은 상품시장 경쟁 외에도 여러 가지가 존재할 것이다. 특히 기업지배구조와 기업의 재무구조(financial structure) 등은 주주이익을 극대화하기 위한 수단으로 강조되어 왔는데 이 같은 메커

36) 물론 로비공개법의 제정시 적용범위 및 부작용 등에 대해서 심도 깊은 논의가 이루어져야 할 것이다. 그러나 이러한 문제들은 본 연구의 범위를 넘어서는 것이므로 논의하지 않는다.

니즘과 상품시장경쟁 간의 상호작용을 분석하는 것은 흥미로운 주제가 될 것이다. 각 지배구조의 구성요소에 대해서는 많은 선행연구들이 있으나 시장경쟁과의 상호작용과 그 효과에 대한 선행연구는 매우 적은 것이 사실이다. 예를 들어, 부채계약(debt contract)과 시장경쟁은 각각 경영진이 향유하는 준지대(quasi-rent)를 통제하는 수단으로 인식되어 있으나 두 수단이 상호작용을 하는 경우 어떠한 효과가 유발되는가에 대해서는 명확하지 않다. 이는 부채의 증가가 시장경쟁의 효과를 구축(crowd-out)하여 경영자가 누리는 지대를 감소시키기보다는 증가시킬 수 있기 때문이다. 따라서 여러 가지 기업통제 메커니즘이 동시에 존재할 때 전체적인 효과는 자명하지 않은데 이 같은 상호작용을 고려하여 기업통제 메커니즘 간의 관계를 분석하는 것은 이론적으로 뿐만 아니라 정책적으로도 시사하는 바가 클 것으로 사료된다. 이 같은 후속연구를 통해 기업통제 메커니즘으로서의 시장경쟁이 어떻게 작동하는가를 보다 잘 이해할 수 있을 것이라고 생각된다.

참 고 문 헌

김재홍, 『한국의 진입규제』, 한국경제연구원 규제연구센터 규제연구시리즈 11, 1994.

김재홍, 『진입규제의 이론과 실제』, 한국경제연구원 규제연구센터 규제연구시리즈 40, 2002.

노석재, 「지대추구행위와 한국경제」, 김우택 외, 『시장경제와 한국의 자본주의 소화』, 1994, pp.474～517.

이재형, 『사업자단체와 경쟁정책』, 연구보고서 9902, 한국개발연구원, 1999.

황수익・강원택, 『공공선택론적 입장에서 본 이익집단의 입법결정과정에의 투입에 관한 연구』, 한국의회발전연구회 연구보고서, 2004.

Abel, Jaison R., "Entry into Regulated Monopoly Markets: The Development of a Competitive Fringe in the Local Telephone Industry," *Journal of Law and Economics 65*, October 2002, pp.289～316.

Adelman, M. A., "Comment on the H Concentration as a Numbers-Equivalent," *Review of Economics and Statistics* 51(1), 1969, pp.99～101.

Aghion, Phillipe, Mathias Dewatripont, and Patrick Rey, "Competition, Financial Discipline and Growth," *Review of Economic Studies* 66, 1999, pp.825～852.

Ahn, Sanghoon, "Competition, Innovation and Productivity Growth: A Review of Theory and Evidence," OECD Economics Department Working Paper No.317, 2002.

Baumol, William, "Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive," *Journal of Political Economy*, Vol.98, No.5, Part 1, 1990, pp.893～921.

Berger, Allen N. and Timothy H. Hannan, "The Efficiency Cost of Market Power in the Banking Industry: A Test of the "Queit Life" and Related Hypohteses," *Review of Economics and Statistics* 80(3), 1998, pp.454～465.

Bertoletti, Paolo and Clara Poletti, "A Note on Endogenous Firm Efficiency in Cournot Principal-Agent Model," *Journal of Economic Theory* 71, 1996, pp.303～310.

Bertoletti, Paolo and Clara Poletti, "X-Inefficiency, Competition and Market Information," *Journal of Industrial Economics* 45(4), 1997, pp.359～75.

Bhagwati, Jagdish N., "Directly Unproductive, Profit-seeking(DUP) Activities," *Journal of Political Economy* 90(5), 1982, pp.988～1002.

Breit, Wiiliam and Kenneth G. Elzinga, *The Antitrust Casebook*, The Dryden Press, 1989.

Broscheid, Andreas and Paul E. Teske, "Public Members on Medical Licensing Boards and the Choice of Entry Barriers," *Public Choice*, 2002, pp.1～16.

Djankov, Simeon and Bernard Hoekman, "Market Discipline and Corporate Efficiency: Evidence

from Bulgaria," *Canadian Journal of Economics* 33(1), 2000, pp.190～212.

Djankov Simeon, Rafael La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and Andrei Shleifer, "The Regulation of Entry," *Quarterly Journal of Economics*, 2002.

Fisman, Raymond and Virginia Sarria-Allende, "Regulation of Entry and the Distortion of Industrial Organization," NBER Working Paper No. 10929, 2004.

Granziano, Clara and Bruno M. Parigi, "Do Managers Work Harder in Competitive Industries?" *Journal of Economic Behavior and Organization* 34(3), 1998, pp.489～498.

Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman, *Special Interest Politics*, Cambridge, MA. and London UK: The MIT Press, 2001.

Hart, Oliver D., "The Market Mechanism as an Incentive Scheme," *Bell Journal of Economics* 14, 1983, pp.366～382.

Hay, Donald A. and Guy S. Liu, "The Efficiency of Firms: What Difference Does Competition Make," *Economic Journal* 107, 1997, pp.597～617.

Hermalin, Benjamin E., "The Effect of Competition on Executive Behavior," *Rand Journal of Economics* 23, 1992, pp.350～365.

