Vol.29 No.1 / ISSN 1738-656x

韓國開發研究 2007 I

Korea Development Review

| 경제위기 이후 기술 변화가 미숙련 근로자의 고용상황에 미친 영향 (신석하)
| 환자이동현황을 고려한 병상공급 방향 (윤희숙)
| 해외부문과의 잠재적 경쟁과 시장구조: 실증분석과 정책적 함의 (최용석·조성빈)
| 자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석 (이준희·송준혁)
| BTL(Build Transfer Lease) 사업의 재정관리 방향 (최석준)
| Procyclicality of Buffer Capital and Its Implications for Basel II: A Cross Country Analysis (Hyeon-Wook Kim·Hangyong Lee)

KDI

韓國開發硏究
Korea Development Review

Contents

1 경제위기 이후 기술 변화가 미숙련 근로자의 고용상황에 미친 영향 …… 신석하 / 1

Technology and the Demand for Unskilled Labor After the Economic Crisis … Sukha Shin

2 환자이동현황을 고려한 병상공급 방향…… 윤희숙 / 41

Moving Patterns of Patients and Its Implication for Regional Unbalance in Health Resources… Heesuk Yun

3 해외부문과의 잠재적 경쟁과 시장구조: 실증분석과 정책적 함의 …… 최용석 · 조성빈 / 79

Potential Foreign Competition and Market Structures: Empirical Analysis and Policy Implications… Yong-seok Choi · Sungbin Cho

4 자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석 …… 이준희 · 송준혁 / 113

An Analysis of Korean House Prices Movements with Asset Pricing Models … Junhee Lee · Joonhyuk Song

5 BTL(Build Transfer Lease) 사업의 재정관리 방향…… 최석준 / 137

How to Fiscally Manage the BTL Type Project … Seok Joon Choi

韓國開發硏究
Korea Development Review

Contents

6 Procyclicality of Buffer Capital and Its Implications for Basel II
..... Hyeon-Wook Kim · Hangyong Lee / 177

은행 자기자본의 경기순응성에 대한 국제비교분석과 Basel Ⅱ에 대한 시사점
... 김현욱 · 이항용

韓國開發研究
제29권 제1호(통권 제99호)

경제위기 이후 기술 변화가 미숙련 근로자의 고용상황에 미친 영향

신 석 하
(한국개발연구원 부연구위원)

Technology and the Demand for Unskilled Labor After the Economic Crisis

Sukha Shin
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 「경제위기 이후 한국경제 구조변화의 분석과 정책방향」(연구보고서 2006-07, 한국개발연구원, 2006)에 실린 논문 "경제위기 이후 고용상황과 기술변화"를 수정·보완한 것이다.

• 핵심주제어: 기술(Technology), 숙련(Skill), 고용(Employment)
• JEL 코드: J23, J24
• 논문투고일: 2007. 3. 2 • 심사시작일: 2007. 3. 6 • 심사완료일: 2007. 6. 11

ABSTRACT

This study focuses on the possibility that skill-biased technological change is one of the factors for relatively poor employment conditions of the unskilled after the economic crisis. Increasing employment share of skilled workers accompanying with rising wage premium for education since implies that labor demand has shifted toward the skilled. The decomposition of changes in wage share of skilled workers into between-industry and within-industry changes suggests that the increase in the demand for skilled labor has been largely due to within-industry changes, which can be seen as reflecting the effect of the skill-biased technological change. Also the regression results indicate that the employment share of skilled workers has more rapidly increased in the industries with higher ICT (Information Communication Technology) investment intensity since the mid 1990s, hinting to the possibility that skill-biased technological changes may have come from ICT.

경제위기 이후 미숙련 근로자의 고용상황이 상대적으로 악화되고 있다. 숙련 근로자의 고용비중이 증가하는 가운데 임금의 교육 프리미엄이 상승하는 현상은 숙련 근로자의 상대적 수요가 공급보다 빠르게 증가하였음을 시사한다. 숙련고용비중 변화를 산업 간 변화와 산업 내 변화로 분해한 결과는 숙련 근로자의 수요 증가가 국제교역 확대보다는 기술 변화에 기인하였을 가능성을 시사하며, 회귀분석 결과는 이러한 숙련편향적 기술 변화가 정보통신기술과 관련이 있음을 나타낸다. 이와 같이 정보통신기술의 발전이 경제위기 이후에도 미숙련 근로자의 고용상황을 상대적으로 악화시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다. 그러나 숙련고용비중이 크게 증가하였던 경제위기 직후 기간에는 정보통신기술투자 집약도와 상관없이 대부분의 산업에서 숙련 근로자의 비중이 늘어난 것으로 나타나 정보통신기술 이외의 요인도 작용하였던 것으로 생각된다.

Ⅰ. 서 론

경제위기 이후 전반적으로 고용상황이 부진한 가운데, 특히 미숙련 근로자로 간주될 수 있는 저학력계층에서 이러한 고용 부진이 더욱 두드러지게 나타나고 있다. 이에 따라 고용 부진의 해소, 특히 '취약계층'의 고용상황 개선을 위한 정책적 노력에 대한 요구가 높아지고 있는 실정이다. 그러나 고용상황 변화를 초래한 원인을 식별하지 못한 상태에서 정책대응 방향을 적절히 설정하기 어렵다는 점을 감안할 때, 경제위기 이후 고용상황 변화를 이해하기 위한 노력이 필요하다고 생각된다.

경제위기를 거치며 거의 모든 계층에서 크게 악화되었던 고용상황은 이후 점차 회복되고 있는데, 미숙련 근로자의 고용상황은 숙련 근로자에 비해 회복이 느린 것으로 보인다. 또한 초대졸 이상 학력계층의 고용비중이 높아지는 가운데 학력에 대한 임금 프리미엄도 상승하는 현상이 경제위기 이후에도 지속되고 있어, 숙련 근로자의 상대적인 수요가 공급에 비해 빠르게 증가하고 있는 것으로 추측된다.

숙련 근로자의 공급이 경제위기 이후 둔화된 것으로 보기는 힘들므로, 경제위기 이후 숙련 근로자의 상대적인 고용상황 변화는 주로 수요가 빠르게 증가한 데 기인하였을 것으로 생각된다. 그렇다면 과연 경제위기 이후 미숙련 근로자의 상대적인 수요 둔화 또는 숙련 근로자의 상대적인 수요 증가를 초래한 요인이 무엇인지 분석할 필요가 있다.

문헌에서는 미숙련 근로자의 상대적 수요 둔화를 설명할 수 있는 요인으로 기술 변화 또는 국제교역의 확대 등이 거론되고 있다. 기술 변화와 개방이 서로 영향을 주고받기 때문에 두 요인의 상대적인 중요성을 엄밀히 구분하는 것은 이론적으로나 실증적으로나 매우 어려운 작업일 수밖에 없다. 대부분의 연구에서는 숙련고용의 비중 변화를 산업 내 변화와 산업 간 변화로 분해하여 개략적으로 두 요인의 상대적인 중요성을 파악하는 방법을 취하고 있다. 즉, 산업 간 변화는 주로 교역여건의 변화에 따른 재화 수요의 변화를 반영하고, 산업 내 변화는 주로 기술 변화에 따른 노동 수요의 변화를 반영하는 것으로 간주된다. 이와 같은 방법을 경제위기 전후 기간에 적용한 결과, 산업 내 변화의 상대적 중요성이 경제위기 이후 높아진 것으로 나타났는데, 특히 경제위기 직후 기간에 높아졌으며 2000년대 들어서는 소폭 낮아진 것으로 나타났다.

이러한 분석결과를 감안하여 본 연구에서는 국제교역보다는 기술 변화가 경

제위기 이후 미숙련 근로자의 상대적 고용 부진을 설명하는 데 더 중요한 요인인 것으로 판단하고, 기술 변화가 미숙련 근로자의 고용상황에 영향을 미칠 수 있는 여러 경로 중에서 가장 가능성이 높을 것으로 판단되는 숙련편향적 기술 변화에 분석의 초점을 맞추었다. 특히, 경제위기 이후 숙련편향적 기술 변화가 가속화되었음을 시사하는 증거가 있는지 그리고 대표적인 숙련편향적 기술변화로 간주되는 정보통신기술과 숙련노동 간의 관계는 어떻게 나타나고 있는지 분석하고자 하였다.

허재준 외(2002), 권남훈・김종일(2002) 등 이미 1990년대 중반 이후 숙련편향적 기술 변화가 고용에 영향을 미쳤을 가능성을 제기하는 국내연구가 존재함을 감안할 때, 본 연구의 주제나 분석방법은 새로운 것이 아니다. 그러나 기존 연구들의 분석이 경제위기 이전 기간에 국한되어 있어 경제위기 이후 상황에 대한 추론에는 한계가 있다는 점에서 분석기간의 연장은 의미가 있는 것으로 생각된다. 특히 경제위기 이전 기간과 이후 기간, 그리고 경제위기 직후 기간과 2000년대의 비교를 통해 숙련편향적 기술 변화와 숙련・미숙련 고용 간의 관계를 더욱 다양하게 살펴볼 수 있을 것으로 기대된다.

한편 본 연구는 기존 분석방법을 포괄적으로 사용하였다. 경제 전체 차원에서는 Acemoglu(2002), 최강식・정진호(2003) 등과 같이 생산함수를 통해 숙련편향적인 기술 변화 또는 이에 따른 숙련노동의 수요 변화를 추산해 보았다. 산업 차원에서는 앞에서 언급한 숙련노동의 비중 변화를 산업 간 변화와 산업 내 변화로 분해하는 방법 이외에도, Auto et al.(1998), 허재준 외(2002) 등에서처럼 산업별 연구개발지출이나 정보통신기술투자 등 기술변화 대리변수와 숙련노동 간의 관계에 대해 회귀분석을 시행하였다.

분석결과는 숙련편향적 기술 변화가 경제위기 이후에도 지속되어 미숙련 근로자의 고용 부진에 영향을 미쳤을 가능성을 시사하였으며, 이러한 숙련편향적 기술 변화는 정보통신기술과 관련이 있는 것으로 나타났다. 다만, 경제위기 직후 기간에는 숙련 근로자의 비중 증가가 정보통신기술 집약도와 상관없이 광범위한 산업에서 발생하여 정보통신기술 이외의 요인도 작용하였음을 시사하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 경제위기 이후 미숙련 근로자의 고용상황이 어떻게 변화하였는지 살펴보았으며, 제Ⅲ장에서는 국제교역과 기술 변화가 숙련노동의 수요에 미친 영향에 대해 검토하고, 제Ⅳ장에서는 숙련편향적 기술 변화의 영향에 대한 실증분석 결과를 제시하였다. 제Ⅴ장에서는 분석결과를 요약하고 향후 연구방향에 대해 언급하였다.

Ⅱ. 경제위기 이후 미숙련 근로자의 고용상황

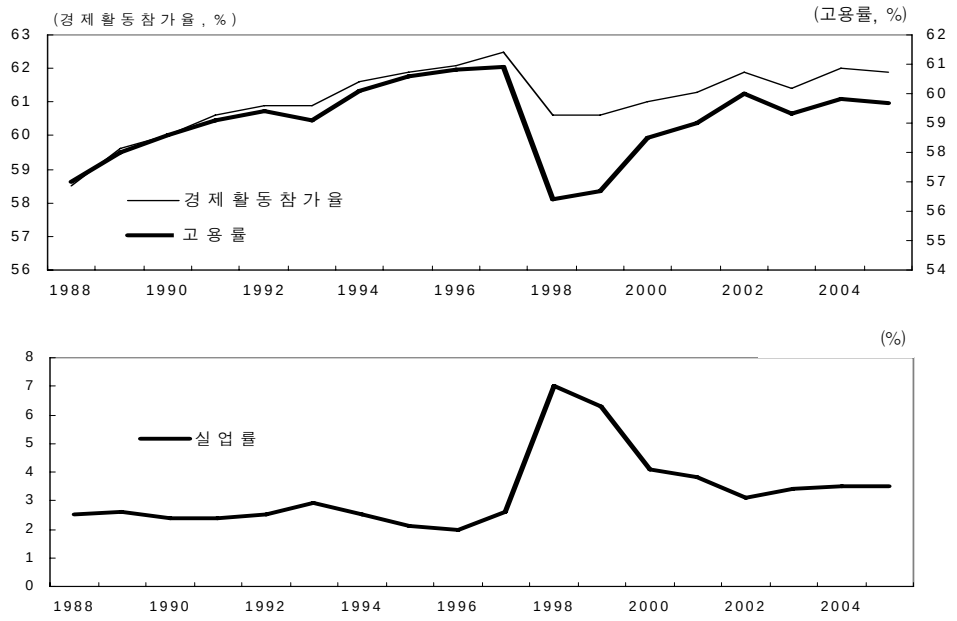
1. 경제위기 이후 고용상황의 특징

경제위기 이후 고용상황의 특징은 거의 모든 계층에서 고용상황이 악화된 가운데, 미숙련 근로자의 고용상황이 상대적으로 더욱 악화되었다는 것이다.

먼저 한 경제의 전반적인 고용상황을 나타내는 고용률(=취업자/생산가능인구)을 살펴보면, [그림 1]에 나타나 있는 바와 같이 경제위기 이전 61% 내외 수준에서 경제위기 직후 56% 수준으로 크게 하락한 후 점차 상승하였으나, 2002년 이후 60% 수준에서 등락하고 있으며 이전 수준으로 회복되지 못하고 있다. 이러한 고용률의 하락은 경제위기 이전에 비해 경제활동참가율이 낮아진 가운데 실업률이 높아진 데 기인한다.

이와 같은 경제위기 이후 고용상황의 악화는 일시적 현상이라기보다는 구조적인 변화에 기인하는 것으로 보인다. 경기순환적 부분을 제외한 자연실업률도 경제위기 이후 다소 높아진 것으로 추정되며, 구조변화 검정결과도 자연실업률이 경제위기를 거치며 높아졌을 가능성을

[그림 1] 고용률, 경제활동참가율, 실업률



〈표 1〉 고용률, 경제활동참가율, 실업률

(단위: %)

	고용률		경제활동참가율		실업률	
	1997	2005	1997	2005	1997	2005
전 체	60.9	59.7	62.5	61.9	2.6	3.5
15~24세	32.2	29.9	34.8	33.1	7.6	9.7
25~54세	74.8	73.4	76.5	75.9	2.2	3.2
55세 이상	48.5	43.8	49.0	44.6	0.9	1.7
남	73.9	71.6	76.1	74.4	2.8	3.8
여	48.6	48.4	49.8	50.0	2.3	3.1
중졸 이하	50.3	44.1	51.1	45.2	1.5	2.4
고졸	65.0	62.7	67.3	65.6	3.3	4.3
초대졸 이상	79.0	75.2	81.4	77.7	3.0	3.2

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

지지하는 것으로 나타나고 있다.[1)]

한편, 경제위기 이후 고용률의 하락은 <표 1>에서 관측되듯이 모든 연령별·성별·학력별 계층에서 공통적으로 나타나고 있으나, 특히 학력별로는 중졸 이하에서 고용률이 크게 하락한 것으로 나타나고 있다. 초대졸 이상 학력계층의 고용률은 2005년 75.2%를 기록하여 1997년(79.0%) 대비 95% 수준으로 낮아졌으나, 중졸 이하 학력계층의 2005년 고용률은 1997년(50.3%) 대비 88% 수준인 44.1%로 더욱 크게 하락하였다.

더욱이 저학력계층의 고용상황 악화는 비자발적인 성향이 강한 것으로 보인다. 초대졸 이상 학력계층의 고용률 하락이 실업률 상승보다는 경제활동참가율 하락에 주로 기인하는 반면, 중졸 이하 및 고졸 근로자의 경우에는 경제활동참가율의 하락과 더불어 실업률이 1997년의 1.5% 및 3.3%에서 2005년에 각각 2.4% 및 4.3%로 높아진 데 상당 부분 기인하는 것으로 나타나고 있다.

한편, 이러한 저학력 근로자의 상대적 고용악화는 고용률뿐 아니라 근로시간의 측면에서도 나타나고 있다. 예를 들어, 주당 36시간 미만 근로자의 비중이 초대졸 이상 학력계층에서는 1997년 8.0%에서 2005년 8.6%로 소폭 증가한 데 그쳤으나, 중졸 이하 학력계층에서는 1997년 9.9%에서 2005년 19.2%로 크게

1) 자연실업률 추정 및 구조변화 검정결과는 신석하(2004)에 제시되어 있다.

증가하였다.

2. 숙련 근로자의 고용비중 및 상대임금

숙련 근로자와 미숙련 근로자에 대한 논의를 더 진행시키기 전에 본 연구에서 사용하는 '숙련 근로자'의 개념을 명확히 하는 것이 바람직할 것으로 생각된다.

황수경(2007)에서 상세히 논의하고 있듯이 개념적으로 숙련(skill)은 근로자가 일을 수행하는 능력을 의미하므로, 한편으로는 근로자의 특성이며, 다른 한편으로는 일자리의 특성이기도 하다. 즉, 숙련은 일을 수행하는 데 필요한 작업요소들과 개별 작업요소를 수행하는 근로자의 능력의 결합체이다. 따라서, 작업요소가 변화하지 않는 상황에서도 교육 등에 의해 근로자의 능력이 변하는 경우 숙련이 변하게 되며, 반대로 근로자 능력의 변화가 없어도 생산기술 등에 따라 일의 작업요소가 변화하는 경우 숙련이 변화하게 된다.

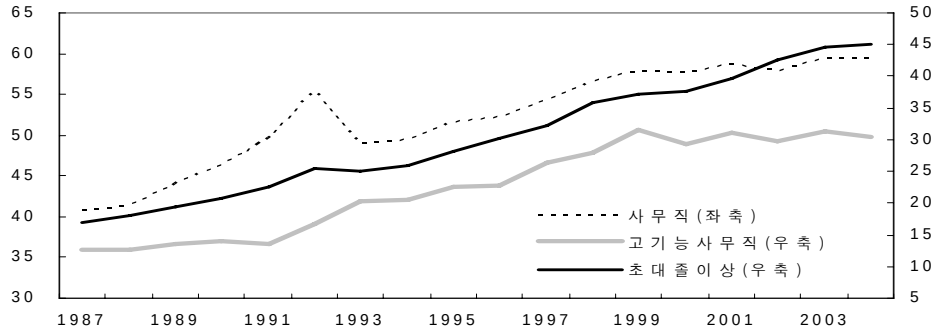
개념적으로 어떤 측면을 통해 숙련을 파악하는 것이 바람직한지를 사전적으로 판단하기는 어려우며, 분석의 목적에 따라 적절한 정의를 사용하여야 할 것이다. 근로자의 능력이라는 측면에서 접근하는 경우에는 학력이라는 대리변수를 이용하여 초대졸 이상 근로자를 숙련 근로자로 정의하여 사용하는 경우가 많고, 작업요소의 측면에서 접근하는 경우에는 화이트칼라, 사무직, 고기능 사무직 등을 숙련 근로자로 정의하여 사용하는 경우가 많다.

기술변화와 관련된 많은 국내외 연구들에서도 숙련의 두 가지 정의가 혼재되어 사용되고 있기는 하지만, 기술 변화가 숙련 근로자와 미숙련 근로자에게 미치는 영향이 어떻게 다른지 분석하는 경우에는 작업요소의 변화 측면에서 '숙련 근로자'를 정의하는 것이 적절한 것으로 사료된다. 기술 변화는 근로자의 능력보다는 일자리의 작업요소에 일차적인 영향을 미칠 것으로 생각된다.

그러나 개념적으로 우월함에도 불구하고 자료의 제약을 감안하여 본 연구에서는 초대졸 이상 학력자를 숙련 근로자로 정의하는 방안을 선택하였다. 사무직 또는 고기능 사무직 등 직종을 기준으로 숙련 근로자를 정의하여 사용하는 데에는 한국표준직업분류의 개정으로 인한 시계열의 단절 그리고 「임금구조기본통계조사」와 「경제활동인구조사」 간의 차이라는 문제가 존재한다.

「임금구조기본통계조사」 자료를 이용하여 1981~2004년 기간 동안 전체 풀타임 근로자 중에서 고기능 사무직,[2] 사무직, 초대졸 이상 학력자가 차지하는 비중을 측정한 결과가 [그림 2]에 제시되어 있는데, 사무직과 고기능 사무직의 경우

[그림 2] 숙련 근로자의 고용비중(임금구조기본통계조사)



자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」, 원자료.

한국표준직업분류가 개정된 1992년과 2000년을 전후하여 시계열의 상당한 변화가 관측된다. 본 연구가 기간별 비교에 중점을 두고 있음을 상기하면, 이러한 시계열의 단절은 유의한 제약이 될 수 있다. 또한 시계열 구축을 위해 사무직 또는 고기능 사무직과 같이 대분류를 사용하는 경우에는 작업요소에 기반하여 엄밀하게 숙련 근로자를 정의하기 어렵다는 단점이 있다.

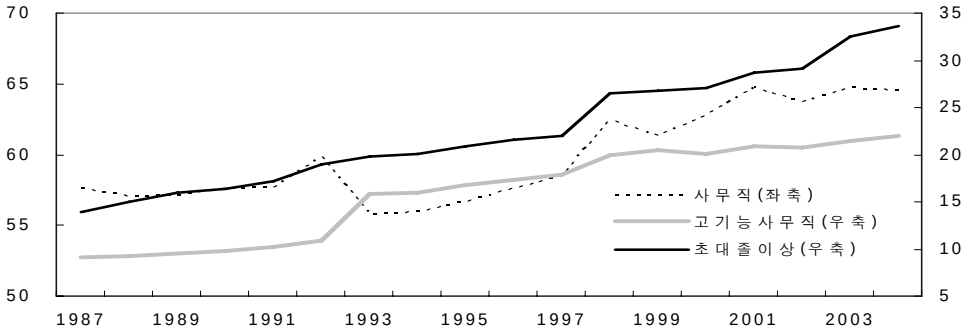
더욱이 경제위기 이후 기간의 경우 고기능 사무직 및 사무직 비중의 추이가 「임금구조기본통계조사」와 「경제활동인구조사」 간에 다르게 나타나고 있다. [그림 2]에서와 같이 「임금구조기본통계조사」 자료를 이용하면 경제위기 이후 사무직과 고기능 사무직 비중의 증가 추세가 둔화된 것으로 나타나고 있다. 그러나 [그림 3]과 같이 「경제활동인구조사」의 자료를 이용하는 경우에는 고기능 사무직과 사무직의 고용비중 증가 추세가 경제위기 이후에도 지속되고 있는 것으로 나타나고 있다.[3] 따라서, 고기능 사무직 또는 사무직 비중을 이용하여 분석한 결과의 안정성에 의문이 제기될 수 있다.

반면 초대졸 이상 학력층의 경우 시계열의 단절이라는 문제가 없으며, 「임금구조기본통계조사」와 「경제활동인구조사」 모두에서 경제위기 이후 고용비중의 증가추세가 지속된 것으로 나타나고 있다. 물론 본 연구의 목적을 감안할 때 초대졸 이상 학력자를 숙련 근로자로 정의하는

2) 본 연구에서는 권남훈・김종일(2002)을 따라 고기능 사무직을 제5차 한국표준직업분류상의 직종 대분류 1, 2, 3에 해당하는 입법공무원・고위임직원 및 관리자, 전문가, 기술공 및 준전문가 등으로 정의하였다.

3) 직종분류가 1991년에 개정됨에 따라 「경제활동인구조사」에서도 직종분류 개정 전후로 시계열이 상당한 변화를 나타내고 있다.

[그림 3] 숙련 근로자의 고용비중(경제활동인구조사)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료.

것이 개념적으로 다소 적절하지 않을 수 있으나, 실증분석에서의 단점은 사무직 또는 고기능 사무직의 정의를 사용하는 경우와 비교하여 반드시 크다고 하기 어렵다. 황수경(2007)은 『한국직업사전』에 제시된 다양한 직업정보를 공통요인분석 방법을 통해 인지적 숙련, 육체적 숙련, 감각적 숙련의 지표로 구성하였는데, 인지적 숙련의 경우 교육과 0.79의 상관관계를 보여 교육이 숙련지표로서 유용하다는 사실을 보이고 있다.

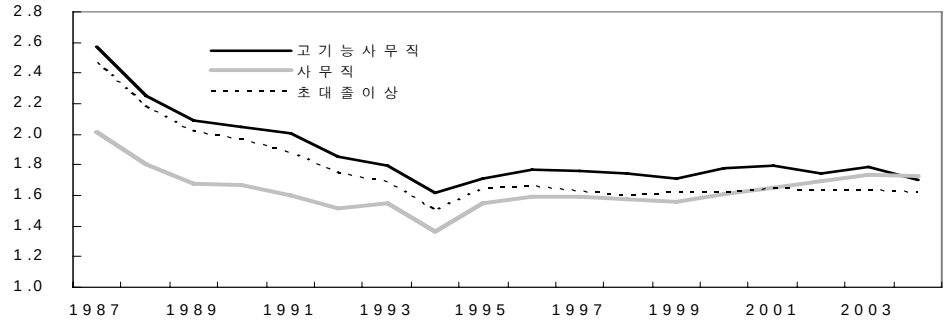
이러한 장단점을 고려하여 본 연구에서는 초대졸 이상 학력자를 숙련 근로자의 주된 개념으로 사용하고 사무직과 고기능 사무직을 보조 개념으로 사용하였다.

3. 숙련 근로자와 미숙련 근로자의 상대임금

숙련 근로자의 고용비중은 경제위기 이후에도 지속적으로 증가하고 있다. 이러한 고용비중의 증가가 공급 측면의 증가를 반영하는지 아니면 수요 측면의 증가를 반영하는지 알아보기 위해 상대임금의 추이를 살펴볼 필요가 있다. 시간당 평균임금으로 측정한 숙련 근로자의 상대임금은 [그림 4]에 나타난 바와 같이 1990년대 중반 이후 하락추세를 멈추고 대체로 일정 수준을 유지하고 있는 것으로 나타난다.

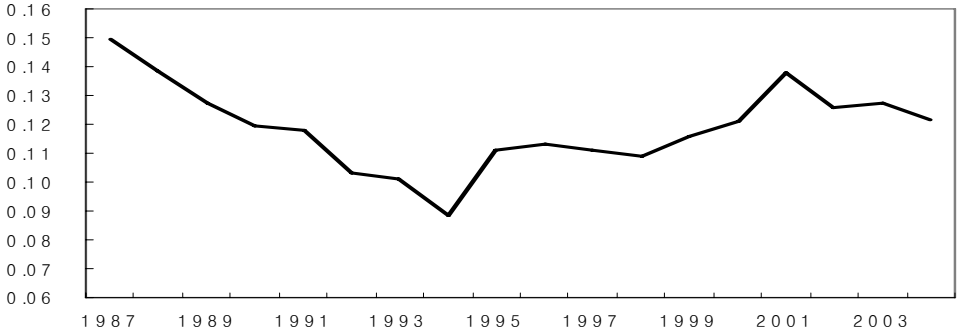
이러한 현상은 1990년대 중반 이후 숙련 근로자의 공급에 비례하여 숙련 근로자의 수요가 증가한 것으로 해석될 수도 있다. 그러나 이러한 상대임금은 평균임금을 비교한 것이어서 숙련 근로자의 수요 및 공급뿐 아니라 숙련 근로자의 인적 특성 구성에도 영향을 받게 된다. 따라서 숙련 근로자의 성별·기업규모별·경력별 상대적 구성의 변화를 통제하여야 임금의 교육 프리미엄의 변화를 제대로 측

[그림 4] 숙련 근로자의 상대임금



자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」, 원자료.

[그림 5] 임금의 교육 프리미엄



주: 「임금구조기본통계조사」, 원자료를 이용하여 추정.

정할 수 있다.

[그림 5]에는 최강식·정진호(2003)와 같이 Mincer류의 임금함수[4]를 추정하여 구한 교육연수에 대한 계수값의 추이가 제시되어 있다. 임금의 교육 프리미엄은 1990년대 중반 이후 상승하는 추세이며, 경제위기 이후 다소 빠르게 높아졌다가 2000년대 들어서는 다소 낮아진 것으로 나타난다.

이와 같이 초대졸 이상 근로자의 고용

4) 임금함수의 형태는 다음과 같다.

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 EDU_i + \alpha_2 EXP_i + \alpha_3 EXP_i^{\,2} + \alpha_4 SEX_i + \alpha_5 SIZE_i$$

여기에서 *EDU*와 *EXP*는 교육연수 및 경력연수를 각각 나타내며, *SEX*는 성별을, *SIZE*는 기업규모를 나타내는 더미변수이다.

비중이 증가 추세를 지속하는 가운데 임금의 교육 프리미엄이 상승한 현상은 숙련 근로자의 수요가 공급에 비해 빠르게 증가하였음을 의미한다. 한편 앞서 살펴본 바와 같이 숙련 근로자의 고용비중 추이가 경제위기 이후 큰 변화를 보이지 않고 있음을 감안할 때, 경제위기 이후 임금의 교육 프리미엄 상승은 숙련 근로자의 수요 측면의 변화에 기인하였을 가능성이 높다. 따라서 Ⅲ장에서는 숙련 근로자의 상대적 수요에 영향을 미쳤을 요인에 대해 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 숙련노동 수요의 변화 요인

1. 기술 변화와 국제교역의 확대

문헌에서는 숙련 근로자의 상대적 수요 증가를 초래하였을 요인들로 기술 변화와 국제교역의 확대가 일반적으로 언급되고 있다. 기술 변화는 다양한 경로를 통해 숙련 근로자의 상대적 수요 증가를 초래할 수 있다. 예를 들어, 근래의 정보통신기술 발전이 일상적인 작업을 수행하던 미숙련노동을 대체하는 대신, 일상적이지 않은 작업을 수행하는 숙련노동에 대해서는 보완적인 기능을 수행하여 수요를 증가시킨다는 연구가 다수 제기되고 있다.[5)]

한편 국제교역의 확대도 숙련노동의 상대적 수요를 증가시킬 수 있다. 예를 들어, 개방 확대로 인해 미숙련노동 집약적인 재화의 수입이 증가하고 숙련노동 집약적인 재화의 수출이 증가하는 국가의 경우 숙련 근로자의 상대적 수요가 증가할 것이다. 그러나 국제교역 확대의 영향은 기술 변화에 비해 좀더 복잡하게 나타나는 것으로 이해되고 있다. 김대일(2006)은 중국과의 교역 확대 및 수출시장에서의 중국과의 경쟁 심화가 우리나라 노동시장에 미치는 영향에 대해 분석하였는데, 중국과의 직접교역 확대가 고기능 근로자에게 유리하게 진행된 반면, 제3국 시장에서의 중국과의 경쟁 심화로 인해 전반적인 노동수요가 위축되는 효과가 늘어나고 있음을 지적하였다. 특히 중국의 수출경쟁력이 저기능 집약적 산업에서 고기능 집약적 산업으로 전환되고 있어 노동수요 위축효과도 고기능 근로자에게서 빠르게 커지고 있다는 의견

5) Chennells and Van Reenen(2002)은 기술 변화가 숙련, 고용 및 임금에 미친 영향을 산업 및 기업, 개인 차원의 미시 자료를 가지고 분석한 많은 연구들을 소개하고 있는데, 이 중 상당 수 연구들이 숙련편향적 기술 변화를 실증적으로 지지하는 것으로 나타나고 있다. 또한 Berman and Machin(2000)은 숙련편향적 기술 변화가 선진국에만 국한되지 않고 기술도입을 통해 중진국 제조업부문에서도 이러한 현상이 나타나고 있음을 보여주고 있다.

을 제시하였다.

기술 변화와 국제교역의 확대 모두 숙련노동의 상대적 수요를 증가시킬 수 있기 때문에 두 요인의 영향을 실증적으로 구분하는 것은 쉽지 않다. 더욱이 기술 변화와 개방이 서로 영향을 주고받기 때문에 이를 엄밀히 구분하는 것은 개념적으로도 명확하지 않다. 예를 들어, 통신 및 교통 기술의 발달은 국제교역의 확대를 촉진하고, 다른 한편으로 국제교역의 확대로 부품 가격이 하락하면서 정보통신기술의 발전이 촉진될 수 있다.[6] 따라서 엄밀히 분석하기 위해서는 두 요인 모두를 포괄하는 일반균형모형이 필요하다.

이러한 어려움을 감안하여 대부분의 연구에서는 숙련고용의 비중 변화를 산업 내 변화와 산업 간 변화로 분해하여 개략적으로 두 요인의 상대적 중요성을 파악하는 방법을 취하고 있다.[7] 본 연구에서도 이러한 분석방법을 채택하고자 한다.

2. 산업 간 변화와 산업 내 변화로의 분해

통상적인 산업간·산업내 변화 분해방법은 다음과 같다. 즉, 전체 취업자(N)에서 숙련 근로자(H)가 차지하는 비중은 개별 산업 j의 숙련 근로자 비중과 각 산업의 고용비중으로 나타낼 수 있다.

$$\frac{H}{N}=\sum_j\left(\frac{H_j}{N}\right)=\sum_j\left(\frac{H_j}{N_j}\right)\left(\frac{N_j}{N}\right) \quad (1)$$

시점 t와 시점 τ 간의 숙련 근로자의 고용비중 변화는 다음과 같이 분해된다.

$$\triangle\left(\frac{H}{N}\right)=\sum_j\triangle\left(\frac{H_j}{N_j}\right)\left(\frac{\overline{N_j}}{N}\right)+\sum_j\triangle\left(\frac{N_j}{N}\right)\left(\frac{\overline{H_j}}{N_j}\right) \quad (2)$$

여기에서 $\frac{\overline{N_j}}{N}$와 $\frac{\overline{H_j}}{N}$은 각각 기간 중 평균을 나타낸다. 식 (2) 우변의 첫 번째 항은 산업 내 변화를 나타내며, 두 번째 항은 산업 간 변화를 나타낸다. 임금비중도 유사한 방법으로 산업 간 변화와 산업 내 변화로 분해할 수 있다.

Katz and Auto(1999)는 이와 같은 방법으로 측정한 산업 간 변화가 재화에 대한 수요의 변화를 반영하고, 산업 내 변화는 숙련편향적 기술 변화를 반영하는 것으로 해석할 수 있음을 보였다. 우선 Bound

6) Thoenig and Verdier(2003)의 경우에는 세계화로 인해 모방 또는 기술추월(leapfrogging)의 위협이 커지면 기업들이 이러한 위협에 대응하여 기술혁신을 숙련노동 집약적인 방향으로 추구할 가능성을 제기하고 있다.

7) IMF(2007)는 선진국에 대한 패널회귀분석을 통해 기술 변화와 국제교역 확대가 노동소득비중의 변화에 미치는 영향을 분석하였는데, 미숙련 근로자의 경우에는 기술 변화에 의한 영향이 국제교역보다 더욱 크게 나타났다. Hiebert and Vansteenkiste(2007)는 미국 제조업에 대한 VAR 분석을 통해 기술 변화의 충격이 개방확대의 충격보다 고용과 실질 노동보수에 더욱 큰 영향을 미쳤음을 보이고 있다.

and Johnson(1992)에서와 같이 개별 산업 j의 수요함수를 다음과 같이 가정하자.

$$Q_{jt}/Q_{rt} = \theta_{jt}(P_{jt})^{-\epsilon} \quad (3)$$

여기에서 Q_{jt}는 산업 j의 산출을, Q_{rt}는 기준이 되는 산업(reference industry, $P_{rt}=1$) r의 산출을, θ_{jt}는 산업 j의 산출에 대한 상대적 수요계수(parameter)를, P_{jt}는 산업 j의 산출물의 상대가격을 , ϵ는 가격탄력성을 각각 나타낸다.

논의의 단순화를 위해서 개별 산업의 생산함수를 다음과 같은 콥-더글러스 생산함수로 가정하고, $\epsilon=1$이라고 가정하자.

$$Q_{jt} = A_{jt}H_{jt}^{\alpha_{jt}}L_{jt}^{1-\alpha_{jt}} \quad (4)$$

임금이 한계생산성과 같다는 조건으로부터 숙련 근로자에 대한 상대임금식을 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$\ln\left(\frac{w_{ht}}{w_{lt}}\right) = \ln\sum\left(\frac{\sum_j \alpha_{jt}\theta_{jt}}{\sum_j (1-\alpha_{jt})\theta_{jt}}\right) - \ln\left(\frac{H_t}{L_t}\right) = D_t - \ln\left(\frac{H_t}{L_t}\right) \quad (5)$$

식 (5)의 숙련 근로자의 상대적 노동수요 D_t의 변화를 다음과 같이 산업 간 재화수요의 변화(θ_{jt}의 변화)에 기인하는 부분과 산업 내 숙련편향적 기술변화(α_{jt}의 변화)에 기인하는 부분으로 분해할 수 있다.

$$dD_t = dD_t^w + dD_t^b \quad (6)$$

$$dD_t^w = \frac{\sum_j d\alpha_{jt}Y_{jt}}{Y_{Ht}} + \frac{\sum_j d\alpha_{jt}Y_{jt}}{1-Y_{Ht}} \quad (7)$$

$$dD_t^b = \frac{\sum_j \alpha_{jt}dY_{jt}}{Y_{Ht}} + \frac{\sum_j \alpha_{jt}dY_{jt}}{1-Y_{Ht}} \quad (8)$$

여기서 $Y_{jt} = \frac{w_{ht}H_{jt} + w_{lt}L_{jt}}{w_{ht}H_t + w_{lt}L_t}$, $Y_{Ht} = \sum_j \alpha_{jt}Y_{jt} = \frac{w_{ht}H_t}{w_{ht}H_t + w_{lt}L_t}$ 로 정의된다. 그런데 식 (7)의 분자는 숙련 근로자의 임금비중 변화 중에서 산업 내 변화에 기인하는 부분이며, 식 (8)의 분자는 전체 숙련 근로자의 임금비중 변화 중에서 산업 간 변화에 기인하는 부분이다. 따라서, 통상적인 방법에 따른 산업간·산업내 변화 분해결과를 산업 간 재화수요 변화와 산업 내 숙련편향적 기술 변화로 해석할 수 있는 것이다.[8]

8) 식 (7)과 (8)의 dD_t^w와 dD_t^b는 각각 통상적인 산업 내 변화($\sum_j d\alpha_{jt}Y_{jt}$)와 산업 간 변화($\sum_j \alpha_{jt}dY_{jt}$)를 ($Y_{Ht}(1-Y_{Ht})$)로 나눈 것으로 표현될 수 있다. 이에 대한 더욱 자세한 논의는 Katz and Auto(1999)나 Auto et al.(1998) 등에 제시되어 있다.

