# KDI 政策硏究 KDI 政策硏究

KDI Journal of Economic Policy

『KDI 政策硏究』는 경제정책에 관한 종합학술지로서 한국경제의 발전과 관련되어 제기되는 정책적·이론적 문제에 대한 연구결과를 연 2회 발간합니다. 본지는 모든 경제학분야의 독창적인 학술논문으로서 한국의 경제정책에 대한 함의가 있는 논문을 주 대상으로 하며 국문뿐만 아니라 영문 기고도 환영합니다.

본지는 대학 및 연구기관의 전문가들은 물론 정부정책담당자들이나 일반독자들에게 한국경제에 대한 본 연구원의 연구결과를 널리 소개하려는 목적하에 1979년 3월에 창간하여 2001년 8월까지는 원내 연구진의 연구결과만을 게재하였습니다. 그러나 보다 다양하고 질이 높은 논문들을 수록하기 위해 2001년 8월 이후부터는 한국경제에 관심을 가진 모든 연구자들의 투고를 적극 권장하고 있습니다. 다양한 시각을 가진 연구자 여러분의 적극적인 참여를 기대합니다.

본지에 실린 내용은 필자 개인의 의견으로서 필자의 소속기관이나 본지의 공식견해를 나타내는 것은 아닙니다.


편집위원장 심상달 (한국개발연구원 선임연구위원)
편 집 간 사 신인석 (한국개발연구원 연구위원)
편 집 위 원 김대일 (서울대학교 경제학과 교수)
김동석 (한국개발연구원 연구위원)
박원암 (홍익대학교 무역학과 교수)
신광식 (김&장 법률사무소 고문)
유경준 (한국개발연구원 연구위원)
이봉수 (University of Houston 교수)
임영재 (한국개발연구원 연구위원)
함상문 (한국개발연구원 선임연구위원)
함준호 (연세대학교 국제대학원 교수)
황해신 (Texas A&M 교수)
편 집 행 정 윤호중 (한국개발연구원 주임연구원)

편집·제작 류세희 (한국개발연구원 주임연구원)

Contents

# KDI 政策研究

제25권 제2호(통권 제92호)

1 진입 · 퇴출의 창조적 파괴과정과 총요소생산성 증가에 대한 실증분석 / 3
… 한진희

Entry, Exit, and Aggregate Productivity Growth: Evidence on Korean Manufacturing
… Chin Hee Hahn

2 소득분배의 국제비교를 통한 복지정책의 방향 / 55
… 유경준

International Comparison of the Income Distribution
… Gyeongjoon Yoo

3 인터넷뱅킹과 은행의 경영성과 -실증분석을 중심으로- / 89
… 김현욱 · 박창균

The Impact of Internet Banking on the Performance of the Korean Banking Industry: An Empirical Analysis
… Hyeon-Wook Kim · Chang-Gyun Park

4 한국 주식시장에서의 만기일효과: Wag the Dog? / 137
… 박창균 · 임경묵

Expiration Day Effects in Korean Stock Market: Wag the Dog?
… Chang-Gyun Park · Kyung-Mook Lim

5 Korea's Direct Investment in China and Its Implications for Economic Integration in Northeast Asia / 171
… Joon-kyung Kim · Chung H. Lee

KDI 政策研究
제25권 제2호(통권 제92호)

# 진입·퇴출의 창조적 파괴과정과 총요소생산성 증가에 대한 실증분석

한 진 희
(한국개발연구원 연구위원)

# Entry, Exit, and Aggregate Productivity Growth: Evidence on Korean Manufacturing

Chin Hee Hahn
(Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 총요소생산성 증가(total factor productivity growth), 진입(entry), 퇴출(exit), 경쟁(competition)
• JEL 코드: F0, F4, E1

# ABSTRACT

Using the plant level panel data on Korean manufacturing during 1990-98 period, this study tries to assess the role of entry and exit in enhancing aggregate productivity, both qualitatively and quantitatively. Main findings of this study are summarized as follows. First, plant entry and exit rates in Korean manufacturing seem quite high: they are higher than in the U.S. or several developing countries for which comparable studies exist. Second, in line with existing studies on other countries, plant turnovers reflect underlying productivity differential in Korean manufacturing, with the "shadow of death" effect as well as selection and learning effects all present. Third, plant entry and exit account for as much as 45 and 65 percent in manufacturing productivity growth during cyclical upturn and downturn, respectively. The findings of this study show that the entry and exit of plants has been an important source of productivity growth in Korean manufacturing. Plant birth and death are mainly a process of resource reallocation from plants with relatively low and declining productivity to a group of heterogeneous plants, some of which have the potential to become highly efficient in future. The most obvious lesson from this study is that it is important to establish policy or institutional environment where efficient businesses can succeed and inefficient businesses fail.

.....

본 연구는 1990～98년 기간중 한국 제조업의 사업체별 자료를 이용하여 진입・퇴출의 창조적 파괴과정이 총요소생산성 증가에서 갖는 역할을 규명한다. 이를 위하여 본고는 사업체 진입・퇴출의 현황을 파악하고, 진입・퇴출과 사업체 총요소생산성간의 동태적 관계를 분석한 후, 총요소생산성 증가의 요인분해를 통하여 제조업 총요소생산성 증가에 대한 진입・퇴출의 기여도를 정량화해본다. 주요 결과는 다음과 같다. 먼저, 한국 제조업에서 사업체의 진입・퇴출을 통한 자원재배분은 국제적 기준으로 볼 때에도 매우 활발히 일어나고 있다. 사업연령 5년 미만의 신규진입사업체는 한 시점에서 제조업 생산액의 21.5～26.2% 가량을 설명하며, 5년 이내에 소멸하는 사업체의 중요도도 이와 유사하다. 둘째, 외국의 연구결과와 마찬가지로 사업체의 진입・퇴출은 그 근간에 놓여 있는 사업체의 체계적 생산성 차이를 반영한다. 즉, 본 연구는 한국 제조업에서도 시장의 선택, 학습효과, 죽음의 전조 등 기존 외국문헌에서 보고되었던 결과들이 관찰됨을 보여주고 있다. 마지막으로 총요소생산성 증가의 요인분해 결과, 사업체의 진입・퇴출이라는 창조적 파괴과정은 한국 제조업 약 5년간 총요소생산성 증가의 45～65% 가량을 설명하며, 그 중요성은 경기하강기에 더욱 크게 나타난다. 본 연구결과는 과거 한국 제조업의 효율성 향상이 진입・퇴출의 창조적 파괴과정 또는 경쟁이라는 시장경제원칙의 작동에 힘입은 바 크다는 것을 분명히 보여주고 있다. 따라서 향후 총요소생산성의 지속적 향상을 위해서는 과학기술의 발전 못지않게 정부가 창조적 파괴과정이라는 시장경제의 경쟁원리가 제대로 작동할 수 있는 경제환경을 유지하는 것이 필수적임을 시사한다.

# Ⅰ. 서 론

경제성장에 관한 방대한 기존 연구의 중요한 결과 중 하나는 아마도 노동, 자본 등 요소축적보다는 총요소생산성 증가 속도가 국가 간 경제성장률의 차이를 설명함에 있어 더욱 중요한 요인이라는 점일 것이다.[1] 국가 간 성장률 차이에서 요소축적 속도의 차이를 강조하는 신고전학파 성장이론 역시 한 국가의 지속적인 성장을 위해서는 총요소생산성의 향상이 필수불가결한 요인임을 기본 전제로 삼고 있다고 볼 수 있다. 한편 Hayashi and Prescott(2002), Bergoeing, Kehoe, Kehoe, and Soto(2001), Hahn and Lim(2002) 등은 금융위기국의 위기 전후 성장률 변화도 요소축적보다는 총요소생산성 증가율의 변화에 의해 주도됨을 보여주고 있다. 이처럼 국가 간 성장률 차이를 설명하기 위해서나 혹은 한 국가의 지속적 성장을 위해 총요소생산성이 중요한 요인이라는 인식에도 불구하고, 총요소생산성의 향상이 구체적으로 어떠한 과정을 통하여 이루어지는가에 관한 실증적 연구는 매우 드물었다.

이에 본 연구는 진입・퇴출의 경쟁적 과정(competitive process)이 총요소생산성 향상에 미치는 영향을 한국 제조업의 사업체(plant)별 미시자료를 이용하여 파악하고자 한다. 일찍이 Schumpeter는 신제품 혹은 새로운 생산자가 구제품 혹은 구생산자를 대체해 나아가는 창조적 파괴과정(creative destruction)이 자본주의 경제를 발전시키는 원동력이라고 파악하였다. 이러한 Schumpeter의 견해는 내생적 성장이론의 발전과 더불어 Stokey(1988), Grossman and Helpman(1991) 등에 의해 보다 정치한 이

1) 여기에서 국가 간 성장률 차이를 설명하려는 방대한 이론적 문헌을 소개하는 것은 피하기로 한다. 다만 한 가지 지적하고자 하는 것은 국가 간 성장률 차이를 설명함에 있어 신고전학파 성장이론이라 불리는 외생적 성장이론은 요소축적 속도의 차이를 강조한 데 반해, 소위 내생적 성장이론들은 요소축적보다는 총요소생산성 증가 속도의 차이를 강조한 것으로 이해된다는 점이다. 따라서 요소축적보다 총요소생산성 증가율이 국가 간 성장률 차이를 설명하는 데 더욱 중요하다는 실증분석 결과는 내생적 성장이론들이 신고전학파 성장이론에 비해 현실성이 있는 이론이라는 것을 의미하는 것으로 해석되어 왔다. 이와 관련된 논쟁은 Mankiw, Romer, and Weil (1992), Klenow and Rodriguez-Clare(1997), Hall and Jones(1999) 등을 참조하기 바람.

론으로 발전하였는데, 이들은 미시적 수준의 창조적 파괴과정이 어떻게 경제 전체의 생산성 향상 및 지속적 성장을 초래하는가를 구체적으로 보여주었다. 그러나 진입·퇴출의 창조적 파괴과정이 총요소생산성 향상을 위해서 현실적으로 과연 얼마나 중요한 현상인가 하는 문제는 실증적으로 검토되어야 할 문제일 것이다. 그 이유는 총요소생산성의 향상은 생산자의 진입·퇴출 이외에도 다른 여러 가지 요인들에 의해 이루어질 가능성이 얼마든지 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 이러한 문제를 다룬 실증분석 문헌은 빈약한 것이 사실이다.

이와 같은 배경하에서 본 연구는 한국 제조업의 총요소생산성 증가를 사업체 진입·퇴출의 동태적 과정과 연관시켜 파악하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 다음의 세 가지 과제를 중심으로 진행된다. 먼저 본고는 우리나라 제조업 사업체의 진입 및 퇴출이 어느 정도 규모로 이루어지고 있는가를 간략히 살펴볼 것이다. 두 번째 과제는 과연 사업체의 진입·퇴출 패턴이 사업체 간 총요소생산성 격차를 체계적으로 반영하는가 하는 것을 살펴보는 것이다. 이는 진입·퇴출 과정이 과연 경제의 총요소생산성 향상과 연관이 되어 있는 것인가, 그리고 그러하다면 구체적으로 어떻게 연관되어 있는가 하는 문제를 살펴보기 위한 것이다. 이를 위하여 진입 혹은 퇴출하는 사업체와 존속하는 사업체의 상대적 생산성을 진입·퇴출 시점에서뿐 아니라 동태적 관점으로 살펴본다. 마지막으로 본고는 사업체의 진입·퇴출이 제조업 전체의 생산성 증가에 얼마나 기여하였는가를 정량화해본다. 이를 위해 본고는 제조업의 총요소생산성의 증가를 존속사업체(continuing plants)의 생산성 증가에 의한 부분, 사업체의 진입·퇴출에 의한 효과, 그리고 존속사업체 간 시장점유율 재배분효과 등 세 가지 요인으로 분해하여 본다.

본 연구와 관련된 기존 외국의 실증분석 문헌은 대략 다음 두 가지 부류이다.[2][3] 그 한 부류는 사업체의 생산성과 진입·퇴출 간의 관계만

2) 이미 언급한 바와 같이 본 연구의 이론적 배경은 기본적으로 창조적 파괴 혹은 학습과정(learning by doing)을 모형화한 내생적 성장이론들에 의해서 제공된다. 이러한 부류의 연구로는 Stokey(1988), Grossman and Helpman(1991), Aghion and Howitt (1992), Young(1991) 등을 참조하기 바란다. 한편 본 연구와 관련이 깊은 또 다른 이론은 Jovanovic(1982), Hopenhayn(1992) 등을 들 수 있는데, 이들은 기업의 진입, 성장, 쇠퇴, 퇴출(소멸)을 내생화한 산업의 동태적 균형 모형을 제시하고 있다. 이들

을 정성적으로 분석한 연구이며, 다른 부류는 이러한 정성적인 분석뿐 아니라 제조업 전체의 총요소생산성 증가 중 진입・퇴출에 기인한 부분은 어느 정도인가 하는 정량적인 분석도 수행한 연구이다. 먼저 총요소생산성 증가에 있어 진입・퇴출의 중요성에 대한 기존 문헌의 정량적 분석결과는 연구에 따라 다소 차이가 존재한다. 미국의 경우에 Baily, Hulten, and Campbell(1992)은 제조업의 사업체별 자료를 이용하여 제조업의 총요소생산성 증가에 있어서 기존사업체 간 시장점유율 재배분효과는 중요하지만 진입・퇴출에 의한 효과는 미미하다는 결과를 보고하고 있다. 그러나 Olley and Pakes(1996)는 미국 통신장비산업의 경우에 시장점유율 재배분효과뿐 아니라 진입・퇴출에 의한 효과도 중요하다고 보고하고 있다. 한편 Foster, Haltiwanger, and Krizan(2001)은 방법론적 세부 사항에 대한 민감도 분석을 수행함으로써 진입・퇴출이 제조업 총요소생산성 증가에 중장기적으로 중요하다는 것은 매우 견고한 결과라고 결론짓고 있다. 개발도상국에 관한 기존 실증분석 결과도 연구에 따라 차이가 있다. Griliches and Regev(1995)는 이스라엘의 경우 진입・퇴출효과 및 시장점유율 재배분효과가 노동생산성 증가에 기여하는 정도가 매우 작다고 보고하고 있는 반면,[4] Aw, Chen, and Roberts(2001)는 기업의 진입・퇴출이 대만의 제조업 산업들의 총요소생산성 증가의 상당부분을 설명한다는 결과를 제시하고 있다. Aw, Chen, and Roberts(2001)는 대만이 자본집약도가 낮은 생산구조를 갖추고 있을 뿐 아니라 기업 간 하청관계를 바탕으로 한 밀접한 네트워크를 형성하고 있기 때문에 진입 매몰비용(sunk entry cost)이 낮아 기업의 진입・퇴출이 적은 비용

---

모형은 공통적으로 생산성에 대한 불확실성하에서 기업의 존속・퇴출에 관한 의사결정과정을 분석하고 있는데, 효율적인 기업은 성장 혹은 생존하게 되고 비효율적인 기업은 쇠퇴 혹은 소멸하게 되는 시장의 선택(selection)이 일어남을 보여주고 있다. 관련 이론적 문헌에 대한 상세한 논의는 Tybout(1996) 및 Foster, Haltiwanger, and Krizan(2001) 등을 참조하기 바람.

3) 관련 실증분석 문헌에 관한 체계적인 문헌 서베이는 Tybout(1996), Caves(1998), 그리고 Foster, Haltiwanger, and Krizan(2001) 등을 참조하기 바람.

4) 한 가지 흥미로운 결과는 퇴출하는 기업들이 '죽음의 전조(shadow of death)'를 보인다는 점이다. 즉, 미래에 퇴출할 기업들은 그 몇 년 전부터 노동생산성이 낮다는 점이다. Liu(1993)는 진입・퇴출의 생산성 증가에의 기여도를 명시적으로 측정하지는 않지만 칠레의 경우에서도 죽음의 전조와 유사한 현상이 관찰됨을 보고하고 있다.

을 수반하며 이루어질 수 있다고 주장한다. 따라서 그들은 대만경제는 미시적으로 존재하는 기업 간 생산성 차이를 활용하여 전체적인 경제의 효율성을 제고하는 데 매우 유리하였다고 주장한다.

그러나 사업체 혹은 기업의 생산성과 진입·퇴출의 정성적인 관계에 대해서 기존 문헌은 큰 이견을 보이지 않고 있다. 즉, 대부분의 연구는 진입·퇴출이 사업체 생산성의 체계적 차이를 반영하여 이루어짐으로써 경제 전체의 총요소생산성을 증가시키는 현상이라고 보고하고 있다. 이때 진입·퇴출이 경제 전체의 총요소생산성을 향상시키는 경로로서는 시장의 선택(market selection)효과, 학습(learning)효과, 그리고 죽음의 전조(shadow of death) 등 세 가지 경로가 제시되어 왔다고 볼 수 있다. 여기서 시장의 선택은 효율적인 사업체가 생존하고 비효율적인 사업체는 소멸하는 데 따른 생산성 향상효과이고, 학습효과는 진입 이후 생존한 사업체가 시간이 지남에 따라 상대적 생산성이 높아지는 데 따른 효과이다. 죽음의 전조는 미래에 퇴출할 사업체의 생산성이 퇴출 몇 년 전부터 이미 상대적으로 낮게 지속되는 현상을 지칭한다.

이와 같이 진입·퇴출의 창조적 파괴과정과 경제 전체의 총요소생산성 증가의 관계에 관한 실증분석 문헌은 몇몇 외국 문헌에서만 찾아볼 수 있을 뿐, 한국에 관한 체계적인 연구는 발견하기 어렵다. 본 연구의 일차적 의의는 자본주의 경제성장의 원동력으로서 창조적 파괴과정에 대한 실증적 증거를 한국의 미시자료를 토대로 제시한다는 데 있다. 그러나 이러한 문제를 한국의 자료를 이용하여 분석한다는 것은 한국경제 성장에 정부와 시장의 역할에 관하여 또 다른 중요한 의의가 있을 수 있다고 하겠다. 주지하듯 한국의 과거 경이적인 고도성장의 원인에 대하여 Krugman(1994)은 한국 및 동아시아의 경제성장에서 총요소생산성 증가의 역할이 그리 크지 않았다는 Kim and Lau(1994), Young(1995) 등의 성장회계 분석결과를 인용하여 동아시아의 경제성장이 시장기능에 의한 효율 향상에 의한 것이었다기보다는 정부의 시장기능을 거스르는 무리한 자원동원 및 배분에 기인한 것이었다는 주장을 펴기도 하였다. 여기에서 만일 위의 성장회계 분석결과를 그대로 받아들인다고 하더라도, 이를 어떻게 해석할 것인가 하는 문제는 별개의 문제일 수 있을 것이다. 즉, 한국 및 동아시아의 고도성장이 총요소생산성 향상보다는 주

로 노동, 자본 등 요소투입에 의존한 것이었다고 할지라도, Krugman이 주장하였던 바와 같이 이 지역 경제의 운행원리가 사회주의 경제의 그것에 비유될 정도로 시장원리가 결여된 것이었는지는 의심스러운 것이다. 만일 한국의 성장과정에서 Schumpeter가 표현한 자본주의 경제성장의 원동력인 창조적 파괴과정이라는 경쟁 메커니즘이 작동하였을 뿐 아니라, 더 나아가 창조적 파괴과정이 경제의 총요소생산성 향상에 중요한 역할을 수행하였다면, 이는 적어도 과거 한국경제의 효율성 향상은 시장경제원칙의 작동에 힘입은 바 크다는 것을 시사할 것이다.

추가적으로 본 연구의 결과는 향후 한국경제의 총요소생산성 향상을 위하여 왜 어떤 정책을 사용하거나 혹은 사용하지 말아야 하는지를 이해하는 데에도 도움이 될 것으로 기대된다. 예를 들어, 한국의 경우에도 진입・퇴출이라는 현상이 비효율적이고 쇠퇴해가는 생산자로부터 시간이 지남에 따라 보다 효율성이 높아질 생산자로의 자원재배분과정이고, 또한 이러한 창조적 파괴과정이 과거의 총요소생산성 향상에 중요한 역할을 수행하였다면, 이는 단기적인 충격을 우려하여 쇠퇴해가는 생산자의 퇴출을 막는 정책의 경제적 비용은 시간이 지남에 따라 커질 수 있음을 의미할 것이다.

이하 본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 다음 장에서는 자료 및 사업체 총요소생산성 측정의 방법론을 간략히 설명할 것이다. 그 다음 장에서는 사업체의 진입・퇴출 패턴을 간략히 요약하여 제시할 것이다. 제Ⅳ장에서는 사업체의 진입・퇴출과 사업체 생산성 간의 관계를 살펴볼 것이다. 제Ⅴ장에서는 자원재배분이 제조업 전체의 생산성 증가에 기여하는 정도를 살펴볼 것이다. 본고가 진행됨에 따라 분석결과들은 가능한 한 다른 국가의 기존 연구와 비교하여 논의될 것이다. 마지막 장에서는 본고의 실증분석 결과를 요약하고 시사점을 논의한다.

# Ⅱ. 자료 및 사업체 총요소생산성 수준의 측정

## 1. 자 료

본 연구는 1990~98년 기간중 『광공업통계조사보고서』의 원자료인 사업체별 자료를 사용하였다. 이 자료는 우리나라 광업 및 제조업의 피고용자 5인 이상 모든 사업체를 조사대상으로 하며 사업체 총요소생산성 수준을 계산하기 위해 필요한 생산, 투입요소 등에 관한 정보를 포함하고 있다. 한편 본고에서는 제조업에 관한 자료만 사용하였다. 이 자료는 사업체 코드를 시계열로 일관성 있게 유지하고 있어 어떤 사업체가 자료에 처음 나타났는가 혹은 사라졌는가를 추적할 수 있게 해준다. 또한 산업 코드와 함께 사업체 코드를 이용할 경우 사업변경을 한 사업체들도 식별할 수 있게 된다.

이 자료가 피고용자 5인 이상인 사업체를 대상으로 하기 때문에 분석기간중 자료에 간헐적으로 출몰하는 사업체가 존재할 수 있다. 비록 통계청에서 매 5년마다 전 사업체를 대상으로 센서스를 실시하고는 있지만, 5인 미만 사업체에 대해서는 5인 이상 사업체 코드와는 전혀 다른 사업체 코드를 적용하고 있기 때문에 이러한 자료를 이용하여 5인 미만 사업체에 관한 정보를 이용하는 데는 제약이 있다. 하지만 본고의 분석결과가 전체 관측치수의 약 15%를 차지하는 간헐적으로 출몰하는 사업체의 포함 혹은 배제 여부에 거의 영향을 받지 않으므로 이러한 사업체들도 본고의 표본에 포함시켰다. 이렇게 할 경우 간헐적으로 출몰하는 사업체의 진입·퇴출 상태를 나타내는 변수값이 잘못 부여될 가능성이 존재하는데, 본고는 이러한 문제점을 인식하고 주어진 정보 내에서 최대한 정확한 사업체의 진입·퇴출 상태를 파악하려고 노력하였다.

## 2. 사업체 생산성 수준의 측정

본 연구는 사업체 총요소생산성 수준을 다자간 연쇄지수법(chained

multilateral index number approach)을 이용하여 계산하였는데, 이는 Good (1985) 및 Good, Nadiri, and Sickles(1997)에 의해 개발되고 Aw, Chen, and Roberts(2001) 등에 의해 사용된 방법이다. 이 방법은 각 시점의 횡단면 관측치에 대해 준거점(reference point)을 구축하고 이 준거점을 Tornqvist-Theil 지수처럼 시계열로 연계시킨다. 각 시점의 준거점은 가상의 사업체(hypothetical plant)를 이용하는데, 이 가상의 사업체의 요소분배율 및 요소투입량은 모든 횡단면 관측치의 산술평균 및 기하평균으로 각각 정의된다. 따라서 한 연도의 어떤 사업체의 생산량, 투입량, 생산성 수준 등은 기준 시점의 인위적 사업체에 대해 상대적으로 측정된다. 이러한 방법을 통해 계산된 생산성 지수는 패널 데이터의 모든 관측치에 대해 이행성(transitivity)을 갖게 된다.[5)]

구체적으로 사업체 $i$의 $t$ 시점에 있어서의 총요소생산성은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned}\ln TFP_{it} = &(\ln Y - \overline{\ln Y_t}) + \sum_{\tau=2}^{t}(\overline{\ln Y_t} - \overline{\ln Y_{t-1}}) \\ &- \left\{ \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{2}(S_{nit} + \overline{S_{nt}})(\ln X_{nit} - \overline{\ln X_{nt}}) \right. \\ &\left. + \sum_{\tau=2}^{t} \sum_{n=1}^{N} \frac{1}{2}(\overline{S_{n\tau}} + \overline{S_{n\tau-1}})(\overline{\ln X_{n\tau}} - \overline{\ln X_{n\tau-1}}) \right\}\end{aligned}$$

여기서 Y, X, S 및 TFP는 각각 생산량, 요소투입량, 요소분배율 및 총요소생산성 수준을 나타내며, 위에 막대기 표시가 된 변수들은 각 변수의 가상의 사업체에 대한 값을 나타낸다. 또한 아래 첨자 $\tau$ 및 $n$은 연도 및 투입요소를 나타낸다. 본고에서 기준연도는 1990년이다.

본고는, 총생산액을 산업별 생산자물가지수로 나눈 값을 사업체 생산량으로 사용하였다. 자본스톡의 측정치로는 『광공업통계조사보고서』

5) Good, Nadiri, and Sickles(1997)은 다자간 연쇄지수로 계산된 생산성 지수의 유용성을 다음과 같이 설명한다. 즉, Tornqvist-Theil 지수와 같은 연쇄지수법은 시간에 따라 요소분배율이 달라질 때 이러한 생산기술의 변화를 반영할 수 있는 장점이 있는 반면, 관측치 간 서열을 정할 기준이 불분명한 횡단면자료에서는 심각한 제약을 갖는다. 반면, 가상의 사업체를 이용한 다자간 지수법은 횡단면 자료에서는 이행성(transitivity)을 갖는 생산성 지수를 도출하는 데는 유용하지만, 이는 표본의존성(sample dependency)이라는 단점을 갖는다. 다자간 연쇄지수법은 이 두 방법의 장점을 결합하여 하나의 지수를 도출해 내는 방법이다.

의 기초 및 기말 유형고정자산의 평균치를 자본재물가지수로 나눈 값을 사용하였다. 노동투입으로는 종업원수를 이용하였는데, 이는 생산직 및 비생산직에 종사하는 임금근로자, 자영업주 및 무급가족종사자를 포함한다. 한편 본고는 생산직과 비생산직 근로자 간 노동의 질적 차이를 고려하였는데, 노동의 질의 지수는 사업체별 비생산직과 생산직 근로자 간 평균임금비율을 한 연도의 모든 사업체에 대해 평균한 값으로 추정하였다. 중간투입량으로는 『광공업통계조사보고서』의 '주요 생산비' 항목을 사용하였다. 그러나 『광공업통계조사보고서』의 생산액 대비 중간투입(직접생산비)비율은 산업연관표의 중간투입비율보다 현저히 낮았는데, 이는 주로 『광공업통계조사보고서』의 직접생산비가 보험료, 교통비, 통신비, 광고비 등 외부로부터 조달한 서비스 투입의 대부분을 포함하지 않고 있기 때문인 것으로 판단되었다. 따라서 본고는 제조업 전체의 중간투입비율이 산업연관표의 중간투입비율과 같게 되도록 모든 사업체의 중간투입액을 동일한 비율로 증가시켜 주었다. 이렇게 계산된 명목 중간투입액을 중간재물가지수로 나누어 중간투입량을 계산하였다.

한편 본고는 생산함수가 일차동차성을 갖는다고 가정하였는데, 이 경우 요소의 생산탄력성의 합은 1이 된다. 각 사업체의 노동 및 중간투입의 탄력성은 한 연도에 5단위 사업에서 비슷한 규모의 사업체들의 평균 노동 및 중간투입 탄력성으로 계산하였다. 따라서 이 경우 각 사업체의 요소탄력성은 연도별, 산업 간, 그리고 규모 구간별로 달라질 수 있다. 여기서 사업체의 규모 구간은 종업원수 5～50인, 51～300인, 300인 이상 등 세 구간으로 구분하였다.

## Ⅲ. 우리나라 제조업의 사업체 진입·퇴출 패턴

본고에서 사용하는 『광공업통계조사보고서』의 사업체별 자료의 시계열적 특성을 이용하여 존속사업체(continuing plant), 신규진입사업체(birth), 소멸사업체(death), 사업변경진입사업체(switch-in), 사업변경퇴출사업체(switch-out) 등은 다음과 같이 정의될 수 있다. 먼저 신규진입사업체는 자료에 처음 출현하는 사업체를 의미하며, 소멸사업체는 자료에서

소멸하기 직전연도의 사업체를 의미한다. 존속기업은 표준산업분류(KSIC) 5단위 산업 내에 연속적으로 존재하면서 신규진입사업체 혹은 소멸사업체가 아닌 사업체를 의미한다. 사업변경퇴출사업체는 다음 연도에 다른 5단위 산업으로 이동하여 존속하면서 신규진입 혹은 소멸사업체가 아닌 사업체를 의미한다. 마찬가지로 사업변경진입사업체는 어느 5단위 산업 내에서 처음으로 관찰되었으나 직전연도에 다른 산업에서 관찰된 사업체를 의미한다.[6)]

<표 1>은 신규진입사업체의 중요도를 요약해서 보여준다. 구체적으로 <표 1>은 각 연도의 제조업 총생산액 및 사업체수의 사업체 연령별 분포를 나타내고 있다. 1995년의 경우 창업 이후 연령이 3년 이하인 사업체 및 4년 이상 5년 미만인 사업체는 제조업 생산액의 17.1% 및 9.1%를 각각 차지한다. 따라서 연령이 5년 미만인 사업체는 제조업 생산액의 26.2%나 차지한다. 그러나 1998년에는 연령 5년 미만 사업체의 생산액 기여도가 21.5%로 현저히 감소하는데, 이는 1998년의 극심한 경기침체를 반영하여 창업률이 감소하였을 뿐 아니라 사업연령이 낮은 업체들의 도산이 증가한 것에 기인한다. 사업체수 기준으로 보면 신규진입사업체의 중요성은 더욱 두드러지게 나타난다. 사업연령이 5년 미만인 사업체는 연도에 따라 제조업 총사업체수의 58.1～67.5%를 차지한다. 여기서 생산액 기준에 비해 사업체수를 기준으로 했을 때 사업연령이 낮은 사업체의 비중이 크다는 사실은 이들이 대부분 규모가 작은 업체임을 시사한다.

국제비교를 통해 볼 때 한국 제조업에서 신규진입사업체의 비율은 대만에는 미치지 못하지만 미국 및 몇몇 남미 개도국에 비해서는 높은 것으로 판단된다. Aw, Chen, and Roberts(2001)는 대만의 9개 제조업 산업을 대상으로 하여 연구한 결과 1991년의 경우 사업연령 5년 미만의 기업은 총기업수의 2/3, 그리고 산업 생산액의 1/3～1/2 가량을 차지한다고 보고하고 있다. 한편 Roberts(1996)는 콜롬비아 제조업 사업체 자료를 사용한 분석결과, 사업연령 5년 미만 사업체의 시장점유율은 연도에 따

6) 여기서 사업체의 분류는 분석기간의 길이에 따라 달라질 수 있는 개념이다. 예를 들어, 앞으로 논의하게 될 5년 기간의 이행행렬(transition matrix) 분석에서 신규진입사업체는 창업 후 최장 만 5년이 된 사업체도 포함할 수 있다.

<표 1> 신규진입사업체의 사업연령별 기여도

(단위 : %)

| | 5년 이내 | | | | | | 5년 이상 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1～3년 | | 4～5년 | | 소 계 | | | |
| | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 |
| 1995 | 53.32 | 17.13 | 14.22 | 9.09 | 67.54 | 26.22 | 32.46 | 73.78 |
| 1996 | 47.60 | 15.36 | 18.68 | 11.11 | 66.29 | 26.46 | 33.71 | 73.54 |
| 1997 | 45.40 | 14.77 | 18.67 | 10.63 | 64.08 | 25.40 | 35.92 | 74.60 |
| 1998 | 39.45 | 12.77 | 18.63 | 8.68 | 58.08 | 21.45 | 41.92 | 78.55 |

라 18.3～20.8%를 나타낸다고 보고하고 있다. Tybout(1996)은 칠레의 유사한 자료를 이용하여 사업연령 5년 미만의 사업체는 제조업 생산액의 15.0～15.7%를 차지한다고 보고하고 있다. 한편 Dunne, Roberts, and Samuelson(1988)은 미국의 제조업 기업 자료를 이용하여 사업연령 5년 미만 기업의 시장점유율은 연도에 따라 13.6～18.5% 가량이라는 결과를 제시한다.

여기서 한국의 신규진입사업체 비율이 대만에 비해 낮다는 사실은 산업구조적인 특성의 차이에서 기인하는 것으로 추측해 볼 수 있을 것이다.[7] 즉, 한국과 대만은 고도성장의 경험을 공유하고 있지만, 이 두 국가의 산업구조가 매우 대조적이라는 점은 잘 알려져 있다. 한국은 과거 고도성장기에 재벌이라는 기업집단에 크게 의존하였지만 대만은 중소기업을 중심으로 고도성장을 이끌어 낸 국가이다. 만일 한국의 재벌이 대만의 중소기업에 비해 대규모의 진입매몰비용을 요구하는 자본집

7) 신규진입사업체의 기여도를 한국(본 연구)과 대만(Aw, Chen, and Roberts[2001]) 간 직접적으로 비교하는 것은 다소 주의를 요한다. 그 이유는 본 연구는 사업체 수준의 자료를 사용하고 있는 반면 Aw, Chen, and Roberts(2001)는 기업 수준의 자료를 사용하고 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고 대만이 한국보다 신규진입이 다소 활발하다는 결론을 내릴 수 있을 것으로 판단되는데, 이는 다공장기업(multi-plant firm)이 존재하는 한 사업체 수준에서 측정된 신규진입비율은 기업 수준에서 측정된 신규진입비율에 비해 높을 수밖에 없기 때문이다.

약적인 생산구조를 가지고 있었다면, 이는 재벌의 '대마불사'라는 퇴출장벽과 더불어 진입장벽으로 작용하였을 것으로 판단된다.[8)]

사업체의 신규진입과 더불어 우리나라 제조업 사업체의 소멸도 매우 활발하다(표 2). 한 연도의 제조업 생산액 중 연도에 따라 13.4～15.1% 가량은 이후 3년 이내에 소멸하는 사업체에 의해 생산된다. 또한 한 연도의 생산액 중 이후 5년 이내에 소멸하는 사업체에 의해 생산되는 비중은 19.9～24.1%에 이른다. 여기서도 5년 이내에 소멸하는 사업체의 비중은 생산액 기준시보다 사업체수를 기준으로 할 때 훨씬 큰데, 이는 소멸사업체가 규모가 작은 사업체에 집중되어 있음을 의미한다. 위와 같은 활발한 사업체 소멸에 기인하여 한 연도에 조업했던 사업체 가운데 5년 이상을 생존하는 사업체의 비중은 연도에 따라 36.1～47.4%밖에 되지 않는다. 또한 1993년에 조업하였던 사업체 가운데 5년 이상을 생존하는 사업체의 비중은 그 이전 연도와 비교하여 현저히 낮은데, 이는 역시 1998년에 폐업이 집중되었음을 반영한다.

신규진입사업체가 소멸될 가능성은 여타 사업체에 비해 높다. <표 3>은 각 연도의 신규진입사업체의 생산액 및 사업체수의 사업체 수명별 분포를 나타낸다. 신규진입사업체가 소멸될 가능성은 특히 초기 3년 기간중 여타 사업체에 비해 높다. 이는 앞서 서론에서 Jovanovic(1982) 등의 이론들과 부합하는 결과이다. 사업체수 기준으로 신규진입사업체의 46.4～55.9% 가량이 3년 이내에 소멸하는 것으로 나타났는데, 이 수치는 앞서 <표 2>의 해당 수치보다 훨씬 높은 것이다. 생산액 기준으로 신규진입사업체의 초기 3년 이내 소멸률과 전체 사업체의 3년 이내 소멸률의 차이는 훨씬 두드러지는데, 이는 신규진입사업체가 대부분 규모가 작은 사업체이므로 당연한 결과라 할 수 있다. 그러나 신규진입사업체

8) 한편 Spence(1977), Bulow, Geanakoplos, and Klemperer(1985) 등은 잠재적 신규기업이 시장진입 이후 이윤을 누릴 수 없게 만들기에 충분한 생산설비를 기존기업이 보유하고 있을 경우 신규진입은 억제된다고 주장한다. 즉, 자본재 등의 투자는 불가역성을 지니며 또한 특정 산업에 대한 선점적 공약(preemptive commitments)의 성격을 가지고 있기 때문에 유휴생산능력(idle capacity)의 보유는 효과적인 진입저지 수단이 된다는 것이다. 만일 이와 같은 이유로 한국의 재벌기업이 자본집약적인 산업에서 유휴생산능력을 보유하고 있었다면, 이는 신규진입을 저지하는 효과를 가졌을 것이라고 볼 수 있다. 이러한 논점을 일깨워 준 익명의 검토자에게 감사드린다.

<표 2> 소멸사업체의 존속기간별 기여도

(단위 : %)

| | 5년 이내 | | | | | | 5년 이상 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1~3년 | | 4~5년 | | 소 계 | | | |
| | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 |
| 1990 | 36.85 | 13.36 | 15.71 | 6.48 | 52.57 | 19.85 | 47.43 | 80.15 |
| 1991 | 37.41 | 14.52 | 17.11 | 7.62 | 54.52 | 22.14 | 45.48 | 77.86 |
| 1992 | 39.28 | 15.08 | 16.72 | 7.77 | 56.00 | 22.85 | 44.00 | 77.15 |
| 1993 | 43.71 | 14.92 | 20.23 | 9.13 | 63.93 | 24.05 | 36.07 | 75.95 |

<표 3> 신규진입사업체 중 소멸사업체의 존속기간별 기여도

(단위 : %)

| | 5년 이내 | | | | | | 5년 이상 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1~3년 | | 4~5년 | | 소 계 | | | |
| | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 |
| 1991 | 47.41 | 40.15 | 16.84 | 13.51 | 64.25 | 53.65 | 35.75 | 46.35 |
| 1992 | 46.38 | 36.03 | 17.10 | 12.20 | 63.49 | 48.23 | 36.51 | 51.77 |
| 1993 | 55.90 | 38.58 | 20.06 | 12.75 | 75.96 | 51.33 | 24.04 | 48.67 |

의 사업연령 4~5년 기간중 소멸률은 비조건부(unconditional) 소멸률과 크게 다르지 않다. 따라서 신규진입사업체는 특히 초기 3년 기간중 실패할 위험이 상대적으로 큰 것으로 판단된다. 이는, 뒤에서 살펴보겠지만, 신규진입사업체가 조업 초기연도에 생산성이 낮은 데 주로 기인한다고 판단된다. 한편 신규진입사업체의 높은 소멸률로 인하여 사업개시 후 5년 이상 생존하는 사업체의 비중은 사업체수 기준으로 24.0~36.5% 밖에 되지 않는다. 또한 신규진입사업체 내에서도 규모가 작은 사업체

<표 4> 사업변경진입사업체의 사업연령별 기여도

(단위 : %)

| | 5년 이내 | | | | | | 5년 이상 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1～3년 | | 4～5년 | | 소 계 | | | |
| | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 |
| 1995 | 13.09 | 12.61 | 5.16 | 5.72 | 18.25 | 18.33 | - | - |
| 1996 | 13.92 | 11.57 | 4.47 | 7.30 | 18.39 | 18.88 | 2.44 | 3.28 |
| 1997 | 15.32 | 15.60 | 4.47 | 7.29 | 19.78 | 22.89 | 3.44 | 4.62 |

가 큰 사업체에 비해 소멸될 가능성이 높은 것으로 나타난다.

진입의 또 다른 형태인 사업변경진입 역시 우리나라 제조업에서는 매우 활발하다. 생산액 기준으로 사업변경진입은 신규진입만큼이나 중요하다. <표 4>는 한 연도의 제조업 생산액의 11.6～15.6% 가량이 과거 3년 이내에 5단위 산업에서 사업변경진입사업체에 의해 생산됨을 보여준다. 사업체수 기준으로는 이들 사업체들의 비중이 13.1～15.3%에 달한다. 한편 한 연도의 제조업 생산액 중 과거 5년 이내에 사업변경을 통한 진입사업체가 생산하는 부분은 약 18.3～22.9%에 이른다. 신규진입사업체와 비교하면 사업변경진입사업체는 평균적으로 규모가 큰 사업체임도 나타난다.

마지막으로, 사업변경퇴출도 소멸 못지않게 활발하다. 여기에서도 사업변경퇴출사업체는 소멸사업체에 비해 규모가 큰 것으로 나타난다. <표 5>에 나타나 있듯 한 연도를 기준으로 이후 3년 이내에 다른 5단위 산업으로 사업변경을 통한 퇴출을 할 사업체는 생산액 기준으로 약 8.8～12.4%, 사업체수 기준으로 약 13.1～14.8%를 차지한다. 한편 5년 이내에 사업변경을 통해 퇴출할 사업체는 연도에 따라 제조업 생산액의 14.5～16.3%를 차지한다.

<표 5> 사업변경퇴출사업체의 존속기간별 기여도

(단위 : %)

| | 5년 이내 | | | | | | 5년 이상 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1～3년 | | 4～5년 | | 소 계 | | | |
| | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 | 사업체수 | 총생산액 |
| 1991 | 14.29 | 12.36 | 3.80 | 3.92 | 18.09 | 16.28 | 2.61 | 4.60 |
| 1992 | 14.82 | 10.90 | 3.46 | 5.24 | 18.29 | 16.14 | 2.20 | 1.60 |
| 1993 | 13.08 | 8.79 | 4.47 | 5.68 | 17.55 | 14.47 | - | - |

# Ⅳ. 사업체 생산성과 진입·퇴출

## 1. 사업체 생산성 지표의 요약

사업체 총요소생산성(total factor productivity)의 분포 및 그 시간에 따른 변화는 [그림 1]에 요약되어 있다. [그림 1]은 1990, 1994, 1998년 3개년에 대해서 동일한 크기의 생산성 구간별 사업체의 상대분포를 나타내고 있다. 여기서 분명한 것은 제조업 전체뿐 아니라 각 세분화된 산업에 있어서 사업체 생산성 수준이 매우 이질적(heterogeneous)이라는 것이다. 이와 같은 사업체 생산성의 이질성은 본고와 같은 미시적 분석의 근거를 제공한다. 또 한 가지 주목할 점은 생산성 분포가 산업별로 정도의 차이는 있을지라도 시간의 흐름에 따라 우측으로 이동한다는 점이다. 이는 생산성 증가가 일부 사업체에 국한되지 않고 광범위하게 일어난다는 점을 시사한다.

<표 6>은 사업체 생산성 분포 및 그 변화를 다른 방법으로 요약하고 있다. 여기에는 1990, 1994, 1998년 3개년에 대해 제조업 전체 및 12개 각 산업에 대해서 사업체 생산성의 횡단면 분포의 4분위(quartiles)를 나

타낸 것이다. 여기서도 마찬가지로 사업체 생산성 분포가 시간에 따라 우측으로 이동하였음이 분명히 드러난다. 전 제조업의 경우 중간값(median)에 해당하는 사업체의 생산성은 1990～98년 기간중 약 26% 증가하였는데, 이는 연율 약 3.2%에 해당한다. 또한 산업별로 정도의 차이가 있지만 12개 모든 산업에서 중간값에 위치한 사업체는 위 기간중 생산성이 증가한 것으로 나타난다. 생산성 증가가 가장 빨랐던 산업은 통신장비 및 수송장비산업이었는데, 이들 산업의 생산성 증가율은 1990～98년 기간중 각각 68% 및 47%였다. 반면 생산성 증가가 가장 낮았던 산업은 목재・펄프(2%) 및 음식료품(10%)인 것으로 나타났다. 여타 산업의 중간값에 위치한 사업체의 생산성 증가율은 22～33% 가량인 것으로 나타났다. 한편 생산성 분포상 상위 25% 및 75%에 위치한 사업체의 생산성 증가율도 중간값의 증가율과 비슷한 것으로 나타났는데, 이는 [그림 1]에서 보듯 횡단면 생산성 분포의 형태가 1990～98년 기간중 크게 변하지 않았음을 시사한다.[9)]

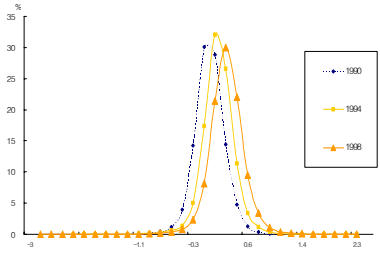
위의 논의를 통하여 우리는 사업체들이 생산성 수준이라는 측면에서 매우 이질적이라는 것을 알 수 있다. 또한 제조업 전체 혹은 산업의 생산성 증가는 광범위한 사업체들에 의한 생산성 증가를 토대로 이루어진다는 것도 확인할 수 있다. 그러나 이러한 논의만 가지고는 제조업 전체 혹은 산업의 생산성 증가가 그 밑바닥에 깔려 있는 미시적인 사업체의 동태적 변화와 어떠한 관계가 있는지를 알 수 없다. 예를 들어, 이미 본고에서는 심지어 1년이라는 짧은 기간 동안에도 상당한 정도의 사업체의 진입・퇴출이 존재한다는 것을 살펴보았다. 즉, [그림 1]에서 보는 생산성 분포의 이동은 동일한 사업체에 의한 균등한 생산성 증가에 의해 나타나는 것이 아니라는 것이다. 또한 일정 기간 동안 존속하는 사업체라고 하더라도 생산성 분포상 상대적 위치가 시간에 따라 바뀔 수도 있는 것이다. 이러한 점들을 고려하면 [그림 1]의 배경이 되는 사업체의 동태적 변화 패턴이 매우 복잡함을 쉽게 알 수 있다.

본장에서는 이러한 복잡한 사업체의 동학(dynamics)을 모두 파헤치

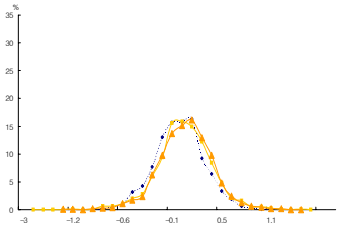
9) 사실 상위 25%와 75%에 위치한 사업체의 생산성 격차는 1994～98년 기간중 대부분의 산업에서 약간 증가한다. 이는 주로 98년중 상위 25% 사업체의 생산성 증가가 상대적으로 빨랐던 것에 기인한다.

[그림 1] 사업체 생산성 분포와 변화 추이

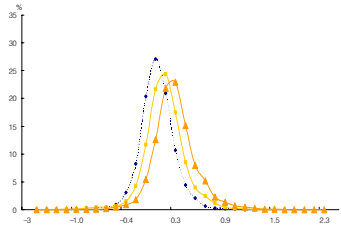
전 체



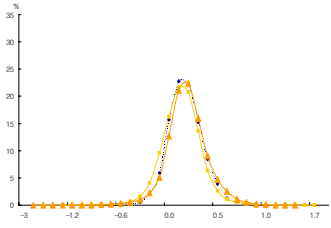

음식료품



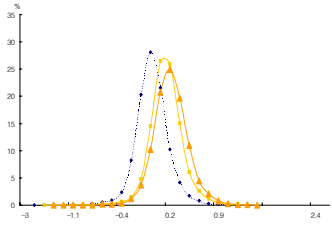

섬유의복



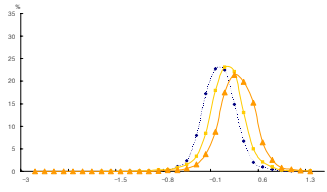

목재펄프



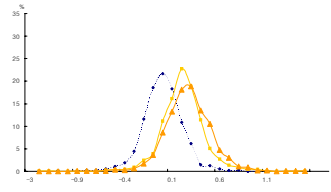

화 학



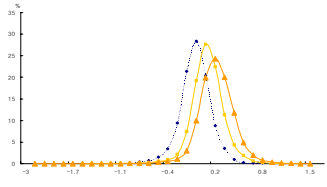
비금속광물



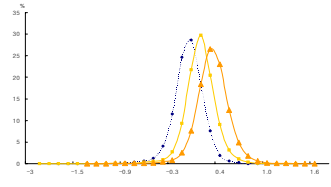
제1차금속



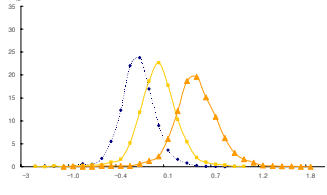
조립금속



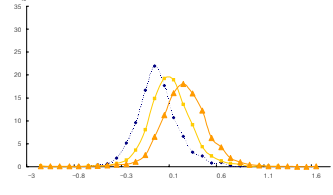
기계장비



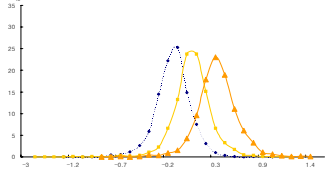
영상음향



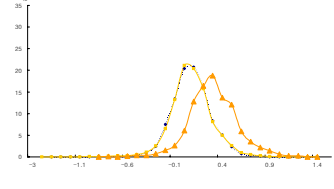
의료정밀



자동차및운송장비



기 타



<표 6> 산업별 사업체 생산성 분포 및 변화

| | 1990 | 1994 | 1998 |
|---|---|---|---|
| 전 체 | 43,259 | 72,286 | 62,462 |
| 상위 75% | -0.153 | -0.017 | 0.099 |
| 중간값 | -0.018 | 0.117 | 0.245 |
| 상위 25% | 0.122 | 0.254 | 0.399 |
| 음식료품 | 1,929 | 3,359 | 3,303 |
| 상위 75% | -0.170 | -0.111 | -0.103 |
| 중간값 | 0.012 | 0.065 | 0.085 |
| 상위 25% | 0.190 | 0.258 | 0.274 |
| 섬유의복 | 4,470 | 8,548 | 6,840 |
| 상위 75% | -0.112 | -0.029 | 0.083 |
| 중간값 | 0.012 | 0.108 | 0.226 |
| 상위 25% | 0.143 | 0.252 | 0.384 |
| 목재펄프 | 5,622 | 8,857 | 7,147 |
| 상위 75% | 0.005 | 0.069 | 0.022 |
| 중간값 | 0.126 | 0.203 | 0.146 |
| 상위 25% | 0.258 | 0.335 | 0.286 |
| 화 학 | 6,090 | 7,958 | 7,835 |
| 상위 75% | -0.150 | 0.049 | 0.097 |
| 중간값 | -0.019 | 0.175 | 0.236 |
| 상위 25% | 0.109 | 0.308 | 0.390 |
| 비금속광물 | 2,066 | 3,965 | 3,036 |
| 상위 75% | -0.170 | -0.057 | 0.077 |
| 중간값 | -0.022 | 0.090 | 0.233 |
| 상위 25% | 0.131 | 0.237 | 0.406 |
| 제1차금속 | 1,761 | 1,868 | 1,878 |
| 상위 75% | -0.120 | 0.094 | 0.137 |
| 중간값 | 0.003 | 0.217 | 0.270 |
| 상위 25% | 0.132 | 0.341 | 0.420 |
| 조립금속 | 4,234 | 8,490 | 7,604 |
| 상위 75% | -0.188 | -0.026 | 0.073 |
| 중간값 | -0.065 | 0.096 | 0.211 |
| 상위 25% | 0.058 | 0.221 | 0.357 |
| 기계장비 | 10,078 | 15,623 | 14,520 |
| 상위 75% | -0.167 | -0.001 | 0.157 |
| 중간값 | -0.046 | 0.117 | 0.284 |
| 상위 25% | 0.075 | 0.233 | 0.416 |
| 영상음향 | 1,555 | 3,243 | 2,742 |
| 상위 75% | -0.347 | -0.116 | 0.309 |
| 중간값 | -0.228 | 0.015 | 0.452 |
| 상위 25% | -0.097 | 0.149 | 0.618 |
| 의료정밀 | 634 | 1,375 | 1,710 |
| 상위 75% | -0.142 | -0.035 | 0.098 |
| 중간값 | -0.042 | 0.091 | 0.233 |
| 상위 25% | 0.090 | 0.227 | 0.380 |
| 자동차 및 운송장비 | 2,593 | 3,450 | 3,319 |
| 상위 75% | -0.246 | -0.034 | -0.223 |
| 중간값 | -0.128 | 0.076 | 0.343 |
| 상위 25% | -0.023 | 0.190 | 0.472 |
| 기 타 | 2,227 | 5,523 | 2,528 |
| 상위 75% | -0.083 | -0.078 | 0.125 |
| 중간값 | 0.043 | 0.040 | 0.265 |
| 상위 25% | 0.173 | 0.171 | 0.437 |

려고 시도하지 않는다. 그 대신 본장에서는 기존의 관련 문헌에서 제기되었던 몇몇 질문에 대하여 우리나라 제조업의 사업체별 자료를 이용하여 답하려 한다. 본장에서 다루어질 질문을 간략히 예시하면 다음과 같다. 소멸하는 사업체는 비효율적이기 때문에 소멸하는가? 신규진입사업체의 생산성 수준은 진입 시점에 존속사업체 혹은 소멸사업체에 비해 과연 어떠한가? 사업변경진입 및 퇴출사업체의 경우는 어떠한가? 신규진입사업체 가운데 생존하는 사업체의 진입 후(post-entry) 생산성 증가 패턴은 어떠한가? 소멸하는 사업체의 소멸 전(pre-exit) 생산성 변화는 어떠한가? 사업체 간 생산성 차이는 얼마나 지속적(persistent)인가?

이러한 질문들을 다루어 나아감에 따라 본장에서는 현실에서 관측되는 사업체의 진입·퇴출, 혹은 좀더 광범위하게 사업체 간 자원재배분(resource reallocation)이 사업체 간 생산성 격차를 반영하는가 여부에 대한 해답을 얻고자 한다. 또한 사업체의 진입·퇴출이 과연 일시적 혹은 무작위적인 사건에 기인한 것인가 아니면 사업체의 어떤 고질적인 문제에 주로 기인한 것인가에 대한 해답을 얻고자 한다.[10)]

## 2. 진입, 퇴출, 존속사업체의 생산성 차이

사업체 생산성과 진입·퇴출 패턴 사이의 관계를 밝히기 위한 첫 단계로서 본절에서는 존속사업체, 진입사업체, 퇴출사업체 간의 생산성 수준을 진입 및 퇴출 시점에서 비교한다. 앞서 사업체의 정의에 따라 진입사업체는 신규진입사업체와 사업변경사업체로, 그리고 퇴출사업체는 소멸사업체와 사업변경퇴출사업체로 나누어 분석한다. <표 7>은 제조업의 이와 같은 다섯 가지 사업체 그룹의 평균생산성을 연도별로 나타낸 것

10) 사업체 생산성의 지속성 문제는 사업체 간 생산성 격차의 원인이 무엇이냐의 문제와 연관되어 있다. 사업체 간 생산성 격차의 원인에 관한 문제는 본고에서 아주 제한적으로만 다룬다. 사업체 혹은 기업의 생산성 측면에서의 이질성에 관한 이론적 문헌에 관한 논의는 Baily, Hulten, and Campbell(1992), Davis and Haltiwanger(1999), 그리고 Foster, Haltiwanger, and Krizan(2001)에서 찾아볼 수 있다. Baily, Hulten, and Campbell(1992)은 이 문제를 미국의 경우를 대상으로 실증적으로 검토하여 사업체의 지속적 생산성 차이가 기업가의 경영능력의 차이에 기인한다는 가설에 비중을 두고 있다.

이다.

<표 7>의 주요 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 먼저, 각 연도에서 소멸사업체의 생산성은 평균적으로 존속사업체에 비해 낮다. 연도에 따라 그 생산성 격차는 3~6%에 달한다. 이 결과는 앞서 설명하였듯 시장의 선택이라는 과정을 통해 비효율적인 사업체가 도태된다는 이론과 부합하는 것이다. 또한 이러한 결과는 우리나라 제조업에만 국한되는 것은 아니며, 다른 국가들에 대한 결과와도 일관성이 있는 것이다.

둘째, 신규진입사업체는 생산 첫 연도에는 존속기업에 비해 평균적으로 생산성이 낮다. 이들 사업체는 심지어 소멸사업체에 비해서도 생산성이 낮아 가장 생산성이 낮은 그룹이다. 신규진입사업체가 초기에 존속사업체 혹은 소멸사업체보다 생산성이 낮다는 결과는 새로운 사업체가 기존의 사업체에 비해 생산성이 높다는 단순한 빈티지 효과(vintage effect) 가설이 잘 맞지 않는다는 것을 시사한다. 그러나 이러한

<표 7> 제조업의 사업체별 평균생산성 비교(1990~98)

| | 존속 사업체 | 진입사업체 | | 퇴출사업체 | | 전 체 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 신규진입 | 사업변경진입 | 소 멸 | 사업변경퇴출 | |
| 1991 | 0.046 | -0.031 | 0.041 | -0.003 | 0.050 | 0.026 |
| 1992 | 0.061 | -0.005 | 0.061 | 0.018 | 0.068 | 0.046 |
| 1993 | 0.087 | 0.030 | 0.096 | 0.051 | 0.101 | 0.072 |
| 1994 | 0.132 | 0.056 | 0.141 | 0.101 | 0.144 | 0.118 |
| 1995 | 0.190 | 0.132 | 0.199 | 0.150 | 0.202 | 0.174 |
| 1996 | 0.197 | 0.143 | 0.208 | 0.160 | 0.214 | 0.185 |
| 1997 | 0.239 | 0.177 | 0.252 | 0.182 | 0.245 | 0.218 |
| 1998 | 0.256 | 0.200 | 0.267 | | | 0.249 |

결과가 Jovanovic(1982) 및 Hopenhayn(1992)과 같은 사업체의 동태적 변화에 관한 몇몇 최근 이론들과 부합하지 않는 것은 아니다. 즉, 자신의 생산성 수준에 대한 불확실성하에서 잠재적 진입자들은 미래에 자신들이 기존업체의 생산성 수준을 조만간 따라잡을 수 있다고 예상하면 초기에 생산성이 낮더라도 진입을 할 수 있을 것이다. 물론 뒤에서 더욱 자세히 살펴보겠지만 신규진입사업체라고 하여서 반드시 초기에 생산성이 낮은 사업체로만 구성되어 있는 것은 아니다.