Hicks, John R., "Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly," *Econometrica* 3(1), 1935, pp.1～20.

Holmström, Bengt, "Moral Hazard in Teams," *Rand Journal of Economics* 13, 1982, pp.324～340.

Horn, Henrik, Harald Lang, and Stefan Lundgren, "Competition, Long run contracts and Internal inefficiencies in Firms," *European Economic Review* 38, 1994, pp.213～233.

Horn, Henrik, Harald Lang, and Stefan Lundgren, "Managerial Effort Incentive, X-inefficiency and International Trade," *European Economic Review* 39, 1995, pp.117～138.

Jensen, Michael C. and William H. Meckling, "Theory of Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics* 3, 1976, pp.305～360.

Makowski, Louis and Joseph M. Ostroy, "Appropriation and Efficiency: A Revision of the First Theorem of Welfare Economics," *American Economic Review* 85(4), 1995, pp.808～827.

Mankiw, N. Gregory and Michael D. Whinston, "Free Entry and Social Inefficiency," *The RAND Journal of Economics*, Vol. 17, No. 1, 1986, pp.48～58.

Martin, Stephen, "Endogenous Firm Efficiency in Cournot Principal-Agent Model," *Journal of Economic Theory* 59, 1993, pp.445～450.

Nalebuff, Barry and Joseph E. Stiglitz, "Information, Competition and Markets," *American Economic Review* 73(2), 1983, pp.278～283.

Nickell, Stephen J., "Competition and Corporate Performance," *Journal of Political Economy* 104(4), 1996, pp.724～746.

Nickell, Stephen J., Daphne Nicolitsas, and Neil Dryden, "What Makes Firms Perform Well?" *European Economic Review* 41(3-5), 1997, pp.783～796.

Petersen, H. C., *Business and Government*, Harper & Row, NY, 1988.

Rasmusen, Eric and Mark Zupan, "Extending the Economic Theory of Regulation: The Form of Policy,"' *Public Choice* 72, 1991, pp.167～191.

Scharfstein, David, "Product-Market Competition and Managerial Slack," *Rand Journal of Economics* 19(1), 1988, pp.147～155.

Scherer, F. M. and D. Ross, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Houghton Mifflin Company: Boston, MA, 1990.

Schmidt, Klaus M., "Managerial Incentives and Product Market Competition," *Review of Economic Studies* 64(2), 1997, pp.191～213.

Smith, Adam, *Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Henry Regnery Company, Chicago, IL. 1967. Originally published in 1776.

Stennek, Johan, "Competition Increases X-Efficiency: A Limited Liability Mechanism," *European Economic Review* 44, 2000, pp.1727～44.

Stigler, George, "The Economic Theory of Regulation," *Bell Journal of Economics* 2, 1971, pp.3～21.

Vickers, John, "Competition Economics," *Royal Economic Society Annual Public Lecture*, 2003.

Viscusi, W. K., J. M. Vernon, and J. E. Harrington Jr., *Economics of Regulation and Antitrust*, Lexington, 1992.

Willig, Robert D., "Corporate Governance and Product Market Structure," in Razain and E. Sadka(ed.), *Economic Policy in Theory and Practice*, London:Macmillan, 1987.

Ying, John, "The Inefficiency of Regulating a Competitive Industry: Productivity Gains in Trucking Following Reform," *Review of Economics and Statistics* 72, 1990, pp.191～201.

부 록

보조정리 3의 증명

증명은 두 단계로 나누어진다.

Step 1: $w_L > w_H$

가정과는 반대로 $w_L \le w_H$라고 가정하자. 유인일치제약으로부터

$$P'(e)(w_L - w_H) - g'(e+l) = 0$$

따라서 만약 $w_L \le w_H$이면 생산적인 노력의 수준이 0이 된다. 이는 모순이므로 $w_L > w_H$

Step 2: $w_L > 0$ 그리고 $w_H = 0$.

최적계약에서 $w_L > 0$이고 $w_H > 0$라고 가정하자. 유한책임제약은 구속(binding)되지 않으므로, 최선(the first-best)이 달성 가능하다. 또한 개별합리성제약과 유인일치제약은 구속(binding)된다. 그러면 유인일치제약으로부터 다음을 얻는다.

$$P'(e)(w_L - w_H) - g'(e+l) = 0$$

최선의 결과가 달성 가능하므로

$$w_L - w_H = \Pi_L - \Pi_H$$

또한 개별합리성제약으로부터

$$P(e)(w_L - w_H) - g(e+l) - \underline{U} = -w_H$$

가정 L에 의해 위 식의 좌변은 양이고 따라서 w_H는 음이어야 한다. 이는 유한책임제약을 위반한다. 따라서 w_H은 양이 될 수 없고 0이어야 한다.■

정리 1의 증명

(a) 개별합리성제약이 구속(binding)된다고 하자. 그러면 다음이 성립한다.

$$P(e_n)\frac{g'(e_n + l_n)}{P'(e_n)} - g(e_n + l_n) = 0$$

즉, $\dfrac{P(e_n)}{P'(e_n)} = \dfrac{g(e_n + l_n)}{g'(e_n + l_n)}$

Claim: 전체노력수준 $e_n + l_n$은 n의 감소함수이다.

Proof of Claim: 전체노력수준 $e_n + l_n$이 n의 감소함수가 아니라 하자. 그러면 $l_n > l_{n+1}$이므로 $e_{n+1} \ge e_n + l_n - l_{n+1} > e_n$이 성립한다. 가정 P와 가정 G에 의해

$$\frac{P'(e_{n+1})}{P'(e_{n+1})} < \frac{P'(e_n)}{P'(e_n)} \text{이고}$$

$$\frac{g'(e_{n+1} + l_{n+1})}{g(e_{n+1} + l_{n+1})} \ge \frac{g'(e_n + l_n)}{g(e_n + l_n)}$$

모순.