〈표 2〉 숙련노동 고용비중 변화의 산업 간 변화 및 산업 내 변화로의 분해

(단위: %p, %)

		초대졸 이상		사무직		고기능 사무직	
		산업 간	산업 내	산업 간	산업 내	산업 간	산업 내
전 산업	1987~91	1.8 (32.0)	3.9 (68.0)	3.9 (43.1)	5.2 (56.9)	1.4 (136.4)	-0.4 (-36.4)
	1993~97	2.0 (28.0)	5.1 (72.0)	2.6 (48.8)	2.8 (51.2)	2.0 (33.3)	4.0 (66.7)
	1997~2001	0.8 (10.9)	6.6 (89.1)	1.3 (28.4)	3.1 (71.6)	0.8 (15.7)	4.1 (84.3)
	2001~2004	0.8 (14.8)	4.6 (85.2)	0.3 (53.9)	0.3 (46.1)	1.4 (-176.9)	-2.1 (276.9)
제조업	1987~91	1.0 (15.9)	5.3 (84.1)	1.3 (13.8)	8.2 (86.2)	0.7 (24.4)	2.1 (75.6)
	1993~97	0.7 (14.4)	3.9 (85.6)	0.6 (12.2)	4.1 (87.8)	0.6 (11.9)	4.4 (88.1)
	1997~2001	-0.0 (-0.2)	5.0 (100.2)	-0.0 (-0.4)	2.2 (100.4)	0.1 (3.1)	2.9 (96.9)
	2001~2004	0.4 (7.1)	5.5 (92.9)	0.3 (15.7)	1.8 (84.3)	0.4 (377.4)	-0.3 (-277.4)
서비스업	1987~91	0.5 (38.4)	0.8 (61.6)	2.5 (144.9)	-0.8 (-44.9)	0.2 (-4.7)	-5.1 (104.7)
	1993~97	1.2 (15.5)	6.5 (84.5)	0.3 (17.9)	1.6 (82.1)	1.7 (28.7)	4.2 (71.3)
	1997~2001	1.6 (17.6)	7.6 (82.4)	2.2 (33.9)	4.3 (66.1)	1.6 (25.3)	4.7 (74.7)
	2001~2004	0.7 (15.4)	3.9 (84.6)	-0.5 (24.5)	-1.4 (75.5)	2.0 (-91.2)	-4.2 (191.2)

주: ( ) 안은 전체 변화의 설명비중(%).

한편 산업간·산업내 변화로 분해하는 방법은 산업을 어느 정도 세분하느냐에 따라 결과가 다소 달라질 수 있다. 본 연구에서는 권남훈·김종일(2002)을 따라 표준산업분류의 중분류 수준에서 30개 부문으로 산업을 분류하였는데,[9] 이는 보다 상세하게 분류할 경우 1991년의 표준산업분류 개정 이전과 이후를 연결하기 어렵다는 점을 감안한 것이다. 이 문제에 대해서는 분석결과를 제시한 후에 좀더 상세하게 논의할 것이다.

식 (2)의 방법으로 고용비중 변화를 산업 내 변화와 산업 간 변화로 분해한 결과가 <표 2>에 제시되어 있는데, 주요 결

9) 본 연구에서 사용한 산업분류표는 부록에 제시되어 있다.

과는 다음과 같다.

첫째, 숙련 근로자의 고용비중 변화에서 산업 내 변화가 차지하는 상대적 중요성이 경제위기를 거치며 크게 높아졌음을 알 수 있다. 즉, 전 산업의 경우 초대졸 이상 근로자의 고용비중 변화 중에서 산업 내 변화에 의해 설명되는 부분은 1990년대에도 상승하는 추세였으나, 특히 경제위기를 거치며 70% 내외 수준에서 85% 내외 수준으로 크게 높아졌다. 이러한 사실은 숙련 근로자의 상대적 수요 증가가 국제교역의 확대보다는 기술변화에 기인하였을 가능성을 시사한다.

둘째, 비록 상대적 중요성은 낮아졌으나 산업 간 변화도 대부분의 경우 숙련노동의 비중을 높이는 방향으로 작용하고 있다. 즉, 국제교역의 확대도 지속적으로 숙련노동의 상대적 수요를 증가시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

셋째, 기간을 세분하여 보면, 이와 같은 숙련 근로자의 수요 증가는 경제위기 직후 기간에 집중되었던 것으로 보인다. 산업 내 변화의 상대적 비중은 경제위기 직후 기간에 크게 높아졌으며, 2001년 이후에는 오히려 소폭 하락하였다. 또한 산업 내 변화로 인한 숙련고용비중 변화의 절대적 크기도 1997~2001년 기간에는 연평균 1.7%p로 1993~97년의 1.3%p에 비해 크게 확대되었으나, 2001~04년 기간에는 연평균 1.5%p로 줄어들었다.

넷째, 경제위기 이후 산업 내 변화의 상대적 중요성은 특히 제조업에서 더욱 뚜렷하게 높아지고 있으며, 서비스업에서는 경제위기를 전후하여 특별한 변화를 나타내지 않고 있다. 제조업의 경우 산업 내 변화비중이 1997년 이전 85% 수준에서 1997년 직후에는 100% 수준으로 높아졌다가 2001년 이후에는 93% 수준으로 다소 낮아졌다. 이에 비해 서비스업의 경우 산업 내 변화비중이 1993년 이후 85% 내외 수준에서 등락하고 있는 모습이다.

그러나 서비스업의 경우에도 산업 내 변화가 숙련노동비중을 높이는 요인으로 작용하였음에 유의할 필요가 있다. 즉, 산업 내 변화로 인한 숙련노동비중은 1993~97년 6.5%p, 1997~2001년 7.6%p, 2001~04년 3.9%p로 계속 양의 값을 기록하고 있다. 만약 국제교역의 확대가 숙련노동의 상대적 수요를 높인 지배적인 요인이었다고 한다면, 국제교역 확대로 인해 제조업에서 방출된 미숙련 근로자가 비교역부문인 서비스부문으로 유입되어 서비스업에서 숙련노동비중을 낮추는 요인으로 작용하였을 가능성이 크나, 서비스업에서도 산업 내 변화로 인해 숙련노동의 비중이 꾸준히 높아진 사실은 이러한 가설과 대비된다.

임금비중의 변화를 분해한 결과도 유사하게 나타나고 있다. 초대졸 임금비중이 지속적으로 증가한 것은 산업 간 변화보다는 산업 내 변화에 기인한 것으로 나

〈표 3〉 숙련노동 임금비중 변화의 산업 간 변화 및 산업 내 변화로의 분해

(단위: %p, %)

		초대졸 이상		사무직		고기능 사무직	
		산업 간	산업 내	산업 간	산업 내	산업 간	산업 내
전 산업	1987~1991	0.1 (6.5)	2.1 (93.5)	0.5 (13.5)	3.3 (86.5)	-0.2 (7.4)	-2.1 (92.6)
	1993~1997	2.2 (31.8)	4.8 (68.2)	2.6 (48.0)	2.8 (52.0)	2.3 (35.0)	4.3 (65.0)
	1997~2001	1.4 (16.6)	6.8 (83.4)	1.8 (35.7)	3.3 (64.3)	1.1 (17.7)	5.1 (82.3)
	2001~2004	0.4 (7.7)	4.6 (92.3)	-0.1 (-7.4)	1.1 (107.4)	0.8 (-42.5)	-2.8 (142.5)
제조업	1987~1991	1.0 (16.1)	5.2 (83.9)	0.9 (11.3)	6.7 (88.7)	0.7 (24.3)	2.1 (75.7)
	1993~1997	0.6 (15.7)	3.4 (84.3)	0.5 (12.0)	3.5 (88.0)	0.6 (10.9)	4.8 (89.1)
	1997~2001	0.43 (8.0)	5.0 (92.0)	0.41 (17.1)	2.0 (82.9)	0.4 (9.2)	4.1 (90.8)
	2001~2004	0.2 (3.7)	5.9 (96.3)	0.2 (6.6)	3.2 (93.4)	0.3 (-976.3)	-0.3 (1076.3)
서비스업	1987~1991	-0.6 (17.4)	-2.8 (82.6)	1.2 (-250.2)	-1.6 (350.2)	-1.2 (12.5)	-8.3 (87.5)
	1993~1997	1.7 (20.4)	6.6 (79.6)	0.9 (25.6)	2.7 (74.4)	2.1 (30.4)	4.9 (69.6)
	1997~2001	1.7 (18.0)	7.5 (82.0)	2.1 (33.3)	4.2 (66.7)	1.5 (21.9)	5.5 (78.1)
	2001~2004	0.9 (18.7)	3.8 (81.3)	0.1 (-19.5)	-0.8 (119.5)	1.7 (-48.0)	-5.1 (148.0)

주: ( ) 안은 전체 변화의 설명 비중(%).

타나고 있으며, 특히 경제위기 직후 기간에 산업 내 변화의 비중이 높아진 것으로 나타나고 있다. 산업별로는 제조업을 중심으로 이러한 현상이 진행되고 있으며, 서비스업에서는 경제위기를 전후하여 특별한 변화가 관측되지 않는다.

이러한 분석결과에 바탕을 두고 더 논의를 진행하기 전에 이상의 분석결과가 어떠한 한계를 내포하고 있는지 논의해 볼 필요가 있다.[10] 우선 앞에서도 잠시 언급했듯이 산업 내 변화와 산업 간 변화의 분해결과는 산업을 어느 정도 세분했

10) 이하의 논의는 익명의 검토위원이 제기한 문제점들을 기반으로 한 것이다.

느냐에 따라 달라질 수 있다. 국내 연구들은 자료상의 제약으로 대부분 30개 내외 정도로 산업을 분류하고 있으나, 외국의 경우에는 100개 이상으로 세분된 산업분류를 사용하여 분석하고 있음을 감안할 때, 산업 내 변화의 상대적 중요성을 주장하기 위해서는 산업분류를 더욱 세분할 필요가 있다. 국내의 경우에도 분석기간을 1993년 이후로 한정하면 산업분류를 50개로 좀더 세분할 수 있다. 이렇게 세분하는 경우의 분석결과가 부록에 수록되어 있는데, 이 정도로는 30개 부문을 이용한 결과와 의미 있는 차이를 나타내지 않는다.[11]

다음으로 서비스업의 경우 제조업과 달리 산업 내 변화의 비중이 경제위기를 전후하여 80%대 중반에 정체되어 있는 현상에 대한 설명이 필요하다. 이에 대한 명확한 설명을 제시하기는 어려우나, 경제위기를 거치며 기술 변화의 영향이 커진 제조업과 달리 서비스업의 경우에는 1990년대에 들어서면서 이미 기술 변화의 영향이 커졌을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 예를 들어, 1990년에 매출액 대비 정보통신기술 투자비중은 통신, 기타 서비스, 금융·보험·부동산 등 서비스부문에서 높게 나타났다. 권남훈·김종일(2002)에 의하면 1990년과 1995년 컴퓨터 투자비중이 높은 상위 산업 역시 금융·보험, 교육, 사업서비스 등 서비스부문이었다.

이상과 같은 한계가 있으나 분석결과는 대체로 숙련노동의 수요 증가에 국제교역보다는 기술 변화가 더욱 중요한 요인으로 작용하였을 가능성을 지지하는 것으로 보아도 큰 무리는 없을 것으로 사료된다.[12] 따라서 이후의 논의는 국제교역의 확대보다는 기술 변화에 초점을 두고 진행하고자 한다.

3. 기술 변화와 숙련노동

기술 변화는 다양한 경로를 통하여 숙련 근로자와 미숙련 근로자의 상대적인 고용상황에 영향을 미치게 된다. 먼저 기술 변화에 따른 노동력 재배치 과정에서 마찰적 실업이 증가하고 미숙련 근로자의 고용상황이 상대적으로 악화될 수 있다. 기술 변화에 따라 노동력 재배치가 늘어나는 가운데 미숙련 근로자의 적응이 늦을 경우 상대적인 고용 부진을 겪을

11) 소분류 수준의 산업분류를 이용하면 120개 수준으로 세분할 수 있으나 「임금구조기본통계조사」가 중분류 수준의 산업분류를 기준으로 설계되었음을 감안할 때, 분석의 신뢰성에 문제의 소지가 있다.

12) Machin(2001)은 선진국에서 국제교역 확대로 인해 숙련노동의 수요가 증가하였다는 가설과 부합하지 않는 몇 가지 실증적 근거를 열거하고 있다. 예를 들면, 미숙련노동이 풍부한 국가와의 교역 확대가 노동시장의 변화를 설명할 만큼 크지 않다는 것, 개발도상국과 교역이 확대된 부문과 숙련노동의 수요가 증가한 부문이 일치하지 않는 것, 선진국뿐 아니라 개발도상국에서도 숙련노동의 수요가 증가한다는 것 등을 거론하고 있다.

〈표 3〉 경제활동유형 간 이행확률 추이

(단위: %)

전 월	금 월	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
취 업	취 업	97.5	97.7	97.7	97.8	97.6	96.3	96.3	96.5	96.7	97.0
	실 업	0.4	0.3	0.3	0.3	0.4	1.2	1.0	0.7	0.6	0.5
	비경활	2.1	2.0	2.0	1.9	2.0	2.5	2.7	2.7	2.7	2.5
실 업	취 업	23.0	23.5	24.7	26.7	23.8	21.0	24.9	26.7	27.2	26.1
	실 업	71.5	71.4	69.5	67.8	69.5	68.4	63.5	62.5	60.8	63.2
	비경활	5.5	5.1	5.8	5.4	6.6	10.6	11.5	10.8	11.9	10.7
비경활	취 업	3.9	3.6	3.6	3.6	3.3	4.0	4.4	4.3	4.5	4.1
	실 업	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	1.2	1.1	0.8	0.7	0.5
	비경활	95.8	96.2	96.1	96.2	96.3	94.8	94.5	95.0	94.8	95.4

주: 신석하(2004); 「경제활동인구조사」의 각년도 원자료(micro data)를 이용하여 구성한 패널자료 분석 결과.

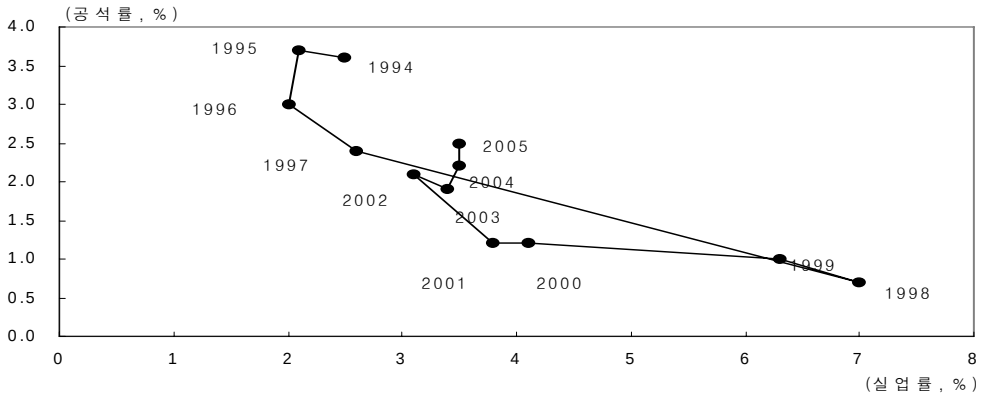
수 있다.

우리나라의 경우에도 경제위기 이후 노동시장의 전반적인 이동이 증가한 것으로 보인다. 취업, 실업, 비경제활동 등 경제활동유형 간 이행확률을 추정하여 보면 동일한 경제활동유형을 지속할 확률은 낮아진 반면 다른 유형으로 이동할 확률은 경제위기 이후 증가한 것으로 나타나고 있다. 예를 들어, 취업이 지속될 확률은 1997년 97.6%에서 1998년에는 96.3%로 낮아진 반면 취업에서 실업이나 비경활로 이행할 확률은 각각 1997년 0.4%, 2.0%에서 1998년에는 1.2%, 2.5%로 높아졌다. 마찬가지로 실업-비경활, 비경활-취업, 비경활-실업의 이동도 경제위기 이전에 비해 늘어난 것으로 나타나고 있다. 실업-취업의 경우 1997년 23.8%에서 1998년에는 21.0%로 낮아졌으나 이후 점차 상승하여 2000년 이후에는 26%를 상회하고 있다.

그러나 이러한 마찰적 실업의 증가로 경제위기 이후 미숙련 근로자의 고용 부진을 설명하는 데는 한계가 있는 것으로 보인다. 기술 변화에 따른 노동력 재배치 과정에서 발생하는 마찰적 실업의 증가는 공석률(vacancy)과 실업률이 동시에 증가함을 의미하지만, [그림 6]에서 관측되듯이 경제위기 이후 이러한 현상이 나타나지 않았기 때문이다.

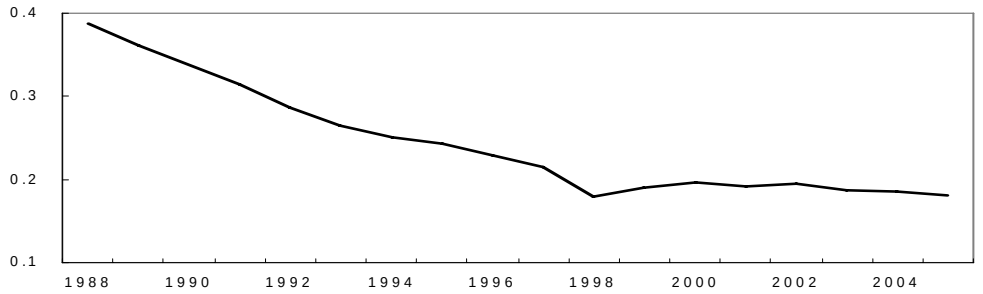
자본편향적 기술 변화도 미숙련 근로자의 고용상황을 악화시킬 수 있다. 자본편향적 기술 변화는 전반적인 노동수요

[그림 6] 공석률과 실업률



자료: 노동부,「노동력수요동향조사」; 통계청「경제활동인구조사」

[그림 7] 노동-자본 비율



자료: 신석하(2006).

를 감소시키는데, 만약 자본과 숙련노동 간에 보완성이 존재하면 미숙련 근로자의 고용상황이 상대적으로 더욱 악화된다. 그러나 경제위기 이전 기간 동안 자본축적이 빠르게 이루어짐에 따라 노동-자본 간의 비율이 하락하여 왔던 데 비해, 경제위기 이후에는 설비투자 둔화로 인해 노동-자본 간의 비율이 정체되고 있음을 감안할 때, 자본편향적 기술 변화의 가능성은 높지 않은 것으로 판단된다.[13]

한편, 숙련편향적 기술 변화는 미숙련 근로자의 수요를 감소시켜 미숙련 근로자의 고용 및 임금을 상대적으로 악화시키게 된다. 모든 기술 변화가 숙련편향적인 것은 아니나, 근래의 대표적인 기술 변화인 정보통신기술은 숙련편향적인 것

13) 실질 자본스톡의 추계는 한진희 외(2002)에서 제시한 영구재고법을 이용하였다.

으로 인식되고 있다. 우리나라의 경우 정보통신기술부문이 상대적으로 빠르게 발전하고 있음을 감안할 때, 숙련편향적 기술 변화로 인해 숙련 근로자의 수요가 증가하였을 가능성이 높은 것으로 사료되므로 Ⅳ장에서는 숙련편향적 기술 변화에 분석의 초점을 맞추었다.[14]

Ⅳ. 숙련편향적 기술 변화와 고용

1. 기존 국내 연구

숙련편향적 기술 변화에 대한 기존 국내연구들은 대체로 1990년대 중후반 기간 동안 숙련편향적 기술 변화가 고용에 영향을 미쳤을 가능성을 지지하고 있다.

1990년대 중반까지의 자료를 이용한 강석훈・홍동표(1999)는 고용의 산업간・산업내 분해에서는 숙련편향적 기술 변화의 가능성을 발견하였으나, 회귀분석에서는 기술 변화 대리지표와 숙련노동비중 간에 통계적으로 유의한 관계를 발견하지 못하였다.[15]

반면, 분석기간을 1990년대 후반까지 연장한 권남훈・김종일(2002)과 허재준・서환주・이영수(2002)는 기술 변화가 숙련노동비중 증가에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤음을 발견하였다.[16] 특히 허재준・서환주・이영수(2002)는 1993~99

14) 이론적으로는 숙련편향적 기술 변화가 미숙련 근로자의 상대적 고용 부진과 더불어 전반적인 고용 부진도 초래할 수 있는 것으로 알려져 있다. Acemoglu(1999)는 숙련편향적 기술 변화로 인해 숙련 근로자와 미숙련 근로자 간의 생산성 및 임금격차가 커지면, 기업들이 숙련 근로자와 미숙련 근로자를 구별(screening)하려는 노력을 증가시키는 한편, 근로자들도 자신에게 유리한 채용관행을 갖고 있는 기업들을 탐색하게 됨에 따라 탐색기간이 증가하면서 전반적인 고용이 부진해질 수 있다는 이론적 모형을 제시하였다. 또한 Blanchard and Katz(1997)는 미숙련 근로자의 노동공급은 탄력적인 데 비하여 숙련 근로자의 노동공급이 비탄력적인 경우, 숙련편향적 기술 변화가 미숙련 근로자의 고용은 크게 감소시키는 반면, 숙련 근로자의 고용은 작게 증가시키게 되어 전체 고용이 부진해질 수 있음을 지적하였다. Juhn et al.(1991)은 미숙련 근로자가 새로운 기술이나 환경에 적응하는 데 상대적으로 불리하기 때문에 숙련편향적 기술 변화 등에 기인하여 실직한 미숙련 근로자 중 일부는 노동시장에서 영구히 퇴장하기도 하며, 노동시장에 남아 있는 경우도 실업기간 동안 기존의 인적자본조차 빠르게 감가상각되어 실업기간이 장기화되는 경향이 있어 전반적인 자연실업률이 상승할 수 있음을 지적하였다. 그러나 경제위기 이후 탐색기간의 증가로 마찰적 실업이 높아졌다거나, 또는 미숙련 근로자의 고용 악화가 숙련 근로자의 고용 개선을 상회하였다는 증거를 찾아보기 힘들어 숙련편향적 기술 변화가 경제위기 이후 전반적인 고용 부진을 주도하였을 가능성은 낮은 것으로 사료된다. 이와 관련된 보다 자세한 논의는 신석하(2006)를 참조하기 바란다.

15) 강석훈・홍동표(1999)는 매출액 대비 연구개발투자비의 비중을 기술지표로 사용하였으며, 사무직인 화이트칼라를 숙련 근로자로 간주하였다.

16) 권남훈・김종일(2002)은 산업별 사무직 또는 고기능 사무직의 고용비중과 컴퓨터 관련 투자비중 간의 단순회귀분석을 시행하였으며, 허재준・서환주・이영수(2002)는 산업별 정보통신기술투자 집약도를 기술지표로 사용하였다.

년 기간에는 기술지표와 숙련노동 수요 간의 관계가 유의하지 않게 나타나지만, 1996~99년 기간에는 유의하게 나타나 숙련편향적 기술 변화가 1990년대 중반 이후 두드러졌음을 시사하였다.

그러나 기존연구들의 분석기간이 1990년대 후반까지만 포함하고 있어, 숙련편향적 기술 변화가 경제위기 이후 미숙련 근로자의 상대적 고용 부진을 설명할 수 있는지 여부를 판별하기 위해서는 추가적인 분석이 필요하다.

2. 거시경제 차원의 분석

가. 생산함수를 이용한 숙련편향적 기술 변화의 추산

숙련편향적 기술 변화가 고용에 미치는 영향을 분석하는 데 있어 가장 큰 어려움은 기술 변화가 직접적으로 측정되지 않는 변수라는 것이다. 따라서 일정한 가정하에 숙련편향적 기술변화를 추산하여야 한다. 가장 일반적인 방법은 Bound and Johnson(1992), Katz and Auto (1999), Acemoglu(2002), 최강식·정진호(2003) 등과 같이 숙련 근로자와 미숙련 근로자가 대체탄력성에 대한 가정하에 CES 생산함수를 사용하여 추산하는 방법이다. 본 연구에서는 다음과 같은 Acemoglu(2002)의 CES 생산함수를 사용하였다.

$$Y_t = \left[(A_{lt}L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (A_{ht}H_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (9)$$

여기서 L은 미숙련 근로자, H는 숙련 근로자를 나타내며, A_l과 A_h는 각각 미숙련 근로자와 숙련 근로자에 의해 사용되는 기술수준을, σ는 숙련 근로자와 미숙련 근로자 간의 대체탄력성을 나타낸다. 경쟁적 노동시장을 가정하면 임금과 한계생산성이 같게 되므로, 임금의 숙련프리미엄(skill premium)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\omega = \frac{w_H}{w_L} = \left(\frac{A_h}{A_l}\right)^{(\sigma-1)/\sigma} \left(\frac{H}{L}\right)^{-1/\sigma} \quad (10)$$

이를 이용하면 기술의 숙련편향(skill bias)을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{A_h}{A_l} = \frac{S_H^{\sigma/(\sigma-1)}}{H/L} \quad (11)$$

여기서 $S_H = \frac{w_H H}{w_L L}$이다.

한편, 노동공급이 외생적으로 결정되고 임금수준은 노동공급과 노동수요를 일치시키는 수준에서 결정된다고 가정하면, 식 (10)에서 숙련고용의 비중(H/L)은 공급측면에 의해서만 결정되고 $D \equiv (A_h/A_l)^{(\sigma-1)/\sigma}$는 숙련 근로자에

〈표 5〉 숙련 근로자의 비중 변화 및 숙련편향적 기술 변화

	초대졸 이상		사무직		고기능 사무직	
고용비중(%)						
1993	25.1		48.9		20.2	
1997	32.2		54.4		26.3	
2001	39.5		58.8		31.1	
2004	45.0		59.3		30.4	
임금비중(%)						
1993	33.8		56.6		29.3	
1997	40.8		61.9		36.0	
2001	48.9		66.9		42.2	
2004	53.9		68.0		40.3	
	$\frac{A_h}{A_l}$	D	$\frac{A_h}{A_l}$	D	$\frac{A_h}{A_l}$	D
$\sigma = 1.4$						
1993	0.28	0.70	2.63	1.32	0.18	0.61
1997	0.57	0.85	4.58	1.54	0.37	0.76
2001	1.31	1.08	8.24	1.83	0.74	0.92
2004	2.12	1.24	9.53	1.90	0.58	0.86
$\sigma = 2.0$						
1993	0.78	0.88	1.77	1.33	0.68	0.82
1997	1.00	1.00	2.21	1.49	0.89	0.94
2001	1.40	1.18	2.87	1.69	1.18	1.09
2004	1.67	1.29	3.08	1.76	1.04	1.02

자료: 「임금구조기본통계조사」, 원자료를 이용하여 필자 추산.

대한 수요 변화를 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 방법을 이용하여 기술 변화 또는 노동수요를 측정하려면 숙련 근로자와 미숙련 근로자 간의 대체탄력성 σ에 대한 가정이 필요하다. 선행연구에서와 같이 $\sigma = 1.4, 2.0$의 경우에 대해 추산한 결과가 <표 5>에 수록되어 있다.[17]

17) 숙련 근로자와 미숙련 근로자의 대체탄력성(σ)에 대해 특정한 값을 가정하는 대신 Acemoglu(2002)와 같이 기술 변화를 시간추세의 함수로 가정하고 이를 추정하는 방법도 있다. 즉, 기술 변화가 일정한 속도로 이루어졌다고 가정하면($\ln(A_{ht}/A_{lt}) = \gamma_0 + \gamma_t t$), 식 (10)을 다음과 같이 변환하여 추정하면 된다.

$$\ln \omega = \frac{\sigma - 1}{\sigma}\gamma_0 + \frac{\sigma - 1}{\sigma}\gamma_t t - \frac{1}{\sigma}\ln\left(\frac{H}{L}\right)$$

초대졸 이상 학력계층의 고용비중과 임금비중을 이용하여 추산한 결과는 숙련편향적 기술 변화와 이에 따른 숙련노동 수요증가가 경제위기 이후에도 지속되었음을 시사한다. 예를 들어, $\sigma = 1.4$의 경우 기술의 숙련편향(A_h/A_l)은 1993년 0.28에서 2004년 2.12로 지속적으로 상승하였고, 이에 따라 숙련 근로자의 상대적 노동수요도 1993년 0.70에서 2004년 1.24로 높아졌다.

한편, 기술의 숙련편향과 이에 따른 숙련노동 수요는 경제위기 이전(1993～97년) 기간에 비해 경제위기 직후(1997～2001년) 기간에 더 빠르게 증가하였으며, 2001～04년 기간에는 다소 둔화된 것으로 나타나고 있다. 예를 들어, $\sigma = 1.4$의 경우 숙련노동의 상대적 수요가 1993~97년 기간 동안 0.15p(연평균 5.0%) 증가한데 비해 1997~2001년 기간에는 0.23p(연평균 6.2%) 증가하였으며, 2001~ 04년 기간에는 0.16p(4.7%) 증가하였다.

사무직과 고기능 사무직의 경우에는 2001년 이후 상대적 노동수요가 다소 감소한 것으로 나타나고 있으나, 「임금구조기본통계조사」와 「경제활동인구조사」 간에 사무직과 고기능 사무직의 비중 추이가 다소 다르게 나타나고 있다는 점을 감안할 때 명확한 해석을 도출하기 어렵다.

정리하면, 경제 전체 차원에서 숙련편향적 기술 변화가 경제위기 이후에도 지속되고는 있으나, 경제위기 이전 기간과 비교할 때 경제위기 직후 기간에는 기술의 숙련편향이 빠르게 높아진 반면 2001년 이후에는 다시 둔화된 것으로 나타났다.

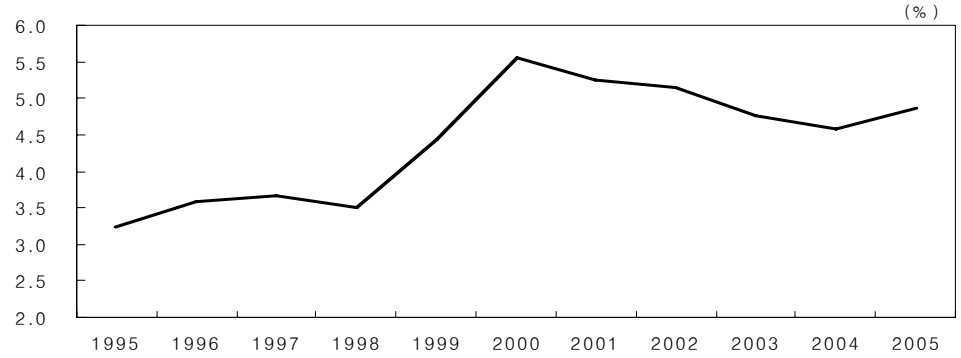
나. 정보통신기술 및 연구개발투자

이러한 기술의 숙련편향 추산결과와 국내외 문헌에서 숙련편향적 기술의 대표적인 예로 언급되고 있는 정보통신기술의 추이가 부합하는지 살펴보자. [그림 8]에 나타난 바와 같이 국내총생산 대비 정보통신부문 설비투자의 비중은 경제위기 이전 3%대에서 경제위기 직후 크게 상승하여 2000년에는 5.6%를 기록하였으며, 이후 다소 낮아졌다.

이 같은 정보통신부문 설비투자 추이는 기술의 숙련편향 추산결과와 대체로 부합하는 것으로 보인다. 그러나 정보통신부문 설비투자의 비중이 2001년 이후에 다소 낮아지기는 하였어도 경제위기 이전 기간에 비해 높은 수준을 유지하는 데 비해, 기술의 숙련편향은 2001년 이후에는 경제위기 이전의 속도로 둔화된 것으로 나타나고 있음을 감안할 때, 정보통신기술만으로 기술의 숙련편향을 설명하

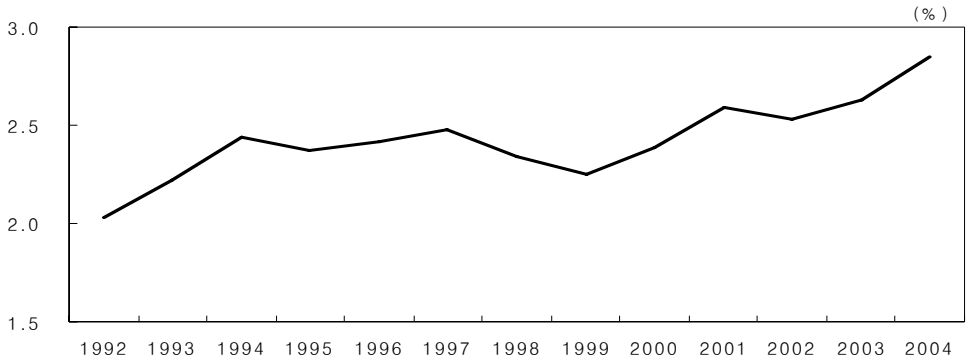
또한 기술진보가 가속화되었다는 가설은 높은 차수의 시간추세항을 위 식에 추가하면 된다. 그러나 본 연구에서는 1992년 직업분류 개편으로 인해 가용한 시계열의 길이가 짧다는 점을 감안하여 이러한 추정방법은 사용하지 않았다.

[그림 8] 국내총생산 대비 정보통신부문 설비투자



자료: 한국은행.

[그림 9] 국내총생산 대비 연구개발비



자료: 과학기술부, 「과학기술연구활동조사보고서」 2005.

는 데에는 한계가 있을 것으로 생각된다.

한편, 또 다른 숙련편향지표인 연구개발투자비의 경우 국내총생산 대비 비중이 경제위기 직후 감소하였던 것을 제외하면 대체로 1990년대 이후 완만한 증가추세를 지속하고 있다. 2001년 이후에도 연구개발투자비의 비중이 계속 높아지고 있어, 기술의 숙련편향이 2001년 이후 둔화되었다는 추산결과를 설명하기 힘들다.

3. 산업 차원의 분석

가. 회귀분석

정보통신기술투자 또는 연구개발 등이 숙련 근로자의 노동수요에 미치는 영향

을 산업 차원에서 살펴보기 위해 Berman et al.(1993, 1994), Auto et al.(1998), 강석훈·홍동표(1999), 허재준 외(2002) 등에서 사용된 회귀분석을 고려하였다.[18]

Berman et al.(1993)은 다음과 같은 트랜스로그 형태의 기업비용함수로부터 숙련임금비중에 대한 방정식을 유도하였다.

$$\begin{aligned}\ln(CV) = {} & \alpha_0 + \alpha_Y \ln(Y) + \sum_i \alpha_i \ln(W_i) \\ & + \beta \ln(K) + .5\gamma_Y \ln(Y)^2 \\ & + .5\sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(W_i)\ln(W_j) \\ & + .5\delta \ln(K)^2 \sum_i \rho_{Y_i} \ln(Y)\ln(W_i) \\ & + \sum_i \rho_i \ln(W_i)\ln(K)\pi \ln(Y)\ln(K) \\ & + \phi_t t + .5\phi_{tt} t^2 \phi_{tY} \ln(Y) \\ & + \sum_i \phi_{tW_i} t ln(W_i) + \phi_{tK} t ln(K)\end{aligned} \tag{12}$$

여기에서 CV는 가변비용을, Y는 부가가치를, W는 가변요소의 단위비용을, K는 자본을 나타낸다. 비용최소화 조건으로부터 다음과 같은 비중방정식(share equation)을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}S_i = {} & \alpha_i + \rho_{Y_i} \ln(Y) + \sum_j \gamma_{ij} \ln(W_j) \\ & + \rho_i \ln(K) + \phi_{tW_i} t\end{aligned} \tag{13}$$

여기에서 S는 가변요소비용의 비중이다. 식 (13)을 차분한 후 비용함수가 가격에 대해 1차 동차($\sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \rho_i = \sum_i \phi_{tW_i} = 0$)라는 가정을 더하면, 두 개의 가변요소가 존재하는 경우에 대해 다음과 같은 식을 도출할 수 있다..

$$\begin{aligned}\triangle S_i = {} & \phi_i \triangle t + \gamma \triangle \ln(W_i / W_j) \\ & + \rho_i \triangle \ln(K) + \rho_{Y_i} \triangle \ln(Y)\end{aligned} \tag{14}$$

여기에서 규모에 대한 수익불변($\rho_{Y_i} = -\rho_i$), γ와 ρ가 산업 간에 동일하다는 가정, 그리고 질적인 변화를 감안한 경우 숙련 근로자와 미숙련 근로자 간의 상대임금의 변화가 산업에 따라 동일하다는 가정을 추가하면 j산업의 숙련 근

18) 기술 변화의 대리변수로 문헌에서는 총요소생산성, R&D 등 연구개발 지출, 특허건수 등이 사용된다. 그러나 총요소생산성의 경우 측정오류 문제가 제기될 수 있으며, 연구개발 지출은 결과물인 기술수준보다는 투입요소를 측정한다는 문제가 있고, 특허건수의 경우도 특허의 질적인 측면을 반영하지 못한다는 문제가 있다.
이와 같은 대리변수 사용에 따른 문제를 피하기 위해 숙련편향적일 것으로 여겨지는 기술, 예를 들어 컴퓨터 또는 정보통신기술 변수를 사용하기도 한다. 이 방법은 기술 변화를 측정하는 데 따른 오류가 상대적으로 작고 특정 형태의 생산함수를 가정하지 않아도 된다는 장점이 있으나, 정보통신기술 등 특정 기술 이외의 숙련편향적 기술 변화의 영향은 분석에서 배제된다는 단점이 있다.
한편, Spitz-Oener(2006), Autor et al.(2003) 등은 기술 변화의 대리변수 문제를 극복하기 위해 공장이나 기업단위에서 각 직종의 숙련 요구 정도(skill requirement)를 직접적으로 측정하고 고용 변화와의 관계를 분석하는 방법을 택하고 있다.