신규진입사업체들이 기존기업에 비해 초기 생산성이 낮다는 것은 다른 연구에서도 보고되는 결과이다. 예를 들어, Aw, Chen, and Roberts (2001)는 대만의 기업별 자료를 사용한 5년 간격의 분석에서 1986년의 진입기업이 기존기업에 비해 산업에 따라 0.6~6.9% 가량 생산성이 낮다고 보고하고 있다. 한편 Foster, Haltiwanger, and Krizan(2001)은 미국 제조업의 사업체별 자료를 이용한 10년 간격의 분석에서 기존사업체와 신규진입사업체 간에 통계적으로 유의한 총요소생산성의 차이를 발견할 수 없었다고 보고하고 있다. 그러나 이들은 과거 10년이 아닌 과거 5년간 신규진입한 사업체들은 기존사업체에 비해 생산성이 낮음을 보여주고 있다.[11)]

셋째, 사업변경진입 및 사업변경퇴출사업체는 각각 신규진입 및 소멸사업체에 비해 생산성이 높다. 이들 사업체의 생산성은 평균적으로 존속사업체의 생산성 수준에 필적할 만하다. 본고의 사업체 그룹의 정의를 돌이켜 보면 사업변경진입사업체는 5단위 산업으로 정의된 다른 시장에서 이미 조업경험이 있다는 점에서 신규진입사업체와 구분된다. 따라서 신규진입사업체 대비 사업변경진입사업체의 높은 생산성 수준은 관련 시장에서의 과거 경험이 현재의 생산성에 도움이 된다는 것을 시사한다고 볼 수 있다. 한편 사업변경퇴출사업체가 소멸사업체보다 생산성이 높다는 사실은 이상할 것이 없을 것이다. 왜냐하면 그들은 비록 다른 시장에서나마 계속 생존하는 사업체이기 때문이다.

넷째, 한 연도의 신규진입사업체들은 각각 그 전년도의 신규진입사업

11) 그들은 노동생산성이라는 측면에서는 과거 10년간 신규진입한 사업체의 경우에도 기존사업체보다 생산성이 낮음을 보고하고 있다.

체들에 비해 생산성이 높다. 이는, Grossman and Helpman(1991)과 같이, 잠재적인 진입자들은 그 이전의 기술적 혁신으로부터 외부성을 받는다는 최근 R&D를 토대로 한 내생적 성장모형의 가정들을 뒷받침한다.

위의 논의는, 현실에서 관찰되는 사업체의 진입·퇴출 패턴은 그 근간에 놓여 있는 사업체 생산성의 체계적 차이를 반영하며, 일시적 혹은 무작위적인 사건이 아님을 분명히 보여주고 있다.[12] 특히 소멸사업체의 생산성이 존속기업에 비해 낮다는 것은 시장의 선택이라는 힘이 작용하고 있음을 나타낸다. 즉, 생산성이 낮은 사업체가 소멸하고 높은 사업체가 생존하는 시장의 선택과정은 경제 전체의 생산 효율성을 높여 가는 과정이라는 것이다.

여기서 흥미로운 점은 신규진입사업체의 생산성이 존속기업 심지어 소멸기업에 비해 낮다는 것이다. 이러한 결과는 사업체의 진입·퇴출이 경제 전체의 생산성을 높이는 긍정적인 역할에 대해 의문을 품게 만들 수도 있을 것이다. 즉, 이 결과는 사업체의 소멸 및 생성(신규진입)에 의한 자원재배분이 즉각적으로 경제 전체의 생산성 증가에 미치는 효과는 매우 작거나 심지어 부정적일 수도 있다는 것을 시사한다. 만일 진입·퇴출로 인한 자원재배분이 생산성 증가에 미치는 효과가 이러한 정태적인 효과에 국한되는 것이라면 진입·퇴출의 생산성 증가효과가 크다는 기존의 연구결과는 단지 회계학적인 결과에 불과할 수도 있을 것이다.[13]

그러나 이것이 자원재배분의 생산성 증가효과의 전부는 결코 아니다. 즉, 기존의 문헌은 진입·퇴출로 인한 자원재배분의 이익은 동태적으로 실현된다는 점을 지적하고 있다. 즉, 첫째 신규진입사업체의 진입 이후 성과를 살펴보면 신규진입사업체들은 매우 이질적인 그룹으로서 그들 자신이 시장의 선택과정을 겪으며, 신규진입사업체 가운데 생존하는 사업체는 빠른 생산성 증가 혹은 신속한 학습과정을 통하여 일정 시

12) 이상에서 논의된 사업체 그룹별 생산성 차이는 엄밀한 통계적 분석에 의해서도 대부분 유의한 것으로 나타나며, 또한 산업별 구성의 차이에 의해서도 크게 영향을 받지 않는 결과이다. 이에 관한 상세한 분석결과는 Hahn(2000)을 참조하기 바람.

13) 즉, 사업체 생산성이 전반적으로 시간에 따라 증가하는 경향이 있다면 주어진 기간에 대하여 기간 말의 신규진입사업체의 생산성이 기간 초기의 소멸사업체의 생산성 수준보다 높을 수 있다.

간이 경과한 후에는 기존사업체의 생산성을 따라잡는다는 것이다. 둘째, 기존 문헌에서는 퇴출하는 사업체는 존속하는 사업체에 비해 퇴출시점 뿐 아니라 퇴출 이전 일정 기간 동안 생산성이 낮다는 점을 지적하고 있다. 즉, 퇴출사업체는 '죽음의 전조'를 보인다는 것이다. 또한 이러한 생산성 격차는 퇴출 직전에 더욱 확대되는 경향이 있다는 점도 기존 문헌에서 종종 보고되고 있다. 사업체 생산성이 불규칙적으로 변하는 것이 아니라 지속성을 가진다는 사실은 사업체 간 생산성 격차의 원인으로서 경영자의 능력과 같은 사업체 고유의 요인(plant-specific factors)이 작용한다는 것을 의미한다. 이와 같은 점들이 사실이라면 진입·퇴출이 경제 전체의 총요소생산성 증가에 미치는 정태적 효과는 부정적일 수 있을지라도, 동태적인 효과는 이와 매우 달리 나타날 수 있을 것이다. 따라서 이하에서는 우리나라 제조업의 경우에 사업체의 진입 이후(post-entry) 및 퇴출 이전(pre-exit)의 성과를 시장의 선택과 학습효과, 죽음의 전조 등의 문제를 중심으로 살펴보기로 한다.

## 3. 사업체의 진입 이후 성과: 시장의 선택과 학습효과

먼저 신규진입사업체 가운데 생산성이 낮은 사업체가 시장의 선택에 의해 도태되는가를 살펴본다. 본고에서 사용된 자료에는 신규진입연도에 따라 1991년부터 1998년까지 8개의 신규진입사업체 동기(cohort)가 존재한다. 생존업체와 소멸업체의 생산성 차이를 살펴봄에 있어 특정 신규진입연도 동기를 분리하여 분석하는 것은 사업체의 연령이 생존여부에 미치는 효과를 통제할 수 있는 장점이 있다. 구체적으로 여기서는 1991년 신규진입 동기 가운데, 예를 들어, 1993년을 마지막으로 소멸하는 사업체들의 생산성이 나머지 생존하는 사업체들의 생산성보다 낮은가를 살펴본다. 이하에서는 특정 연도 신규진입 동기 사업체들의 생산성을 연도 더미변수(표에서 생략), 그리고 표본기간중 사업체의 소멸 여부를 나타내는 더미변수와 연도더미와의 교차항(interaction)에 회귀하였다. 따라서 교차항의 추정 계수는 소멸 직전연도의 소멸사업체와 생존사업체 간의 생산성 격차를 나타낸다. <표 8>에는 3개 신규진입 동기에 대한 회귀분석 결과가 나타나 있다.

<표 8> 시장의 선택: 신규진입사업체

| 신규진입연도 / 소멸시점 | 1991년 | 1993년 | 1995년 |
|---|---|---|---|
| 1992년 | -0.065<br>(0.005) | | |
| 1993년 | -0.044<br>(0.004) | | |
| 1994년 | -0.036<br>(0.004) | -0.042<br>(0.003) | |
| 1995년 | -0.032<br>(0.004) | -0.032<br>(0.003) | |
| 1996년 | -0.048<br>(0.004) | -0.030<br>(0.003) | -0.053<br>(0.003) |
| 1997년 | -0.038<br>(0.003) | -0.044<br>(0.002) | -0.039<br>(0.002) |

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차임.

회귀분석 결과는 신규진입연도를 통제하더라도 소멸사업체가 소멸시점에서 생존사업체에 비해 생산성이 낮다는 것을 보여주고 있다. 또한 이러한 생산성 차이는 통계적으로도 매우 유의하다. 신규진입연도 혹은 소멸연도에 따라서 소멸사업체는 생존사업체보다 생산성이 약 3~6% 낮은 것으로 나타난다. 따라서 이 결과는 시장이 생산성의 높고 낮음에 따라 사업체를 선택한다는 앞서의 결론을 강화시켜 준다.

다음으로, 신규진입사업체 가운데 생존하는 사업체가 시간의 흐름에 따라 존속기업에 비해서 생산성이 어떻게 변화하는가를 살펴본다. [그림 2]와 <표 9>는 각 신규진입연도 동기 중 1998년까지 생존한 사업체들의 평균생산성을 1991년 시점에 존속사업체 가운데 역시 1998년까지 생존한 사업체들의 평균생산성과 비교하여 보여주고 있다. 먼저 존속사업체들은 1991~98년 기간중 생산성을 꾸준히 향상시켜 생산성이 동 기간 중 약 23% 증가된 것으로 나타난다. 또한 각 신규진입연도 동기들은 진입시점에서 존속사업체들에 비해 생산성이 낮은 것으로 나타나고 있다.

그러나 각 신규진입연도 동기들은 진입 이후 생산성을 빠르게 향상시켜 몇 년이 지난 후에는 존속사업체들의 생산성 수준을 따라잡는 것으로 나타나고 있다. 신규진입사업체 가운데 1998년까지 생존하는 사업

[그림 2] 신규진입사업체 중 생존업체의 생산성 추이

<표 9> 신규진입사업체 중 생존업체의 생산성 추이: 학습효과

| | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 존속사업체 | 0.071 | 0.091 | 0.111 | 0.150 | 0.202 | 0.204 | 0.238 | 0.253 |
| 신규진입 1991 | -0.031 | 0.059 | 0.098 | 0.153 | 0.216 | 0.221 | 0.248 | 0.259 |
| 신규진입 1992 | | 0.006 | 0.090 | 0.150 | 0.219 | 0.219 | 0.246 | 0.263 |
| 신규진입 1993 | | | 0.034 | 0.132 | 0.199 | 0.206 | 0.236 | 0.250 |
| 신규진입 1994 | | | | 0.057 | 0.190 | 0.209 | 0.247 | 0.261 |
| 신규진입 1995 | | | | | 0.142 | 0.203 | 0.242 | 0.260 |
| 신규진입 1996 | | | | | | 0.149 | 0.241 | 0.270 |
| 신규진입 1997 | | | | | | | 0.177 | 0.255 |
| 신규진입 1998 | | | | | | | | 0.200 |

주: 각 그룹별 단순평균 생산성을 나타냄. 여기서 각 그룹은 1998년까지 생존한 사업체만을 포함.

체들도 진입 시점에서는 존속사업체에 비해 생산성이 약 6～10% 낮다. 진입 이후 2년째에는 이러한 생산성 격차는 0～3%로 좁혀진다. 신규진입사업체 가운데 생존하는 사업체들의 처음 2년 동안의 생산성 증가율은 매우 높다. 처음 2년 동안 생산성 증가율은 1995년 신규진입 동기의 경우 6%로 가장 낮고 1994년 신규진입 동기의 경우 13%로서 가장 높다. 진입 이후 3년째에 가서는 신규진입사업체들의 생산성은 존속사업체들의 생산성 수준과 비슷하거나 오히려 약간 높다. 특히 가장 시계열이 긴 1991년 신규진입 동기는 진입 3년 이후부터는 존속사업체들에 비해 높은 생산성을 지속하고 있으며 이러한 차이는 몇몇 연도에서는 통계적으로 유의하다. 이러한 패턴은 <표 9>에 나타나 있듯 1992년 신규진입 동기에 대해서도 발견된다. 따라서 이러한 결과들은 신규진입사업체 가운데 생존사업체가 특히 진입 이후 몇 년 동안 급속한 학습과정을 거침을 뒷받침한다.[14)]

종합하면, 우리나라 제조업의 경우에도 신규진입사업체의 진입 이후 성과는 시장의 선택과 학습효과가 존재함을 보여준다. 즉, 신규진입사업체는 이질적인 그룹으로서 그중에서 생산성이 낮은 사업체가 시간이 흐름에 따라 소멸된다. 반면 생존하는 신규진입사업체는 급속한 생산성 증가 혹은 학습과정을 거치며 대략 3년 이후에는 존속사업체의 생산성 수준을 따라잡는다. 특히 시계열이 긴 1991년 혹은 1992년의 신규진입 동기들은 존속사업체의 생산성을 비교적 단기간 내에 추월한다. 이러한 결과는 다른 국가에 대한 기존연구 결과와 부합하는 것이다. 따라서, 우리나라에서도 사업체의 진입·퇴출은 비효율적인 사업체를 비롯하여 다양하게 나타나지만 그중의 일부가 미래에 매우 효율성이 높아질 수 있는 잠재력을 가진 신규진입사업체들로의 자원의 재배분 과정이라고 볼 수 있다.

14) 이상에서 논의한 학습효과의 존재는 보다 엄밀한 실증분석에 의해서도 뒷받침되며, 산업별 구성의 차이에 그리 영향받지 않는다. 상세한 논의는 Hahn(2000)을 참조하기 바람.

## 4. 사업체의 퇴출 이전 생산성 추이: 죽음의 전조

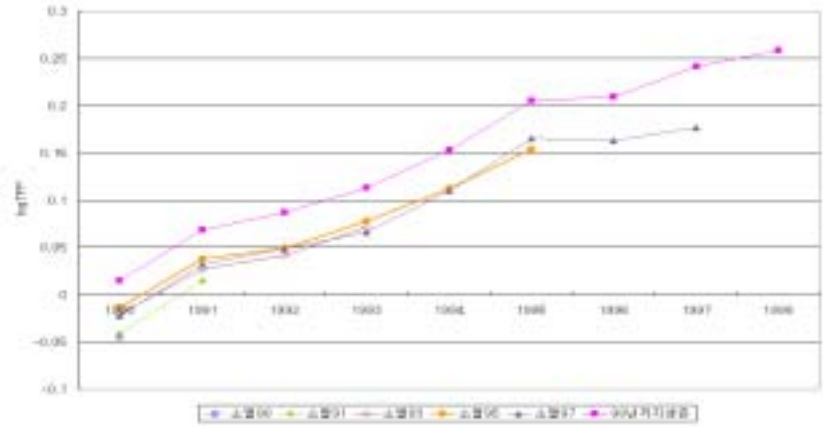
지금까지 본고는 사업체의 신규진입 이후의 성과에 시장의 선택과 학습효과로 요약될 수 있는 일정한 패턴이 있음을 알아보았다. 여기에서는 진입·퇴출과 경제 전체의 생산성 증가 간의 관계를 이해하기 위해 본 자료의 또 다른 동태적 측면인 퇴출기업의 퇴출 이전 성과에 대해 살펴본다.

[그림 3]과 <표 10>은 1990년에 존재하였던 사업체 가운데 분석기간 중 끝까지 생존하였던 사업체와 이 이전에 소멸하였던 사업체를 소멸(직전)연도 동기(cohort)로 구분하여 평균생산성의 시계열을 비교하고 있다. 앞서의 논의로부터 예상한 바와 같이 1993년을 마지막으로 소멸한 동기를 제외하고는 소멸 직전연도 소멸사업체 동기의 생산성은 다른 모든 동기에 비해 낮았다. 예를 들면, 1997년이 마지막 관측연도인 소멸동기의 생산성은 1997년에 다른 모든 동기들의 생산성보다 낮고, 1996년의 경우에도 마찬가지라는 것이다. 이 외에도 다음과 같은 두 가지 측면에 주목할 필요가 있다.

먼저 각 소멸동기도 생산성이 증가하기는 하지만, 각 소멸동기와 존속사업체 간에는 소멸시점뿐 아니라 소멸 이전 수년간 생산성 차이가 존재하였다는 점이다. 이러한 현상은 사업체의 소멸이라는 것은 상당 기간 지속된 상대적으로 낮은 생산성을 반영한다는 것을 시사한다. 다른 말로 하면 이러한 생산성 격차는 불규칙하거나 일시적인 불운에 기인한 것이 아니라는 것이다. 1997년 소멸동기를 예를 들면, 이들 동기의 존속기업과의 생산성 격차는 1997년에 약 6.5%였다. 그러나 이들 두 그룹 간의 생산성 격차는 이미 1990년에도 3.7%나 되었다. 다른 연도의 소멸동기에 대해서도 유사한 결과가 관찰된다. 따라서 사업체의 소멸은 단지 한 시점에서의 낮은 생산성 때문에 초래되는 것이 아니라 지속적으로 낮은 생산성 성과를 반영한다고 할 수 있다.

둘째, 소멸사업체와 존속사업체의 생산성 격차는 특히 소멸 직전에 임박하여서는 더욱 벌어지는 경향이 있다는 것이다. 1997년 소멸동기의 예를 다시 들면, 이들 사업체와 존속사업체 간의 생산성 격차는 1990~96년 기간중에는 3.5~4.7% 사이를 보이나, 소멸 직전연도인 1997년에

[그림 3] 소멸사업체의 소멸 이전 생산성 추이



<표 10> 소멸사업체의 소멸 이전 생산성 추이: 죽음의 전조

| | 1990 | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 소 멸 1990 | -0.044 | | | | | | | | |
| 소 멸 1991 | -0.042 | 0.015 | | | | | | | |
| 소 멸 1992 | -0.033 | 0.022 | 0.027 | | | | | | |
| 소 멸 1993 | -0.021 | 0.027 | 0.041 | 0.072 | | | | | |
| 소 멸 1994 | -0.027 | 0.032 | 0.048 | 0.079 | 0.107 | | | | |
| 소 멸 1995 | -0.014 | 0.038 | 0.049 | 0.078 | 0.112 | 0.154 | | | |
| 소 멸 1996 | -0.021 | 0.034 | 0.046 | 0.072 | 0.117 | 0.164 | 0.156 | | |
| 소 멸 1997 | -0.022 | 0.033 | 0.048 | 0.066 | 0.110 | 0.166 | 0.163 | 0.177 | |
| 1998년까지 생존 | 0.015 | 0.068 | 0.087 | 0.113 | 0.153 | 0.206 | 0.209 | 0.242 | 0.258 |

주: 각 그룹별 단순평균 생산성을 나타냄. 여기서 각 그룹은 1990년에 존재하였던 모든 사업체를 소멸(직전)연도별로 구분한 것임.

는 그 격차가 6.5%로 벌어진다. 다른 연도의 소멸동기에 대해서도 유사한 현상이 관찰된다.[15)]

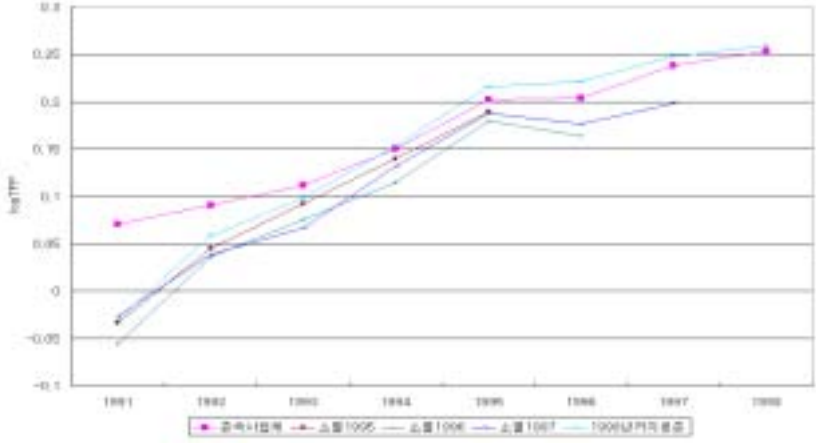
이제까지 본고에서는 소멸사업체의 소멸 이전 생산성 성과에 관한 분석을 통하여 소멸사업체와 존속사업체 간에 지속적 생산성 격차가 존재하며, 또한 그 격차는 소멸 직전에 더욱 벌어지는 경향이 있음을 살펴보았다. 그러나 [그림 3]에 나타난 것과 같은 큰 폭의 지속적 생산성 격차는 사업체의 생존 여부에 의한 차이 이외에도 사업체의 연령과 같은 요인에 의해서도 나타날 수 있을 것이다. 즉, 만일 생존사업체와 소멸사업체 간에 사업연령의 차이가 존재하고, 사업연령이 생산성과 생존여부에 동시에 영향을 준다면 위와 같은 결과가 관찰될 수 있을 것이다. 이처럼 사업연령이 낮은 사업체가 생산성도 낮고 소멸위험도 높을 수 있다는 점을 통제하기 위해 이하에서는 신규진입연도 동기들 간의 소멸 이전 생산성 차이를 살펴보았다.

[그림 4]는 1991년 신규진입 동기(cohort)를 소멸연도에 따라 구분하여 각각의 생산성의 시계열을 살펴본 것이다. 여기서 1998년까지 관측된 사업체는 1998년까지 생존한 사업체이다. 한편 비교를 위하여 1991년 시점에 존속사업체이면서 1998년까지 생존한 사업체의 생산성도 표시하였다. 예상한 바와 같이 1991년 신규진입 동기에 국한하여 보았을 때는 생산성 격차의 지속성은 [그림 3]에서보다 약하게 나타났다. 즉, 이들 사업체 내에서는 1998년까지 생존하는 사업체와 그 이전에 소멸하는 사업체 간의 생산성 격차가 초창기에는 별로 눈에 띄지 않는다. 특히 조업 첫 연도인 1991년에는 1996년 소멸동기를 제외하고는 향후 소멸여부별로 생산성 격차가 사실상 없다. 또한 신규진입 이후 몇 년간은 1991년 신규진입 동기는 1991년 시점의 존속사업체와의 생산성 격차도 줄여 나간다.

그러나 1991년 신규진입 동기 가운데 1998년까지 생존하는 사업체들이 생산성을 빠른 속도로 향상시켜 나감에 따라 그들 간에 생산성 격차가 벌어지기 시작하고 또한 지속된다. 또한 1991년 신규진입 동기 중 각

15) 소멸업체의 생산성이 생존사업체에 비해 소멸 직전뿐 아니라 그 이전에도 낮다는 점은 보다 엄밀한 통계적 분석에 의해서도 뒷받침되며, 또한 산업 구성의 차이에 크게 영향받지 않는 것임은 Hahn(2000)에서 논의되고 있다.

[그림 4] 1991년 신규진입사업체의 소멸연도별 생산성 추이



각의 소멸연도 동기에 있어서 생존사업체와의 생산성 격차는 마지막 관측연도에 가장 크게 벌어진다. 따라서 사업연령이 생산성과 생존여부에 미치는 영향을 통제하더라도 사업체의 소멸은 지속적이고도 또한 소멸 직전에 더욱 확대되는 생산성 격차를 반영한다고 할 수 있다.

만일 소멸사업체와 생존사업체 간 생산성 격차가 지속성을 갖는지 여부를 살펴보기 위한 또 다른 분석방법으로서, 한 시점에서의 사업체 생산성 수준이 그 이후 일정 기간동안 사업체의 생존여부와 상관관계가 있는가를 검토하였다. 이를 위해 먼저 1993년의 존속사업체, 신규진입사업체 및 사업변경진입사업체를 선택하였다. 그리고 나서 각 그룹을 1998년까지 생존여부에 따라 두 그룹으로 다시 나누었다. <표 11>은 각 세부 그룹의 1993년 생산성의 평균을 존속사업체 중 98년 이전에 소멸하는 사업체의 생산성과의 차이로 표시한 것이다. 또한 표에는 각 상위 그룹에 대해서 생존사업체와 소멸사업체 간에 초기 생산성 격차가 존재하는가에 대한 통계적 검증 결과도 제시하였다. 한편 다른 연도에 대한 결과도 이와 별로 차이가 없었으므로 1993년도에 대한 결과만 제시하였다. 결국 <표 11>은 1993년도 사업체의 지위를 조건부로 하여 생존사업체와 소멸사업체의 생산성 차이를 보여주는 것이다.

존속사업체 내에서는 1998년까지 생존사업체의 생산성이 소멸사업

<표 11> 1998년 시점 생존사업체와 소멸사업체 간 1993년 생산성 비교

| | 존속사업체 (생존)[1] | 신규진입 (소멸)[1] | 신규진입 (생존)[1] | 사업변경진입(소멸)[1] | 사업변경진입(생존)[1] |
|---|---|---|---|---|---|
| 제조업 전체 | 0.038 | -0.039 | -0.033 | 0.017 | 0.040 |
| 음식료품 | 0.080 | -0.115 | -0.039 | 0.091 | 0.026 |
| 섬유의복 | 0.025 | -0.058 | -0.044 | 0.020 | 0.041 |
| 목재펄프 | 0.037 | -0.001 | 0.004 | 0.048 | 0.071 |
| 화 학 | 0.060 | -0.070 | -0.030 | -0.028 | 0.022 |
| 비금속광물 | 0.088 | -0.053 | -0.061 | -0.025 | 0.133 |
| 제1차금속 | 0.053 | -0.071 | -0.055 | 0.031 | -0.006 |
| 조립금속 | 0.027 | -0.033 | -0.032 | 0.020 | 0.035 |
| 기계장비 | 0.005 | -0.055 | -0.048 | -0.007 | 0.004 |
| 영상음향 | 0.057 | -0.074 | -0.081 | -0.024 | 0.066 |
| 의료정밀 | 0.048 | 0.000 | 0.031 | 0.034 | 0.074 |
| 자동차 및 운송장비 | 0.037 | -0.042 | -0.043 | 0.008 | 0.040 |
| 기 타 | -0.007 | -0.035 | -0.038 | 0.005 | -0.020 |

생산성 차이에 대한 통계검정 결과[2]

| | | | |
|---|---|---|---|
| 제조업 전체 | 13.1 | 1.8 | 14.5 |
| 음식료품 | 4.9 | 6.7 | 1.8 |
| 섬유의복 | 3.0 | 0.8 | 1.1 |
| 목재펄프 | 4.5 | 0.2 | 1.7 |
| 화 학 | 7.2 | 9.6 | 10.0 |
| 비금속광물 | 8.7 | 0.1 | 14.3 |
| 제1차금속 | 3.2 | 0.4 | 1.4 |
| 조립금속 | 3.2 | 0.0 | 0.9 |
| 기계장비 | 0.8 | 0.8 | 1.2 |
| 영상음향 | 3.3 | 0.1 | 6.6 |
| 의료정밀 | 2.7 | 1.6 | 1.2 |
| 자동차 및 운송장비 | 3.3 | 0.0 | 1.5 |
| 기 타 | -0.5 | 0.0 | 0.6 |

주: 1) 1998년까지 생존 혹은 소멸 여부.
2) 표 하단의 첫 번째 열은 t-통계량을 나타내며, 두 번째 및 세 번째 열은 F-통계량을 나타냄. 1% 유의수준 F-통계량 값은 6.63임.

체에 비해 1993년 시점에도 분명히 높게 나타났다. 전 제조업에 대해서는 이들 간 생산성 격차는 약 4%로서 통계적으로 유의하였다. 각 12개 산업 중에서는 10개 산업에서 이러한 차이가 1% 수준에서 유의성을 보였다.

그러나 신규진입사업체 내에서는 생존사업체와 소멸사업체 간 초기 생산성 차이가 분명히 나타나지 않았다. F-통계량은 12개 산업 가운데 단 2개 산업에서만 그 차이가 유의함을 나타내 준다. 이러한 결과는 이전의 [그림 4]에 나타난 바와 같이 진입 첫 연도에는 진입사업체들 간 소멸연도 동기별로 생산성 차이가 별로 없었다는 결과와 일맥상통한다. 사업변경진입사업체에 대해서도 유사한 결과가 발견되는데, 이는 신규진입사업체 혹은 사업변경진입사업체 모두 새로운 시장에서는 신참자라는 점에서 그다지 놀라운 사실이 아닐 것이다.

일견 신규진입사업체 가운데 생존사업체와 소멸사업체 간 초기 생산성이 차이가 나지 않는다는 사실은 Aw, Chen, and Roberts(2001)가 대만에 대해 얻은 결과와 상충되는 것처럼 보인다. 그들은 대만 제조업 9개 산업 가운데 7개 산업에 대해서 1981~86년 기간중 신규 진입한 기업 가운데 그 이후 5년 동안 생존한 기업과 그렇지 못한 기업 간에 1986년의 생산성이 유의한 차이를 보였음을 보고하고 있다. 그러나 본 분석과 그들의 분석은 무엇보다도 신규진입사업체로 분류된 사업체의 평균 사업연령에 있어 차이가 있다. 즉, 본 분석의 신규진입사업체는 사업연령이 평균 0.5년인 반면 그들 분석의 신규진입기업의 사업연령은 약 2.5년이다.

이러한 차이에 주목하여 본고에서는 신규진입사업체가 진입 이후 몇 년이 흐른 시점에서의 생산성과 그 이후 일정 기간 동안 생존여부와 연관성이 있는가를 살펴보기로 하였다. 구체적으로 1990~94년 기간중 신규진입한 사업체 가운데 1998년까지 생존한 사업체와 그렇지 못한 사업체 간 1994년 생산성의 차이가 존재하는가를 살펴보았다. <표 12>는 제조업 전체의 경우 양 그룹 간에 유의한 생산성 차이가 존재함을 보여주고 있다. 또한 12개 산업 가운데 5개 산업에서 양 그룹 간 생산성 차이가 유의하게 나타났다. 따라서 <표 11>과 <표 12>를 비교함으로써 다음과 같은 추론이 가능해진다. 즉, 신규진입사업체의 진입 초기 연도의 생산성을 가지고 그 사업체의 생존여부를 가늠하기는 어렵지만, 시간이

<표 12> 1991년 신규진입 중 소멸 및 생존사업체 간 1994년 생산성 비교

| | 1991년 신규진입 중 1998년 이전 소멸사업체 | 1991년 신규진입 중 1998년까지 생존사업체 |
|---|---|---|
| 전 체 | 0.126<br>(0.004) | 0.027<br>(0.006) |
| 음식료품 | 0.070<br>(0.033) | 0.016<br>(0.042) |
| 섬유의복 | 0.160<br>(0.012) | -0.022<br>(0.018) |
| 목재펄프 | 0.199<br>(0.010) | 0.036<br>(0.016) |
| 화 확 | 0.174<br>(0.013) | 0.037<br>(0.018) |
| 비금속광물 | 0.080<br>(0.015) | 0.084<br>(0.021) |
| 제1차금속 | 0.212<br>(0.025) | 0.048<br>(0.035) |
| 조립금속 | 0.112<br>(0.011) | 0.034<br>(0.017) |
| 기계장비 | 0.133<br>(0.008) | -0.001<br>(0.012) |
| 영상음향 | 0.005<br>(0.015) | 0.033<br>(0.024) |
| 의료정밀 | 0.105<br>(0.028) | 0.027<br>(0.040) |
| 자동차 및 운송장비 | 0.103<br>(0.014) | 0.042<br>(0.020) |
| 기 타 | 0.057<br>(0.011) | 0.037<br>(0.019) |

주: 괄호 안은 표준오차.

흐름에 따라 생존할 사업체와 소멸할 사업체 간에는 생산성의 차이가 발생한다. 이와 같은 결론은 [그림 4]에서 보여주었듯 1991년 신규진입 동기 중 생존사업체는 진입 몇 년 이후에는 다른 사업체들과 생산성이라는 측면에서 차별화된다는 결과와 부합한다.

결국, 우리나라 제조업의 경우에도 신규진입 초기 연도를 제외할 경우 한 시점에서 사업체의 생산성은 그 이후 사업체의 생존 혹은 소멸과

밀접한 관련이 있다고 할 수 있다. 다른 말로 하면, 사업체의 생존 혹은 소멸은 평균적 의미에서 일시적인 생산성 충격에 따라 나타난 현상이 아니라 지속적 생산성 격차의 결과라는 것이다.

## 5. 이행행렬(Transition Matrix) 분석

지금까지 본고는 사업체 그룹별 평균생산성에 주목하여 시장의 선택, 학습효과, 사업체 생산성의 지속성 등과 부합하는 여러 가지 분석결과를 제시하였다. 그러나 신규진입사업체 가운데에서도 생산성이 낮은 사업체뿐 아니라 생산성이 높은 사업체도 존재할 수 있다. 소멸사업체도 마찬가지로 다양할 수 있다. 또한 존속사업체 내에서도 상대적 생산성 분포상 사업체의 위치는 시간의 경과에 따라 달라질 수 있다. 이와 같은 자료의 특성을 요약함과 동시에 지금까지의 평균생산성에 관한 분석을 보완할 수 있는 방법은 이행행렬(transition matrix)을 통한 분석이다.

본고는 Baily, Hulten, and Campbell(1992)(이후로는 BHC)와 같은 방법으로 다양한 기간에 대한 이행행렬을 계산하여 보았으나, 이하에서는 5년 기간의 이행행렬에 중점을 두어 논의를 진행한다. 이처럼 5년 기간의 변화에 주 관심을 두는 이유는 본고의 분석결과를 그들의 미국 제조업에 대한 분석결과와 비교할 수 있게 하기 위함이다.

이를 위하여 본고는 1990년도 각 5단위 산업 내의 사업체를 상대적 생산성 순위에 따라 5등급으로 나누고, 각 등급에 대해서 그 구간에 속해 있는 사업체의 몇 %가 1995년의 각 등급으로 이행하였는가 혹은 각 등급의 몇 %가 소멸하거나 사업변경을 통해 퇴출하였는가를 계산하였다. 한편 1995년에 어떤 5단위 산업에서 관찰된 사업체 가운데에는 1990～95년 기간중 신규진입하거나 혹은 사업변경을 통해 진입한 사업체가 존재한다. 이후에 제시될 이행행렬에서는 신규진입사업체 혹은 사업변경진입사업체의 진입시점의 상대적 생산성을 살펴볼 수 있다. <표 13>은 종업원수로 측정된 고용규모로 가중평균된 이행행렬을 나타낸다. 1995년 시점에 진입사업체로 분류되거나 1990년 시점에 퇴출사업체로 분류된 사업체에 대한 가중치로는 그들이 관찰된 연도의 종업원수를 사

<표 13> 생산성 등급별 이행행렬: 종업원규모로 가중평균

(단위 : %)

| | 상위 20% | 20～40% | 40～60% | 60～80% | 80～100% | 1990～95년 기간중 사업변경 퇴출 | 1990～95년 기간중 소멸 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 상위 20% | 28.53 | 13.42 | 5.98 | 1.96 | 1.06 | 26.45 | 22.61 |
| 20～40% | 16.74 | 16.59 | 10.23 | 5.23 | 1.68 | 23.20 | 26.33 |
| 40～60% | 12.09 | 16.65 | 7.66 | 6.16 | 3.91 | 20.26 | 33.26 |
| 60～80% | 4.49 | 5.95 | 5.91 | 6.57 | 4.74 | 30.04 | 42.31 |
| 80～100% | 3.06 | 4.09 | 12.68 | 5.40 | 6.02 | 25.27 | 43.48 |
| 1990～95년 기간중 사업변경진입 | 28.28 | 24.52 | 19.81 | 16.64 | 10.74 | 0.00 | 0.00 |
| 1990～95년 기간중 신규진입 | 25.63 | 22.09 | 18.90 | 16.91 | 16.47 | 0.00 | 0.00 |

용하였다. 양 연도에 모두 관찰된 존속사업체에 대한 가중치는 양 연도의 종업원수의 평균을 사용하였다.

표의 첫 열을 살펴보면 1990년에 상위 20%에 속한 사업체 중 가중치 적용 이후 약 28.5%가 1995년에도 상위 20%에 속한 것으로 나타났다. 그러나 이 기간중 상대적 생산성 순위가 하락한 사업체의 비중은 첫째 열의 우측으로 갈수록 단조적으로 감소한다. 상대적 생산성 순위가 하락한 정도에 따른 사업체 비중의 하락 속도가 매우 가파른 것으로 나타나, 1990년 상위 1등급에 속한 사업체 중 1995년에 상위 4·5등급으로 전락한 사업체의 비중은 약 3%밖에 되지 않는다. 1990년에 2등급에 속한 사업체 중에서는 약 16.6%가 1995년에도 2등급에 속하였으며, 이와 비슷한 비율의 사업체가 1등급으로 상대적 생산성이 상승하였다. 그러나 1990년의 2등급의 경우에도 대각원소(diagonal element)의 우측으로 갈수록 수치가 감소하는 모습을 보이고 있다.

사업체의 생산성에 지속성이 있을 경우에는 시간의 경과에 따라 상대적 생산성이 크게 변하지 않게 될 것이며, 이때 행렬의 대각선에 위치한 수치는 대각선 밖에 위치한 수치보다 큰 경향을 보일 것이다. 위의 논의는 우리나라 제조업의 경우 특히 상대적 생산성이 높은 사업체의 경우에 생산성이 지속적인 특징을 보임을 말해 준다. BHC는 미국 제조업의 경우에도 유사한 결과를 보고하고 있다.

그러나 사업체 생산성의 지속성은 중하위 생산성을 가진 사업체인 경우 그다지 두드러지지 않는다. 즉, 1990년에 3등급에 속한 사업체 가운데 약 7.7%만이 1995년에도 3등급에 머물렀다. 한편 이 가운데 1995년에 상위 1·2등급으로 상대적 생산성이 상승한 사업체의 비중은 약 28.7%였던 반면, 약 10.1%만이 상대적 생산성이 4·5등급으로 하락하였다. 1990년 시점에 상위 4·5등급에 속한 사업체들 또한 생산성의 지속성이 떨어지는 것으로 나타난다. 이러한 사업체의 대부분은 5년 후 생산성이 상대적으로 상승하거나 그렇지 않으면 소멸 혹은 사업변경 등을 통해서 원래의 산업에서 퇴출한다. 특히 1990년의 최하위등급 사업체의 경우 가중치 적용 이후 약 12.7%가 1995년에 3등급으로 상승하지만 여전히 최하위 등급에 머무르면서 같은 산업에서 조업을 지속하고 있는 사업체는 약 6%에 불과하였다. 물론 이 경우에 대부분의 사업체(약 68.7%)가 사업변경 혹은 소멸을 통해 원래의 산업에서 퇴출하였다.

본고는 또한 <표 14>에 제시된 것과 같이 가중평균하지 않은 이행행렬도 계산하였는데, 이 경우 각 사업체의 비중은 사업체수의 비중을 나타낸다. 여기에서도 역시 행렬의 대각원소들이 여타 원소들에 비해 더 크다. 그러나 여전히 생산성의 지속성은 생산성이 높은 사업체들에 있어서 더 현저하다.

이행행렬은 또한 1990년의 각 등급을 조건부로 5년 동안 퇴출한 사업체의 비중도 나타내 주고 있다. 예상한 바와 같이 1990년 생산성 등급을 조건부로 한 소멸사업체의 비중은 생산성 등급이 낮아짐에 따라 커진다. 제1등급의 경우에는 가중치 적용 후 5년 동안 약 22.6%의 사업체가 소멸하였지만 5등급의 경우에는 무려 43.5%의 사업체가 소멸하였다. 가중평균되지 않은 이행행렬에서도 이와 유사한 패턴이 관찰되나, 소멸사업체의 비중은 더 커지는 경향이 있다. 즉, 1990년에 1등급에 속한

<표 14> 생산성 등급별 이행행렬: 사업체수

(단위 : %)

| | 상위 20% | 20～40% | 40～60% | 60～80% | 80～100% | 1990～95년 기간중 사업변경퇴출 | 1990～95년 기간중 소멸 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Top 20 | 11.55 | 7.16 | 5.06 | 3.05 | 1.84 | 25.35 | 45.98 |
| 20～40 | 6.73 | 6.96 | 6.61 | 4.65 | 2.68 | 25.32 | 47.05 |
| 40～60 | 4.43 | 5.64 | 6.17 | 5.74 | 3.75 | 24.10 | 50.17 |
| 60～80 | 3.15 | 4.18 | 4.71 | 5.74 | 4.76 | 24.02 | 53.44 |
| 80～100 | 2.28 | 3.17 | 3.83 | 4.95 | 7.04 | 21.70 | 57.03 |
| 1990～95년 기간중 사업변경진입 | 20.25 | 21.56 | 20.51 | 20.47 | 17.20 | 0.00 | 0.00 |
| 1990～95년 기간중 신규진입 | 19.84 | 19.25 | 19.69 | 20.06 | 21.15 | 0.00 | 0.00 |

사업체의 경우에도 그중 약 46.0%가 5년 이후에는 존재하지 않았으며, 5등급의 경우에 해당수치는 약 57%이다. 가중평균되지 않은 이행행렬에서 소멸사업체의 높은 비중은 이러한 사업체들이 상대적으로 규모가 작은 사업체임을 나타낸다. 여기서 한 가지 주목할 점은 상대적 생산성이 높은 사업체 가운데에서도 규모가 작은 소멸사업체가 많이 존재한다는 점이다. BHC는 미국에 대해서도 이와 유사한 결과를 보고하고 있다.

사업변경퇴출사업체는 1990년 상대적 생산성 등급에 비교적 고르게 분포되어 있다. 사실 가중평균된 이행행렬의 경우 사업변경퇴출사업체는 상위 및 하위 생산성 그룹에서 보다 활발한 것으로 나타난다. 즉, 생산성이 상대적으로 높거나 혹은 낮은 사업체 중 사업변경퇴출을 통한 퇴출의 가능성이 더 높다는 것이다. 그러나 가중평균되지 않은 이행행렬을 보면 사업체수 기준으로는 생산성이 높은 사업체가 낮은 사업체보다 사업변경퇴출의 가능성이 높다는 사실이 드러난다. 하지만 이러한

현상이 생산성이 높은 사업체가 이동성(mobility)이 높다는 것을 의미하는 것인지 아니면 다품목을 생산하는 사업체가 생산성도 높고 이동성도 높다는 것을 의미하는 것인지는 분명치 않다.

1990~95년 기간중 진입사업체의 1995년 시점 상대적 생산성 분포도 이행행렬에 나타나 있다. 여기서 신규진입사업체나 사업변경진입사업체 중 위 기간중 소멸한 사업체는 이행행렬의 계산에 포함되어 있지 않다. 따라서 여기서 진입사업체는 그 산업에서의 사업연령이 평균 2.5년으로서 시장의 선택 및 학습과정을 부분적으로 거친 상대적으로 성공적인 사업체라고 할 수 있다. <표 13>은 사업변경진입사업체뿐 아니라 신규진입사업체도 상대적 생산성이 높은 등급에 주로 분포되어 있음을 보여준다. 신규진입사업체의 상대적 생산성이 높다는 것이 본고의 이전 분석과 모순되는 것은 아니다. 즉, 본고는 이미 신규진입사업체가 존속사업체에 비해 진입 첫 연도에 생산성이 낮다는 결과를 제시한 바 있다. 사실 본고는 이미 [그림 2]를 통해 우리나라 제조업에서 신규진입사업체 중 생존사업체가 존속기업의 생산성을 따라잡는 데 걸리는 시간이 그리 길지 않음을 보여주었다. 따라서 사업연령이 평균 2.5년인 신규진입사업체가 존속사업체에 비해 높은 생산성을 보이는 것은 그리 놀라운 일이 아니다. 한편 사업체수 기준으로는 신규진입사업체는 상대적 생산성이 낮은 구간에 약간 집중되어 있다. 이러한 사실은 1995년에 생산성 등급이 높은 신규진입사업체는 생산성 등급이 낮은 사업체에 비해 이미 규모가 커졌음을 의미한다.

여기에 보고하지는 않았지만 1990~98년 기간의 8년 기간의 이행행렬에서도 어느 정도 사업체 생산성은 지속성을 갖는 것으로 나타났다. 물론 더 짧은 기간의 이행행렬에서는 생산성의 지속성은 더욱 강해지는 경향이 있었다. 또한 긴 기간의 이행행렬에서는 신규진입사업체 중 생존사업체에 대해 시장의 선택 및 학습효과가 더 강하게 나타났다.

본절의 이행행렬 분석결과를 Baily, Hulten, and Campbell(1992)에서 제시된 미국 제조업의 분석결과와 비교했을 때 주목할 만한 특징은 다음과 같다. 먼저, 비록 한국 제조업에서도 사업체 생산성의 지속성은 나타났지만 그 지속성의 정도는 우리나라가 미국에 비해 떨어지는 것으로 판단된다. 예를 들면, 가중치 적용 후 미국의 경우 1972년에 상위 1등급

에 속한 사업체의 60.8%가 1977년에도 여전히 상위 1등급에 속하였으며, 이 중 1977년에 2등급으로 생산성이 하락한 사업체의 비중은 14.9%에 불과하였다(BHC의 표 3 참조). 그러나 한국 제조업에서 이에 해당하는 수치는 각각 28.5%와 13.4%이다.

또 하나의 특징은, 신규진입사업체 중 생존사업체가 존속사업체와 대등한 생산성 수준에 도달하는 데 걸리는 시간이 한국에서 약간 짧다는 점이다. 예를 들면, 우리나라의 경우 1990~95년 기간중 가중치 적용 후 신규진입사업체의 약 25.6%가 1995년의 상위 1등급에 속하는 반면, 1995년에 5등급에 속하는 사업체의 비중은 16.5%에 불과한 것으로 나타났다. 그러나 미국의 경우 이에 해당하는 수치는 각각 20.8% 및 29.3%인 것으로 나타나, 5년 기간의 분석에서도 신규진입사업체는 상대적 생산성이 가장 낮은 구간에 많이 분포되어 있는 것으로 나타났다. 이러한 사실은 우리나라에서 비효율적인 신규진입기업의 퇴출이 활발하고 생존기업의 학습속도가 빠른 것과 무관치 않은 것으로 보인다.

## Ⅴ. 진입·퇴출과 제조업 전체의 생산성 증가

본장에서는 사업체의 진입·퇴출이 제조업 전체의 총요소생산성 증가에 미치는 영향을 정량화해본다. 이를 위해 한 $t$ 시점에서 한 산업의 총요소생산성의 수준을 다음과 같이 정의한다.

$$\ln TFP_t = \sum_i \theta_{it} \ln TFP_{it}$$

여기서 $\theta_{it}$는 5단위 산업 내에서 $i$번째 사업체의 시장점유율이며, $\ln TFP_{it}$는 앞서의 방법에 따라 계산된 사업체의 총요소생산성(total factor productivity)이다. 그러면 그 산업의 $t$시점과 $t-\tau$시점에서의 TFP 증가율은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\triangle TFP_t = \sum_i \theta_{it} \ln TFP_{it} - \sum_i \theta_{it-\tau} \ln TFP_{it-\tau}$$

Baily, Hulten, and Campbell(1992)의 방법에 따라 산업의 TFP 증가율은 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\triangle TFP_t = \sum_{i \in S} \theta_{it-\tau} \triangle \ln TFP_{it} + \sum_{i \in S} (\theta_{it} - \theta_{it-\tau}) \ln TFP_{it} + \sum_{i \in N} \theta_{it} \ln TFP_{it} - \sum_{i \in X} \theta_{it-\tau} \ln TFP_{it-\tau} \quad (1)$$

여기서 S, N 및 X는 $t$년도와 $t-\tau$년도 사이의 존속사업체, 진입사업체, 퇴출사업체를 각각 의미한다. 여기서 진입사업체는 신규진입사업체와 사업변경진입사업체를 포함하며, 퇴출사업체는 소멸사업체와 사업변경 퇴출사업체를 포함한다. 이러한 방법론을 따를 경우 식 (1)의 첫째 항은 소위 존속사업체의 '내부효과(within effect)'를 나타내는데, 이는 존속사업체 각각의 생산성 증가율을 초기의 사업체 시장점유율로 가중평균한 것이다. 둘째 항은 소위 시장점유율재배분효과 혹은 '점유율효과(share effect)'를 나타내는데, 이는 존속사업체 간 생산성이 높은 사업체의 상대적 생산액이 커지는 데 따르는 생산성 증가효과를 의미한다.[16] 마지막 두 항의 합은 각각 진입사업체와 퇴출사업체의 기여분을 나타내며 이 두 항은 '진입퇴출효과'를 나타낸다. 진입퇴출효과는 진입사업체와 퇴출사업체 간 평균적 생산성 차이뿐 아니라 생산액에의 비중의 차이를 반영한다.

<표 15>는 1990~95년 기간 및 1995~98년 기간중 우리나라 제조업의 총요소생산성 증가율을 요인분해한 결과를 나타낸다. 제조업 전체에 대한 분해결과는 각 5단위 산업의 분해결과를 역시 각 산업 명목 생산액의 제조업 전체에 대한 비중[17]으로 가중평균한 것이다. 한편 분석기간을 두 개의 기간으로 구분한 것은 다음과 같은 이유에서이다. 첫째, 기존의 문헌은 각 요인의 상대적 기여도가 경기국면과 체계적으로 연관되어 있음을 보고하고 있다(Baily, Hulten, and Campbell[1992] 및 Foster, Haltiwanger, and Krizan[2001]). 처음 5년 기간은 경기상승기에 나타나는

16) Foster, Haltiwanger, and Krizan(2001)이 보여주듯, 둘째 항은 다시 사업체 간(between-plant) 요인과 교차항(cross-term)으로 분해될 수 있다. 그들은 생산액으로 가중평균된 생산성 증가율의 분해방법에 있어서 생산액에 불규칙적인 측정오류가 존재할 경우에 생산성 증가와 생산액 증가 간 상향 편의(bias)를 야기함으로써 교차항을 허위적으로 크게 만드는 경향이 있다는 점을 지적한다. 본고에서는 Baily, Hulten, and Campbell(1992)에 따라 사업체 간 요인과 교차항을 따로 구분하지 않는데, 이는 비교의 편의를 위한 것이다.

17) 분석기간의 초기 및 말기 생산액 비중을 평균한 값.

<표 15> 한국 제조업 총요소생산성 증가의 요인 분해

| | 전체 | 내부효과 | 진입퇴출효과 | 시장점유율 재배분효과 |
|---|---|---|---|---|
| 1990～95 | 0.230<br>(1.00) | 0.132<br>(0.57) | 0.105<br>(0.46) | -0.007<br>(-0.03) |
| 1995～98 | 0.047<br>(1.00) | -0.001<br>(-0.02) | 0.031<br>(0.65) | 0.018<br>(0.38) |

주: 괄호 안의 숫자는 기여율.

패턴을 나타내고자 한 것이며, 다음 3년 기간은 경기하강기의 패턴을 포착하고자 한 것이다.[18] 둘째, 우리나라 제조업에 대한 5년 기간의 생산성 증가율 요인분해결과를 얻음으로써, 분석결과를 기존 문헌과 비교하기 위해서이다.

먼저 1990～95년 기간중 우리나라 제조업의 총요소생산성 증가율은 약 23.0%에 달했는데, 이를 연율로 환산하면 4.6%에 해당된다. 그러나 1995～98년 기간중 총요소생산성 증가율은 약 4.7%(연율 1.5%)에 불과하였다. 즉, 본고에서 측정된 총요소생산성 증가율은 이미 기존 문헌에서 잘 알려져 있듯 경기와 양의 상관관계를 보인다.

전체적으로 요인분해 결과는 경기상승기와 하강기에 매우 상이한 패턴을 보인다. 분석결과 1990～95년 기간중 내부효과의 기여분은 13.2%인 것으로 나타났는데, 이는 이 기간중 제조업 전체 생산성 증가율의 약 60%를 설명한다. 그러나 이 효과는 1995～98년 기간중에는 작지만 음수로 반전된다. 이와 같이 내부효과가 전체 생산성 증가에 갖는 역할이 경기상승기에 크다는 결과는 BHC 및 Foster, Haltiwanger, and Krizan(2001)(이하에서는 FHK) 등이 미국 제조업에 대해 얻은 결과와 부합하는 것이다.

18) 사실 이러한 기간 구분이 통계청에서 발표하는 공식적인 경기 전환점과 정확히 일치하는 것은 아니다. 통계청은 1989년 및 1993년을 경기 저점으로, 그리고 1992년 및 1996년을 경기 정점으로 보고하고 있다. 그럼에도 불구하고 1990～95년 기간중 전체적으로 경제상황이 상당히 개선되었기 때문에, 이 기간에 대한 위의 분해결과는 경기상승기의 특징을 나타내리라고 예상되며 또한 실제로도 그러하다.

진입·퇴출의 총요소생산성 증가에 대한 기여율은 FHK에 의해 보고된 미국 제조업의 경우와 마찬가지로 경기역행적인 특성을 보인다. 진입퇴출효과는 1990~95년 기간중 10.5%(연율 2.1%)로서 이 기간중 제조업 전체 생산성 증가의 40% 이상을 설명한다. 그러나 전체 생산성 증가에 대한 기여율이라는 측면에서 진입퇴출효과는 1995~98년 기간의 경기하강기에 더욱 크게 나타나서, 이 기간중 제조업 전체 생산성 증가율의 65% 이상을 설명한다. 결국, 사업체의 진입·퇴출이 제조업 전체의 생산성 증가에 기여하는 비율은 경기하강기에 더욱 크게 나타난다.

존속기업 간 점유율효과 역시 경기하강기에 더욱 커지는데, 이 결과 역시 BHC 및 FHK 등에 의한 미국 제조업에 대한 결과와 부합하는 것이다. 먼저 1990~95년 기간중 이 효과는 비록 작기는 하지만 음수인 것으로 나타나고 있다. 그러나 1995~98년 기간의 경기하강기에는 이 효과는 1.8%의 양수로 반전된다. 기여율이라는 측면에서 점유율효과는 이 기간중 제조업 총요소생산성 증가율의 약 38%를 차지한다. 또한 이 효과는 동 기간중 존속기업의 생산성 감소를 상쇄하는 역할을 한다.[19]

이러한 결과들을 종합해 볼 때 우리는 진입·퇴출 혹은 존속기업 간 시장점유율 재배분 등 자원재배분이 제조업 전체 생산성을 증가시키는데 갖는 역할은 경기하강기에 더욱 커짐을 알 수 있다. 1995~98년 기간의 경우에는 진입퇴출효과 및 점유율효과 등 두 효과가 실제적으로 제조업 전체의 총요소생산성 증가율의 전부를 설명한다. 그리고 또한 우리나라 제조업의 경우에는 진입·퇴출의 역할이 매우 두드러진다. 즉, 비록 1995~98년 기간중 절대적 규모로는 진입퇴출효과는 이전 기간에 비해 작아지고 점유율효과는 더 커짐에도 불구하고, 상대적 중요성에 있어서는 여전히 진입퇴출효과가 점유율효과에 비해 크다.

---

19) 본 연구에서 다루지는 않았으나 외환위기시 금융시스템 마비, 거시 가격변수의 급변 등으로 인해 비효율적인 퇴출이 많았을 가능성과, 그럼에도 불구하고 외환위기시 과거 부실기업이 도태되는 과정에서 전반적인 자원배분의 효율성이 개선되었을 가능성 등 두 가지 가설이 대비될 수 있을 것이다. 이에 대한 기초분석으로서 논문에 소개된 요인분해방법을 연도별로 실시하였을 때 98년의 경우 다른 연도에 비해서 진입퇴출효과가 비교적 큰 폭의 마이너스로 나타나고, 또한 점유율효과의 기여율이 통상적 경기하강기와는 달리 다소 작아진다는 것은 전자의 가설을 뒷받침하는 것으로 보인다. 그러나 이와 같은 요인분해의 세부적인 결과는 방법론에 따라 다소 달라질 가능성이 있으므로 잠정적인 것으로 간주되어야 할 것이다.

<표 16> 총요소생산성 증가 요인분해의 비교: 한국 및 미국

| | 국가 | 기간 | 제조업 생산성 증가율 (%) | 기 여 율(%) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 내 부 효 과 | 진입퇴출 효 과 | 점유율 효 과 |
| **경기 상승기** | | | | | | |
| 본 연구 | Korea | 1990～95 | 23.0 | 0.57 | 0.46 | -0.03 |
| Baily, Hulten, and Cambell(1992) | U.S. | 1982～87 | 15.6 | 0.87 | -0.07 | 0.20 |
| Foster, Haltiwanger, and Krizan (1998) | U.S. | 1982～87 | 7.3 | 0.52 | 0.14 | 0.33 |
| **경기 하강기** | | | | | | |
| 본 연구 | Korea | 1995～98 | 4.7 | -0.02 | 0.65 | 0.38 |
| Baily, Hulten, and Cambell (1992) | U.S. | 1977～82 | 2.4 | -0.46 | 0.40 | 1.06 |
| Foster, Haltiwanger, and Krizan (1998) | U.S. | 1977～82 | 2.7 | -0.09 | 0.25 | 0.84 |

이처럼 우리나라 제조업 총요소생산성 증가에 대한 각 효과의 경기국면별 패턴은 미국의 경우와 유사하지만, 경기적 요인을 고려한 각 효과의 중요성은 양국 간에 상당한 차이를 보인다. <표 16>은 자료 및 방법론 측면에서 본고의 요인분해결과와 본고와 비교 가능한 미국에 대한 두 연구의 분해결과를 비교한 것이다. 표의 첫 번째 열은 본 연구의 내부효과의 기여율이 경기상승기 및 하강기에 있어서 모두 FHK의 결과와 비슷함을 보여준다. 한편 FHK의 결과와는 달리 BHC의 내부효과는 본고의 결과에 비해 경기국면에 따른 변동성이 더 큰 것으로 나타난다.

반면 우리나라 제조업에 있어 진입퇴출효과의 기여도는 경기상황과는 무관하게 미국에 비해 훨씬 크게 나타난다. 우리나라의 경우 진입퇴출효과는 경기상승기와 하강기에 각각 제조업 총요소생산성 증가율의

45% 및 65%를 설명한다. 그러나 미국의 경우 FHK 및 BHC 등 양 연구의 진입퇴출효과는 그 효과가 커지는 경향이 있는 경기하강기의 경우에도 40%를 넘지 못한다.[20] 이처럼 우리나라 제조업에서 진입퇴출효과가 크게 나타난 것은 단지 전반적 생산성 증가가 빨랐거나 혹은 진입퇴출이 활발한 데 기인할 뿐 아니라, 이미 살펴본 바와 같이 신규진입업체의 학습속도가 빠른 것에도 상당 부분 연유한다고 판단된다.

이와는 대조적으로 우리나라에서 제조업 생산성 증가에 대한 점유율효과의 기여도는 미국에 못 미치는 것으로 나타난다. 1995~98년의 경기하강기의 경우에도 우리나라의 점유율효과는 약 0.38로서 미국의 경우에 비해 매우 낮다. 반면 미국의 경우는 경기하강기에는 점유율효과가 제조업 총요소생산성 증가율의 대부분을 설명한다. 그러나 시장점유율 재배분이 제조업 전체의 생산성 증가에 미치는 영향이 미미하다는 결과는 우리나라에만 국한되는 현상은 아니며, 대만, 이스라엘, 칠레 및 콜롬비아 등 다른 개도국에서도 보고되는 현상이다.[21]

이상에서 논의한 바와 같이 한국 제조업에서 진입·퇴출의 창조적 파괴과정은 총요소생산성 증가의 매우 중요한 요인이었다. 이는 과거 한국경제의 고도성장은 경쟁이라는 시장경제의 원리가 작동한 데 힘입은 바 크며, 한국경제도 Schumpeter가 지적한 자본주의 경제의 성장원리를 벗어나기 어렵다는 점을 시사한다. 따라서 한국경제의 성장요인을 논의함에 있어 정부의 역할을 전적으로 부인할 수는 없을지라도 정부의 역할만을 강조하고 시장의 역할을 간과하는 우를 범해서는 안 될 것이다.