전체노력수준 $e_n + l_n$은 n의 감소함수이지만, e_n은 n의 증가함수이다. 이를 보이기 위해 다음 두 식을 고려해 보자.

$$\frac{P'(e_n)}{P(e_n)} = \frac{g'(e_n + l_n)}{g(e_n + l_n)},$$

$$\frac{P'(e_{n+1})}{P(e_{n+1})} = \frac{g'(e_{n+1} + l_{n+1})}{g(e_{n+1} + l_{n+1})}$$

로비노력과 비용절감노력의 합이 감소하므로 가정 G에 의해 다음이 성립한다.

$$\frac{P'(e_{n+1})}{P(e_{n+1})} < \frac{P'(e_n)}{P(e_n)}$$

가정 P에 의해 $e_{n+1} \geq e_n$.

(b) 조건 (b)가 성립한다고 하자. 그러면

$$P(e^{IR})\frac{g'(e^{IR} + l)}{P'(e^{IR})} - g(e^{IR} + l) = 0$$

(i) 만약, $e_{n'} + l_{n'} \geq e_n + l_n$이면 $e_{n'} \geq e_n + l_n - l_{n'} > e_n$.

(ii) 만약 $e_{n'} + l_{n'} < e_n + l_n$이 성립하면, 가정 G에 의해 $g(e_{n'} + l_{n'}) < g(e_n + l_n)$ 그리고 $\frac{g'(e_{n'} + l_{n'})}{g(e_{n'} + l_{n'})} < \frac{g'(e_n + l_n)}{g(e_n + l_n)}$.

따라서 $\frac{P'(e_{n'})}{P(e_{n'})} < \frac{P'(e_n)}{P(e_n)}$이고 $e_{n'} > e_n$이 성립한다.

(c) 만약 $\Pi_L - \Pi_H$이 기업 수의 감소함수가 아니라면, 1계조건에 의해 더 많은 생산적인 노력을 함을 알 수 있다.■

정리 4의 증명 진입을 허용한 후 기업의 수가 $n + s = n' + s'$이라고 하자. 산업수준에서의 로비수준이 동일하므로 $l_n > l_{n'}$. 그러면 (10)과 (11)로부터, $e_n^{IC} < e_{n'}^{IC}$와 $e_n^{IR} < e_{n'}^{IR}$이 성립한다. 따라서

$$e_n^{SB} = max\{e_n^{IC}, e_n^{IR}\} < max\{e_{n'}^{IC}, e_{n'}^{IR}\} = e_{n'}^{SB}$$

■

韓國開發硏究
제27권 제2호(통권 제96호)

The Dynamics of Korean Stock Market in Response to Fiscal and Monetary Shocks Around Foreign Currency Crisis and Stock Market Opening

Jinho Jeong
(Associate Professor, School of Business Administration, Kyungnam University, Korea)

재정정책과 통화정책의 충격에 대한 한국 주식시장의 동태적 반응에 관한 연구
- 외환위기와 주식시장 개방을 전후하여 -

정 진 호
(경남대학교 경영학부 부교수)

* I would like to thank two anonymous referees for useful comments and suggestions. This research was funded by Kyungnam University Research Grant.

- Key word: Monetary Shock, Fiscal Shock, SUR, Policy Effectiveness
- JEL code: E44, G14, G18
- Received: 2004. 11. 16 Referee Reports Completed: 2005. 11. 22

ABSTRACT

This paper investigates the effectiveness of economic policy on the stock market in Korea around foreign currency crisis and stock market opening. For this purpose, the paper applied SUR technique to a set of monthly data over the period 1982.01 to 2004.12. The study finds the following results. First, for the entire sample period, Korean stock market appears to have effectively incorporated all of the past information about fiscal policy moves. However, the paper finds an evidence that some of the past monetary actions have significant impacts upon current stock returns implying that the information about past monetary moves has been overlooked. Second, there is an evidence to suggest that, after foreign currency crisis, the macro economic policy actions may influence stock market in a different way. In particular, after foreign currency crisis, monetary policy influences stock market in a more delayed pattern while past fiscal policy moves are well incorporated into current stock returns. Third, before stock market opening to foreign investors, some of the past economic policy actions have significant effects on current stock returns. On the contrary, after stock market opening, none of the past macro economic information has significant impact upon current stock returns. The results imply that stock market opening may contribute to the active utilization of economic information for market participants in Korea.

본 연구는 거시경제정책이 주식시장에 미치는 영향을 외환위기 전후와 주식시장 개방 전후의 시기를 비교하여 분석하였다. 이를 위해 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 계량분석기법을 이용, 1982년 1월부터 2004년 12월까지의 월별 자료를 분석하였다. 분석결과 다음과 같은 증거들을 발견하였다. 첫째, 전체 분석기간 동안 재정정책에 대한 정보들은 주식시장에 잘 반영되었으나 통화정책들은 그렇지 못하다는 것을 발견하였다. 둘째, 거시경제정책이 주식시장에 영향을 미치는 과정에서 외환위기가 변수로 작용한 것으로 나타났다. 구체적으로는, 외환위기 이전과 비교하여 재정정책의 충격들은 외환위기 이후 주식시장의 가격형성에 잘 반영되고 있으나 통화정책의 충격들이 주식시장에 미치는 영향은 즉각적이지 않고 시간이 걸리는 것으로 나타났다. 셋째, 주식시장 개방 이전에는 과거의 거시경제정보들이 주식시장의 가격형성에 영향을 주었으나 이러한 현상을 개방 이후에는 발견할 수 없었다. 이와 같은 결과는 주식시장 개방이 시장의 참가자들에게 적극적인 거시경제정보의 분석과 활용을 유도하는 방향으로 작용하였다는 것을 시사한다.