로자 임금비중(S_{Hj})에 대해 다음과 같은 회귀식을 얻을 수 있다.

$$\triangle S_{Hj} = \beta_0 + \beta_1 \triangle \ln(K_j / Y_j) + \epsilon_j \quad (15)$$

Berman et al.(1994) 등 선행연구들은 식 (15)에 기술 변화의 대리변수($Tech_j$)를 추가한 후 이 변수의 통계적 유의성을 검정하였다.

$$\triangle S_{Hj} = \beta_0 + \beta_1 \triangle \ln(K_j / Y_j) + \beta_2 Tech_j + \epsilon_j \quad (16)$$

본 연구에서는 기술 변화의 대리변수로 매출액 대비 연구개발투자와 산업별 산출 대비 정보통신기술투자를 사용하였다. 매출액 대비 연구개발투자는 「과학기술연구개발활동조사보고서」의 자료를 사용하였는데, 자료상의 제약으로 서비스 부문을 제외하고 제조업 14개 부문과 전기가스수도, 건설업 등 16개 부문에 대해 분석하였다. 한편, 산업별 정보통신기술투자는 5년 주기로 작성되는 국민계정의 투입산출표를 이용하여 22개 부문에 대해 추산하였으며, 산업별 자본 및 산출은 김동석(2004)의 연도별 자료를 2004년까지 연장하여 사용하였다.

분석대상 기간은 1993~2004년으로 하였으며, 허재준 외(2002)에서 제시하는 바와 같이 기술 변화가 고용에 미치는 시차를 감안하여 종속변수의 경우 연도별 차분을 사용하지 않고, 전체 기간을 1993~97년, 1997~2001년, 2001~04년 등 4~5년 단위로 구분한 후 기간 차분을 사용하였다.[19] 이들 3개 기간 차분 자료를 합하여 산업별 횡단면분석을 시행하였는데, 회귀식은 최소자승법으로 추정하였으며 분산-공분산 추정은 산업별 이분산성을 고려하여 White의 방법을 사용하였다.[20]

<표 6>의 (1)~(2)는 기본적인 회귀식을 이용한 결과를 제시하고 있다. 정보통신기술투자 집약도(ICT/Y)의 계수가 양의 값을 가지며 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 정보통신기술투자 집약도가 높은 산업일수록 숙련 근로자의 비중이 빠르게 증가하였음을 시사하고 있다. 한편, 자본비율($\triangle \ln K/Y$) 계수의 경우 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타나 자본과 숙련노동 간의 보완성을 시사하였으나, 기간더미를 추가하는 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있음을 감안할 때 기간별 차이를 반영하고

19) 산업별 정보통신기술투자 집약도가 1995년과 2000년에만 활용 가능하므로 회귀분석 시 1993~97년 기간에 대해서는 1995년 정보통신기술 집약도를, 1997~2001년 기간과 2001~04년 기간에 대해서는 2000년 정보통신기술 집약도를 사용하였다.

20) Berman et al.(1994)는 각 산업이 제조업 전체에서 차지하는 임금비중을 가중치로 한 가중회귀분석을 사용하였다. 본 연구에서도 이 방법을 적용하여 보았으나 전반적인 계수 추정값에는 큰 변화가 없는 가운데 개별 변수의 통계적 유의성이 다소 낮아지는 것으로 나타나, White의 방법을 사용하였다.

〈표 6〉 초대졸 근로자 임금비중과 기술 변화 간 회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\frac{ICT}{Y}$	.367 (2.614)**	.370 (2.450)**		1.302 (1.769)*	1.327 (1.033)
매출액 대비 R&D 지출			.463 (1.750)*		-.020 (-.034)
$\triangle \ln \frac{K}{Y}$	1.871 (2.640)**	2.048 (.965)	2.500 (3.200)***	2.402 (2.900)***	2.398 (3.026)***
D_{1997}		-.034 (-.012)			
D_{2001}		-.422 (-.144)			
상수항	5.185 (8.148)***	5.385 (2.277)**	4.894 (4.736)***	3.954 (3.416)***	3.955 (3.395)***
R^2	.205	.206	.130	.167	.167
관측치 수	66	66	48	48	48

주: 1) ( ) 안은 t값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2) ICT는 산업별 정보통신기술투자, Y는 산업별 산출, N은 산업별 풀타임 근로자, K는 산업별 자본스톡을 나타내며, $\triangle$은 차분을, D_{1997}은 1997~2001년, D_{2001}은 2001~2004년 기간의 더미변수를 나타냄.

있을 가능성도 존재한다.

<표 6>의 (3)~(5)는 정보통신기술투자 대신 연구개발투자를 기술 변화 대리변수로 사용한 분석결과이다. <표 6>의 (4)는 <표 6>의 (1)과 동일한 분석을 연구개발투자자료가 가용한 16개 산업부문에 대해 적용한 것이다. <표 6>의 (3)에서 매출액 대비 연구개발투자의 계수가 양의 값을 가지며 통계적으로 유의성을 지녀 매출액 대비 연구개발투자의 비중이 높은 산업에서 숙련 근로자의 비중이 빠르게 늘어났음을 시사하고 있다. 하지만 <표 6>의 (3)~(5)를 비교해 보면, 정보통신기술투자와 연구개발투자를 동시에 고려하는 경우 두 변수 간의 상관관계가 높아 두 변수 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나지만, 정보통신기술투자의 계수는 상대적으로 크게 영향 받지 않은 반면, 연구개발투자의 추정계수는 부호도 바뀌고 통계적 유의성도 크게 낮아지는 것으로 나타나, 연구개발투자보다는 정보통신기술투자가 숙련노동의 변

〈표 6〉의 계속

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$\frac{ICT}{Y}$	.564 (6.755)***	.540 (14.260)***	.264 (1.515)	.527 (13.901)***	.531 (13.945)***	1.276 (1.846)*	1.516 (2.029)**
$\frac{ICT}{Y}*D_{crisis}$	-.256 (-1.380)						
$\frac{ICT}{Y}*D_{1997}$		-.519 (-7.548)***		-.509 (-7.309)***	-.523 (-7.543)**	-.487 (-.368)	-.394 (-.299)
$\frac{ICT}{Y}*D_{2001}$			.302 (1.662)				
$\triangle S_m$				-.032 (-1.075)			
$\triangle S_{mc}$							.242 (1.566)
$\triangle S_x$					-.029 (-1.103)		
$\triangle \ln \frac{K}{Y}$	2.993 (1.375)	1.654 (2.019)**	1.847 (2.131)**	1.541 (1.958)*	1.792 (2.100)**	2.011 (2.026)**	2.319 (2.175)**
D_{crisis}	-.648 (-.235)						
D_{1997}		1.811 (1.362)		1.734 (1.309)	1.874 (1.408)	.946 (.383)	.514 (.222)
D_{2001}			-1.112 (-.801)				
상수항	5.931 (2.513)**	4.531 (5.262)***	5.542 (6.773)***	4.632 (5.247)***	4.820 (4.990)***	3.544 (2.865)***	3.023 (2.116)**
R^2	.221	.284	.232	.293	.294	.200	.235
관측치수	66	66	66	66	66	42	42

주: 1) ( ) 안은 t값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2) ICT는 산업별 정보통신기술투자, Y는 산업별 산출, K는 산업별 자본스톡을, S_m은 산업별 수입계수, S_{mc}는 산업별 대중국 수입계수, S_x는 수출률을, D_{crisis}는 경제위기 이후 기간 더미변수를 나타내며, △은 차분을 의미.

화에 대해 더 높은 설명력을 갖는 것으로 판단된다.

한편, <표 6>의 (6)과 같이 정보통신기술투자 집약도와 경제위기 더미변수의 교차항을 추가하는 경우 추정계수가 음의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이

러한 결과는 <표 6>의 (7)에서처럼 경제위기 직후 기간에 더욱 분명하게 나타나고 있는데, 계수의 크기(-.519)도 정보통신기술투자 집약도의 계수(0.540)와 거의 같은 수준이다. 이는 경제위기 직후 기간의 경우 정보통신기술투자 집약도가 숙련고용비중에 미치는 영향이 0에 가까움을 의미한다. 즉, 정보통신기술투자 집약도에 상관없이 숙련고용의 비중이 대부분의 산업에서 높아졌던 것으로 추론된다. 실제로 경제위기 직후에는 정보통신기술투자 집약도가 낮은 광업, 건설업, 목재 등 기타 제조업부문에서도 숙련 근로자의 비중이 크게 늘어났다. 따라서, 경제위기 직후 숙련노동비중이 큰 폭으로 높아진 데에는 정보통신기술 이외의 요인이 작용하였을 것으로 사료된다. 정보통신기술 이외의 요인에 대해서는 다음 소절에서 좀더 논의하고자 한다.

<표 6>의 (8)과 같이 2001년 이후 기간 더미변수의 경우 정보통신기술투자 집약도와의 교차항의 계수가 양의 값을 갖는 것으로 나타나 경제위기 직후 광범위한 조정과정을 거친 후에는 산업 간 정보통신기술투자 집약도가 높은 산업에서 다시 숙련 근로자 비중이 상대적으로 빠르게 증가하고 있음을 시사하고 있다.

한편, 국제교역 확대의 영향이 정보통신기술투자와 숙련노동 수요 간의 관계에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지 살펴보기 위해 산업 간 수입 및 수출 비중을 회귀식에 추가한 결과가 <표 6>의 (9)~(10)에 제시되어 있다. 수입 및 수출 비중은 국민계정 투입산출표의 수입계수 및 수출률을 사용하였다. 추정결과 수입계수 및 수출률의 통계적 유의성이 낮은 것으로 나타나고 있는데, 이는 우리나라가 선진국에 비해서는 숙련 근로자의 비중이 낮고 개발도상국에 비해서는 숙련 근로자의 비중이 높아 단순한 수출입의 확대가 숙련 근로자의 수요에 특별한 영향을 미치지 못함을 시사한다.

따라서 전반적인 국제교역보다는 최근 우리나라와의 국제교역비중이 크게 높아지고 있는 대중국 수입의 영향을 살펴보는 것이 적절할 것이다. 특정 국가로부터의 수입자료의 경우 제조업에 대해서만 상세 분류가 가능하기 때문에 제조업 14개 부문에 대해서만 대중국 수입률 변화를 추가하여 분석하였으며, 추정결과는 <표 6>의 (12)에 제시되어 있다. 통계적 유의성이 조금 낮기는 하지만 대중국 수입증가의 추정계수가 양의 값을 갖는 것으로 나타나, 대중국 수입증가가 숙련 근로자의 상대적 수요를 증가시키는 방향으로 작용하고 있음을 시사하였다. 한편, 이와 비교하기 위해 <표 6>의 (7)을 제조업 14개 부문에 대해 적용한 결과가 <표 6>의 (11)에 수록되어 있는데, 정보통신기술투자가 숙련노동에 미치는 영향의 크기나 통계적 유의성이 대중국 수입변화의 포함 여부에 크게 영향받지 않음을

〈표 7〉 숙련노동비중과 기술 변화 간 회귀분석 결과

	초대졸		사무직		고기능 사무직	
	임금비중	고용비중	임금비중	고용비중	임금비중	고용비중
$\frac{ICT}{Y}$	.540 (14.260)***	.414 (12.874)***	.085 (1.789)*	.021 (.429)	.267 (2.407)**	.163 (2.261)**
$\frac{ICT}{Y}*D_{1997}$	-.519 (-7.548)**	-.274 (-4.407)***	-.263 (-3.874)***	.031 (.290)	-.397 (-3.357)***	-.069 (-.838)
$\triangle \ln \frac{K}{Y}$	1.654 (2.019)***	1.435 (2.078)*	.596 (.617)	.275 (.301)	-4.069 (-3.329)***	-3.042 (-3.234)***
D_{1997}	1.811 (1.362)	.631 (.617)	1.140 (.867)	.358 (.290)	7.056 (5.044)***	3.957 (3.615)***
상수항	4.531 (5.262)***	4.892 (7.223)***	2.353 (2.671)***	1.922 (2.293)**	-1.698 (-1.627)	-.603 (-.771)
R^2	.284	.260	.037	.008	.336	.259
관측치수	66	66	66	66	66	66

주: 1) ( ) 안은 t값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2) ICT는 산업별 정보통신기술투자, Y는 산업별 산출, N은 산업별 풀타임 근로자, K는 산업별 자본스톡을 나타내며, $\triangle$은 차분을, D_{1997}은 1997~2001년 기간의 더미변수를 나타냄.

알 수 있다.

한편, 초대졸 이상 근로자의 고용비중을 종속변수로 한 경우에는 임금비중을 사용한 경우와 비슷한 결과를 얻을 수 있었으며, 사무직과 고기능 사무직의 경우에도 정보통신기술투자가 숙련노동비중을 증가시키는 요인으로 작용한 것으로 나타나고 있으나, 초대졸 이상 근로자의 경우에 비해 통계적 유의성이 낮아지거나 자본집약도 계수가 반대로 나타나는 등 해석상의 어려움이 있다.

나. 정보통신기술 이외의 요인

산업 간 변화 및 산업 내 변화 분해, 기술의 숙련편향 추산, 산업별 회귀분석 결과를 종합해 보면, 1990년대 중반 이후 숙련 근로자의 상대적인 수요가 지속적으로 증가해왔으며, 이는 국제교역의 확대보다는 정보통신기술과 관련된 숙련편향적 기술변화에 기인하였던 것으로 보인다. 즉, 정보통신기술과 관련된 숙련편향적 기술변화는 1990년대 중반 이후 지속되고 있는 요인으로 생각된다.

그러나 경제위기 이후 기간을 경제위기 직후 기간과 2001년 이후로 나누어 생각할 때, 기술의 숙련편향 및 숙련노동비중의 변화는 주로 경제위기 직후 기간에 집중되었으나, 이 기간에는 정보통신기술투자 집약도와 상관없이 대부분의

산업에서 숙련노동비중이 높아진 것으로 나타나고 있어 정보통신기술 이외의 요인이 작용하였을 것으로 추측된다.

산업 간 변화 및 산업 내 변화 분해결과는 정보통신기술 이외의 요인이 산업 간 변화보다는 산업 내 변화로 측정되는 요인이어야 함을 시사하고 있으며, 기술의 숙련편향 추산결과도 정보통신기술 이외의 요인이 총요소생산성(A_h/A_l)에 포함되는 요인이어야 함을 시사하고 있다.

먼저 생각해볼 수 있는 요인이 경제위기 기간 동안의 급속한 경기위축이다. 경기가 급속히 위축되는 경우 미숙련 근로자가 상대적으로 더 많이 해고될 수 있고 총요소생산성 추산결과가 경기순환에 영향 받음을 감안할 때, 경기위축 시 숙련 근로자와 미숙련 근로자의 총요소생산성 차이가 더 커질 수 있다. 그러나 미숙련 근로자의 상대적인 고용 악화가 경기위축에 따른 것이었다면 경제위기 이후 회복 기간에는 미숙련 근로자의 상황이 상대적으로 개선되었어야 할 것이다. 물론 경제위기가 예외적으로 매우 큰 경기위축이었으므로, 미숙련 근로자의 상황이 회복되기까지에는 많은 시간이 걸렸을 것으로 추측된다. 하지만 경제위기 이후 미숙련 근로자의 상대적 고용 부진이 지속되고 있음을 감안할 때, 경기순환적인 요인에 의한 설명에는 한계가 있는 것으로 사료된다.

구조적인 측면에서 고려할 수 있는 요인으로는 기업 고용조직의 재구성(workplace reorganization)이 있다. 기술 변화와 관련된 많은 미시분석은 단순한 기술 변화보다는 이러한 기술 변화가 초래하는 조직 변화와 새로운 재화 및 서비스의 창출이 기업의 생산성과 노동 수요에 더 큰 영향을 미친다는 사실을 지적하고 있다. Bresnahan et al.(2002)은 기업 차원의 자료를 분석하여 정보통신기술투자, 고용조직의 변화, 새로운 재화 및 서비스 창출의 세 요소가 상호 보완적인 기능을 하며, 이 세 요소가 결합할 때 숙련노동 수요에 유의한 영향을 미침을 보이고 있다. 또한 정보통신기술투자의 증가보다는 고용조직의 변화나 새로운 재화 및 서비스 창출에 더 많은 조정비용이 소요된다는 점을 지적하고 있다. 이러한 논의를 감안하면, 그동안 높은 조정비용으로 인해 진행되지 못하던 고용조직의 재구성이 경제위기라는 비상 시기에 집중되어 발생하였을 가능성을 배제할 수 없다. 고용조직의 재구성을 촉진한 요인은 정보통신기술이었을 수도 있고 다른 숙련편향적 기술요인이나 제도적 요인이었을 수도 있다. 이러한 가설을 엄밀히 검증하려면 기업 차원에서의 미시적인 분석이 필요한 것으로 사료되나, 현재 기업 차원의 정보통신기술에 대한 자료가 존재하지 않는 등 자료의 제약이 크다.

V. 결 론

경제위기 기간 동안 급격히 악화되었던 고용상황은 이후 어느 정도 회복되었으나, 아직도 고용률이 경제위기 이전에 비해 1%p 가량 낮은 수준에 머무르는 등 전반적으로 부진한 상황이다. 특히 저학력 계층은 고용률이 더욱 큰 폭으로 하락하였을 뿐 아니라 근로시간 측면에서도 상대적으로 부진한 상황에 처해 있다.

이와 같은 미숙련 근로자의 고용 부진은 공급 측면보다는 수요 측면의 변화에 기인하는 것으로 보이며, 정보통신기술과 관련된 숙련편향적 기술변화가 미숙련 근로자의 수요 둔화를 초래한 중요한 요인 중 하나인 것으로 분석되었다.

이러한 숙련편향적 기술변화는 이미 1990년대에 시작되어 경제위기 이후에도 지속되고 있는 것으로 보이며, 경제위기 이후 기술 변화가 가속화되었다는 증거는 찾기 힘들다. 다만, 경제위기 직후 기간에는 숙련편향적 기술 변화 또는 이에 따른 숙련고용 증가가 집중되었던 것으로 나타나고 있다.

분석결과는 경제위기 직후 기간의 숙련고용 증가가 정보통신기술투자 집약도와는 직접적인 관련이 없음을 시사하고 있다. 즉, 이 기간에는 숙련고용비중이 정보통신기술투자 집약도와 상관없이 대부분의 산업에서 높아진 것으로 나타나 정보통신기술 이외의 요인이 작용하였던 것으로 추측된다. 자료의 제약으로 이에 대한 엄밀한 분석은 어려우나, 정보통신기술의 발전에도 불구하고 조정비용으로 인해 지연되던 기업 고용조직의 재구성이 경제위기 직후 기간에 집중되었을 가능성을 고려할 수 있다.

한편, 산업 간 변화도 숙련고용비중을 높이는 방향으로 나타나 국제교역의 확대도 숙련고용비중을 높이는 요인이었음을 시사하였으나, 비교역부문인 서비스업에서도 산업 내 변화로 인해 숙련고용의 비중이 높아지고 있는 현상은 여전히 국제교역보다는 기술변화가 더 중요한 요인일 가능성을 나타낸다. 또한 산업회귀분석에서는 대중국 수입효과를 감안하더라도 정보통신기술투자가 숙련 근로자 비중을 높이는 요인으로 작용한 것으로 나타났다.

이와 같이 본 연구에서 숙련편향적 기술 변화가 경제위기 이후 미숙련 근로자의 상대적 고용 부진에 대해서 부분적인 설명을 제공할 수 있는 실증적 근거를 발견하였으나, 더욱 명확한 이해를 위해서는 기술 변화의 구체적 내용과 고용에 미치는 경로에 대한 미시적 연구가 필요한 것으로 사료되며 기업 수준의 자료 구축이 선행되어야 할 것이다.

한편, 기술 변화와 국제교역 확대 등 개별 요인의 분석과 더불어 이들 요인 간

의 상대적 중요성에 대한 연구가 필요할 것으로 생각된다. 또한 제도를 포함한 여러 요인 간의 상호작용이 더욱 중요할 수 있다는 점에도 유의할 필요가 있다. 예를 들어, Mortensen and Pissarides(1999)는 동일한 숙련편향적 충격이 미국과 영국에서는 미숙련 근로자의 상대임금 하락을 초래한 반면, 상대적으로 관대한 실업급여와 고용보호제도를 보유하고 있는 유럽에서는 미숙련 근로자의 실업률 상승으로 나타났다는 연구결과를 제시하고 있다. 본 연구에서는 이러한 요인 간의 상호작용을 고려하지 못했으나, 경제위기 이후 우리 경제의 고용상황 변화를 더욱 풍부하게 이해하기 위해서는 변화요인들 간의 상호작용에 대한 연구가 필요할 것으로 사료된다.

참 고 문 헌

강석훈 · 홍동표, 「정보기술 발전에 따른 고용구조 변화」, 연구보고 99-14, 정보통신정책연구원, 1999.

권남훈 · 김종일, "최근 한국의 고용구조 변화의 특징과 정보화의 역할," 「한국경제연구」, 제8권, 2002.

김대일, "중국의 부상이 우리나라 노동시장에 미친 영향," 신인석 · 한진희 편, 「경제위기 이후 한국경제 구조변화의 분석과 정책방향」, 연구보고서 2006-07, 한국개발연구원, 2006.

김동석, 「산업부문별 성장요인분석 및 국제비교」, 한국개발연구원, 2004.

신석하, "한국의 자연실업률 추정," 「KDI 정책연구」, 제26권 제2호, 2004.

신석하, "외환위기 이후 고용상황 변화에 대한 연구," 「한국경제 구조변화와 고용창출」 유경준 외, 한국개발연구원, 2005.

신석하, "경제위기 이후 고용상황과 기술변화," 신인석 · 한진희 편, 「경제위기 이후 한국경제 구조변화의 분석과 정책방향」, 연구보고서 2006-07, 한국개발연구원, 2006.

임경묵, "수익변동성 확대와 설비투자위축," 신인석 · 한진희 편, 「경제위기 이후 한국경제 구조변화의 분석과 정책방향」, 연구보고서 2006-07, 한국개발연구원, 2006.

최강식, "기술 변화에 따른 고용구조의 변화," 전병유 외, 「한국의 노동수요 구조에 관한 연구」, 연구보고서 2005-06, 한국노동연구원, 2005.

최강식 · 정진호, "한국의 학력간 임금격차 추세 및 요인분해," 「국제경제연구」, 제9권 제3호, 2003.

허재준 · 서환주 · 이영수, "정보통신기술 투자와 숙련노동 수요변화," 「경제학연구」, 제50집 제4호, 2002.

한진희 · 최경수 · 김동석 · 임경묵, 「한국경제의 잠재성장률 전망: 2003~2012」, 한국개발연구원, 2002.

황수경, 「한국의 숙련구조 변화와 핵심기능인력의 탐색」, 노동연구원, 2007.

Acemoglu, D., "Changes in Unemployment and Wage Inequality: An Alternative Theory and Some Evidence," *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 5, 1999, pp.1259~1278.

Acemoglu, D., "Technical Change, Inequality, and the Labor Market," *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 1, 2002. pp.7~72.

Auto, D., F. Levy, and R. Murnane, "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration," *The Quarterly Journal of Economics*, November 2003, pp.1279~1333.

Auto, D., L. Katz, and A. Krueger, "Computing Inequality: Have Computers Changed The Labor Market?" *The Quarterly Journal of Economics*, November 1998, pp.1169~1213.

Berman, E., J. Bound, and Z. Griliches, "Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S.

Manufacturing Industries: Evidence from the Annual Survey of Manufacturing," NBER Working Paper No.4255, 1993.

Berman, E., J. Bound, and Z. Griliches, "Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, 1994, pp.367~397.

Berman, E. and S. Machin, "Skill-Biased Technology Transfer around the World," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 16, No. 3, 2000, pp.12~22.

Blanchard, O. and L. Katz, "What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, 1997, pp.51~72.

Bound, J. and G. Johnson, "Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Aleternative Explanation," *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 3, 1992, pp.371~392.

Bresnahan, T., E. Brynjolfsson, and L. Hitt, "Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 1, February 2002, pp.339~376.

Chennells, L. and J. Van Reenen, "Technical Change and the Structure of Employment and Wages: A Survey of the Microeconometric Evidence," in *Productivity, Inequality, and the Digital Economy: a Transatlantic Perspective*, MIT Press, July 2002.

Hiebert, P. and I. Vansteenkiste, "International Trade, Technological Shocks and Spillovers in the Labour Market: A GVAR Analysis of the US Manufacturing Sector," ECB Working Paper No.731, February 2007.

IMF, "The Globalization of Labor," in *World Economic Outlook*, April 2007.

Juhn, C., K. Murphy, R. Topel, J. Yellen, and M. Baily, "Why has the Natural Rate of Unemployment Increased Over Time?" *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1991, No.2, 1991, pp.75~142.

Katz, L. and D. Auto, "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality," in Ashenfelter and Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1999.

Katz, L. and K. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963~1987: Supply and Demand Factors," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 1, 1992, pp.35~78.

Machin, S., "The Changing Nature of Labour Demand in the New Economy and Skill-Biased Technology Change," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 63, Special Issue, 2001, pp.753~776.

Mortensen, D. and C. Pissarides, "Unemployment Responses to 'Skill-Biased' Technology Shocks: The Role of Labour Market Policy," *The Economic Journal*, Vol. 109, No. 455, April 1999, pp.242~265.

Murphy, K, W. Riddell, and P. Romer, "Wages, Skills and The Technology in the United States and Canada," NBER Working Paper No.6638, 1998.

Spitz-Oener, A., "Techinical Change, Job Tasks, and Rising Educational Demands: Looking Outside

the Wage Structure," *Journal of Labor Economics*, Vol. 24, No. 2, 2006.

Thoenig, A. and T. Verdier, "A Theory of Defensive Skill-Biased Innovation and Globalization," *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 3, June 2003, pp.709~728.

부 록

〈부표 1〉 산업부문 분류와 무역통계 품목분류 대비표

번호	30부문	22부문	MTI 품목분류 코드
1	광 업	광 업	11, 12, 131, 132, 134~136, 19
2	음식료품	음식료품	013, 014, 015120, 0152, 015420, 0157, 015820, 015830, 015890, 0159, 016, 023, 024, 046, 047
3	담 배		
4	섬 유	섬유 및 의복	33, 4
5	의 복		
6	가죽 및 신발		
7	종이	지제품 및 인쇄출판	25, 91
8	출판 및 인쇄		
9	화 학	화학제품	214, 215, 22, 23, 29, 31, 32
10	고무 및 플라스틱		
11	석유화학	석유석탄 제품	133, 211~213, 219
12	비금속 광물제품	비금속 광물제품	24, 26, 27
13	1차 금속제품	일차 금속제품	611~614, 6211, 6212, 6221, 6222, 6231, 6232, 6241 6242, 6251, 6252, 6261, 6262, 6271, 6272, 628110 628210
14	금속제품	금속제품	615~619, 63, 64, 69, 6213, 6214, 6219, 6223, 6229, 6239 6249, 6259, 6269, 6279 628190, 6283, 629
15	일반 기계	일반기계	71, 72, 75, 79, 97
16	전기전자	전기전자	8
17	운수장비	운수장비	74
18	정밀기계	정밀기계	73
19	목재 및 나무제품	기타제조업 (목재포함)	031, 033, 5, 92~96, 98, 99
20	기타제조업		
21	전기, 가스, 수도	전기, 가스, 수도	
22	건설업	건설업	
23	도소매업	도소매업	
24	음식점 및 숙박업	음식점 및 숙박업	
25	운수 및 보관	운수 및 보관	
26	통 신	통신	
27	금융 및 보험	금융, 보험, 부동산	
28	부동산업		
29	사업서비스업	기타서비스	
30	기타서비스업		

〈부표 2〉 숙련노동 고용비중 변화의 산업 간 변화 및 산업 내 변화로의 분해(50개 산업분류)

(단위: %p, %)

		초대졸 이상		사무직		고기능 사무직	
		산업 간	산업 내	산업 간	산업 내	산업 간	산업 내
전 산업	1993~1997	1.9 (27.6)	5.0 (72.4)	2.8 (51.4)	2.6 (48.6)	2.0 (34.9)	3.8 (65.1)
	1997~2001	1.2 (15.9)	6.1 (84.1)	1.6 (37.5)	2.7 (62.5)	1.1 (23.5)	3.5 (76.5)
	2001~2004	1.0 (18.4)	4.5 (81.6)	1.7 (63.3)	1.0 (36.7)	1.3 (-186.2)	-2.0 (286.2)
제조업	1993~1997	0.6 (14.1)	3.9 (85.9)	0.5 (11.8)	4.1 (88.2)	0.6 (12.1)	4.4 (87.9)
	1997~2001	0.12 (2.3)	4.9 (97.7)	0.09 (4.4)	2.1 (95.6)	0.2 (6.3)	2.8 (93.7)
	2001~2004	0.3 (4.8)	5.3 (95.2)	0.3 (12.9)	1.8 (87.1)	0.2 (-77.8)	-0.5 (177.8)
서비스업	1993~1997	1.0 (14.0)	6.4 (86.0)	0.6 (32.7)	1.2 (67.3)	1.7 (31.9)	3.7 (68.1)
	1997~2001	2.4 (26.7)	6.6 (73.3)	3.0 (47.0)	3.4 (53.0)	2.4 (41.0)	3.4 (59.0)
	2001~2004	-0.3 (-7.0)	4.5 (107.0)	0.1 (20.7)	0.4 (79.3)	0.4 (-16.7)	-3.1 (116.7)

주: ( ) 안은 전체 변화의 설명비중(%).

〈부표 3〉 숙련노동 임금비중 변화의 산업 간 변화 및 산업 내 변화로의 분해(50개 산업분류)

(단위: %p, %)

		초대졸 이상		사무직		고기능 사무직	
		산업 간	산업 내	산업 간	산업 내	산업 간	산업 내
전 산업	1993~1997	2.3 (33.2)	4.6 (66.76)	2.8 (54.5)	2.4 (45.5)	2.4 (37.8)	4.0 (62.2)
	1997~2001	1.9 (23.9)	6.06 (76.14)	2.2 (44.3)	2.7 (55.7)	1.5 (25.4)	4.4 (74.6)
	2001~2004	0.3 (5.9)	4.42 (94.08)	0.8 (35.2)	1.5 (64.8)	0.6 (-25.2)	-3.0 (125.2)
제조업	1993~1997	0.6 (15.5)	3.4 (84.5)	0.4 (11.3)	3.5 (88.7)	0.6 (11.6)	4.8 (88.4)
	1997~2001	0.6 (11.6)	4.8 (88.4)	0.6 (24.3)	1.8 (75.7)	0.6 (12.4)	3.9 (87.6)
	2001~2004	0.1 (1.0)	5.6 (99.0)	0.2 (4.7)	3.1 (95.3)	0.1 (-29.7)	-0.6 (129.7)
서비스업	1993~1997	1.8 (22.4)	6.2 (77.6)	1.5 (45.3)	1.8 (54.7)	2.4 (35.5)	4.3 (64.5)
	1997~2001	2.7 (30.3)	6.2 (69.7)	2.8 (45.7)	3.3 (54.3)	2.4 (37.1)	4.1 (62.9)
	2001~2004	-0.5 (-15.1)	4.0 (115.1)	0.1 (18.7)	0.3 (81.3)	0.0 (0.9)	-4.6 (99.1)

주: ( ) 안은 전체 변화의 설명비중(%).

韓國開發研究
제29권 제1호(통권 제99호)

환자이동현황을 고려한 병상공급 방향

윤 희 숙
(한국개발연구원 부연구위원)

Moving Patterns of Patients and Its Implication for Regional Unbalance in Health Resources

Heesuk Yun
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 「의료자원의 지역적 분포현황에 따른 공공의료 확충방안」(정책연구시리즈 2006-09, 한국개발연구원, 2006)의 내용을 간추리고 수정한 것임.

• 핵심주제어: 환자이동현황(moving patterns of patients), 지역적 접근성(geographical accessibility), 의료자원 분포(medical resource distribution)
• JEL 코드: I18, H51, I11
• 논문투고일: 2007. 1. 31 • 심사시작일: 2007. 2. 5 • 심사완료일: 2007. 4. 13

ABSTRACT

Due to the concern of regional unbalance relating to healthcare resources, the government has set up a plan to expand public healthcare services and a policy to manage the supply of hospital beds. However, it is not clear what standards are needed to measure the degree of unbalance, and to what extent the gap needs to be narrowed.

Unlike the previous methodology comparing the proportions of patients who move out from their administrative district to receive medical services, this study examines the inconvenience gap patients experience when they have to move out from their actual living area. The logit and multinomial logit models are employed. The regional unbalance decreases when the degree of movement is measured based on the living area. This result implies that essential standard for achieving regional balance relating to medical services need to be based not on the even distribution of medical resources, but the complications of regional people that require proper medical services.

의료자원량의 지역 간 격차 해소는 오랫동안 정책과제로 지적되어 왔으며, 이에 따라 공공의료 확충계획과 병상수급관리 정책 등 지역 간 자원균점을 목표로 하는 정책방향이 수립되어 왔다. 그러나 정책방향으로서의 형평의 성격이나 측정기준이 무엇인지에 대한 구체적인 방향이 정립되어 있지는 않았기에, 정책방향에 대한 폭넓은 동의가 이루어지지 못해왔다.

본 연구는 의료기관들의 불균등분포가 초래하는 문제는 결국 진료를 위해 환자들이 이동해야 하는 불편함이라는 것에 착안하여, 우선 환자이동상황을 관찰한 후 이를 통해 병상수급관리에 대한 시사점을 도출하는 것을 목표로 한다. 또한 불편함을 초래하는 환자의 이동은 단일하고 동질적인 현상이 아니라 다양한 성격과 수준을 가진 현상이라는 점을 고려하였다. 먼저 이동기준에 관해서는 거주 행정구역을 벗어나거나, 인접지역을 포함한 지역을 벗어나거나, 생활권기준의 지역을 벗어나는 경우 등 세 가지의 이동기준을 이용했고, 다양한 이동수준을 반영한 다항로짓모형을 분석하였다.

결과적으로, 생활권을 기준으로 이동현황을 측정하는 경우에는 거주행정구역을 기준으로 한 경우보다 지역 간 불균등 정도가 크게 감소하였고, 이동기준과 이동수준에 따라 이동형태나 이동요인에도 차이가 나타났기에, 지역의 자원보유현황을 평가함에 있어 이동기준 설정과 이동의 원인과 폭을 파악하는 과정이 중요시되어야 한다는 점을 확인하였다.

Ⅰ. 서 론

1. 문제제기

의료자원(또는 병상자원)[1]은 부존자원의 경우처럼 이용 가능량이 고정되어 있는 것이 아니라 매년의 투자와 함께 총량이 변화한다. 이 과정에서 정부가 개입하는 방식은 두 가지인데, 첫 번째는 정부가 의료서비스를 직접 공급하는 비중을 증가시키는 것, 즉 공공소유의 병상을 증가시키는 것이며, 두 번째는 병상자원관리정책을 통해 민간병상을 포함한 자원의 총량을 통제하는 것이다.

이때 정부가 의료서비스를 직접 공급하는 것의 논거는 공공의료기관에 부여된 나름의 역할이 있다는 믿음과 함께 접근성의 보장이다. 이때 접근성은 '보건의료시설의 이용 시 발생하는 시간비용과 화폐비용'으로 정의된다. 사실상 금전적 접근성이 의료서비스를 이용함에 있어 보다 큰 장애이지만, 공간적 접근성의 문제도 그 자체로서 독자적 정책목표라 하겠다.

따라서 의료기관들이 불균등하게 분포되어 접근성이 심하게 제약되는 지역들이 존재한다면, 정부가 개입하여 이들 지역의 의료공급을 직접 담당하는 것의 필요성이 인정될 수 있다. 예를 들어, 향후 5년간 4조 3천억원이 투입될 공공의료 확충방안의 주요 목표 중 하나는 공공의료기관의 확대를 통해 접근성에 있어서의 지역 간 불균등을 시정하는 것이다.