---

20) 사실 미국에 대한 양 연구는 진입퇴출효과의 중요도에 대한 평가에 있어서 입장의 차이를 보이고 있다. Baily, Hulten, and Campbell(1992)은 진입퇴출의 순효과는 비록 경기상황에 따라 다르기는 하지만 그리 크지 않은 것으로 결론을 내린다. 그들은 그 이유가 진입사업체의 상대적 생산성이 퇴출사업체의 상대적 생산성과 별로 다르지 않기 때문이라고 주장한다. 이와는 대조적으로 Foster, Haltiwanger, and Krizan (2001)은 효율적인 진입사업체에 의한 비효율적 퇴출사업체의 대체를 통한 진입퇴출효과가 크다고 주장하고 있는데, 이는 단지 분석기간이 길 때 나타나는 현상 때문만은 아니며 시장의 선택과 학습효과에도 기인한다는 점을 보여주고 있다.

21) 대만, 이스라엘, 그리고 칠레 및 콜롬비아에 대해서는 Aw, Chen, and Roberts(2001), Griliches and Regev(1995), Liu and Tybout(1996) 등을 각각 참조하기 바람.

# Ⅵ. 요약 및 시사점

본고는 우리나라 제조업의 사업체별 자료를 이용하여 진입・퇴출의 창조적 파괴과정이 총요소생산성 증가에서 갖는 역할을 규명하려 하였다. 본고의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저, 한국 제조업에서 사업체의 진입・퇴출을 통한 자원재배분은 매우 활발히 일어나고 있다. 사업연령 5년 미만의 신규진입사업체는 한 시점에서 제조업 생산액의 21.5～26.2% 가량을 설명하며, 5년 이내에 소멸하는 사업체의 중요도도 이와 유사하다. 국제비교를 통해 볼 때에도 한국의 사업체 진입・퇴출은 대만을 제외한 여타 국가에 비해 활발한 것으로 나타났다. 둘째, 외국의 연구결과와 마찬가지로 사업체의 진입・퇴출은 그 근간에 놓여 있는 사업체의 체계적 생산성 차이를 반영한다. 즉, 본 연구는 한국 제조업에서도 시장의 선택, 학습효과, 죽음의 전조 등 기존 외국문헌에서 보고되었던 결과들이 관찰됨을 보여주고 있다. 마지막으로 총요소생산성 증가의 요인분해 결과, 사업체의 진입・퇴출이라는 창조적 파괴과정은 한국 제조업 약 5년간 총요소생산성 증가의 45～65% 가량을 설명하며, 그 중요성은 경기하강기에 더욱 크게 나타난다.

종합적으로 볼 때 본고에서 제시된 실증적 증거는 우리나라에서 사업체의 진입・퇴출이라는 창조적 파괴과정이 제조업 전체의 생산성을 향상시키는 데 중요한 역할을 하였음을 말해주고 있다. 즉, 사업체의 신규진입 및 소멸은 주로 상대적 생산성이 낮거나 혹은 하락하는 사업체로부터 다른 이질적인 사업체들로의 자원재배분 과정이며, 이들 중 일부는 미래에 매우 효율적인 사업체가 되는 것이다. 따라서 진입・퇴출을 통한 자원의 재배분이 경제 전체의 생산성 증가에 미치는 당장의 효과는 크지 않더라도, 동태적으로 실현되는 이득은 매우 크다고 판단된다.

또한 본 연구결과는 과거 한국경제의 효율성 향상이 경쟁이라는 시장경제원칙의 작동에 힘입은 바 크다는 것을 분명히 보여주고 있다. 이는 과거 한국경제의 총요소생산성 향상이 동태적 효율 향상을 위한 정부의 전략적 자원배분에 주로 기인한다는 가설이 옳지 않을 수 있음을

의미하는 강력한 증거일 수 있다고 판단된다.

본고에서 나타난 바와 같이 소멸하는 사업체의 상대적 생산성이 지속적으로 낮거나 하락하고, 또한 신규진입사업체 중 시장의 선택을 통과하는 생존사업체의 빠른 학습속도를 고려할 때, 진입·퇴출을 저해하는 정책의 단기적 비용은 크지 않을지 몰라도 중장기적으로 그 비용은 매우 커질 수 있을 것이다. 따라서 향후 지속적 성장을 위해 필수적인 총요소생산성의 향상을 위해서는 과학기술의 발전 못지않게 정부가 경쟁이라는 시장경제원칙이 제대로 작동할 수 있도록 제도를 정비함으로써, 효율적인 생산자는 번성하고 비효율적인 생산자는 도태될 수밖에 없는 경제환경을 유지하는 것이 매우 중요할 것임을 시사한다.

# 참고문헌

Aghion, Philippe, and Peter Howitt, "A Model of Growth Through Creative Destruction," *Econometrica*, Vol. 60, No. 2, 1992, pp.323～351.

Alesina, Alberto, and Dani Rodrik, "Distributive Politics and Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economic*s, Vol. 109, 1994, pp.465～490.

Aw, BeeYan, Xiaomin Chen, and Mark J. Roberts, "Firm level Evidence on Productivity Differentials and Turnover in Taiwanese Manufacturing," *Journal of Development Economics*, Vol. 66, No. 1, October 2001, pp.51～86.

Baily, Martin Neil, Charles Hulten, and David Campbell, Productivity Dynamics in Manufacturing Plants, *Brookings Papers on Economic Activity: Micro-economics*, 1992, pp.187～267.

Bergoeing, Raphael, Patrick J. Kehoe, Timothy J. Kehoe, and Raimundo Soto, "A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s," Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report 292, 2001.

Bulow, J., John Geanakoplos, and Paul Klemperer, "Holding Idle Capacity to Deter Entry," *The Economic Journal*, Vol. 95, 1985, pp.178～182.

Caballero, Ricardo J. and Mohamad L. Hammour, "On the Timing and Efficiency of Creative Destruction," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 3, No. 3, 1996, pp.805～852.

Caves, Richard E., "Industrial Organization and New Findings on the Turnover and Mobility of Firms," *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, 1998, pp.1947～1982.

Collins, Susan, and Barry Bosworth, "Economic Growth in East Asia: Accumulation Versus Assimilation," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 1996, pp.135～191.

Davis, Steven J. and Haltiwanger, John, "Gross Job Flows," *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1999, pp.2711～2805.

Dunne, Timothy, Mark J. Roberts, and Larry, Samuelson, "Patterns of Firm Entry and Exit in U.S. Manufacturing Industries," *RAND Journal of Economics*, Vol. 19, No .4, 1988, pp.495～515.

Foster, Lucia, John Haltiwanger, and C. J. Krizan, "Aggregate Productivity Growth:

Lessons from Microeconomic Evidence," in Charles Hulten, Edwin Dean, and Michael Harper(eds.), *New Developments in Productivity Analysis, Studies in Income and Wealth,* Vol. 63, University of Chicago Press, 2001.

Good, D. H., "The Effect of Deregulation on the Productive Efficiency and Cost Structure of the Airline Industry," Ph.D. dissertation, University of Pennsylvania, 1985.

Good, David H., M. Ishaq Nadiri, and Robin Sickles, "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," in H. Pesaran and P. Schmidt(eds.), *Handbook of Applied Econometrics: Microeconometrics*, Vol Ⅱ, Blackwell Publishers, 1997.

Griliches, Zvi, and Haim Regev, "Firm Productivity in Israeli Industry," *Journal of Econometrics*, Vol. 65, 1995, pp.175～203.

Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*, The MIT Press, 1991.

Hahn, Chin Hee, "Entry, Exit, and Aggregate Productivity Growth: Micro Evidence on Korean Manufacturing," OECD Economics Department Working Papers No. 272, 2000.

Hahn, Chin Hee and Youngjae Lim, "Post-Crisis Growth and Bankruptcy Policy Reform in Korea: Empirical Evidence," Korea Development Institute Policy Study 2002-01, 2002.

Hall, Robert and Charles I. Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CXIV, 1999, pp.83～116.

Haltiwanger, John, "Aggregate Growth: What Have We Learned from Microeconomic Evidence?" Paper presented at OECD Workshop on Economic Growth held in Paris in June, 2000.

Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott, "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics* 5, 2002, pp.205～235.

Hopenhayn, Hugo A., "Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium," *Econometrica*, Vol. 60, No. 5, 1992, pp.1127～1150.

Jovanovic, Boyan, "Selection and the Evolution of Industry," *Econometrica*, Vol. 50, No. 3, 1982, pp.649～670.

Kim, Jong-Il and Lawrence J. Lau, "The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 8, No. 3, 1994, pp.235～271.

Klenow, Peter J. and A. Rodriguez-Clare, "The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?" *1997 NBER Macroeconomics Annul,* 1997.

Krugman, Paul, "The Myth of Asia's Miracle," *Foreign Affairs,* Vol. 73, 1994, pp.62~78.

Liu, Lili, "Entry-exit, Learning, and Productivity Change," *Journal of Development Economics*, Vol. 42, 1993, pp.217～242.

Liu, Lili, and James R. Tybout, "Productivity Growth in Chile and Colombia : The Role of Entry, Exit, and Learning," in Mark J. Roberts and James R. Tybout(eds.), *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*, Oxford University Press, 1996.

ManKiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics,* Vol. 107, No. 2, 1992, pp.407~437.

Olley, G. Steven and Ariel Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica,* Vol. 64, No. 6, 1996, pp.1263～1297.

Roberts, Mark J., "Colombia, 1977-85 : Producer Turnover, Margins, and Trade Exposure, Industrial Evolution," in Roberts, Mark J. and James R. Tybout(eds.), *Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*, Oxford University Press, 1996, pp.227 ～259.

Spence, A. Michael, "Entry, Capacity, Investment and Oligopolistic Pricing," *The Bell Journal of Economics*, Vol. 8, 1977, pp.534～544.

Stokey, Nancy L., "Learning by Doing and the Introduction of New Goods," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 96, No. 4, 1988, pp.701～717

Tybout, James R., "Heterogeneity and Productivity Growth: Assessing the Evidence, Industrial Evolution," in Mark J. Roberts, and James R. Tybout(eds.), *Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity, and Market Structure*, 1996, pp.43～72.

Young, Alwyn, "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 56, 1991, pp.369～405.

Young, Alwyn, "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, 1995, pp.641～680.

KDI 政策研究
제25권 제2호(통권 제92호)

# 소득분배의 국제비교를 통한 복지정책의 방향

유 경 준
(한국개발연구원 연구위원)

# International Comparison of the Income Distribution

Gyeongjoon Yoo
(Korea Development Institute)

* 필자는 본 논문의 완성에 많은 도움을 주신 본원의 전홍택 박사님과 재정복지팀의 문형표, 고영선, 김용성 박사님께 많은 감사를 드린다. 또한 두 분의 익명의 레프리에게도 감사를 드린다. 그리고 본 연구를 위한 전산처리에 깔끔한 도움을 준 최바울 연구원에게도 감사를 드린다. 물론 본고에 남아 있는 오류는 전적으로 필자에게 있다.

• 핵심주제어: 소득불평등도, 빈곤율, 국제비교, 시장소득, 가처분소득
• JEL 코드: D60, I32

# ABSTRACT

When the definition of income and the equivalence scale was applied just as it was in the LIS (Luxembourg Income Study), the adjusted disposable income inequality calculated by Gini coefficients in Korea was 0.358 for the year 2000. Compare to the 1996 figure of 0.298 the increase of income inequality has skyrocketed. In addition, the adjusted market income inequality increased from 0.302 in 1996 to 0.374 in 2000. The disposable income inequality ranked the third and the market income inequality ranked at the mid level in 2000 among OECD countries.

One significant finding in this paper was that the difference between the disposable income inequality and market income inequality in Korea is very small compared to those of other OECD countries.

The relative poverty ratio, which is calculated by using 40% of the medium income bracket of the disposable income was calculated at 7.6% in 1996 and 11.5% in 2000. The poverty ratio in 2000 for Korea ranked one of the highest in OECD countries, also.

.....

LIS 기준의 소득개념과 방법론을 이용하여 계산된 한국의 가처분소득 기준의 소득불평등도(지니계수)는 1996년에 0.298, 2000년에 0.358로 나타나 소득불평등도가 외환위기 전후로 상당히 상승되었다. 이러한 가처분소득 기준의 불평등도는 다른 OECD국가에 비하여 1996년경에는 중간보다 약간 높은 수준이었으나 2000년에는 미국, 멕시코와 함께 상당히 높은 수준의 그룹에 속하고 있다. 한편 정부의 소득재분배기능이 작동하기 이전의 소득, 즉 정부로부터의 공전이전지출과 조세납부 이전 소득인 시장소득 기준의 불평등도는 1996년(0.302)에 비해 2000년(0.374)에 역시 상승하기는 하였으나 양자 모두 OECD국가 중에서는 중간이하의 수준을 보이고 있다.

또한 한국은 OECD국가에 비하여 시장소득과 가처분소득의 불평등도 차이가 아주 적은 것이 특징으로 나타나고 있는데, 이는 기본적으로 외국에 비하여 국민연금제도 등 공적연금제도의 미성숙에 기인한 것으로 파악되고 있다.

한편 빈곤율 역시 국제비교시에 외환위기 전후로 타국에 비하여 상당히 상승하여 2000년에 OECD국가 중 높은 수준을 보이고 있다.

# Ⅰ. 문제의 제기

한국의 소득분배(소득불평등도 및 빈곤율) 수준은 외환위기 전후로 상당히 나빠졌다는 것이 일반적인 의견이다. 외환위기 전후 소득분배의 악화는 대체로 실직자의 증가, 1인 가구 비율의 증가, 기술진보에 따른 학력별 임금격차의 증가 등에 주로 기인한 것으로 밝혀지고 있으나,[1] 보다 심층적인 원인이나 외국과 비교한 한국의 소득분배 실태는 아직도 제대로 분석되지 않고 있다.[2] 또한 대부분의 OECD 선진국들도 1990년대 들어 위와 같은 이유로 소득불평등도가 높아지는 상황을 경험하고 있으며(Smeeding[2002]), 성장과 분배 간의 상충관계를 어떻게 적절하게 조화시킬 것인가의 문제로 고심중에 있다.

이러한 상황에서 외국에서는 어느 시기에 어떠한 소득분배정책을 사용하였고, 현재는 어떤 정책을 취하고 있는지 비교분석을 통하여 우리나라에 대한 시사점을 얻을 필요가 있다. 본고는 한국의 소득분배 현황을 OECD국가와의 비교를 통하여 보다 명확히 이해하고 향후 복지정책의 방향에 대한 시사점을 도출하기 위하여 작성되었다.

본 연구의 분석에서 나타난 주요 결과는, 한국이 외환위기 이후 주로 실직에 기인하여 가처분소득 기준의 소득불평등도와 빈곤율이 급격히 상승하여 2000년 현재 OECD국가 중에서 양자가 모두 아주 높은 그룹에 속하고 있다는 것이다. 그리고 공적이전 및 조세납부 以前의 소득인 시장소득(market income) 기준의 소득불평등도도 외환위기 전후로 역시 높아지기는 했으나, 아직 OECD 국가의 중간이하에 속하고 있다. 국가마다 차이는 있으나, 외국의 경우 시장소득과 가처분소득의 불평등도가 차이가 나는 것이 일반적인 양상이지만, 한국에 있어 시장소득 및 가처

1) 유경준・김대일(2002) 참조.

2) 여기에서 다루는 소득의 개념에는 토지나 재산소득 자체의 증감을 통한 소득의 변동은 제외된다. 즉, 이자소득이나 배당소득, 임대소득 등만이 포함된다. 외환위기 이후 자산소득이 더욱 불평등해졌다는 의견들이 많으나, 현재의 시점에서는 자료의 한계로 그러한 주장을 구체적으로 뒷받침할 직접적인 증거는 찾을 수 없다.

분소득 불평등도는 별로 차이가 없는 것으로 분석되었으며, 이는 공적 연금제도의 미성숙에 주로 기인한 것으로 소득재분배 메커니즘이 덜 성숙되고 효율적으로 작동되지 않고 있다는 점이 특징으로 파악되었다.

Ⅱ장에서는 소득분배의 국제비교 방법과 기존의 연구결과에 대한 평가가 서술될 것이며, Ⅲ장에서는 소득분배(불평등도 및 상대빈곤)의 국제비교가, Ⅳ장에서는 한국의 절대빈곤추이 분석, 그리고 마지막 Ⅴ장에서는 앞장에서의 분석을 토대로 향후 우리나라에 있어 분배 및 복지정책의 방향에 대한 시사점이 언급될 것이다.

# Ⅱ. 국제비교 방법 및 기존의 연구결과에 대한 평가

## 1. 국제비교 방법

국가 간의 소득불평등도와 빈곤의 상황을 비교할 때는 무엇(what)을 어떻게(how) 비교하여야 하는지에 대해 먼저 깊이 생각해 보아야 한다. 즉, 나라마다 서로 다른 정의에 의해 분류되는 소득을 어떻게 상호 비교 가능한 형태로 전환시킬 것인가를 결정하는 한편 가구소득을 기준으로 비교할 것인가 아니면 개인소득으로 비교할 것인가를 결정해야 한다.

본고에서는 외국에서 국가 간의 소득분배 수준을 비교할 때 주로 많이 사용하는 LIS(Luxembroug Income Study)의 방식에 따라 국제비교가 가능하도록 소득을 재분류한 후, 가구소득을 가구원수에 따라 조정하였다.

### 가. 소득에 대한 정의

#### 1) 국제비교를 위한 정의

소득불평등도나 빈곤의 국제비교는 서로 다른 국가 간 소득에 대한 다양한 형태의 정의와 방식, 데이터에 근거한 것이므로, 동일한 비교는 불가능하며 정의상 차이점을 모두 제거할 수도 없다. 따라서 이러한 차이점들이 불평등도 추정결과에 얼마나 영향을 미치는가를 이해할 필요

가 있다. 국제비교를 위해 주로 사용되는 소득의 정의는 가처분소득(disposable income)이며, 시장소득(market income)도 공적이전소득의 수령 및 조세납부 이전의 소득불평등도 비교를 위해 사용된다.

본고에서는 LIS자료를 이용하여 국제간의 소득분배구조의 비교를 시행한 OECD(1995)의 연구와 LIS 자체의 연구를 참조하여 소득불평등도와 빈곤율의 국제비교를 시행하였다.

소득불평등도 국제비교시에 사용되는 가처분소득의 정의는 다음과 같이 정리할 수 있다.

① 경제적 복지의 지표로 소비 대신 소득을 선택하였으며, 富는 이자나 집세, 배당만을 포함,
② 소득의 정의는 광범위한 정의보다는 다소 한정된 정의를 사용하여, 자본소득, 주거비 환산액, 가정 내의 생산물(home production), 유사현금급여의 대부분을 제외,
③ 현금이전소득을 제외한 의료보장, 교육, 그리고 주거비보조와 같은 정부지출급여와 간접세를 제외,
④ 국가차원에서 실시한 서베이를 통해 집계된 연간단위의 소득자료를 사용

위에서 소득에 대해 정의한 것을 우리나라의 2000년 『가구소비실태조사』와 비교해 보면 <표 1>과 같다.

LIS 소득의 정의를 우리나라의 2000년 『가구소비실태조사』의 소득정의와 좀더 구체적으로 비교해보면 <표 2>와 같다. 먼저 『가구소비실태조사』(2000)에서 비경상소득은 정기적인 소득이 아니라 일시적인 소득에 해당되므로 국제비교시는 제외된다. 그리고 근로소득과 사업 및 부업소득, 재산소득, 사적이전소득은 LIS에서 사용하는 시장소득(market income)과 일치하는 개념으로 볼 수 있다. 그리고 시장소득에 공적이전소득을 더한 경상소득은 LIS의 총소득(gross income)과 유사한 개념이 되며, 이 총소득에서 사회보장부담금과 직접세를 제하면 가처분소득을 구할 수 있다.

<표 1> 소득정의의 국제비교 I

| LIS 분류 | 정 의 | 우리나라에의 적용 |
|---|---|---|
| 1. Wage and salary income | 노동자의 보수 : 고용주 사회보장 관련 부담금이나 정부에 의해 지급되는 질병수당 등은 제외 | 근로소득 |
| 2. Primary income (재산소득 제외) | 1+총자영업소득 | 근로소득+자영업소득 |
| 3. Primary income (재산소득 포함) | 2+실현된 재산소득 (귀속임대료 제외) | 근로소득+자영업소득+재산소득 |
| 4. Market income | 3+직업연금[1)]+기타 현금소득[2)] | 근로소득+자영업소득+재산소득 +사적이전소득 |
| 5. Gross income | 4+사회보험 현금이전[3)]+일반적 현금이전[4)]+사회부조[5)] | 근로소득+자영업소득+재산소득+ 공·사적 이전소득=경상소득 |
| 6. Disposable income | 5−직접세−사회보장부담금 | 경상소득−직접세−사회보장부담금 |

주: 1) 직업연금은 사회적 연금을 제외한 모든 연금(사적기업연금 등).
2) 기타 현금소득은 정기적인 사적이전, 별거부양비와 아동보조, 언급되지 않은 기타 정기적인 현금 소득원.
3) 사회보험 이전은 사고 또는 단기 장애급여, 장기 장애급여, 사회퇴직급여(노인, 퇴역군인, 실업급여, 모성수당, 군인연금, 기타 사회보험).
4) 일반적 현금이전은 정부에서 지출된 아동 및 가족수당을 의미, 환급가능한 소득세액공제는 일부 국가의 경우 소득세에서 차감함.
5) 사회부조는 소득 및 자산조사를 거친 모든 급여를 포함함(현금과 준현물).

### 2) 한국에의 적용

국제비교를 위한 한국의 소득자료로 2000년의 『가구소비실태조사』를 택한 이유는 현재 한국에 존재하는 소득관련 조사자료 중 국제기준에 가장 부합되기 때문이다. 그 이유는 먼저 LIS는 국제비교를 위한 소득자료의 전제조건으로 국가기관에서 작성한 전국차원의 연간소득 조사자료를 기준으로 하고 있는데, 현존하는 자료 중 대우경제연구소의 한국가구경제활동조사자료(KHPS)나 한국노동연구원의 노동패널자료(KLIPS)는 이미 단절되었거나 국가기관에서 작성하는 자료로 보기가 어렵고, 통계청의 도시가계조사자료는 그 조사범위가 도시근로자의 소득으로 한정시켜 발표되고 있기 때문에 역시 적절하지 못하다.

그러나 통계청의 『가구소비실태조사』 자료가 완전히 LIS기준에 부

<표 2> 소득정의의 국제비교 II

<table>
<tr><th colspan="3">통계청</th><th colspan="5">LIS</th></tr>
<tr><td rowspan="8">소<br>득<br>(+)</td><td rowspan="2">비경상<br>소득</td><td colspan="2">퇴직금,<br>연금일시금,<br>경조금,<br>비경상적인<br>보조금,<br>보상금,<br>손해보험금 등</td><td colspan="5">해당사항 없음</td></tr>
<tr><td rowspan="6">경상<br>소득</td><td colspan="2">1. 근로소득</td><td>compensation of employees</td><td rowspan="3">1차소득<br>(primary income)</td><td rowspan="5">시장소득<br>(market income)</td><td rowspan="5">총소득<br>(gross income)</td><td rowspan="13">가처분<br>소득<br>(disposable income)</td></tr>
<tr><td colspan="2">2. 사업 및<br>부업소득</td><td>gross self-employment Income</td></tr>
<tr><td colspan="2">3. 재산소득</td><td>realised property income</td></tr>
<tr><td rowspan="2">4. 이전<br>소득</td><td>4.1<br>사적</td><td>occupational pensions + other cash income[1)]</td><td></td></tr>
<tr><td>4.2<br>공적</td><td>social insurance cash transfers + social assistance</td><td></td><td></td></tr>
<tr><td rowspan="5">지<br>출<br>(-)</td><td rowspan="4">비경상<br>지출</td><td colspan="2">공적연금</td><td colspan="4" rowspan="2">social security contributions<br>(사회보장부담금 : 공적연금, 건강보험,<br>고용보험 등)</td></tr>
<tr><td colspan="2">사회보험</td></tr>
<tr><td colspan="2">조 세</td><td colspan="4">direct taxes<br>(소득세, 재산세, 종합토지세, 자동차세 등)</td></tr>
<tr><td colspan="2">기타<br>비경상지출</td><td colspan="4"></td></tr>
<tr><td>소비<br>지출</td><td colspan="2"></td><td colspan="4"></td></tr>
</table>

주: 1) 정기적인 사적이전소득, 부양금, 양육비 등 기타 정기적인 현금소득임.
자료: 통계청,『가구소비실태조사』, 2000 ; OECD(1995) ; LIS 내부자료.

합되는 것은 아니다. 그 이유는 기본적으로 『가구소비실태조사』가 전국을 단위로 조사하였기는 하지만 농어가의 소득자료는 통계상의 이유로 아직 공개되고 있지 않기 때문이다. 따라서 『가구소비실태조사』를 이용하여 소득분포의 국제비교를 하는 경우에도 농어가의 소득자료가 포함되어 있지 않기 때문에 그만큼의 한계가 있다.[3)]

또한 2000년의 『가구소비실태조사』를 기준으로 택한 것은 『가구소비실태조사』의 연간소득조사부분에서 조세관련 항목과, 사회보장부담금 항목이 1996년이나 1991년에는 존재하지 않기 때문이다. 물론 1996년의 가계부 기장방식에 의한 월소득 조사항목에는 위의 변수들이 존재하기는 하나 앞에서 언급한 연간소득 기준의 조사가 아니기 때문에 2000년의 『가구소비실태조사』를 기준으로 하였다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 전개상 소득불평등도의 변화를 살펴보기 위해서는 통계청의 1996년 자료를 활용하여야 하기 때문에 가능한 한 추정치의 편차를 줄이는 방법을 고안하여 소득분배구조의 변화추이를 살펴보았다.

## 나. 비교대상에 대한 정의

### 1) 국제비교를 위한 정의

분석의 단위는 소득분배 연구에서 종종 무시되지만 중요한 이슈이다. 궁극적인 관심이 개인의 복지라는 것은 명백하다. 그러나 아동과 주부 등 많은 사람들은 소득이 없는 것으로 분석될 것이기 때문에 개인은 적절한 분석단위가 되지 못한다. 부부와 자녀 간의 소득공유가 발생하며, 규모의 경제도 고려해야 한다.

개인보다 좀더 넓은 단위를 고려할 때 선택해야 할 사항들은 다음과 같다.

① 공동거주 : 한 가구로 같이 살아가며, 같은 집에서 거주
(가장 범위가 넓음)

3) 농어가의 소득을 포함하여 소득불평등도나 빈곤율을 조사하는 경우 그를 제외하고 비교하는 경우에 비하여 사전적으로 높게 나올지 낮게 나올지에 대한 판단은 현시점에서 어렵다.

② 공동지출 : 지출단위가 같으며, 상당한 정도의 지출결정을 함께 하는 단위(비가족 관계 포함)
③ 혈연, 결혼관계 : 가족단위의 혈연관계
④ 종속상태 : 한 사람이나 부부가 부양아동을 포함한 형태 (내부 가족)

이러한 정의 간의 선택은 가구나 가족형태가 국가 간에 다를 수 있으며, 이용 가능한 자료가 상이한 정의에 의한 것일 수 있기 때문에 국제 비교시에 매우 중요하다.

또한 위의 선택 단위 중 더 넓은 단위를 적용할수록 소득의 분산은 감소하며, 다른 구성원 간의 소득을 평준화시킨다. 개별소득이 동일하더라도 대가족 경향이 많은 국가나 가구관련 자료가 많은 국가의 불평등은 더 낮게 나타나며, 동일한 정의가 사용되더라도 상당히 다르다. 교육과 관습, 경제적 요소의 차이로 인하여 청소년이 독립하는 연령에 차이가 발생한다. 한 국가 내에서도 시대 간 비교는 동일한 문제가 발생할 수 있다.

이러한 다양한 단위를 선택하는 데 아주 중요한 이슈는 ① 소득 공유, ② 규모의 경제이다.

가구의 규모와 구성의 차이를 조정하기 위하여 환산척도가 고안되었다. 또한 가구의 규모의 경제와 지역과 성인 및 아동의 연령 등 가족의 특성을 고려해야 한다. 이 중에서 가구규모를 대표적으로 가장 많이 사용하고 있다.

소득분배의 국제비교에 사용되는 분석단위는 가구소득이다. LIS와 OECD의 연구 등에서는 가구규모의 조정을 위하여 다음과 같은 방법을 고려하였다. 즉, 경제적 후생(W) 또는 조정된 소득은 소득(I)을 가구규모의 탄력성(E, 동등화지수)으로 조정된 가구원수(S)로 나누어준 것을 의미한다.

$$W=I/S^{E}$$

여기서 $0 \leq E \leq 1$이며, E가 작을수록 규모의 경제가 더 큼을 의미한다. 즉, 동등화지수가 1인 경우는 해당가구의 가구원이 증가할 때 규모의

경제가 전혀 없이 소득의 증가가 가구원수 증가와 비례적으로 증가하여야 전과 같은 후생수준을 유지할 수 있음을 의미하며, 동등화지수가 0이면 해당가구의 가구원이 증가할 때 해당가구는 추가소득이 없더라도 전과 같은 후생수준을 유지한다는 것을 의미한다.

여기에서 동등화지수(equivalence index)를 0과 1 사이에서 어떻게 설정해 주느냐, 즉 가구원수가 다른 경우에 가구소득을 어떻게 동일한 단위로 통일해 주느냐의 문제는 사회 관습과 제도가 다른 나라 간의 소득분배를 비교하는 데 중요하다 할 수 있다. 직관적으로 가구원의 수가 증가할수록 과거의 복지상태를 유지하는 데 드는 비용이 정비례하여 증가하지는 않을 것이며, 아이가 어른보다는 더 적은 소득이 필요할 것이다.

동등화지수에서 성인과 미성년자를 구분하여 지수를 산출하는 경우도 있다(Williams, Weiner, and Sammarritino[1988]; Kwawani and Lambert [1986] 등). 이 경우 동등화지수를 $E=(A+\alpha B)^{\beta}$ (A는 성인가구원수, B는 미성년자수)로 설정하여 $\alpha=0.5$, $\beta=0.5$ 등을 사용하기도 한다. 그러나 이러한 방법으로 산출한 지니계수도 단지 동등화지수를 0.5로 두고 산출한 지니계수와 별다른 차이가 보이지 않는다.

각국에서 동등화지수에 대한 산출방식은 빈곤선의 설정 등을 위한 연구에서 아주 많은 시도들이 있으며, 주로 동등화지수로 0.5를 사용하여 분석하고 있다.[4)]

### 2) 한국에의 적용

OECD(1995)와 LIS에서 국제비교를 위해 공식적으로 사용하는 0.5를 동등화지수로 사용하였다. 기존의 국내 연구에서는 국가 간 소득불평등도 비교에 현진권・강석훈(1998)과 정진호・황덕순・이병희・최강식(2001), 박찬용・강석훈・김태완(2002)의 연구가 동등화지수로 0.5를 사용한 바가 있다.

본 연구에서도 최근에 LIS를 중심으로 연구된 외국의 소득불평등도와 빈곤의 추이 비교를 위하여 동등화지수로 0.5를 사용하였다.

---

4) 이에 따라 동등화지수를 사용한 가구원수는 가구원수가 1명인 경우는 1, 2명인 경우는 1.414, 3명인 경우는 1.732, 4명인 경우는 2, 5명인 경우는 2.236, 6명인 경우는 2.449 등이 적용된다.

## 2. 기존의 연구결과에 대한 평가

우리나라에서 소득분배의 국제비교를 위하여 Atikinson 등에 의한 OECD(1995)의 연구와 LIS의 소득개념과 방법론을 이용하여 국가 간의 소득불평등도에 대한 분석을 본격적으로 시작한 것은 현진권·강석훈(1998)이 처음이라 할 수 있다. 그들은 통계청의 1991년도 『가구소비실태조사』 자료와 대우경제연구소의, 지금은 단절된, 1992년도 한국가구경제활동조사자료(KHPS)를 이용하여 한국의 소득분배 수준을 국제비교하였다. 그들의 결론은, 자료의 한계가 있지만, Atikinson 등의 1980년대 중반의 외국결과와 한국의 1990년대 초반의 자료를 비교하였을 때, 통계청 자료의 경우 한국(0.287)은 OECD국가의 중간 정도, KHPS(1992)자료인 경우는 미국의 1986년도 지니계수인 0.341보다 높은 0.358의 지니계수가 산출되어 한국이 비교 국가 내에서 가장 소득불평등도가 높은 나라로 나타났다는 것이다. 그러나 이 연구결과는 현재의 상황에서 국제비교를 위한 자료의 범위가 역시 한정되어 제대로 된 결과라 보기 힘들다. 비록 동등화지수를 사용하였으나, 1991년의 『가구소비실태조사』는 기존의 도시가계자료가 조사하였던 범위에서 단지 도시근로자가구의 1인 가구만을 추가하여 발표한 것으로 판단된다. 즉, 자영업자의 가구와 농촌가구, 그리고 1인 가구를 조사범위에 포함시켰으나, 발표의 범위에서 농촌가구와 자영업자 가구의 소득을 포함시키지 않음으로써 역시 표본의 대표성을 상당히 상실한 것으로 여겨지기 때문이다.

또한 한국의 지니계수와 외국의 지니계수를 비교하는 과정에서 소득의 정의에 대한 원천적인 비교를 하지 않아 비교표상에 있는 Atikinson 등의 지니계수는 조세 등을 제외한 가처분소득 기준의 지니계수인데, 한국의 경우에는, 자세한 내용이 수록되어 있지 않아 정확한 판단은 어려우나, 『가구소비실태조사』와 KHPS의 경우 모두 비경상소득을 포함한 총소득(gross income)을 적용시킨 것으로 여겨지기 때문에 이러한 방법의 국제비교는 옳다고 볼 수 없다. 참고로 OECD(1995)에서 조사된 시장임금 기준의 지니계수는 가처분소득 기준의 지니계수에 비하여 비교할 수 없을 정도로 높다.[5)]

위와 같은 한계에도 불구하고 현진권·강석훈(1998)의 연구는 한국

의 소득분배 수준에 대한 국제비교를 제대로 할 수 있는 기반을 마련한 연구로 가치를 평가할 수 있을 것이다.

두 번째의 연구는 정진호・황덕순・이병희・최강식(2001)의 연구에서 나타난 소득분배의 국제비교이다. 이 연구가 현진권・강석훈(1998)의 연구에 비하여 진일보한 점은 국제비교를 위한 소득의 정의에서 동등화지수의 사용과 함께 가처분소득의 개념을 도입한 점이다. 그러나 이 연구에서는 1991년과 1996년의 통계청 『가구소비실태조사』를 이용하여 한국의 소득분배상황을 분석한 후 국제비교를 시도하였으나, 1991년과 1996년의 『가구소비실태조사』에는 연간조사자료에 시장소득에서 가처분소득을 정의할 수 있는 항목(조세 등)이 포함되지 않아 소득의 정의에 대한 이론적인 고려만을 하였을 뿐 실제적인 고려를 하지 못하였다.

따라서 비록 정진호 외(2001)의 연구가 국제비교에 주안점을 둔 논문이 아니라 소득분배의 악화속도가 외국에 비하여는 빠르다는 것이 연구의 주된 결과이긴 하지만, 소득불평등도의 국제비교와 관련된 저자들의 결론은 "……연간소득은 사회보장급부를 포함한 소득이 될 뿐 아니라 연간소득에 포함되지 않는 조세(직접세 및 사회보장부담금)의 소득분배효과를 고려한다면 우리나라의 소득불평등도는 상당히 낮은 국가로 분류될 수 있다."는 추상적인 해답을 내리고 있는 한계를 가지고 있다.

최근의 마지막 연구는 박찬용・강석훈・김태완(2002)에 의해 분석된 것이다. 가장 최근의 연구답게 소득의 정의, 소득정의에 대한 우리나라에의 적용 등을 비교적 엄밀히 하여 소득분배의 상황을 OECD국가와 다양한 각도로 비교를 시도한 연구로 평가할 수 있다. 그러나 이 연구 역시 2000년의 『가구소비실태조사』를 우리나라의 농어가를 포함하는 자료로 오인하고 있으며, 소득불평등도의 국제비교시에 OECD(1995)의 시장소득(market income)과 Förster의 OECD(2000)에 수록된 가처분소득(disposable income) 개념을 이용하여 한국의 1996년과 2000년에 있어 소득불평등도를 비교하고 있으나 양자의 자료가 유사하지 않기 때문에 서로 다른 자료에 기초하여 구한 지니계수를 한국에 대해 비교하고 있다는 한계를 가지

5) Ⅲ장의 <표 6> 참조.

고 있다. 이는 OECD(1995)의 연구가 LIS의 소득자료를 이용하여 소득분배상황을 파악하고 있는 반면에, OECD(2000)의 연구는 OECD국가들에 대하여 미시통계자료에 기반을 둔 유사한 기준의 설문(harmonized questionnaire)에 기초하여 분석을 하고 있기 때문에 양자의 결과는 엄밀한 의미에서 상이한 결과를 보이는 것으로 판단되기 때문이다. 또한 가처분소득의 정의에서 직접세의 항목 중에서 소득세만을 제외하는 것으로 판단하고 있으나 이는 OECD(1995)에 나타난 LIS의 가처분소득의 정의에 나타나는 것과는 일치되지 않는 것으로 판단된다. 즉, 가처분소득을 구하는 경우 외국자료에 있어 소득세 외의 직접세가 잘 파악되지 않는 경우가 많기 때문에 직접세 중에서 소득세만을 고려하는 경우가 많으나, 원래 LIS의 정의는 모든 직접세를 고려하는 것이 옳기 때문에 파악 가능한 직접세는 모두 차감하는 것이 옳을 것이다. 마지막으로 한국의 지니계수 등의 산출시에 가구에 대한 가중치를 어떻게 고려했는지가 불분명하며, 저자들이 지적한 바와 같이 지니계수의 산출식이 통계청이나 일반적인 방법과는 달라 지니계수를 과대측정하고 있는 것으로 판단된다.

# Ⅲ. 소득분배 수준의 국제비교

## 1. 소득불평등도의 국제비교

소득불평등도의 국제비교시에 사용되는 소득개념은 앞에서 정의한 바와 같이 가처분소득이며, 또한 시장소득을 이용한 불평등도의 국제비교도 동시에 살펴보았다.

시장소득의 정의는 근로소득과 자영업소득, 재산소득, 그리고 사적이전소득의 합이므로 정부가 세금을 거두고, 그 재원을 바탕으로 공적이전지출을 시행하는 정부의 소득재분배 기능이 빠진 상태에서의 소득개념이다. 따라서 시장소득 기준 불평등도의 국제비교는 공적이전과 직접세 납부 以前의 소득에 대한 불평등도를 비교하는 것이며, 가처분소득에는 시장소득에 공적이전소득이 더해지고 사회보장부담금과 직접세의 조세항목을 차감한 소득의 불평등도를 비교하는 것이 된다. 이러한

양자의 분리비교는 세전 및 세후 그리고 공적이전 지출 포함여부에 따른 소득불평등도의 비교를 통하여 정부의 소득재분배에 대한 역할을 추정할 수 있기 때문에 의미가 있다.

## 가. 한국의 소득불평등도

우리나라의 소득불평등도에 대한 지니계수를 2000년의 『가구소비실태조사』를 이용하여 추정한 결과는 <표 3>과 같다.

여기서 알 수 있는 것은 동등화지수를 이용하여 구한 지니계수는 동등화지수를 적용하지 않았을 때보다 낮게 나타나고 있는데, 이는 가구소득이 높을수록 평균적으로 가구원수가 많기 때문에 규모의 경제 차원에서 가구원수를 조정하였을 경우 지니계수가 낮아지는 결과를 반영하고 있다. 또한 '동등화지수 2'를 이용한 지니계수나 '동등화지수 1'을 이용한 지니계수가 큰 차이를 보이지 않고 있어, 동등화지수의 사용시 18세 이하 자녀수를 크게 고려하지 않아도 큰 차이가 없음을 보여주고 있다.

또한 <표 3>에서 보다 중요한 점은 가처분소득을 이용한 지니계수는 2000년의 경우 0.358로 시장소득 지니계수 0.374에 비하여 크게 차이가 나지 않는다는 점이다. 이는 다음 항에서 자세히 언급될 것이다.

다음으로 1996년의 『가구소비실태조사』를 이용하여 소득불평등도를 구한 것이 <표 4>에 수록되어 있다. 1996년도의 소득불평등도는 앞에서 언급한 바와 같이 ① 가계부 기장방식의 월 소득과 ② 서베이방식의 연

<표 3> 한국의 소득불평등도(2000년)

| | 동등화지수 비적용 | 동등화지수 1 | 동등화지수 2 |
|---|---|---|---|
| 시장소득 | 0.404 | 0.374 | 0.374 |
| 가처분소득 | 0.389 | 0.358 | 0.358 |

주: 1) 동등화지수 1 = 소득/(가구원수)$^{0.5}$
2) 동등화지수 2 = 소득/{(어른+0.5×미성년자녀수)$^{0.5}$}
3) 농어가 가구를 제외한 전체 가구를 대상으로 하였으며, 가중치를 고려함.
자료: 『가구소비실태조사』(2000년) 원자료.

<표 4> 한국의 소득불평등도(1996년)

| | 동등화지수 비적용 | 동등화지수 1 | 동등화지수 2 |
|---|---|---|---|
| 시장소득 | 0.329 | 0.302 | 0.300 |
| 가처분소득 | 0.326 | 0.298 | 0.296 |

자료: 『가구소비실태조사』(1996년) 원자료.

간소득 두 가지가 조사되었다.[6] 그러나 연간소득의 경우 가처분소득을 이용하기 위해 필요한 지출항목의 조세와 사회보장부담금이 별도로 조사되어 있지 않기 때문에 시장소득의 지니계수만 산출가능하며, 가처분소득의 지니계수는 계산이 원천적으로 불가능하다.[7] 또한 가계부기장방식의 경우는 도시가계조사와 마찬가지로 근로자의 소득만을 공개하는 한계가 있다.

따라서 본고에서는 2000년의 『가구소비실태조사』에서 경상소득 중 조세와 사회보장부담금이 차지하는 비율을 가구주 유형별(근로자, 자영업자, 무직자)로 구하고, 그 비율만큼 경상소득에서 차감시켜 가처분소득을 구하는 방식을 차선책으로 사용하였으며, 이를 이용하여 1996년 소득분배의 국제비교를 위한 각종 지표를 산출하였다.

이들 표를 통하여 시장소득과 가처분소득의 불평등도의 차이는 동등화지수를 적용한 소득을 기준으로 1996년에는 0.004포인트였으나, 2000년에는 0.016포인트로 증가하여 조세 및 공적이전소득의 소득재분배 기능이 다소 강화된 것으로 판단된다.[8]

## 나. 가처분소득 불평등도의 국제비교

<표 5>에 나타난 바와 같이 우리나라의 1996년과 2000년의 가처분소

6) 2000년의 경우는 연간 서베이 조사만이 시행되었다.

7) 1996년 『가구소비실태조사』 중 가계부 기장방식의 월소득은 조세 및 사회보장부담금의 항목이 조사되어 있다.

8) 우리나라에서 본격적인 사회안전망이 구축된 것이 2000년 10월 국민기초생활보장법의 도입을 통해서였다고 볼 수 있다면, 2000년의 『가구소비실태조사』 소득조사에는 이러한 국민기초생활보장법에 따른 효과가 포함되어 있지 않으므로 2001년 이후에 동일한 방식으로 시장소득과 가처분소득 불평등도의 차이를 구하면 2000년보다는 클 것이라는 점을 추론할 수 있다.

득의 불평등도는 OECD국가 중에서 멕시코, 미국, 영국, 아일랜드 등과 더불어 소득불평등도가 높은 국가군에 속하고 있다. 특히 1996년경의 소득불평등도는 멕시코, 미국, 영국, 이탈리아, 호주, 아일랜드, 캐나다, 헝가리, 폴란드보다는 낮으나 그 외 다른 나라보다는 높은 수준을 보이고 있어 비교대상국가 중 중간보다는 다소 높은 소득불평등도를 보이고 있다.

<표 5> 소득불평등도의 국제비교(가처분소득 기준)

| 국 가 | 지니계수 | | | | 국 가 | 지니계수 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 호 주 | 0.281 | 0.292 | 0.304 | 0.311 | 오스트리아 | 0.277 | 0.280 | 0.277 | 0.266 |
| | (1981) | (1985) | (1989) | (1994) | | (1987) | (1994) | (1995) | (1997) |
| 벨기에 | 0.277 | 0.232 | 0.224 | 0.250 | 캐나다 | 0.284 | 0.283 | 0.284 | 0.305 |
| | (1985) | (1988) | (1992) | (1997) | | (1981) | (1987) | (1994) | (1998) |
| 덴마크 | 0.254 | 0.236 | 0.263 | 0.257 | 핀란드 | 0.209 | 0.210 | 0.217 | 0.247 |
| | (1987) | (1992) | (1995) | (1997) | | (1987) | (1991) | (1995) | (2000) |
| 프랑스 | 0.288 | 0.298 | 0.287 | 0.288 | 독 일 | 0.244 | 0.249 | 0.247 | 0.261 |
| | (1981) | (1984) | (1989) | (1994) | | (1981) | (1984) | (1989) | (1994) |
| 아일랜드 | 0.328 | 0.333 | 0.336 | 0.325 | 이탈리아 | 0.306 | 0.289 | 0.342 | |
| | (1987) | (1994) | (1995) | (1996) | | (1986) | (1991) | (1995) | |
| 룩셈부르크 | 0.237 | 0.240 | 0.235 | | 멕시코 | 0.448 | 0.467 | 0.496 | 0.494 |
| | (1985) | (1991) | (1994) | | | (1984) | (1989) | (1994) | (1998) |
| 네덜란드 | 0.260 | 0.256 | 0.266 | 0.253 | 노르웨이 | 0.223 | 0.233 | 0.231 | 0.238 |
| | (1983) | (1987) | (1991) | (1994) | | (1979) | (1986) | (1991) | (1995) |
| 스페인 | 0.318 | 0.303 | | | 스웨덴 | 0.215 | 0.218 | 0.229 | 0.221 |
| | (1980) | (1990) | | | | (1975) | (1987) | (1992) | (1995) |
| 스위스 | 0.309 | 0.307 | | | 영 국 | 0.303 | 0.336 | 0.344 | 0.345 |
| | (1982) | (1992) | | | | (1986) | (1991) | (1995) | (1999) |
| 미 국 | 0.335 | 0.336 | 0.355 | 0.368 | 체 코 | 0.207 | 0.259 | | |
| | (1986) | (1991) | (1994) | (2000) | | (1992) | (1996) | | |
| 헝가리 | 0.283 | 0.323 | 0.295 | | 폴란드 | 0.271 | 0.318 | 0.293 | |
| | (1991) | (1994) | (1999) | | | (1986) | (1995) | (1999) | |
| 러시아 | 0.393 | 0.447 | | | 한 국 | 0.298 | 0.358 | | |
| | (1992) | (1995) | | | | (1996) | (2000) | | |

자료: 외국은 LIS 내부자료, 한국은 필자가 직접 계산.

그러나 2000년경의 경우에는, OECD국가 중 멕시코, 미국에 이어 세 번째로 소득불평등도가 높은 나라에 속하고 있는 것으로 나타나고 있다.[9] 비록 미국과 영국을 제외한 다른 나라의 2000년경의 소득불평등도가 자세히 파악되지 않고 있으나, 다른 나라의 경우 양 기간 사이에 한국처럼 소득불평등도가 급속히 높아졌다고 보기는 힘들기 때문에 한국은 외환위기를 거치면서 소득불평등도가 이들 국가에 비하여 상대적으로 높아졌다고 볼 수 있을 것이다. 따라서 2000년경의 한국의 소득불평등도는 OECD국가 상위에 속하고 있다고 판단된다.

## 다. 시장소득 불평등도의 국제비교

시장소득의 불평등도를 국제비교하면 <표 6>과 같다. 시장소득의 불평등도를 연구한 경우는 많지 않기 때문에 국제비교를 위한 자료는 한정되어 있다. 이와 같은 자료의 한계에 따라 본고에서는 시장소득과 가처분소득의 불평등도를 LIS 소득기준 방식으로 동시에 비교하기 위하여 OECD(1995)의 자료를 이용하였다. 따라서 외국의 경우 시장소득 불평등도는 주로 OECD(1995)에 계산되어 있는 1980년대 후반의 자료를 기준으로 하였다.

한국에 있어 공적이전소득과 직접세를 포함하지 않는 시장소득의 불평등도는 1996년 0.302, 2000년 0.374로 앞에서 살펴본 가처분소득의 지니계수와 마찬가지로 외환위기를 겪으며 상당한 증가를 보이고 있다.

그러나 시장소득의 지니계수는 가처분소득과는 달리 외국에 비하여 그리 높지 않은 것으로 나타나고 있다. 즉, 1996년의 경우는 OECD국가의 1980년대 말에 비하여 중하수준의 소득불평등도를 보이고 있으며, 2000년의 경우는 중간 정도의 수준을 보이고 있다.

위와 같은 해석은 현재 우리나라에서는 자료의 한계로 1980년대 후반의 국제비교를 위한 세전 소득불평등도를 직접 계산할 수 없는 비교상의 한계를 가지기 때문에 같은 시기의 직접적인 비교는 어려우나, 매년 조사되는 통계청 도시가계자료에서 산출되는 지니계수의 변동이 1980년대 후반과 1996년 사이에는 커다란 차이를 보이고 있지 않기 때

9) OECD국가는 현재 30개국이며, <표 4>에서 러시아만이 OECD국가에 속하지 않는다.

<표 6> 소득불평등도의 국제비교(시장소득 기준 및 계수변화율)

| 국 가 | 지니계수 A (시장소득) | 지니계수 B (가처분소득) | 변화율: (B－A)/B×100 |
|---|---|---|---|
| 아일랜드(1987) | 0.461 | 0.328 | 40.5 |
| 스웨덴(1987) | 0.439 | 0.218 | 101.4 |
| 영 국(1986) | 0.428 | 0.303 | 41.3 |
| 미 국(1986) | 0.411 | 0.335 | 22.7 |
| 스위스(1982) | 0.407 | 0.309 | 31.7 |
| 독 일(1984) | 0.395 | 0.249 | 58.6 |
| 호주(1985) | 0.391 | 0.292 | 33.9 |
| 캐나다(1987) | 0.374 | 0.283 | 32.2 |
| 네덜란드(1987) | 0.348 | 0.256 | 35.9 |
| 노르웨이(1979) | 0.335 | 0.223 | 50.2 |
| 프랑스(1984) | 0.417 | 0.298 | 39.9 |
| 핀란드(1987) | 0.379 | 0.209 | 81.3 |
| 이탈리아(1986) | 0.361 | 0.306 | 18.0 |
| 룩셈부르크(1985) | 0.280 | 0.237 | 18.1 |
| 벨기에(1988) | 0.273 | 0.232 | 17.7 |
| **평균** | **0.380** | **0.272** | **41.6** |
| 한 국(1996) | 0.302 | 0.298 | 1.3 |
| 한 국(2000) | 0.374 | 0.358 | 4.5 |

자료: 외국은 OECD(1995) 및 <표 5>, 한국은 필자가 직접 계산.

문에 가능한 추론이라 생각된다.[10)]

한편 시장소득과 가처분소득 불평등도의 차이를 외국과 비교하여 보면, 한국은 OECD 국가에 비하여 그 변화폭이 매우 적음을 알 수 있다. 외국의 경우는 가처분소득 불평등도가 시장소득 불평등도에 비하여 평균 42% 감소하지만 한국은 1996년에 비해 2000년에 감소폭이 커지긴 했으나 아직 5% 이내에 불과하다.

그 원인에 대해서는 다양한 추론이 가능하겠지만, 기본적으로 조세

10) 통계청의 도시가계조사에 나타난 한국의 지니계수는 1988년에서 1990년 사이에는 0.3, 1991년에는 0.29, 1992년과 1995년 사이에는 0.28로 1980년대 중반과 1990년대 초반에는 약간의 감소추이를 보인 바 있다.

의 재분배기능이 미약하고 정부의 이전지출규모가 외국에 비하여 적은 데서 기인한다고 볼 수 있다.

그러나, 후술하겠지만, 한국의 경우는 자영업자의 소득파악정도가 외국과 비교할 수 없을 정도로 낮기 때문에 조세의 소득재분배 기능을 제고하기에는 한계가 있으며, 정부의 이전지출 규모 역시 사회복지체계가 완벽하게 갖추어진 외국에 비해 성숙기가 아직 도래하지 않았기 때문으로 여겨진다.

## 2. 상대빈곤의 국제비교

빈곤율은 다양한 방법으로 추정할 수 있으나, 국제비교를 위하여 LIS에서 주로 사용하는 가처분소득을 기준으로 중위소득(medium income)의 40% 또는 50%에 해당하는 빈곤선(poverty line)을 상대적 빈곤율(relative poverty ratio) 계산의 기준으로 분석하고자 한다. 이 경우 빈곤율은 빈곤율 이하의 가구수가 전체 가구수에서 차지하는 비율을 의미하는 H(head-count ratio)를 의미하며, 앞의 소득불평등의 국제비교에서와 마찬가지로 동등화지수를 적용하여 빈곤율의 국제비교를 시도해 보았다.

### 가. 한국의 상대적 빈곤율 추이

중위소득의 40%를 상대적 빈곤선으로 정의하였을 경우, 통계청의 『가구소비실태조사』를 이용한 가처분소득 기준의 한국의 상대적 빈곤율은 1999년의 7.7%에서 2000년에는 11.5%로 상당히 상승한 것으로 나타나고 있다. 이는 소득불평등도의 추이에서 나타난 것처럼 외환위기가 직접적인 원인으로 작용하였을 것으로 판단된다.[11)]

또한 시장소득과 가처분소득 양자에 대한 빈곤율의 차이는 크게 나타나고 있지 않으나, 시장소득의 빈곤율과 가처분소득 빈곤율의 차이는 1996년 0.8포인트에서 2000년 1.81포인트로 두 배 이상을 보이고 있다.

11) 외환위기 전후 빈곤율의 증가에 대한 구체적인 분석은 유경준・김대일(2002) 참조.

<표 7> 한국의 상대적 빈곤율 추이

| | 1996년 | | 2000년 | |
|---|---|---|---|---|
| | 50% | 40% | 50% | 40% |
| 시장소득 | 13.26 | 8.45 | 18.93 | 13.34 |
| 가처분소득 | 12.56 | 7.65 | 16.99 | 11.53 |

주: 빈곤율은 전체가구 중 중위소득의 50% 이하인 가구의 비율과 40% 이하인 가구의 비율임.

<표 8> 가구유형별 빈곤율

| 1996년 | 근로자 | | 자영업자 | | 무직자 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 50% | 40% | 50% | 40% | 50% | 40% |
| 시장소득 | 8.16 | 3.78 | 8.47 | 4.40 | 22.47 | 16.11 |
| 가처분소득 | 8.01 | 3.62 | 8.37 | 4.28 | 20.80 | 14.30 |

| 2000년 | 근로자 | | 자영업자 | | 무직자 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 50% | 40% | 50% | 40% | 50% | 40% |
| 시장소득 | 11.22 | 5.89 | 12.90 | 7.54 | 26.21 | 20.27 |
| 가처분소득 | 10.12 | 4.94 | 13.30 | 7.48 | 22.38 | 14.72 |

외환위기 전후 상대적 빈곤율의 변화를 가구유형별로 보면, <표 8>에서 보는 바와 같이 임금근로자의 빈곤율보다는 자영업자의 빈곤율이 상대적으로 더 증가하였음을 알 수 있다. 또한 1996년과 2000년에 있어 무직자의 빈곤율이 자영업자와 임금근로자보다 훨씬 높아 전체의 빈곤율을 상승시키는 작용을 하고 있다.

또한 1996년과 2000년의 가구유형별 구성비를 비교하여 보면, 1996년에는 근로자의 비율이 61.9%, 자영업자 26.8%, 무직자 11.4%였으나 2000년에는 각각 55.3%, 25.8%, 18.8%로 2000년에 근로자의 비율이 감소하고, 무직자의 비율이 상당히 상승하였다. 이러한 점은 1996년의 실업률이 2.0%, 2000년의 실업률이 4.1%로 실업률 자체가 상승했을 뿐 아니라 경제활동참가율이 1996년 62.0%에서 2000년 60.7%로 감소하여 무

직자의 증가도 동반하였기 때문이다.

따라서 자영업자와 무직자를 포함하여 계산된 빈곤율은 도시근로자만 포함되어 있는 기존의 도시가계조사 기준 빈곤율을 상당히 상회하는 결과를 나타내고 있다.[12)]

한편 빈곤율의 국제비교에 사용된 표준화된 가구의 상대적 빈곤선은 아래의 <표 9>와 같다.

<표 9> 상대빈곤선의 추이

(단위: 원/월)

| | | 연도 | 빈곤선(시장소득) | 빈곤선 (가처분소득) |
|---|---|---|---|---|
| 중위소득 | 40% | 1996 | 395,983 | 365,158 |
| | | 2000 | 494,975 | 456,450 |
| | 50% | 1996 | 405,842 | 387,167 |
| | | 2000 | 507,433 | 483,958 |

## 나. 빈곤율의 국제비교

빈곤율의 국제비교를 통해 알 수 있는 것은 한국의 2000년경의 상대적 빈곤율은 OECD국가 중에서 멕시코보다는 낮으나 미국과 비슷한 높은 수준의 빈곤율을 기록하고 있다는 점이다. 이는, 1996년경에는 멕시코, 미국, 이탈리아, 영국보다는 낮았으며, 아일랜드, 캐나다와 유사한 수준이었던 빈곤율이 외환위기를 겪으며 상당히 높아진 것이다.

한편 빈곤율 역시 영미계열의 국가들이 북구의 국가들보다 높으며, 유럽의 국가들과 유사한 추이를 나타내고 있어, 빈곤율과 소득불평등도의 사이에도 일정한 상관관계가 있음을 나타내고 있다.

12) 이에 대해서는 유경준・김대일(2002), p.32 참조. 도시근로자가구(1인 가구 제외)만을 대상으로 한 상대적 빈곤율의 추이는 1995년의 8.9%에서 2000년에는 11.9%로 상승한 것으로 나타나고 있다.