Ⅰ. Introduction

The policy effectiveness proposition of the new classical macroeconomics theory is well known. Under the hypothesis of rational expectations, past information should not influence the real output. Although most of the empirical research in this area has been primarily concerned with the real output, the attention to the stock market has rapidly increased in recent years (e.g., Darrat (1988), and Ali and Hasan(1993), Groenewold and Kang (1993), Kawakatsu and Morey (1999), Wu(2001)). Unfortunately, relatively little attention, if any, has been devoted to the effectiveness of economic policy on the stock market in Korea. Analysis of the Korean stock market is useful in terms of offering useful implications to the financial market policy of the Korean government. From the early 1980s, as a first step toward to the market mechanism based economy, Korean government has implemented wide ranges of deregulation policies to promote competition, liberalization and internationalization in the financial market, and the issue of deregulation still remains a high priority for government since the country experienced foreign currency crisis in late 1990's. Therefore, it will be appropriate to examine the effectiveness of economic policy on the stock market in Korea during this period.

The aim of this paper is to investigate the effectiveness of macro economic policy move on the stock market in Korea around foreign currency crisis and stock market opening. Unlike the previous works, this paper employs a seemingly unrelated regression (SUR) approach. A conventional approach is to use a two-step procedure where the movement in the macro-economic variable (i.e., money growth) is estimated by ordinary least squares (OLS) over the sample period, and the residuals from this regression are then used as the unexpected macro shocks. Then a test is performed to see whether stock price movements are influenced by the past economic information. This two-step OLS technique yields inefficient parameter estimates because not all of the information available in the description of the system of equations is used in the estimation procedure. An alternative source of inefficiency arises because two-step OLS estimation does not account for the fact that error terms across equations are likely to be correlated. The problem of loss of efficiency can be resolved by using a SUR method which allows for different error variances in each equation and for correlation of these errors across. Unlike the two-step OLS method, the SUR method used in this paper is a system method, where all the equations of the structural model are estimated by maximizing the likelihood function subject to restrictions on all the parameters in the model. The advantage of using the SUR method is that SUR estimates is unbiased as well as (asymptotically) efficient.[1] Another important aspect of this study is the use of monthly data for a period ranging from January 1982 to December 2004. During this period, the Korean stock market has experienced various government deregulation policies and, as a result of the government measures it has expanded very rapidly. For instance, the total market value of

[1] For a general discussion of OLS estimation problem, see Oxley and McAleer (1993).

shares listed in the Korean Stock Exchange has increased by almost 2000% during this period. The ratio of the market value to the nation's GNP increased to 53 % in 2004 from 5.9% in 1982. Therefore, this period provides an interesting research case whether the remarkable financial market expansion and government deregulations experienced during this period was accompanied by a corresponding macro economic policy. In addition, quarterly or a yearly period used in previous works is a fairly long time, particularly when one is analyzing the stock market where the stock prices are determined on a daily basis. The extended quarterly period stock returns is more likely to be contaminated by the other information besides the shock in the macro policy while this contamination will be much less for the monthly data used in this paper.

The paper is organized as follows. The following section provides a framework for testing the policy effectiveness. Section 3 reports the results. Section 4 provides concluding remarks.

II. Model and Methodology

By assuming that the stock return follows a fair game model, we describe one-period return to an asset, R_t at time t, as the sum of two components, the expected return at previous period t-1,

$E(R_t \mid \Phi_{t-1})$, and an unexpected or "abnormal" component, Z_t.

$$R_t = E(R_t \mid \Phi_{t-1}) + Z_t \tag{1}$$

where Φ_{t-1} denotes the set of information available to agents at time t-1. If the stock return is independent of past information, it must be true that

$$E(Z_t \mid \Phi_{t-1}) = 0 \tag{2}$$

Equation (2) indicates that the excess return sequence $\{Z_t\}$ is a fair game with respect to the information sequence $\{\Phi_{t-1}\}$. The set of information, Φ_{t-1}, available to investors at time t-1 would contain publicly available information. According to the rational expectation hypothesis, the abnormal return, Z_t, is independent of all past information since this news would already have been incorporated into share prices in past periods. To test the effectiveness of the economic policy on stock market, following regression equation is implemented.

$$R_t = E(R_t|\Phi_{t-1}) + \sum_{i=1}^{n} \beta_i E(M)_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \gamma_i UM_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i E(F)_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} \omega_i UF_{t-i} + Z_t \tag{3}$$

Where n denotes the lags on the expected policy and the policy shock, E(M) and E(F) refer to the anticipated monetary policy and the anticipated fiscal policy

respectively, UM is the monetary shock, and UF denotes the fiscal shock.[2] The null hypothesis is then

$$H_0: \beta_s=0, \gamma_s=0, \delta_s=0, \omega_s=0, \quad s= 1, 2, \cdots n$$

This formulation of the model highlights three problems which must be solved before testing can be implemented. First $E(R_t|\Phi_{t-1})$ must be measured; second expectation errors, UM and UF, must be estimated; finally, the variables to be used to forecast the economic policy should be specified.

As to the first problem, the measurement of the expected equilibrium return, two commonly used alternatives were experimented with. The first was to assume $E(R_t|\Phi_{t-1})$ to be a constant, C, and the second is to assume that $E(R_t|\Phi_{t-1})$ is equal to the sum of a risk premium, R_f, and a constant risk premium.[3] Since both approaches will produce the similar results in estimating regression coefficients, this study follows the first approach for simplicity. The second problem in the implementation of the testing procedure identified above, the generation of the expectation errors, was resolved by using an approach relatively common in the rational expectations literature, in which forecasting equations are estimated, the residuals from which are used to represent the expectation errors. The final question concerns the choice of variables in forecasting equations. Economic theory might not be very valuable in generating an accurate model of expectations formation because it is difficult on theoretical grounds to exclude any piece of information available at time t-1 as a useful predictor of a policy variable. The choice of the macro-economic variables in forecasting equation is generally made in an ad hoc way, determined as much by data availability as by theoretical considerations. The following two equations are constructed to forecast both monetary policy and fiscal policy.