그런데 지역 간 불균등 현상을 이해함에 있어 필요한 것은 불균등 여부와 심각함의 정도를 평가할 기준이다. 국토를 바둑판과 같이 구획하여 모든 지역의 주민들에게 동일한 시설을 배분하는 것이 진정한 균등이 아닐 것이라는 것은 쉽게 짐작할 수 있다. 그렇다면 의료서비스의 이용에 있어 접근성을 균등하게 보장한다는 것이 의미하는 바를 분명히 하고, 이것이 초래할 비용을 고려하여 현실적인 답을 찾는 것이 필요할 것이다.

이러한 방식은 병상관리정책과도 간접적으로 연관된다. 병상관리정책은 공공/민간 여부를 불문하고 전국의 병상 총량을 모니터하여 과잉인 지역이나 부문에서의 증가는 억제하고, 부족한 지역이나 부문에서의 증가를 유도하는 정책이다. 병상자원의 불균등분포 완화와 과잉병상 억제를 위해 정부는 2002년 1월 국민건강보험 재정건전화특별법을 제정하여 병

1) 의료자원이란 의료서비스가 제공되기 위해 필요한 자원으로서, 병상, 의료인력, 의료기기, 의약품 등을 포함한다. 이 중 대표선수격은 병상인데, 이는 병상자원이 존재하는 곳에는 필수적으로 일정한 양만큼의 여타 의료자원들이 구비되기 마련이므로 의료자원 총량을 관찰하는 데 가장 유용하기 때문이다.

상수급과 관리에 관한 중앙정부와 지방자치단체의 의무를 명시한 바 있는데, '병상수급계획의 수립 및 조정에 관한 규칙'에 따르면 보건복지부 장관은 병상수급계획의 추진목적과 추진방향, 지역병상수급계획의 수립방법 등의 구체적인 내용이 포함된 병상수급 기본시책을 수립해야 하며, 시·도지사는 지역병상수급계획을 수립해야 한다. 결국 골자는 지역단위 병상수급의 현황을 파악하고 이를 평가해 적정 병상 수에 대한 목표치를 제시하는 것을 통해, 병상과잉지역의 경우 병상공급을 억제하는 반면, 병상의 공급이 부족한 요양병상은 적정한 공급을 유도할 수 있도록 병상관리체계를 구축할 방침이라는 것이다.[2)]

물론 이 정책이 보편적인 동의를 획득하고 있는 것은 아니다. 우선 민간의료기관이 지배적인 비중을 차지하고 있는 우리나라에서 민간의 병상 수를 통제할 정책수단 자체가 미흡하기 때문에 정책의 현실성이 담보되지 못하고 있는 것이 현실이다.[3)] 게다가 진입을 억제한다는 것은 공적인 권력이 진입장벽을 설치하여 기존 공급자들의 기득권을 보호해주면서 경쟁의 압력과 유인을 감소시킨다는 것을 의미한다. 경쟁의 약화는 의료의 질 저하, 기관 운영의 효율성 상실로 이어지기도 하므로 국민의 복지를 향상시키는 정책이라고 인정하기는 어렵다. 게다가 기존 공급자와 잠재적 진입자 간의 형평성 문제까지 발생한다. 단, 정보의 비대칭성이 존재하는 상황에서 이러한 문제점을 불사하고라도 병상의 과잉이 초래할 수 있는 부작용이 더 클 수 있다고 판단된다면 병상의 관리라는 정책방향이 합리화될 수 있을 것이다.

공급과잉으로 인한 문제와 진입장벽으로 인한 문제 중 어느 것이 더 큰 문제인지를 가치 중립적으로 판단하기는 용이하지 않다. 그러나 정책방향이 이미 확정되어 있는 상태에서는 무엇을 기준으로 병상의 과부족 지역을 판단할 것인가라는 구체적인 문제를 해결하는 것이 직면한 과제이다.

다시 말해서 정부가 직접 의료서비스를 공급하는 경우와 의료자원 총량을 관리하는 경우 모두, 해당 지역에 대해 기

2) 정부는 1998년 「21세기보건의료발전종합계획」을 수립하면서 급성기 병상 억제와 장기요양병상 확충의 정책의지를 밝히고, 장기요양병상 확충을 위한 재정지원을 시작하였다. 노인전문병원 확충을 시도하고, 2002년부터는 급성기 병상을 장기요양병상으로 전환할 때 재정투융자특별회계를 통한 자금지원을 실시했다. 그러나 노인수발보험이 아직 도입되어 있지 않은 것도 한 요인이겠으나, 증가하고 있다고 짐작되는 장기요양 필요가 아직 수요로 실현되고 있지는 않은 상황이어서 정확한 부족 정도를 추계하기는 어려운 상황이다.

3) 병원급 이상 기관의 신설과 증축은 허가 사항이나, 실상은 건축법상의 모든 절차를 마친 후 의료법상의 개설 허가를 신청하기 때문에 의료법의 요건과 시설기준을 충족하는 경우 병상 공급과잉을 이유로 허가하지 않을 근거조항이 없다.

존에 공급된 병상자원의 과부족 여부를 판단할 근거가 명확해야 하며, 또한 이를 개선하는 것을 목표로 한다면, 과부족현상이 나타나는 원인을 이해한 후 대처방안을 마련하는 것이 필요할 것이다.

그런데 병상부족 여부를 판단하여 정책에 반영하기 위해 기존에 사용된 방법론은 지역별 절대수준의 병상 수와 인구대비 병상 수를 비교하거나, 진료를 위해 이동한 환자비중을 비교해왔다. 물론 이러한 방법도 나름대로 직관을 제공해줄 수 있으나, 기본적으로 지역의 의료수요가 여타 지역의 시설을 이용함으로써도 만족될 수 있다는 것을 고려하지 않거나, 고려한다 하더라도 환자들이 이동하는 현상을 단일하고 동질적인 것으로 취급하고 있다는 한계를 갖는다. 예를 들어, 환자의 이동을 고려하지 않고 지역별 인구 대비 병상 수를 비교하는 경우는 각 행정구역이 자체적으로 모든 의료수요를 만족해야 한다는 것을 전제하는 것과 같다.

또한 다양한 수준의 환자이동을 구별하지 않는 것도 문제이다. 예컨대, 신속한 대처가 필요한 신체절단 사고임에도 불구하고 주변에서 이를 담당할 의료기관을 찾을 수 없어 상당한 거리를 이동해야 하는 환자와 중증의 만성병 치료를 위해 원거리를 이동하는 환자의 경우는 구분이 필요하다. 물론 이 중 어느 경우를 정책적으로 먼저 배려해야 하는지는 다음 단계의 판단이겠으나, 이에 관한 방향을 설정하기 위해서는 개별적인 현상을 구분하기 위한 정확한 파악이 선행되어야 할 것이다.

또 한 가지의 문제점은 이동기준의 문제이다. 앞에서 이동원인과 이동거리 등 다양한 측면을 가지고 있는 환자이동을 단일하고 동질적인 현상으로 취급하고 있다고 언급했는데, 사실 환자가 속한 행정구역을 넘기만 하면 환자이동이라고 간주하는 것 자체가 그리 큰 의미를 갖지 않을 수도 있다는 점이 간과되고 있다. 즉, 행정구역 기준으로 도계에 인접한 곳에 거주하는 환자가 도계를 넘어 인접 행정구역으로 이동하는 것은 도계 내의 먼 곳으로 이동한 것에 비해 불편하지 않을 수도 있으며, 환자가 속한 생활권 내에서의 움직임이라면, 행정구역을 두세 개 이동했다 하더라도 실제적으로 크게 불편하지 않을 수 있다는 점이 고려될 필요가 있다.

2. 연구목적

본 연구는 우선 의료자원이 지역적으로 불균등하게 분포되어 있는 현황을 살펴볼 것이다. 그러나 의료자원의 물리적인 분포 자체를 강조하려는 것은 아니다. 앞에서 지적했듯이 물리적인 위치에 상관없이 의료기관들은 각기 다른 영향권을 가지는 동시에 기능 또한 다양하므로, 병상 수라는 측정수단은 접근성의 불균

등함을 평가하는 데는 부적절하거나 불충분하기 때문이다.

그 대신 강조될 점은, 첫째 정책적으로 배려해야 하는 문제는 결국 사용자가 진료를 위해 이동해야 하는 불편함이며, 둘째 불균등이란 이러한 불편함이 일부 지역에서 지나치게 클 수 있다는 점이다. 따라서 지역별로 자원이 얼마나 균점되었는지보다는 환자의 이동현황이 문제를 파악하는 시작점이 되어야 한다. 따라서 본 연구에서는 「환자조사」 데이터를 이용하여 환자들이 진료서비스를 받기 위해 이동하는 현상의 정도와 원인을 중점적으로 분석하려 한다.

그러나 가장 중요한 목표는 환자가 이동하는 현상을 모두 동질적으로 파악한 후 이동 여부만 추가적으로 고려했던 기존의 병상수요 추정방식과 달리 환자이동이 단일한 정도나 방향이 아니라 다양한 층위에서 이루어지며, 다양한 수준의 움직임 각각을 초래하는 원인 또한 다양하다는 것, 그리고 이동이라는 현상을 정의하는 방식에 따라서도 이동의 정도는 다양하게 나타난다는 것 등을 데이터 분석을 통해 보이는 것이다.

이러한 관찰을 통해, 지역주민의 불편을 해결하기 위해서는 불편의 종류와 정도에 따른 맞춤형의 정책적 개입이 필요하다는 것을 보일 것이다. 다시 말해서, 어떤 자원이 결핍되었는지에 따라 이동의 양상도 지역별로 다르게 나타나는 것이 관찰된다면, 요구되는 의료기관의 수준과 종류 역시 지역별로 다를 것이다. 따라서 병상자원의 분포와 환자이동이 가지는 다양한 측면을 고려하지 않고, 일괄적인 기준을 적용하여 지역의 병상수급을 판단하는 방식은 유용하지 않을 것이기 때문이다.

II. 의료자원의 분포현황

중앙정부나 지방정부가 공공병원을 설립하여 시스템을 구축해온 서구와 달리(이규식[2001], Anderson[1989]), 우리나라는 민간부문에 의존하여 의료인프라가 구축되었다. 이로 인해 인구와 경제력이 뒷받침되는 지역으로 의료자원이 집중되었고, 정부의 재원조달능력과 정책적 리더십이 미치지 못하면서 지역 간 배분이나 접근성의 균등 등 정책적 고려들이 반영되지 못했다. 그 결과 현재 지역 간 불균등, 도농 간 불균등의 문제는 의료자원 분포에 있어서 문제점으로 가장 자주 지적되고 있다.[4)]

4) 이러한 편중현상을 교정하기 위한 정책적 노력으로서는 1977년 의료보험제도 도입 이후 시행되었던 민간의료기관의 도시지역편중 투자억제정책을 들 수 있다. 그러나 1989년 전국민의료보험 실시로 인한 의료수요 충족을 위해 도시지역 집중을 막기 위한 기존의 규제들은 완화 내지 해제되었다.

기존의 논의는 의료기관 수와 인구당 병상 수를 비교한 <표 1>과 <표 2>에서 확인할 수 있다. 대도시·시 지역과 군지역의 의료기관 수 차이(표 1)와 인구당 병상 수(표 2)는 지속적으로 확대되어 온 것으로 나타난다.[5)]

<표 3>은 의료기관들을 규모와 설립유형에 따라 분류한 후 전국 16개 지역에 분포된 양상을 인구 대비 병상 수로 살펴본 것이다. 병상규모가 클 경우 고급설비가 갖추어져 있을 확률이 크다는 것이 일반적인 인식이라는 것을 고려하면, <표 3>을 통해 대형 고급 의료기관과 소규모 병원, 그리고 의원급 기관, 공공병원 등을 종합적으로 고려하면서 전국의 의료기관 지형을 파악할 수 있다.[6)]

병원급 이상 병상에선 광주와 경남이 가장 많은 반면, 의원급을 포함할 경우 강원도가 가장 많았다. 이는 의원급을 포함한 전체 수치가 지역 간 격차를 논할 때 그다지 의미를 갖지 못한다는 것을 암시하고 있다.

1,000병상 이상 대형 병원과 500병상 이상 종합병원의 경우를 합산했을 경우 광주의 병상 수가 가장 크며, 그 뒤를 서울과 부산, 충북이 따르고 있다. 대전과 강원의 경우 1,000병상 이상 병원이 없음에도 불구하고 500병상 이상 1,000병상 이하 기관의 병상 수가 많아 두 수준의 병상 수를 합산한 수치가 서울보다 크다.

설립유형 구분은 의료기관의 법적인 소유권이 공공에 속해 있는지의 여부인데, 표에 의하면 병원급 민간병상 수와 공공병상 수 간의 상관관계는 뚜렷이 나타나고 있지 않다. 만일 민간병상이 부족하다는 판단이 서는 지역에 공공병원을 위치시켰거나, 민간병원이 이미 존재하는 공공병원의 영향권 내에 들어서는 것을 기피했다면, 양 기관 병상 수 간에 음의 상관관계가 나타나기를 기대할 수 있을 텐데, 이러한 관계는 수치상으로 확인되지 않는다. 예를 들어, 인구 대비 공공병상 수가 가장 큰 지역은 광주지역과 강원지역인데, 이들 지역의 민간병상 수 역시 상당한 수준에 이르고 있어, 결과적으로 공공과 민간을 합산한 병상 수는 이들 두 지역에서 가장 크게 나타나고 있다.

<표 3>은 병상규모와 설립유형을 고려한 병상 분포를 나타냈다는 점에서 앞의 <표 1>이나 <표 2>보다는 입체적인 지형을 나타내고 있으나, 그럼에도 불구하고 앞에서 지적했던 문제들은 여전히 남아 있다. 즉, 의료기관을 실제로 손쉽게 이용하는 환자들은 행정구역의 경계에 크

5) 흥미롭게도 대도시와 시지역 간 인구 대비 의료기관 수는 1990년대 후반 역전이 일어난 것으로 나타나는데, 이는 분원급 병원이 시지역에 신설된 현상에 기인한 것으로 보인다.

6) 여기서 종합병원과 병원, 보건의료원과 보건소 등 병원급 의료기관들의 경우 「환자조사」 데이터에 전수조사를 통해 현황이 파악되어 있는 반면, 의원의 경우에는 전체 데이터를 구할 수 없었기에 의원 포함 병상 수는 「보건복지통계연보」를 참조하였다.

〈표 1〉 대도시·시·군별 인구 10만명당 의료기관 수

의료기관 유 형	지 역	1987	1990	1993	1996	1999	2002
전 체	대도시	64.05	66.28	78.25	84.60	98.41	108.80
	시	46.55	49.83	66.00	76.83	95.32	111.19
	군	15.01	19.87	25.29	27.33	29.06	35.73
	최대-최소	49.04	46.41	52.96	51.27	69.34	75.46
종합병원 병원 의원	대도시	34.18	33.49	38.11	40.95	49.72	57.43
	시	27.26	28.12	35.53	40.35	52.28	64.52
	군	8.88	11.68	14.01	14.93	15.92	20.67
	최대-최소	25.30	21.81	24.11	51.27	36.35	43.85
종합병원	대도시	0.63	0.57	0.62	0.64	0.65	0.62
	시	0.79	0.75	0.79	0.84	0.88	0.87
	군	0.16	0.22	0.21	0.19	0.18	0.19
	최대-최소	0.63	0.53	0.49	0.66	0.70	0.68
병 원	대도시	1.00	0.82	0.83	0.92	1.15	1.43
	시	0.95	0.83	0.99	1.12	1.40	1.76
	군	0.32	0.56	0.67	0.74	0.81	1.23
	최대-최소	0.57	0.27	0.32	0.38	0.59	0.53
한방병원	대도시	0.08	0.12	0.18	0.27	0.35	0.33
	시	0.04	0.06	0.12	0.17	0.37	0.38
	군	0.00	0.01	0.02	0.00	0.03	0.04
	최대-최소	0.08	0.11	0.17	0.27	0.33	0.34
정신병원	대도시	0.03	0.06	0.08	0.09	0.15	0.15
	시	0.02	0.03	0.03	0.16	0.25	0.21
	군	0.03	0.10	0.14	0.05	0.10	0.11
	최대-최소	0.01	0.07	0.10	0.11	0.15	0.10
의 원	대도시	32.55	32.10	36.67	39.40	47.92	55.38
	시	25.52	26.55	33.76	38.38	49.99	61.90
	군	8.40	10.91	13.13	14.00	14.93	19.25
	최대-최소	24.15	21.19	23.54	25.40	35.06	42.65
한의원	대도시	12.44	13.83	16.49	17.62	19.02	20.86
	시	7.98	8.64	11.54	14.01	16.34	18.75
	군	2.62	3.58	4.49	5.25	5.68	7.29
	최대-최소	9.82	10.26	12.00	12.36	13.34	13.57

주: 대도시는 서울특별시와 6개 광역시(1999년 이전은 서울특별시와 직할시들).
자료: 통계청, 「한국통계연감」, 1997.
보건복지부, 「보건복지통계연보」, 각년도.

〈표 2〉 대도시·시·군별 인구 10만명당 병상 수

의료기관 유형	지 역	1987	1990	1993	1996	1999	2002
전 체	대도시	431.15	342.23	409.65	500.21	590.68	663.65
	시	300.72	378.30	481.70	609.57	789.70	918.25
	군	95.52	165.73	214.65	196.13	253.34	348.12
	최대-최소	335.63	212.57	267.06	413.44	536.37	570.13
종합병원 병원 의원	대도시	374.65	313.22	371.64	454.45	520.39	595.85
	시	303.30	356.91	452.48	534.18	668.19	780.85
	군	80.43	114.99	141.45	160.40	190.80	288.84
	최대-최소	294.22	241.93	311.02	373.78	477.39	492.01
종합병원	대도시	234.58	197.76	238.89	280.89	300.40	292.07
	시	156.94	191.50	247.00	276.09	303.33	317.49
	군	24.98	31.17	34.07	32.22	34.17	37.05
	최대-최소	209.60	166.59	212.93	248.67	269.15	280.45
병 원	대도시	68.35	46.96	53.61	73.15	92.50	135.88
	시	43.03	55.13	79.04	113.61	168.99	205.82
	군	14.22	29.72	50.43	62.50	91.62	160.97
	최대-최소	54.13	25.42	28.61	44.14	77.37	69.94
한방병원	대도시	3.09	5.01	7.73	13.33	21.69	20.64
	시	1.01	1.90	5.78	10.01	19.97	23.79
	군	0.00	0.18	0.81	0.00	1.45	1.89
	최대-최소	3.09	4.83	6.91	13.33	20.24	21.90
정신병원	대도시	21.34	15.52	22.25	25.93	43.98	45.25
	시	3.04	5.93	9.07	52.72	91.05	95.89
	군	5.00	34.96	48.05	16.32	43.85	45.24
	최대-최소	18.30	29.02	38.98	35.20	47.21	50.64
의 원	대도시	71.72	68.50	79.14	100.41	127.49	167.90
	시	103.33	110.28	126.44	144.48	195.88	257.53
	군	41.23	54.10	56.95	65.68	65.01	90.82
	최대-최소	62.10	56.18	69.48	78.80	130.87	166.71
한 의 원	대도시	0.00	0.06	0.27	0.75	0.85	1.31
	시	0.29	0.01	0.00	0.03	0.47	5.85
	군	0.01	0.00	0.17	0.28	0.36	0.54
	최대-최소	0.29	0.06	0.27	0.73	0.49	5.31

주: 대도시는 서울특별시와 6개 광역시(1999년 이전은 서울특별시와 직할시들).
자료: 통계청, 『한국통계연감』, 1997.
보건복지부, 『보건복지통계연보』, 각년도.

〈표 3〉 지역별 병상공급현황

	병원급(종합병원, 병원, 치과병원, 한방병원, 보건의료원, 보건소) 병상 분포(「환자조사」, 2002)														의원급 포함 전체 병상 (「보건복지통계연보」, 2004)
	전 체		병상 수 기준 구분								설립유형 구분				
			1,000+		500~999		300~499		~299		공 공		민 간		
지 역	기관수	천명당 병상수	기관수	천명당 병상수	기관수	천명당 병상수	기관수	천명당 병상수	기관수	천명당 병상수	기관수	천명당 병상수	기관수	천명당 병상수	천명당 병상수
서 울	253	4.27	5	0.77	22	1.49	17	0.63	209	1.38	42	0.79	211	3.47	6.04
부 산	123	6.07	1	0.30	9	1.64	12	1.24	101	2.90	22	0.81	101	5.26	7.96
대 구	86	4.90	0	.	5	1.78	6	0.87	75	2.26	13	0.75	73	4.15	7.02
인 천	65	3.58	1	0.59	3	0.85	3	0.44	58	1.70	14	0.54	51	3.04	6.90
광 주	54	6.67	1	0.76	5	2.18	1	0.23	47	3.49	11	2.22	43	4.45	9.41
대 전	46	5.64	0	.	5	2.41	5	1.43	36	1.80	12	1.79	34	3.86	8.47
울 산	36	4.19	0	.	2	1.16	2	0.63	32	2.40	5	0.00	31	4.19	6.73
경 기	242	3.58	3	0.37	15	0.96	11	0.41	213	1.85	60	0.63	182	2.95	6.10
강 원	60	5.93	0	.	6	2.55	4	0.88	50	2.51	32	2.01	28	3.93	9.94
충 북	48	5.23	1	0.84	3	1.13	4	0.94	40	2.31	17	0.91	31	4.31	7.90
충 남	65	4.16	0	.	3	1.13	4	0.84	58	2.18	21	0.87	44	3.29	7.40
전 북	72	5.55	0	.	4	1.62	6	1.19	62	2.74	18	1.01	54	4.54	9.01
전 남	91	6.00	0	.	4	1.14	8	1.39	79	3.47	30	0.93	61	5.07	9.31
경 북	105	5.17	0	.	5	1.40	8	1.18	92	2.59	33	0.56	72	4.61	7.91
경 남	126	6.93	0	.	6	1.38	16	2.05	104	3.49	33	1.20	93	5.73	9.41
제 주	13	3.69	0	.	0	.	2	1.29	11	2.40	7	1.55	6	2.14	4.80

게 제약받지 않을 수 있다는 점이 간과되어 있다는 점이다. 이를 고려하여 실제 지역주민들이 의료서비스를 이용하는 데 있어서 느끼는 불편함의 격차를 파악하기 위해서는 환자들이 진료를 위해 이동하는 정도와 요인들을 함께 고려할 필요가 있을 것이다.

Ⅲ. 병상자원 과부족 여부 판단을 위한 기존 연구

1. 절대수준의 비교: 인구당 병상 수 비교

병상을 증설하기 위해 지방정부들이 중앙정부에 국고지원을 요청할 때 통상적으로 사용하는 논거는 해당지역의 병상공급 현황이 특정 기준에 의하면 열악하다는 것이다. 이때 흔히 쓰이는 것이 인구당 병상 수를 선진국 수준과 비교하거나, 전국 평균 인구당 병상 수와 비교하는 것이다(한국개발연구원[2004a, 2004b, 2004c]).

그런데 선진국 수준과 비교할 경우 유의해야 할 점은 우리나라의 병상 총량은 OECD 평균을 훨씬 상회한다는 점이다. <표 4>에 나타나는 바와 같이 OECD 국가들의 급성기 병상 수는 1980년대 이후 지속적으로 감소하는 추세인데, 현재 우리나라의 급성기 병상 수는 OECD 국가들의 1980년 수준을 초과하고 있다.

이를 <표 3>과 비교하면, 우리나라의 모든 지역에서 급성기 병상의 수는 선진국 수준을 큰 폭으로 넘어서고 있다는 것을 알 수 있다. 물론 선진국의 경우 진료방식이나 환자들의 의료이용행태 등 병상 수가 줄어드는 여러 가지 이유들이 존재하는 것이 사실이고, 다른 한편으로는 인구 고령화와 함께 장기요양병상이 급성기 병상을 대체하고 있기도 하다. 따라서 병상규모를 선진국과 평면적으로만 비교하여 병상의 과잉규모를 걱정하는 것도 큰 의미가 없으나, 반대로 증설요구의 논거를 선진국에서 찾으려는 시도는 더욱 무의미하다 하겠다.

다른 종류의 주장은 전국 평균 인구대비 병상 수를 근거로 이에 미달하는 지역에는 공적인 자금을 투입하여 병상을 확대할 필요가 있다는 것인데, 이 경우의 문제점은 전국 평균보다 낮은 지역의 병상규모를 확대하는 경우 지속적으로 전국 평균수준이 증가한다는 점이다. 전국 평균 수준이 이미 상당한 수준인데도 불구하고, 전국 평균과의 비교만을 근거로 삼는 것은 별로 설득력을 갖지 못할 것이다. 다시 말해서 지역의 병상 수를 장기적으로 계획하기 위해서는 어떤 방식으로든 해당지역의 상황에 근거하여 판단을 내리는 것이 중요할 것이다.

2. 환자이동을 고려한 추정치 이용

병상수급계획의 가이드라인으로 사용되는 방식은 기본적으로 병상이용률 현황치와 환자이동규모를 산식에 포함하여 병상수요를 추정한 후 지역별 부족 병상수를 결정하는 방식인데, 이는 그간 재정융자특별회계 및 농어촌특별회계자금 등

〈표 4〉 OECD 국가의 인구 천명당 급성기 병상 수

국 가	1980	1985	1990	1995	2000	2004
오스트레일리아	6.4	5.3	.	4.2	3.8	3.6[a]
오스트리아	.	8.3	7.8	7.2	6.6	6.5
벨기에	.	.	.	5.3	5.0	4.8
캐나다	4.6	4.4	4.0	4.2	3.2	3[a]
체 코	8.6	8.6	8.5	7.2	6.6	6.4
덴마크	5.3	4.7	4.1	3.9	3.5	3.3[a]
핀란드	4.9	4.8	4.3	4.0	3.2	3
프랑스	6.2	5.7	5.2	4.6	4.1	3.8
독 일	.	.	.	7.5	6.8	6.4
그리스	4.9	4.3	.	3.9	3.8	.
헝가리	6.6	6.8	7.1	7.0	6.3	5.9
아이슬란드	.	.	4.3	3.8	.	.
아일랜드	4.3	4.2	3.3	3.2	3.0	2.9
이탈리아	8.0	7.0	6.2	5.6	4.2	3.7[a]
일 본	.	.	.	12.0	9.6	8.4
한 국	.	.	2.7	3.8	5.2	5.9[a]
룩셈부르크	.	.	6.7	6.2	5.9	5.7
멕시코	.	.	.	1.2	1.0	1
네덜란드	.	.	3.8	3.4	3.1	2.8[a]
뉴질랜드	.	.	.	.	.	.
노르웨이	5.2	4.7	3.8	3.3	3.1	3.1
폴란드	5.6	5.7	6.3	5.8	5.2	5.1[a]
포르투갈	4.1	3.5	3.4	3.4	3.3	3
슬로바키아	.	.	.	.	6.5	5.9[a]
스페인	3.8	3.7	3.6	3.5	3.0	2.8[a]
스웨덴	5.1	4.6	4.1	3.0	2.4	2.2
스위스	7.2	6.8	6.5	5.5	4.1	3.8
터 키	1.5	1.6	2.0	2.1	2.2	2.4
영 국	.	.	.	4.1	3.8	3.6
미 국	4.4	4.2	3.7	3.3	2.9	2.8
평 균	5.4	5.2	4.8	4.7	4.3	4.1

주: a로 표기된 국가는 2003년도 수치임.
자료: OECD(2006).

재정융자사업의 집행기준으로 실제로 활용되어 온 방식을 연장한 것이다.

적정 병상 수를 추정하기 위한 주요 요소는 의료이용률, 지역친화도(Relevance Index: RI), 지역환자구성비(Commitment Index: CI), 병상이용률 등이다(한국보건산업진흥원[2005]).

여기서 지역친화도(RI)는 지역 거주환자의 총의료이용량 중 해당지역 소재 의료기관을 이용한 의료이용량의 백분율로서, 자기 지역에 대한 친화도가 높다는 것은 타 지역으로의 의료서비스 유출량이 상대적으로 적다는 것을 의미한다. 반면, 지역환자구성비(CI)는 지역소재 의료기관의 총의료이용량 중 특정지역 거주환자의 의료이용량의 백분율로서 자기 지역에 대한 지역환자구성비가 낮을수록 타 지역 환자의 유입이 많다는 것을 의미한다.

산출식 : $DBED_j = \frac{TBD_j}{365 \times BO} \times \frac{RI_j}{CI_j}$

- $DBED_j$: j지역의 병상수요량
- TBD_j : j지역의 연평균 총입원의료이용일수 (1인당 연평균 입원의료이용일수×인구)
- BO : 병상이용률
- RI_j : 지역친화도
- CI_j : 지역환자구성비

그런데 이러한 지표들을 정책변수가 아니라 외생적으로 주어지는 변수로 취급하는 것은 부적절하다. 예를 들어, 병상이용률 현황치를 그대로 소요병상 예측에 반영하는 것은 현재의 상태를 그대로 유지하는 것이 바람직하다는 정책적 판단을 내리는 것과 동일하다. 반대로 병상이용률의 현황치가 아니라 목표 병상이용률을 대입한다면, 이는 특정수준으로 병상이용률을 변화시키는 것이 바람직하다는 정책적 판단을 내리는 것과 같을 것이다. 즉, 적정 병상 수의 추정은 이러한 파라미터의 목표치를 설정하는 과정에서 이미 정책적 판단을 동반한다.

지역친화도나 지역환자구성비에서도 동일한 문제가 발생한다. 환자가 현재와 같은 정도로 이동하는 것이 바람직하다는 판단이 전제된다면, 현재의 친화도 수준과 지역환자구성비 수치를 전제한 후 필요 병상 수를 도출하는 것이 적절할 것이다. 그러나 주의할 점은 환자의 이동으로 인한 불편이 결국 자원분포상의 문제로 인해 환자가 지불해야 하는 비용이며, 이러한 현상을 개선하는 것이 병상관리나 공공병상 확충의 궁극적인 목표라는 점이다. 다시 말해서 RI가 타 지역에 비해 낮은 지역이라면, 환자들이 진료를 위해 외지로 멀리 나가야 하는 것이 개선되어야 할 문제이다. 그런데도 RI가 낮은 경우 환자들이 주로 다른 지역으로 이동하여 진료를 받고 있기 때문에 거주지역 내에 병상이 필요없다고 결론내리는 것은 논리적인 모순이라 하겠다.

환자가 이동으로 인해 감수해야 하는

불편이 결국 지역 간 형평성 제고의 대상이라면, 각 지역의 환자들이 진료를 위해 어느 정도로 이러한 불편을 감수하고 있는지 역시 중요할 것이다. 바로 인접한 지역으로 움직이는지, 상당한 거리를 이동해야 하는지는 환자들이 지불하고 있는 비용을 파악하기 위해 우선적으로 필요한 정보이다. 이는 다시 말해서 RI나 CI의 수치가 같다 하더라도 전혀 다른 성격의 이동일 수 있다는 것이다. 모든 이동을 동일한 성격으로 전제한 후 어느만큼 이동했는지만을 중시하는 경우 환자들이 감수하고 있는 비용을 파악하는 것은 불가능하다.

결국 위의 산식은 현재와 같은 형태와 정도로 환자들이 지역 간을 이동하고 있다고 전제할 경우, 지역 내 혼잡의 문제만을 파악하기 위해서라면 의미를 가질 수 있을 것이나, 타 지역으로 이동하는 환자들의 불편을 측정하여 병상에 관한 계획을 수립하는 데에는 그다지 유용하지 못하다고 판단된다.

3. 인구규모와 의료시설량 간의 관계 추정

개별 지역의 적정 병상 수를 도출하는 또다른 방식으로 회귀식을 이용한 방식을 들 수 있다(이상영 외[2003]). 이는 인구규모와 의료시설량의 관계를 설정한 후 회귀계수를 대입하여 각 지역의 표준시설필요량을 추정하여 현재의 병상수준과 비교한 후 과부족을 판단하는 방식이다.

이때 모형은 다음과 같이 설정된다.

$$[S_{ij} = \kappa_i \times POP_j + \alpha_i \times SEXR_j + \beta_i \times AGER_j + \epsilon_{ij}]$$

우선 S_{ij}의 예측치 $\widehat{S_{ij}}$를 각 지역의 인구규모 POP_j, 성비 $SEXR_j$, 연령구성비 $AGER_j$(전체 인구 중 노인계층의 구성비)에 대한 각각의 의료시설표준량으로 하여, 회귀계수 κ_i, α_i, β_i를 각각 구한다. 이렇게 구한 의료시설표준량을 기준으로, 다음에 제시한 산출식을 사용하여 지역이 실제로 보유하고 있는 시설량과의 차를 계산할 수 있으며, 이는 각 의료시설에 대한 정비지표로 간주된다.

$$L_{ij} = \frac{S_{ij} - \widehat{S_{ij}}}{\widehat{S_{ij}}}$$

(단, $\hat{S}_{ij} = \kappa_i \times POP_j + \alpha_i \times SEXR_j + \beta_i \times AGER_j$)

L_{ij}: j지역의 i시설의 정비지표

S_{ij}: j지역의 i시설의 보유량

$\widehat{S_{ij}}$: j지역의 i시설의 표준량의 추정치

이 방식은 연령구조와 인구 등 해당 지역의 특성에 걸맞은 수요량을 현재의 공급량과 비교하여 의료시설의 정비필요규모를 도출한다. 앞에서 언급한 문제가 여전히 지적될 수 있는데, 실제의 생활에

서는 해당지역의 경계를 자유롭게 넘나들기 때문에 행정구역 구분은 엄격하게 존재하는 경계가 아니라는 점이다. 엄격하게 구획된 행정구역상의 구분을 기준으로 각 지역의 수요를 따로 추정하는 것은 이미 존재하는 의료기관들이 지역 간에 미치는 영향력을 제대로 고려하지 못하는 결과를 낳는다. 예를 들어, A지역에서 인구구조에 의한 수요보다 기존에 공급된 병상 수가 큰 경우 이는 정비대상으로 간주되지만, 실상은 인접 지역이나 생활권에 걸친 영향권을 가지고 있을 수 있으며, 이로 인해 인접한 B지역의 수요도 함께 충족시키고 있을 수 있다.

4. 병상과부족 결정기준의 문제점

결국 기존의 병상분포에 관한 논의는 지역별 인구 대비 병상 수의 절대수준이나 인구특성을 고려한 추정치를 비교하거나, 현재 의료이용을 위해 유입 내지 유출하는 인구량을 추가적으로 고려한 상태의 소요병상 수를 판단근거로 삼아 과부족을 결정하는 방식이다.

그러나 인구이동을 고려한 방식조차도 (통상적으로) 군단위로 정의된 해당지역 외의 타 지역을 모두 동일한 단위로 분류한 후, 해당지역에 잔류했는지 또는 이동하였는지만을 고려하는 방식이기에, 의료기관의 영향권역과 이에 따른 이동의 다양한 층위를 분석에 활용하지 못한다는 문제점을 갖는다.

보다 구체적으로 말해서, 한 지역의 병상 수가 인구에 비해 작거나, 진료를 받기 위해 타 지역으로 이동하는 환자의 비중이 큰 경우, 기존의 방법론에 의하면 해당지역의 병상공급이 부족하다는 결론에 쉽게 도달하게 된다. 그러나 현상의 내부를 들여다 보았을 경우, 대부분의 의료수요가 지리적으로 인접한 지역에서 만족되고 있다면, 그리고 이때의 이동으로 인한 비용이 그리 크지 않다면, 해당지역만을 분리하여 정책적인 조치를 취할 필요는 적어진다.

또한 이동하는 원인 역시 중요하다. 그다지 긴급한 조치가 필요 없는 만성적이거나 중증의 질환을 고급기술을 이용하여 진료받기 위해 이동한 경우와 긴급한 조치가 필요함에도 불구하고 적절한 조치를 받기 위해 상당한 거리를 이동해야 하는 경우는 다른 종류의 정책적 고려가 필요할 것이다. 최고급기술을 필요로 하는 중증질환까지 치료할 수 있는 의료기관이 전국에 어느 정도로 조밀하게 분포되어야 하는지는 다른 차원의 정책적 고려를 통해 판단되어야 할 것이나, 이러한 판단을 위해서는 지역 간 이동을 구성하는 다양한 층위와 성격이 우선적으로 파악되어야 할 것이다.

이를 위해 Ⅳ장과 Ⅴ장에서는 환자들이 어떠한 진료를 위해 어떠한 거리를,

어느 방향으로 이동했는지를 관찰하는 작업을 통해 접근성의 지역 간 불균형 완화라는 정책적 목표의 구체적인 실천 방향을 설정하기 위한 자료를 제공할 것이다.

Ⅳ. 진료를 위한 환자의 이동현황

1. 데이터

분석을 위해 사용한 「환자조사」는 전국 의료기관을 대상으로 일정 시점의 의료인력, 병상 수 등 의료기관현황과 일정 기간 동안 의료기관을 이용한 환자의 성, 연령, 거주지, 상병, 진료비 지불방법 등의 정보를 3년마다 조사하고 있다. 의료기관 중 종합병원, 병원, 치과병원, 한방병원, 보건의료원, 보건소급은 전수조사를 통해, 의원급, 보건지소, 보건진료소는 표본조사를 통해 데이터를 수집하고 있다.