<표 10> 빈곤율의 국제비교 I(중위소득의 40%)

| 국 가 | 빈곤율 | | | | 국 가 | 빈곤율 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 호 주 | 5.3 | 5.4 | 6.2 | 7.1 | 오스트리아 | 2.8 | 4.6 | 7.4 | 4.4 |
| | (1981) | (1985) | (1989) | (1994) | | (1987) | (1994) | (1995) | (1997) |
| 벨기에 | 2.0 | 1.9 | 1.9 | 3.3 | 캐나다 | 7.5 | 6.3 | 6.5 | 7.6 |
| | (1985) | (1988) | (1992) | (1997) | | (1981) | (1987) | (1994) | (1998) |
| 덴마크 | 4.1 | 3.8 | 6.0 | 5.7 | 핀란드 | 2.7 | 2.6 | 1.6 | 2.1 |
| | (1987) | (1992) | (1995) | (1997) | | (1987) | (1991) | (1995) | (2000) |
| 프랑스 | 4.2 | 8.0 | 4.8 | 3.4 | 독 일 | 2.6 | 2.9 | 3.3 | 4.2 |
| | (1981) | (1984) | (1989) | (1994) | | (1981) | (1984) | (1989) | (1994) |
| 아일랜드 | 4.4 | 2.6 | 4.2 | 4.0 | 이탈리아 | 5.5 | 4.8 | 9.4 | |
| | (1987) | (1994) | (1995) | (1996) | | (1986) | (1991) | (1995) | |
| 룩셈부르크 | 1.7 | 0.9 | 1.3 | | 멕시코 | 15.0 | 15.4 | 14.6 | 16.3 |
| | (1985) | (1991) | (1994) | | | (1984) | (1989) | (1994) | (1998) |
| 네덜란드 | 2.3 | 2.8 | 3.8 | 4.9 | 노르웨이 | 2.6 | 2.4 | 2.3 | 3.1 |
| | (1983) | (1987) | (1991) | (1994) | | (1979) | (1986) | (1991) | (1995) |
| 스페인 | 6.7 | 5.2 | | | 스웨덴 | 2.8 | 3.0 | 4.1 | 4.7 |
| | (1980) | (1990) | | | | (1975) | (1987) | (1992) | (1995) |
| 스위스 | 4.2 | 6.7 | | | 영 국 | 4.6 | 6.7 | 6.1 | 5.7 |
| | (1982) | (1992) | | | | (1986) | (1991) | (1995) | (1999) |
| 미 국 | 12.4 | 11.5 | 11.8 | 10.8 | 체 코 | 0.7 | 2.0 | | |
| | (1986) | (1991) | (1994) | (2000) | | (1992) | (1996) | | |
| 헝가리 | 4.5 | 6.0 | 3.1 | | 폴란드 | 4.5 | 7.2 | 4.1 | |
| | (1991) | (1994) | (1999) | | | (1986) | (1995) | (1999) | |
| 러시아 | 12.7 | 14.4 | | | 한 국 | 7.7 | 11.5 | | |
| | (1992) | (1995) | | | | (1996) | (2000) | | |

자료: 외국은 LIS 내부자료, 한국은 필자가 직접 계산.

# Ⅳ. 한국의 절대빈곤율 추이

절대빈곤율의 측정은 동등화지수를 사용한 상대빈곤율의 계산과는 다른 방법으로 계산된다. 즉, 소득의 정의에 있어 상대적 빈곤율의 계산에 있어서는 국제비교를 위하여 가처분소득이 사용되었지만 절대적 빈곤의 개념은 <표 2>의 총소득(경상소득뿐만 아니라 비경상소득도 포함)에서 조세부담과 사회보장부담금을 차감한 소득('가처분소득 2'로 정의)이 보다 정확한 개념으로 여겨지기 때문이다. 물론 국민기초생활보장법

<표 11> 빈곤율의 국제비교 II(중위소득의 50%)

| 국 가 | 빈곤율 | | | | 국 가 | 빈곤율 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 호 주 | 11.3 (1981) | 11.9 (1985) | 12.2 (1989) | 14.3 (1994) | 오스트리아 | 6.7 (1987) | 8.7 (1994) | 10.6 (1995) | 8.0 (1997) |
| 벨기에 | 4.5 (1985) | 4.6 (1988) | 5.2 (1992) | 8.0 (1997) | 캐나다 | 12.4 (1981) | 11.3 (1987) | 11.3 (1994) | 12.8 (1998) |
| 덴마크 | 10.1 (1987) | 7.2 (1992) | 9.3 (1995) | 9.2 (1997) | 핀란드 | 5.4 (1987) | 5.7 (1991) | 4.2 (1995) | 5.4 (2000) |
| 프랑스 | 8.2 (1981) | 11.5 (1984) | 8.9 (1989) | 8.0 (1994) | 독 일 | 5.3 (1981) | 6.5 (1984) | 5.5 (1989) | 7.5 (1994) |
| 아일랜드 | 11.1 (1987) | 11.9 (1994) | 12.9 (1995) | 12.3 (1996) | 이탈리아 | 10.4 (1986) | 10.2 (1991) | 14.2 (1995) | |
| 룩셈부르크 | 5.3 (1985) | 4.7 (1991) | 3.9 (1994) | | 멕시코 | 20.8 (1984) | 21.1 (1989) | 21.8 (1994) | 22.1 (1998) |
| 네덜란드 | 3.9 (1983) | 4.7 (1987) | 6.3 (1991) | 8.1 (1994) | 노르웨이 | 4.9 (1979) | 7.2 (1986) | 6.4 (1991) | 6.9 (1995) |
| 스페인 | 12.2 (1980) | 10.1 (1990) | | | 스웨덴 | 6.5 (1975) | 7.5 (1987) | 6.7 (1992) | 6.6 (1995) |
| 스위스 | 7.6 (1982) | 9.3 (1992) | | | 영 국 | 9.1 (1986) | 14.6 (1991) | 13.4 (1995) | 12.5 (1999) |
| 미 국 | 17.8 (1986) | 17.5 (1991) | 17.8 (1994) | 17.0 (2000) | 체 코 | 2.3 (1992) | 4.9 (1996) | | |
| 헝가리 | 8.2 (1991) | 10.1 (1994) | 6.7 (1999) | | 폴란드 | 9.7 (1986) | 11.6 (1995) | 8.6 (1999) | |
| 러시아 | 19.2 (1992) | 20.1 (1995) | | | 한 국 | 12.7 (1996) | 17.0 (2000) | | |

자료: 외국은 LIS 내부자료, 한국은 필자가 직접 계산.

내의 빈곤가구는 소득기준뿐만 아니라 재산기준도 포함하여 선정되고 있으나, 여기에서는 재산정도를 파악할 수 없기 때문에 소득기준에 의해서만 빈곤비율을 계산하였다. 따라서 본 연구의 절대빈곤율은 국민기초생활보장법 내의 빈곤가구비율보다는 높게 측정된다.[13)]

절대빈곤율의 추정에 사용된 빈곤선은 2000년 국민기초생활보장법을 적용할 때 사용된 보건복지부의 가구원수별 최저생계비가 사용되었

13) 국민기초생활보장법 내의 수급자 선정기준은 2003년에 소득기준과 재산기준 둘 다 폐지하고 소득과 재산 모두를 환산한 소득인정액 방식의 새로운 기준으로 수급자를 선정하고 있다(보건복지부[2002] 참조).

으며, 각 가구원수별로 빈곤율을 계산한 후 가중치에 따라 가구원수별 빈곤율을 통합하여 전체의 빈곤율을 계산하였다. 1996년의 경우는 2000년의 빈곤선에 물가상승률을 고려한 빈곤선을 이용하여 2000년 빈곤율 계산과 동일한 방법으로 계산하였다.

이에 따라 가구원수별 빈곤선은 <표 12>와 같다.

<표 12>를 바탕으로 계산된 우리나라의 절대빈곤율은 가처분소득 2(총소득 – 사회보장부담금 – 조세) 기준의 경우 2000년에 10.1%로 나타나고 있다. 1996년의 경우는 비경상소득이 파악되지 않았으나 가처분소득 1(경상소득 – 사회보장부담금 – 직접세) 기준의 절대빈곤율이 5.9%임을 고려할 때 5% 중반대로 추정된다. 따라서 외환위기 전후 절대적 빈곤율은 상대적 빈곤율의 증가에 비하여 더욱 높은 비율로 증가하였음을 알 수 있으며, 한국에 있어 빈곤의 문제가 심각한 수준에 이를 수도 있다는 점을 시사해 주고 있다.

이러한 점은 1996년에 비하여 2000년에 절대빈곤율이 증가한 이유에서 추론할 수 있다. 즉, 외환위기 전후 절대적 빈곤율의 상승을 가구원수별 빈곤율의 변화로 살펴보면, <표 14>와 <표 15>에서와 같이 3인 이하 가구의 빈곤율이 상대적으로 급속히 증가한 것으로 나타나며, 가구주유형별로는 가구주가 무직자인 가구의 빈곤율이 매우 높게 나타나고 있다. 따라서 1996년과 2000년 사이의 빈곤율의 증가에 고령화와 관련된 핵가족화와 가구주의 실직이 가장 큰 영향을 미친 것으로 판단되어 향후에도 계속 진행될 수 있음을 암시하고 있다.

또한 공적연금 등 사회보장제도가 성숙한다 하더라도 빈곤층의 경우

<표 12> 절대빈곤선의 추이

(단위: 원/월)

| 가구원수 / 연 도 | 1인 | 2인 | 3인 | 4인 | 5인 | 6인 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1996 | 279,909 | 463,576 | 637,617 | 802,034 | 911,912 | 1,029,009 |
| 2000 | 324,011 | 536,614 | 738,076 | 928,398 | 1,055,588 | 1,191,134 |

주: 1996년 최저생계비는 2000년 자료에서 소비자물가를 고려하여 계산된 것임.
자료: 보건복지부(2002).

는 그 적용대상에서 빠지는 사각지대에 놓일 가능성이 높기 때문에 사회보장제도의 성숙에 따라 혜택을 보는 빈곤층이 타 계층에 비해 상대적으로 적을 수 있다는 점에서도 그러하다.

한편 절대빈곤선의 120%에 해당하는 가구원수별 빈곤선을 이용하여 절대빈곤층과 절대빈곤계층으로 추락할 가능성이 높은 차상위계층의 비율을 계산하여 보면 <표 13>에서와 같이 2000년에는 가처분소득 2를 기준으로 약 15%, 1996년에는 약 9% 정도로 추정된다.

<표 13> 절대빈곤율의 수준

| | 1996 | | 2000 | |
|---|---|---|---|---|
| | 절대빈곤 | 차상위(120%) | 절대빈곤 | 차상위(120%) |
| 가처분소득 1 | 5.91 | 9.85 | 11.46 | 16.12 |
| 가처분소득 2 | - | - | 10.10 | 14.77 |
| 총소득 | - | - | 8.78 | 13.17 |
| 경상소득 | 5.06 | 7.94 | 10.06 | 14.39 |

주: 1) 가처분소득 1 = 경상소득 − 사회보장부담금 − 직접세
2) 가처분소득 2 = 총소득(경상소득＋비경상소득) − 사회보장부담금 − 직접세
3) 차상위 빈곤선 = 가구원수별 최저생계비×1.2
4) 1996년의 경우 연간소득에서 비경상소득이 조사되지 않았음.

<표 14> 절대빈곤율의 추이(가처분소득 1 기준)

| | | 1996 | 2000 |
|---|---|---|---|
| 전체 | | 5.91 | 11.46 |
| 가구원수 | 1인 | 14.03 | 22.88 |
| | 2인 | 8.89 | 14.98 |
| | 3인 | 4.28 | 8.52 |
| | 4인 | 3.14 | 7.22 |
| | 5인 | 4.19 | 8.29 |
| | 6인 이상 | 3.87 | 7.83 |

<표 15> 가구주 유형별 절대빈곤율(가처분소득 1 기준)

| | 근로자 빈곤율(%) | 자영자 빈곤율(%) | 무직자 빈곤율(%) |
|---|---|---|---|
| 1996 | 3.42 | 2.20 | 28.13 |
| 2000 | 4.86 | 6.88 | 37.02 |

# Ⅴ. 결론 및 정책적 시사점

## 1. 연구결과의 요약

첫째, 한국의 소득불평등도 및 빈곤율은 외환위기를 겪으면서 급속히 증가하였고, 그 주된 원인 중의 하나가 실업률의 증가에 따른 실직으로 파악되고 있다. 소득불평등도와 절대빈곤율의 상대적 증가는 직접 비교하기는 어렵지만, 특히 절대빈곤율은 고령화에 따른 핵가족화와 취업자의 감소로 외환위기 전후로 약 2배 정도 상승하여 빈곤문제가 현 상황에서는 더욱 부각되고 있다.

둘째, 소득불평등도의 국제비교에서 2000년의 경우 시장소득을 기준으로 한 소득불평등도의 수준은 OECD국가 중에서 중간이하로 나타나고 있으나, 가처분소득을 기준으로 한 소득불평등도는 상당히 높은 수준에 있다. 이는 1996년경의 경우 시장소득과 가처분소득이 각각 OECD 국가 중에서 중하위수준과 중상수준의 소득불평등도를 기록했던 것과 비교하여 소득불평등도의 전반적인 수준이 외국에 비하여 상대적으로 빠르게 높아졌음을 의미한다.

셋째, 외국의 소득불평등도 수준은 북구 국가들(노르웨이, 스웨덴, 덴마크, 핀란드, 룩셈부르크)의 소득불평등도가 가장 낮게 나타나고 있으며, 유럽국가들(오스트리아, 프랑스, 독일, 이탈리아, 스페인, 스위스)이 중간그룹으로 나타나고 있으며, 영미계의 국가들(영국, 미국, 호주, 캐나다, 아일랜드)이 상대적으로 높게 나타나고 있다.

이는 각 그룹국가들의 상이한 소득분배정책의 방향에 기인한다고 볼 수 있다. 즉, 북구식은 지나친 소득격차의 확대가 사회적 통합을 저해하

여 성장에도 좋지 않은 영향을 미친다는 철학하에 소득상위층에 대한 세율을 높게 하고, 또한 국민의 전반적인 조세부담도 높게 하여 저소득층에 재분배하는 정책방향을, 영미식은 개인 간의 경쟁을 통해 시장경쟁을 활성화시키고, 이를 바탕으로 성장을 추구하며, 시장경쟁에서 소외된 근로자는 국가에서 주로 빈곤정책으로 보호하는 정책방향을 설정하고 있다.[14)]

넷째, 두 번째에서 언급한 바와 같이 소득분배의 국제비교에서 우리나라의 경우 시장소득의 불평등도보다는 가처분소득의 불평등도가 상당히 높아 소득재분배를 위한 조세제도 및 이전지출의 메커니즘이 효율적으로 작동되지 않고 있음을 추론할 수 있다. 특히 소득불평등도가 상대적으로 높은 영미계의 국가보다 가처분소득의 불평등도와 시장소득의 불평등도의 차이가 적기 때문에 이러한 추론이 더욱 가능하다.

## 2. 연구결과에 따른 정책적 시사점

위와 같은 연구결과를 토대로 향후 한국에 있어 복지 및 분배정책의 방향을 생각해 보면 다음과 같다.

첫째, 소득불평등도의 측면에서 시장 및 가처분소득 불평등도의 차이가 외국에 비해 아주 적게 나타나는 점은 아래와 같은 관점에서 이해해야 할 것이다.

조세의 측면에서 보면, 한국의 근로소득세는 그동안 중산・서민층 위주의 경감정책으로 인해, 세부담이 OECD국가 중 낮은 수준으로 파악되고 있으나, 근로소득세의 누진도는 <표 16>에서 보는 바와 같이, 북구의 나라를 예외로 하면, OECD국가들에 비하여 높은 수준임을 알 수 있다.

따라서 한국에 있어 공평과세의 실현 및 조세의 재분배기능 강화를 위해서는 조세체계의 수직적 형평성보다는 수평적 형평성의 제고가 필요할 것이다. 즉, 자영업자의 소득파악이 제대로 되지 않고 있는 현실에서 조세체계를 누진적으로 조정하는 것은 의미가 없기 때문이다. 따라

14) 이에 따라 고용과 실업 등 경제성과적인 측면에서는 영미식 국가들이 좋은 것으로 보고되고 있다.

<표 16> 최고세율 적용구간 국제비교

| | 한 국 | 프랑스 | 영 국 | 독 일 | 일 본 | 미 국 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 최고세율(%) | 36 | 45 | 40 | 48.5 | 37 | 35 |
| 적용구간(만원) | 8,000 | 5,500 | 5,400 | 30,800 | 17,700 | 33,900 |
| 1인당 국민소득 대비 배수 | 8.1 | 1.6 | 1.7 | 2.1 | 4.2 | 8.5 |

주: GDP 대비.
자료: 재정경제부, 『중장기 조세정책방향』, 2003. 8.

서 자영업자의 소득파악률 향상이 소득불평등도의 개선을 논함에 있어 필수적인 전제가 되어야 할 것이다.

한편 정부의 공적이전지출을 통한 소득불평등도의 개선문제도 본격적인 사회안전망의 확대가 외환위기 때부터 시작되었고, 국민기초생활보장법이 2000년 10월에 시행되었음을 고려할 때, 그 효과가 제대로 나타나기 시작하는 시점의 소득불평등도의 분석을 통하여 그 방향을 좀더 신중하게 정할 필요가 있다. 즉, 시장메커니즘의 작동을 저해하는 시혜 위주의 재분배정책은 근로의욕을 저해하여 노동공급을 축소시킬 가능성이 크므로,[15] 근로의욕이 저해되지 않을 제도적인 장치를 신중하게 고려한 후에 시행되어야 할 것이다.

이러한 점은 본고의 분석이 국민기초생활보장법의 시행결과를 반영하고 있지 못하며, 향후 한국도 국민연금 등 공적지출이 본격적으로 시행되는 2008년 이후에는 현재와는 다른 시장소득과 가처분소득의 불평등도 차이를 보일 것이므로 이러한 사회보장제도의 성숙도에 대한 고려가 소득재분배정책의 입안과정에서는 필요하기 때문이다.

또한 한국은 2003년 현재 GDP 대비 사회복지관련지출(OECD 기준)이 10% 미만으로 추정되어[16] OECD 평균보다는 낮은 수준이나(표 17 참조), 고령화의 진전과 사회보장제도가 성숙(예: 국민연금의 수혜자 비율)됨에 따라 정부의 이전지출 이외의 부문에서 사회보장관련지출이 상당

15) 이에 대한 구체적인 분석은 유경준・김대일(2000), 제4장 참조.
16) 문형표 외(2000)에 따르면 한국은 1999년 현재 7.53%로 추정되고 있다.

히 늘어날 가능성이 높기 때문이며, 외환위기 이후 사회보장제도 확대를 위한 재정지출이 빠르게 증가하고 있기 때문이기도 하다(표 18 참조).

따라서 현재 시점에서 소득불평등도의 추가적인 악화를 억제하거나 빈곤의 완화를 위해 사회보장지출을 확대할 필요는 있으나 그 증가속도는, 일반적으로 한번 증가한 복지예산은 다시 감소시키기 어렵기 때문에, 형평성과 효율성을 동시에 고려하여 매우 신중하게 다룰 필요가 있

<표 17> OECD 각국의 사회지출수준 비교

| 국 가 | GDP 대비 사회지출 |
|---|---|
| 일 본 | 11.5 |
| 노르웨이 | 25.6 |
| 미 국 | 14.1 |
| 캐나다 | 16.9 |
| 네덜란드 | 29.2 |
| 영 국 | 20.8 |
| 덴마크 | 28.6 |
| 이탈리아 | 22.4 |
| 독일(≦90) | 24.4 |
| 독일(>90) | 27.0 |
| 프랑스 | 27.0 |
| 스웨덴 | 32.4 |

자료: *The World Outlook 2000*, Social Expenditure Database from the OECD.

<표 18> 사회복지예산의 증가추이

(단위: 억원)

| | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 |
|---|---|---|---|---|---|
| 일반회계+특별회계<br>(증가율) | 50,598 | 70,017<br>(38.3) | 97,713<br>(33.8) | 99,948<br>(6.7) | 109,210<br>(9.3) |

자료: 각년도 예산안.

다. 즉, 사회복지대상 및 수준의 확대도 필요하겠으나, 복지 사각지대의 완화와 제도 운영의 내실화 등이 우선적으로 점검되어야 할 것이다.

둘째, 상대빈곤율의 국제비교 역시 소득불평등도의 경우와 마찬가지로 한국은 외환위기 이후 급속히 상승하여 2000년에 있어서는 OECD국가 중 빈곤율이 최상위에 있는 국가군에 속하고 있다. 그리고 외환위기 전후 절대빈곤의 증가는 가구원수별 빈곤율의 변화나 가구주 유형별 빈곤율의 변화로 추론할 때, 소득불평등도의 증가와 마찬가지로 외환위기 이후 가구주의 실직이 증가한 것 등에 기인하였다고 볼 수 있다.[17] 적정한 소득불평등도의 유지 문제는 복지정책의 방향과 관계된 철학적인 측면이 가미되는 선택의 문제라 할 수 있으나, 자본주의경제에서 시장경쟁에 탈락한 근로능력이 없는 빈곤층 문제는 국가에서 책임을 강화해야 할 문제라 볼 수 있다. 따라서 외환위기 이후 실직 등에 기인하여 2배 이상 높아진 빈곤문제에 국가의 관심이 모아져야 할 시기로 판단된다.

셋째, 첫 번째 및 두 번째와 관계되는 소득불평등도와 빈곤의 국제비교에서 나타난 우리나라의 정책적 시사점은 다음과 같다.

OECD국가에서 소득불평등도나 빈곤율이 북구계열, 유럽, 영미계열에 따라 기본적으로 차이를 보이는 가장 큰 이유는 소득분배에 대한 기본적인 철학들이 각 나라마다 다르기 때문에 나타나는 결과라 볼 수 있다.

그러나 소득불평등도가 낮다고 해서 반드시 바람직하다는 평가를 내릴 수는 없다. 1970년대 오일쇼크 이후 유럽의 OECD국가들과 미국은 경제위기를 극복하는 과정에서 영미식의 개혁이 경제의 성장이나 발전

17) 소득불평등도의 증가가 주로 실직에 기인했다면 외환위기 이후 실업률이 감소하면서 소득불평등도나 빈곤율이 자동적으로 감소할 것이기 때문에 별 문제가 없지 않느냐는 질문이 가능할 것이다. 그러나 외환위기 이후 실업률의 감소는 이전에 실직한 사람들의 재취업에 기인한 것이 아니라, 그들은 계속 실직상태에 있거나 비경제활동인구로 나가버린 경우가 많고, 경제활동참가 자체가 하락하여 실업률이 감소하고 있다면 외환위기 전후 실업률의 증가가 소득분배구조를 악화시켰으나, 그 반대인 실업률의 감소로 인한 소득불평등도의 완화는 이루어지지 못했다는 추론이 가능하다. 이 부분에 대한 더 깊은 연구가 필요하나, 외환위기 전인 1997년에 경제활동참가율이 62.5%였고, 2002년은 61.9%, 2003년은 61.8%로 예상되어, 경제활동참가율 자체가 외환위기 이전 수준으로 회복되지 않은 상태이기 때문에 위와 같은 추론이 가능하다고 판단된다. 이 점은 본고의 Ⅲ장 및 유경준・김대일(2002) 참조.

에는 나았다는 평가가 지배적이기 때문이다.

소득분배에 대한 정책방향은 어떤 철학을 가지고 국가를 운영하느냐에 따라 달라질 수 있지만, 현재 한국의 경제상황이 좋지 않기 때문에 단기적으로 소득불평등도를 낮추려는 정책은 어려울 것으로 판단된다. 이는, 다음의 <표 19>에 나타나는 바와 같이 1990년대 들어 거의 모든 국가에서 기술진보, 개방화, 고령화 등의 영향으로 소득불평등도가 증가하고 있기 때문에 한국도 유사한 환경에 처해 있다 판단되며, 이를 정부의 재분배정책강화를 통해 무리하게 역전시키려 할 경우 오히려 경제의 회복을 지연시킬 위험도 배제할 수 없기 때문이다.

경제의 회복이 지연되면 앞에서의 분석에서와 마찬가지로 한 국가에서 고용창출력이 떨어지고, 이에 따라 소득불평등도와 빈곤은 실업률의 증가에 따라 증가할 것이기 때문이다.

다른 연구들(유경준・김대일[2002] 등)에서 지적한 바와 같이 외환위기 이후 소득불평등도와 빈곤율이 급상승한 주된 이유가 실직 등 구조적인 원인에 있음을 고려할 때, 경제회복을 통한 고용창출은 소득불평등도의 추가적인 상승을 막고, 빈곤율을 하락시키는 기본적인 단추에 해당한다고 판단할 수 있을 것이다. 그러나 성장을 통한 일자리의 창출도 그 일자리가 양질의 일자리가 아니라면 빈곤의 악순환을 방지할 수 없기 때문에 양질의 일자리(more and better job)를 지속적으로 창출하기 위해서는 심도 있는 정책방안이 요구될 것이다.

또한 영미식의 경제가 시장경제를 중심으로 한 효율성을 중시하는 경제정책에 바탕을 두고 있기 때문에, 시장경쟁을 통한 효율을 중시하되 시장경쟁에서 탈락한 근로능력이 없는 근로자에 대한 배려를 국가의 책임으로 여길 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 우리나라도 분배냐 성장이냐는 철학적인 논쟁에서 벗어나 경제의 회복을 위해 시장의 효율성을 중시하는 정책방향을 설정하고, 빈곤층에 대한 국가의 지원역할을 강화해야 할 것으로 판단된다.

결론적으로 현시점에서 분배 및 복지정책의 기본방향은 빈곤자의 근로능력의 유무에 따른 일자리의 창출과 국민기초생활보장법을 중심으로 한 사회안전망의 효율적인 설계를 통한 탈빈곤으로 설정해야 할 시기로 판단된다.

<표 19> 소득분배의 추이: 국가 간 비교연구를 통한 결과 요약

| | 1970년대 중반~ 1980년대 중후반 | 1980년대 OECD 연구 | 1980년대 후반~ 1990년대 중후반 |
|---|---|---|---|
| 호주 | 0 | + | + |
| 오스트리아 | 0 | 0 | ++ |
| 벨기에 | 0 | + | + |
| 캐나다 | - | 0 | + |
| 체코 | na | na | +++ |
| 덴마크 | na | na | - |
| 핀란드 | - | 0 | + |
| 프랑스 | - | 0 | + |
| 독일 | - | + | + |
| 헝가리 | na | na | ++ |
| 아일랜드 | - | 0 | ++ |
| 이스라엘 | 0 | 0 | ++ |
| 이탈리아 | -- | - | ++ |
| 일본 | 0 | + | ++ |
| 멕시코 | na | na | ++ |
| 네덜란드 | 0 | + | ++ |
| 뉴질랜드 | 0 | + | +++ |
| 노르웨이 | 0 | 0 | ++ |
| 폴란드 | na | na | ++ |
| 러시아 | na | na | ++ |
| 스웨덴 | - | + | + |
| 스위스 | na | na | + |
| 타이완 | 0 | 0 | + |
| 영국 | ++ | +++ | ++ |
| 미국 | ++ | ++ | ++ |

| | |
|---|---|
| +++ | 소득불평등의 상당한 증가(15% 이상 상승) |
| ++ | 소득불평등의 증가(7～15% 상승) |
| + | 소득불평등의 소폭 증가(1～6% 상승) |
| 0 | 변화 없음(-1～1%) |
| - | 소득불평등의 소폭 감소(-1～6% 하락) |
| -- | 소득불평등의 감소(7～15% 하락) |
| --- | 소득불평등의 상당한 감소(15% 이상 하락) |
| na | 측정될 수 없음 |

주: 위 결과들은 주로 지니계수와 같은 몇몇 소득지표들에 근거한 것으로, 국가 간 비교연구에서 제시된 일반적인 추이들을 반영한 것임.

자료: LIS 내부자료 및 Smeeding(2002)에서 정리.

# 참 고 문 헌

강석훈, 『소득분배 추정방법에 대한 소고』, 미발표원고, 2003.

문형표 · 오영주 · 이희숙, 『우리나라 복지지출수준의 평가와 전망』, 문형표 · 고영선(편저), 『2000년도 국가예산과 정책목표』, 한국개발연구원, 2000.

박찬용 · 강석훈 · 김태완, 『소득분배와 빈곤의 동학 및 변화요인 분석』, 한국보건사회연구원, 2002.

보건복지부, 『2003년 기초생활보장사업 주요 변경내용』, 2002.

유경준, 『외환위기 전후 소득분배의 변화추이와 원인분석』, 『KDI 정책연구』, 제24권 제2호, 한국개발연구원, 2002.

유경준 · 김대일, 『외환위기 이후 한국의 소득분배구조변화와 재분배정책효과 분석』, 한국개발연구원, 2002.

유경준 · 김용성, 『성장을 저해하지 않는 복지지출수준에 대한 소고』, 미발표자료, 한국개발연구원, 2003. 8.

재정경제부, 『중장기 조세정책 방향』, 2003. 8.

정진호 · 황덕순 · 이병희 · 최강식, 『소득불평등도 및 빈곤의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 2001.

현진권 · 강석훈, 『한국소득분배의 국제비교』, 『경제학연구』, 제46권 제3호, 한국경제학회, 1998.

Danziger, S., J. Van der Gaar, M.K. Taussig, and E. Smolensky, "The Direct Measurement of Welfare Levels: How Much Does It Cost To Make Ends Meet," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, 1984, pp.500～505.

Kwawani, Nanak, and Peter J. Lambert, "On Measuring Inequality in Taxation: A New Approach," *European Journal of Political Economy*, Vol. 14, 1986, pp.369～380.

OECD, *Income Distribution in OECD Countries*, prepared by Anthony B. Atikinson, Lee Rainwater, and Timothy M. Smeeding, OECD Social Policy Studies No. 18, 1995.

OECD, *Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in OECD Area*, prepared by Michael F. Förster, assisted by Michele Pellizzari, OECD Labor market and Social Policy-Occasional Papers No. 42, 2000.

Smeeding, Timothy, "Globalization, Inequality and the Rich Countries of G-20: Evidence from the Luxembourg Income Study(LIS)," LIS Working Paper No. 320, July 2002.

Williams, Roberton, David Weiner, and Frank Sammarritino, "Equivalence Scales, the Income Disribution and Federal Taxes," *Congressional Budget Office Technical Paper Series*, No. 1992-2, 1988.

KDI 政策研究
제25권 제2호(통권 제92호)

# 인터넷뱅킹과 은행의 경영성과
## -실증분석을 중심으로-

김 현 욱
(한국개발연구원 연구위원)

박 창 균
(한국개발연구원 연구위원)

# The Impact of Internet Banking on the Performance of the Korean Banking Industry: An Empirical Analysis

Hyeon-Wook Kim
(Korea Development Institute)

Chang-Gyun Park
(Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 인터넷뱅킹, 수익성, 비용함수, 대면거래
• JEL 코드: G21, D20, L86

# ABSTRACT

The paper tests the hypothesis that Internet banking reduces cost and ultimately enhances profitability for banks. Our analysis suggests that Internet banking does contribute to cost reduction but does not affect profitability. The implications are that the primary objective of Internet banking has been accomplished, but has not reached the stage in which the benefits overcome the burden of initial investment. The findings also offer the implication that Internet banking probably raises social welfare by passing on the benefit of cost reduction to customers rather than resulting in enhanced profits. In addition, we find that the banking customer's preference for face-to-face transactions may be very low in Korea, which supports the hypothesis that the cost in securing a customer base will be reduced significantly.

.....

본 연구는 국내 은행산업에 급속히 확산되고 있는 인터넷뱅킹의 비용효율성 제고효과가 실제로 존재하며 궁극적으로 은행의 수익성을 개선시키는지를 은행별 재무자료를 통해 실증분석한 것이다. 분석의 결과, 인터넷뱅킹은 은행의 운영비용을 감소시키는 데 기여했지만 수익성 제고에는 별다른 영향을 미치지 못했음을 발견하였다. 이는 국내은행의 경우 인터넷뱅킹의 비용절감효과가 초기투자비용에 대한 부담을 완화할 수 있을 정도로 나타나고 있음을 의미하며, 다른 한편으로는 인터넷뱅킹이라는 혁신적 전달채널의 혜택이 은행의 이익보다는 고객들에 대한 우대금리 제공, 수수료 감면 등의 형태로 사회적 후생을 증대시키는 데 기여하였음을 암시한다. 이와 더불어, 본 연구에서는 국내은행 고객들의 대면거래에 대한 선호도가 높지 않다는 증거를 간접적으로나마 발견할 수 있었는데, 이는 앞으로 인터넷뱅킹 고객유지를 위한 은행의 간접비용 지출이 크게 줄어들면서 수익성이 제고될 것이라는 가설을 뒷받침하는 것이라 하겠다.

# Ⅰ. 서 론

인터넷뱅킹이란 고객이 인터넷을 통해 계좌개설이나 자금이체, 예금, 대출, 어음결제 등과 같은 제반 은행업무를 은행의 웹사이트를 통해 처리할 수 있는 은행시스템을 의미한다.[1] 이러한 인터넷뱅킹은 일반적으로 지점, ATM, 전화 등과 같은 은행산업의 전통적인 서비스 전달채널(distribution channel)과는 은행고객들에 대한 혜택과 은행산업의 경쟁 측면에서 큰 차이가 있는 것으로 알려져 있다. 특히 '인터넷'이라는 개방형 네트워크를 매체로 이용한다는 점에서 기존의 경로들과 명백한 차이가 나타나는데, 고객의 입장에서는 단순히 은행으로부터 서비스를 제공받는 새로운 경로가 하나 더 추가되었다는 점에 더하여 인터넷에 대한 접근이 가능한 어디에서라도 은행업무를 볼 수 있는 기회가 커졌음을 의미한다. 은행의 입장에서도 고객의 거래은행 변경비용(switching cost)[2]을 높게 유지할 수 있는 여지가 축소되어 고객들을 경쟁력이 있는 상품을 제공하는 경쟁은행에 빼앗길 위협이 항상 존재하기 때문에, 인터넷뱅킹은 기존의 어떠한 전달채널보다 은행의 경영성과와 은행산업의 구조변화에 강력한 파급효과를 가져올 것으로 전망되고 있는 것이다.

이러한 차이는 근본적으로 저비용, 실시간성, 멀티미디어화, 쌍방향성, 글로벌화의 용이성 등과 같은 인터넷의 특성에서 비롯되며, 이러한 특성들이 결국 인터넷뱅킹 도입여부에 따라 은행 경영성과가 달라지는 요인으로 작용한다. 이 중에서도 특히 '저비용'은 은행의 경영성과에 일차적인 영향을 미치게 된다. 즉, 인터넷뱅킹을 통해 은행은 점포나 영업소 등 물리적 기반을 생략함으로써 제반 운영비용을 획기적으로 절감하여 수익성을 제고할 수 있으며,[3] 은행의 고객들은 거래의 편의성은 물

1) 인터넷을 통한 주식매매 등 비은행 금융기관의 서비스는 물론 전자화폐의 사용까지도 포함하는 개념, 즉 금융권역을 불문하고 금융기관이 전자화된 매체를 이용하여 금융서비스를 제공하는 것을 총칭하는 개념으로서의 전자금융(electronic finance)이 인터넷뱅킹과 혼용되기도 한다.

2) 여기서 거래은행 변경비용은 기존 고객이 거래은행을 변경할 때 소요되는 기회비용을 지칭한다.

론 은행의 비용절감에 따르는 반사이익, 즉 인터넷뱅킹 고객에 대한 우대예금금리의 적용 등과 같은 이익을 은행과 공유할 수 있게 된다.

인터넷뱅킹의 비용절감효과에 대한 기대는 각국의 은행산업에서 인터넷뱅킹이 적극적으로 도입·확산되는 요인으로 작용하고 있다. 국내 은행산업의 경우에도 인터넷뱅킹은 도입시기는 선진국에 비해 다소 늦었으나 확산속도는 전 세계에서 수위를 다투는 수준에 있으며, 이미 인터넷 사용인구의 급증 등에 기초한 성장 가능성으로 인해 국제적으로도 상당한 관심을 모은 바 있다.[4] 이처럼 은행들이 인터넷뱅킹시장 확보를 위해 노력하고 있고, 그 시장규모도 확대되고 있는 것은 인터넷에 대한 접근 자체가 이미 넓게 보급되어 있었던 이유도 있지만, 증권화(securitization) 등으로 금융산업 내에 영역을 초월한 경쟁압력이 증가함에 따라 은행을 비롯한 금융중개기관들의 운영비용을 줄일 필요성이 높아진 것과 무관하지 않다.

그러나 이와 같은 기대에도 불구하고 외국의 연구에서 보고되는 인터넷뱅킹의 성과는 아직도 성공적이지 못하며, 특히 비용절감효과를 십분 활용하여 번성할 것으로 기대되었던 외국의 인터넷뱅킹 전업은행[5]

3) 실제로 은행 영업에 있어서 영업채널 간의 비용을 비교한 여러 조사에서는 인터넷을 통한 거래가 다른 영업채널보다 거래비용이 훨씬 낮은 것으로 나타나고 있다. 미국 상무성, Booz, Allen & Hamilton, 그리고 Goldman Sachs and Boston Consulting Group 등 3개 기관의 조사를 바탕으로 작성한 Sato and Hawkins(2001)의 Table 2는 미국 은행들의 창구거래비용을 건당 100으로 표준화했을 때 인터넷뱅킹비용은 건당 1에 불과한 것으로 보고하고 있다. 또 DeYoung(2001a)은 거래 1건당 은행의 처리비용이 점포방문 $1.07, 텔레뱅킹 $0.55, ATM $0.27, 인터넷뱅킹 $0.01라고 보고하고 있다. 그리고 국내은행 중에서 A은행의 경우 업무처리 1건당 비용은 창구거래가 2,081원, ATM 289원 등으로서 인터넷뱅킹 거래비용인 39원에 비해 매우 높은 것으로 나타났다.

4) 우리나라에서의 인터넷뱅킹의 성장 가능성 및 이와 관련한 국제비교에 관해서는 World Bank의 Claessens et al.(2002)와 BIS의 Sato and Hawkins(2001) 등을 참고할 수 있다. 또 OECD의 자료를 인용한 Christiansen(2002)은 각국의 전체인구 대비 인터넷뱅킹 고객수의 비율로 나타낸 인터넷뱅킹 확산정도(penetration)의 국제비교에서 우리나라가 2000년 말 현재 핀란드, 스웨덴, 노르웨이, 덴마크 등 북구 4국과 스위스 다음에 위치할 정도로 인터넷뱅킹이 광범위하게 확산되었다고 보고하고 있다.

5) 은행이 인터넷뱅킹서비스를 제공하는 방식은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 첫째는 기존은행이 고객접점을 다양화하는 측면에서 기존의 점포망(networks of ‘brick and mortar’ branches)을 통한 서비스 외에 인터넷뱅킹서비스를 추가로 제공하는 방식이다. 현재 모든 국내은행이 채택하고 있으며 외국에서도 인터넷뱅킹서비스를 제공하는 대부분의 은행이 이러한 인터넷뱅킹 겸업은행(‘click and mortar’ bank) 전략을 이

들도 영업전략을 수정하거나 기존의 은행에 흡수되어 전망을 더욱 어둡게 하고 있다. 하지만 희망은 남아 있는데, 이는 선진국에서도 인터넷뱅킹이 도입되어 본격적으로 활용된 시기가 짧아서 인터넷뱅킹을 위한 투자비용의 회수가 아직 나타나고 있지 않을 뿐이며, 시간이 흐를수록 이의 긍정적인 효과가 보다 명확히 나타날 것이라는 주장에 근거하고 있다.

본 연구는 인터넷뱅킹이 급속히 확산되고 있는 국내 은행산업에서도 외국의 경우와 같이 그 성과가 실망스러운 것인지, 그렇다면 또는 그렇지 않다면 당분간 기존 점포나 여타 금융거래경로를 보완하면서 확산추세가 지속될 것으로 보이는 인터넷뱅킹의 영향은 어떠할 것인지에 대해 관심을 가지고 이에 대해 실증적인 분석을 시도한 것이다. 특히 인터넷뱅킹의 가장 중요한 장점인 비용효율성 제고효과가 과연 존재하는지를 은행별 재무자료를 통해 분석한다.

물론 국내에 도입된 지 3년여에 불과하고 아직도 빠르게 성장하는 인터넷뱅킹의 성과를 평가하고 이의 미래를 전망하는 것은 위험한 작업이 아닐 수 없다. 또 인터넷뱅킹이 혁신적인 정보통신기술을 응용하여 더욱 효율적으로 데이터를 전송하며 이를 활용하는 분야인데도 불구하고, 관련 통계가 너무 빈약하다는 사실은 충분히 이해하기 힘든 아이러니가 아닐 수 없다. 외국의 경우에도 이는 마찬가지로서, 우리보다 4, 5년 정도 먼저인 1990년대 중반에 세계 최초로 인터넷뱅킹이 도입되었던 미국에서도 인터넷뱅킹 도입의 영향에 대한 실증적 분석이 있기는 하지만 그 평가에 대해서는 아직 조심스러운 입장이다. 그렇지만 인터넷뱅킹의 도입 이후 국내 은행산업에 나타났던 일반적인 현상에 대해 언급하고 도입결과로 회자되었던 이론적 예측의 타당성을 검토해 보는 것은 향후 인터넷뱅킹과 관련한 금융기관의 전략수립과 금융산업정책의 방향설정에 기여하는 바가 있을 것이라고 생각한다.

---

용하여 영업하고 있다. 둘째는 은행이 영업점포망을 보유하지 않고 인터넷서비스만을 전문으로 제공하는 인터넷뱅킹 전업은행(internet-only bank 또는 pure play internet bank) 방식이다. 인터넷뱅킹 전업은행은 엄격한 의미에서 영업점포나 ATM 등 자동화기기의 지원 없이 법적 주소지인 본사와 컴퓨터 서버 및 이의 운용인력만으로 구성되며, 인터넷만을 고객접점(distribution channel)으로 활용하여 모든 은행업무를 수행하는 은행을 의미한다.

이를 위해 다음의 제Ⅱ장에서는 국내은행의 인터넷뱅킹 도입과 확산에 관한 현황과 이의 영향과 관련한 기존의 연구들을 정리한다. 제Ⅲ장에서는 인터넷뱅킹의 은행 경영성과에 대한 영향을 보다 구체적으로 살펴보기 위해 실증분석에 이용한 자료들을 설명한 후 이들의 관계에 대한 가설들을 검증하기 위해 회귀분석을 실시하고 그 결과를 제시할 것이다. 제Ⅳ장의 내용은 본 연구의 결론이다.

# Ⅱ. 국내의 인터넷뱅킹 현황 및 관련 연구

## 1. 국내은행의 인터넷뱅킹 도입 및 확산 현황

국내은행들의 경우 1990년대 중반부터 각종 금융상품정보의 제공, 홍보 등에 인터넷을 활용하기 시작했으나, 자금이체 등 실제거래를 위한 인터넷뱅킹은 한국통신 커머스솔루션즈(KT Commerce Solutions)의 인터넷뱅킹시스템인 '뱅크타운(Banktown)'을 이용하여 1999년 7월에 신한(7월 1일), 한미(7월 6일), 주택은행(7월 10일) 등이 서비스를 제공함으로써 시작되었다.[6] 조흥, 국민, 한빛(현재의 우리)은행의 경우에는 차별된 서비스 제공을 목적으로 독자적인 인터넷뱅킹시스템을 1999년 하반기에 구축했다. 이후 1년여가 경과한 2000년 9월 말에는 산업 및 수출입은행을 제외한 모든 국내은행이 인터넷뱅킹서비스를 제공하게 되었으며, 2001년중에는 Citibank와 HSBC의 국내지점도 인터넷뱅킹서비스를 개시하였다. 현재는 우체국 및 산업은행을 포함하여 총 22개 은행이 인터넷뱅킹서비스를 제공하고 있다.

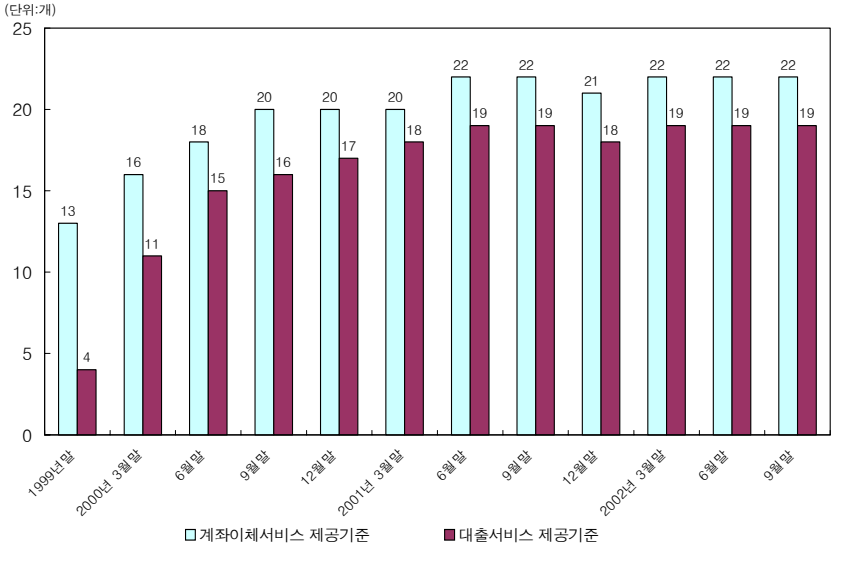
6) 인터넷이 상업용으로 이용되기 시작하였던 것은 1990년대 중반부터인데, 그 당시 미국을 비롯한 선진국에서는 이미 인터넷뱅킹이 은행산업에 도입되기 시작하고 있었다. 우리나라에서 인터넷뱅킹서비스가 다른 나라보다 늦게 시작된 것은 1996년 9월 한국과학기술원(KAIST) 학생이 PC통신망과 연결된 인터넷서비스망(KORNET)에 홈뱅킹서비스 이용자들의 ID와 비밀번호를 가로채는 프로그램을 몰래 설치하여 홈뱅킹서비스 이용자들의 예금을 불법으로 계좌이체한 사건이 발생하면서 제기된 보안문제의 해결이 늦었던데다 1997년 말 외환위기 이후 금융구조조정으로 은행들이 인터넷뱅킹을 추진할 여력이 없었던 데 주로 기인한다(이성호[2000]).

인터넷뱅킹을 통한 대출서비스 제공 가능 여부를 기준으로 보면, 은행수는 1999년 말에는 4개 은행에 불과했으나, 현재는 제주은행, 수협 및 일반대출사업을 하지 않는 우체국을 제외한 19개 은행 모두 인터넷뱅킹을 통한 대출신청이 가능한 것으로 조사되었다. 한편, 인터넷뱅킹 영업전략의 차별화를 위해 대부분의 은행들이 자체시스템을 구축하고 있는데, 현재 5개 은행을 제외한 모든 은행들이 자체시스템만으로도 계좌이체서비스의 제공이 가능한 것으로 알려지고 있다.

인터넷뱅킹서비스 등록고객수는 인터넷뱅킹이 처음 도입된 1999년 이후 약 2년 만에 1천만명을 상회하는 등 급속한 속도로 증가하고 있으며, 최근인 2002년 9월 말 현재 기준으로 등록된 고객수는 총 1,700만명에 육박하고 있다.

국내은행들의 인터넷뱅킹서비스 이용실적도 2000년중에는 대부분의 은행이 인터넷뱅킹서비스 개시를 완료하였음에도 불구하고 월평균 500만건 정도에 불과하였으나 2001년 들어서는 각 분기중 증가율이 평균 50%를 상회하는 등 인터넷뱅킹서비스 이용실적이 급증했으며, 2002년

[그림 1] 국내은행의 인터넷뱅킹서비스 제공추이



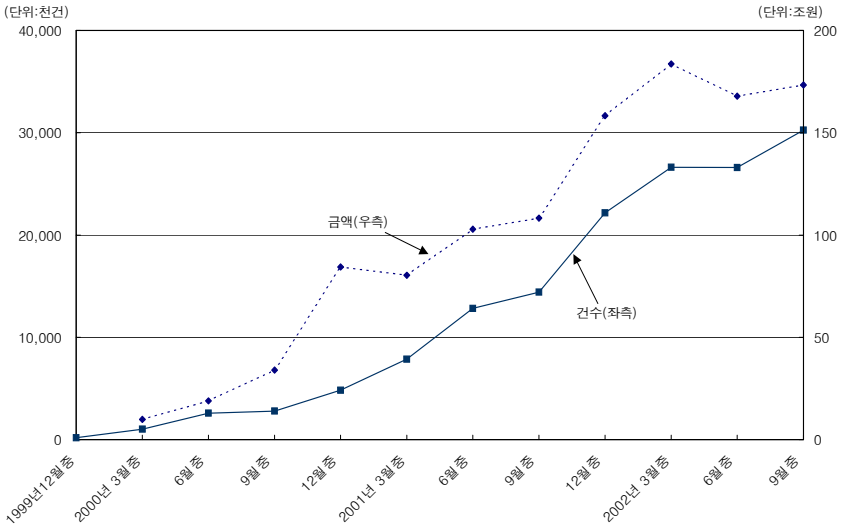

자료 : 한국은행, 『국내은행의 인터넷뱅킹서비스 이용현황』, 각 분기 보도자료.

에 들어서도 증가세를 지속하여 9월중에는 약 3,000만건, 173조원 정도가 인터넷뱅킹을 통해 거래되고 있다.

인터넷뱅킹을 이용하는 고객이 증가함에 따라, 창구텔러, ATM, 폰뱅킹을 포함한 국내은행의 4대 서비스 전달채널(distribution channel) 중 인터넷뱅킹을 통한 업무처리비중도 증가하고 있다. 인터넷뱅킹서비스를 제공하는 22개 은행의 인터넷뱅킹 업무처리비중은 2002년 3월에 10%를 초과하였으며 2002년 7월부터 은행권에서 주 5일 근무제가 시행된 이후 큰 폭으로 증가하여 2002년 9월중에는 인터넷뱅킹을 이용한 업무처리의 비중이 14.1%, 특히 시중은행의 인터넷뱅킹 업무처리비중은 22.1%를 기록하고 있다.

한편, 국내은행들은 인터넷뱅킹이 비용절감에 크게 도움이 된다는 인식에 따라 이용고객에 대해 다양한 우대제도를 도입·제공함으로써 인터넷뱅킹시장에서의 점유율 확대를 위해 노력하고 있다. 대표적인 우대제도로서 국내은행들은 인터넷뱅킹 예금고객에 대해 최고 0.5%p 내외의 가산금리를 지급하고 있으며, 그 비중은 아직 미약하지만 인터넷뱅킹 대출고객에 대해서도 금리를 0.5~1.0%p 정도 낮추어 제공하고 있

[그림 2] 인터넷뱅킹서비스 이용실적



〈표 1〉 인터넷뱅킹의 업무처리비중

(단위: %)

| | 2001년 | | 2002년 | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 6월 | 12월 | 3월 | 6월 | 9월 |
| 전체(22개) 은행 평균 | 5.9 | 8.8 | 10.5 | 11.7 | 14.1 |
| 시중은행 평균 | 8.5 | 14.2 | 14.5 | 17.9 | 22.1 |
| 지방・특수은행 평균 | 2.7 | 4.3 | 6.6 | 8.4 | 9.2 |

자료 : 한국은행, 『국내은행의 인터넷뱅킹서비스 이용현황』, 각 분기 보도자료.

다. 또 계좌이체서비스에 대한 수수료도 비록 자행 내의 송금에만 해당되는 경우가 대부분이지만 인터넷뱅킹 고객에 대해 면제 또는 인하제도를 시행하고 있다.

## 2. 인터넷뱅킹의 영향에 관한 기존 연구

인터넷뱅킹이 은행의 경영성과에 미치는 영향에 관한 이론적인 분석, 또는 사례(anecdotal evidence) 중심적이고 추측(conjecture)에 근거한 해설이 상당수 존재하는 데 반해,[7] 이러한 영향에 대해 실증적으로 분석한 연구는 아주 드물다. 적어도 필자들이 알고 있는 범위에서는 인터넷뱅킹 도입의 영향에 관한 국내 실증연구는 아직 나타나지 않고 있다.[8] 이는 아마도 우리나라 은행산업에 인터넷뱅킹이 도입된 지 겨우 3

7) 이들은 인터넷뱅킹의 잠재력으로서 무엇보다도 저비용, 즉 비용효율성과 이에 따른 은행의 수익성 개선효과에 큰 비중을 두고 있으며, 이를 바탕으로 인터넷뱅킹을 도입한 은행들이 지역적인 한계를 극복하고 보다 광범위한 시장에 매력적인 가격으로 접근하여 고객 기반을 확충함으로써 상대적으로 높은 수익을 거두어 점포영업 위주의 은행보다 경쟁우위를 확보하고 더욱 빨리 성장할 수 있을 것으로 예상하고 있다. 이와 관련한 외국의 연구로는 Beck(2001), Claessens et al.(2000, 2001, 2002), DeYoung and Hunter(2001), Herbst(2001), Lin et al.(2001) 등이 있다.

8) 물론 본 연구의 초기단계 실증분석 결과를 보고한 김현욱・박창균(2002)이 있다. 이의 추정결과는 본 논문과 크게 다른 점이 없으나, 본 논문에서는 은행의 수익성 관련 변수들이 거시경제의 상황에 민감하게 좌우되고 계절성(seasonality)을 가진다는 사실을 감안하여 시간효과(time effect)를 개별은행효과와 동시에 고려할 수 있는 양방향 패널모형(two-way fixed effect panel model)을 이용하는 등 실증분석의 모형과 수단을 보다 적합한 방향으로 개선했다는 점에서 초기연구와 차별된다.

년여가 경과했을 따름으로 실증분석을 위한 자료의 축적이 매우 미흡한 데에 기인할 것이다. 또 다른 측면에서 보면, 개방형 네트워크인 인터넷을 통한 은행거래가 가능하다는 것은 은행의 입장에서 볼 때 내부 전산네트워크를 외부에 개방한다는 의미이다. 전산네트워크의 대외공개에 따르는 위험의 관리부담은 막대한 초기투자비용의 부담과 함께 은행들의 인터넷뱅킹 도입을 지연시키는 요인이 되기 때문에 인터넷뱅킹의 잠재적 혜택을 충분히 향유하기 위한 수단으로서 위험관리가 더욱 중요한 이슈로 등장한다. 이에 따라 인터넷뱅킹에 관한 국내 연구들은 비용효율성 등 인터넷뱅킹의 도입에 따르는 효과에 대한 실증분석보다 개별 은행 차원의 위험관리 및 금융감독정책의 방향에 더 큰 비중을 할애하고 있다.[9)]

외국의 경우에도 인터넷뱅킹의 영향에 대한 실증분석은 그리 많지 않은데, 그 이유는 우리나라의 경우와 크게 다르지 않다. 미국에서조차도 얼마 전까지만 하더라도 인터넷뱅킹서비스를 제공하는 은행들이 관련 업무에 대해 특별히 정해진 양식에 따라 보고하지도 않았고,[10)] 따라서 주기적으로 축적된 데이터도 전무했기 때문에 은행들의 인터넷뱅킹 서비스에 대한 포괄적인 정보를 수집하여 이를 분석하는 것이 매우 어렵게 되어 있었던 것이 문제였다. 이에 따라 드물게 존재하는 실증적 연구들도 미국 내 전체 은행을 대상으로 한 것이 아니라, 일정 표본을 선택하여 연구한 것이기 때문에 그 결과 및 이의 해석은 근본적인 한계를 가진다고 하겠다.

먼저, 가장 포괄적인 범위의 인터넷뱅킹서비스 제공은행들을 대상으로 비용효율성 및 수익성을 실증분석한 연구로는 Furst et al.(2000, 2002)이 있다. 이들은 미국 통화감독청(OCC)의 1999년 3/4분기 '은행현황 및

9) 이와 관련한 국내의 보고서들은 이성호(2000), 이원기・이준희(2000) 등이 있다. 외국에서도 인터넷뱅킹 도입에 따르는 위험관리 및 감독정책의 방향에 관해 많은 연구가 있었는데, 대표적인 것으로는 Mishkin and Strahan(1999), Turner(2001), Pennathur(2001), Sato et al.(2001) 등이 있다.

10) 더욱이, 은행들은 ATM이나 텔레뱅킹 등 여러 종류의 전달채널에 대한 정보를 제공할 의무가 없었다. 그러나 1999년 초에야 비로소 미국의 OTS(Office of the Thrift Supervision)가 연방정부의 인가를 받은 저축기관들에 대해, 1999년 3/4분기부터는 OCC가 모든 은행들에 대해 인터넷 주소(URL; Uniform Resource Locator)를 보고할 것을 각각 의무화하였다.

수지 보고서(Report of Condition and Income, 일명 call report)'에 포함된 2,500여개의 국법은행(national bank)들을 대상으로 하여 인터넷뱅킹서비스를 제공하는 은행과 그렇지 않은 은행의 경영성과를 비교하여 인터넷뱅킹 도입의 영향을 추정하고 있는데, 비용효율성과 관련해서는 소규모 은행의 경우 인터넷뱅킹 은행의 비이자비용(non-interest expenses)의 비중이 상대적으로 크게 나타나지만 대형은행의 경우에는 인터넷뱅킹서비스의 제공여부에 관계없이 크게 다르지 않음을 보였다. 인터넷뱅킹 도입의 수익성에 대한 영향도 은행의 규모에 따라 상반되게 나타났는데, 예를 들어 소규모 은행들 중에서는 인터넷뱅킹 은행들의 자기자본수익률(ROE)이 낮지만 대형은행의 경우에는 오히려 반대로 인터넷뱅킹 은행들의 ROE가 더 높게 나타났다. 이에 대해 저자들은 소규모 은행들의 경우 점포망 유지를 위한 비용을 줄이고자 하는 동기로 인터넷뱅킹을 도입하고 있으나, 이를 위한 초기 투자비용이 커서 인터넷뱅킹의 수익성 제고효과가 본격적으로 나타나지 않고 있는 것이라고 설명하고 있다.

인터넷뱅킹을 제공하는 은행과 그렇지 않은 은행들의 비용효율성 및 수익성을 비교한 또 다른 실증적 연구로는 Sullivan(2000)이 있다. 동 연구는 미국 캔자스시티 연방준비은행의 관리구역(tenth district)의 은행들을 대상으로 하고 있는데,[11] 분석결과는 상당 부분이 Furst et al.(2000, 2002)과 일치한다. 그러나 비용과 관련해서는 은행규모의 크고 작음에 관계없이 인터넷뱅킹 은행들의 비이자비용이 높은 것으로 나타나 분석결과에 차이가 있었다. 또 인터넷뱅킹서비스를 제공하는 은행들의 비이자비용이 인터넷과 관련한 초기 투자비용(start-up costs)으로 인해 높은 경향이 있으나, 인터넷뱅킹에 따르는 비이자부문에서의 수익도 상대적으로 높아서, 은행들의 자기자본수익률(ROE) 등 수익성 지표들에 대해서는 인터넷뱅킹서비스의 제공여부에 따라 유의한 차이가 없는 것으로 보고되었다.

인터넷뱅킹 전업은행의 사업모형(business model)으로서의 유지 가능

11) 미국 캔자스시티 연방준비은행의 관리구역은 오클라호마주, 캔자스주, 네브래스카주, 와이오밍주, 콜로라도주, 미주리주의 서부, 뉴멕시코주의 북부를 포괄한다.