Expectation of monetary policy is measured by;

$$M_t = \sum_{i=1}^{k} \sum_{s=1}^{m} \beta_{is} X_{i,t-s} + u_t \tag{4}$$

Expectation of fiscal policy is measured by;

$$F_t = \sum_{i=1}^{k} \sum_{s=1}^{m} \Psi_{is} X_{i,t-s} + w_t \tag{5}$$

---

[2] On purely theoretical grounds (e.g., Tobin (1969)), both monetary and fiscal policy could have important effects on the returns of assets, including equities. In his well-known general equilibrium model of the financial sector, Tobin emphasized stock returns as an important link between the real and financial sides of an economy. In that model, Tobin demonstrated how stock returns may respond to changes in the monetary and fiscal policy variables of the model. Tobin's theoretical analysis, when consistently applied, suggests that both money growth and budget deficits may have significant impacts upon stock returns.

[3] For examples of the first approach see Fama (1976) and Sargent (1976); for the second see Sharpe (1983).

where X is the vector of variables employed for predicting monetary and fiscal policies, and u_t and w_t are white noises. The variables included in vector X are as the following.

F : Fiscal policy (Deficit / GDP)
M : Monetary policy (M2)
U : Unemployment rate,
CPI: Consumer price index
I : Interest rate ,
EXCH : Exchange rate,

Since GDP is only available on quarterly basis, it is converted into monthly data by using SAS PROC EXPAND procedure.[4]

Every variable is expressed by the rate of change except fiscal policy and interest rate. Fiscal policy is measured by the difference of budget deficit / GDP, and interest rate is measured by the difference of government bond yield. Inflation is measured by the monthly growth rate in consumer price index. This particular list of variables was chosen because it contains readily available information which many researchers have cited as being of potential use in explaining policy responses (i.e., Glick and Hutchison (1990)). The lag distributions of policy forecasting model and return equation are restricted to 3 to conserve degrees of freedom.

III. The Results

This study employs monthly data over the 1982-2004 period. All variables are obtained from the Korea Bank Database. The first step is to specify the variables in the monetary policy equation (4) and fiscal policy equation (5). Second step is to jointly estimate equation (3), (4), and (5), imposing the cross-equation rationality in equation (3). In simultaneous systems of equations, endogenous variables are determined jointly rather than sequentially. Estimation of the model involves joint estimation of equation (3), (4), and (5) as a system using SUR. Table 1 reports the results of SUR estimates. Approximately 26.88% of the variance in stock return is accounted for by the equation. With respect to monetary policy, the results of Table 1 reveal that t-1 and t-3 lagged anticipated and unanticipated monetary actions have significant effects on current stock returns. This finding for monetary policy indicates that participants in the Korean stock market have not incorporated all available information about monetary policy moves. In addition, the evidence of fiscal policy shows that both anticipated and unanticipated fiscal policy moves have insignificant impacts upon current stock returns. That is, given the publicity of the view that fiscal policy can influence stock returns, stock market

[4] The EXPAND procedure fits cubic spline curves to the nonmissing values of variables to form continuous-time approximations of the input series. Output series are then generated from the spline approximations. See DeBoor (1981) for a detailed discussion of cubic spline interpolation.

participants appear to have incorporated all of the past information about fiscal policy moves. Nevertheless, information available about monetary actions seems to have been overlooked.

<Table 1> Response of Stock Market to the Monetary and Fiscal Policies for Entire Period (1982-2004)

Monetary Policy R^2/adj R^{22} =22.96%/20.00% DW=1.95			Fiscal Policy R^2/adj R^{22} =56.17%/54.57% DW=2.12			Stock Market Return R^2/adj R^{22} =36.28%/26.88% DW=1.95		
Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value
C	2.3321	<.0001	C	-0.7332	0.2148	C	-148.9600	0.1245
M(t-1)	0.3573	0.0138	M(t-1)	-0.0079	0.8431	EM(t-1)	100.2343	0.0878
M(t-2)	-0.0264	0.7881	M(t-2)	-0.0332	0.3612	EM(t-2)	325.5573	0.2489
M(t-3)	0.0457	0.2493	M(t-3)	-0.0002	0.9895	EM(t-3)	-33.6013	0.0706
CPI(t-1)	-0.0088	0.9243	CPI(t-1)	-0.0042	0.8818	EF(t-1)	214.8627	0.2928
CPI(t-2)	-0.1338	0.2215	CPI(t-2)	0.0440	0.2678	EF(t-2)	32.3935	0.1001
CPI(t-3)	0.0717	0.2730	CPI(t-3)	-0.0106	0.4853	EF(t-3)	169.1684	0.2734
F(t-1)	0.0154	0.6751	F(t-1)	-0.9528	<.0001	UM	0.1169	0.8184
F(t-2)	0.0529	0.1329	F(t-2)	-0.7314	<.0001	UM(t-1)	33.9396	0.0069
F(t-3)	-0.0545	0.0801	F(t-3)	-0.1359	<.0001	UM(t-2)	-12.3729	0.4551
GDP(t-1)	-0.0202	0.9148	GDP(t-1)	0.0457	0.5088	UM(t-3)	5.4460	0.0533
GDP(t-2)	-0.1149	0.6427	GDP(t-2)	-0.0225	0.7473	UF	0.0297	0.9081
GDP(t-3)	0.0146	0.8924	GDP(t-3)	0.0508	0.3263	UF(t-1)	-308.5780	0.2436
I(t-1)	0.1234	0.0656	I(t-1)	-0.0355	0.2292	UF(t-2)	-143.1370	0.3187
I(t-2)	-0.1098	0.1893	I(t-2)	0.0223	0.3849	UF(t-3)	-5.3585	0.1254
I(t-3)	0.0206	0.6603	I(t-3)	-0.0036	0.7118			
U(t-1)	-1.5674	0.1735	U(t-1)	0.9403	0.2368			
U(t-2)	0.1015	0.0597	U(t-2)	-0.0325	0.2007			
U(t-3)	-0.0441	0.2584	U(t-3)	0.0018	0.8316			
EXCH(t-1)	-0.0014	<.0001	EXCH(t-1)	0.0008	0.1364			
EXCH(t-2)	0.0518	0.0513	EXCH(t-2)	-0.0179	0.1796			
EXCH(t-3)	-0.0480	0.0070	EXCH(t-3)	0.0079	0.2490			