병상자원의 분포와 이에 따른 환자이동현황을 전국적인 차원에서 관찰하고, 이에 영향을 주는 요소들을 파악한다는 본 연구의 목적에 비추어, 진료기능을 상당히 갖추어 환자이동에 있어 고려요인이 되는 의료기관으로 보건소급 이상의 의료기관을 분석대상으로 설정했다.

2. 대권별 이동현황

1996년부터 2002년까지의 대권 간 환자이동을 조망하여 대략적인 이동양상을 파악하면 <표 6>~<표 8>과 같다. 표의 대각선은 각 대권 주민이 이용한 입원일수 중 자신이 속한 대권의 의료기관을 이용한 입원일수의 비율이다.

〈표 5〉 분석에 사용된 샘플 수

			1996	1999	2002
환 자	전 체		255,021	291,358	333,600
기 관	전 체		1,057	1,273	1,485
	설립구분	공 공	363	355	370
		민 간	694	918	1115
	기관유형	종합병원	270	272	275
		병 원	454	595	736
		치과병원	14	40	82
		한방병원	76	119	146
		보건의료원	17	17	18
		보건소	226	230	228

〈표 6〉 대권별 이동(RI와 CI, 1996)

RI	경인 대권	강원 대권	충북 대권	충남 대권	전북 대권	전남 대권	경북 대권	경남 대권	제주 대권	계
경인대권	96.73	0.69	0.86	0.79	0.18	0.24	0.18	0.30	0.02	100.00
강원대권	11.36	85.59	2.06	0.10	0.00	0.09	0.40	0.36	0.04	100.00
충북대권	18.78	4.30	67.93	7.83	0.08	0.04	0.66	0.37	0.00	100.00
충남대권	16.62	0.12	1.59	79.42	1.42	0.09	0.40	0.31	0.03	100.00
전북대권	8.47	0.04	0.21	1.36	85.03	4.44	0.13	0.31	0.00	100.00
전남대권	8.42	0.02	0.12	0.45	1.24	86.47	0.11	3.14	0.02	100.00
경북대권	5.79	1.58	0.50	0.43	0.03	0.70	86.48	4.49	0.00	100.00
경남대권	3.45	0.04	0.04	0.14	0.13	0.12	1.31	94.77	0.01	100.00
제주대권	18.33	0.05	0.00	0.00	0.11	0.23	0.78	4.49	76.01	100.00
CI	89.61	86.53	76.39	88.08	93.01	93.35	95.92	95.03	97.71	

〈표 7〉 대권별 이동(RI와 CI, 1999)

RI	경인 대권	강원 대권	충북 대권	충남 대권	전북 대권	전남 대권	경북 대권	경남 대권	제주 대권	계
경인대권	95.82	1.01	0.68	0.92	0.13	0.41	0.23	0.78	0.01	100.00
강원대권	11.22	84.25	3.09	0.27	0.03	0.40	0.23	0.53	0.00	100.00
충북대권	14.41	3.97	71.52	8.10	0.07	0.21	0.96	0.76	0.00	100.00
충남대권	14.12	0.51	1.33	80.64	1.67	0.47	0.58	0.67	0.01	100.00
전북대권	9.17	0.22	0.09	2.36	84.21	3.12	0.28	0.55	0.00	100.00
전남대권	6.79	0.27	0.15	0.36	0.75	89.76	0.08	1.84	0.01	100.00
경북대권	5.06	0.88	0.17	0.36	0.06	0.15	88.83	4.48	0.01	100.00
경남대권	2.70	0.29	0.03	0.22	0.07	0.22	1.46	95.02	0.01	100.00
제주대권	12.30	0.31	0.07	0.38	0.01	1.15	0.10	7.78	77.90	100.00
CI	90.20	82.38	81.22	85.39	94.23	94.83	95.53	94.06	98.95	

〈표 8〉 대권별 이동(RI와 CI, 2002)

RI	경인 대권	강원 대권	충북 대권	충남 대권	전북 대권	전남 대권	경북 대권	경남 대권	제주 대권	계
경인대권	93.97	1.61	0.73	1.08	0.21	0.65	0.68	1.06	0.01	100.00
강원대권	12.47	82.89	2.22	0.16	0.13	0.44	0.93	0.76	0.01	100.00
충북대권	14.09	3.60	70.14	8.51	0.07	0.25	2.73	0.61	0.00	100.00
충남대권	12.57	0.33	2.42	81.49	1.07	0.30	0.36	1.43	0.03	100.00
전북대권	7.33	0.19	0.06	1.32	87.49	2.81	0.16	0.65	0.00	100.00
전남대권	6.14	0.14	0.03	0.17	0.59	90.29	0.14	2.50	0.01	100.00
경북대권	8.91	0.30	0.23	0.28	0.03	0.16	86.47	3.61	0.02	100.00
경남대권	3.75	0.11	0.04	0.13	0.07	0.17	1.34	94.38	0.01	100.00
제주대권	15.34	0.00	0.03	0.30	0.03	0.94	0.07	5.39	77.88	100.00
CI	87.03	80.54	78.95	87.64	94.60	94.63	93.31	95.17	98.41	

충북지역의 경우 1996년에 68에 머물렀으며, 이후에도 크게 변하지 않은 반면, 2002년에 가장 높은 자기 지역 RI를 보인 경남지역은 의료이용의 94%를 내부에서 소화하고 있다. 물론 이러한 현상에는 수도권과의 거리 등이 크게 작용했을 것이라고 쉽게 짐작할 수 있기에, 지역 간 의료환경의 열악함의 차이로 섣불리 귀결시킬 수는 없을 것이다.

수도권에서 진료를 받은 환자 중 수도권 거주 환자들의 비율인 수도권 자기 지역 CI는 1996년 90에서 2002년 87로 약간 감소했으며, 이는 수도권으로의 집중이 심화된 것으로 해석될 수 있다. 그러나 모든 지역에서 수도권으로의 이동이 단일하게 증가하지는 않은 것으로 나타나고 있다.

강원지역과 경북지역은 오히려 수도권으로의 이동이 늘었으나, 충청권과 전남권에서의 이동은 크게 줄었다.

<표 6>~<표 8>을 통해 각 지역의 의료자원 총량뿐만 아니라 지리적 인접성, 교통편이 등 다양한 요인들이 대권 간 이동에 영향을 주고 있으며, 각 지역은 환자들을 주고받는 등 상호 연관되어 있다는 것을 추측할 수 있다.

3. 이동 여부만을 고려한 지역별 불균등 정도에 미친 공공병상 공급의 효과

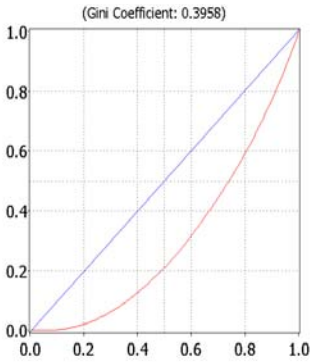
다양한 요소들이 환자의 이동에 영향을 줄 것이기에 RI만으로 각 지역의 의료환경 수준을 판단하는 것은 무리이다. 그러나 Ⅲ장에서 살펴보았듯이 이제까지는 환자의 유출 여부를 해당 지역 병상과부족 여부의 중요한 기준으로 삼아 정책적 배려의 필요성을 제시해왔다.

이 기준이 현재까지 정책적 개입의 필요성을 판단하는 기준이었다면, 그간 정부가 직접 공급한 병상들이 이 기준에 의한 지역별 불균등 현상을 완화하는 데 기여하고 있는지 평가를 시도해볼 만하다. [그림 1]~[그림 2]는 전국 243개 지역을[7] 자기 지역 RI를 기준으로 한 줄로 세워 로렌츠 곡선을 그린 결과이다. 추이를 관찰하자면, 지니계수가 1996년 0.40에서 2002년 0.33으로 감소하여 이 기간 동안 이동 여부만으로 평가한 지역 간의 불균등성은 감소한 것으로 나타난다.

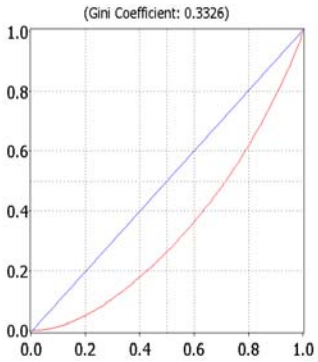
[그림 3]~[그림 4]는 공공부문의 병상을 아예 제외한 후 각 지역이 보유한 민간병상만을 고려하여 자기 지역 RI를 계산한 후 지역들을 한 줄로 다시 세운 결과이다. 1996년의 지니계수는 0.44로 나

7) 1996년에서 2002년 사이의 행정구역 구분이 변화한 경우에는 2002년 기준으로 통일하였다. 1996년도에 여천시, 여천군으로 세분되었던 지역은 이후 여수시로 통합되었으며, 1996년과 1999년도에 마산시 합포구, 마산시 회원구로 세분된 지역은 이후 마산시로 통합되었다.

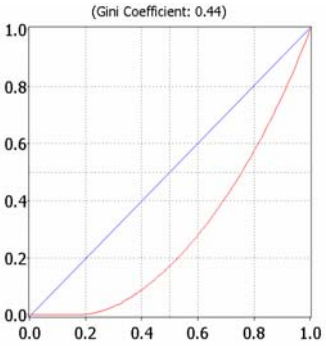
[그림 1] RI의 지역 간 격차 (공공+민간, 1996)



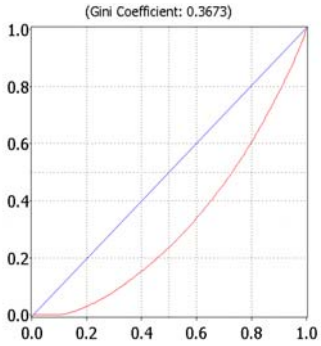
[그림 2] RI의 지역 간 격차 (공공+민간, 2002)



[그림 3] RI의 지역 간 격차 (민간, 1996)



[그림 4] RI의 지역 간 격차 (민간, 2002)



타나 공공병상을 함께 고려했을 때의 0.40보다 크다. 공공병상들이 지역 간 이동에 있어서의 차이를 완화하는 데 미미하나마 기여하고 있다는 것을 보여준다. 그런데 2002년에는 이 수치가 0.37로 나타나고 있어 [그림 3]에서의 수치와 별 차이를 보이지 않고 있으며, 공공병상을 고려했을 경우와 아닌 경우의 차이 역시 1996년에 비해 증가하지 않은 것으로 나타난다.

물론 행정구역 경계를 넘었다는 의미에서 이동 여부가 갖는 중요성이 분명치 않고, 어디로 왜 움직였는지를 고려하지 않았다는 점에서 이동 여부만을 분석한

지니계수에 큰 의미를 부여하기는 어렵지만, 적어도 그간 정책적인 배려가 필요한지를 판단하는 기준이라는 점에서는 목표했던 것들이 달성되었는지를 점검하는 도구로 사용될 수 있을 것이다.

V. 이동기준과 이동층위에 따른 이동현황과 이동요인 분석

1. 이동기준

앞에서 행정구역만을 기준으로 환자이동을 관찰하는 것이 가질 수 있는 문제를 지적한 바 있다. 여기서는 이동기준을 달리 할 경우 환자들의 이동이 다르게 관측되는지를 검토할 것이다. 이동의 기준으로 가장 적합한 것은 실제의 생활권을 벗어나는지의 여부일 것이다. 따라서 본고에서는 이에 적합한 측정수단을 찾으려 시도할 것이다.

우선 앞에서 살펴본 바와 같이 환자들이 진료서비스를 받기 위해 이동하는지의 여부는 접근성의 불균등 정도를 파악하기 위해 사용된 가장 핵심적인 지표이다. 그리고 그 기준으로서 유일하게 사용되는 것은 거주행정구역의 경계를 넘어섰는지의 여부이다. 이것이 갖는 문제점들을 지적한 바 있으나, 뒤에서 시도될 다른 이동기준과의 비교를 위해 첫 번째의 이동기준으로 사용하였다.

「환자조사」는 환자의 거주지 및 의료기관의 소재지를 243개의 시군구별로 기록하고 있으므로, 우선 이 기준에 의거하여 이들 243개 행정구역에 거주하는 개인이 행정구역 경계를 넘어 이동하는 경우와 거주행정구역에 잔류하는 경우를 분류하였다.

이와 대비될 두 번째의 이동기준은 실제의 생활권을 고려한 기준이다. 우선 앞에서 서술한 바와 같이 거주행정구역의 바깥에 위치한 의료기관까지의 거리가 거주행정구역 내에 있는 의료기관보다 오히려 짧은 경우들을 고려할 수 있다는 장점을 갖는다. 실제로 이러한 사례들이 빈번히 존재하므로 거주지역의 경계만을 기준으로 이동 여부를 판단하는 경우, 환자의 이동 여부를 지나치게 과대추정하게 될 위험이 있다.

그러나 가장 큰 장점은 행정구역을 기준으로 삼는 경우 실제 생활에 있어 통합의 정도가 높은 지역들 내부에서 움직이는 것까지도 거주지역을 이탈한 이동으로 분류된다는 문제점을 해소할 수 있다는 점이다. 즉, 출퇴근이나 쇼핑 등 주민생활의 다양한 측면에서 긴밀하게 연결된 지역들 내에서 움직이는 경우와 실제 생활권을 넘어서서 진료를 위해 이동해야 하는 경우를 구별할 수 있다. 이를 위해 거주지역에서 발생한 총통행량 중 일

정 비율(3%)[8] 이상을 차지하는 상대지역까지를 포함한 지역 내에서 이동하는 것을 잔류로 분류하고, 이 범위를 넘어설 때만 지역을 이탈한 이동으로 분류하는 기준을 사용하였다. 이는 개별 지역의 통행량을 분석하여 영향권을 설정할 때의 기준을 차용한 결과이다.

보다 구체적으로 통행량기준 3% 이상 지역이란 기준지역을 출발지(origin)로 했을 때 발생한 총통행량 중에서 도착지(destination)에서의 비중이 3% 이상인 지역을 의미한다.[9] 이는 거주지역을 둘러싼 인접지역과는 종종 어긋나는데, 예를 들어 정읍시의 경우 [그림 5]와 같이 지리적 인접지역 중 완주군, 임실군, 순창군 등 3개 지역이 제외되고, 익산시와 전주시(덕진구, 완산구)가 새롭게 포함된다. 정읍시 발생 통행량 중 약 65%가 해당지역으로 향했으며, 전주시 완산구(17.9%), 전주시 덕진구(17.3%), 고창군(10.3%), 부안군(7.7%), 김제시(4.3%), 익산시(3.9%), 그리고 장성군(3.2)의 순서이다. 평균적으로, 지리적으로 인접한 지역은 각 지역마다 약 5.3개이며, 3% 이상 통행량을 보이는 지역은 약 6.9개이다.

2. 거주 행정구역을 벗어나는 것을 이동으로 간주하는 경우

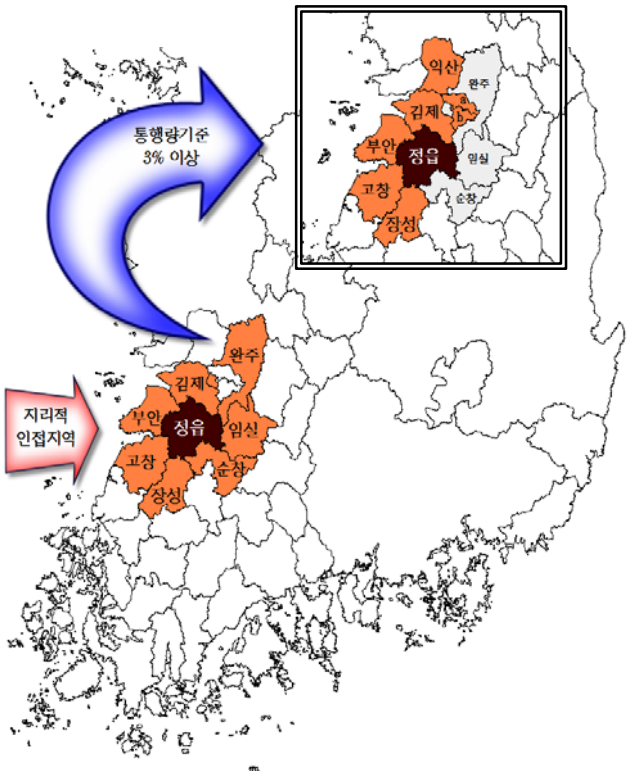
<표 9>는 본 장의 데이터 분석에서 쓰일 변수들을 정의한 것이다. 관측은 전국의 의료기관을 이용한 개인 단위로 이루어졌다. 변수들은 크게 개인의 특성과 개인이 속한 지역의 특성이다. BED, SP, CAR, 65+, DIST1, DIST2, URBAN, CAPITAL, METRO는 해당지역이 보유하고 있는 의료자원, 인구구조, 주요 지점으로부터의 거리 등의 정보를 가진 지역특성 관련 변수이며, 여타의 변수들은 개인의 특성과 관련된 것이다. 특히 Y변수들은 회귀분석에 쓰일 종속변수로서, 거주지(또는 거주지와 주변지역)에 잔류했는지, 수도권[10]으로 이동했는지, 대권에

8) 통행량은 KDI 공공투자관리센터의 2002년도 O/D(origin/destination)자료에 근거하였다. 또한 통행량기준 3%라는 기준은 O/D를 이용하여 영향권을 산정하는 방식을 차용한 결과이다. 영향권을 산정하는 방식을 요약하자면, PV_{ij}가 i지역 발생교통량 가운데 j지역 도착교통량이 차지하는 비율이라고 할 때 PV_{ij}의 값이 큰 상위 10개 영역(zone)을 선정하거나 총발생량의 60~80% 안에 속하는 영역을 선택하는 방법이 가능하다. 이를 위해 PV_{ij}의 값이 일정비율, 예를 들어 2~3% 이상인 지역을 영향권이라고 설정할 수 있을 것이다(한국개발연구원[2002], p.114).

9) 해당 O/D자료는 전국 246개 지역을 기준으로 하나, 이 중 정보가 없는 울릉군은 제외하였고, 「환자조사」 자료에서는 세분하지 않고 있는 3개 지역인 안산(상록구, 단원구), 괴산(괴산, 증평출장소), 논산(논산, 계룡출장소)은 합산하여 사용하였다. 결과적으로 242개 지역(울릉군 제외)을 분석대상으로 하였다.

10) 수도권은 수도권 정비계획법에 '서울특별시와 주변지역'으로 정의되는데, 과밀억제권역과 성장관리권역, 자연보전권역 등 세 가지로 분류된다. 본고에서의 수도권은 과밀억제권역으로서의 수도권을 의미한다.

[그림 5] 지리적 인접지역과 3% 이상 통행량 지역의 예시



주: 상자 안의 a는 전주시 덕진구, b는 전주시 완산구를 나타냄.

속하거나 가장 가까운 곳에 위치한 광역시로 이동했는지, 그 외 지역으로 이동했는지를 분류하고 있다.

<표 10>과 <표 11>은 거주하는 행정구역을 기준으로 개인의 특성, 지역의 특성, 이동 정도 등에 관한 통계량을 요약한 것이다. <표 10>은 전체 샘플 32만 9,620명을 대상으로 통계량을 정리한 것이며, <표 11>은 샘플 중 수도권/광역시 거주민을 제외한 것이다. 이는 이후에 제시될 회귀분석 시 '거주지역을 벗어났으나 수도권 내부에서 이동한 경우와 광역시 내부에서 이동한 경우'가 수도권/광역시로의 이동이라는 변수에 교란적인 요인을 줄 수 있을 것이라고 판단되어 전체 샘플을 이용한 분석과 수도권/광역시 제외 샘플 분석을 별도로 수행하였기 때문이다.

전체 샘플에서는 도시지역 거주민이 86%, 수도권 거주민이 35%, 광역시 거주

〈표 9〉 변수의 정의

변 수	설 명
AGE	연령
SEX	성별: 남성인 경우 SEX=1, 여성은 SEX=0
REF	내원경위: 타 기관으로부터 의뢰 시 REF=1, 직접 내원 REF=0
EM	입원경로: 응급실 경유 시 EM=1, 비경유 시 EM=0
BED	천명당 병상 수
SP	백만명당 전문의 수
CAR	일인당 자동차 등록대수
65+	65세 이상 비중
DIST1	가장 가까운 광역시까지의 거리
DIST2	서울까지의 거리
URBAN	도농더미: 도시 거주인 경우 URBAN=1, 농촌은 URBAN=0
CAPITAL	수도권더미: 수도권 거주인 경우 CAPITAL=1, 그 외는 CAPITAL=0
METRO	광역시더미: 광역시 거주인 경우 METRO=1, 그 외는 METRO=0
DD1	01특정 감염성 및 기생충성 질환
DD2	02신생물
DD3	03혈액 및 조혈기관의 질환과 면역기전을 침범하는 특정 장애
DD4	04내분비, 영양 및 대사 질환
DD5	05정신 및 행동 장애
DD6	06신경계통의 질환
DD7	07눈 및 눈 부속기의 질환
DD8	08귀 및 꼭지돌기의 질환
DD9	09순환기계통의 질환
DD10	10호흡기계통의 질환
DD11	11소화기계통의 질환
DD12	12피부 및 피부밑조직의 질환
DD13	13근육골격계통 및 결합조직의 질환
DD14	14비뇨생식기계통의 질환
DD15	15임신, 출산 및 산후기
DD16	16출생 전후기에 기원한 특정 병태
DD17	17선천 기형, 변형 및 염색체 이상
DD18	18달리 분류되지 않은 증상, 징후와 임상 및 검사의 이상 소견
DD19	19손상, 중독 및 외인에 의한 특정 기타 결과
DD20	20질병이환 및 사망의 외인/21건강상태 및 보건서비스 접촉에 영향을 주는 요인
Y1	거주지 잔류=1, 수도권 이동=2, 대권 내 광역시 이동=3, 그 외 지역 이동=4
Y2	인접지 포함 잔류=1, 수도권 이동=2, 가까운 광역시 이동=3, 그 외 지역 이동=4
Y3	통행권 잔류=1, 수도권 이동=2, 가까운 광역시 이동=3, 그 외 지역 이동=4

주: 1) DD1~DD20 변수는 해당 상병의 경우에 1, 아닌 경우에 0인 상병더미변수임.
2) 잔류/이동 형태에 관한 변수 중 Y1은 거주행정구역을 벗어났는지를 기준으로 하며, Y2는 지리적 인접지역을 포함한 지역을 벗어났는지를 기준으로, 그리고 Y3는 통행량 3% 이상 지역을 포함한 지역을 벗어났는지를 기준으로 함.
3) 각 지역과 수도권과의 거리, 광역시와의 거리는 KT 데이터베이스를 이용하였음.

〈표 10〉 요약통계: 전체 표본(n=329,620)

변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)
AGE	42.28 (22.96)	DD1	0.0555 (0.23)	DD11	0.1066 (0.31)
SEX	0.51 (0.50)	DD2	0.1006 (0.30)	DD12	0.0104 (0.10)
REF	0.14 (0.35)	DD3	0.0042 (0.06)	DD13	0.0544 (0.23)
EM	0.33 (0.47)	DD4	0.0251 (0.16)	DD14	0.0467 (0.21)
BED	5.05 (3.65)	DD5	0.0352 (0.18)	DD15	0.0700 (0.26)
SP	384.14 (457.24)	DD6	0.0236 (0.15)	DD16	0.0149 (0.12)
CAR	0.20 (0.04)	DD7	0.0156 (0.12)	DD17	0.0078 (0.09)
65+	8.22 (4.26)	DD8	0.0095 (0.10)	DD18	0.0186 (0.14)
DIST1	40.88 (44.31)	DD9	0.0846 (0.28)	DD19	0.1896 (0.39)
DIST2	185.65 (160.69)	DD10	0.0918 (0.29)	DD20	0.0353 (0.18)
URBAN	0.86 (0.35)				
CAPITAL	0.35 (0.48)				
METRO	0.45 (0.50)				

변 수	Y1=1	Y1=2	Y1=3	Y1=4
평 균 (표준편차)	0.44 (0.50)	0.28 (0.45)	0.15 (0.36)	0.13 (0.33)

민이 45%를 차지하고 있으며, 수도권과 광역시를 제외한 샘플의 경우 도시지역 거주민이 70%, 대권 내 광역시로부터의 평균 거리는 78km로 나타나고 있다. 환자들의 질환 중 가장 비중이 높은 질환은 손상/중독/외인에 의한 질환이며, 소화기 질환, 신생물, 호흡기 질환 순이다.

<표 12>는 거주 행정구역을 벗어나서

〈표 11〉 요약통계: 수도권/광역시 거주자 제외 시 표본(n=143,705)

변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)
AGE	44.66 (23.27)	DD1	0.0583 (0.23)	DD11	0.1115 (0.31)
SEX	0.53 (0.50)	DD2	0.0928 (0.29)	DD12	0.0108 (0.10)
REF	0.13 (0.34)	DD3	0.0040 (0.06)	DD13	0.0577 (0.23)
EM	0.35 (0.48)	DD4	0.0272 (0.16)	DD14	0.0433 (0.20)
BED	5.55 (3.29)	DD5	0.0370 (0.19)	DD15	0.0517 (0.22)
SP	292.89 (141.93)	DD6	0.0244 (0.15)	DD16	0.0115 (0.11)
CAR	0.19 (0.04)	DD7	0.0111 (0.10)	DD17	0.0064 (0.08)
65+	11.04 (4.99)	DD8	0.0095 (0.10)	DD18	0.0182 (0.13)
DIST1	77.67 (44.64)	DD9	0.0873 (0.28)	DD19	0.2107 (0.41)
DIST2	233.16 (123.68)	DD10	0.0963 (0.29)	DD20	0.0305 (0.17)
URBAN	0.70 (0.46)				

변 수	Y1=1	Y1=2	Y1=3	Y1=4
평 균 (표준편차)	0.52 (0.50)	0.15 (0.35)	0.09 (0.28)	0.24 (0.43)

진료를 받았는지를 종속변수로 하는 로짓모형과 이동수준을 반영한 다항로짓모형을 비교하여 제시하고 있다.

다항로짓모형에서는 거주하는 행정구역에서 진료를 받았는지, 수도권으로 이동했는지, 동일 대권 내 광역시로 이동했는지, 그 외의 지역으로 이동했는지로 종속변수를 구분하였다. 종속변수의 4번째 범주인 '그 외의 지역'은 거주지역을 벗어나되, 대권 내 광역시나 수도권이 아닌 경우로, 대권 경계를 넘었는지는 구분되지 않는다.

〈표 12〉 행정구역기준 이동 여부에 관한 로짓과 이동수준을 고려한 다항로짓 추정결과

변 수	로짓① n=329,620	로짓② n=143,705	다항로짓 n=143,705		
			Y1=2	Y1=3	Y1=4
Intercept	-0.1511** (0.0542)	-0.8996** (0.1072)	-0.0459 (0.1755)	-3.9810** (0.1922)	-2.0056** (0.1249)
AGE	-0.0036** (0.0002)	-0.0063** (0.0003)	-0.0057** (0.0005)	-0.0061** (0.0006)	-0.0068** (0.0003)
SEX	0.1461** (0.0080)	0.1178** (0.0128)	0.1461** (0.0194)	0.1333** (0.0230)	0.1055** (0.0149)
REF	1.1376** (0.0124)	1.4905** (0.0199)	1.9671** (0.0260)	1.8857** (0.0292)	1.0649** (0.0233)
EM	-0.0744** (0.0084)	-0.0284* (0.0135)	-0.2564** (0.0215)	-0.1048** (0.0250)	0.1027** (0.0157)
BED	-0.0546** (0.0018)	0.0373** (0.0023)	0.0455** (0.0035)	0.0347** (0.0042)	0.0155** (0.0026)
SP	-0.0005** (0.0000)	-0.0053** (0.0001)	-0.0060** (0.0001)	-0.0054** (0.0001)	-0.0045** (0.0001)
CAR	1.3492** (0.1472)	7.9318** (0.3466)	6.1515** (0.5791)	4.4343** (0.5923)	7.2247** (0.3997)
65+	0.0527** (0.0019)	0.0639** (0.0029)	-0.0130** (0.0049)	0.1376** (0.0050)	0.0709** (0.0034)
DIST1	-0.0047** (0.0001)	-0.0005** (0.0001)	0.0008** (0.0002)	-0.0231** (0.0004)	0.0044** (0.0002)
DIST2	0.0001 (0.0000)	-0.0001* (0.0001)	-0.0070** (0.0001)	0.0067** (0.0001)	0.0011** (0.0001)
URBAN	-0.5441** (0.0168)	-0.8030** (0.0196)	-0.7198** (0.0284)	-0.1014** (0.0362)	-0.9529** (0.0226)
CAPITAL	0.1619** (0.0153)				
METRO	0.6205** (0.0108)				
DD2	1.2219** (0.0208)	1.6739** (0.0336)	2.5768** (0.0519)	1.9465** (0.0618)	0.9641** (0.0405)
DD3	0.6976** (0.0610)	0.9757** (0.0985)	1.3793** (0.1350)	1.1970** (0.1774)	0.7470** (0.1166)
DD4	0.2911** (0.0282)	0.3151** (0.0443)	0.4958** (0.0724)	0.5156** (0.0866)	0.1962** (0.0524)
DD5	1.1692** (0.0265)	1.2821** (0.0404)	0.5604** (0.0763)	0.9144** (0.0802)	1.5467** (0.0443)

〈표 12〉의 계속

변 수	로짓① n=329,620	로짓② n=143,705	다항로짓 n=143,705		
			Y1=2	Y1=3	Y1=4
DD6	0.5345**	0.6267**	0.9416**	0.6856**	0.4994**
	(0.0289)	(0.0455)	(0.0713)	(0.0879)	(0.0533)
DD7	1.3523**	2.0596**	2.5047**	2.9314**	1.5055**
	(0.0377)	(0.0706)	(0.0914)	(0.1021)	(0.0843)
DD8	0.5818**	0.6874**	0.9786**	0.7659**	0.5552**
	(0.0415)	(0.0657)	(0.0987)	(0.1257)	(0.0769)
DD9	0.6105**	0.7539**	0.9708**	1.0874**	0.5822**
	(0.0208)	(0.0330)	(0.0544)	(0.0631)	(0.0386)
DD10	0.1413**	0.1259**	0.0510	0.1732**	0.1568**
	(0.0198)	(0.0318)	(0.0551)	(0.0649)	(0.0368)
DD11	0.1074**	0.1991**	0.2285**	0.4143**	0.1344**
	(0.0193)	(0.0310)	(0.0532)	(0.0620)	(0.0362)
DD12	0.2666**	0.3701**	0.5169**	0.6005**	0.2679**
	(0.0393)	(0.0620)	(0.1003)	(0.1177)	(0.0736)
DD13	0.6327**	0.8734**	1.4258**	0.8548**	0.6045**
	(0.0226)	(0.0355)	(0.0559)	(0.0690)	(0.0421)
DD14	0.4900**	0.6579**	0.9037**	0.9215**	0.4985**
	(0.0233)	(0.0379)	(0.0607)	(0.0734)	(0.0447)
DD15	0.5752**	0.9089**	0.9886**	1.2095**	0.8107**
	(0.0215)	(0.0368)	(0.0600)	(0.0696)	(0.0432)
DD16	0.6710**	0.7348**	0.5078**	1.1968**	0.7121**
	(0.0358)	(0.0617)	(0.0979)	(0.1054)	(0.0709)
DD17	1.4813**	2.1469**	2.9219**	2.6770**	1.3541**
	(0.0547)	(0.0959)	(0.1144)	(0.1357)	(0.1175)
DD18	0.2875**	0.2101**	0.3152**	0.4795**	0.1114+
	(0.0312)	(0.0510)	(0.0824)	(0.1003)	(0.0607)
DD19	-0.0815**	-0.0495+	-0.2033**	0.0062	-0.0154
	(0.0179)	(0.0287)	(0.0506)	(0.0588)	(0.0333)
DD20	1.6083**	2.3517**	3.0785**	2.7858**	1.7089**
	(0.0287)	(0.0493)	(0.0657)	(0.0790)	(0.0580)

주: 1) 로짓①은 제주도와 울릉도 거주자를 제외한 전체 표본, 로짓②와 다항로짓은 수도권과 광역시 거주자를 제외한 표본을 대상으로 함.
2) ( ) 안의 수치는 표준오차이고, **는 0.01 이하, *는 0.05 이하, +는 0.1 이하에서 유의함을 의미함.

다항로짓모형에서는 수도권과 광역시에 거주하는 주민을 샘플에서 제외하였다. 그 이유는, 예를 들어 서울시 동대문구 주민이 서울시 성북구의 병원에서 진료를 받았을 경우 거주 행정구역을 벗어나 수도권으로 이동한 경우로 분류되어 교란요인이 될 수 있을 것이라는 판단에서였다. 따라서 수도권과 광역시에 거주

하는 주민을 제외한 경우를 두 번째 로짓으로 추가하였다. 첫 번째 로짓과 두 번째 로짓을 비교하면 수도권/광역시 거주민 제외로 인한 차이를 파악할 수 있으며, 두 번째 로짓과 다항로짓을 비교하면 이동수준의 구분에 따른 차이를 파악할 수 있다.

로짓①과 로짓②에서 차이나는 부분은 병상 수가 이동 여부에 미치는 영향이다. 수도권과 광역시를 포함한 경우 병상 수가 이동 여부에 음의 영향을 미치는 데 반해 수도권/광역시를 제외한 샘플에서는 양의 영향을 미치고 있으므로, 이 항목은 다른 이동기준에서의 결과와 비교가 필요하다.

거리 변수들은 광역시로부터의 거리가 멀수록 광역시로 이동하는 확률이 감소하며, 수도권으로부터의 거리가 멀수록 수도권으로 이동하는 확률이 감소하는 것으로 나타난다.

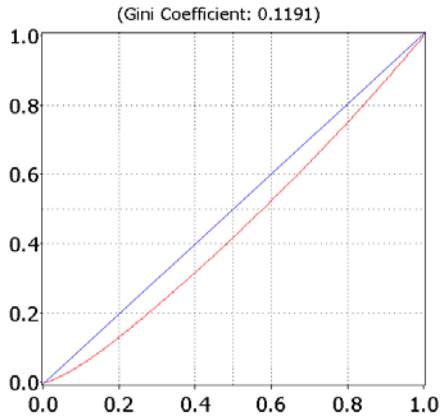
질병의 경우 손상, 중독(DD19)이 이동 여부에 음의 영향 또는 불명확한 영향을 미치는 것을 제외하면 대부분이 이동 여부에 양의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이동수준을 고려한 분석에서도 호흡기계통 질병(DD10)이 수도권으로의 이동에 영향을 주지 않는 것과 손상, 중독의 경우를 제외하면, 대부분의 질병이 각급 수준의 이동에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 행정구역을 기준으로 한 경우 거의 모든 질병이 거주지역을 벗어나는 데 양의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있어 이동기준으로서의 지역구분이 지나치게 협소하다는 문제를 감지할 수 있다.

3. 거주 행정구역발 통행량의 3% 이상을 차지하는 지역까지를 포함한 지역을 벗어날 때 이동으로 간주하는 경우

통행량을 기준으로 이동 여부를 판단하는 것은 생활권과 가장 부합하는 방식으로 거주지역을 정의한 후, 이를 벗어나는 것을 이동이라 규정한다. 우선 이 방식에 따라 앞에서의 이동비율 불평등도를 추산해보면 이동기준에 따른 차이를 관찰할 수 있다. [그림 6]은 통행량 3% 이상의 지역이 일상생활에서 상당히 통합되어 있는 지역이라고 전제하고, 이들 지역 내에서 진료를 받은 경우 거주 생활권에서 서비스를 받았다고 전제한 후 이 비율을 이용하여 243개 지역을 한 줄로 세운 결과이다.

지니계수는 [그림 2]의 0.33에 비해 크게 감소한 0.12이다. 일상의 생활이 이루어지는 생활권을 벗어나 타지로 이동해야 하는 비율로 불균등 정도를 판단한다면, 행정구역을 기준으로 한 경우에 비해 불균등 정도가 더 감소한다는 것을 관찰할 수 있다.

[그림 6] 의료시설 이용을 위한 이동의 지역 간 불균등 정도
– 통행량 3% 이상 지역을 이동기준으로 삼은 경우 –



따라서 행정구역을 기준으로 유출인구의 비중을 측정하는 경우에는 지역 간 자원균점을 주장하는 경우와 마찬가지로 지역 간 불균형이 두드러지는 외양을 확인할 수 있는 데 반해, 실생활권을 기준으로 한 경우의 불균등 정도는 정책적 개입의 필요성을 확인하기 어렵다. 이는 많은 경우 생활권 내에서 움직이는 인구의 이동이 의료기관들의 입지에 이미 어떠한 형태로든 고려되어 반영되고 있다는 것을 의미한다.

그러나 본 연구에서는 유출 여부만을 관찰하는 것보다는 유출의 방향과 정도를 함께 고려하는 것이 월등히 풍부하면서도 정확한 판단을 가능하게 해준다는 점을 지속적으로 강조하고자 한다. 이러한 견지에서 거주지역을 생활권과 근접하게 디자인한 후 이동수준을 함께 고려한 후, 각 수준의 이동을 결정하는 요인을 파악하는 회귀분석이 필요하다.