성을 판별하기 위해 미국 내의 인터넷뱅킹 전업은행들을 대상으로 비용효율성 등을 실증분석한 연구로는 DeYoung(2001a, 2001b)이 있다.[12] 그는 Furst et al.(2002) 및 Sullivan(2000)의 연구결과와 달리,[13] 인터넷뱅킹 전업은행들의 비이자비용이 상대적으로 크고 비이자수익은 작다고 보고했는데, 인터넷뱅킹 전업은행의 비이자수익이 낮은 것은 대면거래가 최소화되는 동 은행의 특성상 수수료 수입을 창출하는 금융상품(fee-based financial products)을 예금 또는 대출고객에게 교차판매(cross-sell)하는 것이 매우 어렵다는 점을 시사하며, 인터넷뱅킹 고객들 중에서도 전업은행을 주거래은행으로 설정할 고객의 비중은 미미하다는 점을 반영하는 결과라고 분석하였다.

그러나 DeYoung(2001b)은 미국의 인터넷뱅킹 전업은행이 상대적으로 저조한 수익성을 나타내고 있는 것은 이들 은행의 학습효과(learning effect)가 아직도 진행중인 데에 기인한 것으로 해석하였다. 그는 또한 이들의 경험이 더욱 축적(financially mature)되고 더 많은 수의 인터넷뱅킹 전업은행들이 나타나 서로의 경험을 공유함으로써 학습효과를 높인다면, 궁극적으로 인터넷뱅킹 전업은행은 생존 가능(viable)한 사업모형이 될 수 있을 것으로 평가하고 있다.

---

12) DeYoung(2001a, 2001b)은 미국 연방예금보험공사의 통계에 기초하여 1997년 2/4분기부터 2000년 2/4분기까지 13분기 중 인터넷뱅킹서비스를 제공했던 528개 은행을 분석대상으로 했는데, 동 서비스의 도입을 늦게 시작하거나 중간에 영업을 중단한 은행들이 있어 실증분석은 3,263개의 분기자료를 이용한 불균형자료 패널(unbalanced data panel)을 이용하였다.

13) Furst et al.(2002)과 Sullivan(2000)의 연구에 따르면, 인터넷뱅킹 전업은행들의 경우 예대업무보다는 유가증권 투자업무에서 수익을 창출하고 있으며, 비이자수익에 대한 의존도가 인터넷뱅킹서비스를 제공하지 않는 은행 또는 겸업은행의 경우보다 더 높았다.

# Ⅲ. 국내은행 경영성과에 대한 인터넷뱅킹의 영향

## 1. 분석의 범위

본절에서는 인터넷뱅킹의 도입과 확산이 국내은행의 경영성과와 비용구조에 미치는 영향에 대해 실증분석을 수행한다. 인터넷뱅킹의 도입과 이의 확산은 은행이나 고객들로 하여금 상당 수준의 비용절감효과를 누릴 수 있게 하고, 이는 궁극적으로 은행의 수익성 개선에 긍정적인 영향을 미친다는 가설에 대한 검증에 초점을 두고 논의를 전개할 것이다.

그러나 인터넷뱅킹의 영향을 은행의 수익성 개선 여부만을 기준으로 판단하는 것은 부족하다. 이는 앞에서 언급한 바와 같이 인터넷뱅킹은 비용절감효과를 통해 은행과 그 고객들 모두에게 혜택을 제공할 것이라는 것이 일반적인 예측이며, 은행이 고객기반 확보 등을 목표로 인터넷뱅킹 고객들에 대해 우대금리 또는 수수료 감면 등의 혜택을 제공할 경우 인터넷뱅킹의 비용절감효과가 수익성 개선효과로 나타나지 않을 수 있기 때문이다. 따라서 인터넷뱅킹의 영향을 정확히 분석하기 위해서는 은행의 수익성은 물론 비이자부문의 비용과 수입에 대한 영향도 함께 살펴볼 필요가 있다. 외국의 연구들이 이러한 지표들의 변화를 동시에 관찰하는 것도 이러한 인식에 바탕을 두고 있다. 비이자비용에 대한 분석은 인터넷뱅킹의 비용효율성에 대한 중요한 정보를 제공하며, 비이자수입에 대한 분석을 통해 고객들이 인터넷뱅킹의 혜택을 향유하고 있는지,[14] 있다면 그러한 혜택이 고객들에게 어떠한 형태로 전달되고 있는지를 판단할 수 있다.[15]

아래에서는 실증분석에 사용된 자료들을 설명한 후, 은행의 수익성,

---

14) 인터넷뱅킹의 고객에 대한 혜택을 직접 측정할 수는 없으나, Sullivan(2000)과 같이 인터넷뱅킹 은행들의 비이자수입이 인터넷뱅킹시스템 구축과 유지를 위한 초기투자비용을 상쇄할 정도로 커서 전체적인 수익성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타날 경우에는 거래의 편의성 이외에 인터넷뱅킹의 고객들이 얻는 혜택은 없다고 할 수 있다.

15) 인터넷뱅킹의 고객에 대한 혜택이 주로 우대금리(즉, 예금금리 인상 또는 대출금리 인하)를 통해 제공될 경우 이자비용 증대로 반영되어 비이자부문의 수입에 영향을 미치지 않지만, 수수료 감면을 위주로 제공될 경우 비이자부문의 수입에 부정적인 영향을 미치게 될 것임을 감안하여 간접적으로 판단할 수 있다.

비용효율성 및 비이자부문의 수입에 대한 분석결과가 차례로 제시될 것이다.

## 2. 자료 및 실증분석의 결과

외국, 특히 미국의 경우 인터넷뱅킹의 도입과 전개의 경제적 효과에 대한 분석은 주로 횡단면자료(cross section data)를 이용하여 이루어지고 있다. 이의 예로서는 Furst et al.(2002), Sullivan(2000) 등이 있는데, 미국의 경우와 같이 많은 수의 은행이 경쟁하면서 인터넷뱅킹의 여부와 시기에 대해 서로 다른 패턴을 보이는 은행산업을 대상으로 하는 횡단면 분석은 통계적으로 의미 있는 결론을 내리기에 충분한 수의 관측치와 표본의 다양성을 제공한다.

그러나 우리나라의 경우 시중은행, 지방은행, 그리고 소비자금융 관련 특수은행을 모두 포함하더라도 외은지점을 제외하면 인터넷뱅킹의 영향분석이 가능한 은행이 20개에 불과하여 횡단면 분석에 한계가 있을 뿐 아니라, 인터넷뱅킹의 역사 또한 일천하며 은행들의 인터넷뱅킹 영업현황 및 투자와 관련된 통계자료도 2000년 이후에야 한국은행에 의해 본격적인 수집이 시작되어서 시계열분석(time series analysis) 또한 불가능하다. 이에 더하여, '뱅크타운'을 통해 1999년 하반기에 10개의 은행이 인터넷뱅킹을 시작하는 등 대부분의 은행들이 거의 동시에 인터넷뱅킹 서비스를 공급하기 시작한 관계로 다양한 관측치들을 포함하는 표본을 구축하는 것이 불가능하여 인터넷뱅킹의 도입과 확산에 대한 실증분석을 수행하는 데는 상당한 어려움이 따른다.

이상과 같은 어려움을 극복하기 위하여 본 연구에서는 20개 은행에 대하여 2000년 1/4분기부터 2002년 2/4분기까지 분기별로 관측한 자료로 구성되는 패널(panel)자료를 구축하였다. 이러한 전략은 적어도 200개의 관측치를 우리에게 제공하므로 횡단면자료나 시계열자료만을 이용할 경우 대두되는 표본크기의 문제를 해결할 수 있고 각 관측 대상(unit)을 시간의 흐름을 따라 추적하여 표본을 구성하므로 경제변수의 동태적 경로를 분석에 포함시킬 수 있다는 장점을 가지고 있다.

## 가. 자료의 설명

실증분석의 기간은 2000년 1/4분기부터 2002년 2/4분기까지의 10분기이다. 국내은행들이 인터넷뱅킹을 시작한 시점은 1999년 7월이지만 한국은행이 인터넷뱅킹 현황 관련 자료를 수집·정리하여 보도자료를 통해 처음 공개한 것이 2000년 1/4분기이므로 이전 2분기 동안의 이용현황에 관한 통계를 구하는 것이 불가능했다. 또한 은행업감독규정의 변경으로 2000년 1/4분기 이후에야 비로소 은행들의 분기별 재무제표가 공시되어 분기별 경영성과에 관한 정보를 구할 수 있게 되었다는 것도 분석기간을 이와 같이 설정하게 된 계기로 작용하였다.[16]

분석대상이 된 은행들은 총 20개 은행이다.[17] 즉, 2002년 6월 말 현재 국내에서 인터넷뱅킹서비스를 제공하고 있는 22개 은행들 중에서 외은지점인 Citibank와 HSBC는 분석의 대상에서 제외하였고, 업무의 성격이 여타 은행들과는 판이한 산업은행과 우체국은행도 제외하였다. 그러나 국민은행과 우리은행으로 각각 합병된 (구)주택은행과 (구)평화은행의 경우 2001년 4/4분기부터 최근까지의 자료가 존재하지 않지만 인터넷뱅킹 도입시점이 합병은행들과 상이하며 도입의 영향에 대한 정보도 합병 이전의 기간동안에 존재할 것이기 때문에 분석대상에 포함되었다.

따라서 분석에 사용된 대부분의 변수들은 200개의 관측치를 가질 수 있게 되었는데, 합병된 2개 은행의 3분기 자료가 없는 점을 감안할 때, 실제로 각 변수들은 194개의 관측치로 구성되었다. 한편 분석의 필요에 의해 은행 자본금 규모 등 각 분기 말 기준으로 구성된 일부 변수들은 1999년 말 관측치를 포함하고 있기 때문에 이들의 관측치는 214개이다.

### 1) 은행의 재무 관련 자료

은행의 재무현황과 경영성과 자료들은 대부분 금융감독원의 전자공시시스템(DART, http://dart.fss.or.kr)에 공시된 재무제표를 기초로 도출되

16) 1999년 이전에는 반기결산 보고서만 입수가 가능하다.

17) 이들은 1999년 말 현재 영업중이던 11개 시중은행(조흥, 우리, 서울, 제일, 국민, (구)주택, 외환, 신한, 한미, 하나, (구)평화), 6개 지방은행(대구, 광주, 경남, 부산, 제주, 전북), 그리고 3개의 특수은행(농협, 수협, 기업)이다.

었다. 동 재무제표들 중에서 손익계산서에 있는 항목들은 분기보고서라고 하더라도 연초부터 해당 분기 말까지의 수익과 비용을 누적한 수치를 제공하고 있기 때문에 유량(flow)변수인 각 분기중 경영성과의 파악을 위해서는 직전 분기보고서에 나타난 수치를 차감하는 방법의 조정이 필요했다.[18] 변수들 중에서 대차대조표와 관련된 저량(stock)변수들은 이와 같은 별도의 조정이 없이 공시된 것과 동일한 수치들을 이용하였다. (구)주택은행과 (구)평화은행의 경우 전자공시시스템에 수록된 합병 이전의 재무제표를 이용하였고, 농협과 수협은 금융감독원의 전자공시 규정을 적용받지 않기 때문에 별도의 웹사이트를 통해 분기별 재무제표를 공시하고 있어 이의 자료를 이용했으며, 공시되지 않은 과거 자료들은 각 은행 담당자의 협조를 구해 보완하였다.

분석에 사용된 각 변수들의 내역은 다음과 같다. 먼저 은행의 대차대조표에 나타난 변수들로부터 총자산 대비 자본비율, 총자산 대비 이자수익자산[19]비율, 총자산 대비 대출비율, 총자산 대비 원화예수금비율, 예금기준 시장점유율, 대출기준 시장점유율 등의 비율을 계산하였다. 은행의 특성 및 경영과 관련한 변수들 중에서 대차대조표로부터 구할 수 없는 임직원수, 점포수, BIS기준 자기자본비율과 같은 변수들은 금융감독원의 은행경영통계, 한국은행의 통계DB, 은행 담당자와의 통화 등 다양한 자료원을 통해 자료를 입수하였는데, 임직원수와 점포수에 대해서는 은행규모의 영향을 감안(control)하여 이들을 해당은행의 총자산으로 나눈 값을 구하여 사용하였다. 한편, 영업영역에 따른 은행 경영성과의 차이를 고려하기 위해 시중・지방은행 구분 더미(dummy)변수를 구하였으며, 공적자금 투입에 따른 은행경영성과의 변화를 고려하기 위해 공적자금 투입은행 구분 더미변수도 사용하였다.

---

18) 이 과정에서 수익과 비용의 세부항목이 음(-)이 되는 경우가 발생하기도 했는데, 해당 은행 담당자와의 통화결과 외부감사를 받지 않는 분기보고서의 성격상, 대부분이 항목구분 등에서 발생하는 오류로 판명되었다. 다행히 그 규모가 크지 않았고 본 연구의 분석에서는 대분류 항목들이 주로 사용되어 분석결과에 큰 영향을 미치지 않을 것이지만, 향후 심도 있는 연구를 위해서는 이러한 보고오류의 가능성을 항상 염두에 둘 필요가 있다고 하겠다.

19) 이자수익자산은 은행 대차대조표상의 현금 및 예치금, 상품유가증권, 투자유가증권, 대출채권의 합으로 구하였다.

다음으로 은행의 경영성과를 측정하기 위해 손익계산서상의 이자비용, 수수료비용, 기타영업비용, 인건비, 물건비의 합인 영업비용과 이자수익, 수수료수익, 신탁업무운용순수익, 기타영업수익의 합인 영업수익을 비롯하여 세부항목들의 선형조합인 비이자영업비용, 비이자영업수익, 순영업수익,[20] 순이자이익,[21] 법인세 차감전 순이익, 법인세 및 충당금 적립전 순이익 등의 지표들이 사용되었는데, 이들로부터 은행의 수익성 또는 비용효율성 등을 측정하기 위해 자본수익률(ROE), 자산수익률(ROA)을 비롯하여, 비용과 관련된 총자산 대비 비이자영업비용비율, 이자수익자산 대비 이자비용비율, 간접경비비율,[22] 임직원 1인당 인건비, 점포당 물건비 등과 수익 관련 비율들인 총자산 대비 비이자영업수익비율, 비이자영업수익비중,[23] 비이자수익비율,[24] 순이자마진[25] 등을 구하였다.

한편 이와 같은 변수들을 산출하기 위해 사용된 대부분의 손익 관련 항목들은 은행들이 공시한 손익계산서의 항목들과 동일한 이름의 항목들을 사용하였으나 일부 항목의 경우 세부항목들의 분류를 달리하여 조정한 수치를 사용하였다.[26] 이는 인터넷뱅킹의 도입 및 확산이 은행의

20) 순영업수익(net operating revenue)은 영업수익(이자수익과 비이자영업수익의 합)에서 이자비용을 차감한 값(즉, 이자수익+비이자영업수익−이자비용)이다.

21) 순이자이익은 이자수익에서 이자비용을 차감한 값(즉, 이자수익−이자비용)이다.

22) 간접경비비율은 순영업수익에 대한 비이자영업비용의 비율(즉, 비이자영업비용/순영업수익)로서 은행의 경영효율성, 수익성 등에 관한 연구에서 경영(비)효율성 지표로 흔히 쓰이고 있다. 일반회사의 경우 비효율성(inefficiency)은 모든 비용의 수익에 대한 비율로 정의될 수 있을 것이나, 금융중개기관, 특히 은행의 경우에는 동일한 비용이 발생하는 한 건의 거래에 의해 발생하는 수익이 거래금액에 따라 천차만별일 것이라는 점, 그리고 이자수익과 이자비용을 일반적인 수익 및 비용과 동일시하여 이들의 비율을 구할 경우 거래건당 금액이 커질수록 동 비율이 1로 수렴하여 효율성을 정확히 판별할 수 없다는 점이 고려될 필요가 있다. 따라서 은행의 수익성 등에 관한 연구에서는 간접경비비율을 통해 경영효율성 지표를 구하고 이를 은행별로 비교하는 방법을 흔히 쓰고 있다.

23) 비이자영업수익비중은 이자수익과 비이자영업수익의 합인 영업수익에 대한 비이자영업수익의 비중(즉, 비이자영업수익/영업수익)이다.

24) 비이자수익비율은 순영업수익에 대한 비이자영업수익의 비율(즉, 비이자영업수익/순영업수익)이다.

25) 순이자마진(net interest margin)은 순이자이익의 이자수익자산 규모에 대한 비율(즉, 순이자이익/이자수익자산)이다.

26) 실증분석을 위한 은행별 손익계산서 재구성의 자세한 내역은 <부록 1>을 참조하라.

경영성과 또는 비용효율성 등에 미치는 영향을 보다 정확하게 분석하기 위해서는 대손충당금 적립비율의 조정에 따르는 비용의 증감, 은행별 회계처리방법의 차이에 따른 분기별 손익구조의 왜곡 가능성을 최소화시킬 필요가 있다는 인식에 기초한다. 따라서 조정된 항목들은 주로 충당금 전입·환입과 신탁업무운용손실·이익 등과 관련된다. 또한 1998년 '은행업회계처리준칙' 제정으로 인해 계정과목의 이름과 분류기준 등이 크게 달라졌는데, 분석결과가 의미하는 바를 정확히 전달하기 위해 과거 회계기준에서 사용되었던 용어를 사용한 변수들도 있다. 예를 들면, 영업비용 중에서 과거 인건비와 물건비로 분류되었던 비용들이 현재는 '판매비와 관리비' 항목으로 분류되고 있는데, 개념의 정확한 전달을 위해 이의 세부항목들을 묶어 과거와 같이 '인건비'와 '물건비'로 정리하였다.

### 2) 인터넷뱅킹 현황자료

인터넷뱅킹의 도입 및 업무비중 등 현황자료들도 재무 관련 자료들과 마찬가지로 20개 은행을 기준으로 정리하였다. 국내은행들의 인터넷뱅킹 현황에 관한 자료의 대부분은 한국은행 금융결제국의 보도자료에 의존하였다. 그러나 은행별 인터넷뱅킹 현황에 관하여 일관성 있는 시계열을 확보하는 것은 매우 어려운 일이었다.[27)]

분석에 사용된 자료들은 인터넷뱅킹서비스 내용 및 시스템 구축시점, 인터넷뱅킹을 통한 자금이체금액, 인터넷뱅킹서비스 업무처리비중 등이다. 먼저, 은행별 인터넷뱅킹서비스 도입여부를 판별하는 지표로서 인터넷뱅킹 개시시점을 분기별로 정리하여 구한 더미변수를 이용하였다. 인터넷뱅킹 개시시점은 1999년 3/4분기까지 추적이 가능하지만, 2000년 3/4분기에 상기 20개 전 은행이 인터넷뱅킹서비스를 제공할 수

27) 인터넷뱅킹의 도입이 비교적 빨랐던 미국의 경우에도 1999년 3/4분기 이후에야 감독당국에서 인터넷뱅킹 현황자료를 축적하기 시작했던 점을 감안하면 한국은행의 국내은행 인터넷뱅킹 현황자료들은 그 시작시점이 상대적으로 빠르고 그 내용도 다양하다. 그러나 인터넷뱅킹의 영향, 특히 인터넷뱅킹의 도입 및 확산이 경영성과에 미치는 영향을 분석하기에는 아직 자료의 충실도가 미약한 수준이었다. 따라서 자료의 보완을 위해, 특히 개별은행의 분기별 자료들의 상당 부분은 각 은행 인터넷뱅킹 담당자들에게 크게 의존하였다.

있게 되었다는 점을 감안하면 실질적인 자료의 기간은 짧은 편이다. 인터넷뱅킹 개시시점은 계좌이체 가능시점, 대출 가능시점, 자체 인터넷뱅킹시스템 구축시점의 세 가지 기준으로 구분될 수 있는데, 계좌이체 및 대출서비스 가능시점은 한국은행의 보도자료들을 기초로 하여 정리하였으며, 자체 인터넷뱅킹시스템 구축시점은 금융감독원의 보도자료 및 뱅크타운과 은행 담당자들의 협조로 파악하였다.

외국의 실증분석에서는 주로 인터넷뱅킹을 통한 계좌이체 가능여부를 은행의 인터넷뱅킹서비스 제공여부를 판별하는 기준으로 하고 있다. 이는 단순한 조회서비스만으로는 인터넷뱅킹의 경영성과 등에 대한 영향이 아주 미흡하며, 특히 점포안내 또는 환율조회 등과 같은 기초적인 서비스는 별도의 인터넷뱅킹을 위한 시스템이 없어도 가능하여, 투자비용 부담 등의 면에서 크게 차이가 나기 때문이다. 본 연구에서도 은행의 인터넷 웹사이트를 통해 적어도 계좌이체가 가능해야 인터넷뱅킹서비스를 제공하는 은행으로 간주하는 관행을 따랐다. 그러나 계좌이체 가능시점을 기준으로 인터넷뱅킹 개시시점을 구분할 경우, 조흥, 우리, 서울, 국민, 대구, 부산은행을 제외한 총 14개 은행이 뱅크타운을 통해 계좌이체를 포함한 인터넷뱅킹서비스를 시작함에 따라 개시시점이 1999년 하반기에 집중(13개 은행)되어 있어 도입시점에 따른 영향을 차별화하여 분석하기 어렵게 되어 있다. 이러한 어려움은 대출서비스를 기준으로 시점을 구분할 경우에도, 다소 완화되기는 했지만, 마찬가지였다.

각 은행의 자체 인터넷뱅킹시스템 구축여부를 기준으로 개시시점을 구분할 경우, 은행의 대고객 인터넷뱅킹 홍보, 사용권유 및 수요의 불확실성 완화여부에 대한 판단 또는 시장점유율 제고 등의 경영목적에 따른 IT투자 등을 더욱 밀접하게 반영할 수 있다는 점에서 다른 기준들에 비해 장점이 있다.[28] 또한 자체 시스템 구축시점을 기준으로 하면 위에서

28) 이 외에도 '뱅크타운'을 이용하여 인터넷뱅킹을 개시했던 은행들의 경우 보안문제와 관련하여 영업확대에 많은 제약이 있었으며 은행별로 차별화된 다양한 상품을 제공하기 어려웠던 한계가 있었으나, 자체 시스템으로 전환함으로써 이러한 한계가 해소될 수 있었다는 지적이 있다. 최근에는 모든 은행들이 자체 시스템을 통해 서비스를 제공하고 있으며 '뱅크타운'도 현재는 인터넷뱅킹 거래의 백업시스템 정도의 기능만 담당하고 있다는 점도 이러한 맥락에서 이해할 수 있다. 따라서 시간더미의 임의적 설정에 따라 나타날 수 있는 추정결과의 왜곡문제가 발생할 가능성은

언급된 개시시점의 집중에 따른 분석의 어려움이 상당 부분 해소될 수 있었다. 이에 따라 아래의 분석에서는 자체 시스템 구축시점을 기준으로 인터넷뱅킹 도입여부를 나타내는 더미변수를 구축하여 사용하였다.

인터넷뱅킹의 확산에 대한 척도로서의 인터넷뱅킹 업무처리비중은 각 은행의 원화예수금 대비 인터넷뱅킹을 통한 자금이체금액의 비율을 대리변수(proxy)로 사용하였다. 한국은행은 '거래건수'를 기준으로 창구, ATM, 텔레뱅킹, 인터넷뱅킹의 네 가지 전달경로를 통한 거래건수의 합에서 인터넷뱅킹 업무처리비중을 산출하고 있는데, 이러한 기준에 따른 비중이 보다 적합하지만, 2001년 2/4분기 이후의 자료만 존재하고 이마저도 반기별 자료로 구성되어 있어 분석에 사용되기에는 어려움이 있었다. 따라서 위와 같은 대리변수를 통해 인터넷뱅킹 업무처리비중을 간접적으로 측정하게 되었는데, 이는 인터넷뱅킹을 통한 자금이체의 금액이 거래건수와 비례하여 증가하는 모습을 보였던 사실과, 원화예수금의 규모와 여러 가지 전달경로를 통한 모든 자금이체건수의 합이 비례관계에 있다는 가정에 기초한다. 또 한국은행 보도자료에서 나타나는 바와 같이 인터넷뱅킹을 통한 대출 등 여타 인터넷뱅킹서비스의 비중이 아직 미미하여 대부분의 인터넷뱅킹 활동이 자금이체로 대표될 수 있다고 판단되었다.

## 나. 분석결과

### 1) 인터넷뱅킹과 은행의 수익성

본항에서는 인터넷뱅킹의 도입과 확산이 은행의 경영성과를 제고하는 요인으로 작용하는지 여부에 대한 검증을 시도한다. 즉, 인터넷뱅킹 서비스의 제공이 은행의 수익성에 독립적이고 체계적인 영향(systematic impact)을 미치는지를 알아보기 위하여 인터넷뱅킹 활동에 대한 지표와 은행 수익성 간의 단순 상관관계를 살펴보고, 나아가 은행 수익성 추정 모형에 일반적으로 사용되는 변수들의 영향을 제거한 뒤에도 그러한 관계가 계속 유지되는지 여부를 분석한다.[29)]

---

위와 같은 점들을 감안할 때 크지 않을 것으로 생각된다. 이러한 점을 지적해준 익명의 검토자에게 감사한다.

은행의 수익성을 설명하기 위하여 본 연구에서 채택한 실증모형은 아래의 식 (1)과 같이 은행과 시간에 대한 고정효과를 가진 패널 모형(two-way fixed effect panel model)의 형태를 가진다.

$$y_{it} = \alpha + \beta z_{it} + \gamma' x_{it} + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{it} \qquad (1)$$

위에서 $y_{it}$는 시점 $t$에서 은행 $i$의 수익성 지표이고, $z_{it}$는 인터넷뱅킹 활동에 대한 지표, $x_{it}$는 은행의 수익성에 대한 통제변수들(control variables), $\mu_i$는 시점에 따라 변하지는 않으나 개별 은행의 특성에 수익성이 영향을 받는 부분의 효과, $\eta_t$는 모든 은행에 동일한 영향을 미치는 시간효과를 나타내며, $\epsilon_{it}$는 평균이 0이고 분산이 $\sigma^2$이며 독립적이고 동일한 분포를 가지는 확률적 교란항이다.

은행의 수익성 지표로는 각종 분석에서 자산수익률(ROA)과 자본수익률(ROE)이 이용되고 있다. 본 연구에서는 ROE를 택하여 은행의 경영성과를 대표하는 수익성 지표로 사용하였다.[30] 일반적으로 ROE를 계산하는 데는 당기순이익이 주로 사용되나, 분석기간에 포함된 시점들은 은행들이 구조조정을 거치는 과정에 있기 때문에 세제나 회계기술상의 문제로 당기순이익이 심하게 변동하는 모습을 보이게 된다.[31] 본 연구에서는 이에 따른 왜곡을 최소화하고 진정한 인터넷뱅킹의 영향을 분리해 내기 위해 ROE 산출에 있어서 일반적인 개념의 당기순이익 대신 법인세 및 충당금 적립 이전의 순이익을 사용하였다.

개별 은행의 인터넷뱅킹 관련 활동을 측정하기 위한 척도로 두 가지 지표를 선택하여 사용하였다. 첫 번째 지표는 각 은행이 자체적인 인터

29) 은행의 수익성 추정모형에 일반적으로 사용되는 변수에 관한 논의는 Furst et al. (2002)을 참조하라.

30) 자산수익률(ROA)을 성과 지표로 하는 분석도 수행하였으나 결과는 크게 다르지 않았다.

31) 은행들에 이월결손금이 발생할 경우 발생연도부터 5년 이내의 기간동안 동 이월결손금을 과세소득에서 공제받을 수 있다. 대부분의 국내은행들은 외환위기 이후 3, 4년 동안 지속적으로 적자를 나타냈는데, 이에 따라 아직도 법인세 비용이 없는 은행이 많이 있다. 또 매 분기마다 손익계산서에 원천징수되는 법인세 비용을 미리 계상했다가 연말결산인 4/4분기 손익계산서에서는 이월결손금과 관련 이연법인세차를 고려한 법인세 비용을 계상함으로써 4/4분기중 법인세 비용이 음(-)으로 나타나는 사례도 발견되었다.

넷뱅킹시스템을 구축한 분기를 기준으로 그 이전과 이후를 구분하는 더미변수(D1)인데, 인터넷뱅킹의 도입 자체가 은행의 수익성에 미치는 구조적 영향을 측정하기 위한 변수로 사용되었다. 분석에서 사용한 두 번째 지표는 각 은행의 원화예수금 중 인터넷뱅킹을 통하여 계좌이체된 금액의 비중(D2)이다. 분석에서 두 가지의 서로 다른 지표를 선택한 것은 인터넷뱅킹의 도입 자체가 은행의 수익성에 영향을 줄 수도 있으나 인터넷뱅킹을 통한 활동이 점차로 확산되면서 비용절감을 통한 수익성의 제고라는 원래 기대효과가 점차로 커질 수 있을 것이라는 추론(conjecture)에 바탕을 둔 것이다. D1과 D2에 대한 계수의 추정치가 어떤 부호를 가질 것인지를 사전적으로 예측하는 것은 매우 어려운 작업이다. 인터넷뱅킹의 도입에는 막대한 초기 투자가 필요하고 앞에서 논의한 바와 같은 여러 가지 효과들이 실현되기까지 상당기간의 시간이 소요된다면 D1과 D2에 대한 계수의 추정치가 특정한 부호를 가진다고 쉽게 예단할 수 없을 것이다. 특히, 자료상의 제약으로 말미암아 표본에 포함된 기간이 불과 2년 6개월로 매우 짧은 현실을 감안한다면 인터넷뱅킹의 수익성 효과에 대하여 확정적인 해답을 제공하기에는 본 연구에서 사용된 표본의 포괄기간이 지나치게 짧은 것일 수 있다는 비판이 상당히 설득력 있게 제기될 수 있다.

인터넷뱅킹 관련 변수 이외에 ROE를 설명하기 위하여 채택된 변수들은 총자산규모(ASSET)와 총자산 대비 자본(E/A), 그리고 1997년의 외환위기와 이어지는 경제침체과정에서 지급불능(default)의 위기에 몰린 은행에 투입된 공적자금의 영향을 고려하기 위한 공적자금더미(DF)이다.

먼저, 총자산(ASSET)은 은행의 규모(size) 자체가 경영성과에 가질 수 있는 영향을 통제하기 위하여 독립변수로 포함되었다. 다수의 지점을 통한 접근성 우위, 대형 금융기관에 대한 높은 신뢰도 등 은행의 규모가 가질 수 있는 영업상의 이점을 고려할 때 총자산에 대한 계수 추정치의 부호는 양(+)이 될 것으로 기대된다. 비용 측면에서도 만약 은행산업에서 규모의 경제가 작용한다면 총자산이 큰 은행의 ROA는 그렇지 못한 은행보다 높을 것으로 기대된다. 총자산 대비 자본비율(E/A)은 은행의 신뢰도를 나타내는 지표로서 일반적으로 채택되는 변수이다. 이

비율의 상승은 은행의 신뢰도에 긍정적으로 작용하기 때문에 영업기반을 강화하고 수익성을 향상시킬 수 있을 것으로 기대된다. 다만, 한 시점에서 이익과 자본의 변동은 회계적인 관계(accounting relationship)에 의해 동시에 결정되며 상호 독립적으로 변할 수 있는 변수들이 아니므로 여기의 분석에서는 시차를 둔(lagged) 총자산 대비 자본비율을 사용하였다. 공적자금 변수(DF)는 관측시점에서 공적자금의 투입 여부를 나타내는 더미변수로서 공적자금의 투입과 구조조정으로 인한 수익성 개선효과를 통제하기 위해 채택된 변수이므로 그 계수의 추정치가 양(+)의 부호를 가질 것으로 기대된다.

한편, 본 연구에서는 은행의 수익성을 설명하기 위한 설명변수로 위에 열거된 변수들에 더하여 총자산 대비 대출비율(L/A)과 총자산 대비 비이자영업비용의 비율(NIE/A), 간접경비비율(OR), 그리고 시장점유율(MS)을 추가하여 분석을 진행하였다. 총자산 대비 대출비율(L/A)과 총자산 대비 비이자영업비용의 비율(NIE/A)은 수입과 지출이 수익성에 미치는 영향을 고려하기 위해 포함시킨 변수들이며 각각 양(+)과 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다. 한편, 순영업수입(net operating revenue)에 대한 비이자영업비용의 비율로 계산된 간접경비비율(OR)은 은행의 경영효율성이 높을수록 작은 값을 가질 것으로 기대되므로 계수의 추정치는 음(-)의 부호를 가질 것으로 예상된다. 마지막으로 시장점유율(MS)은 각 은행의 대출기준 시장점유율과 예금기준 시장점유율을 단순평균한 값이다. 계수에 대한 부호는 시장지배력 행사에 의한 초과수익의 존재 여부에 따라 결정될 것이다.

분석에서는 앞 절의 자료설명에 제시된 20개[32] 은행 전체에 대하여 2000년 1/4분기부터 2002년 2/4분기까지 10분기의 자료를 추출하여 표본을 구성하였으므로, 우리가 측정할 수 없는 은행 고유의 요인들이 수익성에 영향을 미친다는 전제 아래에서 개별은행효과를 포함시켰으며, 거시경제의 상황에 민감하게 좌우되고 계절성(seasonality)을 가지는 은행

32) 2001년 4/4분기 이후에는 20개 은행 중 주택은행과 평화은행이 각각 국민은행과 우리은행에 합병되어 18개의 은행에 대해서만 표본을 추출할 수 있다. 아래의 분석에서 2001년 4/4분기 이후 주택은행과 평화은행에 대한 관측치들은 국민은행과 우리은행의 것을 반복하여 사용하였다.

수익성의 특성을 고려하여 시간효과를 포함시켰다. 분석에 사용된 변수들의 기초통계량(descriptive statistics)은 <부록 2>에 제시되어 있다.

회귀분석의 결과는 <표 2>에 보고되어 있다. [모형 I]과 [모형 II]는 인터넷뱅킹의 도입이 은행의 수익성(ROE)에 미치는 영향에 대한 분석이고, [모형 III]과 [모형 IV]는 인터넷뱅킹의 확산이 은행 수익성에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형들이다.

첫째, 우리가 앞으로 논의할 주된 모형인 [모형 II]와 [모형 IV]는 양자 모두 만족할 만한 수준의 설명력(reasonable model fit)을 보인다고 판단된다. 총자산 대비 자본비율의 시차변수(E/A(-1))를 제외하고는 모든 설명변수들이 적절한 부호를 가지고 있으며, [모형 I]과 [모형 III]에 비하여 [모형 II]와 [모형 IV]가 보이는 $R^2$의 증가 정도를 고려할 때 이들 확장된 모형에 추가적으로 포함된 설명변수들의 결합 유의성(joint significance)이 매우 높은 것 또한 모형의 적절성에 대한 증거로 제시될 수 있을 것이다. 둘째, 앞에서 살펴본 바와 같이 모형의 전반적인 설명력에 대해서는 긍정적인 평가를 내릴 수 있음에도 불구하고 만족할 만한 수준을 보여주지 못하는 것은 분명하다. 공적자금 투입 더미변수(DF)와 총자산 대비 대출비율(L/A)의 두 변수를 제외하고는 통계적으로 유의미한 개별 변수들이 없다. 셋째, 인터넷뱅킹의 도입이나 확산 모두가 은행의 수익성에 별다른 영향을 미치지 않았다는 결론을 잠정적으로 내릴 수 있다.[33] 이러한 사실은 수익성에 영향을 미치는 여타 변수들의 통제 여부와 관계없이 일관성 있게 관찰되는 것으로 은행 수익성과 인터넷뱅킹지수 간의 관계에 대한 우리의 결론이 모형의 설정(specification)에 크게 영향을 받지 않을 것이라는 기대를 가질 수 있게 한다. 인터넷뱅킹과 은행수익성 사이에 일정한 관계를 찾을 수 없다는 결론은 본 연구에 한정된 것이 아니고 미국의 자료를 이용하여 비슷한 분석을 시도한 Furst et. al.(2002)와 Sullivan(2000)의 연구에서도 비슷한 결론에 도달하였다. 앞에서도 논의한 바와 같이 <표 2>의 결과를 지나치게 단정적

33) 물론 추정치의 부호를 근거로 인터넷뱅킹이 은행의 수익성에 부정적인 영향을 미친다는 주장을 전개할 수도 있으나 추정치들의 통계적 유의성에 비추어 볼 때 그러한 주장은 설득력을 가지지 못한다.

〈표 2〉 인터넷뱅킹과 은행의 수익성

| | 모형 Ⅰ | 모형 Ⅱ | 모형 Ⅲ | 모형 Ⅳ |
|---|---|---|---|---|
| D1 | -12.1075<br>(17.5776) | -28.8473<br>(17.7136) | | |
| D2 | | | -4.9246<br>(15.2329) | -4.4370<br>(16.2809) |
| ASSET | | 0.6213<br>(1.7331) | | 0.7229<br>(1.7464) |
| E/A(-1) | | -0.9973<br>(7.6249) | | -0.4598<br>(8.1487) |
| DF | | 95.3190***<br>(23.8179) | | 85.4440***<br>(23.5890) |
| L/A | | 3.6993***<br>(1.5457) | | 3.4280***<br>(1.5514) |
| NIE/A | | -13.4898<br>(14.8906) | | -11.7117<br>(14.9713) |
| OR | | -0.0031<br>(0.0186) | | -0.0047<br>(0.0188) |
| MS | | -4.0904<br>(12.1228) | | -5.4442<br>(12.2314) |
| $R^2$ | 0.1529 | 0.2370 | 0.1510 | 0.2250 |
| 표본수 | 200 | 200 | 200 | 200 |
| *F*-통계량 | 1.0578 | 1.4606* | 1.0427 | 1.4314* |

주 : 1) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준편차.
2) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

으로 해석하여 인터넷뱅킹이 은행의 수익성에 도움이 되지 않는다는 결론을 내리기보다는 본 연구에서 사용된 표본의 포괄기간이 인터넷뱅킹 투자의 효과를 충분히 반영하기에는 너무 짧을 수도 있다는 점을 고려하여 본 연구의 결과를 은행의 수익성과 인터넷뱅킹의 관계에 대한

잠정적인 결론으로 이해하는 것이 바람직한 것으로 판단된다.[34] 한편, 이러한 결과는 수익성을 구성하는 두 요소인 비용(cost)과 수입(revenue)을 구분하여 분석함으로써 인터넷뱅킹과 수익성 사이에 존재하는 관계를 좀더 정교하게 분석하는 작업이 필요함을 보여준다고 할 것이다.

### 2) 인터넷뱅킹과 은행의 비용효율성

앞의 분석에서는 인터넷뱅킹이 은행의 수익성에 영향을 미치지 않는다는 가설을 잠정적으로 기각하지 못하였다. 그러나 이러한 결과가 인터넷뱅킹이 은행의 수익성 구조와 완전히 무관하다는 주장에 대한 증거로 이용될 수는 없다. 이는 인터넷뱅킹의 도입과 확산이 궁극적으로는 은행의 수입(revenue)을 늘리고 비용(cost)을 줄여서 은행의 수익성 개선에 공헌할 수도 있으나 시스템 도입 초기에 요구되는 막대한 투자비용에 더하여 인터넷뱅킹의 영업확장효과가 시차를 두고 서서히 발생한다면, 시스템 도입이 오래 경과하지 않은 현재의 시점에서 수익성 개선효과가  표본에서는 나타나지 않을 수도 있기 때문이다. 따라서 다음에서는 이상과 같은 의문에 대한 실마리를 제공한다는 차원에서 인터넷뱅킹의 도입과 확산이 은행들의 비이자비용을 줄여 경영효율성을 증대시켰는지 여부에 대한 분석을 시도한다.

인터넷뱅킹은 예금자를 비롯한 은행서비스 이용자들에게 거래비용 절감효과를 가져다주는 동시에, 은행의 입장에서도 인터넷뱅킹의 이용이 확산될 경우 운영비용을 크게 절감할 수 있는 기회를 제공해 준다. 이와 같은 인터넷뱅킹의 비용효율성 제고효과는 인터넷뱅킹의 성장잠재력을 대변하는 가장 강력한 요소이다. 그러므로 인터넷뱅킹서비스 제공여부와 인터넷뱅킹을 통한 업무처리비중의 증가에 따른 비용절감효과를 분석해 봄으로써, 인터넷뱅킹이 큰 초기투자비용과 시차를 가지는 영업확장효과로 인해 비록 시스템 도입 초기에는 은행의 수익성에 영향을 미치지 못하지만 비용함수의 구조를 바꾸는 역할을 한다는 주장에 대한 검증을 실시할 수 있다.

34) 시차효과를 감안하기 위하여 본 논문을 심사한 평자의 제안에 따라 시차적으로 인터넷뱅킹 도입더미를 부여한 후 분석을 해보았으나 결론에서는 큰 차이가 없었다.

은행의 비용효율성을 나타내는 지표로는 총자산 대비 비이자영업비용의 비율(NIE/A)을 사용하였다.[35] 먼저, 비이자영업비용은 충당금전입 및 신탁자산운용과는 관련이 없는 영업비용에서 이자비용을 차감한 금액으로 당해 분기동안 은행의 운영과 관련하여 발생한 모든 비용을 나타낸다. 따라서 이의 총자산에 대한 비율은 은행의 단위 운영비용으로 해석될 수 있다.[36] 본 연구에서는 비용함수 추정에서 일반적으로 쓰이는 방법론을 따라 생산함수의 일차 동차성(linear homogeneity)을 가정함으로써 비용함수의 추정을 단위비용(unit cost)함수의 추정으로 대체하였다. 은행산업의 단위비용함수 추정에서 가장 문제가 되는 부분은 은행의 산출물을 어떻게 정의할 것인가 하는 문제이다. 은행의 비용함수 추정을 시도한 선행 연구에서는 대체로 은행의 자산이나 대출의 크기를 산출물로 정의하는 경우가 대부분인 것으로 파악된다. 본 연구에서는 총자산을 은행의 산출물로 정의하고 자산 한 단위당 비이자영업비용함수를 추정한다.

추정에 사용된 비용함수의 형태(functional form)는 일반적으로 비용함수의 추정에서 많이 쓰이는 대수변환(trans-log)함수의 1차항(first-order terms)만을 취하고 인터넷뱅킹 관련 변수를 추가하였다. 여기에서도 식 (1)에 사용된 패널구조를 그대로 이용하여 모형을 추정하였다. 임직원 1인당 인건비(PL), 점포당 물건비(PK), 그리고 이자수익자산 대비 이자비용의 비율(IE/IBA)이 인터넷뱅킹 관련 변수와 더불어 비용함수의

35) 물론 인터넷뱅킹의 비용절감효과는 은행의 인터넷뱅킹 관련 활동으로 인한 수익과 비용을 여타 활동에 따르는 수익과 비용으로부터 분리하여 구한 자료를 이용해야 정확한 분석이 가능할 것이다. 그러나 은행의 재무제표는 이러한 구분이 적용되지 않으며, 사실 구분하기도 어렵다. 예를 들어, 인터넷뱅킹과 관련이 깊을 것으로 짐작되는 소프트웨어 구입 및 연구개발비용, 자료처리비용(data processing costs) 및 웹사이트 개발・유지와 관련된 비용들이 손익계산서상 영업비용의 세부항목인 기타 영업비용에 포함되어 있으나, 여기에는 사무실 집기구매와 같은 여러 가지 관리비용이 같이 포함되어 있기 때문에 이의 증가가 인터넷뱅킹의 도입에 따른 것인지를 판별하기는 매우 어렵다. 인터넷뱅킹 채널의 성과에 관한 체계적인 분석이 드문 것도 이와 무관하지 않을 것으로 생각된다.

36) 보다 엄격한 의미에서 은행의 단위 운영비용은 비이자영업비용과 해당 기간중 은행의 서비스 창출액(예를 들어, 분기중에 발생한 예금의 수취와 인출, 그리고 대출의 지급 및 상환금액을 모두 합한 금액)의 비율로 정의하는 것이 옳으나, 데이터의 문제상 본문에 주어진 비율을 단위 운영비용으로 간주하고 분석을 진행하기로 한다.

추정에 사용되었다. 인건비와 물건비는 영업비용의 주요 구성요소이며 이자수익자산 대비 이자비용의 비율은 자본조달비용의 구조를 나타내는 변수이다. 인터넷뱅킹 관련 변수들을 제외한 모든 변수들은 양(+)의 부호를 가질 것으로 기대된다. 종속변수로 사용된 변수들이 단위 운영비용으로 해석될 수 있고, 설명변수로 사용된 변수들은 각각 자본, 노동, 중간재의 단위당 비용으로 해석될 수 있으므로 이들로부터 은행의 운영을 위한 단위비용함수를 추정할 수 있다.

<표 3>에는 인터넷뱅킹의 도입 및 확산이 은행들의 비용효율성에 미치는 영향을 살펴보기 위해 인터넷뱅킹 제공에 대한 더미변수 및 인터넷뱅킹 업무처리비중을 각각 독립변수로 하는 추정결과가 나타나 있다. 모든 추정치들이 올바른 부호를 가지고 통계적으로 유의한 정도의 크기를 가진다는 측면에서 추정한 비용함수는 상당히 만족스러운 실증모형이라고 판단할 수 있다. 인터넷뱅킹의 업무처리비중이 총자산 대비 비이자영업비용의 비율과 유의한 음(-)의 관계, 즉 은행경영의 비용효율성과 유의한 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.[37] 그러나 인터넷뱅킹서비스의 도입 자체와 총자산 대비 비이자영업비용의 비율 간에는 유의한 관계가 나타나지 않아 인터넷뱅킹의 도입이 은행의 비용효율성을 상승시킨다는 증거는 발견하지 못하였다.[38]

비용효율성에 관한 <표 3>의 결과는 인터넷뱅킹 관련 변수들이 은행의 수익성에 별다른 영향을 미치지 못한다는 <표 2>의 결과와 종합하여 판단해 볼 때, 인터넷뱅킹이 점차 확산되면서 발생한 비용절감효과가 은행 내부에 머물러 수익성의 향상으로 나타나지 않고, 은행 간의 경쟁과정 속에서 소비자들에게 이전된다는 가설을 지지하는 증거로 사용될 수 있을 것이다. 은행 간의 경쟁을 통하여 인터넷뱅킹의 도입에서 발생한 비용절감효과가 소비자에게 이전되는 경로는 각종 서비스에 대한 수수료의 할인이나 면제 또는 우대금리의 적용 등을 통한 경로와 대출이자율의 하락을 통한 경로 두 가지 정도로 정리된다. 인터넷뱅킹의 확산으로 인한 비용효과가 위의 두 가지 경로 중 어느 경로를 통하여 소비

37) [모형 Ⅳ]를 참조할 것.
38) [모형 Ⅱ]를 참조할 것.

〈표 3〉 인터넷뱅킹과 비용효율성

| | 모형 I | 모형 II | 모형 III | 모형 IV |
|---|---|---|---|---|
| D1 | -0.1642**<br>(0.0827) | -0.1204<br>(0.0820) | | |
| ln(D2) | | | -0.0559**<br>(0.0215) | -0.0428**<br>(0.0214) |
| ln(PL) | | 0.3546***<br>(0.1122) | | 0.3519***<br>(0.1113) |
| ln(PK) | | 0.1475**<br>(0.1599) | | 0.1987**<br>(0.1628) |
| ln(IE/IBA) | | 0.0359*<br>(0.0190) | | 0.0070*<br>(0.0043) |
| $R^2$ | 0.3877 | 0.6022 | 0.4002 | 0.6269 |
| 표본수 | 200 | 200 | 193 | 193 |
| *F*-통계량 | 7.9858*** | 7.8986*** | 8.4603*** | 8.4011*** |

주 : 1) 종속변수: ln(NIE/A).
2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준편차.
3) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).
* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의(statistically significant).

자에게 이전되는지에 대한 분석을 위해서는 은행의 영업수익(operating revenue)에 대한 분석이 선행되어야 할 것이다. 한편, 다음 항에서는 인터넷뱅킹과 비이자영업수익 간의 관계 구명을 통하여 본항에서 제기된 물음에 대한 부분적인 응답을 시도한다.

인터넷뱅킹에 대한 투자가 짧은 역사에도 불구하고 이미 은행의 비용구조에 상당한 변화를 가져왔다는 사실은 향후 시간이 경과하면서 투자의 본격적인 효과가 발현되기 시작한다면 은행산업의 경쟁 정도에 따라 다르기는 하겠지만 궁극적으로는 인터넷뱅킹이 은행의 수익성에 긍정적인 영향을 미칠 가능성을 암시한다고 할 것이다. 더하여, 정보기술

의 비약적 발전 속도로 미루어 볼 때 초기투자에 대한 부담이 향후 발생할 편익에 비하여 점차 그 중요도가 감소할 것이므로 인터넷뱅킹이 은행의 비용절감에 기여할 뿐 아니라 수익성 개선에도 상당한 역할을 수행할 것이라는 기대를 할 수 있다.

한편, 본항에서의 발견은 초기과정에서 습득한 기술경험을 활용하는 학습효과(learning effect)를 고려하여 동태적으로 분석할 경우 인터넷뱅킹의 확산에 따라 은행의 수익성이 보다 빠르게 개선되는 결과가 나타날 수도 있다는 DeYoung(2001b)의 주장과도 일맥상통하는 것이다.

### 3) 인터넷뱅킹과 은행의 비이자영업수익

지금까지의 분석에서 우리는 인터넷뱅킹의 확산이 비이자영업비용의 감소를 가져왔으나 그러한 비용절감의 효과가 은행 내부에 머물러서 수익성의 향상에까지는 이르지 못하고 있음을 살펴보았다. 본항에서는 절감된 비용이 은행 내부에 머무르지 않고 소비자에게 전이되는 경로에 대한 보다 자세한 분석을 위하여 인터넷뱅킹의 도입과 확산이 은행의 비이자부문 수익함수(earnings functions)에서 비이자영업비용에 대칭되는 측면을 구성하는 비이자영업부문의 수익성에 어떤 역할을 하는지 살펴보기로 한다.

은행의 영업수익은 대출이자에서 발생하는 이자영업수익과 그 나머지인 비이자영업수익으로 분류된다. 인터넷뱅킹의 도입과 확산이 대출과정을 신속하고 편리하게 만들어 줄 뿐 아니라 더 넓은 소비자 기반에 접근이 가능하도록 도와주므로 이자영업수익의 확대에 기여하는 것이 사실이기는 하다. 그러나 은행들이 인터넷뱅킹에 대한 투자에 적극적으로 나서는 보다 근본적인 이유는 앞 절에서 살펴본 바와 같이 인터넷뱅킹을 통하여 단위 영업비용을 줄이고 나아가 좀더 낮은 대출이자율을 제공함으로써 시장에서의 지위를 공고히 할 수 있고 궁극적으로는 수익성 향상에 도움이 된다고 믿기 때문인 것으로 판단된다. 이에 더하여 인터넷뱅킹을 통한 계좌이체 등의 서비스 제공은 은행의 수익구조에서 점차 그 중요성이 강조되고 있는 수수료를 통한 수익기반 강화에도 기여한다. 그러므로 인터넷뱅킹의 도입과 확산이 은행의 영업수익에 영향을 미치는 경로는 대부분이 예금과 대출 등의 전통적인 부문보다 수수료

수입 등 비전통적 부문을 통할 것으로 판단된다.

본항에서는 은행의 비이자영업수익과 인터넷뱅킹의 관계를 알아본다. 만약 인터넷뱅킹이 은행의 비이자영업수익을 증대시키는 데 기여하고 있다면 활발한 인터넷뱅킹 관련 활동을 보이는 은행들이 비전통적인 부문에서 상대적으로 능동적인 영업활동을 수행할 것이라는 추론이 가능하다. 가령 은행의 수익 창출을 위한 새로운 사업모형의 하나로 최근 각광받고 있는 프라이빗 뱅킹(private banking)에 상당한 노력을 투입하는 은행들은 부유한 고객들을 대상으로 하는 프라이빗 뱅킹 부문에서 전통적인 예대마진에 의하여 생성되는 것보다 더 많은 수익을 창출할 수 있을 것으로 기대하고 이들 고객들을 확보하기 위하여 상당한 투자를 진행시키고 있다. 인터넷뱅킹에 대한 투자 또한 비전통적 부문에서의 수익 창출을 통한 은행 전체 수익성 제고라는 목적을 가지고 이루어진다고 추론할 수 있다.

인터넷뱅킹과 비이자영업수익 간의 관계를 알아보기 위하여 우리는 자산 1단위당 비이자영업수익을 종속변수로 하고 식 (1)과 동일한 구조를 가지는 패널회귀모형을 추정하였다.[39] 그리고 인터넷뱅킹 관련 변수인 D1과 D2에 더하여 총자산의 규모(ASSET), 총자산 대비 원화예수금 비율(D/A), 총자산 대비 대출비율(L/A), 간접경비비율(OR), 총자산 대비 임직원수(EM/A), 총자산 대비 점포수(B/A) 등을 설명변수로 포함하였다.

총자산(ASSET)을 설명변수로 포함시킨 것은 고객들이 은행의 부가서비스를 이용하는 과정에서 규모의 경제가 작용하는지를 알아보기 위한 것이다. 총영업수익(total operating revenue)이나 이자수익(interest revenue)의 경우 규모의 경제가 작용하여 자산이 큰 은행일수록 다른 모든 조건이 동일할 때 더 높은 단위당 영업수익이나 이자수익을 거둘 것으로 예상할 수 있으나 비이자영업수익의 경우 그러한 관계를 사전적으로 가정할 수 있는 근거가 매우 약하므로 추정치의 부호를 예상할 수는 없다. 한편, 은행의 부가서비스로부터 창출되는 수익은 주된 서비스인 예금과 대출서비스의 활용 정도에 달려 있는 경우가 대부분이므로, 원화예수금 및

39) 본 연구에서는 영업수익 중 비이자영업수익이 차지하는 비중을 종속변수로 사용한 분석도 시도하였는데, 그 결과가 총자산 대비 비이자영업수익의 비율을 종속변수로 사용한 분석의 결과와 매우 유사하게 나타났으므로 논의를 생략한다.

대출채권 각각의 총자산 대비 비율을 설명변수로 포함시켰으며 양자 모두 양(+)의 추정치를 가질 것으로 예상된다. 간접경비비율(OR), 총자산 대비 임직원수(EM/A), 총자산 대비 점포수(B/A) 등은 모두 비이자영업수익을 창출하는 부가서비스를 생산·제공하기 위하여 투입해야 하는 요소들의 영향을 통제하기 위해서 설명변수로 포함하였다. 부가서비스의 생산함수가 일반적인 단조성(monotonicity)을 보인다면, 이들 요소투입 변수들에 대한 부호는 모두 양(+)이 될 것으로 기대된다.

추정의 결과는 <표 4>에 나타나 있다. 우리가 설정한 실증모형은 전반적으로 자산 한 단위당 비이자영업수익의 움직임을 만족할 만한 수준으로 설명하지 못하고 있다고 할 수 있다. 비록 통계적으로는 유의미하지 않으나 총자산 대비 원화예수금과 대출자산의 계수 추정치가 예상했던 것과는 다른 부호를 보이고 있으며, 간접경비비율과 총자산 대비 임직원수의 계수 추정치는 예상과 다른 부호를 가질 뿐 아니라 통계적으로도 유의한 추정치라는 점에서 모형이 상당한 문제점을 내포하고 있다고 할 수밖에 없다. 이러한 실망스러운 결과는 아마도 변수누락(omitted variables)의 문제[40]에서 발생하는 증상으로 의심된다. 비이자영업수익의 변동을 설명할 수 있다고 생각되는 중요 변수인 부가서비스의 단위당 가격을 자료 획득상의 어려움으로 모형에서 누락시킨 것이 여러 가지 복잡한 문제점을 일으킨 것으로 추정된다.

이상과 같은 어려움에도 불구하고, 한정된 범위에서 인터넷뱅킹의 도입과 보급이 은행의 비이자영업수익에 미친 영향을 추정의 결과를 이용하여 해석해 보면 인터넷뱅킹이 은행의 비이자영업수익에 긍정적인 역할을 한다는 가설에 대한 실증적 증거를 발견하기는 매우 어렵다고 할 수 있다.[41]

---

40) 본 논문에 대한 논평자 중 1인이 지적한 바와 같이 변수누락 편의 중 상당 부분은 패널 분석의 고정효과 가정을 통하여 해결할 수 있다. 그러나 고정효과에 의하여 통제될 수 있는 부분은 누락된 변수들이 종속변수에 미치는 체계적 영향 중 평균에 해당하는 부분이므로 고정효과에 의하여 누락변수의 영향을 완전히 제거하였다고 보기에는 다소 무리가 따른다.

41) 물론, 추정의 결과 인터넷뱅킹의 도입 자체가 인터넷뱅킹의 비중 확대보다는 비이자영업수익과 상대적으로 강한 연관관계를 가지고 있는 듯이 보이나 이는 물론 엄격한 통계적 가설검정과정을 통과할 수 없는 추론일 뿐이다.

〈표 4〉 인터넷뱅킹과 비이자영업수익

| | 모형 Ⅰ | 모형 Ⅱ | 모형 Ⅲ | 모형 Ⅳ |
|---|---|---|---|---|
| D1 | -0.1026<br>(0.0797) | -0.1622<br>(0.1804) | | |
| D2 | | | -0.0584<br>(0.0640) | -0.0530<br>(0.0707) |
| ASSET | | -1.9292<br>(2.0347) | | -1.6420<br>(2.0712) |
| D/A | | -1.5385<br>(6.5144) | | -2.0748<br>(6.7578) |
| L/A | | -0.7180<br>(3.1243) | | -0.9282<br>(3.1646) |
| OR | | -2.3835***<br>(0.7140) | | -2.1797***<br>(0.7190) |
| EM/A | | -2.6030**<br>(1.4780) | | -2.1933*<br>(1.1789) |
| B/A | | 0.2237<br>(0.2823) | | 0.2514<br>(0.3068) |
| $R^2$ | 0.5605 | 0.5965 | 0.5584 | 0.5879 |
| 표본수 | 200 | 200 | 200 | 200 |
| F-통계량 | 7.4763*** | 6.9279*** | 7.4125*** | 6.6855*** |

주 : 1) 종속변수 = 비이자영업수익/총자산.
2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준편차.
3) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의.
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의.
* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의.

지금까지의 논의를 종합하면 우리는 인터넷뱅킹이 은행의 비이자영업비용을 감소시켰다는 증거를 미약하게나마 발견할 수 있었으나 비이자영업수익이나 은행의 전체적인 수익성 향상에 긍정적인 영향을 주었다는 증거를 발견할 수는 없었다. 물론, 이러한 실증적 발견들은 아직까지 우리나라 인터넷뱅킹의 도입 역사가 일천하고 보급 정도 또한 초기 단계임을 감안하여 매우 조심스럽게 해석되어야 할 것이다.