EF : Anticipated Fiscal Policy, EM : Anticipated Monetary Policy
U : Unemployment Rate, CPI: consumer price index
I : Interest rate , GDP: Gross Domestic Product
EXCH : Exchange Rate, UM: Monetary shock, UF: Fiscal shock

To isolate the effect of foreign currency crisis in late 1990's, I apply the same

model to 1982~1997 period. The results are shown in Table 2. Table 2 shows that coefficient of t-3 lagged fiscal shock is significant, implying that fiscal shock has a lagged effect on current stock returns during this period. With respect to monetary policy, both anticipated and unanticipated lagged policy moves have insignificant effects on current stock returns. The result indicates that market participants have already incorporated monetary moves into current stock return whether the past moves are anticipated or not. Comparison of this result with the one in Table 1 shows that the implementation of macro economic policy influences stock market in a different way after foreign currency crisis. In particular, after foreign currency crisis, monetary policy seems to influence stock market in a more delayed manner while past fiscal policy moves appear to be well incorporated into current stock returns.[5]

Table 3 shows the effectiveness of economic policy before opening of stock market to foreign investors.[6] The results show that t-3 lagged anticipated monetary action and t-3 lagged fiscal shock have significant impacts upon current stock returns, implying that Korean stock market does not effectively reflect macro economic information before stock market opening. To investigate the effect of stock market opening, I apply the same model to 1992~2004 period. Table 4 shows that all of the lagged macro economic policy actions are not significant, suggesting that Korean stock market participants appear to have incorporated all available information about economic policy moves during this period. The results imply that stock market opening to foreign investors contributes to the active utilization of economic information for market participants in Korea. Consequently, it appears that a careful analysis of Korean macro policy actions could potentially increase the profit of a diligent investor before stock market opening. However, after stock market opening, such profitable opportunities gradually disappear as an increasing number of investors begin to utilize available information on macro policy.

[5] To be a more rigorous test, the model should be applied to 1998-2004 sample period. However, due to a limited sample size and a relatively large number of dependent variables, the model does not fit the sample very well and produces negative adjusted R-squares for the monetary equation. In addition, the table shows that the results were mainly driven by the period of 1998-2004. This period witnessed excessively volatile asset markets due to a financial crisis. Consequently, one needs to interpret the conclusion of this paper with much caution.

[6] Although it is somewhat ambiguous to pinpoint the opening period, it is usually known that Korean government gradually opens the stock market to foreign investors since 1992. Foreign investors are allowed to invest up to 10% of shares issued by domestic firms from 1992.

<Table 2> Response of Stock Market to the Monetary and Fiscal Policies for the Period 1982-1997 (Before the Foreign Currency Crisis)

Monetary Policy R^2 / adj R^{22} =14.63% / 9.57% DW=1.93			Fiscal Policy R^2 / adj R^{22} =65.72% / 63.79% DW=2.12			Stock Market Return R^2 / adj R^{22} =24.98% / 6.91% DW=2.23		
Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value
C	4.8974	0.0013	C	-4.0864	0.0425	C	18.5825	0.1654
M(t-1)	-0.3078	0.0113	M(t-1)	0.0841	0.5647	EM(t-1)	77.6973	0.1324
M(t-2)	-0.0509	0.4895	M(t-2)	0.1120	0.4072	EM(t-2)	7.2104	0.8063
M(t-3)	-0.0596	0.1433	M(t-3)	0.1538	0.1705	EM(t-3)	-94.5346	0.1151
CPI(t-1)	0.0276	0.7783	CPI(t-1)	0.9793	0.0004	EF(t-1)	-3.2963	0.6944
CPI(t-2)	-0.3338	0.0033	CPI(t-2)	0.7044	0.0086	EF(t-2)	21.9641	0.1370
CPI(t-3)	0.1069	0.1741	CPI(t-3)	-0.3186	0.2383	EF(t-3)	-19.4453	0.1284
F(t-1)	0.0664	0.1585	F(t-1)	-1.0713	<.0001	UM	-0.4186	0.4999
F(t-2)	0.1879	0.0008	F(t-2)	-0.8406	<.0001	UM(t-1)	-23.8127	0.1371
F(t-3)	0.0509	0.1343	F(t-3)	-0.1765	0.0207	UM(t-2)	-0.8024	0.9064
GDP(t-1)	0.1259	0.1378	GDP(t-1)	-0.1095	0.7211	UM(t-3)	1.5510	0.8457
GDP(t-2)	-0.1893	0.1026	GDP(t-2)	0.3788	0.3318	UF	-0.7267	0.0759
GDP(t-3)	0.1548	0.0992	GDP(t-3)	-0.4315	0.1781	UF(t-1)	8.9331	0.3484
I(t-1)	0.0000	0.9990	I(t-1)	0.1175	0.4702	UF(t-2)	-16.7607	0.1823
I(t-2)	-0.0454	0.4480	I(t-2)	-0.0392	0.7920	UF(t-3)	8.1674	0.0941
I(t-3)	0.0516	0.3121	I(t-3)	-0.1573	0.3278			
U(t-1)	2.8092	0.2814	U(t-1)	4.2133	0.6580			
U(t-2)	-0.0299	0.4268	U(t-2)	0.2417	0.1373			
U(t-3)	-0.0740	0.1998	U(t-3)	0.1532	0.4269			
EXCH(t-1)	-0.0031	0.0756	EXCH(t-1)	0.0037	0.1100			
EXCH(t-2)	0.0039	0.7651	EXCH(t-2)	-0.0432	0.6347			
EXCH(t-3)	0.0112	0.7213	EXCH(t-3)	-0.0388	0.7004			