그런데 이동기준을 조정하여 회귀분석을 수행할 경우 유의해야 할 점은 지역과 관련한 변수들의 값 역시 이동기준에 따라 변화한다는 점이다. 생활권을 벗어나는 경우를 이동이라 판정한다는 것이 '생활권 내의 의료자원으로 만족시킬 수 없는 수요'라는 것을 의미하기 때문이다. 따라서 행정구역상의 한 지역주민이 이용 가능한 의료자원의 양이나 지역의 특성은 생활권에 포함되는 인접지역을 포함한 포괄적 지역을 단위로 집계되어야 할 것이다. 즉, 부천시 오정구의 경우 부천시 원미구, 부천시 소사구가 생활권에 포함되는데, 오정구 주민이 이용 가능한 의료자원의 양과 지역의 특성을 잡아내기 위해, 병상 수, 전문의 수, 자동차대수,

인구구조 등에 관해서는 오정구와 원미구, 소사구를 포함한 지역을 기준으로 변수량을 다시 추출하였다. <표 13>과 <표 14>는 거주지역의 관련 변수들을 생활권 범위를 기준으로 다시 집계한 결과이다. 그리고 생활권 내 지역을 동질적으로 취급함에 따라 생활권 내 지역 중 한 지역이라도 수도권이나 광역시와 겹치는 경우는 샘플에서 제외하였다(표 13). 또한 다항로짓모형의 종속변수가 '가장 가까운 광역시로의 이동' 범주를 포함하고 있기에 다항로짓모형에서는 가장 가까운 광역시가 서울인 경우도 제외하였다(표 14).

<표 15>는 생활권을 염두에 둔 이동기준에 의거했을 때의 로짓모형과 다항로짓모형의 결과이다.

연령과 성별, 응급실 경유, 전문의 수, 자동차 등록대수, 고령인구비중 등 많은 변수에서 행정구역기준(표 12)과 상이한 결과를 보이고 있는 것이 주목할 만하다. 이 중에는 보다 직관에 부합하는 경우들이 있어 생활권기준의 이동기준이 행정구역기준보다 적합하다는 것을 나타내고 있다.

따라서 결과가 일치하지 않아 뚜렷한 판단을 내리기 어려운 경우 생활권을 기준으로 한 회귀분석 결과가 실제의 상황을 보다 잘 묘사하고 있다고 간주할 수 있을 것이다.

연령의 경우 수도권이나 광역시로의 이동에 유의한 영향을 미치지 않는다. 성별의 경우 남성이 수도권으로 이동할 확률이 큰 것으로 나타나며, 광역시로의 이동에는 유의한 영향을 미치지 않는다. 행정구역기준이나, 이동 여부만을 관찰한 로짓에서 이들 변수들이 모두 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 것과는 대조된다.

응급실을 통했는지의 여부는 광역시로의 이동에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 응급실을 통한 경우가 통하지 않은 경우에 비해 광역시로 이동할 확률에서 크게 차이나지 않게 나타나는 것은 긴급한 경우 긴 시간을 이동해야 하는 경우들이 다수 있다는 것을 나타낸다. 응급실을 이용하는 경우의 대부분이 신속한 조치가 필요한 경우라고 간주한다면, 거주지역에서 이를 해결하지 않고 타 지역으로 이동하는 확률에 음의 영향을 미쳐야 하는 것이 바람직함에도 불구하고 그다지 뚜렷한 영향을 미치고 있지 않다면, 이는 정책적 배려가 필요한 부분이라고 할 수 있다.

병상 수의 경우 앞의 행정구역기준에서는 이동 여부에 양의 영향을 미치는 것으로 나타나 주목되었는데, 생활권기준에서는 이동 여부를 관찰한 로짓모형과 다항로짓모형의 모든 이동수준에서 음의 결과로 나타났다. 이는 병상 수가 정교한 척도이지는 않으나, 대체로 생활권 내에서 의료수요를 만족시키는 통로로 기능하고 있다는 점을 나타낸다. 동시에 행정

〈표 13〉 요약통계: 수도권/광역시 거주자 제외 시 표본(n=57,563)

변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)
AGE	43.66 (23.42)	DD1	0.0608 (0.24)	DD11	0.1092 (0.31)
SEX	0.53 (0.50)	DD2	0.0924 (0.29)	DD12	0.0113 (0.11)
REF	0.14 (0.34)	DD3	0.0047 (0.07)	DD13	0.0558 (0.23)
EM	0.36 (0.48)	DD4	0.0268 (0.16)	DD14	0.0455 (0.21)
BED	5.81 (1.13)	DD5	0.0375 (0.19)	DD15	0.0505 (0.22)
SP	350.88 (40.40)	DD6	0.0250 (0.16)	DD16	0.0122 (0.11)
CAR	0.20 (0.01)	DD7	0.0103 (0.10)	DD17	0.0062 (0.08)
65+	8.79 (1.51)	DD8	0.0101 (0.10)	DD18	0.0187 (0.14)
DIST1	98.01 (46.09)	DD9	0.0849 (0.28)	DD19	0.2089 (0.41)
DIST2	235.71 (106.22)	DD10	0.0979 (0.30)	DD20	0.0312 (0.17)
URBAN	0.78 (0.41)				

변 수	Y3=1	Y3=2	Y3=3	Y3=4
평 균 (표준편차)	0.85 (0.36)	0.09 (0.29)	0.02 (0.15)	0.04 (0.20)

구역을 기준으로 삼았을 때 병상이 많을수록 오히려 타 지역으로의 이동이 많아진다는 관찰로 귀결된다는 점은 특별한 주의를 요하는 부분이다.

또한 지역의 경제적 수준을 나타내는 자동차 등록대수의 경우 광역시로의 이동에는 별다른 영향을 미치지 않으나 수도권으로의 이동에는 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연령구조 역시 행정구역기준과는 다르게 나타나는데, 고령인구가 많은 지역일수록 수도권으로의 이동은 큰 대신 광역시로의 이동에는 별

〈표 14〉 요약통계: 수도권/광역시 및 서울이 가장 가까운 광역시인 거주자 제외 시 표본 (n=41,961)

변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)	변 수	평 균 (표준편차)
AGE	43.06 (23.54)	DD1	0.0625 (0.24)	DD11	0.1069 (0.31)
SEX	0.52 (0.50)	DD2	0.0907 (0.29)	DD12	0.0111 (0.10)
REF	0.13 (0.33)	DD3	0.0048 (0.07)	DD13	0.0569 (0.23)
EM	0.35 (0.48)	DD4	0.0260 (0.16)	DD14	0.0451 (0.21)
BED	5.89 (1.19)	DD5	0.0393 (0.19)	DD15	0.0530 (0.22)
SP	347.18 (35.65)	DD6	0.0255 (0.16)	DD16	0.0127 (0.11)
CAR	0.20 (0.01)	DD7	0.0097 (0.10)	DD17	0.0061 (0.08)
65+	8.66 (1.68)	DD8	0.0100 (0.10)	DD18	0.0180 (0.13)
DIST1	82.54 (25.98)	DD9	0.0834 (0.28)	DD19	0.2106 (0.41)
DIST2	266.65 (102.56)	DD10	0.0988 (0.30)	DD20	0.0290 (0.17)
URBAN	0.81 (0.39)				

변 수	Y3=1	Y3=2	Y3=3	Y3=4
평 균 (표준편차)	0.85 (0.36)	0.08 (0.27)	0.03 (0.18)	0.04 (0.20)

다른 영향을 주지 않고 있다.

거리변수의 경우 행정구역기준일 경우와 생활권기준일 경우 차이가 나타났다. 행정구역 분류에서는 수도권으로부터의 거리가 멀수록 수도권으로의 이동확률이 감소하는 대신 광역시로의 이동확률이

〈표 15〉 모형추정결과(통행량 3% 이상 지역까지를 벗어났을 때를 기준 삼은 경우)

변 수	로짓 n=57,563	다항로짓 n=41,961		
		Y3=2	Y3=3	Y3=4
Intercept	-4.3545** (0.5991)	-8.8993** (1.2506)	-1.5789 (2.3577)	-25.2478** (1.6053)
AGE	-0.0029** (0.0006)	-0.0006 (0.0010)	0.0006 (0.0015)	-0.0066** (0.0013)
SEX	0.1398** (0.0256)	0.1882** (0.0417)	0.0988 (0.0610)	0.2070** (0.0527)
REF	1.0027** (0.0306)	1.4257** (0.0482)	1.3885** (0.0643)	0.0969 (0.0805)
EM	-0.3720** (0.0294)	-0.4926** (0.0502)	-0.0137 (0.0686)	-0.3235** (0.0592)
BED	-0.3072** (0.0205)	-0.5804** (0.0405)	-0.2543** (0.0789)	-0.7207** (0.0523)
SP	-0.0032** (0.0004)	0.0025* (0.0011)	-0.0106** (0.0022)	0.0174** (0.0013)
CAR	16.7792** (1.9073)	25.0459** (3.7518)	-0.3072 (6.5918)	69.1948** (4.7048)
65+	0.0823** (0.0206)	0.2212** (0.0404)	-0.1090 (0.0770)	0.5443** (0.0527)
DIST1	0.0025** (0.0004)	0.0068** (0.0012)	0.0102** (0.0015)	-0.0059** (0.0012)
DIST2	0.0027** (0.0002)	0.0005 (0.0005)	0.0099** (0.0009)	0.0087** (0.0006)
URBAN	-0.4217** (0.0301)	-0.1920** (0.0521)	-0.7933** (0.0843)	-0.3173** (0.0633)
DD2	1.9699** (0.0729)	2.6698** (0.1336)	2.0416** (0.1804)	0.3929** (0.1506)
DD3	1.2542** (0.1645)	1.8037** (0.2586)	1.6274** (0.3386)	0.3712 (0.3818)
DD4	0.4927** (0.1060)	0.8198** (0.1881)	0.5724* (0.2656)	0.2761 (0.1992)
DD5	1.3466** (0.0848)	0.2437 (0.2057)	0.9657** (0.2275)	1.9123** (0.1319)
DD6	0.8502** (0.0991)	1.2447** (0.1718)	0.8511** (0.2515)	0.2462 (0.1970)
DD7	1.8529** (0.1114)	1.8979** (0.1951)	2.8478** (0.2369)	0.1361 (0.3296)
DD8	0.5907** (0.1406)	0.9439** (0.2304)	1.1996** (0.2903)	-0.0402 (0.3157)

〈표 15〉의 계속

변 수	로짓 n=57,563	다항로짓 n=41,961		
		Y3=2	Y3=3	Y3=4
DD9	0.7874**	1.1127**	0.9726**	0.2256
	(0.0793)	(0.1448)	(0.1940)	(0.1522)
DD10	-0.0351	0.0760	-0.2931	0.0337
	(0.0823)	(0.1557)	(0.2182)	(0.1383)
DD11	0.3816**	0.5922**	0.7028**	0.0475
	(0.0781)	(0.1459)	(0.1903)	(0.1415)
DD12	0.4155**	0.7134**	0.8832**	-0.0031
	(0.1447)	(0.2492)	(0.3399)	(0.2952)
DD13	1.3360**	1.7135**	1.0924**	0.4853**
	(0.0791)	(0.1434)	(0.2019)	(0.1517)
DD14	0.5941**	1.0814**	0.5470*	-0.1660
	(0.0889)	(0.1551)	(0.2254)	(0.1848)
DD15	0.3848**	0.0470	0.4438*	0.2327
	(0.0908)	(0.1925)	(0.2112)	(0.1580)
DD16	0.2705*	-0.1858	1.0576**	-0.2019
	(0.1366)	(0.2978)	(0.2713)	(0.2628)
DD17	2.0624**	2.8318**	2.2198**	0.5381
	(0.1291)	(0.1993)	(0.2891)	(0.3355)
DD18	0.6573**	1.2548**	0.0479	0.4254*
	(0.1142)	(0.1921)	(0.3612)	(0.2097)
DD19	0.3882**	0.1689	0.2640	0.4462**
	(0.0728)	(0.1421)	(0.1831)	(0.1234)
DD20	1.9592**	2.6327**	2.4798**	0.3987*
	(0.0834)	(0.1457)	(0.1991)	(0.2006)

주: 1) 로짓은 수도권과 광역시 거주자를 제외한 표본, 다항로짓은 수도권, 광역시 거주자와 서울이 가장 가까운 광역시인 지역의 거주자를 제외한 표본을 대상으로 함.
2) ( ) 안의 수치는 표준오차이고, **는 0.01 이하, *는 0.05 이하, +는 0.1 이하에서 유의함을 의미함.
3) Hausman-McFadden(HM) 테스트를 수행한 결과, IIA 가정을 만족하는 것으로 나타났음.

증가하며, 광역시로부터의 거리 역시 유사한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그런데 <표 15>에서는 광역시로부터의 거리가 멀수록 잔류하는 확률이 낮아지고, 수도권, 광역시로의 이동 모두에 양의 영향을 미친다. 생활권 중 일부라도 수도권 또는 광역시와 겹치는 경우를 제외했다는 점이 이러한 차이에 기여했을 것이라고 판단되나, 보다 중요하게는 지역의 중심인 광역시로부터의 거리가 멀어질수록 생활권으로 통합되어 있는 지역 내에서 만족할 만한 서비스를 구하기 어려워진다는 것을 나타낸다고 추측된다. 수도권으로부터의 거리는 <표 12>에서 수도권

으로의 이동에 뚜렷하게 음의 영향을 보였던 것과 달리 <표 15>에서는 별다른 영향을 주지 않는 것으로 나타나 생활권을 기준으로 삼았을 경우 수도권으로부터의 물리적인 거리가 수도권으로 이동하여 진료를 받겠다는 결정에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 관찰된다.

질병의 경우 역시 수도권과 광역시로의 이동에 엇갈리는 영향을 미치는 경우가 다수 나타나고 있고, 동시에 행정구역을 기준 삼았을 경우와도 다른 결과들을 보이고 있다. 예를 들어, 임신, 출산과 관련한 이동은 수도권까지의 원거리 이동을 할 확률에 영향을 미치는 것으로 나타나지 않는 반면, 가까운 광역시로의 이동 확률을 증가시키고 있다. 이는 전술한 바와 같이 정기적인 진료서비스를 이용해야 할 필요가 있는 항목이라는 점에 기인한 것으로 판단된다. 그러나 이동 여부만을 측정한 로짓모형에서 임신, 출산은 생활권을 벗어나 진료를 받는 것에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 순환기(DD9) 질환은 기타 지역으로의 이동에 영향을 미치지 않고, 소화기(DD10) 질환의 경우, 각 수준의 이동이나 이동 여부에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

이러한 경우들을 고려할 때 수도권, 광역시, 기타 지역 등 어느 수준의 이동이 정책적으로 배려해야 하는 불편함인지를 판단하기 위해서는 이들 이동들에 영향을 미치는 요인들과 질병의 종류, 불편함의 정도를 보다 상세하게 고려해야 할 것이다.

Ⅵ. 결 론

지역적 접근성의 형평은 의료부문의 형평성을 구현하는 핵심요소로서 주요 정책목표로 설정되어 왔다. 그런데 지역 간 불균등의 의미가 무엇이고, 어느 정도까지 해소하는 것이 목적인지 등에 대해서 고민한 기존의 결과물은 찾기 어렵다. 행정구역기준으로 모든 지역이 인구당 동일한 병상 수를 보유한다는 것이 진정한 지역균형이 아닐 것이라는 것은 자명한데도 무엇이 불균등의 기준이며, 정책의 목표여야 하는지에 대한 고민은 충분치 않다 하겠다.

본고에서는 의료부문 형평성의 핵심개념인 접근성의 형평을 기반으로 하여, 지역 간 불균등의 문제를 규명하려 시도하였다. 접근성을 제고하는 것은 결국 진료를 위해 이동하는 환자들이 부담하는 비용이 지나치게 클 경우 이를 교정하는 것이 핵심일 것이다.

지역별로 이러한 비용이 다르다는 것은 지역 간에 편리성의 차이가 존재한다는 것을 나타내지만, 그렇다고 이것이 공적인 개입을 통해 해결해야 할 시급한 문제라고 합리화하기는 힘들다. 전국 평

균보다 적은 병상을 보유한 지역의 자원을 증가시키는 방식의 정책이 의미 없는 확장만을 가져올 것이라는 것과 동일한 논리이다. 지역별로 의료자원 접근에 대한 비용이 다를 수는 있으나, 일정한 수준을 넘은 상태라면, 이러한 차이를 모두 제거하여 모든 지역이 동일한 편리성을 향유하도록 적은 지역의 자원을 지속적으로 증대시키는 것은 그다지 현실적이지 않다.

보다 중요한 문제는 각 지역에서 결핍된 것이 무엇이며, 이로 인해 어느 정도의 비용이 발생하고 있는지를 파악하는 것이다. 그런 후에 이를 해결하기 위해 정책적으로 개입할 경우 초래될 비용과 편익을 비교하여 개입 여부를 결정하는 것이 적절할 것이다. 이때 각 지역이 필요로 하는데도 가지고 있지 못한 의료자원을 파악하는 방식은 환자들이 이동하는 양상을 관찰하는 것이다.

그런데 지역 병상의 과부족 여부를 판단하여 정책에 반영하기 위해 기존에 사용된 방법론은 거주행정구역 구분의 협소함과 함께 이동수준을 반영하지 않고 모든 이동을 동일하게 취급한 점 등의 문제점을 갖고 있다. 따라서 본고에서는 이를 지양하기 위해 기존의 행정구역 구분에 의한 이동현황과 생활권을 기준으로 한 이동현황을 비교했고, 거주범위를 벗어났는지에만 관심을 두는 분석과 어디로, 어느 정도 이동했는지를 반영한 분석을 병행하였다.

분석결과로서는, 우선 이동기준을 생활권으로 설정했을 경우 자기 지역에서 진료받는 비율의 지역 간 격차가 크게 줄어든다는 점을 들 수 있다. 물론 정책적으로 이를 얼마나 줄여야 하는지는 다른 차원의 문제이지만, 적어도 이동기준 설정이 불균등 정도를 파악하는 데 있어 중요하다는 점이 강조될 필요가 있다.

또한 이동기준과 이동수준에 따라 수도권이나 광역시로 이동하는 비중도 변화하지만, 각각의 이동에 영향을 주는 요소 또한 상당한 차이를 보이고 있다. 즉, 생활권을 기준으로 한 경우와 행정구역을 기준으로 한 경우도 차이를 보이지만, 수도권으로의 이동에 영향을 주는 요소와 광역시로의 이동에 영향을 주는 요소 또한 다르게 나타났다.

결국 지역의 자원보유현황을 평가함에 있어 이러한 다양한 이동양상을 관찰하여 이동의 원인과 폭을 파악하는 것은 필수적으로 선행되어야 하는 과정이라고 하겠다. 이는 총 병상 수가 아니라, 병상 중에서도 어떠한 기능의 병상이 어느 정도 필요한지에 대한 판단으로 이어진다. 따라서 차별화되지 않은 병상의 과부족을 획일적으로 추산하는 것 자체의 유용성은 인정하기 어렵다 하겠다. 앞에서의 분석이 보여주듯이 접근성에 장애가 되는 요인들이 지역마다 다양하게 나타나고 있다면, 바람직한 정책적 개입방식은

단순히 지역 간의 자원균점을 추구하는 것이 아니라, 첫째 지역이 필요로 하는 수요의 다양한 측면을 먼저 파악하고, 둘째 이 중 정책적 개입이 필요한 것이 존재하는지에 대한 판단을 한 후, 셋째 앞선 판단의 결과에 따라 맞춤형의 개선안을 고안하는 순으로 이루어져야 할 것이다.

참 고 문 헌

보건복지부, 「공공의료확충방안」, 2005.
보건복지부, 「보건복지통계연보」, 각년도.
보건복지부, 「환자조사」, 1996, 1999, 2002.
이상영 외, 「보건의료자원 수급 현황 및 관리정책 개선방안」, 한국보건산업진흥원, 2003.
이규식, "의료의 공공성 제고와 공공의료기관 확충 논의의 검토," 「보건행정 학회지」, 제11권 제1호, 2001.
통계청, 「한국통계연감」, 1997.
한국개발연구원, 「도로·철도 부문사업의 예비타당성조사 표준지침 수정·보완 연구(제4판)」, 2002.
한국개발연구원, 「울산지역 병원 건립사업 예비타당성조사」, 2004a.
한국개발연구원, 「원자력의학원 동남권 분원 설립사업」, 2004b.
한국개발연구원, 「제주대학교병원 건립 타당성재검증」, 2004c.
한국보건산업진흥원, 「병상자원관리정책개발연구」, 2003.
한국보건산업진흥원, 「지역병상수급계획 평가 및 개선방안」, 2005.

Anderson, Odin W., *The Health Services Continuum in Democratic States: An Inquiry into Solvable Problems*, AUPHA Press/Health Administration Press, 1989.
OECD, *OECD Health Data*, 2006.

韓國開發硏究
제29권 제1호(통권 제99호)

해외부문과의 잠재적 경쟁과 시장구조: 실증분석과 정책적 함의

최 용 석
(경희대학교 정경대학 경제학부 조교수)
조 성 빈
(한국개발연구원 부연구위원)

Potential Foreign Competition and Market Structures: Empirical Analysis and Policy Implications

Yong-Seok Choi
(Assistant Professor, School of Economics, Kyung Hee Unviersity)
Sungbin Cho
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 최용석-제1저자, 조성빈-공저자

• 핵심주제어: 경쟁정책(competition policy), 잠재적 경쟁(potential competition), 국제무역(international trade)
• JEL 코드: F0, L4
• 논문투고일: 2005. 10. 31 • 심사시작일: 2005. 10. 31 • 심사완료일: 2007. 1. 10

ABSTRACT

Opening domestic market to international trade may enhance not only actual competition but also potential competition from foreign competitors. It seems that the competition authority has focused mainly on the actual competition (measured by the current market share) and has paid less attention to the potential competition. In this regards, this paper investigated the relation between potential foreign competition and domestic market structure. Using dynamic panel regression model, we analyzed the dynamic response of import penetration to the changes of domestic market condition in Korea as a proxy for the degree of potential foreign competition. The empirical results suggests that potential foreign competition does exist in the Korean manufacturing sector and this tendency is more stronger when the market is more concentrated. Thus, in order to effectively implement competition policy, it is necessary to consider both actual and potential competition.

대외개방의 진전은 해외로부터의 실재적 경쟁(actual competition)과 잠재적 경쟁(potential competition)을 동시에 촉진할 수 있다. 경쟁정책을 집행하는 데 있어 지금까지 경쟁당국은 국내시장에서 수입품이 차지하는 비율, 즉 실재적 해외경쟁만을 고려해 온 경향이 있으며, 잠재적 경쟁에 대한 고려는 상대적으로 적었던 것으로 판단된다. 본 논문은 수입침투율의 국내시장조건에 대한 동태적 반응을 잠재적 경쟁의 측정지표로 사용하여 해외로부터의 잠재적 경쟁이 한국의 산업별 시장구조에 따라 어떤 차이를 가지는가를 살펴보는 것을 목적으로 하고 있다. 동태적 패널모형을 이용한 실증분석의 결과, 해외로부터의 잠재적 경쟁이 유의하게 존재하며, 이는 국내시장구조가 상대적으로 독과점화되어 있는 경우 보다 강하게 나타난다는 것을 발견하였다. 이러한 결과는 국내시장구조만으로 경쟁의 정도를 파악하는 데에는 한계가 있으며, 따라서 경쟁정책의 왜곡을 줄이기 위해서는 해외부문과의 잠재적 경쟁을 적절히 반영하는 것이 필요하다는 것을 시사해 주는 것이라고 할 수 있을 것이다.

Ⅰ. 서 론

기업의 효율성을 증진하고 사회후생을 극대화하기 위한 경쟁정책의 중요성은 오래전부터 인식되어 왔으며, 많은 실증연구들에서 경쟁의 촉진이 기업의 생산성과 효율성 향상의 중요한 요소임이 지적되어 왔다.[1] 우리나라에서도 시장지배적 사업자의 남용행위 규제 및 기업결합심사 등은 경쟁촉진을 위한 경쟁정책의 핵심을 이루어 왔으며, 국내시장의 대외개방 또한 경쟁적 시장구조를 형성하기 위한 중요한 요소로 강조되어 왔다.

경쟁정책을 효과적으로 집행하기 위한 중요한 과제 중의 하나는 국내 그리고 해외로부터의 경쟁을 고려하여 시장구조를 측정하고 평가하는 것이라 할 수 있다. 시장구조의 측정은 대부분의 경우 상위 k기업 집중률(concentration ratio), 허쉬만-허핀달 지수(Hirschman-Herfindahl index) 등의 전통적인 집중도 지수에 의존하여 이루어져 왔으며, 집중도 지수가 높을수록 시장지배력이 크다는 가설에 기반하여 공정거래위원회는 이들 자료를 경쟁법의 위반 여부를 판단하는 기초자료로 사용하여 왔다.

집중도 지수를 시장지배력의 판단기준으로 삼을 경우, 경쟁당국과 피심인 간에 쟁점이 되는 사항들은 얼마나 높은 집중도가 시장지배력을 의미하는가와 관련 시장의 범위를 어떻게 획정하는가 등이다. 먼저 시장의 획정이 명확하다고 하더라도 집중도와 시장지배력 간에 명확한 관계가 존재하지 않는다는 데에 집중도 지수의 문제점이 있다.[2] 만약 경합시장(contestable market)이론이 지적하는 바와 같이 잠재적 진입기업이 존재하여 경쟁압력을 행사한다면 독점기업이라도 시장지배력을 행사할 수 없다. 또 다른 극단적인 예로서 다수의 소규모 기업들로 구성된 산업일지라도 사업자단체 등을 통하여 효과적으로 담합할 수 있는 경우 또는 진입장벽의 존재로 추가적인 기업의 신규진입이 봉쇄되어 있는 경우 상당한 정도의 시장지배력을 행사할 수 있는 것이다. 이 같은 논의는 집중도가 시장지배력의 필요조건도 충분조건도 아님을 시사한다.

시장의 획정과 관련된 문제점은 관련시장을 구분할 수 있는 경계(boundary)가 뚜렷이 존재하지 않는다는 것이다. 수요

1) 예를 들어, Nickell(1996)을 보라.

2) 이는 이론적으로 집중도와 시장지배력 간의 관계를 논의한 것이다. 따라서 집중도와 시장지배력 사이에 경험적으로 또는 실증적으로 어떤 규칙성(regularities)이 존재할 수 있다는 점을 부인하는 것은 아니다. 본고에서 주장하는 것은 시장지배력을 판단함에 있어서 집중도만을 고려하는 경우 발생할 수 있는 문제점을 지적하는 것이지 집중도의 유용성을 부정하는 것은 아니다.

의 대체성 또는 공급의 탄력성 등을 고려하여 시장을 획정하는 것이 일반적인데, 보통 지리적 특성(국내 또는 해외)이 중요한 판단기준이 된다. 이 같은 시장획정의 문제점은 대부분의 경우 시장 내에 현존하는 기업들 간의 경쟁만을 고려한다는 것이다. 그러나 국내시장에서 활동하지 않는 원격지에 있는 기업이라 할지라도 시장진입이 용이한 경우 상당한 정도로 가격에 영향을 미칠 수 있고, 동일한 상품을 생산하는 다른 공급자들의 행동에 영향을 주어 간접적으로 국내시장조건에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 시장 내에 현존하는 기업들만을 대상으로 경쟁을 측정하는 데에는 한계가 있다.

Landes and Posner(1981)는 이러한 문제점들을 인식하고 시장지배력을 판단하고자 할 때, 시장에서의 '잠재적 경쟁(potential competition)'까지도 고려하여 분석하여야 한다고 주장하였다. 즉, 전통적으로 시장지배력을 측정하는 데 사용되는 시장집중도는 현존하는 경쟁자들 사이의 실재적 경쟁(actual competition)만을 측정하는 것이므로 이와 함께 국내시장조건의 변화에 따라 추가적으로 발생할 수 있는(그러나 아직 실현되지 않은) 잠재적 경쟁의 정도도 고려하는 것이 경쟁정책의 효율성을 높이기 위해 필요하다는 것이다.

이들은 특히 해외의 잠재적 경쟁자로부터의 경쟁압력을 중시하였는데, 이는 충분한 공급능력을 가진 해외경쟁자의 경우 국내시장조건의 변화(예를 들어, 시장가격이 경쟁적 수준보다 높게 형성되는 경우)에 반응하여 국내시장으로 무역전환(trade diversion)을 할 가능성에 주목한 것이다.

Landes and Posner(1981)의 이러한 지적은 반경쟁적 사건의 심사에 있어 공급 측면의 대체, 특히 해외부문과의 잠재적 경쟁을 강조한 것으로, 최근 해외 각국은 반경쟁적 사건의 심사에 있어 이러한 측면을 반영하고 있는 것으로 보인다.[3] 미국법원은 General Dynamics 사건에서 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁의 가능성에 주목하기 시작하였다.[4] 이 사건에서 법원은 실재적인 수입보다 잠재적인 수입 가능성을 고려하여 관련 시장을 획정하였다. 동 사건에서 법원은 현재의 무역량보다 미래의 공급 가능성과 잠재적 생산능력에 기초하여 시장을 획정함으로써 실재적 경쟁과 더불어 잠재적 경쟁의 가능성을 주목하였다. 최근 기업결합심사에서 잠재적 경쟁이 더욱 중요한 고려대상이 되고 있는데, Georgia-Pacific and Fort James 사건에서는 공급대체와 잠재

3) 해외 사례에 대한 보다 자세한 논의 및 해외 각국의 경쟁법 규정에 대해서는 최용석 · 조성빈(2005)을 참조하라.

4) United States v. General Dynamics Corp., 415 U.S. 486(1974).

적 경쟁을 시장획정 단계에서도 고려해야 한다고 지적함으로써 잠재적 경쟁의 중요성을 강조하고 있다.[5]

유럽의 경우 해외로부터의 잠재적 경쟁이 충분한 경우 시장점유율이 높더라도 기업결합을 승인한 경우가 있다.[6] 스웨덴 법원은 건축자재 생산기업인 Optiroc과 Strabruken의 합병 건과 영화필름의 현상 및 복사를 하는 기업들인 Skandinaviska Filmlaboratorier와 FilmTeknik의 합병 건에 대하여 합병 후 시장점유율이 높아질 것이 예측됨에도 불구하고 해외로부터의 잠재적 경쟁이 충분히 존재함을 인정하여 합병을 승인하였다.

물론 합병 심사에서 잠재적 경쟁 저해 가능성으로 인해 합병이 허가되지 못한 경우도 있다. 예를 들어, 산업용 가스 생산업체인 프랑스의 Air Liquide사와 영국의 BOC사 간의 합병은 잠재적 경쟁을 저해할 가능성이 인정되어 합병이 불허되었다. 또한 1998년 영국의 Tomkins-Kerry Group 사건에서도 신규기업의 진입이 용이하지 않으며 잠재적 경쟁에 의한 경쟁압력의 행사가 용이하지 않다고 판단하여 합병을 불허하였다.

잠재적 경쟁의 중요성은 캐나다, 호주, 뉴질랜드 등에서도 강조되고 있는데, 특히 캐나다 및 호주는 대외부문에 대한 의존도가 높은 점을 감안하여 지리적 시장획정에 있어 해외부문과의 경쟁을 명시적으로 고려하고 있다. 캐나다의 1990년 밀가루 공장 합병 건, 호주의 1993년의 SDR과 Mackay Sugar 간의 합병 건 등의 경우에는 해외로부터의 경쟁압력이 미미하여 합병을 불허하였으나, 해외부문으로부터의 경쟁압력이 충분히 존재하는 경우에는 합병을 허용하는 등 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁을 합병심사에 있어 중요한 기준으로 적용하고 있다.

우리나라의 경우 시장지배적 사업자의 지위 남용행위 및 기업결합심사에 관한 공정거래위원회의 심결자료를 살펴보면 잠재적 해외 경쟁에 대한 명시적이고 적극적인 고려가 부족한 것으로 생각된다. 현행 공정거래법상으로도 시장의 경쟁에 영향을 미치는 기업들의 행위를 규제하는 데 있어, 국내시장구조를 나타내는 시장집중도 지표와 함께 해외부문으로부터의 경쟁을 측정하기 위해 수입침투율(import penetration ratio)을 보조지표로 활용하고 있다. 그러나 수입침투율은 해외로부터의 실재적 경쟁(actual foreign competition)을 측정하는 대리변수로서 국내시장조건의 변화에 따른 해외로부터의 경쟁압력을 정확하게 측정하지 못하는 문제가 있다. 예를 들어, 수입침투율이 낮아 실재적인 해외경쟁이 낮은 산업일

5) United States v. Georgia-Pacific Corporation and Fort James Corporation, Civil Action No.00 2824(2000).
6) 자세한 내용은 Bergman(2002)을 참조하라.

지라도 시장조건의 변화에 따른 해외부문의 반응이 클 경우 이 산업은 해외로부터의 잠재적 경쟁의 정도가 높은 산업이며, 반대로 수입침투율이 높아 실재적 해외경쟁이 높은 산업에서도 잠재적 경쟁의 정도는 낮을 수 있다. 어느 경우이든 잠재적 경쟁을 고려하지 않으면 전반적인 해외로부터의 경쟁도를 과소 또는 과대평가하여 경쟁정책이 왜곡될 가능성이 있다.

최근의 심결자료에 따르면 해외로부터의 잠재적 경쟁을 주요 요소로 고려하기 시작한 것으로 판단된다. 예를 들어, (주)삼익악기 및 (주)삼송공업의 기업결합제한규정 위반행위에 대한 건(2004기결1200)의 경우 시장획정에 있어 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁을 중요한 판단기준의 하나로 고려하고 있는 것으로 사료된다. 동 사건에서 잠재적 해외경쟁압력의 중요성을 고려한 점은 높이 평가될 수 있을 것이나, 국내시장조건의 변화에 따른 해외부문의 반응과 같은 동태적 측면에 대한 고려는 상대적으로 부족한 것으로 생각된다.

본 연구에서는 Landes and Posner(1981)의 개념적 틀(framework)에 기반하여 시장지배력 남용행위의 규제 및 기업결합 심사 등에서 일반적으로 많이 사용되고 있는 경쟁도 지표의 한계를 인식하고, 해외로부터의 잠재적 경쟁과 국내시장구조 간의 관계를 실증적으로 분석하고자 한다.[7] 잠재적 경쟁압력에는 국내 및 해외 등 두 가지 원천이 있을 수 있으나, 본 연구는 주로 해외로부터의 잠재적 경쟁의 분석에 초점을 둔다.[8] 우리나라와 같은 소규모 개방경제체제하에서는 국내기업들 간의 대내경쟁뿐 아니라 대외개방에 의한 해외부문과의 경쟁이 점차 그 중요

7) 이론적으로 잠재적 경쟁은 시장에 현존하지 않는 하나 또는 다수의 기업들이 행사하는 경쟁압력(competitive pressure)으로 정의할 수 있다. 따라서 잠재적 경쟁은 새로운 기업의 진입과 밀접하게 연관되어 있다. 잠재적 경쟁에 대한 법률적 정의는 이론적 정의와 유사하나 자료의 이용 가능성과 측정 가능성 등의 문제로 이론적 정의와 약간의 차이를 보인다. 예를 들어, 유럽연합의 '수직적 제한에 관한 가이드라인(Guidelines on Vertical Restraint)'에서는 잠재적 경쟁자를 작지만 항구적인 상대가격의 상승(small and permanent increase in relative prices)에 반응하여 경쟁 재화(competing product)를 생산할 수 있거나 생산할 가능성이 있는 공급자로 정의한다. 동 가이드라인에 따르면 잠재적 경쟁은 1년 내에, 그러나 매우 빠르지 않게 발생하는 공급반응(supply responses that would occur within a year, but not very fast)을 의미한다(Bergman[2002]). 이 같은 정의는 급속한 공급반응을 제외함으로써 기존 기업이 시장조건에 반응하여 생산규모가 허용하는 범위 내에서 생산량을 조절하는 행위를 배제하고 신규 기업의 진입을 고려하기 위한 것으로서, 이는 이론적 정의와 부합된다. 그러나 기존 기업의 추가적인 생산설비의 증설을 통한 반응도 포함될 수 있다는 점에서 이론적 정의와 차별성을 보인다. 자료의 제약으로 신규 해외기업의 진입에 의한 반응과 기존 기업에 의한 반응을 구별하는 것이 불가능하기 때문에 본 연구에서는 잠재적 경쟁을 유럽연합의 가이드라인에서 의미하는 시장조건에 따라 1년 내에 발생하는 해외부문의 공급반응으로 해석하고자 한다.

8) 물론 국내사업자 간의 잠재적 경쟁 역시 해외로부터의 잠재적 경쟁에 못지않게 중요한 이슈이나 본 연구에서는 방법론상의 한계 및 자료상의 제약으로 포함시키지 못하였다. 가장 바람직한 것은 국내로부터

성을 더해가고 있으므로 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁에 대한 분석은 시사하는 바가 클 것으로 사료된다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 경쟁의 측정 및 잠재적 경쟁과 관련된 국내 및 해외의 선행연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 해외부문의 잠재적 경쟁에 따른 경쟁도의 변화에 대한 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과들을 정리하고 해외부문의 잠재적 경쟁과 관련된 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구

1. 국내 선행연구

일반적으로 널리 사용되는 시장구조의 측정방법에는 두 가지가 있다. 하나는 성과지수(performance index)로서 시장에 참여하는 기업의 성과로부터 시장상황을 유추하는 것이고, 또 다른 하나는 구조지수(structure index)로서 기업의 수 및 시장집중도 등과 같이 시장의 구조적 특징을 직접적으로 측정하는 것이다.[9] 이 같은 지수들은 계산의 용이성 등의 이유로 널리 사용되고 있으나 현재의 시장상황을 묘사하는 데 있어서는 유용하지만 정태적 측면만을 반영한다는 한계가 있다. 즉, 잠재적 경쟁 등과 같은 동태적 변화를 반영하지 못하는 문제점을 가지고 있다. 또한 이러한 지수를 기반으로 수행된 시장집중도 또는 시장구조에 관한 연구는 주로 국내생산만을 대상으로 하여 행해져 왔고, 해외부문을 포함한 국내시장구조에 대한 연구는 매우 적은 것이 현실이다.