### 4) 인터넷뱅킹의 확산 : 시장점유율과의 관계를 중심으로

인터넷뱅킹과 같은 새로운 형태의 금융상품이나 서비스에 대한 수요의 불확실성은 시장점유율이 큰 은행들이 선도적으로 인터넷뱅킹을 도입하도록 하는 요인이라는 주장이 제시되고 있다(Sullivan[2000]). 불확실성이 매우 큰 분야에 대한 투자와 영업 확대는 상대적으로 유리한 수익기반을 가지고 있는 대형 은행들이 보다 공격적으로 수행할 것으로 예상할 수 있다. 또한 대면거래에 대한 선호와 은행의 안정성(stability)에 대한 고려가 강하게 존재한다면 시장점유율이 높은 대형 은행일수록 고객들에게 안정성에 대한 신뢰를 쉽게 줄 수 있고 대면거래에 대한 선호를 완화시킬 수 있는 다양한 채널을 보유하고 있을 것이므로 인터넷뱅킹을 통한 서비스 공급의 확산을 선호할 것이라는 가설을 세울 수 있다.[42)]

본항에서는 이상과 같은 가설수준의 논의를 검증하기 위하여 먼저 은행의 인터넷뱅킹의 비중 결정에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 포함한 실증모형에서 시장점유율을 나타내는 변수가 일정한 설명력을 가지는지를 점검한다.

인터넷뱅킹의 비중에 대한 지표로는 앞에서와 마찬가지로 총원화예수금 중 인터넷뱅킹을 통하여 이루어진 계좌이체 금액의 비중을 선택하였다. 분석의 대상이 되는 기간은 일부 은행이 인터넷뱅킹을 제공하지 않는 시기를 포함하고 있으므로 종속변수는 완전히 연속적인 변수가 아니라 영(0)을 기준으로 왼쪽 꼬리 부분이 잘린(censored) 분포를 따르게 된다. 이러한 분포상의 문제점에서 발생하는 여러 가지 어려움에 대응하기 위하여 여기에서는 일반적인 패널회귀분석이 아닌 패널 Tobit 회귀분석을 실시한다.

패널 Tobit 회귀분석을 위한 모형은 다음과 같이 주어진다.

---

42) 인터넷뱅킹 고객들은 거래은행을 선택함에 있어서 수익성, 편리성뿐만 아니라 안전성을 중시하므로 인터넷뱅킹 전업은행 등 신설되는 은행보다도 이미 신뢰기반을 구축하고 있는 기존 은행들(자회사 포함)의 인터넷뱅킹서비스를 선호하는 경향이 있다는 DeYoung(2001b) 등의 주장도 이러한 해석을 뒷받침한다.

$$y_{it}^{\star} = \alpha + \beta' x_{it} + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{it} \tag{2}$$

$$y_{it}^{\star} = \begin{cases} 0 & \text{if } y_{it}^{*} \le 0 \\ y_{it}^{*} & \text{if } y_{it}^{*} > 0 \end{cases} \tag{3}$$

식 (2)와 식 (3)에 더하여 식 (2)의 교란항 $\epsilon_{it}$가 평균 0이고 분산이 $\sigma^2$인 정규분포(normal distribution)를 따르며 독립적으로 분포한다는 가정을 추가하면 우도함수를 아래의 식 (4)의 형태로 구할 수 있다.

$$L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left[ I_{it} \ln\left( \frac{1}{\sigma}\phi\left( \frac{y_{it} - \lambda_{it}}{(4)\ \sigma} \right) \right) + (1 - I_{it}) \ln\left( 1 - \Phi\left( \frac{\lambda_{it}}{\sigma} \right) \right) \right] \tag{4}$$

위에서 $\lambda_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \mu_i + \eta_t$이고, $\Phi(\cdot)$는 표준정규분포의 (누적) 분포함수이며, $\phi(\cdot)$는 $\phi(z) = \frac{d\Phi(z)}{dz}$로 정의되는 확률밀도함수이다. 그리고 $I_{it}$는 지표함수(indicator function)로서 $I_{it} = 1_{[y_{it} > 0]}$으로 정의된다.

분석에 사용된 설명변수들에는 재무제표 관련 변수로 총자산(ASSET), 비이자수익비율(NIR/NOR), 직전 분기의 순이자마진(NIM(-1)), 총자산 대비 원화예수금의 비율(D/A)이 포함되었고, 재무제표 외적인 요인을 고려하기 위하여 공적자금 투입여부에 대한 더미변수(DF)와 시중·지방은행 구분 더미변수(DNP)를 추가한 모형을 구성하였다. 마지막으로, 시장점유율과 인터넷뱅킹의 관계를 알아보기 위하여 은행의 대출기준 시장점유율과 예금기준 시장점유율을 단순평균한 시장점유율을 추가적인 설명변수로 사용하여 추정을 실시하였다.[43)]

총자산(ASSET)은 규모가 큰 은행이 인터넷뱅킹 관련 투자재원 접근에서 유리할 것이므로 좀더 용이하게 인터넷뱅킹을 제공할 수 있으리라는 추론하에 설명변수로 포함시켰으며 계수의 추정치는 양(+)의 부호를 가질 것으로 기대된다. 비이자수익비율(NIR/NOR)은 영업수익에서 이자비용을 차감하여 구하는 순영업수익에 대한 비이자영업수익의 비율로

43) 예금기준 시장점유율과 대출기준 시장점유율을 각각 사용하여 분석을 진행시켜 보았으나, 비슷한 결론에 도달하였다.

서 은행경영전략의 적극성 및 수익 채널의 다양성을 나타내는 지표임과 동시에 인터넷뱅킹의 도입 이후 빈번한 계좌이체 등을 통해 수수료 수입을 증가시킴으로써 은행의 수익성을 개선시킬 것으로 기대되는 통로이다. 따라서 비이자수익비율이 높은 은행은 이자 이외의 영업수익 창출통로를 적극적으로 추구한다는 측면에서 양(+)의 부호가 기대된다. 직전 분기의 순이자마진(NIM(-1))은 은행의 이자부문 수익성 지표로 모형에 포함되었으나 인터넷뱅킹과 어떤 일정한 관계를 가질 것으로 사전적으로 예측하기는 어렵다. 이자부문의 수익성이 높은 은행일수록 인터넷뱅킹 도입에 요구되는 초기 투자재원을 비교적 쉽게 조달할 수 있으므로 인터넷뱅킹의 확산과 양(+)의 관계를 가질 것으로 판단되는 반면 이자부문의 수익성이 나쁜 은행일수록 곤경을 벗어나기 위한 탈출구로서 비이자부문의 수익성 제고를 도모할 것이며 이를 위해 조기에 인터넷뱅킹시스템 투자 확대를 선택할 수도 있기 때문이다.

전통적인 자금조달과 운용방법에 덜 의존하는 은행일수록 새로운 개념과 경영전략을 적극적으로 수용할 것으로 기대되므로 총자산 대비 원화예수금비율(D/A)이 높은 은행일수록 전통적인 부문에 의존하는 경향이 높다는 전제하에서 이 변수의 계수에 대한 추정치는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

지방은행과 시중은행을 구분하는 더미변수와 공적자금 투입에 대한 더미변수는 이러한 구분이 인터넷뱅킹과 관련한 은행의 영업전략 선택과 투자 결정에 상당한 함의를 가지고 있을 것이라는 기대에서 분석에 포함하였다.

마지막으로 본항의 도입부에서 논의한 시장점유율과 인터넷뱅킹서비스의 업무처리비중 간의 관계에 대한 가설이 옳은 것이라면 시장점유율에 대한 계수의 추정치는 양(+)의 값을 가질 것이다.

추정결과는 <표 5>에 보고되어 있다. 추정된 모형은 실증모형이 갖추어야 할 기본적인 요소들을 모두 갖추고 있는 것으로 판단된다. 대부분의 변수들에 대한 추정치가 우리가 예측했던 바와 같은 부호를 가지며 그 크기 또한 추정치의 표준편차에 비추어 보았을 때 통계적으로 유의미한 것임을 확인할 수 있다.

<표 5>의 결과에서 주목할 만한 발견들을 정리해 보면, 첫째 직전 분

〈표 5〉 인터넷뱅킹서비스 비중 결정요인

| 종속변수 : 인터넷뱅킹서비스 비중 | |
|---|---|
| ASSET | 0.7570<br>(0.6810) |
| NIR/NOR | 0.0004<br>(0.0004) |
| NIM(-1) | 0.4659**<br>(0.1999) |
| D/A | 0.0080<br>(0.0055) |
| DNP | 0.6044***<br>(0.1676) |
| DF | 0.1172*<br>(0.0676) |
| MS | -0.0865**<br>(0.0441) |
| Maximized Likelihood | -130.2206 |
| LR 통계량 | 48.6845*** |
| 표본수 | 200 |

주 : 1) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준편차.
2) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의.
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의.
* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의.
3) LR 통계량은 표에 제시된 설명변수들의 결합설명력에 대한 우도비검정 통계량(LR test statistic)이며, 자유도는 7임.

기의 순이자마진이 크면 클수록 인터넷뱅킹의 비중 확대가 빠르게 나타남을 알 수 있다. 수익기반이 건실한 은행들이 인터넷뱅킹 관련 투자에 적극적임을 시사하는 결과라고 할 수 있다. 둘째, 지방은행보다는 시중은행에서 그리고 공적자금 투입 은행에서 그렇지 않은 은행보다 인터넷뱅킹의 비중이 상대적으로 빠르게 증가하였음을 알 수 있다. 비약적으로 발전하는 IT 기술을 이용한 새로운 영업기반의 확보에 시중은행이 가지는 상대적인 이점은 우월한 자금력과 신기술에 대한 접근성 등 여러 가지가 있을 수 있다. 공적자금이 투입된 은행이 인터넷뱅킹을 통한 영업

전략을 공격적으로 구사해 왔다는 사실도 어렵지 않게 이해될 수 있는 부분이다. 셋째, 총자산으로 대표되는 은행의 규모와 비이자영업수익으로 대표되는 은행 영업기반(platform)의 다양성은 다른 요소들을 고려한 뒤에는 인터넷뱅킹의 확산에 대하여 설명력이 없는 것으로 판명되었다. 마지막으로, 은행의 시장점유율이 인터넷뱅킹의 비중 확대에 긍정적인 역할을 한다는 가설은 매우 강하게 기각됨을 알 수 있다. 이러한 결과는 Sullivan(2000) 등에서 일반적으로 예측되는, 즉 시장점유율과 인터넷뱅킹 도입 및 확산이 정(+)의 관계를 가진다는 예측과는 정반대되는 것이다. 이는 국내은행의 경우 외국보다 늦게 인터넷뱅킹이 도입되면서 인터넷뱅킹에 대한 거부감 또는 대면거래에 대한 집착정도가 이미 상당히 낮은 상태이거나, 우리나라의 빠른 초고속 통신망 보급과 휴대전화 확산에서도 알 수 있듯이 인터넷뱅킹 관련 기술에 대한 거부감이 낮았던 데에 기인한 것으로 생각된다. 또 한편으로는 시장점유율이 낮은 은행들이 인터넷뱅킹에 대한 수요의 불확실성에서 생기는 위험요소보다는 새로운 영업기반 확보에 따른 장기적인 이익이 더욱 클 것으로 판단하고, 수익성 제고를 위해 공격적인 경영을 추구하는 과정에서 인터넷뱅킹의 도입 및 확대를 위해 노력한 결과로도 해석할 수 있다.

# Ⅳ. 결 론

본 연구는 국내 은행산업에 확산되고 있는 인터넷뱅킹의 은행 경영성과, 특히 비용효율성 제고효과가 실제로 존재하는지, 그리고 이러한 비용효율성이 은행들의 수익성에 어떠한 모습으로 반영되는지를 실증적으로 분석한 것이다. 실증분석의 결과, 인터넷뱅킹의 도입은 비용효율성에 영향을 미치지 못하였으나, 그 확산과정에서는 은행의 운영비용을 감소시키는 데 기여하였음을 발견할 수 있었다. 그리고 인터넷뱅킹의 도입·확산이 국내은행의 수익성에 부정적인 영향을 미치지는 않는 것으로 나타났는데, 외국의 연구에서 인터넷뱅킹 은행들의 수익성이 상대적으로 낮은 이유로서 초기의 투자비용부담을 언급하고 있음을 감안할 때, 이는 국내은행의 경우 인터넷뱅킹의 비용절감효과가 초기투자비용

에 대한 부담을 완화할 수 있을 정도로 나타나고 있음을 시사한다.

또 다른 측면에서, 인터넷뱅킹의 확산에 따라 은행의 비용효율성이 제고되고 있으나 아직 수익성을 개선시키지는 못하고 있다는 결과는 은행들이 고객들에게 우대금리 제공, 수수료 감면 등의 부가서비스를 제공하면서, 인터넷뱅킹이라는 혁신적인 금융서비스 전달채널의 혜택이 은행의 이익보다는 사회 전체의 후생을 증대시키는 데 기여하고 있다는 사회후생적인 해석을 암시한다. 그리고 인터넷뱅킹의 도입 및 확산이 은행의 비이자영업수익에 유의한 영향을 미치지 않는다는 결과가 발견되었는데, 이로부터 인터넷뱅킹의 고객들에 대한 혜택이 수수료 감면과 같은 비이자부문의 경로보다는 예금금리 인상 또는 대출금리 인하 등과 같은 이자마진 경로를 통해 제공되어 왔다고 판단할 수 있다.[44)]

한편 인터넷뱅킹의 확산에 따른 비용효율성 제고효과가 나타나고 있다는 것은 앞으로 인터넷뱅킹 확산의 수익성 제고효과가 나타날 가능성이 높다는 것을 의미한다. 인터넷뱅킹시스템의 유지 및 관리를 위한 비용이 기술발달에 따라 감소하고 인터넷뱅킹 고객확보를 위한 마케팅비용 등이 감소하면 비용효율성이 더욱 높아질 것이기 때문이다. 이와 더불어, 또 다른 실증분석에서는 국내 금융서비스 이용자들의 대면거래에 대한 선호도가 높지 않다는 증거를 간접적으로나마 발견하였는데, 이는 앞으로 인터넷뱅킹 고객유지를 위한 은행의 간접비용 지출이 크게 줄어들면서 수익성이 제고될 것이라는 가설을 뒷받침하는 것이다.

인터넷뱅킹의 성장잠재력이 비용효율성에 있음을 염두에 둘 때, 국내에서 인터넷뱅킹이 은행의 비용효율성을 높인다는 실증적인 결과가 발견되었다는 점은 국내은행들의 인터넷뱅킹 확산전략이 수익성 제고

44) 앞에서 설명한 인터넷뱅킹의 현황에서 국내은행들이 인터넷뱅킹 고객들에게 다양한 형태의 우대제도를 제공하고 있음을 언급한 바 있다. 우대제도 중에는 인터넷뱅킹을 통한 계좌이체 수수료 면제 또는 인하제도가 이미 도입되어 있는데, 물론 동 제도가 수수료 수입을 감소시켜 비이자영업수익을 하락시키는 효과를 가져왔을 수 있으나, 계좌이체 수수료 우대가 대부분의 은행에서 자행송금에만 적용되고 있으며 과거에도 자행송금에 대해서는 수수료를 받지 않았던 관행이 있었기 때문에 실증분석에서 수수료 우대의 효과가 유의하게 나타나기 어려웠을 것으로 생각된다. 한편 이자마진 경로 중에서도 예금금리 인상의 경로를 통한 효과가 더욱 강하게 나타났을 것으로 추측되는데, 이는 본 연구의 분석기간중에 인터넷뱅킹을 통한 대출이 미미한 수준에 불과했다는 점에 근거한다.

전략으로서 바람직함을 확인하는 의미를 지닌다. 또한 우리나라 금융서비스 이용자들의 대면거래 선호도가 낮게 나타나는 것은 인터넷뱅킹의 확산이 은행 간 경쟁을 더욱 심화시킬 것이며, 이에 따라 합병 등 대형화를 통한 은행의 경쟁력 제고가 불가피하다는 점도 시사한다.

정보통신기술(IT)의 발전은 금융산업 발전에 심대한 기여를 하고 있으며 이러한 경향은 앞으로도 계속될 것이다. 인터넷뱅킹은 이러한 발전과정에 중요한 부분을 차지하고 있으며, 따라서 이를 정확히 이해하는 것은 앞으로의 금융산업, 특히 은행산업 발전을 분석함에 있어서 중요한 전제조건이라 하겠다. 물론, 국내에 인터넷뱅킹이 도입되기 시작한지 불과 3년 남짓 경과한 데 불과하고 외환위기 이후 은행들의 경영행태가 급격히 변화하고 있는 상황임을 감안할 때 현재의 시점에서 그 성과를 평가하기에는 시기상조의 감이 없지 않다. 또한, 인터넷뱅킹의 도입효과가 본격적으로 실현되기 위해서는 일정한 시간이 요구된다는 점을 감안할 때, 실증분석으로부터 도출되는 결론을 해석하는 데는 상당한 주의가 요구된다.

이상과 같은 한계에도 불구하고 본 연구에서의 분석은 인터넷뱅킹이 은행의 경영성과 제고에 얼마나 공헌하고 있는지를 분석하는 흔치 않은 시도이며 그 결과는 예시적인 증거(indicative evidence)로 충분히 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 그리고 아직도 인터넷뱅킹의 향후 발전방향에 대해 불확실성이 많은 것은 사실이지만, 현재 우리나라에서 급속히 성장하고 있는 인터넷뱅킹시장과 이의 비용효율성 제고효과 등 은행산업의 경영성과에 대한 영향을 분석함으로써 향후 인터넷뱅킹의 확산에 따른 우리나라 은행산업의 변화를 전망하기 위한 첫걸음을 제공했다는 점에서도 본 연구의 의미를 찾을 수 있다고 생각한다.

# 참 고 문 헌

금융감독원, 『인터넷전문은행의 영업성과』, 전자금융감독정보, 제2002-02호, 2002. 3.

금융감독원, 『우리나라의 인터넷금융거래 현황과 인터넷전문은행 관련 시사점』, 보도참고자료, 2002. 4.

김현욱 · 박창균, 『인터넷뱅킹의 확산에 따른 금융산업 구조변화에 관한 연구: 은행산업의 수익 · 경쟁구조를 중심으로』, 연구보고서 제2002-03호, 한국개발연구원, 2002. 12.

문종진, 『전자화폐의 영향과 대응방향』, 『경제분석』, 제2권 1호, 한국은행, 1996. 2.

이상제, 『전자금융 발달과 시장균형』, 『금융연구』, 제14권 2호, 한국금융연구원, 2000. 12.

이성호, 『우리나라 은행의 인터넷뱅킹 도입현황과 대응방안』, 『금융시스템리뷰』, 제3호, 한국은행, 2000. 8.

이원기 · 이준희, 『디지털금융의 영향과 대응 과제』, 한은조사연구, 제2000-18호, 한국은행, 2000. 11.

탁승호, 『전자화폐와 통화정책의 유효성에 관한 연구』, 『경제분석』, 제7권 2호, 한국은행, 2001. 7.

한국은행, 『주요국의 인터넷전문은행 현황』, 지급결제정보, 제2000-05호, 2000. 5.

Allen, Franklin and Douglas Gale, *Comparing Financial Systems*, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2000.

Beck, Hanno, “Banking Is Essential, Banks Are Not: The Future of Financial Intermediation in the Age of the Internet,” *Netnomics*, Vol. 3, 2001, pp.2～22.

BIS, *The Banking Industry in the Emerging Market Economies: Competition, Consolidation and Systemic Stability*, BIS Papers 4, Bank for International Settlements, August 2001.

Christiansen, Hans, “Electronic Finance: Economics and Institutional Factors,” *Financial Market Trends*, No. 81, OECD, April 2002, pp. 45～78.

Claessens, Stijn, Thomas Glaessner, and Daniela Klingebiel, "Electronic Finance: Reshaping the Financial Landscape Around the World," Financial Sector Discussion Paper, No. 4, World Bank, September 2000.

Claessens, Stijn, Thomas Glaessner, and Daniela Klingebiel, "E-Finance in Emerging Markets: Is Leapfrogging Possible?" Financial Sector Discussion Paper, No. 7, World Bank, June 2001.

Claessens, Stijn, Thomas Glaessner, and Daniela Klingebiel, "Electronic Finance: A New Approach to Financial Sector Development?" World Bank Discussion Paper, No. 431, March 2002.

DeYoung, Robert, "The Financial Performance of Pure Play Internet Banks," *Economic Perspectives*, Vol. 25, No. 1, Federal Reserve Bank of Chicago, 2001a, pp.60～75.

DeYoung, Robert, "Learning-by-Doing, Scale Efficiencies, and Financial Performance at Internet-Only Banks," Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper, WP 2001-06, 2001b.

DeYoung, Robert and William C. Hunter, "Deregulation, the Internet, and the Competitive Viability of Large Banks and Community Banks," Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper, WP 2001-11, 2001.

Furst, Karen, William W. Lang, and Daniel E. Nolle, "Who Offers Internet Banking?" *Quarterly Journal*, Vol. 19, No. 2, Office of the Comptroller of the Currency, June 2000, pp.29～48.

Furst, Karen, William W. Lang, and Daniel E. Nolle, "Internet Banking: Developments and Prospects," Center for Information Policy Research, Harvard University, April 2002.

Herbst, Anthony F., "E-Finance: Promises Kept, Promises Unfulfilled, and Implications for Policy and Research," Global Finance Journal, Vol. 12, 2001, pp.205～215.

Lin, Lihui, Xianjun Geng, and Andrew Whinston, "A New Perspective to Finance and Competition and Challenges for Financial Institutions in the Internet Era," *Electronic Finance: a New Perspective and Challenges*, BIS Papers, No. 7, Bank for International Settlements, November 2001, pp.13～25.

Mishkin, Frederic S. and Philip E. Strahan, "What Will Technology Do to Financial Structure?" NBER Working Paper Series, No. 6892, National Bureau of Economic Research, January 1999.

Pennathur, Anita K., "Clicks and Bricks: e-Risk Management for Banks in the Age of the Internet," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, 2001, pp.2103～2123.

Sato, Setsuya, John Hawkins, and Aleksander Berentsen, "E-Finance: Recent Development and Policy Implications," *Tracking a Transformation: E-Commerce and the Terms of Competition in Industries*, Ch. 3, The Brookings Institution, 2001, pp.64～91.

Sato, Setsuya and John Hawkins, "Electronic Finance: an Overview of the Issues," *Electronic Finance: a New Perspective and Challenges*, BIS Papers, No. 7, Bank for International Settlements, November 2001, pp.1～12.

Sullivan, Richard J., "How Has the Adoption of Internet Banking Affected Performance and Risk in Banks?: A Look at Internet Banking in the Tenth Federal Reserve District," *Financial Industry Perspectives*, Federal Reserve Bank of Kansas City, December 2000, pp.1～16.

Turner, Philip, "E-Finance and Financial Stability," *Open Doors: Foreign Participation in Financial Systems in Developing Countries*, Ch. 13, The Brookings Institution, 2001, pp.389～410.

White, H., "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp.1～25.

# <부록 1> 실증분석을 위한 손익계산서 항목의 재구성

## 가. 재구성 이전의 항목분류

금융감독원의 전자공시시스템(DART)을 통해 공시되는 은행의 재무제표 가운데 손익계산서에는 영업수익, 영업비용, 영업외수익, 영업외비용, 특별이익 등의 항목이 나타나며, 이를 기초로 법인세 차감전 이익이 산출된다.

영업수익은 이자수익, 수수료수익, 기타영업수익으로 구분되는데, 수수료수익에는 신탁업무와 관련이 있는 '중도해지수수료' 수입이 세부항목으로 구분되어 있으며, 최근 은행들의 수익성 개선에 크게 기여한 것으로 알려진 신용카드 관련 수수료 수입이 '기타수입수수료' 항목에 포함되어 있는데, 이는 신용카드 현금서비스에 대한 이자수익의 성격이 크므로 조정이 필요하지만 그 크기가 명시적으로 구분되어 있지 않다. 또 기타영업수익에는 유가증권 및 외환거래 관련 수익과 함께, '신탁업무운용이익' 및 '제 충당금 환입액'이 포함되어 있다.

영업비용에는 이자비용, 수수료비용, 기타영업비용에 더하여 '판매비와 관리비' 항목이 별도로 존재한다. 먼저 수수료비용에는 수수료수익의 경우와 달리 신용카드 관련 수수료가 별도로 구분되어 기재되어 있으며, 기타영업비용에는 유가증권 및 외환거래 관련 비용과 함께 '신탁업무운용손실' 및 '대손상각비'와 '지급보증충당금 전입액' 등이 포함되어 있다. 한편, 판매비와 관리비 항목에는 급여, 퇴직급여, 복리후생비, 임차료, 접대비, 감가상각비, 무형자산상각비, 세금과공과, 광고선전비 등의 세부항목이 구분되어 있다.

자료를 정리하는 과정에서 일부 은행들의 손익계산서, 특히 외부감사 대상이 아닌 분기보고서의 손익계산서에서 영업비용에 계상될 신탁업무운용손실 규모가 영업이익 구성항목인 신탁업무운용이익에 음(-)의 값으로 표기한 사례가 발견되었다. 대손충당금 환입과 관련해서도 유사

한 경우가 발견되었는데, 이 때문에 분기중 수익과 비용을 구하는 과정에서 이들 항목이 음(-)으로 계산되는 경우가 발생하기도 하였는데, 규모가 크지는 않았으나 이를 그대로 사용할 경우 비용효율성 및 수익성 분석의 결과에 왜곡이 발생할 가능성이 있을 것이다.

이와 더불어, 2000년까지 대부분의 국내은행들이 당기순손실을 기록하게 된 가장 큰 요인이 대손충당금 적립에 따른 비용부담인 것으로 알려진 바와 같이, 이를 일반적인 회계기준에 따라 영업비용에 포함시킬 경우 인터넷뱅킹이 비용효율성에 미치는 영향을 제대로 분석하기에는 충당금 적립부담의 비이자 영업비용 상승효과가 최근까지도 매우 크고 불규칙한 것으로 판단되었다.

## 나. 재구성 방법

인터넷뱅킹의 도입 및 확산이 은행의 경영성과 또는 비용효율성 등에 미치는 영향을 보다 정확하게 분석하기 위해서는 대손충당금 적립비율의 조정에 따르는 비용의 증감, 충당금 전입・환입과 신탁업무운용손실・이익 등에 대한 은행별 회계처리방법의 차이에 따른 분기별 손익구조의 왜곡 가능성을 최소화할 필요가 있다는 인식에 기초하여, 본 연구는 손익계산서 항목들을 다음과 같이 재구성하였다.

재구성된 손익계산서는 영업수익, 영업비용, 영업외수익, 영업외비용, 특별이익, 그리고 '충당금순전입액'으로 구성되도록 하였다. '충당금순전입액'은 (원자료의 기타영업비용 항목인) '대손상각비'와 '지급보증충당금 전입액'의 합에서 (원자료의 기타영업수익 항목인) '제 충당금 환입액'을 뺀 값을 사용하였다. 영업외수익, 영업외비용 및 특별이익은 원자료와 동일하지만 충당금순전입액을 구분하여 정리함으로써 영업수익과 영업비용 항목들을 다음과 같이 조정하게 되었는데, 이와 같이 재구성된 항목들을 이용하여 산출된 법인세 차감전 이익은 원자료의 그것과 동일하게 된다.

먼저, 영업수익은 이자수익, 수수료수익, 신탁업무운용순수익, 기타영업수익으로 구분되도록 재구성하였다. 이때 '이자수익'은 원자료와 동일하지만, '수수료수익'에는 원자료의 수수료수익에서 '중도해지수수료'

를 차감한 값을 사용하였고, 새로운 항목인 '신탁업무운용순수익'에는 (원자료의 기타영업수익 항목인) 신탁업무운용이익 및 (원자료의 수수료수익 항목인) 중도해지수수료의 합에서 (원자료의 기타영업비용 항목인) '신탁업무운용손실'을 차감한 값을 사용하였다. 그리고 '기타영업수익'에는 원자료의 기타영업수익에서 '신탁업무운용이익' 및 '제 충당금 환입액'을 뺀 값을 사용하여 유가증권 및 외환거래 관련 수익만 나타나도록 하였다. 이에 따라 '재구성'된 '영업수익'은 원자료의 영업수익에서 '제 충당금 환입액'과 (원자료의 기타영업비용 항목인) '신탁업무운용손실'만큼을 차감한 값이 된다.

영업비용은 이자비용, 수수료비용, 기타영업비용에 더하여 '인건비', '물건비' 항목을 추가적으로 구분할 수 있도록 재구성하였다. '이자비용' 및 '수수료비용'은 원자료와 동일하며, '기타영업비용'은 원자료의 기타영업비용에서 '신탁업무운용손실' 및 '대손상각비'와 '지급보증충당금 전입액'을 차감한 값을 사용하여, 유가증권 및 외환거래 관련 비용만 나타나도록 하였다. '인건비'에는 (원자료의 '판매비와 관리비' 항목인) '급여, 퇴직급여, 복리후생비'의 합을 사용하였고, '물건비'에는 원자료의 '판매비와 관리비'에서 '급여, 퇴직급여, 복리후생비'를 차감한 값을 사용하여, '인건비'와 '물건비'의 합이 원자료의 '판매비와 관리비'와 동일하도록 재구성했다. 이에 따라 '재구성'된 '영업비용'은 원자료의 영업비용에서 '신탁업무운용손실' 및 '대손상각비'와 '지급보증충당금 전입액'만큼을 차감한 값이 된다.

# <부록 2> 분석에 사용된 변수들의 기초통계량

| | 관측치 | 단위 | 평균 | 중앙값 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| D1 | 194 | | 0.8608 | 1.0000 | 0.3470 | 1.0000 | 0.0000 |
| D2 | 187 | % | 0.2368 | 0.0600 | 0.5304 | 3.3584 | 2.43E-05 |
| ASSET | 194 | 10조원 | 3.5045 | 2.6377 | 3.0510 | 16.1038 | 0.1168 |
| E/A | 194 | | 0.0387 | 0.0396 | 0.0144 | 0.0720 | 0.0002 |
| DF | 194 | | 0.3711 | 0.0000 | 0.4844 | 1.0000 | 0.0000 |
| L/A | 194 | | 0.5698 | 0.5688 | 0.0675 | 0.7451 | 0.4245 |
| NIE/A | 194 | | 0.0073 | 0.0064 | 0.0041 | 0.0464 | 0.0034 |
| OR | 192 | | 1.1851 | 0.6436 | 2.7756 | 27.9888 | 0.3114 |
| MS | 194 | % | 5.1546 | 3.6586 | 4.6605 | 24.6197 | 0.2066 |
| PL | 194 | 백만원 | 13.4646 | 13.2649 | 3.7423 | 26.1426 | 6.2159 |
| PK | 194 | 억원 | 1.3081 | 1.2695 | 0.4752 | 3.0036 | 0.4155 |
| IE/IBA | 194 | | 0.0138 | 0.0139 | 0.0038 | 0.0414 | 0.0053 |
| D/A | 194 | | 0.6287 | 0.6361 | 0.1000 | 0.8013 | 0.3641 |
| EM/A | 194 | 명/ 10억원 | 0.1719 | 0.1587 | 0.0680 | 0.4591 | 0.0744 |
| B/A | 194 | 점포수/ 10억원 | 0.0122 | 0.0112 | 0.0502 | 0.0291 | 0.0556 |
| NIR/NOR | 194 | | 0.4024 | 0.4857 | 0.6247 | 2.6444 | -4.1250 |
| NIM(-1) | 194 | % | 0.5546 | 0.5476 | 0.1702 | 1.1779 | -0.0608 |
| DNP | 200 | | 0.7000 | 1.0000 | 0.4702 | 1.0000 | 0.0000 |

KDI 政策研究
제25권 제2호(통권 제92호)

# 한국 주식시장에서의 만기일효과: Wag the Dog?

박 창 균
(한국개발연구원 연구위원)

임 경 묵
(한국개발연구원 연구위원)

# Expiration Day Effects in Korean Stock Market: Wag the Dog?

Chang-Gyun Park
(Korea Development Institute)

Kyung-Mook Lim
(Korea Development Institute)

• 핵심주제어: 파생상품, 만기일, 시장미시구조
• JEL 코드: G18, G21, L11

# ABSTRACT

Despite the great success of the derivatives market, several concerns were expressed regarding the additional volatilitystemming from program trading during the expiration of derivatives. This paper examines the impact of the expiration of the KOSPI 200 index derivatives on cash market of Korea Stock Exchange(KSE). The KOSPI 200 index derivatives market has a unique settlement price determination process. The settlement price for the expiration of derivatives is determined by call auction during the last 10 minutes after the trades for matured derivatives are finalized. We analyze typical expiration day effects such as price, volatility, and volume effects. With high frequency data, we find that there are strong expiration day effects in the KSE and try to interpret the results with the unique settlement procedures of the KOSPI 200 cash and derivatives markets.

.....

선물・옵션시장의 급속한 성장에도 불구하고 시장참여자들이나 금융감독기관에서는 선물・옵션시장의 만기 등으로 인한 추가적인 변동성 등 시장교란효과 발생에 대한 우려를 나타내고 있다. 본 연구는 한국증권거래소에 상장되어 있는 KOSPI200 지수 관련 파생상품의 만기일에 KOSPI 200 지수의 비정상적인 수익률, 수익률의 변동성, 거래량 및 가격반전 등이 존재하는지 분석한다. 일별 자료를 이용한 기존 국내 연구에서 만기일효과(expiration day effects)가 존재하지 않았던 것과는 달리 고빈도 자료를 이용할 경우 만기일 폐장 전 10분을 중심으로 강한 만기일효과가 존재함을 보인다. 또한, 이러한 결과가 우리나라 선물・옵션시장의 결제제도에 영향받았을 가능성에 대해서도 논의한다.

# Ⅰ. 서 론

"1998년 10월 8일 목요일 주가지수 옵션 9월물의 만기일이었다. 한 사나이가 초조한 표정으로 전광판을 응시하고 있었다. ……오후 2시 50분 옵션 거래는 끝났고 종합주가지수는 어제보다 2.94포인트 상승한 316.43을 기록한 채 마감 동시호가로 접어들었다. ……이윽고 3시, 번쩍거리면서 종가지수를 토해내는 전광판을 바라보던 그는 자신의 눈을 의심했다. 기적처럼 그날의 종가는 전일 대비 무려 8.27포인트나 하락한 305.22를 기록하고 있었던 것이다. 1계약당 1,000원에 매수한 풋옵션의 가격은 4만 6,000원으로 치솟았다. 46배짜리 잭팟이 터진 것이다. 안도의 한숨을 내쉬는 그의 두 눈에 설핏 이슬이 비쳤다."—『월간중앙』 2003년 10월호.[1)]

주식시장의 높은 변동성에 기인한 자산가치의 변동위험에 대한 대응수단을 투자자에게 제공한다는 취지에서 세계 각국의 주식시장에는 1980년대 이후 파생금융상품이 꾸준히 도입되어 왔다. 특히, 지수 관련 파생상품은 도입 이후 세계적으로 가장 성공적으로 정착한 금융상품 중 하나로 인식되고 있다. 자본시장의 개방 및 투자자의 다양한 욕구를 만족시킨다는 측면에서 한국 주식시장에도 1997년과 1998년에 KOSPI200 지수를 기초자산으로 하는 선물과 옵션이 각각 도입되었다.

KOSPI200 지수를 기초자산으로 하는 선물과 옵션은 거래가 시작된 이후 괄목할 만한 성장세를 보여왔다.[2)] 이러한 성장세에 대하여 긍정적

1) 그날 오후에 밝혀진 사실이었지만 재벌 계열 증권사가 선물과 옵션 그리고 현물을 연계한 합성증권으로 매도차익거래를 했다가 만기일에 이를 해소하는 과정에서 지수를 하락시키기 위해 시가총액이 큰 주식들을 마감 동시호가에 하한가로 투매했기 때문에 벌어진 일이었다. 이러한 일은 최근에도 쉽게 찾아볼 수 있다. 2003년 옵션 8월물의 만기일에 동시호가 과정에서 주가지수가 4포인트 이상 상승하며 콜 92.5를 매수한 투자자들이 400%에 가까운 수익을 올렸으며, 이는 한 증권사가 설정했던 리버설(선물매도+합성선물매수) 포지션을 매수차익거래 형태로 바꾸면서 프로그램 매수를 유입시킨 데 따른 것으로 분석되었다.

2) 2002년 기준으로 한국 지수 선물과 옵션의 거래량은 각각 세계 3위와 세계 1위의 규모를 나타내고 있다.

인 평가가 없는 것은 아니지만 지나치게 빠른 양적 성장과 투기적인 거래가 시장의 변동성을 증가시키거나 '부수'상품인 선물과 옵션 거래규모가 기초자산에 비해 너무 비대하여 시장이 왜곡되고 있다는 지적도 나오고 있다.

세계적으로 나타나는 지수 관련 파생상품의 성공은 주로 다음과 같은 요인에 따른 것으로 여겨지고 있다. 첫째, 지수 관련 파생상품은 지수화되어 있는 상품의 매매를 통하여 개별 시장에 대한 노출(exposure)을 빠른 시간 내에  조절할 수 있게 해준다. 예를 들어, 한 투자자가 미국의 특정 기업이 아니라 미국 시장(예를 들어, S&P500 지수)의 전반적인 움직임에 대한 투자를 결정했다고 하면 Chicago Mercantile Exchange에 상장되어 있는 S&P500 주가지수 선물이나 옵션을 매매하는 것이 S&P500에 포함되어 있는 개별 종목들을 매매하는 것보다 신속하고 비용면에서도 저렴한 것으로 알려져 있다. 또한, 포트폴리오를 보유하고 있는 투자자의 입장에서도 단시간 내에 낮은 비용으로 시장에 대한 노출 정도를 조절할 수 있게 해준다. 둘째, 대부분의 주가지수 파생상품은 레버리지효과를 제공하고 있어, 이를 이용한 다양한 투자수요를 충족시켜 준다.

이러한 성공에도 불구하고 그간 세계적으로 금융감독기관이나 언론매체에서는 선물·옵션의 도입으로 주식시장에 추가적인 교란요인이 발생하였을 가능성에 주목해 왔다. 이에 대한 관심은 주로 만기일(expiration day)에 주가가 높은 변동성을 보인다는 관찰에서 나타났으며, 본격적인 연구가 시작된 것은 1984년 9월 만기일에 다우존스산업지수(Dow Jones Industrial Average)가 한 시간 만에 1.32% 폭락한 이후이다.

만기효과에 관하여 가장 널리 인용되는 연구로는 Stoll and Whaley (1987, 1990, 1991)가 있다. Stoll and Whaley(1987)는 미국의 파생상품 만기일에 대량 거래를 동반하는 프로그램 매매 등으로 인하여 가격효과 등의 만기효과가 관찰된다고 주장하였다. 만기효과를 완화하기 위한 노력으로 미국 시카고 상품거래소(CME)는 종래 목요일 종가를 기준으로 하던 선물만기 결제지수를 1987년 6월 이후 금요일 시가로 변경하였으며, Stoll and Whaley(1991)는 파생상품 만기 관련 제도 변경이 만기일 종가 부근의 변동성을 낮추는 데에는 성공하였으나, 금요일 개장 이후로

만기일효과가 이전되었음을 보였다.

주가지수 파생상품이 다른 시장에 도입된 이후 국가별로 Stoll and Whaley(1987)의 연구에서 나타난 만기일효과가 존재하는지에 대한 연구가 진행되어 왔다. 이러한 연구들로는 Chamberlain, Cheung, and Kwan(1989)의 Toronto Stock Exchange의 TSE300 지수 관련 파생상품 만기에 관한 연구, Pope and Yadav(1992)의 영국 파생상품 만기에 관한 연구, Schlag(1996)의 독일 DAX 파생상품 만기에 관한 연구, Karolyi(1996)의 일본 Nikkei225 지수 선물의 만기에 관한 연구 및 Stoll and Whaley (1997)의 호주 시드니 선물거래소의 AOI 선물 만기에 대한 연구 등이 있으며, 각 개별 시장별로 정도의 차이는 있지만 미국의 경우와 유사한 만기일효과가 존재하고 있음을 보인다.

최근의 주목할 만한 연구로는 홍콩 파생상품(Hang Seng Index derivatives) 만기일의 만기효과에 대한 Chow, Yung, and Zhang(2002)을 들 수 있다. 만기일의 종가나 만기 익일의 시가 등을 택하고 있는 다른 파생상품거래소와는 달리 홍콩 선물거래소(the Hong Kong Futures Exchange)는 만기일중 매 5분 간격으로 산출된 항셍(the Hang Seng Index)지수의 평균가격을 결제가격으로 이용하고 있다. Chow et al.(2002)의 분석에 따르면 전형적인 만기일효과가 홍콩시장에서는 나타나지 않고 있는 것으로 밝혀졌으며, 이들은 이러한 결과가 홍콩의 독특한 결제제도에 따른 것이라고 주장하고 있다.

국내 주가지수 선물과 옵션의 도입 및 시장의 급속한 성장과 함께 선물과 옵션시장에 대한 학계의 연구도 꾸준히 진행되어 왔으나, 선물 및 옵션상품의 도입이 현물시장의 전반적인 변동성에 미친 영향이나 선물시장의 가격발견기능 등에 대한 연구[3] 등에 집중되어 있으며 만기일효과에 대한 연구[4]는 아직 찾아보기 힘들다. 국내 문헌 중 만기일효과에 대한 분석을 시도한 연구로는 김동석・최혁(1999)을 들 수 있다. 이 논문

3) 권택호・박종원(1998), 박창균(2002) 등을 참고.

4) 신민식・김대현(2001)이나 한상범・이건범(2000)에서 다루어진 만기효과는 선물의 만기(maturity)가 선물 자체의 변동성에 미치는 영향을 분석한 것으로 본 연구에서 다루고 있는 선물이나 옵션의 만기일이 현물시장에 미치는 영향을 분석하는 만기일효과(expiration day effects)와는 구별된다.

은 일별 수익률 자료를 중심으로 만기효과에 대한 분석을 실시하였으며 한국 주식시장에서 만기효과를 찾아보기 힘들다는 결론을 내고 있다.

이러한 연구결과와는 달리 만기일이 다가오면 언론이나 증권사의 리서치 담당자들은 선물 옵션 만기일이 가져올 효과에 대하여 우려감을 자주 표시하는 것을 볼 수 있다. 또한 만기가 지나고 나면 소위 '대박'이라 불리는 선물과 옵션에서 급격한 주가의 변동에 따라 큰 수익률을 올린 사례들이 빈번히 보도되곤 한다. 본 연구는 기존 연구결과와 실제 시장에서 느끼는 만기일의 변동성 간의 괴리가 우리나라 주식시장의 미시구조의 특성에 따라 고빈도 자료(분 단위 자료)를 이용할 경우 해결될 가능성에 주목하여 분석을 실시한다.

본 연구에서는 기존 연구에서 사용한 일별 수익률 자료에 더해 분 단위의 수익률과 거래량 자료를 이용하여 한국 주식시장의 만기일효과를 분석한다. 분석의 대상은 기존 만기일 관련 연구에서 주로 다루었던 주제들을 포함하기로 한다. 만기효과로 일반적으로 지적되는 것들은 ① 가격효과(price effect), ② 변동성효과(volatility effects), ③ 거래량 변화(volume effects), ④ 가격반전효과(price reversal) 등 네 가지이다.

분석결과를 요약하면 KOSPI200 지수의 일별 수익률을 이용한 분석에서는 과거 연구결과와 같이 만기효과를 확인할 수 없었으나, 분 단위 수익률 자료를 이용할 경우 한국 주식시장에도 만기효과가 존재하며, 이러한 만기효과는 동시호가를 통해 매매가 이루어지는 단일가매매기간에 근접하면서 특히 강하게 나타난다. 본고에서는 이러한 현상에 대하여 한국 주식시장의 거래제도와 연계하여 해석을 시도한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 한국증권거래소 현물시장과 파생상품시장의 구조에 관하여 간단히 서술하고, Ⅲ장에서는 분 단위 자료를 이용해 한국 주식시장의 만기일효과를 분석한다. Ⅳ장은 결론이다.

## Ⅱ. 한국증권거래소의 시장구조

Stoll(1987)에서 지적되었던 바와 같이 만기일효과는 파생상품 및 기

초자산이 되는 현물시장의 시장미시구조(market micro-structure)에 크게 영향받는다. 여기서 시장미시구조는 금융상품의 거래시간, 거래방식, 파생상품의 결제제도 등을 포함한다. 따라서 본장에서는 우리나라 선물·옵션시장의 만기일효과를 실증적으로 분석하기 전에 증권거래소의 현물 및 파생상품의 거래제도에 대하여 살펴보기로 한다.

## 1. 현물시장의 특징

본 연구에서 다루는 지수 선물과 옵션의 기초자산이 되는 KOSPI200 지수를 구성하는 개별 주식은 증권거래소를 통해 거래된다. KOSPI200 지수는 한국증권거래소에 상장된 대형 우량주이면서 유동성이 확보된 200개의 개별 종목의 시가총액가중평균지수(market capitalization weighted index)이며, KOSPI200 지수에 포함된 종목의 시가총액은 한국증권거래소에 상장된 전체 주식의 시가총액 중 약 80%에 달한다. 개별 주식의 정규 거래시간은 오전 9:00에서 오후 3:00까지의 6시간이다. 딜러나 스페셜리스트에 의해 매매가 이루어지는 미국의 Nasdaq이나 NYSE와는 달리 한국증권거래소의 모든 거래는 전산화된 자동화시스템에 의해 수행된다.

증권거래소에서 제공하는 매매방식은 흔히 동시호가라 불리는 매매주문을 통해 거래가 체결되는 단일가매매(call auction)와 접속매매(continuous auction)로 구분된다. 접속매매[5]는 다수의 매수 및 매도호가가 동시에 참여하여 가격·시간 등을 기준으로 매수호가와 매도호가가 일치하는 가격에서 거래가 이루어지는 방식이며 단일가매매제도가 적용되지 않는 모든 경우의 매매에 이용된다.

단일가격에 의해 매매가 이루어지는 단일가매매는 일정시간 동안 접수한 매수 및 매도 호가를 모아 가장 많은 양의 거래가 이루어지는 하나의 가격에 매매를 체결시키는 제도이다. 이러한 매매제도는 일정시간 수요와 공급을 집중시켜 하나의 체결가격을 결정하기 때문에 매도·매수 물량을 감안한 균형가격을 발견하는 데 효율적인 것으로 알려져 있

5) 개별 경쟁매매라고도 불린다.

다.[6] 단일가매매제도는 다음의 세 가지 경우에 적용된다. 첫째, 주식시장 개시시점에서의 최초가격(opening price) 결정, 둘째 시장의 전부 또는 일부가 정지된 후 거래 재개시의 최초의 가격결정, 셋째 주식시장 종료시의 가격(closing price) 결정에 사용된다. 주식시장 개시를 위한 시초가의 결정은 오전 8:00에서 오전 9:00 사이에 접수된 호가를 모아서 결정되며, 주식시장 종료시의 가격결정은 오후 2:50에서 오후 3:00 사이의 호가를 모아서 결정된다.

## 2. 파생상품시장의 특징

한국증권거래소에서 제공하는 KOSPI200 관련 파생상품으로는 지수선물과 옵션이 있다. 지수 선물의 결제월은 3, 6, 9, 12월이며 각 선물종목의 거래기간은 1년이다. 따라서 한 시점에서 항상 결제월에 따라 네 가지 만기를 가진 선물이 동시에 거래되게 된다. 지수 옵션은 권리행사를 최종거래일에만 할 수 있는 유럽식 옵션구조를 채택하고 있으며 거래기간은 3개월이나 6개월이다. 지수 관련 파생상품 이외에도 한국증권거래소에서는 2002년부터 삼성전자, SK텔레콤 등 거래량이 충분한 7개의 주식에 대하여 개별 주식 옵션을 제공하고 있다.[7] 선물과 옵션 모두 결제월의 두 번째 목요일이 만기일이며 목요일이 휴일일 경우 그 전 거래일이 만기일이 된다. <표 1>은 한국증권거래소에서 제공하고 있는 주요 파생상품의 구조를 정리한 것이다.

선물과 옵션도 시가와 종가를 결정할 때에는 동시호가를 통한 단일가매매제도를 채택하고 있으며 장중에는 연속매매제도를 택하고 있다. 선물・옵션 만기일과 비(非)만기일에 매매시간에 차이가 없는 현물시장과는 달리 선물・옵션의 거래시간은 만기일과 비만기일에 차이가 있다. 이러한 매매시간의 차이는 앞으로 논의할 만기일효과와 연관이 있으므로 여기서 살펴보도록 한다(표 2 참조).

---

6) 우리나라 주식시장의 매매제도에 대한 상세한 설명은 한국증권거래소, 『주요국의 주식시장제도』(2002)를 참조.

7) 다만 아직 거래량이나 거래금액이 아주 작아 시장에 영향을 줄 정도는 아니라고 판단되어 본 분석에서는 이를 제외하였다.

〈표 1〉 한국증권거래소에서 거래되는 파생상품구조

| | 지수 선물 | 지수 옵션 | 주식 옵션 |
|---|---|---|---|
| 기초자산 | KOSPI200 | | 개별 주식 |
| 결제월 | 3월, 6월, 9월, 12월 | 각 분기중 가장 가까운 1개월과 최근 3개월 (3월, 6월, 9월, 12월) | |
| 행사형태 | - | 유럽식 | |
| 승 수 | KRW 500,000 | KRW 100,000 | 10주 |
| 최종거래일 | 결제월 두 번째 목요일 | | |
| 거래개시일 | 최종거래일의 다음 거래일 | | |
| 거래시간 | 09:00～15:15 (최종거래일은 09:00～14:50) | | 09:00～15:15 |
| 거래단위 | 1 계약 | | |
| 최소가격 변동폭 (호가가격 단위) | 0.05포인트 | - 옵션가격이 3포인트 이상 : 0.05포인트<br>- 옵션가격이 3포인트 미만 : 0.01포인트 | KRW 10～200 |
| 주문의 형태 | 지정가주문, 시장가주문, 조건주지정가주문, 최유리지정가주문 | | |
| 일일가격 변동제한폭 | 전일 종가의 10% | - | - |
| 포지션한도 | 5,000계약 (순포지션) | - | 상장된 주식의 수와 기초주식의 거래량에 기초하여 50,000～200,000 계약들의 순포지션 |

〈표 2〉 현물과 선물·옵션의 거래시간

<table>
<tr><td colspan="2">거래시간</td><td>8:00～9:00</td><td>9:00～2:50</td><td>2:50～3:00</td><td>15:00～</td></tr>
<tr><td colspan="2">현물</td><td>단일가매매</td><td>접속매매</td><td>단일가매매</td><td>거래종료</td></tr>
<tr><td colspan="2">거래시간</td><td>8:00～9:00</td><td>9:00～2:50</td><td>2:50～3:05</td><td>15:05～15:15</td></tr>
<tr><td rowspan="2">KOSPI200 선물·옵션</td><td>만기 미도래종목</td><td>단일가매매</td><td colspan="2">접속매매</td><td>단일가매매</td></tr>
<tr><td>만기 도래종목</td><td>단일가매매</td><td>접속매매</td><td colspan="2">거래종료</td></tr>
</table>

자료 : 한국증권거래소 웹사이트.

먼저 비(非)만기일에는 오전 8:00～9:00 사이의 동시호가를 통해 접수된 주문을 모아 단일가매매로 시가가 결정되고 이후 접속매매가 오후 3:05까지 지속된다. 3:05～3:15 사이의 10분간 동시호가를 통해 단일가매매방식으로 종가가 결정된다. 만기일에는 만기를 맞은 선물이나 옵션의 거래에 차이가 있게 되는데, 시가 결정과정 및 이후의 접속매매는 비만기일과 동일하나 만기를 맞은 선물이나 옵션의 거래는 현물의 동시호가가 시작되는 오후 2:50에 끝나게 된다. 이후 10분간 현물 동시호가가 이루어지고 단일가매매방식을 통해 결정된 KOSPI200 지수가 결제지수로 이용되게 된다. 따라서 결제지수가 아직 정해지지 않은 상황에서 선물과 옵션의 만기 전 최종가격이 결정되기 때문에 선물이나 옵션 거래자들은 마지막 10분간의 동시호가에서 어떤 일이 일어날지 모르는 상태에서 거래를 마치게 된다. 이러한 측면에서 동시호가에 어떤 거래가 일어날지를 정확하게 분석하지 못한 상태에 있는 거래자들이 자신의 포지션을 유지하는 것은 도박에 가까운 매매라고밖에 볼 수 없다.[8] 실제로는 만기일 오후 2:50에도 상당히 많은 개인투자자들이 포지션을 유지하는 것으로 나타나고 있어 한국 선물·옵션시장에서의 개인투자자들의

8) 현재 만기일에는 오후 2:45까지 주식시장 동시호가(2:50～3:00)에서 프로그램 매수 또는 매도 주문할 예정량을 공시하도록 하는 '프로그램 매매 공시제도'가 실시중이어서 프로그램 매수와 매도 수량에 대한 정보를 제공하고 있으나, 주문 예정량의 거래가 의무화되어 있지는 않아 실질적인 유용성에 대한 분석이 필요한 상황이다. 이에 더해 동 제도를 통해 유추할 수 있는 것은 수량정보에 국한되어 있어 가격변동을 예측하는 것은 더욱 힘들다는 점이다.

투기적 매매행태를 보여주고 있다. 이에 반해 기관투자가들은 동시호가에서 발생할 프로그램 매매에 대한 정보에 보다 쉽게 접근할 수 있을 뿐 아니라, 앞서 서론에서 인용한 기사에서 볼 수 있듯이 대규모의 프로그램 매매를 통한 시장지배력을 가지고 있다.[9] 따라서 결제가격의 결정이 마지막 10분간의 동시호가를 통해 이루어지는 것이 기관투자가에게 상대적으로 유리하게 작용할 가능성을 배제할 수 없다.

다음 절에서는 만기효과의 주요 원인으로 지적되고 있는 프로그램 거래에 대하여 간단히 논의하기로 한다.

## 3. 만기효과의 원인들

대부분의 만기일 관련 연구들은 만기일효과의 주된 원인이 파생상품과 현물의 연계거래인 차익거래 등의 프로그램 매매에 있다고 지적하고 있다.

지수 차익거래는 선물 또는 옵션계약의 가격과 기초지수 간의 가격차이를 이용하여 이익을 추구하는 매매이다. 선물과 현물 사이에는 거래비용이 존재하지 않는다는 가정하에서 다음과 같은 균형식이 성립하게 된다.

$$F = S(1 + r - d)$$

여기서 $F$, $S$, $r$과 $d$는 각각 지수 선물의 가격, 지수 현물가격, 무위험이자율, 잔존만기까지의 지수의 배당률을 나타낸다. 만일 위의 식이 여러 가지 이유로 균형에서 벗어나게 될 경우, 차익거래자(arbitrage trader)는 지수 관련 종목을 매매하거나 선물을 매매하여 차익을 취하게 된다. 만일 어떤 이유로 $(F-S)/S<r-d$라는 상황이 나타나면, 차익거래자는 지수 종목을 매수하여 배당수익을 얻는 동시에 현금을 차입하여 이자비용을 지불하고 선물을 매도하는 차익거래를 통해 무위험 수익을 올릴 수 있다. 한편 $(F-S)/S>r-d$의 경우에는 반대의 전략을 취함으로써 역시 무위험 수익을 올릴 수 있다.

만기가 다가옴에 따라 프로그램 거래자는 포지션에 따른 위험에 처

9) 각주 1)을 참고.

할 수 있게 되는데, 이는 지수 선물과 옵션은 만기가 다가옴에 따라 가격이 점점 고정되어 가면서 현물 포지션의 보유나 미보유에 따른 손익의 차이가 크게 날 수 있기 때문이다. 또한 선물이나 옵션의 경우에는 만기가 도래하면 현금결제를 통해 이익과 손실이 확정되지만, 현물에 대한 이익과 손실은 매매를 통해 결정되어야 하므로 만기가 다가옴에 따라 이익을 확정하거나 추가적인 위험을 회피하기 위한 프로그램 매매가 발생하게 된다. 활발한 프로그램 매매와 이에 따른 수급의 불균형이나 대규모 거래로 인해 현물시장에 비정상적인 거래량과 수익률이 나타날 수 있다는 이론이 상당히 설득력을 얻고 있다.[10)]

기존 실증연구들에서는 위에서 설명한 프로그램 매매가 만기일에 더욱 활발하다고 보고하고 있으며 이러한 현상은 한국에서도 마찬가지로 나타난다. <표 3>에서는 2002년 3월에서 2003년 5월 기간에 일어난 매매 중 프로그램 매매의 비중을 보고하고 있다. 한국증권거래소에서 일별 거래량은 만기일 동안보다 비만기일에서 더 크게 나타나는 반면, 프로그램 매매의 비율은 만기일 이전보다 만기일인 때에 훨씬 더 크게 나타난다. 만기일에 프로그램 매매가 활발하다는 점을 볼 때 한국에서도 만기일효과가 있을 것이라는 추측이 가능하다.

특히 앞에서 살펴본 한국의 선물·옵션 관련 시장미시구조는 이러한 만기효과를 결제가격이 정해지는 동시호가(오후 2:50～3:00) 동안에 집중시킬 가능성이 있다. 즉, 오후 2:50에 이미 선물과 옵션의 가격이 결정되어 있는 상황에서 기존 포지션에 따른 이익을 확정하거나 증가시키려는

〈표 3〉 한국 주식시장에서의 프로그램 매매 비율: 2002. 3~2003. 5

| | 차익거래 | 비차익거래 | 총프로그램 매매 | 총거래량 |
|---|---|---|---|---|
| 만기일 이전 | 1.20% | 0.70% | 1.90% | 804,982 |
| 만기일 | 3.90% | 2.30% | 6.20% | 690,854 |

자료 : 한국증권거래소.

10) 다양한 만기 결제제도에 따른 파생상품의 현물시장에 대한 영향에 관한 이론적인 분석은 Stoll(1987)을 참고.

프로그램 매매자들 주문이 매매가 동시호가 기간중에 집중될 가능성이 높으며 이에 따라 결제지수의 결정과정에서 주가의 큰 변동성이 나타날 수 있기 때문이다.

# Ⅲ. 실증분석

## 1. 비정상적 수익률(abnormal return)과 변동성(volatility): 일별 자료 분석

앞서 논의한 바와 같이 KOSPI200 지수 선물 또는 옵션과 같은 파생금융상품의 만기일이 도달하면 프로그램 거래자들(program trader)은 번거로운 결제절차를 피하기 위해 현물시장에서 반대 포지션(position)을 취함으로써 선물시장에서 유지하던 포지션을 해소하려는 노력을 하게 된다. 따라서 파생상품의 만기 근처에서 이러한 매매가 활발하게 일어나면서 거래량이 증가하고 기초자산이 되는 현물지수의 변동이 나타날 가능성이 높아지게 된다.

본 연구에서는 한국증권거래소에서 거래되고 있는 KOSPI200 지수를 기초상품으로 하는 선물과 옵션의 만기가 현물인 KOSPI200 지수의 수익률, 변동성, 거래량 그리고 가격반전에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여 논의하기로 한다.