EF : Anticipated Fiscal Policy, EM : Anticipated Monetary Policy
U : Unemployment Rate, CPI: consumer price index
I : Interest rate , GDP: Gross Domestic Product
EXCH : Exchange Rate, UM: Monetary shock, UF: Fiscal shock

<Table 3> Response of Stock Market to the Monetary and Fiscal Policies for the Period 1982-1991 (Before Stock Market Opening to Foreign Investors)

Monetary Policy R^2 / adj R^{22} =22.11% / 15.09% DW=2.09			Fiscal Policy R^2 / adj R^{22} =58.32% / 54.76% DW=2.01			Stock Market Return R^2 / adj R^{22} =43.88% / 21.25% DW=2.32		
Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value
C	2.8241	0.1605	C	-0.7715	0.1658	C	-11.7011	0.8511
M(t-1)	-0.5802	<.0001	M(t-1)	0.3626	0.0012	EM(t-1)	-31.5491	0.3745
M(t-2)	-0.1118	0.3187	M(t-2)	0.1545	0.0758	EM(t-2)	73.2821	0.1722
M(t-3)	0.1339	0.0814	M(t-3)	-0.2199	0.0074	EM(t-3)	-33.2997	0.0178
CPI(t-1)	-0.1054	0.4364	CPI(t-1)	-0.1273	0.2852	EF(t-1)	37.9619	0.4655
CPI(t-2)	-0.2555	0.0448	CPI(t-2)	0.3562	0.0430	EF(t-2)	83.4515	0.2524
CPI(t-3)	0.0992	0.2161	CPI(t-3)	-0.1636	0.1179	EF(t-3)	40.8098	0.3707
F(t-1)	-0.1811	0.0504	F(t-1)	-0.5320	<.0001	UM	0.8229	0.2351
F(t-2)	-0.0119	0.8955	F(t-2)	-0.3467	0.0008	UM(t-1)	32.0280	0.2338
F(t-3)	-0.1240	0.0742	F(t-3)	0.1497	0.0392	UM(t-2)	15.4263	0.2866
GDP(t-1)	-0.2439	0.1897	GDP(t-1)	0.0543	0.7344	UM(t-3)	3.3893	0.3807
GDP(t-2)	0.0798	0.7335	GDP(t-2)	0.0977	0.7435	UF	0.0315	0.9600
GDP(t-3)	0.0727	0.6157	GDP(t-3)	-0.1206	0.4481	UF(t-1)	-13.7946	0.6482
I(t-1)	0.1142	0.2686	I(t-1)	0.0891	0.4113	UF(t-2)	-69.3019	0.2417
I(t-2)	0.2244	0.0616	I(t-2)	-0.3147	0.0733	UF(t-3)	11.0572	0.0164
I(t-3)	-0.0485	0.4996	I(t-3)	0.1290	0.1847			
U(t-1)	-8.2734	0.3253	U(t-1)	1.8468	0.5069			
U(t-2)	-0.0711	0.2040	U(t-2)	0.0174	0.8648			
U(t-3)	-0.1024	0.2326	U(t-3)	0.1012	0.3018			
EXCH(t-1)	0.0009	0.7017	EXCH(t-1)	0.0000	0.9493			
EXCH(t-2)	0.0053	0.8504	EXCH(t-2)	-0.0257	0.5880			
EXCH(t-3)	-0.0134	0.7949	EXCH(t-3)	-0.0066	0.8938			

EF : Anticipated Fiscal Policy, EM : Anticipated Monetary Policy
U : Unemployment Rate, CPI: consumer price index
I : Interest rate , GDP: Gross Domestic Product
EXCH : Exchange Rate, UM: Monetary shock, UF: Fiscal shock

<Table 4> Response of Stock Market to the Monetary and Fiscal Policies for the Period 1992-2004 (After Stock Market Opening to Foreign Investors)