그러나 증가하는 국제무역량과 기술진보에 따른 물류비(transportation costs)의 감소 등을 고려할 때 국내시장만을 대상으로 관련 시장을 획정하고 분석하는 것은 적절하지 못할 수 있다. 독점력의 측정 또는 시장지배력의 측정에서 중요한 정보는 해외부문을 고려한 국내시장구조에 포함되어 있을 가능성이 높다는 사실을 감안할 때 시장의 구조적 경쟁 정도

의 잠재적 경쟁과 해외로부터의 잠재적 경쟁을 동시에 고려하는 것이나, 국내로부터의 잠재적 경쟁은 이를 측정하기 위한 적절한 변수를 찾기 힘들고 산업으로의 진입 및 퇴출 등을 대리변수(proxy)로 사용하더라도 본 연구에서 사용하고 있는 해외로부터의 잠재적 경쟁의 개념과 비교 가능하지 않을 것으로 판단된다. 향후 국내 및 해외로부터의 잠재적 경쟁의 정도를 비교 가능하도록 측정할 수 있는 방법론을 모색하는 것은 매우 의미 있는 연구방향이 될 것으로 사료된다.

9) Lerner지수와 Bain지수가 성과지수의 대표적인 지수들이며, 상위 k기업 집중률, 허쉬만-허핀달 지수가 구조지수의 대표적인 지수들이다. 이 외에도 Rothschild지수, Papandreau지수, 독점화 성향 등과 같은 성과지수와 지니집중지수, Rosenbluth지수, Hall-Tideman지수, Horvath지수, 엔트로피지수 등의 구조지수가 있다. 자세한 내용은 이규억(1977)을 참조하라.

(structural degree of competition)를 측정함에 있어서 해외부문을 고려해야 할 필요성은 높다고 할 것이다. 또한 해외부문으로부터의 경쟁, 즉 수입을 고려하지 않는 경우 시장의 경쟁도를 낮게 추정할(underestimate) 가능성이 높고, 산업의 특성(예를 들어, 수입의 정도 또는 수출의 정도)을 반영하지 못한다는 문제점을 가지고 있다.

이규억・서진교(1981)는 해외부문의 중요성을 인식하고 다음과 같이 강조한 바 있다.

> "상품시장에 국산품과 수입품이 공존하므로 시장의 경쟁도를 측정하려면 양자를 합해야 하며....(중략) 한 사업체의 생산량 중 일부가 수출되는 경우에 국내시장에서의 현재적 경쟁도를 측정하려면 내수판매액만을 기준으로 해야 할 것이며...(중략)"

이들은 해외부문의 중요성을 인식하였으나 구체적인 실증분석을 수행하지는 않았다.

한편 신광식 외(1999)는 1981년부터 1997년까지의 대외경쟁 변화를 살펴보고, 이를 시장경쟁의 변화와 연결하여 한국의 시장경쟁 정도가 어떻게 변화하였는지를 종합적으로 고찰하였다. 이들은 수입침투도, 수입을 고려한 시장집중도([국내 3사의 출하액] / [출하액 + 수입액]) 등을 계산하여 다음과 같은 결론을 내리고 있다.

먼저 수입을 고려하지 않은 시장집중도와 수입을 고려한 시장집중도 모두 1980년대에 비해 1990년대에 감소하여 시장경쟁의 정도가 강화되고 있는 모습을 보이나, 수입침투도는 1980년대에 비해 1990년대에 감소하여 대외경쟁의 정도가 약화됨을 시사한다. 이 같은 결과는 1980년대에 비해 1990년대에 국내기업 간의 경쟁은 강화되었으나 대외경쟁이 약화되었음을 의미한다. 따라서 국내기업 간의 경쟁만을 가지고 시장집중도를 파악할 경우 진정한 시장경쟁의 변화를 과대평가할 가능성이 있음을 의미한다. 또한 이들은 우리나라의 산업별 시장경쟁 정도를 시장집중도 및 수입침투도를 사용해서 제조업 평균보다 경쟁적인 산업, 덜 경쟁적인 산업, 국내기업 간 경쟁은 낮으나 대외경쟁이 높은 산업, 국내기업 간 경쟁은 높으나 대외경쟁은 낮은 산업 등으로 구분하여 그룹별로 차별화된 해외부문의 압력을 확인하였다.

이후 이재형(2002, 2003)에 의하여 수출입을 고려한 '내수집중률 지표'의 작성이 시도되었다.[10] 이재형(2002, 2003)은 경쟁정책의 일차적 목적이 일정한 행위나 상태가 국내시장의 경쟁에 미치는 영

10) 집중도 지수를 측정한 것은 아니나 이규억(1977)은 해외부문이 집중률에 미치는 영향을 분석하였고, 신광식 외(1999)는 집중률과 수출입 간의 상관관계에 대한 통계분석을 실시하였다.

향이기 때문에 시장구조의 지표인 집중률도 내수시장 집중률을 채택하여야 한다고 강조하고 국내산업별로 이를 계산하였다. 내수시장 집중률은 일반적으로 사용되는 출하집중률에 해외요인, 즉 수출과 수입을 고려하여 다음과 같이 정의하고 있다.

$$CR_k^f = \sum_{i=1}^{k} S_i^f = \sum_{i=1}^{k} \frac{Q_i - X_i}{Q + M - X}$$

여기에서 Q, X 및 M은 각각 산업별 출하액, 수출액 및 수입액을 나타내며, 하첨자 i는 개별 기업을 의미한다.

이재형(2002, 2003)에 따르면, 수출입을 고려한 내수시장 집중률은 일반적인 출하집중률보다 현저히 낮게 나타났으며, 이는 수입으로 인해 시장이 커진 데 따라 시장점유율 계산에 있어서 분모가 커졌기 때문으로 분석되었다. 나아가 수입은 내수시장 집중률의 절대적 크기에 영향을 미치나 산업 간의 상대적 격차에는 중립적이어서 총출하액 기준의 시장집중도가 무역요소를 감안한 시장구조까지 충분히 대표하고 있다고 주장하였다.

이상의 선행연구들은 무역량 등의 통계자료에 기초한 해외로부터의 실재적 경쟁에 중점을 두고 있다. 이 연구들은 해외부문을 고려하였다는 점에서 국내부문만을 고려한 경우보다 진일보한 것으로 볼 수 있으나, 앞에서 지적한 대로 수입이 국내 가격의 변화(특히 시장가격이 경쟁적 수준보다 높게 형성되는 경우)에 반응하여 무역전환(trade diversion)을 할 가능성, 즉 잠재적 경쟁을 고려하지 않았다는 한계가 있다.

소규모 개방경제체제하에서 해외부문으로부터의 경쟁, 즉 수입을 고려하지 않을 경우 시장의 경쟁도를 과대추정(over-estimate)할 가능성이 높아 진정한 시장경쟁 정도를 왜곡할 위험이 크다.

이러한 문제점을 인식하고 본 연구는 국내시장의 이윤율 변화에 따른 수입침투율의 변화를 추정하여 경쟁정책에 있어 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁의 중요성을 강조하고자 한다. 본 연구는 선행연구와 달리 해외부문으로부터의 실재적 경쟁을 수량화하여 제시하고 이를 감안할 때 국내경쟁자들만을 대상으로 한 경쟁도의 평가가 왜곡될 가능성이 있음을 밝힌 데 그 의의가 있다.

2. 해외 선행연구

많은 실증연구들은 시장지배력(market power)을 측정하기 위하여 집중도(concentration figures)를 사용해 왔다. 이 같은 연구들은 집중도를 시장지배력의 측정지표(measure)로 암묵적으로 가정하고 있다. 이러한 연구방법은 Bain(1951)에 의해 시작되었는데, Bain(1951)은 미국 내 시장을 대상으로 하는 산업을 추출하여 회계이윤과 집중도 간에 양의 상관관계가 존재

함을 보였다.

이후의 연구들은 Bain(1951)의 방법론을 정교화하여 이윤율과 시장집중도 간의 상관관계는 입증하였으나 양자 간에 존재하는 인과관계(causal relationship)를 분석하는 데에는 성공적이지 못했다. 즉, 횡단면 분석에서의 집중도와 이윤율 간의 상관관계가 반독점 행위에 대한 판단기준을 정당화하지 못하는 문제점을 안고 있는 것이다.[11] 이러한 문제점의 원인 중 하나는 잠재적 경쟁에 대한 분석이 이루어지지 않은 것에 상당 부분 기인한다고 생각된다.

최근 들어 잠재적 경쟁의 중요성을 인식하고 실재적 경쟁과 더불어 잠재적 경쟁의 효과를 분석한 연구로는 다음과 같은 것들이 있다.[12] Savage and Wirth (2002)는 미국 유선방송시장에서의 잠재적 경쟁의 효과를 분석하였는데, 독점시장에서 신규기업의 진입에 의한 잠재적 경쟁의 가능성이 높고 이에 따라 다양한 채널이 공급됨을 발견하였다. 이들의 연구는 반경쟁적 효과를 측정하는 데 있어 시장집중도만을 고려하는 경우 발생할 수 있는 왜곡을 실증적으로 분석하였다는 데 의의가 있을 것이다. Hall, Moyer, and van Audenrode(2003)는 미국의 컴퓨터 소프트웨어 시장에서 잠재적 경쟁의 존재가 기존 기업으로 하여금 낮은 가격을 설정하도록 유도하게 됨을 실증적으로 검증하였다. Cool, Röller, and Leleux (1999)는 미국의 의약품 시장에서의 잠재적 경쟁의 효과를, 그리고 Bergman and Rudholm(2003)은 스웨덴의 의약품 시장에서의 잠재적 경쟁의 효과를 분석하였는데, 두 연구 모두 잠재적 경쟁의 결과 유의한 가격인하가 유발되었음을 보였다.

이상의 연구들은 잠재적 경쟁이 시장에 미치는 영향을 분석한 것으로 시장조건의 변화에 따라 잠재적 경쟁의 정도를 파악하는 본 연구와 차별성이 있다. 또한 잠재적 경쟁의 범위를 국내시장으로 한정하여 분석을 수행했다는 점에서 위에서 언급한 연구들은 본 연구와 차별성이 있다.

해외로부터의 경쟁압력과 국내시장구조 간의 관계를 분석한 선행연구로는 다음과 같은 것이 있다.[13] Marfels(1979)는 해외부문이 집중도에 미치는 영향을 분석하였는데, 캐나다의 경우 순무역(net trade)을 고려하여 집중도를 계산하면 산업의 집중도가 상당히 변화함을 발견하

11) 예를 들어, Demsetz(1973)는 집중도와 이윤율 간의 양의 상관관계는 규모가 큰 기업의 높은 효율성을 반영한 결과라고 주장한다.

12) 잠재적 경쟁에 관한 일반론은 Gilbert(1989), Shepherd(1990), Bergman(2002) 등을 참조하라.

13) 무역과 가격-비용마진(price-cost margin) 간의 상관관계에 대한 연구는 다수 존재한다. 대부분의 연구들은 무역자유화 또는 대외개방이 가격-비용마진을 감소시킴을 발견하고 수입의 규율효과(import discipline effect)가 있음을 보였다. 예를 들어, Levinsohn(1993) 및 Katics and Petersen(1994)을 보라.

였다. Marfels(1979)에 따르면, 해외부문을 고려하는 경우 모든 산업에서 산업집중도가 낮아지고 집중도에 따른 산업별 순위가 변화하였다. 이 같은 Marfels(1979)의 결과는 집중도가 산업의 구조적 특성을 반영하기 위해서는 해외부문, 특히 수입으로부터의 경쟁을 고려해야 함을 시사한다.

Schwartzman(1959)은 산업을 대외개방도가 높은 그룹과 낮은 그룹으로 분리하여 이윤과 집중도 간의 관계를 분석한 결과, 대외개방도가 낮은 그룹에서만 집중도와 이윤 간의 상관관계가 존재함을 발견하였다. Jones, Laudadio, and Percy(1973)는 수입을 고려하는 경우 집중도와 이윤 간에 유의한 상관관계가 존재하지 않음을 보였다. Pagoulatos and Sorensen(1976)은 개방경제에서 해외무역이 시장구조에 미치는 영향을 분석한 결과, 국내집중도는 무역의 비중이 미미한 산업에서만 의미를 가지며 수입경쟁과 같은 해외요인이 산업 간 가격-비용마진의 차이를 설명하는 데 중요한 요소임을 지적하였다.

Pugel(1980)은 미국의 경우 국내시장의 집중도가 높을수록 해외로부터의 경쟁이 가격-비용마진을 줄이는 효과가 크며, 수출은 기업의 수익성을 증대시키는 효과가 있음을 확인했다. Pugel(1980)은 나아가 해외부문으로부터의 경쟁이 기업들로 하여금 보다 경쟁적으로 행동하게 만드는 효과가 있으므로 부분적으로 경쟁정책을 보완할 수 있음을 강조하였다. Leitzinger and Tamor(1983)는 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁의 중요성을 강조하고 국내시장이 아닌 세계시장에서의 집중도가 기업의 수익성(profitability)을 설명하는 중요한 요소임을 지적하였다.

이상의 연구들은 해외부문의 중요성을 인식하여 실재적 경쟁(actual competition)과 더불어 잠재적 경쟁(potential competition)의 중요성을 강조하였다. 그러나 잠재적 경쟁의 측정에 있어서 대부분의 연구가 동태적 요인을 고려하지 않고 국내시장 조건에 대한 해외부문의 반응을 간과하여 잠재적 경쟁을 충분히 고려했다고 보기 어려운 문제점을 가지고 있다.

Ghosal(2002)은 Landes and Posner(1981)가 제시한 해외로부터의 잠재적 경쟁에 대한 이론적 배경을 바탕으로, 미국 제조업에 있어서 국내 가격변화에 따른 수입의 반응으로 잠재적 해외경쟁을 측정하고 집중률이 높은 산업일수록 해외로부터의 잠재적 경쟁압력이 높음을 보였다. Landes and Posner(1981)에 의하면, 한 산업에 있어 해외로부터의 실재적 경쟁은 일반적으로 동 산업에서의 수입침투율을 이용하여 측정할 수 있으나 해외로부터의 잠재적 경쟁은 각 산업의 시장조건의 변화에 대한 해외의 잠재적 경쟁자들의 반응의 정도로 파악하여야 한다. 이는 수입침투율이 낮아 실재적 해외경쟁이 낮

은 산업일지라도 시장조건의 변화에 따른 해외부문의 반응이 클 경우 이 산업은 해외로부터의 잠재적 경쟁의 정도가 높은 산업이며, 반대로 수입침투율이 높아 실제적 해외경쟁이 높은 산업에서도 잠재적 경쟁의 정도는 낮을 수 있다는 점을 강조한 것이다.

따라서 Landes and Posner(1981)는 시장에서의 경쟁의 전체적인 모습을 파악하기 위해서는 실재적 경쟁의 정도와 함께 잠재적 경쟁의 정도를 측정하는 것이 필요함을 이론적으로 제시한 것이며, Ghosal (2002)은 이를 실증분석을 통해 확인하고 반독점정책에 있어서 시장구조만을 고려하는 경우 발생할 수 있는 문제점을 지적한 것이라 할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 실증분석모형

해외부문으로부터의 잠재적 경쟁(potential foreign competition)을 분석하기 위한 본 연구에서의 실증분석방법은, Landes and Posner(1981)의 이론적 논의를 바탕으로 하여 Ghosal(2002)이 미국 제조업에 대해 수행한 잠재적 경쟁의 측정 방법론을 활용한 것이다.

제 I 장에서 설명한 바와 같이, Landes and Posner(1981)에 의하면 한 산업에 있어 해외로부터의 실재적 경쟁(actual foreign competition)은 일반적으로 동 산업에서의 수입침투율(import penetration ratio)을 이용하여 측정할 수 있으나, 해외로부터의 잠재적 경쟁은 각 산업의 시장조건의 변화에 대한 해외의 잠재적 경쟁자들의 반응의 정도로 파악하여야 한다. 수입침투율이 낮아 실재적 해외경쟁이 낮은 산업일지라도 시장조건의 변화에 따른 해외부문의 반응이 클 경우 이 산업은 해외로부터의 잠재적 경쟁의 정도가 높은 산업이며, 반대로 수입침투율이 높아 실재적 해외경쟁이 높은 산업에서도 잠재적 경쟁의 정도는 낮을 수 있다. 따라서 시장에서의 경쟁의 전체적인 모습을 파악하기 위해서는 실재적 경쟁의 정도와 함께 잠재적 경쟁의 정도를 측정하는 것이 필요한 것이다.

따라서 본 장에서의 실증분석은 국내 시장조건의 변화에 따른 해외의 잠재적 경쟁자들의 반응의 정도를 측정하는 것을 목표로 한다. 보다 구체적으로는 특정 산업의 시장여건(industry-specific market condition) 및 모든 산업에 동일한 시장여건(aggregate market condition)의 변화에 따른 산업별 수입침투율의 변화 정도를 측정하는 것이다.

그렇다면 산업별 수입침투율에 영향을 줄 수 있는 특정 산업의 시장여건으로는 무엇을 고려할 수 있는가? Landes and

Posner(1981)는 잠재적 해외경쟁에 대한 논의에서 가장 중요한 변수로서 각 산업별 이윤율을 지적하였다. 즉, 한 산업의 이윤율이 증가할 때 수입침투율이 증가한다는 것은 잠재적 해외경쟁의 정도가 높다는 것을 의미한다는 것이다.[14] 산업별 수입침투율에 영향을 줄 수 있는 또 다른 개별 시장의 특성변수로는 무역장벽의 정도를 생각해 볼 수 있다. 무역장벽이 높은 산업일수록 당연히 수입침투율의 정도는 낮을 것이기 때문이다. 마지막으로는 국내시장의 구조 역시 수입침투율에 영향을 줄 수 있다. 이윤율을 포함한 다른 시장여건이 동일할 때, 국내시장이 구조적으로 독과점에 가까운 경우라면 이는 해외경쟁자들의 국내시장 침투를 어렵게 만들 수 있고, 반대로 국내시장구조가 상당한 정도로 경쟁적인 경우에는 해외경쟁자들이 비교적 손쉽게 국내시장에 침투할 수 있기 때문이다.

이상에서의 논의를 종합할 때, 본 연구에서 사용할 실증분석의 기본모형은 다음과 같이 상정할 수 있다.[15]

$$IP_{it} = f(PM_{it}, CR_{it}, TR_{it}) \qquad (1)$$

여기에서 IP, PM, TR 및 CR은 각각 수입침투율, 이윤율, 무역장벽, 시장집중도를 나타내며 아래첨자 i 및 t는 각각 산업 및 연도를 표시한다.

2. 변수의 구축 및 분석 자료

본 절에서는 위에서 상정된 회귀분석 모형을 추정하기 위해 필요한 변수들을 어떠한 자료로부터 어떠한 방식으로 구축하였는지에 대하여 논의하고 몇몇 주요 변수들에 대한 기초통계량을 제공한다. 관련 변수들은 아래에서 설명하게 될 다섯 종류의 원자료[16]로부터 추출되었는데, 이들 자료를 통해 생성할 수 있는 패널데이터는 66개의 한국표준산업분류(Korea Standard Industrial Classification:

14) 이와는 반대로 수입침투율의 변화가 이윤율의 변화에 영향을 미치는 역인과관계(reverse causality)가 존재할 가능성도 있어, 회귀분석 시 내생성의 문제(endogeneity problem)를 야기할 수 있다. 이에 대해서는 실증분석모형에 대한 논의에서 보다 자세히 설명하기로 한다.

15) 이론적으로는 수입침투율에 영향을 미칠 수 있는 변수로서 국내총생산 및 환율 등을 포함시킬 수 있으나, 이러한 변수들은 모든 산업에 동일하게 영향을 미치는 변수지만, 시간에 따라 변화하는 변수들이다. 아래의 실증분석모형에서는 모든 경우에 연도더미를 사용하였기 때문에 이러한 변수들은 완전 다중공선성의 문제를 발생시켜 추정이 가능하지 않으므로 모형의 설정 단계부터 이러한 변수들을 제외하였다.

16) 아래에서 보다 자세히 설명하겠지만, 다섯 종류의 원자료는 ① 국제연합의 수출입데이터 베이스(SITC ver.3의 분류체계), ② 관세청의 수입물품별 관세액(HS 2002의 분류체계), ③ 광공업통계조사보고서(KSIC 1992의 분류체계), ④ 이재형(2002)의 한국의 시장집중도(KSIC 2002의 분류체계), ⑤ 기타(한국은행의 실질국내소득 및 KDI의 실질실효환율) 등이다. 여기에서 SITC ver.3와 HS 2002 간의 매칭테이블은 통계청으로부터 입수하였으며, HS 2002와 KSIC 간의 매칭테이블은 이재형(2003)에서 제시된 것을 이용하였다.

KSIC)에 의한 3-digit 수준 산업들에 대해 1996년부터 2002년까지 7년 동안의 시계열 자료이다.[17]

먼저 수입침투율(import penetration ratio, 변수명 *IP*)은 수입액을 수입액과 출하액의 합으로 나눈 값으로 정의하였다.[18] 이 중 수입액은 국제연합(UN)의 수출입데이터 베이스로부터 추출하였으며, 출하액은 통계청의 광공업통계조사보고서의 연간출하액 합계를 사용하였다. 우리나라 수입침투율의 연도별 변화추이를 살펴보면 <표 1>에 나타나 있는 바와 같다.[19] 처음 두 열은 산업별 출하액을 가중치로 하여 계산한 66개 산업의 수입침투율의 평균과 표준편차를 나타내며, 그 다음 두 열은 수입침투율의 연도별 변화폭의 평균과 표준편차를 나타낸다. 표에서 알 수 있는 바와 같이 '평균적인 산업'의 수입침투율은 1991년의 14.5%에서 1997년의 20.0%까지 상승하였다가 경제위기 이후 감소하여 2002년에는 13.6%를 기록하고 있다. 그러나 두 번째 열에서 알 수 있는 바와 같이 수입침투율의 산업별 차이는 상당히 큰 것으로 나타난다. 또한 시계열적으로도 수입침투율의 변화는 일정한 방향으로 나타나지 않는다는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 1992년, 1993년, 1998년, 2001년 및 2002년에는 평균적으로 수입침투율이 감소한 것을 알 수 있다.[20]

수입침투율의 산업 간 격차가 크다는 것은 <표 2>에서 더욱 확연히 드러난다. <표 2>는 66개 각 산업에 대해 1991년부터 2002년까지의 수입침투율의 수준과 변화폭의 평균 및 표준편차 값을 산업별로 구한 다음, 이 값들의 평균, 표준편차, 최솟값 및 최댓값을 계산한 것이다. 각 산업별 수입침투율의 시계열 평균의 최솟값은 0.06%이며, 최댓값은 98.2%로 수입침투율의 산업 간 격차가 매우 큼을 알 수 있다. 각 산업 수입침투율의 시계열 표준편차는 평균 4.6% 정도이고, 최솟값과 최댓값은 0.05%와 15.9%로 수입침투율의 시계열적 변화가 산업에 따라 큰 차

17) 동 실증분석에서 3-digit 수준의 산업분류를 사용한 것은 수입 관련 분류체계인 HS(Harmonized System) 코드와 광공업통계조사보고서의 KSIC 코드 간의 매칭문제로 인해 더 이상의 세분화된 산업분류가 불가능하기 때문이다.

18) 수입침투율을 계산함에 있어 출하액 중 수출부문을 제외하고 다음과 같이 계산할 수도 있다; {수입액 / (출하액 − 수출액 + 수입액)}. 이러한 수입침투율 정의를 사용할 경우에도 아래 회귀분석 결과는 커다란 차이를 나타내지 않았다.

19) 회귀분석에서 사용된 자료의 시계열은 1996년부터 2002년까지이나 산업별 수입침투율 변수는 1991년부터 사용 가능하다. <표 1>과 <표 2>에서는 우리나라의 산업별 수입침투율이 어떠한 모습으로 변하고 있는지를 보이기 위해 1991년부터의 자료를 이용하였으며, 그 이외의 모든 표들은 1996년부터의 자료들만으로 생성하였다.

20) 1998년에 수입침투율이 7.9%p 하락한 것은 경제위기 이후 자본유출에 따른 환율상승 및 내수위축에 기인한 것으로 판단된다.

〈표 1〉 수입침투율의 연도별 추이

연 도	수입침투율 수준		수입침투율 변화	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차
1991	0.1452	0.1304		
1992	0.1383	0.1241	-0.0069	0.0249
1993	0.1326	0.1199	-0.0072	0.0226
1994	0.1411	0.1220	0.0059	0.0146
1995	0.1494	0.1259	0.0041	0.0208
1996	0.1557	0.1308	0.0075	0.0156
1997	0.2002	0.1499	0.0386	0.0434
1998	0.1216	0.1117	-0.0796	0.0475
1999	0.1339	0.1124	0.0121	0.0245
2000	0.1579	0.1223	0.0204	0.0253
2001	0.1442	0.1127	-0.0105	0.0229
2002	0.1359	0.1061	-0.0075	0.0160

주: KSIC 3-digit 수준 66개 산업의 수입침투율 및 그 연도별 변화에 대하여 산업별 출하액을 가중치로 한 평균 및 표준편차 값임.

〈표 2〉 수입침투율: 기초 통계량

통계량	수입침투율 수준		수입침투율 변화	
	산업별 평균	산업별 표준편차	산업별 평 균	산업별 표준편차
평 균	0.2449	0.0459	0.0025	0.0434
표준편차	0.2412	0.0365	0.0115	0.0261
최솟값	0.0006	0.0005	-0.0356	0.0008
최댓값	0.9824	0.1594	0.0374	0.1261

주: KSIC 3-digit 수준 66개 산업의 수입침투율 및 그 연도별 변화를 1991년부터 2002년까지에 대해 평균과 표준편차를 구한 후, 이에 대한 산업 간 통계량을 계산한 것임.

이를 보이며 변하고 있음을 알 수 있다.

다음으로 이윤율(profit margin, 변수명 *PM*)은 기존 문헌에서 자주 사용되고 있는 바와 같이 총수입 − 총가변비용을 총수입으로 나눈 값으로 정의하였다. 여기에서 총수입과 총가변비용은 모두 통계

〈표 3〉 CR_3와 수입침투율 평균의 산업 간 분포

	평 균	표준편차	25분위	50분위	75분위
CR_3 평균	0.3551	0.2767	0.1359	0.2685	0.5097
수입침투율 평균	0.2561	0.2499	0.0790	0.1508	0.3377

주: KSIC 3-digit 수준 66개 산업의 CR_3 및 수입침투율의 1996년부터 2002년까지의 평균값에 대하여 산업 간 평균, 표준편차 및 분위 등을 구한 것임.

청의 광공업통계조사보고서를 이용하여 계산하였는데, 총수입으로는 연간출하액 합계를 사용하였으며, 총가변비용으로는 노동비용(급여총액 및 복리후생비), 원재료비, 연료비, 전력비, 구입용수비 및 위탁생산비의 합계를 구하여 사용하였다.[21]

국내시장구조를 나타내는 집중도로는 이재형(2002)에서 계산된 시장집중도를 기준으로 상위 3개 기업 시장집중도(CR_3)를 계산하여 사용하였다.[22] <표 3>은 각 산업별 CR_3의 시계열 평균을 구한 후 이에 대한 평균, 표준편차 및 분위 등을 계산한 것이다. 즉, 평균적인 산업의 경우 상위 3개 기업의 시장점유율은 약 35.5%이며, 75분위에 위치한 산업의 상위 3개 기업 시장점유율은 약 51.0% 정도이다. 국내시장구조의 경우에도 수입침투율과 마찬가지로 산업 간 격차가 큰 것으로 나타나고 있다.[23] 다음으로 수입침투율에 영향을 줄 수 있는 무역장벽으로는 관세율(tariff rate, 변수명 TR)을 사용하였다.[24] 관세율은 관세청으로부터 입수한 세관에서 실제로 징수된 산업별 관세액을 산업별 수입액으로 나누어 계산하였다.

21) 총가변비용을 계산함에 있어 광공업통계조사보고서상의 감가상각비, 수리유지비 및 기타 항목 등을 포함하여 이윤율을 산출하기도 하였다. 그러나 이와 같은 이윤율 계산의 변화는 실증분석에서의 추정결과를 크게 변화시키지 못하였다.

22) 이재형(2002)에서 계산된 시장집중도는 모두 KSIC 5-digit 수준에서 계산된 것이다. 여타 자료들의 산업분류가 3-digit 수준까지만 가능하므로 본 연구에서는 이재형(2002)에서 사용된 원자료(통계청의 광공업통계조사보고서의 출하액)를 이용, 상위 3개 기업 시장집중도를 3-digit 수준에서 다시 계산하였다. 원자료로부터 시장집중도를 다시 계산하는 대신 이재형(2002)에서 계산된 시장집중도를 단순평균하거나 출하액으로 가중평균한 값도 사용하였으나, 회귀분석결과에는 큰 영향을 미치지 못하였다.

23) 이인권・홍재범(2004)이 1988년부터 2001까지의 자료를 분석한 결과에 의하면, 한국 제조업의 시장집중도 지표는 시간에 따라서도 크게 변화하여 왔음을 알 수 있다. 본 연구에서 사용된 자료의 시계열은 비교적 짧아 시장집중도 지표가 크게 변화하지 않았으므로 여기에서는 시간에 대해 평균한 집중도의 통계량만을 보고하였다.

24) 물론 수입침투율에 영향을 줄 수 있는 무역장벽을 보다 정확히 측정하기 위해서는 관세장벽뿐만 아니라 비관세장벽까지도 포함시켜야 할 것이다. 그러나 비관세장벽의 정도를 KSIC 3-digit 수준에서 측정하는 것은 불가능하므로 여기에서는 관세장벽만을 무역장벽으로 취급하였다.

3. 실증분석방법

본 연구에서는 위에서 도출된 기본모형식 (1)을 토대로 다음과 같은 동태적 패널모형(dynamic panel data model)을 상정한다.

$$IP_{it} = \alpha IP_{i,t-1} + \beta_1 PM_{it} + \beta_2 PM_{i,t-1} + \gamma_1 CR_{it} + \gamma_2 CR_{i,t-1} + \delta TR_{it} + \nu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기에서 ν_i는 각 산업이 고유하게 가지고 있는 고정효과(fixed effect)를 나타내며, 시간에 대해 불변이다. 또한 ϵ_{it}는 오차항으로서 동일하고 독립된 분포를 갖는다는(independent and identically distributed) 조건을 만족한다고 가정한다. 위 추정모형의 첫 번째 설명변수는 수입침투율의 1계 시차변수(lagged variable)로서 현재의 수입침투율이 과거의 수입침투율에 의존하는 자기회귀적(autoregressive) 성격을 가짐을 가정한 것이다. 다른 설명변수들의 경우에도 금년도뿐 아니라 이전 연도의 설명변수의 변화가 금기의 수입침투율에 시차를 가지고 영향을 미쳤는지를 살펴보기 위하여 동차변수와 함께 1계 시차변수를 포함시켜 모형을 설정하였다.[25]

위 모형을 추정함에 있어 Arellano and Bond(1991)의 동태적 패널모형을 위한 일반화적률추정법(Generalized Method of Moment: GMM)을 이용하였다. 동 추정방식은 위의 식 (2)의 추정에 있어 발생하는 몇 가지 계량경제학적 문제를 해결할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 즉, Arellano and Bond(1991)의 GMM 추정방식을 이용하면 피설명변수의 시차변수가 설명변수로 포함되는 동태적 패널모형하에서 일치추정량(consistent estimates)을 구할 수 있으며, 여타 설명변수의 내생성(endogeneity)으로부터 발생하는 문제를 해결할 수 있다.

먼저 위 식 (2)의 고정효과를 제거하기 위하여 각 변수의 차분을 취하면 다음의 식이 얻어진다.

$$\Delta IP_{it} = \alpha \Delta IP_{i,t-1} + \beta_1 \Delta PM_{it} + \beta_2 \Delta PM_{i,t-1} + \gamma_1 \Delta CR_{it} + \gamma_2 \Delta CR_{i,t-1} + \delta \Delta TR_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

여기에서 Δ는 $\Delta x_t = (x_t - x_{t-1})$로 정의되는 차분연산자(difference operator)이다.

식 (3)의 교란항 $\mu_{it} = (\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$의 정의를 고려해 볼 때, 교란항과 전기의 수입침투율의 증가분을 의미하는 $\Delta IP_{i,t-1}$ 사이에 상관관계(correlation)가 존재한다.[26] 이 경우 최소자승법(Ordinary

25) 관세율 변수의 경우에는 전년도의 관세율보다는 금년도의 관세율이 수입침투율에 보다 직접적인 영향을 미치게 되므로 동차변수만을 포함시켰다.

Least Squares: OLS)에 의한 회귀식의 추정은 교란항과 설명변수들 사이에 상관관계가 존재하지 않고, 상호직교(orthogonal)해야 한다는 조건을 만족하지 않으므로 일치추정량을 얻을 수 없게 된다. 식 (3)의 추정에서 나타날 수 있는 또 하나의 계량경제학적 문제점은 이윤율 및 시장집중도 변수의 내생성(endogeneity) 문제이다. 이는 이윤율 및 시장집중도 변수들이 외생적으로 주어지는 것이 아니라 식 (3)의 피설명변수인 수입침투율(import penetration ratio)에 의하여 영향을 받는 변수들이기 때문에 발생하는 문제이다.[27]

이와 같은 계량경제학적 문제는 다음과 같은 GMM 직교조건(orthogonality condition)으로부터 생성되는 도구변수들을 사용함으로써 해결될 수 있다.

$$
\begin{aligned}
&E(IP_{is}\mu_{it}) = 0 \\
&E(PM_{is}\mu_{it}) = 0\ , \quad s \le t-2 \\
&E(CR_{is}\mu_{it}) = 0
\end{aligned}
\tag{4}
$$

결국 GMM 직교조건에 의해 시차종속변수(lagged dependent variable) 및 내생변수들의 시차변수들을 도구변수(instrumental variable)로 사용함으로써 일치추정량을 얻을 수 있는 것이다. 본 장의 제1절에서 잠재적 해외경쟁의 정도는 한 산업의 이윤율이 증가할 때 수입침투율이 어느 정도로 증가하는가로 측정될 수 있음을 논의하였다. 따라서 위의 회귀방정식 (3)에서 실증분석의 주요 관심대상이 되는 계수는 β_1과 β_2이다.[28] 이제 다음 절에서는 실증분석에 의한 추정결과를 살펴본다.

4. 추정결과

제2절에서 구축된 패널데이터를 이용하여 제3절에서 도출된 회귀모형 (3)을 Arellano and Bond(1991)의 동태적 패널모형하에서의 GMM 추정방식에 적용한 결과는 <표 4>에 보고되어 있다.[29] 추정결

26) 보다 엄밀히는 교란항의 $\epsilon_{i,t-1}$과 $IP_{i,t-1}$ 사이에 상관관계가 존재하는 것이다.

27) 많은 기존의 실증문헌들은 수입경쟁(import competition) 또는 무역자유화가 이윤율 및 시장구조에 미치는 영향을 분석함으로써 해외로부터의 경쟁의 시장규율효과(market-disciplinary effect)를 분석한 바 있다. 예를 들어, Levinsohn(1993) 및 Katics and Petersen(1994)을 참조하라.

28) 위 추정식에서 β_1 및 β_2는 해외로부터의 신규경쟁자에 의한 진입효과뿐만 아니라 이미 국내시장에 진입해 있는 외국기업으로부터의 수입액 증가효과를 동시에 측정하게 된다. 진정한 의미의 잠재적 경쟁은 해외로부터의 신규경쟁자에 의한 진입효과일 것이나, 자료상의 제약으로 인해 두 가지 효과를 구별해 내지 못하는 한계가 있으므로 해석상의 주의가 필요하다.

29) GMM에 의한 도구변수 추정방식은 선택된 도구변수가 변화할 경우 그 추정결과가 민감하게 반응할 수 있다는 한계점이 있다. 즉, 선택된 도구변수가 직교조건을 충실히 만족시키지 못할 경우 여러 가지 통계적 문제점이 발생할 수 있는 것이다. 따라서 도구변수의 변화에 따라 추정결과가 어느 정도 달리 나타나는가를 살펴보는 견고성(robustness) 검정이 필요하다고 할 수 있다. 본 연구에서 수행된 추가적인 견고성 검정은 [부록 B]에 보고되어 있는바, 그 결과는 본문에서의 실증분석 결과와 크게 다르지 않다.