파생상품 만기가 현물시장의 가격에 미치는 영향을 알아보기 위한 첫 번째 단계로 파생상품 만기일인 목요일과 만기일이 아닌 목요일에 현물지수가 나타내는 평균 수익률을 비교해 볼 수 있다. 목요일 관측치만을 비교하는 것은 주식시장 관련 연구에서 자주 언급되는 주식시장 내의 요일효과(calender effects)를 통제하기 위한 것이다.[11)]

KOSPI200 지수를 구성하는 주식들이 거래되고 있는 한국증권거래소의 제도에 따르면 거래일 중 모든 목요일을 세 그룹으로 구분할 수 있다. 즉, 선물과 옵션 모두의 만기가 아닌 목요일(NE), 옵션은 만기이나

11) 미국 주식시장의 요일효과 등에 대한 자세한 논의는 Schwert(2001)를 참고.

선물이 만기일이 아닌 목요일(OE), 선물과 옵션 모두 만기인 목요일(TE)[12]의 세 개로 분류할 수 있다. 본 연구의 표본은 1997년 6월 19일에서 2002년 12월 26일까지로 약 5년 반 정도의 기간을 포함한다. 이 기간을 택한 이유는 1997년 6월 19일이 옵션이 상장되기 이전 마지막으로 발행된 선물이 만기된 바로 다음 주 월요일이므로 이 시점부터 비교적 동일한 조건의 선물과 옵션이 시장에서 동시에 거래되기 시작했기 때문이다. 국경일 및 다양한 이유로 인한 비정규적인 휴일을 제외하면 본 연구에서 분석대상이 된 전체 목요일수는 269개이며, 그중 42개는 OE 목요일이고 21개는 TE 목요일이다.[13]

만기일효과가 실제로 존재한다면, 만기일 이외의 목요일(NE)과 만기일 목요일(OE나 TE) 사이에 가격 움직임이 서로 다른 패턴을 보일 것이다. 프로그램 거래자들의 활동으로 인하여 만기일에는 평소보다 활발한 거래가 이루어질 것이며, 따라서 비정상적인 지수 수익률이 관찰되거나 매우 높은 변동성을 보일 가능성이 높다.

본격적인 분석을 위해 먼저 KOSPI200 지수의 종가-종가 수익률(intra-day return)과 시가-종가 수익률(inter-day return)을 계산하였다. 종가-종가 수익률은 목요일 직전 거래일의 종가 대비 목요일 종가의 로그 차분으로 계산하였으며, 시가-종가 수익률은 목요일의 시가 대비 종가 수익률로 계산되었다.

<표 4>에는 위와 같이 계산된 수익률의 평균과 표준편차가 세 그룹(NE, OE 및 TE)의 목요일에 대하여 각각 보고되어 있다. 평균 수익률은 TE의 경우가 가장 높고 NE, OE의 순서로 나타나고 있으며 표준편차로 측정된 수익률의 변동성도 같은 순서를 가지는 것으로 보인다. 그러나 표준편차의 크기를 고려할 때 세 그룹 간에 수익률이나 수익률의 변동성에 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 보이지는 않는다.

세 그룹의 수익률과 변동성에 어떤 차이가 있는지 보다 엄밀하게 논의하기 위하여 <표 5>에서는 통계적인 분석을 실시하였다. 먼저, 수익률

12) 시장에서는 흔히 더블위칭데이(double witching day)라고 불린다.

13) 2000년 4월과 5월 만기의 목요일이 아닌 금요일에 만기되었으며, 2002년 6월 만기의 선물과 옵션은 수요일에 만기가 이루어졌다. 본 연구에서는 표본의 동질성을 유지하기 위하여 3번의 만기를 분석자료에서 제외하였다.

〈표 4〉 일별 수익률과 거래량

| | | NE[1)] | OE[2)] | TE[3)] |
|---|---|---|---|---|
| 일중 자료[4)] | 평균 | -0.0764 | -0.3604 | 0.7537 |
| | 표준편차 | 2.3273 | 2.1170 | 2.9694 |
| 일별 자료[5)] | 평균 | 0.0019 | -0.1461 | 0.8545 |
| | 표준편차 | 2.6619 | 2.6243 | 3.3620 |
| 관측치의 수 | | 206 | 42 | 21 |

주 : 1) 선물 및 옵션이 모두 만기가 아닌 목요일.
2) 옵션만 만기인 목요일.
3) 선물과 옵션 모두 만기인 목요일.
4) 목요일의 시가와 종가 사이의 로그 수익률.
5) 수요일 종가와 목요일 종가 사이의 로그 수익률.

〈표 5〉 일별 수익률의 평균 차이와 분산비 검정

| | 평균 차이 | | 분산비 | |
|---|---|---|---|---|
| | 시가-종가 수익률 | 종가-종가 수익률 | 시가-종가 수익률 | 종가-종가 수익률 |
| NE vs. OE | 0.2841[1)] | 0.1480 | 1.2086[2)] | 1.0288 |
| | (0.4652) | (0.7423) | (0.3947) | (0.8649) |
| NE vs. TE | -0.8301 | -0.8526 | 1.6279 | 1.5953 |
| | (0.1311) | (0.1743) | (0.2004) | (0.2199) |

주 : 1) NE와 OE 간의 평균 수익률 차이. ( ) 안의 숫자는 평균 차이 검정에서 t-통계량의 p-값.
2) NE와 OE 간 수익률의 분산비율. ( ) 안의 숫자는 분산비교를 위한 F-검정의 p-값.

$r_i$가 독립적이고 동일한 정규분포(independently and identically distributed normal)를 따른다고 가정하자. 비교대상이 되는 두 개 그룹의 평균 수익률에 차이가 없다는 귀무가설(null hypothesis) 아래에서 식 (1)에 주어져 있는 검정통계량은 $(N_{NE}+N_j-1)$의 자유도를 갖는 t-분포를 따른다.[14)]

14) 고빈도 주가 수익률의 경우 정규분포에서 벗어나 있어 본 연구에서 이용하는 t-test와 F-test의 경우 점근성(asymptotic)에 의존할 수밖에 없다. 이 경우 관측치가 작은 TE의 경우 small sample 문제가 발생할 수 있으므로 해석에 유의가 필요하다.

$$t = \frac{\overline{r^{NE}} - \overline{r^{j}}}{s_p} \tag{1}$$

여기서 $\overline{r^{NE}} = \frac{1}{N_{NE}} \sum_{i=1}^{N_{NE}} r_i^{NE}$, $\overline{r^{j}} = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} r_i^{j}$, $j = OE \ or \ TE$, 그리고 $s_p$는 다음과 같이 정의되는 합동표본(pooled sample)의 표준편차이다.

$$s_p = \sqrt{\frac{(N_{NE} - 1) S_{NE}^2 + (N_j - 1) S_j^2}{(N_{NE} + N_j - 2)}}$$

$$\text{이때 } s_j^2 = \frac{1}{(N_j - 1)} \sum_{i=1}^{N_j} (r_i^j - \overline{r^j}), \ j = NE, OE, TE$$

또한, 비교대상이 되는 두 그룹의 분산에 차이가 없다는 귀무가설하에 식 (2)에 주어진 검정통계량은 자유도가 $((N_{NE} - 1), (N_j - 1))$인 F-분포를 따른다.

$$F = \frac{s_{NE}^2}{s_j^2} \ \text{when} \ s_{NE}^2 > s_j^2 \ \text{or} = \frac{s_j^2}{s_{NE}^2} \ \text{when} \ s_j^2 > s_{NE}^2 \tag{2}$$

<표 5>에 보고된 바와 같이 NE와 OE 그리고 NE와 TE 간 평균 수익률에 차이가 없다는 귀무가설은 모든 경우에서 기각되지 않는다. 이에 더하여 비교 그룹 간 수익률의 변동성에 차이가 없다는 귀무가설 역시 기각되지 않는다. 일별(daily) 자료를 이용한 지금까지의 논의에서 우리는 만기일의 지수 수익률과 변동성에서 일반적으로 기대되는 특징적인 모습을 확인할 수 없었다.

## 2. 비정상적 수익률과 변동성: 고빈도 자료(high frequency data) 분석

일반적으로 프로그램 거래를 수행하는 주체들은 포지션 해소를 위해 현물시장에서의 거래를 가능한 한 늦추는 경향을 보일 가능성이 있다 (Stoll and Whaley[1987] 또는 Stoll and Whaley[1991]). 우리나라의 경우와

같이 선물과 옵션의 거래가 끝나 파생상품의 가격이 결정된 상태에서 연계된 현물의 거래가 가능한 경우에는 특히 거래 종료에 가까워질수록 포지션의 해소를 위한 거래가 집중될 가능성이 더욱 높아진다. 따라서 일별 자료에서는 관측되지 않는 가격효과(price effect), 변동성효과(volatility effect) 등의 만기일효과가 관측치 간 가격이 보다 짧은 고빈도(high frequency) 자료에서는 나타날 가능성을 배제할 수 없다.

본절에서는 이러한 현상을 살펴보기 위해 KOSPI200 지수의 일별 수익률 자료 대신에 고빈도 자료를 사용하여 분석을 실시하기로 한다. 분석에는 한국증권거래소에 의하여 제공된 KOSPI200 지수의 분당 자료(minute-by-minute data)를 사용하였다. 우선 10분, 30분, 60분 간격으로 지수의 수익률을 계산한 후 이들의 평균과 표준편차에 대하여 살펴본다.

고빈도 자료를 이용한 분석의 편의를 위하여 변수의 표기(notation)를 다음과 같이 수정하기로 하자. 먼저 특정 목요일 중 10분 간격의[15] KOSPI200 지수 수익률을 다음과 같이 정의하자.

$$r_{i,t}^{j} = \frac{P_{i,t+1}^{j} - P_{i,t}^{j}}{P_{i,t}^{j}}$$

위에서 $P_{i,t}^{j}$ 는 $j$그룹에 속하는 $i$번째 목요일 거래시간의 10분 간격 중 시점 $t$의 지수수준을 의미한다. 한편, $j = NE, OE, TE$이다.

만기일과 비(非)만기일중의 평균 수익률은 다음과 같이 정의된다.

$$\overline{r_i^j} = \frac{1}{N_{j,i}} \sum_{t=1}^{N_{j,i}} r_{i,t}^{j}$$

여기서 $N_{i,j}$는 그룹 $j$인 목요일중 10분 간격의 관측치수를 말한다.

따라서 표본기간 전체의 그룹 $j$에 속하는 목요일의 평균 수익률은 다음과 같이 정의된다.

$$\overline{r^j} = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} \overline{r_i^j}$$

15) 30분과 60분 간격의 수익률도 유사하게 정의할 수 있다.

여기서 $N_j$는 그룹 $j$인 목요일의 수를 의미한다.

합동 표본(pooled sample)의 표준편차와 식 (1)에서 제시한 t-검정통계량을 통해서 NE와 OE 사이 또는 NE와 TE 사이에 평균 수익률의 차이가 있는지를 통계적으로 살펴볼 수 있다. 추가적으로 만기이전일과 만기일 목요일 사이의 수익 변동성을 비교하기 위해 식 (2)에 제시되어 있는 분산비율 검정을 이용하기로 한다.

<표 6>의 첫 번째 열은 NE와 OE 사이 10분, 30분, 60분을 간격으로 하는 평균 수익률과 분산비율 차이를 보여주고 있다. 모든 관측 간격에 걸쳐 수익률의 차이는 통계적으로 유의하지 않으며 이는 앞서 살펴본 일별 수익률 자료를 이용한 결과와 다르지 않다. 분산비율 검정에서는 10분 단위 수익률에서 OE의 수익률 변동성이 NE에 비해 높게 나타나지만 30분 및 60분 단위 수익률에서는 그러한 현상을 관찰할 수 없다.

<표 6>의 두 번째 열에는 NE와 TE 간의 평균 수익률과 분산 차이에 대한 검정 결과가 나타나 있다. 30분 및 60분 단위 수익률 평균이 두 그룹의 목요일 사이에 다소 차이가 있는 것으로 보인다. 한편, 분산비 검정을 통하여 모든 관측 간격에서 만기 목요일과 비만기 목요일 간에 변동성에 커다란 차이가 있음을 확인할 수 있다. 이러한 결과들은 옵션과 선물이 동시에 만기가 되는 목요일에 비정상적으로 높은 수익률이[16] 나타난다는 주장에 대한 근거로 사용될 수도 있으나, 보다 높은 빈도(10분 단위)의 수익률을 사용하였을 때 수익률의 차이가 통계적으로 유의하게 나타나지 않는다는 점을 고려할 때 확정적인 증거로서는 한계를 지닌다.

이상의 분석결과는 일별 자료를 이용한 기존 연구들이 고빈도 자료에서 나타날 수 있는 수익률이나 변동성의 차이를 발견하지 못했을 가능성을 시사한다. 즉, 수익률이나 분산의 차이가 분석의 단위를 변화시킴에 따라서 다르게 나타나고 있어 분석단위의 적절한 선택이 만기효과의 유무를 살펴보는 데 중요하다는 점을 시사하고 있다.

따라서 아래에서는 만기일의 비정상적인 수익률과 변동성에 대한 분석을 위하여 각 목요일 시장 폐장 전 최종 10분, 30분, 60분의 수익률을

16) 검정통계량이 음의 값을 갖는 것은 TE의 수익률이 NE에 비하여 높음을 의미한다.

〈표 6〉 고빈도 자료를 이용한 수익률의 평균차와 분산비의 검정

| | | NE vs. OE | NE vs. TE |
|---|---|---|---|
| 평균 차이 | 10분 | 0.0150[1)]<br>(0.3131) | -0.0175<br>(0.3934) |
| | 30분 | 0.0175<br>(0.6389) | -0.0864*<br>(0.0914) |
| | 60분 | 0.0291<br>(0.7294) | -0.1751*<br>(0.0788) |
| 분산비 | 10분 | 1.2512***[2),3)]<br>(0.0000) | 1.7439***<br>(0.0000) |
| | 30분 | 1.0936<br>(0.2403) | 1.4838***<br>(0.0002) |
| | 60분 | 1.1567<br>(0.1814) | 1.6943***<br>(0.0006) |

주 : 1) NE와 OE 사이의 평균차. ( ) 안의 숫자는 평균 차이 검정에서 t-통계량의 p-값.
2) NE와 OE 사이의 분산비율. ( ) 안의 숫자는 분산비교를 위한 F-검정의 p-값.
3) *(***) : 10(1)% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미.

비교해 보기로 한다. 주식시장 폐장 직전의 수익률 패턴을 분석하는 것은 다음의 두 가지 이유에서 유용한 분석이라고 할 수 있다. 첫째, 시장미시구조(market microstructure)에 관한 기존 문헌에서 일중 거래량과 수익률의 분산이 거래시간 동안 U자형의 패턴을 따르는 경향이 있음을 보고하고 있다. 이러한 현상에 대한 원인을 시간대에 따른 정보흐름(information flow)의 차이에서 찾으려는 노력이 많은 지지자를 얻고 있다. 시간대에 따른 정보흐름의 차이가 체계적으로 존재한다면 분석의 기본 단위의 선택은 분석결과에 매우 중요한 함의(implication)를 가진다고 할 것이다. 둘째, Stoll and Whaley(1987)에서 논의된 바와 같이 프로그램 거래자들이 포지션을 해소하기 위한 거래를 가능한 한 뒤로 미루는 경향이 있을 것이므로 포지션에 대한 거래가 결제가격이 결정되는 종가 근처에서 가장 많이 일어날 것이라는 점이다. 그러므로 시장 폐장 바로 전 지수의 수익률이 어떠한 특성을 가지는지를 살펴보는 것은 목요일 전체에 대한 분석에서 밝혀내지 못하는 결과를 끌어내는 데 유용

할 수 있다.

<표 7>에서는 NE와 OE(첫 번째 열) 및 NE와 TE(두 번째 열)의 최종 10분, 30분, 60분 수익률에 대한 분석결과들을 보여준다. <표 7>의 첫 번째 열에서 볼 수 있듯이 모든 경우에서 NE에 비하여 OE에서 비정상적으로 낮은 수익과 높은 변동성이 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이에 더하여 60분 수익률에서 10분 수익률로 갈수록 통계적 유의성을 나타내는 p-값 수준이 감소하고 있어 만기효과(expiration effect)가 만기일 폐장에 가까운 시점에서 집중적으로 관찰된다는 해석이 가능하다. OE의 폐장 직전 60분의 평균 수익률은 NE보다 약 10배(-0.4362 vs. -0.0438) 더 낮았고, 수익률의 분산은 약 1.7배(1.9119 vs. 1.1226) 더 크게 나타났다. 반면에 OE의 최종 10분 평균 수익률은 NE보다 약 37배(-0.4644 vs. -0.0125) 더 낮았고, 수익률의 분산은 NE 목요일들보다 7배(1.0519 vs. 0.1487)나 더 크게 나타났다.

NE와 TE를 비교할 경우 평균 수익률 및 수익률의 분산 차이는 더욱 크게 나타난다. TE의 폐장 직전 60분 평균 수익률은 NE보다 약 20배 정도(0.8307 vs. -0.0438) 높게 나타나고, 수익률의 분산은 NE보다 약 3배 더 크게(3.4662 vs. 1.1226) 나타났다. 그리고 NE와 TE의 폐장 직전 10분 평균 수익률과 분산도 유사한 관계를 보이고 있다. 따라서 우리는 파생상품 만기일의 최종 60분, 30분, 10분의 거래시간 동안에 현물시장에는 비정상적 수익률과 높은 변동성이 존재한다고 결론 내릴 수 있다. <표 7>의 결과에서 한 가지 흥미로운 사실은 옵션만이 만기를 맞을 때(OE) 기초자산인 KOSPI200 지수에 하향(downward) 가격압력이 가해지는[17] 반면 옵션과 선물이 모두 만기인 때(TE)는 KOSPI200 지수가 상향(upward) 가격압력을 받는 것으로 나타났다. 이들 만기 목요일 그룹 사이에 정반대 방향으로 현물가격의 움직임이 나타나는 것은 흥미로운 연구주제이나, 이는 본고의 분석범위를 넘어서므로 추후 연구과제로 남겨두기로 한다.[18]

---

17) 영국의 선물·옵션시장을 분석한 Pope and Yadav(1992) 및 미국의 경우를 분석한 Stoll and Whaley(1991) 등의 기존 연구결과와 유사한 결과이다.

18) 이 결과를 적절하게 해석하기 위해서는 한국증권거래소에서 제공하는 거래와 호가(TAQ) 자료형태를 자세히 분석할 필요가 있을 것이다. 현물의 매수 및 매도 주문

〈표 7〉 수익률의 평균차와 분산의 검정

| | | NE vs. OE | NE vs. TE |
|---|---|---|---|
| 평균 차이 | 최종 10분 | 0.4521***1)<br>(0.0000) | -0.4503***<br>(0.0002) |
| | 최종 30분 | 0.3119**<br>(0.0455) | -0.7336***<br>(0.0009) |
| | 최종 60분 | 0.3924**<br>(0.0396) | -0.8744***<br>(0.0011) |
| 분산비 | 최종 10분 | 7.0742***2),3)<br>(0.0000) | 10.3374***<br>(0.0000) |
| | 최종 30분 | 2.0988***<br>(0.0058) | 4.1766***<br>(0.0005) |
| | 최종 60분 | 1.7031**<br>(0.0441) | 3.0875***<br>(0.0047) |

주 : 1) NE와 OE 사이의 평균차. ( ) 안의 숫자는 평균 차이 검정에서 t-통계량의 p-값을 의미.
2) NE와 OE 사이의 분산비율. ( ) 안의 숫자는 분산비교를 위한 F-검정의 p-값을 의미.
3) **(***) : 5(1)% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미.

<표 7>에서 수익률과 변동성에 나타난 만기일효과는 한국증권거래소에서 제공하는 결제가격의 결정방식에 영향받았을 가능성이 높다. 앞서 설명한 바와 같이 한국증권거래소는 주식 및 파생상품 거래에서 크게 단일가매매와 접속매매의 두 가지 거래방식을 제공하고 있다. 단일가매매방식은 매일 시가와 종가를 결정하기 위해 이용되며 접속매매는 시가와 종가 이외의 모든 거래가격을 결정하는 방식으로 사용된다. 한편, 파생상품의 만기일에는 오후 2:50에 파생상품의 거래가 중단되고 현물시장에서는 단일가매매원칙에 의하여 그 날의 종가를 결정하기 위한 동시호가 과정에 돌입한다. 이러한 과정을 통하여 결정된 만기일의 현물시장 종가가 바로 만기가 도래한 파생상품의 결제가격으로 결정된다. 만일 어떤 시장참여자가 만기일에 선물이나 옵션에 큰 포지션을 가지고

성향과 선물 및 옵션에서 취한 포지션의 분석을 통하여 비정상적인 수익률이 어떤 원인으로 인해 나타났는지 파악할 수 있을 것으로 보인다.

있다면 이 포지션의 최종 가치는 결제가격에 따라 큰 차이를 보일 것이다. 충분한 자금력 내지는 시장지배력을 가진 프로그램 거래자는 오후 2:50부터 오후 3:00까지의 동시호가 기간중에 자신의 파생상품 포지션을 고려하여 최대한 유리한 결제가격을 유도하기 위하여 현물시장에서 진정한 매매 의도 없이 전략적인 고려에 의한 주문을 낼 유인을 충분히 가지고 있다. 특히 폐장 전 10분간의 동시호가 기간에는 접속매매 때와는 달리 매매정보가 전혀 공개되지 않아서 자신이 보유하고 있는 포트폴리오의 포지션과 관련하여 진정한 의도를 은폐하기 용이하므로 만기효과를 발생시키는 주요인으로 간주되는 프로그램 거래자들의 전략적 거래가 집중될 것으로 판단된다.

이상에서는 만기일 폐장 직전에 만기효과가 집중되어 있음을 보였으나, 그러한 결과가 만기일효과이기보다는 동시호가에 의하여 종가를 결정하는 제도적 요인에 의하여 발생할 수 있다는 주장도 제기될 수 있다. 따라서 <표 8>에서는 요일별로 최종 10분의 수익률 및 분산이 만기일의 최종 10분 수익률 및 분산과 비교할 때 어떤 차이를 보이는지를 살펴보기로 한다. <표 8>의 첫 번째와 세 번째 열에는 각 요일별로 최종 10분간 평균 수익률과 표준편차가 보고되어 있으며, 두 번째와 네 번째 열에는 NE 목요일과 각 요일을 비교하였을 때 최종 10분 수익률의 평균이나 분산에 차이가 없다는 귀무가설에 대한 검정통계량과 p-값이 보고되어 있다. 분석결과를 살펴보면, 수요일과 NE 목요일 간의 차이를 제외하고는 NE 목요일과 다른 요일의 최종 10분 수익률이 차이가 나지 않는 것으로 나타나고 있어 앞서 논의한 수익률과 변동성 차이가 동시호가제도 자체의 효과는 아닌 것임을 알 수 있다. 여기서 파생상품이 만기(OE와 TE)되는 목요일과 그렇지 아니한(NE) 목요일의 최종 10분 수익률 차이가 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것은 일견 앞 절의 분석과 상반되는 결과를 의미하는 것으로 보인다. 그러나 <표 8>의 결과는 최종 10분 평균 수익률이 NE보다 낮은 OE와 그보다 높은 TE를 합동표본으로 구성하여 분석한 데 따른 결과로 해석하여야 할 것이다.

<표 8>의 마지막 열에는 NE 목요일과 다른 요일의 수익률 분산비율과 더불어 그 비율이 1이라는 귀무가설에 대한 p-값이 보고되어 있다. 결과를 요약하면, 먼저 금요일을 제외한 모든 요일의 분산은 NE 목요

〈표 8〉 요일별 최종 10분의 수익률과 변동성

| | 평균 | 평균 차이 | 표준편차 | 분산비 |
|---|---|---|---|---|
| 월요일 | -0.0028 | -0.0097[1)]<br>(0.7578) | 0.2996 | 1.6572[***2),3)]<br>(0.0002) |
| 화요일 | 0.0401 | -0.0526<br>(0.1072) | 0.3217 | 1.4370[***]<br>(0.0065) |
| 수요일 | 0.04377 | -0.0562[*]<br>(0.0747) | 0.2972 | 1.6838[***]<br>(0.0001) |
| 금요일 | 0.0009 | -0.0134<br>(0.7153) | 0.4065 | 1.1114<br>(0.4149) |
| 목요일[4)]<br>(OE와 TE) | -0.1637 | 0.1512<br>(0.1119) | 1.1728 | 9.2489[***]<br>(0.0000) |
| 목요일(NE) | -0.0125 | N.A. | 0.3856 | N.A. |

주 : 1) 월요일과 NE 목요일 사이의 평균차. ( ) 안의 숫자는 평균 차이 검정의 t-통계량의 p-값.
2) 월요일과 NE 목요일 사이의 분산비율. ( ) 안의 숫자는 분산비교를 위한 F-검정의 p-값.
3) ***(*) : 1(10)% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미.
4) OE와 TE 목요일의 합동표본(pooled sample).

일의 분산과 통계적으로 유의한 차이를 보인다. 둘째, 요일별로 살펴본 수익률의 변동성에서는 일정한 패턴을 발견할 수 없다. 셋째, 만기 목요일의 변동성에 비하여 비만기 목요일의 변동성이 다른 요일의 변동성보다 상당히 큰 것을 확인할 수 있다. 비록 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있기는 하지만 비만기 목요일과 다른 요일의 최종 10분 변동성은 그 크기에 있어 크게 차이가 나지 않는다는 사실에 유의할 필요가 있다. 이상의 논의를 통하여 만기 목요일과 비만기 목요일 간 최종 10분 수익률에 존재하는 변동성의 차이 역시 평균 수익률의 차이와 마찬가지로 동시호가라는 제도적 요인에 의하여 발생한 것이라는 증거를 찾을 수는 없다는 결론에 도달할 수 있다.

## 3. 가격반전(Price Reversals)

본절에서는 Stoll and Whaley(1987, 1991)에 의해 정의된 가격반전의 정도를 살펴봄으로써 파생상품의 만기로 인한 가격효과의 존재여부를 추가적으로 살펴보기로 한다. 프로그램 거래자의 포지션 해소에 영향을 받아 만기일 폐장에 가까이 갈수록 현물가격이 프로그램 거래가 없었더라면 형성되었을 균형가격에서 일시적으로 벗어날 가능성이 있다. 만일 그러한 가격에 대한 압력이 만기일에 실제로 작용한다면, 만기일 다음날 현물가격은 평균적으로 전날 발생한 가격변동과 반대방향으로 움직일 것이다. 이는 파생상품 만기에 따른 충격이 현물시장의 균형가격을 일시적으로 벗어나게 할 수는 있지만 시간이 지나면서 가격에 대한 압력이 해소된 후 균형가격으로 다시 돌아갈 것이라는 추론을 기반으로 한다.

본 연구에서는 Stoll and Whaley(1987)에서 제시된 바와 같이 다음과 같은 세 가지 기준을 이용하여 가격반전을 측정한다.

$$REV_{1t} = \begin{cases} r_{t+1} & \text{if } r_t < 0 \\ -r_{t+1} & \text{if } r_t \geq 0 \end{cases} \tag{3}$$

$$REV_{2t} = \begin{cases} |r_{t+1}| & \text{if } sign(r_t) \neq sign(r_{t+1}) \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases} \tag{4}$$

$$REV_{3t} = \begin{cases} |r_t| & \text{if } sign(r_t) \neq sign(r_{t+1}) \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases} \tag{5}$$

위에서 $r_t = 100\,(\ln(P_{close,t}) - (\ln(P_{close-10,t}))$은 만기일 장 종료 직전 10분 동안의 수익률을 나타내며, $r_{t+1} = 100\,(\ln(P_{open+10,t+1}) - (\ln(P_{open,t+1}))$은 다음날 시장이 개장된 직후 10분 동안의 수익률을 나타낸다.

가격반전이 있을 경우 $REV_{1t}$은 양의 값을 가지며 가격반전이 없을 경우 음의 값을 가진다. 한편, $REV_{2t}$는 가격반전이 없는 경우 영(0)의 값을 가지며, 반전이 있는 경우 만기 다음날의 시장 개장 직후 10분 동안 수익률의 절대값을 가진다. $REV_{2t}$는 만기효과와 관련 없이 새로이 시장에 도달한 정보로 인한 가격연속(continuation)을 반영하지 못하는

반면, 새로운 정보에 의한 가격반전만을 반영하므로 가격반전의 정도를 다소 과대평가할 가능성이 있다. $REV_{3t}$에서는 가격반전의 지표로 $REV_{2t}$에서 금요일 개장 직후 10분의 수익률을 이용한 것과는 달리 목요일 장 종료 직전의 10분 수익률을 이용한다. 이 경우에도 두 번째 기준과 유사한 단점이 있다. 만일 목요일에 발생한 가격의 변화가 만기효과와 관련 없는 새로운 정보의 발생에 따른 것이었다면 이 기준에 따르는 경우 가격반전을 다소 과대평가하게 될 것이기 때문이다.[19)]

<표 9>에는 이상에서 설명한 각종 가격반전지표들을 분석한 결과가 보고되어 있다. 첫(둘)째 행은 만기일 장 종료 직전 10(60)분간 수익률과 만기일 다음날 장 개시 직후 10(60)분간 수익률을 비교하고 있으며, 셋째 행은 만기일 장 종료 직전 10분간 수익률과 만기일 종가와 다음날 시가 사이 수익률을 비교하고 있다. 세 번째 행의 경우에는 비교대상이 되는 두 가지 수익률이 모두 단일가매매만을 통하여 결정된다는 점에서 접속매매에 의한 가격결정시간이 포함되는 나머지 경우들과는 차별화된다. 앞서 논의한 바와 같이 프로그램 거래자가 만기일에 단일가매매를 통해 전략적인 매매를 시도하였고 이로부터 발생하는 가격압력에 따라 주식가격이 균형가격을 이탈하였다면, 다음날 시가에 가격반전이 나타날 가능성은 그렇지 않은 경우와 비교해 볼 때 매우 크다고 할 수 있다.

분석결과를 살펴보면 먼저 60분 수익률보다 10분 수익률을 이용하였을 때, 즉 수익률 계산의 창(window)을 좁게 설정하였을 때 가격반전이 더 자주 나타나고 있으며, 세 번째 행에 보고된 1박(overnight) 수익률의 경우 가격반전이 가장 많이 나타나고 있음을 알 수 있다. 둘째, 가격반전의 빈도뿐 아니라 반전의 평균 크기 또한 수익률 계산의 기준을 만기에 가까운 시점으로 옮겨갈수록 커진다는 사실을 확인할 수 있다. 각도를 약간 달리하면 $REV_{1t}$의 평균은 가격반전 정도(degree)에 대한 무조건 기대값(unconditional expectation)으로, $REV_{2t}$는 일종의 조건부 기대값(conditional expectation)으로 해석할 수 있다. 그러나 가격반전이 일어나지 않는 경우를 기대값 계산에서 제외하지 않고 0의 값을 주었으므로

19) 가격반전의 측정에 관한 상세한 논의는 Stoll and Whaley(1987)를 참고.

〈표 9〉 가격반전: 10분, 30분, 1박 수익률

| | | OE 목요일 | | | TE 목요일 | | | NE 목요일 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 일수[1] | 반전[2] | 평균[3] | 일수 | 반전 | 평균 | 일수 | 반전 | 평균 |
| 10분 | $REV_{1t}$ | 42 | 25 | 0.3275 | 21 | 13 | 0.4402 | 198 | 97 | 0.0139 |
| | $REV_{2t}$ | 42 | 25 | 0.4848 | 21 | 13 | 0.5886 | 198 | 98 | 0.3280 |
| | $REV_{3t}$ | 42 | 25 | 0.4523 | 21 | 12 | 0.4579 | 198 | 94 | 0.1440 |
| 60분 | $REV_{1t}$ | 42 | 16 | -0.0969 | 21 | 8 | -0.0637 | 198 | 81 | -0.1756 |
| | $REV_{2t}$ | 42 | 16 | 0.4307 | 21 | 8 | 0.3806 | 198 | 83 | 0.3287 |
| | $REV_{3t}$ | 42 | 16 | 0.4647 | 21 | 9 | 0.6002 | 198 | 82 | 0.3121 |
| 1박 (overnight) | $REV_{1t}$ | 42 | 32 | 0.0088 | 21 | 18 | 0.0111 | 198 | 87 | -0.0003 |
| | $REV_{2t}$ | 42 | 31 | 0.0105 | 21 | 18 | 0.0123 | 198 | 87 | 0.0045 |
| | $REV_{3t}$ | 42 | 32 | 0.5819 | 21 | 17 | 0.7000 | 198 | 87 | 0.1520 |

주 : 1) 모든 OE 목요일의 일수.
2) 가격반전을 보이는 OE 목요일의 일수.
3) 평균 가격반전(%).

$REV_{2t}$의 경우 완벽한 의미에서의 조건부 기대값은 아니다. 한편, 비만기 목요일을 대상으로 가격반전을 측정한 마지막 행에서는 이상에서 논의한 가격반전의 특징적 현상들이 훨씬 덜 두드러진 형태로 나타난다. 셋째, 10분 수익률과 1박 수익률의 경우에 비만기 목요일보다 만기 목요일에 가격반전이 훨씬 자주 일어나지만, 60분 수익률의 경우는 그 반대 현상이 관찰된다. 이러한 주장을 엄밀한 통계적 논의로 뒷받침하기 위하여 가격반전의 빈도가 0.5를 넘어서는 것인지에 대한 검정을 <표 10>에서 실시하였다. 즉, 귀무가설은 가격반전 빈도가 0.5, 대립가설은 가격반전 빈도가 0.5 이상인 경우를 상정한다. 이는 일반적인 양측검정(two-sided test)이 아니라 단측검정(one-sided test)을 전제로 한 가설의 설정이다. <표 10>에 보고된 통계량은 아래와 같이 정의된다.

$$z_j = \frac{\hat{p}_j - 0.5}{\sqrt{\frac{\hat{p}_j(1-\hat{p}_j)}{n_j}}} \tag{6}$$

위에서 $\hat{p}_j$는 $j$유형에 속하는 목요일에 실제 발생한 가격반전의 빈도,

$n_j$는 $j$유형에 속하는 목요일의 총수이고, $j = NE, OE, TE$이다. 식 (6)에 주어진 통계량이 귀무가설하에서 점근적으로(asymptotically) 표준정규분포를 가진다는 사실은 잘 알려져 있다. 귀무가설하에서의 가격반전 빈도를 0.5로 상정하는 이유는 목요일 폐장 이후 가격반전을 일으킬 수 있는 정보와 가격연속을 일으킬 수 있는 정보가 시장에 도달할 확률이 동일하다는 전제(presumption)에 바탕을 둔 것이다.

〈표 10〉 가격반전에 대한 검정[1)]

| | | OE 목요일 | TE 목요일 | NE 목요일 |
|---|---|---|---|---|
| 10분 | $REV_{1t}$ | 0.0952 (0.1047)[2)] | 0.1190 (0.1330) | -0.0101 (0.6120) |
| | $REV_{2t}$ | 0.0952 (0.1047) | 0.1190 (0.1330) | -0.0051 (0.5568) |
| | $REV_{3t}$ | 0.0952 (0.1047) | 0.0714 (0.2540) | -0.0252 (0.7119) |
| 60분 | $REV_{1t}$ | -0.1190 (0.9439) | -0.1190 (0.9670) | -0.0909 (0.9953) |
| | $REV_{2t}$ | -0.1190 (0.9439) | -0.1190 (0.9670) | -0.0808 (0.9893) |
| | $REV_{3t}$ | -0.1190 (0.9439) | -0.0714 (0.7460) | -0.0859 (0.9876) |
| 1박 (overnight) | $REV_{1t}$ | 0.2619*** (0.0000)[3)] | 0.3571*** (0.0000) | -0.0606 (0.9571) |
| | $REV_{2t}$ | 0.2381*** (0.0002) | 0.3571*** (0.0000) | -0.0606 (0.9571) |
| | $REV_{3t}$ | 0.2619*** (0.0000) | 0.3095*** (0.0002) | -0.0606 (0.9571) |

주 : 1) 귀무가설이 가정하는 가격반전비율은 0.5, 대립가설은 가격반전비율이 0.5 이상. 귀무가설하에서 통계량은 점근적으로 표준정규분포에 수렴.
2) 숫자는 식 (6)에 주어진 통계량이며, ( ) 안의 숫자는 p-값(단측 검정임을 유의).
3) *** : 1% 유의 수준에서 귀무가설 기각.

그러므로 0.5를 넘어서는 가격반전은 새로운 정보의 흐름에 기인하지 않는 다른 요소, 예를 들면 만기일효과의 작용에 힘입은 것으로 해석할 수 있다. <표 10>에 의하면 10분 수익률의 경우 OE와 TE 모두에서 0.5를 넘어서는 수준의 가격반전비율을 관찰할 수 있으나 그 크기가 통계적으로 유의하지 않은 반면, 1박 수익률의 경우 두 그룹 모두에서 통계적으로 유의미한 가격반전비율을 관찰할 수 있다. 반면, NE 목요일의 경우 어떤 기준을 사용하더라도 0.5를 넘어서는 수준의 가격반전은 관

찰되지 않으므로 여기에서 우리는 파생상품 만기일에 상대적으로 가격 반전이 자주 발생한다는 가설을 지지하는 증거를 발견하였다.[20)]

## 4. 거래량효과(volume effect)

만기일효과의 존재여부에 대한 추가적인 검증으로 본절에서는 만기일의 주식거래량이 다른 거래일과 비교할 때 어떤 특성을 보이는지 살펴보기로 하자. 이는 만기 전에 포지션을 해소하기 위한 프로그램 매매자의 거래가 결제시점이 다가옴에 따라서 보다 활발하게 나타날 것이므로 만기일에 거래량이 높게 나타날 가능성이 높다는 가정을 검토하기 위한 작업이다.

앞 절에서 분석한 방식과 같이 우선 목요일을 NE, OE 및 TE의 세 개 그룹으로 나누어 일별 거래량의 차이에 대한 분석을 실시한다. 또한 만기일 중 결제시점이 가까워 옴에 따라서 프로그램 매매자의 거래가 급증할 것이라는 가설을 검증하기 위해 현물시장 폐장 직전 60분, 30분 및 10분 동안의 거래량을 분석하기로 한다. 그룹별로 거래량의 추이를 살펴보면[21)] 분석기간 동안 거래량이 기하급수적(exponential)인 추세를 보이며 증가해 왔음을 알 수 있다. 경제성장과 자본시장의 발전에 따라 주식시장의 거래량이 기하급수적으로 증가하는 것은 일반적으로 관측되는 현상이다. 이러한 시간추세를 통제(control)하기 위해 주식거래량의 증가는 다음의 식을 따른다고 가정한다.[22)]

$$\ln y_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t \tag{7}$$

위에서 $y_t$는 t기간 동안의 주식거래량을 의미한다.

기하급수적인 추세를 보이는 변수에 (자연)로그를 취하면 선형(lin-

20) 실제 프로그램 매매에서는 tracking error의 최소화와 거래비용의 축소를 동시에 고려하고 있어 KOSPI200에 포함된 모든 종목을 매매하지는 않는다. 따라서 프로그램 매매에 이용되는 정도에 따라 가격반전의 정도가 차이를 나타낼 가능성이 있다. 이는 추후 연구주제로 남겨두기로 한다.

21) 일일 60분, 30분, 10분 거래량을 말한다.

22) ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정에서 단위근이 있다는 귀무가설이 모든 경우에 기각되었다.

〈표 11〉 평균차 검정 : 거래량

| | | NE vs. OE | NE vs. TE |
|---|---|---|---|
| 평균 차이 | Daily | -0.0320<br>(0.7252) | 0.1678<br>(0.1739) |
| | 60분 | 0.0984[1)]<br>(0.2828) | 0.3119**<br>(0.0123) |
| | 30분 | 0.2350**<br>(0.0188) | 0.4736***<br>(0.0005) |
| | 10분 | 0.4549***<br>(0.0000) | 1.2398***<br>(0.0000) |

주 : 1) NE와 OE 사이의 평균차. ( ) 안의 숫자는 평균 차이 검정을 위한 t-통계량의 p-값.
2) ** (***) : 5(1)% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미

ear) 시간추세를 가진 변수로 전환되므로 식 (7)에는 상수항과 1차항만이 포함되었다. 식 (7)의 회귀식을 추정한 후 아래와 같이 잔차(residuals)의 시계열을 구하면 추세를 제거한 거래량의 패턴을 얻을 수 있다.[23)]

$$\hat{\epsilon}_t = \ln y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} t \tag{8}$$

<표 11>에는 시간추세를 통제한 거래량에 대하여 세 목요일 그룹 간의 평균 차이에 대한 분석결과가 정리되어 있다. 분석결과는 <표 5> 및 <표 7>에서와 같은 패턴을 보이고 있다. 즉, 일별 자료를 이용할 경우 NE 목요일에 비하여 OE 또는 TE 목요일에 거래량이 증가한다는 증거를 찾을 수 없다. 그러나 고빈도 자료를 사용할 경우 OE와 TE 목요일 모두에서 NE 목요일보다 거래량이 증가한다는 결론을 얻을 수 있다. 특히 주식시장 종료 전 60분에서 30분으로 그리고 10분으로 관측창을 축소함에 따라 만기 목요일과 비만기 목요일 간 거래량의 차이는 더욱 크게 나타난다. 한편, 이러한 만기 거래량효과는 OE 목요일보다 TE 목요일에 더욱 뚜렷이 관찰된다.

23) 보고된 분석결과는 잔차항에 anti-log를 취하여 실제 거래단위로 전환한 후에 분석된 것이다.

# Ⅳ. 결 론

이상에서 우리는 우리나라 주식시장의 지수 관련 선물·옵션에 만기에 따른 만기일효과가 존재하는지를 현물 및 파생상품시장의 미시구조와 연계하여 살펴보았다. Ⅲ장에서 실시한 실증분석결과를 요약하면, 일별 자료를 이용한 기존 연구에서 만기일효과가 나타나지 않았던 것과 달리 고빈도 자료를 통해 분석할 경우 한국 주식시장에서 만기일효과가 뚜렷이 나타남을 발견하였다. 즉, 거래시간의 최종 10분 동안 강한 가격효과, 변동성효과 및 거래량효과가 존재하며, 만기일의 종가 결정과정과 만기일 익일의 시가 결정과정에서 가격반전이 발견됨을 보였다. 이에 더해 우리는 이러한 결과들이 한국증권거래소에서 제공하는 선물 및 옵션의 결제절차에 영향받았을 가능성에 대하여 논의하였다. 만기일에 만기를 맞은 파생상품의 거래는 오후 2:50에 종료되고 이후에 현물시장에서 10분간의 동시호가를 거쳐 단일가매매방식으로 파생상품의 결제가격이 결정된다. 따라서 선물과 옵션의 가격이 이미 정해진 상황에서 주어지는 이 10분간의 동시호가 기간은 대량거래가 가능한 프로그램 매매자에게 현물지수를 최적화할 기회를 제공할 가능성을 배제할 수 없다. 또한, 마지막 10분의 높은 변동성을 고려할 때 동시호가 동안의 대량 프로그램 매매에 대한 정보가 유출될 경우 미공개 정보를 이용한 불공정 매매의 소지도 존재한다. 따라서 그간 미비한 것으로 지적되어온 프로그램 매매의 정보를 이용한 선물 옵션의 불공정 거래에 대한 제도 개선 및 모니터링도 지속적으로 추진되어야 할 것이다. 물론, 이러한 시장의 미시구조가 직접적으로 현물시장의 추가적인 변동성 등의 만기효과를 가져왔다는 보다 명확한 증거는 호가 자료(TAQ)를 이용한 주체별 프로그램 매매에 대한 보다 엄밀한 분석으로 확인되어야 할 것이다. 만기일효과에 대한 추가적인 분석(TAQ 자료 분석 및 제도 변화에 따른 효과분석 등)을 바탕으로 만기일 결제 관련 제도 개선의 필요 여부를 고려할 시점으로 사료된다.

세계 파생상품시장에서는 그간 만기일효과를 줄이기 위한 노력을 꾸준히 추진하여 왔으며, 최근 발표된 Chow, Yung, and Zhang(2002)의 연구결과에 따르면 결제지수로 만기일의 5분 단위 평균 주가를 이용하는

홍콩 파생상품시장에서는 만기일효과가 나타나지 않았음을 보고하고 있다. 따라서 만기일효과[24]가 크게 나타나고 있는 우리나라에서도 홍콩의 사례를 참조하여 만기일의 결제제도 등의 개선이 가능한지에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

현물에 비해 저렴하고 신속한 거래, 레버리지효과 및 가격발견기능에 따른 시장의 효율성 증대 등 파생상품의 순기능들은 기초자산이 되는 현물시장에 대한 부정적인 영향이 최소화되는 상황에서 더욱 높게 평가받을 수 있을 것이다. 비록 급속한 거래량 증가로 KOSPI200 지수 파생상품시장이 양적으로는 비약적인 성장을 하였으나, 시장의 구조에 대한 연구와 이해는 이에 미치지 못하는 실정이라고 할 것이다. 향후 엄밀한 실증연구를 통해 파생상품시장의 구조를 개선해 나가는 작업이 궁극적으로 한국의 현물시장과 파생상품시장의 균형 있는 발전을 위한 필수조건이 될 것이다.

24) 실제 감독당국에서도 프로그램 매매를 이용한 불공정 거래의 가능성에 대하여 최근 주목하고 있는 것으로 보인다. 올해 5월의 증권거래소 보도자료를 살펴보면 "국내외 증권, 투신사들 가운데 일부가 회사 내 프로그램 매매내용을 빼내어 선물 옵션거래에 이용하여 큰 이익을 챙기고 있다."는 지적이 있다. 이에 더해 불공정 매매사례가 발견되더라도 증권거래법상 처벌이 쉽지 않다는 점도 지적되고 있다. 옥기율(2001) 참조.

# 참 고 문 헌

권택호 · 박종원, 『KOSPI200 선물거래와 한국 주식시장의 효율성』, 『증권, 금융연구』, 제4권 2호, 1998. 12.

김동석 · 최혁, 『주가지수선물 · 옵션이 자본시장에 미친 영향』, 『선물 · 옵션시장의 발전전략에 관한 연구』, 1999. 7.

박창균, 『파생금융상품시장의 경제적 기능에 대한 실증연구I』, 정책연구시리즈 2002-02, 한국개발연구원, 2003.

신민식 · 김대현, 『한국 선물시장에서의 가격변동성과 만기효과』, 『재무관리논총』, 한국재무관리학회, 제7권 1호, 2001.

옥기율, 『현물 및 선물 연계에 의한 불공정거래행위 대응방안』, 『증권학회지』, 제28권, 한국증권학회, 2001.

한국증권거래소 주식시장부 매매제도팀(편), 『주요국의 주식시장제도』, 증권거래소, 2002.

한상범 · 이건범, 『우리나라 주기지수선물시장의 변동성 및 만기효과에 대한 연구』, 『금융연구』, 제14권 2호, 한국금융연구원, 2000. 11.

Chamberlain, T. W., S. C. Cheung, and C. C. Y. Kwan, "Expiration Day Effects of Index Futures and Options: Some Canadian Evidence," *Financial Analysts Journal* 45(5), 1989, pp.67~71.

Cheung, Y. L., Y. K. Ho, P. Pope, and P. Draper, "Intraday Stock Return Volatility: The Hong Kong Evidence," *Pacific Basin Finance Journal* 2, 1994, pp.261~276.

Chow, Y., Y. Yung, and H. Zhang, "Expiration Day Effects: The Case of Hong Kong," *Journal of Futures Markets* 23(1), 2002, pp.67～86.

Karolyi, A. G., "Stock Market Volatility Around Expiration Days in Japan," *Journal of Derivatives* 4(2), 1996, pp.23~43.

Pope, P. F. and P. K. Yadav, "The Impact of Option Expiration on Underlying Stocks: The UK Evidence," *Journal of Business Finance and Accounting* 19, 1992, pp.329~344.

Schlag, C., "Expiration Day Effects of Stock Index Derivatives in Germany," *European Financial Management* 1, 1996, pp.69~95.

Schwert, G. W., "Anomalies and Market Effiency, M. H. George Constantinides," R. Stultz and B. V. Elsevier Science(eds.), *Forthcoming in Handbook of the Economics of Finance,* 2001.

Stoll, H. R., "Index Futures, Program Trading, and Stock Market Procedures," *Journal of Futures Markets* 8(4), 1987, pp.391~412.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Program Trading and Expiration Day Effects," *Financial Analysts Journal* 43(2), 1987, pp.16~28.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Program Trading and Individual Stock Returns: Ingredients of the Triple-witching Brew," *Journal of Business* 63, 1990, pp.165~192.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Expiration Day Effects: What Has Changed?" *Financial Analysts Journal* 47(1), 1991, pp.58~72.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Expiration-day Effects of the All Ordinaries Share Price Index Futures: Empirical Evidence and Alternative Settlement Procedures," *Australian Journal of Management* 22, 1997, pp.139~174.

〈부표〉 세계 파생상품 거래시장의 결제제도 비교

| | 미 국 | 홍 콩 | 독 일 |
|---|---|---|---|
| | S&P500 지수 | Han Seng 지수 | DAX 지수 |
| 상장거래소 | CME | 홍콩선물거래소 | EUREX |
| 결제월 | 3, 6, 9, 12월 | 3, 6, 9, 12월 | 3, 6, 9, 12월 |
| 최종거래일 | 결제월 두 번째 금요일 직전 거래일 | 결제월 최종거래일 직전 영업일 | 세 번째 금요일 |
| 결제가격 | 특별호가(최종거래일 익일 영업일에 S&P 500의 각 종목의 개별 시가에 기초한 특별 호가) | 최종거래일 동안 5분 간격으로 산출된 항셍지수의 평균호가 | 최종거래일의 오후 1시 21분과 1시 30분 사이에 형성된 DAX 지수의 평균치 |

| | 프랑스 | 영 국 | 일 본 |
|---|---|---|---|
| | CAC40 지수 | FTST100 지수 | 닛케이225 지수 |
| 상장거래소 | MOLEP | LIFFE | 오사카 증권거래소 |
| 결제월 | 3, 6, 9, 12월 | 3, 6, 9, 12월 | 3, 6, 9, 12월 |
| 최종거래일 | 각 결제월 최종거래일 | 각 결제월 세 번째 금요일 | 결제월 두 번째 금요일 직전 거래일 |
| 결제가격 | 최종거래일의 오후 3시 40분에서 4시 사이의 현물지수의 산술평균치 | 최종거래일의 10시 10분에서 10시 30분 사이에 매 15초 간격으로 산출된 FTSE100 지수의 산술평균 | S&P500과 동일 |

자료 : 각 증권시장 웹사이트.

# Korea's Direct Investment in China and Its Implications for Economic Integration in Northeast Asia

# I. Introduction

Economic relations between the Republic of Korea (henceforth Korea) and the People's Republic of China (henceforth China) have been expanding ever since China undertook the Four Modernization reforms in the late 1970s. Ever since then, bilateral trade between the two countries has been growing steadily in terms of both the volume and the variety of goods traded. Capital flows between the two likewise have been increasing although the flows have been mostly from Korea to China and in the form of direct investment. Between 1989 and 2000, for instance, Korea's merchandise exports to China grew from $213 million to $18.4 billion while China's merchandise exports to Korea grew from $3.9 million to $11.3 billion (ICSEAD 2002). In fact, China has now emerged as Korea's third largest trading partner. Also, by the end of 1999 Korea had invested $4.3 billion in China where it had virtually no investment before the late 1970s, and in the year of 2000 alone Korea invested $307 million in China (China Statistical Press 1999, and Lee 2001). These increases in both trade and investment are signs of growing economic interdependence and integration of the two economies, which, we expect, will further economic growth in both countries.[1]

China and Korea are two key players in Northeast Asia, a region that stretches from Japan on its eastern edge to the Mongolian People's Republic in the west and the Russian Federation's Far Eastern provinces in the north. It is one of the most dynamic regions in the world although it has yet to develop into a well-integrated economic entity with formal regional machinery similar to the European Union and the NAFTA.

The European experience has clearly demonstrated that the establishment of formal regional institutions such as a free trade area and supranational or intergovernmental institutions can pave the way toward greater regional economic integration. Such institutions are, however, unlikely to emerge unless the region develops its own identity through economic interdependence and creates political support for them (Seliger 2002). Trade and investment are what brings national economies together into close economic interdependence and will thus contribute to the process of regional economic integration.[2]

---

[1] There are disputes regarding the effect of membership in economic union on the member countries' long-term economic growth, but a recent empirical study points out that membership in European Union has had a positive effect on the long-term growth of the member countries (Crespo-Cuaresma et al. 2002).

[2] Economic integration is usually defined as "a state of affairs or a process involving attempts

In this paper we investigate Korea's direct investment in China and its implications for economic integration in Northeast Asia by investigating its effect on bilateral trade between Korea and China and other possible effects on economic integration. These two countries are key players in Northeast Asia and increasing interdependence between the two through trade and investment will significantly contribute to region-wide economic integration, as their increasing interdependence will lead to a greater division of labor, greater scale economies, and a higher rate of growth in their economies and thus create further incentives for other countries to join in.

In the following section we lay out various possible linkages between outward direct investment (ODI) and bilateral trade between home and host countries. In section II we discuss the motives for Korea's ODI in China with the purpose of shedding light on the investment-trade linkages between the two economies, and in section III we investigate the geographical distribution of Korea's ODI within China and its determinants. We offer some concluding remarks in Section IV.

## II. Overseas Direct Investment, Trade, and Economic Integration

ODI makes a direct contribution to economic integration of home and host economies by leading to the establishment of an affiliate or a subsidiary in a foreign country and thus transforming a national enterprise into a transnational one. Within this enterprise, as within any internal organizations, there is a hierarchical relationship between home office and affiliates and an up-and-down flow of information and personnel. Such exchange between home office and affiliates is not readily quantifiable as it bypasses the market, but being an intra-firm relationship it is a closer and more intimate person-to-person relationship than the typical arm's-length relationship between independent agents across the market and thus has a greater integrative effect on the two economies.

What effect ODI has on the trade relationship between home and host economies is less clear as it can either increase or decrease bilateral

---

to combine separate national economies into larger economic regions" and takes place through the establishment of formal regional machinery such as a free trade area, a customs union, a common market, or a complete economic union (Bende-Nabende 2002, p.11). In this paper we take it also to mean increasing economic connectedness between national economies through trade, investment, and labor movement. Thus economic integration can be brought about either through deliberate attempts to create formal regional machinery or by policy changes toward freer trade and investment or technological changes that facilitate trade/investment expansion between national economies.

trade or may even have no effect at all. It will have no effect on bilateral trade if it simply creates in the host country an "export platform" for third-country markets and replaces the home-country exports to those markets with the exports from the affiliate. This kind of ODI is most likely to occur when a firm is seeking to minimize the labor cost by relocating its production site from home to a low labor-cost country. Even in that case, however, ODI will have a positive effect on bilateral trade if the affiliate imports intermediate goods from the home country.

ODI will have a positive effect on bilateral trade if it leads to "reverse importing"— the home country importing the affiliate's output and replacing what has been produced for home market with the goods from the affiliate. This will happen when the home country is losing its comparative advantage in labor-intensive industries and transfers them through ODI to another country that has a latent comparative advantage in the same industries. In this case, seeking to minimize the labor cost is obviously the main motive for ODI. This kind of ODI took place in Japan in the 1970s (Kojima 1996, Lee 1994) and also in Korea since the mid-1980s, as will be shown below.

ODI will also have a positive effect on bilateral trade if it is for exploiting natural resources that the home country lacks. Its imports of natural resources from the host country may displace its imports of the same from a third country, but this "trade diversion" is likely to be welfare-improving for both countries since for the home country it is from a more costly to a less costly supplier of natural resources and for the host country it expands the market for its natural resources.

ODI will have a negative effect on bilateral trade if it leads to a partial or full displacement of home country's exports to the host country with locally produced goods. This will occur if the motive for ODI is to serve the host-country market regardless of whether it is to jump a tariff wall or to reduce the cost of serving the market such as the cost of transportation. But even in this case ODI will not completely displace bilateral trade if the affiliates import intermediate products from their parent companies or home-country suppliers, which appears to generally happen.

It is clear from the above discussion on the relationship between ODI and bilateral trade that we can infer the effect of ODI on bilateral trade from its motive. If the motive for ODI is to take advantage of low-cost labor in the host country or exploit its natural resources it is likely to have a positive effect on bilateral trade whereas if the motive is to exploit the host-country market it is likely to have a negative effect (although negligible or even positive if intermediate inputs are supplied from home country).

The discussion so far of the effect of ODI on bilateral trade is based on the assumption that in the economic relationship between two countries trade precedes ODI. It is quite possible, however, as

happened in China after the Four Modernizations that foreign investment comes in first to manufacture products in the host country, which then are exported. Such investment will have a positive effect on bilateral trade as it generally leads to importing intermediate products from the home country and possibly to exporting final products to the home country.

These investment-trade linkages are a direct effect of ODI on bilateral trade between home and host countries and do not take into account any indirect effect that ODI may have on bilateral trade through its effect on economic growth. As is well documented in the literature (e.g., Bende-Nabende 2002, Graham and Wada 2001, Henley, Kirkpatrick, and Wilde 2002, OECD 2000, Tseng and Zebregs 2002), ODI generally has a positive effect on the economic growth of the host country, and definitely in the case of China, as it brings in capital, advanced technology, and managerial know-how and expands employment while increasing competitive pressure on local enterprises and thus enhancing their efficiency. It is also likely to have a long-run positive effect on the home-country economy by transferring abroad the industries in which it is losing its comparative advantage and thus facilitating structural adjustment in accordance with changing comparative advantage. These changes in both home and host countries will have a positive effect on bilateral trade, provided that it is positively related to economic growth.

If this indirect positive effect of ODI is taken into account, ODI motivated by low-cost labor will have a positive effect on bilateral trade whereas the effect of ODI motivated by host-country market will remain ambiguous, its sign depending on the relative magnitude of direct and indirect effects.[3]

In addition to the ODI-trade linkages there is another reason why ODI will have a positive effect on regional economic integration, and that is the backward linkages created by ODI in the host country. To the extent that the affiliates purchase locally produced intermediate goods the local suppliers participate in the production network that runs across national boundaries and become indirectly linked with the affiliates' parent companies. This inclusion into parent companies' production network will have as strong an effect on regional economic integration as bilateral trade, as demonstrated in the case of Southeast Asia and the coastal areas of China where foreign direct investment has been instrumental in promoting economic growth. As will be shown below, Korea's ODI in China has led to extensive local procurement and thus to the inclusion of local Chinese firms into Korean firms' production networks.

[3] If ODI is tariff-hopping and goes into an import-substitute sector it may have a negative effect on economic growth and thus a negative indirect effect on bilateral trade.

# III. Motives for Korea's ODI in China and Its Effect on Bilateral Trade

In investigating the effect of Korea's ODI in China on the two countries' bilateral trade we rely on the results of two recent surveys on Korea's ODI, one carried out by the Korea Institute for Industrial Economics and Trade (KIET) and the other by the Korean Export-Import Bank (KEXIM). The KIET survey, conducted by two KIET researchers, Ha and Hong (1998), was based on a sample of 615 Korean companies (216 large firms and 399 small and medium-sized enterprises) and their 952 offshore affiliates. It contains information on the motives for overseas investment, the patterns of sales and procurement, and other activities of offshore affiliates, as reported by their parent companies registered officially as overseas investors in 1996.