Monetary Policy R^2 / adj R^{22} =8.36% / 7.56% DW=2.23			Fiscal Policy R^2 / adj R^{22} =50.59% / 47.11% DW=2.21			Stock Market Return R^2 / adj R^{22} =54.8% / 46.67% DW=1.89		
Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value	Variable	Estimates	P -value
C	2.1055	<.0001	C	-2.1299	0.0113	C	1.7468	0.0912
M(t-1)	0.1102	0.3418	M(t-1)	-0.2969	0.1810	EM(t-1)	26.1773	0.1304
M(t-2)	0.0629	0.3678	M(t-2)	0.5791	0.0024	EM(t-2)	-56.0390	0.1267
M(t-3)	-0.0667	0.1034	M(t-3)	0.3521	0.0029	EM(t-3)	28. 5273	0.1433
CPI(t-1)	0.1632	0.3978	CPI(t-1)	-0.1319	0.4111	EF(t-1)	33.8216	0.1386
CPI(t-2)	-0.0012	0.9914	CPI(t-2)	0.0920	0.6262	EF(t-2)	-24.4240	0.1723
CPI(t-3)	0.0247	0.2275	CPI(t-3)	-0.0494	0.6940	EF(t-3)	-13.1470	0.1641
F(t-1)	0.0134	0.6756	F(t-1)	-0.9199	<.0001	UM	0.0318	0.7120
F(t-2)	0.0639	0.0442	F(t-2)	-0.3944	<.0001	UM(t-1)	-6.9864	0.2985
F(t-3)	0.0092	0.2836	F(t-3)	-0.0371	0.3483	UM(t-2)	26.4613	0.1565
GDP(t-1)	-0.3031	0.0744	GDP(t-1)	0.3390	0.0453	UM(t-3)	-23.4147	0.1131
GDP(t-2)	0.1726	0.1219	GDP(t-2)	-0.3649	0.0449	UF	-0.0163	0.5916
GDP(t-3)	-0.0792	0.1002	GDP(t-3)	0.2851	0.0519	UF(t-1)	-30.2516	0.1380
I(t-1)	0.1187	0.1398	I(t-1)	-0.0923	0.1634	UF(t-2)	38.3380	0.1467
I(t-2)	-0.0153	0.7595	I(t-2)	0.0805	0.3271	UF(t-3)	-5.4397	0.1690
I(t-3)	0.0134	0.1535	I(t-3)	-0.0447	0.4262			
U(t-1)	-3.0759	0.4563	U(t-1)	2.7468	0.4190			
U(t-2)	-0.0024	0.9155	U(t-2)	-0.0146	0.5556			
U(t-3)	0.0048	0.2293	U(t-3)	-0.0156	0.5003			
EXCH(t-1)	-0.0009	0.0201	EXCH(t-1)	0.0012	0.0526			
EXCH(t-2)	0.0109	0.2254	EXCH(t-2)	-0.0115	0.1396			
EXCH(t-3)	0.0022	0.2769	EXCH(t-3)	0.0036	0.5411			

EF : Anticipated Fiscal Policy, EM : Anticipated Monetary Policy
U : Unemployment Rate, CPI: consumer price index
I : Interest rate , GDP: Gross Domestic Product
EXCH : Exchange Rate, UM: Monetary shock, UF: Fiscal shock

Ⅳ. Conclusion

This paper investigates the effectiveness of economic policy on the stock market in Korea around foreign currency crisis and stock market opening. For this purpose, the paper applied SUR technique to a set of monthly data over the period 1982.01 to 2004.12. The model was particularly designed to take into the problems of simultaneous equation bias in the test of policy effectiveness. The study finds the following results.

First, for the entire sample period, Korean stock market appears to have effectively incorporated all of the past information about fiscal policy moves. However, the paper finds an evidence that some of the past monetary actions have significant impacts upon current stock returns implying that the information about past monetary moves has been overlooked. Second, there is an evidence to suggest that, after foreign currency crisis, the macro economic policy actions may influence stock market in a different way. In particular, after foreign currency crisis, monetary policy influences stock market in a more delayed pattern while past fiscal policy moves are well incorporated into current stock return. Third, before stock market opening to foreign investors, some of the past economic policy actions have significant effects on current stock returns. On the contrary, after stock market opening, none of the past macro economic information has a significant effect on current stock returns. The results imply that stock market opening may contribute to the active utilization of economic information for market participants in Korea. Consequently, it appears that a careful analysis of Korean macro policy actions could potentially increase the profit of a diligent investor before stock market opening. However, after stock market opening, such profitable opportunities gradually disappear as an increasing number of investors begin to utilize available information on macro policy. It is also possible, one might argue, that, in the face of structural changes like foreign currency crisis, the success of any model over the sample period does not guarantee that the same model will continue to perform well outside the sample period. Therefore, a model for considering this structural change might be needed. Exploring this issue is on our agenda for future research.

References

Ali, S. and M. A. Hasan, "Is the Canadian Stock Market Efficient with Respect to Fiscal Policy? Some Vector Autoregression Results," *Journal of Economics and Business*, 1993, pp. 49～59.

Darrat, A., "On Fiscal Policy and the Stock Market," *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 1988, pp. 353～362.

DeBoor, Carl, *A Practical Guide to Splines*, New York: Springer-Verlag, 1981.

Fama, E. F., *Foundation of Finance*, Basic Books, New York, 1976.

Glick, R. and M. Hutchison, " New Results in Support of the Fiscal Policy Ineffectiveness Proposition," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 22, 1990, pp. 288～304.

Groenewold, N. and K. C. Kang, "The Semi-Strong Efficiency of the Australian Share Market," *The Economic Record*, 69, 1993, pp. 405～410.

Kawakatsu, H. and M. R. Morey, "Financial Liberalization and Stock Market Efficiency: An Empirical Examination of Nine Emerging Market Countries," *Journal of Multinational Financial Management*, 9, 1999, pp. 353～371.

Oxley, L. and M. McAleer "Econometric Issues in Macroeconomic Models with Generated Regressors," *Journal of Economic Survey* , **7**, 1993, pp. 1～40.

Sargent, T.J., "A Classical Macroeconomic Model for the United States," *Journal of Political Economy*, 84, 1976, pp. 207～37.

Sharpe, I., "Equity Returns," *Australian Journal of Management*, 8, 1983, pp. 22～34.

Tobin, J., "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1, 1969, pp. 15～20.

Wu, Y., "Exchange Rtes, Stock Prices, and Money Markets: Evidence from Singapore," *Journal of Asian Economics*, 12, 2001, pp. 445～458.