The KEXIM survey was based on a smaller sample of 290 large offshore affiliates with an outstanding investment of at least US$10 million at the end of 1998. Of these affiliates, 191 (66 percent) were the affiliates of the top 5 *chaebols* and 29 (10 percent) the affiliates of the next 25 largest *chaebols*. Given that small and medium-sized enterprises (SMEs) are not included in the KEXIM survey, we hope to draw some inference about ODI by Korea's SMEs and its effect on economic integration by comparing the results of this survey with those of the KIET survey.

## 1. Motives for Investing in China

Table 1 reports the results of the KIET survey on the motives for Korea's ODI in general. The survey asked the firms to pick the two most important from a number of motives for investing overseas—natural resource or raw materials, low-cost labor, market access, high technology, and "others." Out of 305 firms with investment in China, 179 firms (58.7 percent) reported low-cost labor and 66 firms (21.6 percent) market access as the most important motive for investing in China. These motives are quite different from those for investing in North America and Europe, which, according to the survey, are market access, "others" and high technology in a descending order of importance (Table 1).[4]

Table 2, based on the KEXIM survey on the motives for Korea's ODI, shows that export expansion from Korea was chosen by 34.3

[4] This difference in motives between ODI in China and that in North America and Europe may to a certain extent be due to the fact that China has SEZs and others do not. Some of the Korean ODI in China is likely to be in SEZs but with no access to China's internal markets. Due to lack of data we are unable to verify this possibility.

**<Table 1> KIET Survey on Motives for Korea's ODI by Region (As of 1996)**

(Unit: %)

| | Natural resource or Raw materials | Low-cost labour | Market Access | High technology | Others | Total (number of sample) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Asia | 10.1 | 52.5 | 27.7 | 0.8 | 8.9 | 100 (651) |
| China | 12.8 | 58.7 | 21.6 | 0.0 | 6.9 | 100 (305) |
| North America | 6.5 | 8.7 | 58.7 | 9.4 | 16.7 | 100 (138) |
| Europe | 3.2 | 4.8 | 73.0 | 7.9 | 11.1 | 100 (63) |
| Latin America | 29.5 | 23.0 | 34.4 | 0.0 | 13.1 | 100 (61) |
| All regions | 11.3 | 39.6 | 36.3 | 2.5 | 10.3 | 100 (938) |

Note: The figures are the shares of the firms indicating the most important motive for investing abroad in total number of surveyed firms.
Source: Ha and Hong (1998).

**<Table 2> KEXIM Survey on Motives for Korea's ODI by Region (As of 1998)**

(Unit: %)

| | Natural resource or Raw materials | Low-cost labour | Export Expansion | High technology | Others | Total (number of sample) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Asia | 12.4 | 11.7 | 37.2 | 0.7 | 37.9 | 100 (145) |
| China | 1.5 | 16.4 | 34.3 | 0.0 | 47.7 | 100 (67) |
| North America | 29.8 | 1.8 | 42.1 | 0.0 | 26.4 | 100 (57) |
| Europe | 20.0 | 1.7 | 51.7 | 0.0 | 26.7 | 100 (60) |
| Latin America | 26.6 | 0.0 | 53.3 | 0.0 | 20.0 | 100 (15) |
| All regions | 19.3 | 6.6 | 41.7 | 0.3 | 32.1 | 100 (290) |

Note: The figures are the shares of the firms indicating the most important motive for investing abroad in total number of surveyed firms.
Data Source: KEXIM.

percent of the respondents as the most important reason for investing in China whereas low-cost labor was chosen by only 16.4 percent. This is significantly less than the 58.7 percent of the respondents in the KIET survey that reported low-cost labor as the most important motive for investing in China. Given that the KEXIM survey covers only the affiliates of large firms whereas the KIET survey covers the affiliates of large firms as well as SMEs, we take the difference in the reported percentage as an indication that the motives for investing in China differ between large firms and SMEs. That is, for large firms the access to markets in China is the most important reason for investing in China whereas for SMEs China's low-cost labor is the most important one.[5]

The two surveys also report the motives for ODI by industry, which are summarized in Tables 3 and 4. It is clear that, as to be expected, low-cost labor was the most important motive for Korea's ODI in labor-intensive industries.[6] According to the KIET survey (Table 3), for a majority of firms in the textiles and apparel and the footwear and leather industries, which are all labor-intensive, low-cost labor was the most important motive for investing overseas (72.8 percent and 66.7 percent of the respondents, respectively). According to the KEXIM survey (Table 4), which breaks down the responses by region/country as well, 46.2 percent of the respondents in the textiles and apparel industry and 100 percent of the respondents in the footwear and leather industry that had invested in Asia regard low-cost labor as the most important motive for ODI. The corresponding figures for China are 100 percent for the two groups of industries.

The textiles and apparel and the leather and footwear industries had been two of Korea's major export industries until it began losing its comparative advantage in labor-intensive industries in the mid-1980s, owing in part to rapid wage increases. Korean firms in those industries had already established highly developed international marketing networks and thus could continue to utilize them in marketing the products of their affiliates in China and other low-cost labor countries. In the case of those two industries it is reasonable to conclude that the exports from the Korean affiliates in China were displacing the export of the same goods from Korea. Whether it has led to bilateral trade in intermediate goods and "reverse imports" will be addressed later in the paper.

---

[5] According to Tseng and Zebregs (2002), the market size is more important as a determinant of European and U.S. FDI in China than for FDI from Hong Kong and Taiwan. That is, the motive for investing in China by European and U.S. investors is similar to that of large Korean investors whereas the motive of Hong Kong and Taiwanese investors is similar to that of Korea's SME investors. See also Graham and Wada (2001).

[6] This survey results are consistent with the result of an econometric study that shows that investments from Hong Kong and Taiwan tend to use China to manufacture goods for export to industrialized countries and also tend to be concentrated in labor-intensive industries that only require low-skill labor (Fung, Iizaka, and Parker 2002).

**<Table 3> KIET Survey on Motives for Korea's ODI in Manufacturing (As of 1996)**

(Unit: %)

| | Natural resource or Raw materials | Low-cost labour | Market Access | High technology | Others | Total (number of sample) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Manufacturing | 10.8 | 55.5 | 22.8 | 1.5 | 9.4 | 100 (618) |
| Food and Beverage | 26.8 | 31.7 | 36.6 | 0.0 | 4.9 | 100 (41) |
| Textiles and Apparel | 8.6 | 72.8 | 11.3 | 0.0 | 7.3 | 100 (151) |
| Footwear and Leather | 2.6 | 66.7 | 15.4 | 0.0 | 15.3 | 100 (39) |
| Wood | 31.0 | 48.3 | 20.7 | 0.0 | 0.0 | 100 (29) |
| Paper and Printing | 14.3 | 57.1 | 7.1 | 0.0 | 21.4 | 100 (14) |
| Petroleum and Chemical | 14.7 | 35.3 | 38.2 | 4.4 | 7.4 | 100 (68) |
| Non-metallic metals | 11.5 | 73.1 | 0.0 | 0.0 | 15.4 | 100 (26) |
| Basic metals | 14.7 | 41.2 | 41.2 | 0.0 | 2.9 | 100 (34) |
| Fabricated metals | 0.0 | 55.6 | 38.9 | 5.6 | 0.0 | 100 (18) |
| Machine and equipment | 14.8 | 44.4 | 18.5 | 11.1 | 11.1 | 100 (27) |
| Electrical Machinery | 0.0 | 69.0 | 27.6 | 0.0 | 3.4 | 100 (29) |
| Electronics and telecomm equipment | 5.4 | 49.5 | 21.5 | 2.2 | 21.4 | 100 (93) |
| Motors and Freight | 6.9 | 41.3 | 44.8 | 0.0 | 7.0 | 100 (29) |

Note: The figures are the shares of the firms indicating the most important motive for investing abroad in total number of surveyed firms.
Source: Ha and Hong (1998), pp.124-125.

**<Table 4> KEXIM Survey on Motives for Korea's ODI in Manufacturing by Industry and Region (As of 1998)**

(Unit: %)

| . | | Natural resource or Raw materials | Low-cost labour | Export Expansion | High technology | Others | Total(number of sample) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Asia [China] | Manufacturing | 8.9 [0.0] | 18.9 [26.2] | 46.7 [50.0] | 0.0 [0.0] | 15.6 [9.5] | 100 (90) [42] |
| | Food and Beverage | 33.3 [0.0] | 0.0 [0.0] | 16.7 [0.0] | 0.0 [0.0] | 50.0 [100] | 100 (6) [3] |
| | Textiles and Apparel | 15.4 [0.0] | 46.2 [100] | 15.4 [0.0] | 0.0 [0.0] | 15.4 [0.0] | 100 (13) [2] |
| | Footwear and Leather | 0.0 [0.0] | 100 [100] | 0.0 [0.0] | 0.0 [0.0] | 0.0 [0.0] | 100 (3) [2] |
| | Petroleum and Chemicals | 33.3 [0.0] | 11.1 [25.0] | 22.2 [50.0] | 0.0 [0.0] | 33.3 [25.0] | 100 (9) [4] |
| | Basic Metals | 0.0 [0.0] | 0.0 [0.0] | 75.0 [80.0] | 0.0 [0.0] | 0.0 [20.0] | 100 (8) [5] |
| | Machine and Equipment | 0.0 [0.0] | 28.6 [33.3] | 57.1 [66.7] | 0.0 [0.0] | 14.3 [0.0] | 100 (7) [6] |
| | Electronics and Telecomm equipment | 0.0 [0.0] | 12.5 [18.8] | 68.8 [62.5] | 0.0 [0.0] | 6.3 [18.8] | 100 (32) [16] |
| | Motors and Freight | 0.0 [0.0] | 16.7 [33.3] | 16.7 [66.7] | 0.0 [0.0] | 33.3 [0.0] | 100 (6) [3] |
| United States | Manufacturing | 9.1 | 0.0 | 63.6 | 0.0 | 18.2 | 100 (11) |
| | Machine and Equipment | 0.0 | 0.0 | 100 | 0.0 | 0.0 | 100 (2) |
| | Electronics and Telecomm equipment | 0.0 | 0.0 | 80.0 | 0.0 | 20.0 | 100 (5) |
| Europe | Manufacturing | 15.4 | 3.8 | 50.0 | 0.0 | 19.2 | 100 (26) |
| | Electronics and Telecomm equipment | 21.4 | 0.0 | 57.1 | 0.0 | 7.1 | 100 (14) |
| | Motors and Freight | 0.0 | 14.3 | 57.1 | 0.0 | 14.3 | 100 (7) |
| Latin America and Africa | Manufacturing | 14.3 | 0.0 | 50.0 | 0.0 | 7.1 | 100 (14) |
| | Textiles and Apparel | 0.0 | 0.0 | 100 | 0.0 | 0.0 | 100 (2) |
| | Basic metals | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 100 (2) |
| | Electronics and Telecomm equipment | 12.5 | 0.0 | 62.5 | 0.0 | 0.0 | 100 (8) |
| All region | Manufacturing | 10.6 | 12.8 | 48.9 | 0.0 | 15.6 | 100 (141) |

Note: 1) The figures are the shares of the firms indicating the most important motive for investing abroad in total number of surveyed firms.
2) The figures in [ ] are the share of the firms indicating the most important motive for investing in China in total number of surveyed firms.
Data Source: KEXIM.

Tables 3 and 4 also show that low-cost labor in the host country was an important factor in the decision to invest overseas for firms in capital-intensive heavy industries such as machinery and equipment, electronics and telecommunications equipment, and motors and freight. This is particularly evident in the case of Korea's ODI in China (Table 4). This apparent contradiction with the theory of comparative advantage (i.e., investment in capital-intensive industries in labor-abundant China) can be easily explained, however, once we recognize the increasingly widespread practice of intra-firm inter-process production arrangements or "international fragmentation" in production process (Jones 2001).[7]

Production processes in heavy industries involve, relative to light manufacturing industries, a large number of separable sub-processes with different requirements for technology and factor intensity — some sub-processes requiring high-tech materials and component parts and others requiring an intensive use of low-cost labor. A firm in such an industry can minimize the unit cost of producing the final output by locating some processes in countries well endowed in physical and human capital and others in countries where low-cost labor is in abundant supply. For example, it may produce high-tech components in the home country where there is a high technological capability while the assembling of components is done in China where there is an ample supply of low-cost labor. Indeed, many Korean firms in heavy industries have made such production arrangements since the late 1980s by establishing assembly plants in China. International fragmentation thus makes it possible for a developing country to become a site for producing some parts of a previously wholly integrated process and to acquire new skills and knowledge by producing them.

The Korean affiliates in heavy industries in China may be serving as an export platform for their parent companies. Even though in that case the affiliates' exports from China are displacing exports from Korea, the international fragmentation of production processes has a positive effect on bilateral trade if parts and components are shipped from parent to affiliate firms.

## 2. Trade Patterns of Korean Affiliates in China

As discussed in the preceding section, we are able to make some informed guesses about the effect on bilateral trade of Korea's ODI in

[7] Jones (2001) defines international fragmentation in the production process as a phenomenon that allows previously integrated production processes at one location to be separated into various component parts, some of them being "outsourced" to other countries. He adds that international fragmentation does not necessarily occur within a multinational corporation and can take place as arm's-length transactions whereby the market is utilized between firms.

China from the knowledge of its motives. In this section we try to find additional information on the ODI-trade nexus by looking into the procurement and sales patterns of affiliates as reported in the KIET and KEXIM surveys. This examination will provide us, however, only with a first approximation of the ODI-trade nexus since it does not take into account the indirect linkage effect of ODI that may take place in other sectors in the economy.

### 2-a. Procurement and Import Patterns

Table 5 reports the sources of procurement made by Korean offshore affiliates, as reported in the two surveys. According to the KIET survey (the top panel of the table), 60.5 percent of the total procurement of intermediate goods and materials by Korean affiliates in China came from Korea, 31.3 percent from local suppliers, and 8.2 percent from third countries. It is interesting to note that Korean affiliates outside of Asia (including China) imported a larger share of their intermediate goods and materials from Korea and procured less from local suppliers (with the exception of the affiliates in North America) in comparison with their counterparts in Asia.

According to the KEIXM survey (the bottom panel of Table 5), the procurement pattern of large-firm affiliates differs from that of all affiliates: The former imported 44.7 percent of intermediate goods and materials from Korea (78 percent of this share came directly from their parent companies or related affiliates). Local suppliers in China accounted for 39.2 percent of total procurement while third countries accounted for 16.1 percent. In other words, Korea's large-firm affiliates in China imported less from Korea, procured more locally and from third countries, implying that Korea's SME-affiliates in China relied more heavily than their large-firm counterparts on imports from Korea and less from local and third-country sources. This difference may be due to the networks of SMEs being more localized in Korea than those of large firms, which we expect to be more global in reach. Another reason might be that, relative to SMEs, large firms are concentrated in capital-intensive industries, which are internationally more fragmented in production processes than labor-intensive industries in which ODI from SMEs is concentrated.

The results of the KEXIM survey are consistent with the information obtained from the KIET survey. That is, Korean affiliates in China imported a large share of their intermediate goods and materials from Korea, albeit not as much as that by those outside of Asia (including China). They generally procured more from local suppliers, creating substantial backward linkages within China. These results lead the conclusion that as far as procurement by affiliates is concerned Korea's ODI in China has had a positive effect on bilateral trade and has

**<Table 5> Sources of Procurement by Offshore Affiliates of Korean Firms by Region**

(Unit: % of total procurement)

| KIET Survey (As of 1996) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Local Procurement | Import | | Total |
| | | Korea | Third Countries | |
| Asia | 37.4 | 52.3 | 10.3 | 100 |
| China | 31.3 | 60.5 | 8.2 | 100 |
| North America | 34.6 | 64.8 | 0.5 | 100 |
| Europe | 19.6 | 80.1 | 0.3 | 100 |
| Latin America | 12.6 | 85.9 | 1.5 | 100 |
| KEXIM Survey (As of 2000) | | | | |
| | Local Procurement | Import | | Total |
| | | Korea | Third Countries | |
| Asia | 45.4 (3.8) | 33.4 (30.2) | 21.3 (9.3) | 100 |
| China | 39.2 (3.1) | 44.7 (34.8) | 16.1 (8.1) | 100 |
| North America | 20.1 (8.4) | 58.7 (56.9) | 21.2 (14.7) | 100 |
| Europe | 23.0 (7.9) | 48.9 (45.4) | 28.1 (14.4) | 100 |
| Latin America | 31.0 (14.8) | 51.6 (46.4) | 17.5 (8.6) | 100 |

Note: Figures in parenthesis of KEXIM survey are the share of the related affiliates out of total procurement.
Source: Ha and Hong (1998), KEXIM.

created extensive backward linkages, thus contributing to the economic integration of the two countries.

Table 6 shows the procurement pattern of offshore affiliates by manufacturing industry, as reported in the KIET survey. For affiliates in food and beverages—natural-resource-based industries in which the motive for ODI is to obtain natural resources in the host country—the share of imports from Korea was, as to be expected, small, 7.2 and 0.9 percent, respectively. Their share of local procurement was quite large, 91.4 and 98.9 percent, respectively, indicating a strong backward linkage effect of ODI.

In a number of labor-intensive industries and in some heavy industries the share of imports from Korea was very large. In the former group are the textile and the footwear and leather industries, where the share of inputs imported from Korea was 74.8 percent and 90.8 percent, respectively. In the latter group are the fabricated metals, electrical machinery, motors and freight, and electronics and telecommunication equipment industries, where the share was 96.0, 74.5, 68.9 and 64.7 percent, respectively. For affiliates in those industries local procurement accounted for a small share of intermediate goods and materials, indicating that they are basically assemblers of imported parts utilizing low-cost labor in the host country.

Table 7 reports the procurement pattern of Korea's large-firm affiliates in China. In footwear and leather, basic metals, and machinery and equipment at least one half of intermediate goods and materials was imported from Korea. In food and beverage, apparel, non-metallic minerals, and motors and freight a significant portion of inputs was supplied locally, a sign of strong backward linkages of ODI in China by large-firm affiliates. In textiles and basic metals at least a third of inputs was imported from third countries.

For manufacturing as a whole the share of inputs imported from Korea was 45.2 percent while the share of local procurement was 38.5 percent. These high figures suggest that ODI in China by Korea's large-firm affiliates has had a positive effect on economic integration of the two countries.[8]

### 2-b. Sales and Export Patterns

Table 8 reports the sales and exports of Korean affiliates as reported in the two surveys. Korean affiliates in China exported 69.9 percent of their output to the rest of the world—27.9 percent to Korea and 42.0 percent to third countries (the top panel of the table). In comparison,

[8] Doner (1997) argues that foreign affiliates in developing countries initially tend to rely heavily on their parent companies for intermediate goods but subsequently reduce their reliance on them as they develop supplier networks within the host country.

**<Table 6> KIET Survey on Sources of Procurement by Offshore Affiliates of Korean Firms in Manufacturing by Industry (As of 1996)**

(Unit: % of total procurement)

| | Local Procurement | Import | | Total |
|---|---|---|---|---|
| | | Korea | Third Countries | |
| Manufacturing | 47.3 | 46.0 | 6.7 | 100 |
| Food and Beverage | 91.4 | 7.2 | 1.3 | 100 |
| Textiles | 21.8 | 74.8 | 3.4 | 100 |
| Apparel | 49.1 | 49.1 | 1.8 | 100 |
| Footwear and Leather | 7.0 | 90.8 | 2.2 | 100 |
| Wood | 32.8 | 51.5 | 15.7 | 100 |
| Paper and Printing | 62.0 | 32.6 | 5.4 | 100 |
| Petroleum and Chemicals | 30.9 | 33.0 | 36.1 | 100 |
| Non-metallic metals | 48.8 | 39.5 | 11.6 | 100 |
| Basic metals | 98.9 | 0.9 | 0.2 | 100 |
| Fabricated metals | 0.9 | 96.0 | 3.1 | 100 |
| Machinery and equipment | 68.1 | 27.4 | 4.5 | 100 |
| Electrical Machinery | 25.0 | 74.5 | 0.4 | 100 |
| Electronics and telecomm equipment | 16.7 | 64.7 | 18.6 | 100 |
| Motors and Freight | 31.1 | 68.9 | 0.0 | 100 |

Source: Ha and Hong (1998), pp.66-67.

**<Table 7> KEXIM Survey on Sources of Procurement by Korea's Large-Firm Affiliates in China in Manufacturing by Industry (As of 2000)**

(Unit: % of total procurement)

| | China | | |
|---|---|---|---|
| | Local Procurement | Import | |
| | | Korea | Third Countries |
| Manufacturing | 38.5 (3.1) | 45.2 (35.1) | 16.2 (8.1) |
| Food and Beverage | 80.0 (0.0) | 20.0 (0.0) | 0.0 (0.0) |
| Textiles | 29.5 (0.0) | 32.2 (32.2) | 38.3 (22.0) |
| Apparel | 72.1 (0.0) | 24.8 (24.8) | 3.1 (0.0) |
| Footwear and Leather | 29.9 (0.0) | 68.5 (68.5) | 1.5 (0.0) |
| Petroleum and Chemicals | 44.2 (0.0) | 27.9 (13.3) | 27.8 (0.0) |
| Non-metallic Minerals | 100.0 (0.0) | 0.0 (0.0) | 0.0 (0.0) |
| Basic Metals | 17.0 (0.3) | 49.8 (21.5) | 33.1 (26.4) |
| Machinery and Equipment | 10.0 (0.0) | 67.4 (67.4) | 22.6 (0.0) |
| Electronics and Telecommunication Equipment | 41.8 (4.8) | 45.1 (37.7) | 13.1 (6.8) |
| Motors and Freight | 55.6 (0.0) | 44.4 (44.4) | 0.0 (0.0) |

Note: 1) Figures in parenthesis are the share of related affiliates out of total procurement.
Data Source: KEXIM.

**<Table 8> Sales Destination of Offshore Affiliates of Korean Firms by Region**

(Unit: % of total sales)

| KIET Survey (As of 1996) | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Local Sales | Export | | Total |
| | | Korea | Third Countries | |
| Asia | 64.5 | 14.2 | 21.3 | 100 |
| China | 30.2 | 27.9 | 42.0 | 100 |
| North America | 93.9 | 3.6 | 2.5 | 100 |
| Europe | 69.9 | 1.4 | 28.7 | 100 |
| Latin America | 58.0 | 10.9 | 31.1 | 100 |
| KEXIM Survey (As of 2000) | | | | |
| | Local Sales | Export | | Total |
| | | Korea | Third Countries | |
| Asia | 49.1 (2.5) | 30.0 (25.5) | 20.9 (9.4) | 100 |
| China | 46.7 (7.1) | 24.5 (23.8) | 28.8 (13.9) | 100 |
| North America | 83.5 (2.2) | 5.5 (3.6) | 11.0 (4.2) | 100 |
| Europe | 50.1 (6.2) | 7.2 (4.4) | 42.7 (9.8) | 100 |
| Latin America | 68.5 (13.2) | 20.1 (20.1) | 11.4 (4.2) | 100 |

Note: Figures in parenthesis of KEXIM survey are the share of the related affiliates out of total sales.
Source: Ha and Hong (1998), KEXIM.

its large-firm affiliates exported 53.3 percent of their output to the rest of the world—24.5 percent to Korea and 28.8 percent to third countries (the bottom panel of the table), indicating that Korea's SME affiliates in China exported a much larger share of their output. The share of local sales by the affiliates outside of China was much larger than that by the affiliates operating in China, suggesting that the latter performed largely as an export platform for Korean companies, especially for its SMEs.

Table 9 shows that the Korean manufacturing affiliates as a whole sold 66.1 percent of their output in the host countries and exported 9.4 percent to Korea and 24.5 percent to third countries. It also shows a wide industry variation in the shares of local sales and exports. In food and beverage, petroleum and chemicals, non-metallic minerals, basic metals, fabricated metals, machinery and equipment, and motors and freight more than a half of the affiliate output was sold locally. In contrast, in textiles, apparel, footwear and leather, wood, paper and printing, electrical machinery, and electronics and telecommunication equipment more than a half of the output was exported. Reverse imports—exports back to Korea—accounted for 9.4 percent of the entire manufacturing sector output and was especially large in wood (41.9 percent) and electrical machinery (44.4 percent).

The large reverse imports in wood reflect a strategy of Korean firms for developing and importing resource-based products, which are in short supply in Korea. In contrast, the large share of reverse imports of electrical machinery in total sales reflects Korea's changing comparative advantage and the displacement of home production with imports in some of the consumer durable goods markets in Korea.

Table 10 reports the sales and exports of large-firm affiliates in China, as reported in the KEXIM survey. For the entire manufacturing sector, local sales in China accounted for 45.8 percent of total sales, reverse imports 24.9 percent, and exports to third countries 29.3 percent. Reverse imports were especially large in non-metallic minerals (89.1 percent) followed by apparel (41.1 percent), textiles (38.3 percent), and electronics and telecommunication equipment (32.4 percent). As noted earlier (see Table 7), offshore affiliates in most of those industries procured much of their intermediate products from their parent companies; i.e., apparel 24.8 percent, textiles 32.2 percent, electronics and telecommunication equipment 45.1 percent. This pattern of procurement, combined with heavy reliance on reverse imports, suggests the importance of intra-firm trade for large-firm affiliates in those industries.

For large-firm affiliates in China in the footwear and leather industry, third-country markets accounted for 79.5 percent of their total sales; for those in apparel 41.8 percent; and for those in electronics and telecommunication equipment 34.7 percent.

**<Table 9> KIET Survey on Sales Destination of Offshore Affiliates of Korean Firms in Manufacturing by Industry(As of 1996)**

(Unit: % of total sales)

| | Local Sales | Export | | Total |
|---|---|---|---|---|
| | | Korea | Third Countries | |
| Manufacturing | 66.1 | 9.4 | 24.5 | 100 |
| Food and Beverage | 77.2 | 10.2 | 12.6 | 100 |
| Textiles | 31.7 | 21.0 | 47.3 | 100 |
| Apparel | 24.5 | 19.8 | 55.7 | 100 |
| Footwear and Leather | 26.7 | 21.6 | 51.7 | 100 |
| Wood | 41.8 | 41.9 | 16.3 | 100 |
| Paper and Printing | 2.9 | 23.4 | 73.7 | 100 |
| Petroleum and Chemicals | 64.3 | 13.5 | 22.1 | 100 |
| Non-metallic metals | 67.3 | 20.5 | 12.2 | 100 |
| Basic metals | 95.4 | 2.3 | 2.3 | 100 |
| Fabricated metals | 56.8 | 3.8 | 39.5 | 100 |
| Machinery and equipment | 97.5 | 2.4 | 0.1 | 100 |
| Electrical Machinery | 19.4 | 44.4 | 36.1 | 100 |
| Electronics and telecommunication equipment | 27.4 | 7.6 | 65.1 | 100 |
| Motors and Freight | 86.7 | 0.9 | 12.3 | 100 |

Source: Ha and Hong (1998), pp.56-57.

**<Table 10> KEXIM Survey on Sales Destination of Korea's Large-Firm Affiliates in China in Manufacturing by Industry (As of 2000)**

(Unit: % of total procurement)

| | China | | |
|---|---|---|---|
| | Local Sales | Export | |
| | | Korea | Third Countries |
| Manufacturing | 45.8 (7.2) | 24.9 (24.2) | 29.3 (14.1) |
| Food and Beverage | 76.2 (0.0) | 0.0 (0.0) | 23.8 (0.0) |
| Textiles | 36.0 (6.1) | 38.3 (38.3) | 25.7 (0.0) |
| Apparel | 17.0 (0.0) | 41.1 (41.1) | 41.8 (0.0) |
| Footwear and Leather | 0.2 (0.0) | 20.3 (20.3) | 79.5 (0.0) |
| Petroleum and Chemicals | 75.1 (12.9) | 11.4 (11.4) | 13.6 (11.5) |
| Non-metallic Minerals | 10.9 (0.0) | 89.1 (89.1) | 0.0 (0.0) |
| Basic Metals | 97.8 (18.9) | 0.0 (0.0) | 2.2 (0.2) |
| Machinery and Equipment | 100.0 (12.2) | 0.0 (0.0) | 0.0 (0.0) |
| Electronics and Telecommunication Equipment | 33.0 (5.1) | 32.4 (31.2) | 34.7 (21.2) |
| Motors and Freight | 79.6 (0.0) | 20.4 (20.4) | 0.0 (0.0) |

Note: 1) Figures in parenthesis are the share of related affiliates of total sales.
Data Source: KEXIM.

Reverse imports resulting from ODI clearly add to bilateral trade between home and host countries and reflect a changing comparative advantage between the two countries.

What motivated Korean firms to invest in China was the rapidly increasing labor cost at home and an abundant supply of low-cost labor in China. An increasing gap in the labor cost between the two countries would have caused a contraction in labor-intensive industries in Korea and an expansion in the same in China even without the transplantation of those industries to China through ODI and would have led to Korea's importing labor-intensive products from China. What ODI has done is to bring about a more rapid response of the international division of labor to changing comparative advantage and a greater expansion of bilateral trade between Korea and China than would have been otherwise (Ogawa and Lee 1996).

## IV. Sectoral and Geographical Distribution of Korea's ODI in China and Its Determinants

FDI in China is not evenly distributed throughout the country, being highly concentrated in the coastal areas (Broadman and Sun 1997, OECD 2000). Such geographical concentration implies that the effect of FDI on economic growth and integration into the world economy is not evenly distributed throughout China. If Korea's ODI follows the same pattern its effect on bilateral economic integration will be also unevenly distributed, some areas in China being more integrated with Korea than others. In this section we investigate the geographical distribution of Korea's ODI in China to find out the spatial distribution of its integrative effect in China.

As is clear on Table 11, Korea's ODI in China is, like FDI in China in general, concentrated in the coastal areas, which received 88.9 percent ($2,896 million) of total FDI from Korea in 1993-97. The inland areas and the autonomous regions received only 9.3 percent and 1.8 percent, respectively, during the same period.

Among the coastal areas the Shandong province is the most favored destination for Korean investment (28.5 percent of Korea's ODI in China), followed by the Liaoning province (11.6 percent), the Jiangsu province (11.3 percent), the city of Shanghai (11.3 percent), the city of Tianjin (10.7 percent) and the city of Beijing (7.6 percent). It is noteworthy to point out that Korea's ODI is concentrated, relative to FDI from the world, in Shandong, Liaoning, Shanghai, Tianjin and Beijing—areas that are along the Yellow Sea and nearest to Korea.

Another noteworthy point is that three provinces in China's northeastern region (Liaoning, Jilin and Heilongjiang) have received

**<Table 11> Geographical Distribution of FDI in China by Region (Cumulative, US$ Million)**

| | | From Korea (1993-1997) | | | From the World (1994-1997) |
|---|---|---|---|---|---|
| | | Total | Large Firm | SMEs | |
| Coastal areas | | 2,896.3 (88.9%) | 1,777.0 (90.7%) | 1,119.3 (86.2%) | 135,609.7 (85.4%) |
| | Shandong | 927.2 (28.5%) | 434.4 (22.2%) | 492.8 (38.0%) | 10,650.5 (6.7%) |
| | Jiangsu | 369.1 (11.3%) | 293.7 (15.0%) | 75.4 (5.8%) | 19,599.2 (12.3%) |
| | Liaoning | 377.0 (11.6%) | 188.1 (9.6%) | 188.9 (14.6%) | 6,968.9 (4.4%) |
| | Tianjin | 348.1 (10.7%) | 209.1 (10.7%) | 139.0 (10.7%) | 7,200.0 (4.5%) |
| | Shanghai | 367.4 (11.3%) | 304.7 (15.6%) | 62.7 (4.8%) | 13,532.0 (8.5%) |
| | Beijing | 248.7 (7.6%) | 181.0 (9.2%) | 67.7 (5.2%) | 5,597.3 (3.5%) |
| | Guangdong | 106.0 (3.3%) | 71.9 (3.7%) | 34.1 (2.6%) | 44,112.6 (27.8%) |
| | Hebei | 51.9 (1.6%) | 26.2 (1.3%) | 25.8 (2.0%) | 3,003.4 (1.9%) |
| | Zhejiang | 72.1 (2.2%) | 55.8 (2.8%) | 16.3 (1.3%) | 5,432.3 (3.4%) |
| | Fujian | 19.7 (0.6%) | 5.6 (0.3%) | 14.1 (1.1%) | 16,038.7 (10.1%) |
| | Hainan | 9.1 (0.3%) | 6.5 (0.3%) | 2.6 (0.2%) | 3,474.8 (2.2%) |

**<Table 11> continued**

| | | From Korea (1993-1997) | | | From the World (1994-1997) |
|---|---|---|---|---|---|
| | | Total | Large Firm | SMEs | |
| Inland areas | | 301.8 (9.3%) | 128.3 (6.5%) | 173.5 (13.4%) | 19,611.4 (12.4%) |
| | Jilin | 125.8 (3.9%) | 51.0 (2.6%) | 74.8 (5.8%) | 1,503.8 (0.9%) |
| | Heilongjiang | 108.6 (3.3%) | 24.7 (1.3%) | 83.9 (6.5%) | 2,166.2 (1.4%) |
| | Hunan | 29.8 (0.9%) | 28.6 (1.5%) | 1.2 (0.1%) | 2,501.2 (1.6%) |
| | Hubei | 14.0 (0.4%) | 12.3 (0.6%) | 1.7 (0.1%) | 2,756.4 (1.7%) |
| | Anhui | 4.4 (0.1%) | 2.0 (0.1%) | 2.4 (0.2%) | 1,793.6 (1.1%) |
| | Henan | 3.0 (0.1%) | 0.0 (0.0%) | 3.0 (0.2%) | 2,080.9 (1.3%) |
| | Shanxi | 2.4 (0.1%) | 0.3 (0.02%) | 2.2 (0.2%) | 502.5 (0.3%) |
| | Sichuan | 7.4 (0.2%) | 6.4 (0.3%) | 1.1 (0.1%) | 2,570.7 (1.6%) |
| | Shaanxi | 3.9 (0.1%) | 2.6 (0.1%) | 1.3 (0.1%) | 1,517.1 (1.0%) |
| | Jiangxi | 0.9 (0.03%) | 0.0 (0.0%) | 0.9 (0.1%) | 1,332.9 (0.8%) |
| | Guizhou | 0.4 (0.01%) | 0.4 (0.02%) | 0.0 (0.0%) | 201.8 (0.1%) |
| | Yunnan | 1.1 (0.03%) | 0.0 (0.0%) | 1.1 (0.1%) | 393.7 (0.2%) |
| | Gansu | 0.0 (0.0%) | 0.0 (0.0%) | 0.0 (0.0%) | 283.1 (0.2%) |
| | Qinghai | 0.0 (0.0%) | 0.0 (0.0%) | 0.0 (0.0%) | 7.5 (0.004%) |
| Autonomous Regions | | 59.3 (1.8%) | 54.0 (2.8%) | 5.3 (0.4%) | 3,516.1 (2.2%) |
| Total | | 3,257.4 (100%) | 1,959.3 (100%) | 1,298.1 (100%) | 158,737.2 (100%) |

Data Source: KEXIM, www.koreaexim.go.kr/oeis/index.hml, National Bureau of Statistics of China, www.stats.gov.cn

significant amounts of FDI from Korea, particularly from its SMEs, when the same provinces have received relatively negligible amounts from other countries. We explain this difference as due to the fact that those three provinces have the highest concentration of ethnic Koreans in China:[9] The common language and some commonality in culture would have the effect of reducing the transactions cost in investing overseas, such cost reduction being more important for SMEs than large-firm affiliates.

Table 12 reports the distribution of Korea's ODI in China by province and by sector. In 1993-97 Korea's ODI in manufacturing in China amounted to $2,649 million, about 81 percent of Korea's total ODI in China. Within the manufacturing sector, electronics and telecommunication equipment registered the largest share (18.8 percent), followed by textiles and apparel (17.2 percent), machinery and equipment (10.4 percent), and petroleum and chemicals (9.4 percent). Investment by SMEs was concentrated in light industries such as textile and apparel, footwear and leather, and wood and furniture, whereas investment by large firms was concentrated in heavy and chemical industries such as electronics and telecommunication equipment, motors and freight, non-metallic minerals, and basic metals.

The city of Tianjin was the largest recipient of Korean investment in electronics and telecommunication equipment whereas the provinces of Shandong, Liaoning and Jiangsu were the largest recipients of investment in textiles and apparel, machinery and equipment, and basic metal, respectively.

In order to find out the factors that determine the geographical distribution of Korea's ODI in China we carry out a regression analysis of the following location choice model of FDI that includes variables representing the level of economic development and foreign investment policies of different regions. The model is applied to two different sets of FDI data, one for large-firms and the other for SMEs.

$$ODI_i = \beta_1 + \beta_2 Y_i + \beta_3 W_i + \beta_4 E_i + \beta_5 I_i + \beta_6 DP_i + \beta_7 DK_i + \varepsilon_i$$

where

$ODI_i$ = log of Korea's net cumulative direct investment in a manufacturing industry in region i in 1993-97,

$Y_i$ = log of nominal GDP of region i in 1995,

$W_i$ = log of nominal annual average wage for staff and workers in region i in 1995,

$E_i$ = ratio of the number of students enrolled in higher education to population in region i in 1995,

[9] According to the 1990 China Census Data, ethnic Koreans in China numbered 1.92 million with 97 percent (1.86 million) residing in the three provinces in northeastern region (1.18 million in Jilin, 0.45 million in Heilongjiang, and 0.23 million in Liaoning).

**<Table 12> Korea's Net Outward Manufacturing Investment in China (Cumulative, 1993-97): By Sector and Region**

(Unit: US$ thousand, %)

| | (1) FB | (2) TA | (3) FL | (4) WF | (5) PP | (6) PC | (7) NM | (8) BM | (9) FM | (10) ME | (11) ET | (12) MF | (13) OT | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Shandong | 43,296 | 219,325 | 80,888 | 9,242 | 9,568 | 48,536 | 123,016 | 8,187 | 20,511 | 58,437 | 85,949 | 119,975 | 66,699 | 893,629 [33.7] |
| Jiangsu | 11,798 | 65,824 | 6,824 | 1,556 | 580 | 72,128 | 8,710 | 87,067 | 1,196 | 25,816 | 70,377 | 1,680 | 4,949 | 358,505 [13.5] |
| Liaoning | 9,281 | 39,926 | 27,692 | 14,290 | 11,076 | 16,089 | 28,907 | 17,818 | 9,143 | 73,104 | 26,710 | 19,478 | 11,391 | 304,905,[11.5] |
| Tianjin | 4,423 | 38,997 | 9,860 | 1,016 | 1,214 | 33,818 | 3,210 | 6,102 | 14,154 | 11,975 | 146,740 | 3,722 | 59,462 | 334,693 [12.6] |
| Shanghai | 8,366 | 17,846 | 1,214 | 2,151 | 21,678 | 1,608 | 6,487 | 300 | 5,795 | 8,171 | 42,506 | 14,610 | 8,695 | 139,427 [5.3] |
| Beijing | 22,709 | 7,259 | 2,204 | 309 | 680 | 14,116 | 18,059 | 1,190 | 5,013 | 18,443 | 39,092 | 4,743 | 5,273 | 139,090 [5.3] |
| Guangdong | 3,500 | 3,094 | 1,760 | 3,508 | 308 | 9,298 | 150 | 12,387 | 2,984 | 7,657 | 47,541 | 8,500 | 3,986 | 104,673 [4.0] |
| Hebei | 17,321 | 8,389 | 1,204 | 1,108 | 86 | 1,119 | 2,014 | 2,824 | 1,469 | 8,440 | 100 | 141 | 2,767 | 46,982 [1.8] |
| Zhejiang | 3,498 | 8,675 | 825 | 797 | 1,361 | 28,120 | 730 | 521 | 84 | 591 | 220 | 150 | 2,169 | 47,741 [1.8] |
| Fujian | 0 | 1,256 | 0 | 0 | 0 | 3,780 | 280 | 2,191 | 52 | 1,220 | 888 | 7,131 | 2,811 | 19,609 [0.7] |
| Hainan | 0 | 0 | 0 | 20 | 0 | 200 | 1,800 | 6,456 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 8,476 [0.3] |
| Jilin | 11,906 | 34,158 | 643 | 8,320 | 2,571 | 10,663 | 4,713 | 3,302 | 2,890 | 4,387 | 6,200 | 1,894 | 1,912 | 93,559 [3.5] |
| Heilongjiang | 6,257 | 4,725 | 951 | 3,090 | 1,773 | 2,880 | 1,167 | 2,031 | 898 | 54,873 | 1,840 | 1,048 | -2,073 | 79,460 [3.0] |
| Hunan | 0 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 28,618 | 0 | 1,100 | 29,818 [1.1] |
| Hubei | 391 | 5,480 | 0 | 70 | 0 | 300 | 0 | 0 | 0 | 50 | 0 | 6,900 | 0 | 13,191 [0.5] |
| Anhui | 1,000 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1,254 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2,000 | 25 | 70 | 4,349 [0.2] |

**<Table 12> continued**

(Unit: US$ thousand, %)

| | (1) FB | (2) TA | (3) FL | (4) WF | (5) PP | (6) PC | (7) NM | (8) BM | (9) FM | (10) ME | (11) ET | (12) MF | (13) OT | Total |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Henan | 906 | 0 | 0 | 0 | 0 | 902 | 64 | 0 | 0 | 526 | 80 | 0 | 50 | 2,528 [0.1] |
| Shanxi | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1,120 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1,120 [0.04] |
| Sichuan | 0 | 781 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 156 | 0 | 0 | 937 [0.04] |
| Shaanxi | 315 | 0 | 0 | 0 | 0 | 12 | 0 | 0 | 0 | 0 | 200 | 0 | 211 | 738 [0.03] |
| Jiangxi | 0 | 146 | 0 | 0 | 22 | 0 | 0 | 0 | 0 | 139 | 0 | 0 | 0 | 307 [0.01] |
| Guizhou | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 414 | 0 | 414 [0.02] |
| Yunnan | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 [0.0] |
| Gansu | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 [0.0] |
| Qinghai | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 [0.0] |
| Total | 145,636 | 456,191 | 134,065 | 45,477 | 50,942 | 249,050 | 201,837 | 150,376 | 64,189 | 276,076 | 499,217 | 205,926 | 169,544 | 2,648,526 [100] |
| | (5.5) | (17.2) | (5.1) | (1.7) | (1.9) | (9.4) | (7.6) | (5.7) | (2.4) | (10.4) | (18.8) | (7.8) | (6.4) | (100) |
| Large | 80,282 | 185,955 | 29,850 | 7,973 | 22,893 | 131,212 | 149,353 | 125,341 | 14,393 | 136,074 | 376,661 | 149,078 | 57,510 | 1,466,575 |
| | <55.1> | <40.8> | <22.3> | <17.5> | <44.9> | <52.7> | <74.0> | <83.4> | <22.4> | <49.3> | <75.5> | <72.4> | <33.9> | <55.4> |
| SMEs | 65,354 | 270,236 | 104,215 | 37,504 | 28,049 | 117,838 | 52,484 | 25,035 | 49,796 | 140,002 | 122,556 | 56,848 | 112,034 | 1,181,951 |
| | <44.9> | <59.2> | <77.7> | <82.5> | <55.1> | <47.3> | <26.0> | <16.6> | <77.6> | <50.3> | <24.5> | <27.6> | <66.1> | <44.6> |

Note: (1) Food and Beverage (FB), (2) Textiles and Apparel (TA), (3) Footwear and Leather (FL), (4) Wood and Furniture (WF), (5) Paper and Printing (PP), (6) Petroleum and Chemicals (PC), (7) Non-Metallic Minerals (NM), (8) Basic Metals (BM), (9) Fabricated Metals (FM), (10) Machinery and Equipment (ME), (11) Electronics and Telecommunication Equipment (ET), (12) Motors and Freight (MF), (13) Others (OT)

Data Source: KEXIM, www.koreaexim.go.kr/oeis/index.hml

$I_i$ = total length of road in region i per square kilometer of land in 1995,
$DP_i$ = dummy variable for Special Economic Zones and Open Coastal Cities,
$DK_i$ = dummy variable for provinces where ethnic Koreans constitute a major minority group,
E = stochastic disturbance term

Y, GDP, represents the market size of a region and is expected to have a positive coefficient and the variable W, with a negative expected coefficient, is to capture low-cost labor as a motive for Korea's ODI in China. The variable E is to capture the importance of the availability of skilled labor as a motive for ODI and is expected to have a positive coefficient. It is well recognized in the literature that the availability of infrastructure is an important factor in the decision on where to locate FDI and various indicators have been used as a measure of infrastructure availability. In our regression we use the total length of road within a region (I), normalized by its geographical size, as a measure of infrastructure availability.

The regression model also includes a dummy variable for preferential policies for FDI inflows. As is well known, China has a number of open economic zones such as Special Economic Zones (SEZs) and Open Coastal Cities (OCCs), which offer special tax incentives and maintain a liberal trade and investment regime but are separated from China's internal markets. The policy dummy variable (DP) is assigned value 1 for Guangdong, Fujian, Hainan, Liaoning, Hebei, Tianjin, Shandong, Jiangsu, Zhejiang, areas designated as either SEZ or OCC, and value 0 for other areas. The expected sign for DP is positive. Another dummy variable (DK) is included in the model to find out whether common culture/language mattered in locational decisions of Korean investors. It is assigned value 1 for the three provinces of Jilin, Heilongjiang, and Liaoning where ethnic Koreans constitute a major minority group and value 0 for other provinces.

The dependent variable employed in the model is the net cumulative manufacturing investment for 1993-97. For estimation we apply the canonical censored regression model, given that the dependent variable is left censored at zero. All the data for the independent variables are for 1995, a midpoint in the 1993-97 period.[10]

We have shown in the preceding sections that there is a significant difference in the motives for ODI as well as in the sales and procurement patterns between large firms and SMEs. Those differences imply that the large-firm affiliates would be much more sensitive to the

[10] Data for the variables used in the regression analysis are from the following sources: ODI from KEXIM (www.koreaexim.go.kr/oeis/index.hml), variables Y, W, E, and I from National Bureau of Statistics of China (NBS) (www.stats.gov.cn).

size of local market and less sensitive to labor cost and would produce more of their output for local markets than SMEs. They also imply a larger regression coefficient of the local market size (Y) for large-firm affiliates than for SMEs and a smaller absolute value of the negative coefficient of labor cost (W) for large-firm affiliates than for SMEs.

Two sets of regression results are reported on Table 13. The first set (Model I), which includes all the independent variables discussed above, shows that in the case of SMEs all the explanatory variables are statistically significant and have the correct signs whereas in the case of the large-firm affiliates only the market size (Y) and the policy dummy variable (DP) are significant and have the correct signs. Model I, however, suffers from multi-collinearity as the infrastructure variable (I) is highly correlated with wage (W) and education (E).[11]

The second set of regression results (Model II), which excludes infrastructure as an independent variable, shows that the estimate of the market size (Y) is positive and statistically significant for both large-firm affiliates and SMEs and is larger for the former than the latter, a result consistent with the survey results discussed in a preceding section.

The estimate of the wage-rate coefficient is negative for both large firms and SMEs, as expected, but is statistically significant only in the case of SMEs. This result is consistent with the survey result that low-cost labor is the most important motive for SMEs but not for large-firm affiliates. There is also a notable difference between large-firm affiliates and SMEs with respect to the effect of labor quality (E) on Korea's ODI in China. The coefficient of this variable is much larger for large-firm affiliates than for SMEs.

These results are consistent with the observation made earlier that investments in China by SMEs are concentrated in low-skilled labor-intensive industries such as textiles and apparel, footwear and leather, and wood and furniture whereas investments by large firms are concentrated in capital- and technology-intensive industries such as electronics and telecommunication equipment, and motors and freight that require more skilled labor. For the first group of investments, low-cost labor is a more important factor in determining where to locate than the quality of labor and conversely for the second.

The dummy variable for preferential policies has a positive and statistically significant coefficient for both large-firm affiliates and

[11] <Correlation Matrix for the Explanatory Variables>

| | Y | W | E | I | DP | DK |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Y | 1.00 | | | | | |
| W | 0.14 | 1.00 | | | | |
| E | 0.04 | 0.63 | 1.00 | | | |
| I | 0.34 | 0.73 | 0.70 | 1.00 | | |
| DP | 0.35 | 0.33 | -0.08 | 0.35 | 1.00 | |
| DK | 0.05 | -0.30 | 0.06 | -0.23 | -0.02 | 1.00 |

**<Table 13> Locational Determinants of Korean Firms' Manufacturing Investment in China (1993-97)**

| | Model I | | Model II | |
|---|---|---|---|---|
| | Large firms | SMEs | Large firms | SMEs |
| GDP | 1.94 *<br>(1.9) | 1.88 ***<br>(4.5) | 2.13 **<br>(2.0) | 2.08 ***<br>(3.8) |
| Wage | -4.83<br>(-0.8) | -7.03 ***<br>(-2.73) | -2.12<br>(-0.4) | -5.01 *<br>(-1.9) |
| Labour Quality | 6.45<br>(1.6) | 4.02 **<br>(2.0) | 9.4 ***<br>(2.9) | 6.89 ***<br>(4.1) |
| Infrastructure | 11.62<br>(1.1) | 11.02 **<br>(2.5) | - | - |
| Dummy: Government policy | 5.70 ***<br>(3.0) | 3.15 ***<br>(3.6) | 6.6 ***<br>(3.6) | 3.87 ***<br>(4.2) |
| Dummy: Korean People | 3.92<br>(1.5) | 3.96 ***<br>(3.3) | 3.02<br>(1.2) | 2.67 **<br>(2.2) |
| Constant | 30.20<br>(0.6) | 52.76 **<br>(2.5) | 8.1<br>(0.2) | 36.5 *<br>(1.7) |
| Adjusted $R^2$ | 0.55 | 0.77 | 0.56 | 0.73 |

Note: 1) t-values are in parenthesis. ***, ** and * indicate that the coefficient is significantly different from zero at 1, 5 and 10 percent levels respectively.

SMEs with the effect being stronger on investments from large-firms than those from SMEs. Finally, the estimate of the coefficient of the dummy variable for common culture/language is positive and statistically significant for SMEs but not significant for large-firm affiliates, as expected.

## V. Concluding Remarks

No single motive drives a country's ODI and Korea's case is no exception: Some firms have invested in China to take advantage of its cheap labor and others have invested in China for market access or to secure its natural resources. In spite of such diverse motives the data presented in this paper suggest that Korea's ODI in China as a whole has had a positive effect on the two countries' bilateral trade. We also have found out that Korea's ODI in China is not evenly distributed throughout China, being limited mostly to the coastal areas and the areas with a high concentration of ethnic Koreans.

If by economic integration we mean that capital, labor, and goods and services can move between countries more freely than otherwise, Korea's ODI in China certainly has had and will continue to have a positive effect on the economic integration of the two countries. It will further the integrative process by promoting information and personnel exchange between the two countries and by inducing them to abide by contracts and accept property rights and the rule of law and to realize the importance of cross-border harmonization of rules and regulations on trade and investment. These are the effects of ODI that are rarely quantified and seldom discussed in the literature but perhaps are more important for regional integration in the long run.

Recently, at a meeting in Beijing a group of Korean business leaders proposed that China, Japan and Korea establish a joint policy coordination body with the aim of creating a Northeast Asian free trade area (*Digital Korea Herald*, Friday June 7, 2002).[12] Creating such an area would be a difficult task in the short run because there are a number of economic, historical and political factors unique to the region that many argue hinder its immediate establishment (Lee, forthcoming; Schott and Goodrich 2001, Seliger 2002). Those factors should not be, however, a barrier to the establishment of a joint policy coordination body, which

[12] A similar proposal for establishing a regional economic cooperation body, the Council for Northeast Asian Economic Cooperation, was made by Lee (2001) in August 2001. His rationale for the proposal is that although establishing a free trade area of China, Japan, and Korea in the near future is unlikely a cooperation body can perform some useful functions such as strengthening the voice of the three countries in the international arena and pave the way to future formal economic integration in the region.

can carry out the task of promoting trade and investment among them and contributing to the creation of a strong regional identity. That way it will pave the way toward building formal regional machinery in Northeast Asia.

# References

Bende-Nabende, Anthony, *Globalisation, FDI, Regional Integration and Sustainable Development: Theory, Evidence and Policy*, Ashgate Publishing Ltd., Aldershot, England, 2002.

Broadman, Harry G. and Xiaolun Sun. "The Distribution of Foreign Direct Investment in China," Policy Research Working Paper 1720, World Bank, Washington, D.C., February 1997.

China Statistical Press, *China Statistical Yearbook 1999* (Tables 17-15), 1999.

Crespo-Cuaresma, Jesú's et al., "Growth, Convergence and EU Membership," Working Paper 62, Austrian Nationalbank, Vienna, 2002.

Doner, Richard, "Japan in East Asia: Institutions and Regional Leadership," in P. Kazenstein and T. Shiraishi (eds.), *Network Power: Japan and Asia*, Cornell University Press, Ithaca, New York, 1997.

Fung, K.C., Hitomi Iizaka, and Stephen Parker, "Determinants of U.S. and Japanese Direct Investment in China," mimeo, University of California, Santa Cruz, March 2002.

Graham, Edward M. and Erika Wada, "Foreign Direct Investment in China: Effects on Growth and Economic Performance," in P. Drysdale (ed.), *Achieving High Growth: Experience of Transitional Economies in East Asia*, Oxford University Press, 2001.

Ha, Byung-Ki and Seock-Il Hong, *An Analysis of the Actual Management Conditions of Korean Investors Overseas*, Korea Institute for Industrial Economics and Trade, Seoul, 1998. (in Korean)

Henley, John, Colin Kirkpatrick, and Georgina Wilde, "Foreign Direct Investment (FDI) in China: Recent Trends and Current Policy Issues," 1998. http://idpm.man.ac.uk

ICSEAD, *East Asian Economic Perspectives: Recent Trends and Prospects for Major Asian Economies*, Vol. 13, Kitakyushu, Japan, February 2002.

Jones, Ronald W., "Globalization and the Fragmentation of Production," *Seoul Journal of Economics*, Vol.14, No.1, Spring 2001, pp.1-13.

Kojima, Kiyoshi, "A Macroeconomic Approach to Foreign Direct Investment," in K. Kojima, *Trade, Investment and Pacific Economic Integration*, Bunshindo, Tokyo, 1996.

Korea Export-Import Bank (KEXIM), *Analysis of Business Activities of Korea's Overseas Affiliates*, KEXIM, Seoul, March 2000. (in Korean)

Lee, Chang-Jae, "Rationale for Institutionalizing Northeast Asian Economic Cooperation and Some Possible Options," a paper presented at the 2001 KIEP/NEAEF conference on "Strengthening Economic Cooperation in Northeast Asia," Honolulu, Hawaii, 16-17 August 2001.

Lee, Chung H., "Korea's Direct Foreign Investment in Southeast Asia," *ASEAN Economic Bulletin*, Vol.10, No.3, March 1994.

_____, "Toward Economic Cooperation in East Asia," in Lee-Jay Cho, Yoon Hyung Kim, and Chung H. Lee (eds.), *A Vision for Economic Cooperation in East Asia*, Korea Development Institute and East-West Center, 2003.

Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), "Main Determinants and Impacts of Foreign Direct Investment on China's Economy," Working Paper on International Investment, No.2000/4, Paris, December 2000.

Ogawa, Kazuo and Chung H. Lee, "Changing Comparative Advantage and Direct Foreign Investment: The Case of Six Japanese Industries," in Richard Hooley, Anwar Nasution, Mari Pangestu, and Jan Dutta (eds.), *Asia- Pacific Economic Cooperation: Theory and Practice*, Vol. 7, part B, JAI Press, Greenwich, 1996, pp.279-296.

Schott, Jeffrey J. and Ben Goodrich, "Reflections on Economic Integration in Northeast Asia," a paper presented at the 2001 KIEP/NEAEF conference on "Strengthening Economic Cooperation in Northeast Asia," Honolulu, Hawaii, 16-17 August 2001.

Seliger, Bernhard, "Korea's Role in East Asian Regional Cooperation and Integration," *Korea's Economy 2002*, Vol.18, Korea Economic Institute, Washington, D.C., 2002.

Tseng, Wanda and Harm Zebregs, "Foreign Direct Investment in China: Some Lessons for Other Countries," IMF Policy Discussion Paper (PDP/02/3), International Monetary Fund, Washington, D.C., February 2002.

**<Appendix> Summary Statistics for Explanatory Variables (1995)**

| | GDP (billion yuan) | Average Wage (yuan) | Education (%) | Infrastructure | SEZs/OCCs |
|---|---|---|---|---|---|
| Beijing | 139 | 8,144 | 1.46 | 0.69 | - |
| Tianjin | 92 | 6,501 | 0.72 | 0.38 | OCC |
| Hebei | 285 | 4,839 | 0.20 | 0.27 | OCC |
| Shanxi | 109 | 4,721 | 0.22 | 0.22 | - |
| Liaoning | 279 | 4,911 | 0.44 | 0.30 | OCC |
| Jilin | 113 | 4,430 | 0.39 | 0.17 | - |
| Heilongjiang | 201 | 4,145 | 0.31 | 0.11 | - |
| Shanghai | 246 | 9,279 | 1.02 | 0.60 | - |
| Jiangsu | 516 | 5,943 | 0.30 | 0.25 | OCC |
| Zhejiang | 352 | 6,619 | 0.21 | 0.33 | OCC |
| Anhui | 200 | 4,609 | 0.14 | 0.25 | - |
| Fujian | 216 | 5,857 | 0.22 | 0.38 | SEZ, OCC |
| Jiangxi | 121 | 4,211 | 0.20 | 0.21 | - |
| Shandong | 500 | 5,145 | 0.18 | 0.35 | OCC |
| Henan | 300 | 4,344 | 0.13 | 0.30 | - |
| Hubei | 239 | 4,685 | 0.32 | 0.26 | - |

**<Appendix> continued**

| | GDP (billion yuan) | Average Wage (yuan) | Education (%) | Infrastructure | SEZs/OCCs |
|---|---|---|---|---|---|
| Hunan | 220 | 4,797 | 0.20 | 0.28 | - |
| Guangdong | 538 | 8,250 | 0.22 | 0.48 | SEZ, OCC |
| Hainan | 36 | 5,340 | 0.17 | 0.44 | SEZ |
| Sichuan | 353 | 4,645 | 0.18 | 0.18 | - |
| Guizhou | 63 | 4,475 | 0.10 | 0.18 | - |
| Yunnan | 121 | 5,149 | 0.13 | 0.17 | - |
| Shaanxi | 100 | 4,396 | 0.37 | 0.19 | - |
| Gansu | 55 | 5,493 | 0.19 | 0.08 | - |
| Qinghai | 17 | 5,753 | 0.15 | 0.02 | - |
| Average | 217 | 5,467 | 0.33 | 0.28 | NA |

Note: 1) Education: ratio of the number of students enrolled in higher education to population in 1995.
2) Infrastructure: total length of road in 1995 per square kilometer of land.
Data source: National Bureau of Statistics of China, www.stats.gov.cn