과의 견고성(robustness)을 검증하기 위해 추정식 (3)을 다양한 방식으로 변형한 추정결과를 보고하였다.[30]

추정결과에 대한 분석을 수행하기 이전에 동태적 패널모형의 적합성을 검증하기 위한 두 가지 통계량에 대해 언급한다. 첫 번째는 사용된 도구변수(instrumental variable)의 적합성을 추정하는 소위 Hansen의 모형적합도 검정통계량(Hansen test statistics of overidentifying restrictions)이다. 이는 GMM이 제공하는 도구변수의 과도식별 조건들(overidentifying restrictions)이 통계적으로 유효한가를 검증하기 위한 것이다. Hansen 검정의 귀무가설(null hypothesis)은 과도식별 조건들이 유효하다[31]는 것인데, <표 4>에 나타난 Hansen 검정통계량의 *p*-value들을 보면 동 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 해석된다. 또 다른 검정통계량은 *m*2 통계량으로서 이는 잔차항에 자기상관(serial correlation)이 존재하는가의 여부를 검정하는 것이다. 만일 잔차항에 자기상관이 존재하는 경우 동태적 패널모형의 GMM방식에 의한 추정은 일치추정량을 제공할 수 없게 된다. 동 검정의 귀무가설은 잔차에 자기상관이 존재하지 않는다는 것인데, <표 4>에 보고된 바와 같이 추정결과는 동 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

모형의 추정방식에 문제가 없는 것으로 나타났으므로, 이제 그 추정결과에 대하여 분석하도록 한다. 먼저 모형 (i)은 추정식 (3)의 가장 단순한 형태로서 동태적 패널모형을 유지하면서 주된 관심변수인 이윤율만을 포함시킨 경우이며, 나머지 모형 (ii)~(iv)은 여기에 시장집중률 및 관세율 등을 포함시키되 여러 가지 시차를 고려한 모형들이다. 경제전체에 대한 충격을 감안하기 위해 모든 모형에 연도더미를 포함시켰다.

모형 (i) 및 모형 (ii)의 추정결과를 먼저 보면, 주된 관심변수인 이윤율은 동일 연도에는 수입침투율에 유의한 영향을 주지 못한 것으로 나타났으며, 반면 국내시장구조를 나타내는 CR_t 변수의 계수 추정치는 -0.1792로서 99%의 통계적 유의성을 갖는다. 이는 다른 조건이 일정할 때 국내시장구조가 보다 독과점적으로 변할 경우 해외로부터의 경쟁자가 진입할 여지가 줄어들게 됨을 의미한다.

30) 실증분석에서 일반적인 고정효과모형을 사용하지 않고 종속변수의 1계 시차변수를 독립변수로 사용하는 동태적 패널모형을 사용한 것은 앞에서도 설명한 바와 같이 수입침투율이 어느 정도 자기회귀적(autoregressive) 성격을 가지고 있다는 가정 때문이다. 실제로 아래의 모든 추정결과에서 종속변수의 1계 시차변수의 추정계수들이 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다는 사실로부터 아래에서 설명될 모형의 적합성 검증과 더불어 동태적 패널모형의 사용을 합리화할 수 있을 것이다.

31) 여기에서 과도식별 조건이 유효(valid)하다는 의미는 GMM에서 사용된 도구변수들이 오차항과 상관관계가 없다는 것이다.

〈표 4〉 동태적 패널모형의 추정: 전체 자료

설명변수	종속변수: ΔIP_t			
	모형 (i)	모형 (ii)	모형 (iii)	모형 (iv)
ΔIP_{t-1}	0.3928*** (0.0808)	0.3873*** (0.0803)	0.3876*** (0.0770)	0.4113*** (0.0850)
ΔPM_t	-0.0938 (0.0617)	-0.0625 (0.0529)	-0.0710 (0.0624)	-0.0703 (0.0651)
ΔPM_{t-1}			0.1329** (0.0610)	0.1186* (0.0671)
ΔCR_t		-0.1792*** (0.0656)	-0.1874*** (0.0624)	-0.2039** (0.0776)
ΔCR_{t-1}				0.0713 (0.0720)
ΔTR_t		-0.0698 (0.1000)	-0.0928 (0.0900)	-0.0788 (0.0867)
연도더미 포함 여부	○	○	○	○
Hansen test 통계량	59.69[χ^2(146)] <1.000>	59.54[χ^2(144)] <1.000>	58.53[χ^2(131)] <1.000>	58.42[χ^2(130)] <1.0000>
$m2$ 통계량	0.48 <0.631>	0.41 <0.683>	0.65 <0.518>	0.53 <0.597>
관측치	375	375	375	375

주: ( ) 안은 이분산성 및 자기상관을 감안한 표준오차(heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error), < > 안은 각 검정통계량의 p-value, 그리고 [ ] 안은 검정통계량의 확률분포를 나타내며, *, ** 및 ***는 각각 추정계수가 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미함.

이윤율과 시장집중률의 시차변수를 고려한 모형 (iii) 및 모형 (iv)의 결과를 보면, 금년도의 수입침투율 증가는 금년도의 국내 이윤율 증가에 의해 영향을 받지는 않으나 전년도의 국내 이윤율 증가에 의해서는 통계적으로 유의한 영향을 받는 것으로 나타나, 해외로부터의 잠재적 경쟁이 시차를 두고 발생하고 있음을 보여주고 있다. 국내에서의 새로운 이윤획득 기회에 대해 해외경쟁자들이 시차를 두고 반영한다는 것은 무역전환(trade diversion)에 조정비용(adjustment cost)[32] 이 존재하기 때문인 것으로 이해할 수 있다. 반면 같은 연도의 국내시장 집중도의 변화가 수입침투율의 변화에 미치는 영향은 모두 통계적으로 유의한 수준에서

32) 조정비용의 예로서는 수입계약의 신규체결 또는 계약변경 등에 따라 발생할 수 있는 시간비용 등이 있을 수 있다.

음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나, 시장집중도의 경우 수입침투율에 미치는 영향이 보다 즉각적으로 나타나고 있음을 시사하고 있다.

이상에서 논의된 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이윤율의 변화에 따른 수입침투율의 반응으로 정의한 해외로부터의 잠재적 경쟁이 존재하며, 이는 조정비용으로 인해 1개 연도의 시차를 두고 발생한다. 둘째, 다른 조건이 일정할 때, 국내시장구조가 독과점화될수록 수입침투율은 줄어드는 경향이 있다.

이러한 추정결과는 실증자료를 국내시장구조에 따라 나누어 분석할 경우 더욱 확연하게 드러난다. <표 5>는 산업의 CR_3가 전체산업 CR_3 분포의 50분위(CR_3 = 26.8%) 이상인 산업(즉, 독과점화의 정도가 상대적으로 높은 산업)에 대해서 같은 모형을 이용한 추정결과를 보고하고 있다.[33][34] 이 경우 모든 모형에 있어 국내 이윤율에 대해 수입침투율이 1개 연도의 시차를 두고 통계적으로 유의하게 반응하여 해외로부터의 잠재적 경쟁이 높은 것으로 나타났다. 그러나 CR_3 분포의 50분위 이하에 속하는 산업(국내 경쟁이 상대적으로 활발히 이루어지고 있는 산업)에서는 대부분 수입침투율이 국내 이윤율에 대해 반응하지 않는 것으로 추정되어 해외로부터의 잠재적 경쟁이 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다(표 6 참조).

이러한 결과는 국내시장구조만으로 경쟁의 정도를 파악하는 데에는 한계가 있으며, 따라서 경쟁정책의 왜곡을 줄이기 위해서는 해외부문과의 잠재적 경쟁을 적절히 반영하는 것이 필요하다는 점을 시사해 주는 것이라고 할 수 있을 것이다.

33) 시장집중도가 높은 경우, 일반적으로 독점적 이윤이 발생할 가능성이 높으며 따라서 잠재적 경쟁의 가능성도 높다고 할 수 있다. 그러나 시장집중도와 잠재적 경쟁은 이와 같이 일의적으로 단정할 수 없는 측면이 있다. 즉, 만일 시장집중도가 높은 원인이 국내시장의 구조적인 조건(예를 들어, 유통망과 같은 대규모 고정비용의 존재 등)에 기인하여 독과점화가 고착화된 경우라면 국내시장의 이윤조건 변화에 따른 해외로부터의 반응은 그리 높지 않을 가능성도 존재한다. 따라서 시장집중도와 잠재적 해외경쟁 간의 관계는 사전적·이론적으로 결정될 수 있는 것이 아닌 실증분석의 문제(empirical question)라 할 수 있을 것이다.

34) 시장집중도의 정도를 CR_3에 따라 보다 세분화하지 않고 50분위를 기준으로 양분하여 분석한 것은 시장집중도를 3개 구역 이상으로 구분할 경우, 각 구역별 데이터의 수가 크게 감소하여 자유도(degree of freedom)을 저하시킬 뿐 아니라, 시차변수(lagged variable)를 도구변수로 사용해야 하는 GMM 추정방식의 한계로 인해 의미 있는 계량적 분석이 불가능하기 때문이다.

〈표 5〉 동태적 패널모형의 추정: CR_3 평균 〉 50분위

설명변수	종속변수: ΔIP_t			
	모형 (i)	모형 (ii)	모형 (iii)	모형 (iv)
ΔIP_{t-1}	0.4432*** (0.0885)	0.4540*** (0.0859)	0.4674*** (0.0803)	0.4959*** (0.0787)
ΔPM_t	-0.0781 (0.0541)	-0.0410 (0.0421)	-0.0366 (0.0434)	-0.0343 (0.0480)
ΔPM_{t-1}			0.1528*** (0.0539)	0.1510** (0.0585)
ΔCR_t		-0.1761*** (0.0513)	-0.1843*** (0.0517)	-0.1999*** (0.0477)
ΔCR_{t-1}				0.0523 (0.0484)
ΔTR_t		-0.0602 (0.0761)	-0.0847 (0.0838)	-0.0957 (0.0854)
연도더미 포함 여부	○	○	○	○
Hansen test 통계량	22.95[χ^2(139)] <1.000>	22.94[χ^2(137)] <1.000>	23.79[χ^2(132)] <1.000>	18.04[χ^2(126)] <1.000>
$m2$ 통계량	-0.36 <0.720>	-0.08 <0.936>	0.55 <0.585>	0.59 <0.556>
관측치	174	174	174	174

주: ( ) 안은 이분산성 및 자기상관을 감안한 표준오차(heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error), < > 안은 각 검정통계량의 *p*-value, 그리고 [ ] 안은 검정통계량의 확률분포를 나타내며, *, ** 및 ***는 각각 추정계수가 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미함.

〈표 6〉 동태적 패널모형의 추정: CR_3 평균 ≤ 50분위

설명변수	종속변수: ΔIP_t			
	모형 (i)	모형 (ii)	모형 (iii)	모형 (iv)
ΔIP_{t-1}	0.3848*** (0.0931)	0.3850*** (0.0903)	0.3811*** (0.0899)	0.3686*** (0.0889)
ΔPM_t	-0.2179* (0.1256)	-0.1752 (0.1200)	-0.1085 (0.1001)	-0.1298 (0.1082)
ΔPM_{t-1}			0.0499 (0.1131)	0.0439 (0.1082)
ΔCR_t		-0.1391 (0.1010)	-0.1304 (0.1088)	-0.1421 (0.1158)
ΔCR_{t-1}				-0.0074 (0.0888)
ΔTR_t			0.1511 (0.1495)	0.1744 (0.1617)
연도더미 포함 여부	○	○	○	○
Hansen test 통계량	24.55[χ^2(128)] <1.000>	25.94[χ^2(87)] <1.000>	21.41[χ^2(137)] <1.000>	23.91[χ^2(130)] <1.0000>
$m2$ 통계량	-0.86 <0.391>	-0.92 <0.360>	-0.89 <0.373>	-0.91 <0.365>
관측치	184	184	184	184

주: ( ) 안은 이분산성 및 자기상관을 감안한 표준오차(heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error), < > 안은 각 검정통계량의 *p*-value, 그리고 [ ] 안은 검정통계량의 확률분포를 나타내며, *, ** 및 ***는 각각 추정계수가 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미함.

Ⅳ. 분석의 종합 및 정책적 시사점

대외개방의 진전은 해외로부터의 실재적 경쟁과 잠재적 경쟁을 동시에 촉진할 수 있다. 국내시장에서의 수입비율만을 고려하고 잠재적 경쟁을 고려하지 않을 경우, 경쟁의 촉진이라는 경쟁정책의 목표가 효과적으로 집행되지 못할 가능성이 있다. 본 연구는 수입침투율의 국내시장조건에 대한 동태적 반응을 잠재적 경쟁의 측정지표로 사용하여 해외로부터의 잠재적 경쟁이 국내시장구조에 따라 어떤 차이를 가지는가를 살펴보았다.

본 연구의 실증분석은 동태적 패널모형을 위한 Arellano and Bond(1991)의 GMM 추정방식을 이용하여 국내 이윤율의 변화에 대한 수입침투율의 변화로 정의된 해외로부터의 잠재적 경쟁에 대해 분석하였다. 실증분석의 결과 위와 같이 정의된 해외로부터의 잠재적 경쟁이 유의하게 존재하며, 이는 국내시장구조가 상대적으로 독과점화되어 있는 경우에 보다 강하게 나타난다는 것을 발견하였다. 이러한 결과는 국내시장구조만으로 경쟁의 정도를 파악하는 데에는 한계가 있으며, 따라서 경쟁정책의 왜곡을 줄이기 위해서는 해외부문과의 잠재적 경쟁을 적절히 반영하는 것이 필요하다는 점을 시사해 주는 것이라고 할 수 있을 것이다.

본 연구는 자료의 제약으로 인해 비교적 짧은 시계열 자료를 가지고 수행되었다. 해외부문으로부터의 경쟁과 국내시장구조 간의 관계를 보다 정확하게 측정하고 그 장기적 상관관계에 대해 분석하기 위해서는 보다 많은 자료의 수집이 필요할 것으로 판단된다. 또한 해외공급자의 특성에 대한 정보와 무역장벽, 특히 비관세장벽에 대한 분석이 추가된다면 집중도와 잠재적 해외경쟁 간의 관계를 보다 정확하게 묘사할 수 있을 것으로 생각된다.

이상과 같은 한계점에도 불구하고 본 연구는 경쟁정책의 효율적인 집행에 있어 다음과 같은 의의를 가지는 것으로 판단된다. 즉, 경쟁정책의 집행에 있어 필요한 소위 관련 시장(relevant market)의 획정과 관련하여 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁을 보다 적극적으로 고려함으로써 경쟁정책의 유효성을 제고할 수 있다는 것이다.

예를 들어, 집중도가 높은 산업이라 하더라도 해외부문의 잠재적 경쟁이 높을 경우 시장지배력이 낮을 수 있으므로 정당화되지 못하는 반독점 교정수단에 의한 폐해를 최소화해야 할 것이다. 반대로 집중도는 높지 않으나 대외 개방이 되어 있지 않아 해외로부터의 잠재적 경쟁에 노출되지 않는 경우 경쟁당국의 보다 엄밀한 감독이 필요할 것이다.

특히 현행 공정거래법에서 사각지대로 남아 있는 부분, 즉 시장점유율이 시장지배적 사업자로 추정하기 위한 요건보다 낮은 경우에 잠재적 해외경쟁에 대한 고려가 중요할 것으로 생각된다. 다시 말해 시장점유율이 시장지배적 사업자 추정요건에 해당하지 않으나 다른 경쟁압력이 존재하는 않는 경우 공정거래위원회의 주요 규율대상에서 제외되고 시장지배력을 행사할 가능성이 있으므로 경쟁당국의 감독이 필요할 것으로 생각된다.

합병심사의 경우에도 본 연구에서 확인한 잠재적 경쟁의 존재는 기업결합심사에 있어 고려해야 할 새로운 측면을 제시한다고 판단된다. 우리나라의 경우 합병심사에 있어 시장지배적 지위의 형성 및 강화를 경쟁저해효과의 중요한 판단기준으로 삼고 있는 것으로 생각된다. 비록 기업결합심사기준에서 해외부문의 경쟁 가능성을 고려할 것을 명시하고 있으나 국내시장조건의 변화에 따른 해외부문의 동태적 반응은 상대적으로 관심을 적게 받아 온 것이 사실이다. 따라서 기업결합심사에 있어 해외로부터의 잠재적 경쟁을 고려하는 것이 필요할 것이다. 만약 합병 이후에도 강한 잠재적 경쟁이 존재한다면 시장점유율이 높다 하더라도 합병에 따른 반경쟁적 효과는 상대적으로 작을 것이므로 합병승인을 긍정적으로 검토할 수 있을 것이다. 즉, 합병의 결과 시장지배적 사업자 추정요건에 해당되더라도 경쟁을 상당하게 저해하지 않을 경우 합병은 승인될 수 있을 것이다. 반대로 합병의 결과 시장점유율이 상당한 정도로 변화하지 않는다 하더라도 그리고 합병기업의 시장점유율 합계가 낮은 경우에도 잠재적 경쟁이 상당한 정도로 저해된다면 합병의 승인을 신중하게 결정해야 할 것이다.

이상에서의 논의를 바탕으로 우리나라 합병심사의 가이드라인을 제시하고 있는 공정거래위원회의 「기업결합심사기준」의 개선방안을 보다 구체적으로 제시하면 다음과 같다. 먼저 「기업결합심사기준」에서 잠재적 경쟁과 관련되는 부분은 'Ⅶ. 경쟁제한성 판단기준'의 '1. 수평형 기업결합' 중에서 '나. 해외경쟁의 도입수준 및 국제적 경쟁상황,' '다. 신규진입의 가능성' 등의 두 가지 항목이라고 할 수 있다(표 7 참조).[35][36] 이 중 '다. 신규진입의 가능성' 부분은 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁, 즉 해외경쟁자들에 의한 시장진입까지

35) '가. 시장의 집중상황'에서는 시장에서의 실재적 경쟁(actual competition)의 지표로서 국내 사업자 간의 경쟁과 더불어 해외 사업자와의 경쟁도 함께 고려하고 있다. 따라서 실재적 경쟁과 관련하여서는 국내경쟁과 해외경쟁을 동시에 감안하고 있어 더 이상의 논의는 필요치 않을 것으로 보인다.

36) 이미 실재적 경쟁에 대한 고려는 시장점유율 산정단계에서 이루어지고 있으므로 '나. 해외경쟁의 도입수준 및 국제적 경쟁상황'에서의 논의는 잠재적 경쟁압력 요인을 가리킨다고 해석하여야 할 것으로 판단된다.

〈표 7〉 현행 「기업결합기준」상 잠재적 진입과 관련된 부분

나. 해외경쟁의 도입수준 및 국제적 경쟁상황

(1) 수입이 용이하거나 당해 거래분야에서 수입품이 차지하는 비율이 증가하는 추세에 있는 경우에는 기업결합에 의해 경쟁을 실질적으로 제한할 가능성이 낮아질 수 있다. 이 경우 해외경쟁의 도입 가능성을 평가함에 있어서는 다음 사항을 고려한다.

(가) 당해 상품의 국제가격 및 수급상황

(나) 우리나라의 시장개방의 정도 및 외국인의 국내투자현황

(다) 국제적인 유력한 경쟁자의 존재 여부

(라) 관세율 및 관세율의 인하계획 여부

(마) 기타 각종 비관세장벽

(2) 당사회사의 매출액 대비 수출액의 비중이 현저히 높고 당해 상품에 대한 국제시장에서의 경쟁이 상당한 경우에는 기업결합에 의해 경쟁을 실질적으로 제한할 가능성이 낮아질 수 있다.

다. 신규진입의 가능성

(1) 당해 시장에 대한 신규진입이 가까운 시일 내에 용이하게 이루어질 수 있는 경우에는 기업결합으로 감소되는 경쟁자의 수가 다시 증가할 수 있으므로 경쟁을 실질적으로 제한할 가능성이 낮아질 수 있다.

(2) 신규진입의 가능성을 평가함에 있어서는 다음 사항을 고려한다.

(가) 법적·제도적인 진입장벽의 유무

(나) 필요최소한의 자금규모

(다) 특허권 기타 지적재산권을 포함한 생산기술조건

(라) 입지조건

(마) 원재료조달조건

(바) 경쟁사업자의 유통계열화의 정도 및 판매망 구축비용

(사) 제품차별화의 정도

(3) 다음의 1에 해당하는 회사가 있는 경우에는 신규진입이 용이한 것으로 볼 수 있다.

(가) 당해 시장에 참여할 의사와 투자계획 등을 공표한 회사

(나) 현재의 생산시설에 중요한 변경을 가하지 아니하더라도 당해 시장에 참여할 수 있는 등 당해 시장에서 상당기간 어느 정도 의미 있는 가격인상이 이루어지면, 중대한 진입비용이나 퇴출 비용의 부담 없이 가까운 시일 내에 당해 시장에 참여할 것으로 판단되는 회사

포괄적으로 고려하지 않고 있는 것으로 보인다. 물론 '다항'의 모든 규정들이 해외로부터의 잠재적 경쟁에 적용하지 못할 이유는 없을 것이다. 그러나 '다항'의 신규진입의 가능성에 대한 규정에서 해외부문에 대한 언급이 전혀 없다는 점과, 현행의 「심사기준」에서는 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁을 '나항'에서 따로 다루고 있다는 점을 고려할 때, 논리적으로는 '나항'에서 해외부문에 대한 잠재적 경쟁에 대해 그리고 '다항'에서 국내부문에 의한 잠재적 경쟁에 대해 규정하고 있다고 해석하는 것이 타당할 것이라고 판단된다.

이 경우 현행의 '나. 해외경쟁의 도입수준 및 국제적 경쟁상황'은 해외부문으로부터의 잠재적 경쟁을 반영할 수 있도록 하는 것이 필요하다고 생각된다. 나항의 (1)과 (2)는 시장집중도와 실재적 경쟁과 관련된 사항들에 대해 규정하고 있는데 해외로부터의 잠재적 경쟁에 대해서도 명확히 규정하는 것이 필요할 것으로 사료된다. 예를 들어, "당해 거래분야에서 상당기간 어느 정도 의미 있는 국내시장 가격의 인상에 따라 가까운 시일 내에 수입경쟁이 증가할 가능성이 있는 경우에는 기업결합에 의해 경쟁을 실질적으로 제한할 가능성이 낮아질 수 있다"고 해외로부터의 잠재적 경쟁에 대해 명확히 규정하는 것이다.[37]

또한 잠재적 경쟁을 고려한 조건부 합병승인의 가능성을 검토해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다. 잠재적 경쟁은 아직 실현되지 않은 미래에 발생할 경쟁이기 때문에, 앞서 지적한 대로 이에 대한 측정 및 분석은 용이하지 않으며 또한 과거의 자료를 활용할 수밖에 없다는 한계가 있다. 캐나다 등에서의 심결례와 같이 잠재적 경쟁이 상당한 정도라고 판단되고 또 이러한 잠재적 경쟁이 합병승인에 결정적인 영향을 미치는 경우, 우선 일정기간 동안 조건부로 합병승인을 하고 이후 잠재적 경쟁이 현실화되지 않는 경우 이를 시정하도록 할 수 있는 제도적 장치의 마련이 가능한지에 대한 검토가 필요하다고 판단된다.

37) 이때 '수입경쟁'이란 기존의 공급자 및 인접시장의 공급자에 의한 공급대체(supply substitution) 또는 공급전환(supply diversion)과 새로운 신규 해외사업자의 진입을 모두 포함하는 개념으로 해석하여야 할 것이다.

참 고 문 헌

신광식 · 구본천 · 김승진 · 조성욱 · 박병형 · 이주선, 「시장분석기법 및 경쟁지표」, 용역보고서, 한국개발연구원, 1999.

이규억, 「시장구조와 독과점규제—한국의 제조업을 중심으로」, 연구총서 18, 한국개발연구원, 1977.

이규억 · 서진교, 「한국제조업의 산업집중분석」, 연구보고서 81-07, 한국개발연구원, 1981.

이인권 · 홍재범, "한국기업의 시장진입, 퇴출 및 경제적 성과에 관한 실증연구," 「산업조직연구」, 제12집 3호, 2004, pp.85~118.

이재형, 「한국의 시장집중분석」, 연구보고서 2002-10, 한국개발연구원, 2002.

이재형, 「시장구조조사」, 용역보고서, 한국개발연구원, 2003.

최용석 · 조성빈, 「글로벌시대의 M&A 심사기법 연구 — 해외부문 잠재적 경쟁을 중심으로」, 용역보고서, 한국개발연구원, 2005.

Arellano, Miguel and Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991, pp.277~297.

Bain, Joe S., "The Profit Rate as a Measure of Monopoly Power," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 55, No. 2, 1941, pp.271~293.

Bain, Joe S., "Relation of The Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing 193-1940," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 65, No. 3, 1951, pp.293~324.

Bergman, Mats A., "Potential Competition: Theory, Empirical Evidence and Legal Practice," Working Paper, Swedish Competition Authority, Stockholm, 2002.

Bergman, Mats A. and Niklas Rudholm, "The Relative Importance of Actual and Potential Competition: Empirical Evidence From Pharmaceuticals Market," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 51, No. 4, 2003, pp.455~467.

Cool, Karel, Lars-Hendrik Röller, and Benoit Leleux, "The Relative Impact of Actual and Potential Rivalry on Firm Profitability in the Pharmaceutical Industry," *Strategic Management Journal*, Vol.20, Iss. 1, 1999, pp.1~14.

Demsetz, Harold, "Industry Structure, Market Rivaly, and Public Policy," *Journal of Law and Economics*, Vol. 16, No. 1, 1973, pp.1~9.

Ghosal, Vivek, "Potential Foreign Competition in US Manufacturing," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 20, 2002, pp.1462~1489.

Gilbert, Richard, "The Role of Potential Competition in Industrial Organization," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 1, 1989, pp.107~127.

Hall, Robert E., Jimmy Moyer, and Marc van Audenrode, "Potential Competition and the Prices of Network Goods: Desktop Software," Working Paper, 2003.

Jones, J. C. H., Leonard Laudadio, and M. Percy, "Market Structure and Profitability in Canadian Manufacturing Industry: Some Cross-Section Results," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 6, No. 3, 1973, pp.356~368.

Katics, Michelle M. and Bruce C. Petersen, "The Effect of Rising Import Competition on Market Power: A Panel Data Study of US Manufacturing," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 62, No. 3, 1994, pp 277~286.

Landes, William M. and Richard A. Posner, "Market Power in Antitrust Cases," *Harvard Law Review*, Vol. 94, 1980/81, pp.937~996.

Leitzinger, Jeffrey J. and Kenneth L. Tamor, "Foreign Competition in Antitrust Law," *Journal of Law and Economics*, Vol. 26, 1983, pp.87~102.

Levinsohn, James, "Testing the Import-as-Market Discipline Hypothesis," *Journal of International Economics*, Vol. 35, 1993, pp.1~22.

Marfels, Christian, "The Impact of Foreign Trade on Concentration Levels: Empirical Findings for Canadian Manufacturing Industries and For the Steel Industries of Four Countries," Antitrust Bulletin, 1979, pp.129~147.

Nickell, Stephen J., "Competition and Corporate Performance," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 4, 1996, pp.724~746.

Pagoulatos, Emilio and Robert Sorensen, "Foreign Trade, Concentration and Profitability in Open Economies," *European Economic Review*, Vol. 8, 1976, pp.255~267.

Pugel, Thomas A., "Foreign Trade and US Market Performance," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 29, No. 2, 1980, pp.119~129.

Savage, Scott J. and Michael Wirth, "Entry and Potential Competition in United States Cable TV Markets," Working Paper, 2002

Schwartzman, David, "The Effect of Monopoly on Price," *Journal of Political Economy*, Vol. 67, No. 3, 1959, pp.352~362.

Shepherd, William G. "Potential Competition versus Actual Competition," *Administrative Law Review*, Vol. 42, 1990, pp.5~34.

Staiger, Douglas and James H. Watson, "Instrumental Variables Regressions with Weak Instruments," *Econometrica* 65(3), 1997, pp.557~586.

【부록 A】 GMM 추정의 견고성(robustness) 점검

본 부록에서는 본문에서 수행된 Arellano and Bond(1991)의 동태적 패널 모형 추정 결과의 견고성(robustness)을 점검하기 위하여 수행한 추가적인 회귀분석 결과를 보고한다. 일반적으로 GMM에 의한 추정 방식은 선택된 도구변수들 중에 도구변수로서 적절하지 못한 변수(weak instrument)가 포함되어 있을 경우, 추정결과에 여러 가지 통계적 문제점이 발생할 수 있다는 것이 널리 알려져 있다.[38] 다시 말해, GMM 추정방식은 도구변수로서 사용가능한 모든 변수들을 추정과정에서 사용하게 되기 때문에 직교조건의 변동, 즉 도구변수의 변동에 따라 추정결과가 민감하게 변할 가능성이 존재한다. 따라서 본 부록에서는 사용되는 도구변수들을 다양한 조합으로 구성하여 그 추정결과가 어느 정도 민감하게 변화하는가를 살펴봄으로써 본문에서 보고된 추정결과의 견고성을 점검하고자 하는 것이다.

본문의 식 (4)에 제시된 직교조건들은 시차종속변수와 내생변수들의 시차변수들로서 이들을 다시 써보면 다음과 같다.

$$E(IP_{is}\mu_{it}) = 0, \qquad s \leq t-2 \tag{4-a}$$

$$E(PM_{is}\mu_{it}) = 0, \qquad s \leq t-2 \tag{4-b}$$

$$E(CR_{is}\mu_{it}) = 0, \qquad s \leq t-2 \tag{4-c}$$

본 부록에서는 위의 세 가지 직교조건들을 모두 도구변수로 사용하지 않고 두 가지씩만을 도구변수로 채택하여 추정한 결과를 보고한다. 즉, 도구변수로서 (4-a)와 (4-b)만을 사용한 경우, (4-b)와 (4-c)만을 사용한 경우 그리고 (4-a)와 (4-c)만을 사용한 경우 등의 세 가지로 나누어 분석하고자 한다.

먼저 <부표 1>은 전체 자료를 사용하여 본문에서의 모형 (iii)과 (iv)에 대한 회귀분석을 보고한 것이다.[39] 본문에서 제시된 추정결과와의 비교를 위하여 각 모형 추정결과의 첫 번째 열은 세 가지 직교조건을 모두 사용한 경우이며, 나머지

38) Staiger and Watson(1997)을 참조하라.

39) 모형 (i)과 (ii)의 회귀분석에 대한 견고성 점검도 수행하였으나 모형 (iii) 및 (iv)의 그것과 동일한 패턴을 보이고 있다. 여기에서는 설명의 간결성을 위해 모형 (iii)과 (iv)에 대한 결과만을 보고한다.

세 열은 세 가지 직교조건 중 두 가지씩만을 사용한 경우이다. <부표 2>와 <부표 3>은 동일한 견고성 검정을 CR_3 상위 50분위 이상 및 이하 산업에 대하여 수행한 결과들이다.

보고된 부표들로부터 알 수 있듯이, 직교조건을 변화시키는 것은 추정계수의 크기와 부호를 크게 변화시키지 않아 전반적으로 본문에서 제시된 모형의 견고성을 입증하고 있다고 판단된다. 특히 시장의 독과점화 정도가 높은 산업, 즉 CR_3가 상위 50분위에 해당되는 산업의 경우(부표 2), 잠재적 경쟁이 통계적으로 유의한 양의 값을 가짐으로써 본문에서 도출된 결론이 유지됨을 알 수 있다.

다만, 세 가지 직교조건 중 두 번째인 (4-b) $E(PM_{is}\mu_{it}) = 0, \ \ s \leq t-2$가 제외되는 경우, 즉 (4-a)와 (4-c)만을 직교조건으로 포함시키는 경우에는 잠재적 경쟁의 정도를 나타내는 ΔPM_{t-1}의 추정계수의 크기가 상당한 정도로 줄어들 뿐 아니라 그 통계적 유의성도 매우 낮아지게 된다. 이는 본문에서 설명한 바와 같이 이윤율 변수의 내생성과 관련된 것으로서, (4-b)의 직교조건이 추정을 위해 매우 중요한 식별조건(identifying restriction)이기 때문인 것으로 판단된다.

〈부표 1〉 동태적 패널모형의 견고성 검정: 전체 자료

설명변수	모형 (iii): 종속변수 ΔIP_t				모형 (iv): 종속변수 ΔIP_t			
	직교조건: (4-a)~(4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-b)	직교조건: (4-b) 및 (4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-c)	직교조건: (4-a)~(4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-b)	직교조건: (4-b) 및 (4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-c)
ΔIP_{t-1}	0.3952***	0.3990***	0.4078***	0.3764***	0.4113***	0.4216***	0.4334***	0.3997***
	(0.0842)	(0.1022)	(0.1049)	(0.0914)	(0.0850)	(0.0984)	(0.0968)	(0.0915)
ΔPM_t	-0.0729	-0.0809	-0.0432	-0.2488*	-0.0703	-0.0768	-0.0323	-0.2418
	(0.0643)	(0.0682)	(0.0631)	(0.1462)	(0.0651)	(0.0704)	(0.0642)	(0.1478)
ΔPM_{t-1}	0.1282**	0.1320*	0.1252*	0.0492	0.1186*	0.1152	0.1043	0.0178
	(0.0633)	(0.0681)	(0.0711)	(0.0846)	(0.0671)	(0.0744)	(0.0768)	(0.0879)
ΔCR_t	-0.1947**	-0.2187**	-0.1601*	-0.2338**	-0.2039**	-0.2483***	-0.1694*	-0.2275**
	(0.0759)	(0.0920)	(0.0867)	(0.1077)	(0.0776)	(0.0916)	(0.0858)	(0.1090)
ΔCR_{t-1}					0.0713	0.1246	0.1432*	0.1233
					(0.0720)	(0.1003)	(0.0805)	(0.0816)
ΔTR_t	-0.0719	-0.0734	-0.0593	-0.0640	-0.0788	-0.0920	-0.0812	-0.0716
	(0.0899)	(0.1024)	(0.1026)	(0.0951)	(0.0867)	(0.0964)	(0.0994)	(0.0886)
Hansen test 통계량	58.53[χ^2(131)] <1.000>	56.56[χ^2(86)] <0.994>	56.40[χ^2(86)] <0.994>	56.33[χ^2(86)] <0.994>	58.42[χ^2(130)] <1.0000>	54.77[χ^2(85)] <0.996>	56.03[χ^2(85)] <0.994>	52.93[χ^2(85)] <0.998>
$m2$ 통계량	0.65 <0.518>	0.69 <0.492>	0.60 <0.546>	0.51 <0.610>	0.53 <0.597>	0.47 <0.635>	0.36 <0.719>	0.27 <0.787>
관측치	375	375	375	375	375	375	375	375

주: ( ) 안은 이분산성 및 자기상관을 감안한 표준오차(heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error), < > 안은 각 검정통계량의 p-value, 그리고 [ ] 안은 검정통계량의 확률분포를 나타내며, *, ** 및 ***는 각각 추정계수가 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미함. 모든 경우 연도더미가 포함되어 있음.

〈부표 2〉 동태적 패널모형의 견고성 검정: CR_3 평균 〉 50분위

설명변수	모형 (iii): 종속변수 ΔIP_t				모형 (iv): 종속변수 ΔIP_t			
	직교조건: (4-a)~(4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-b)	직교조건: (4-b) 및 (4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-c)	직교조건: (4-a)~(4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-b)	직교조건: (4-b) 및 (4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-c)
ΔIP_{t-1}	0.4829***	0.4916***	0.4189***	0.4301***	0.4959***	0.4964***	0.4267***	0.4460***
	(0.0787)	(0.0839)	(0.1074)	(0.0917)	(0.0787)	(0.0886)	(0.1119)	(0.0898)
ΔPM_t	-0.0363	-0.0218	-0.0419	-0.1296	-0.0343	-0.0191	-0.0407	-0.1231
	(0.0468)	(0.0596)	(0.0620)	(0.0920)	(0.0480)	(0.0604)	(0.0623)	(0.0925)
ΔPM_{t-1}	0.1597***	0.1366**	0.1424**	0.0844	0.1510**	0.1334**	0.1367*	0.0597
	(0.0543)	(0.0595)	(0.0632)	(0.0588)	(0.0585)	(0.0634)	(0.0703)	(0.0622)
ΔCR_t	-0.1933***	-0.2505***	-0.2025***	-0.1640**	-0.1999***	-0.2487***	-0.2035***	-0.1692**
	(0.0507)	(0.0601)	(0.0622)	(0.0659)	(0.0477)	(0.0602)	(0.0598)	(0.0637)
ΔCR_{t-1}					0.0523	0.0237	0.0319	0.0899
					(0.0484)	(0.0607)	(0.0714)	(0.0578)
ΔTR_t	-0.0925	-0.0905	-0.0493	-0.0804	-0.0957	-0.0945	-0.0530	-0.0861
	(0.0862)	(0.0887)	(0.0821)	(0.0799)	(0.0854)	(0.0835)	(0.0769)	(0.0782)
Hansen test 통계량	22.18[χ^2(127)] <1.000>	18.38[χ^2(86)] <1.000>	18.70[χ^2(86)] <1.000>	19.50[χ^2(86)] <1.000>	18.04[χ^2(126)] <1.0000>	16.82[χ^2(85)] <1.000>	20.53[χ^2(85)] <1.000>	25.69[χ^2(85)] <1.000>
$m2$ 통계량	0.60 <0.550>	0.59 <0.553>	0.49 <0.624>	0.35 <0.727>	0.59 <0.556>	0.58 <0.564>	0.46 <0.646>	0.17 <0.861>
관측치	174	174	174	174	174	174	174	174

주: ( ) 안은 이분산성 및 자기상관을 감안한 표준오차(heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error), < > 안은 각 검정통계량의 p-value, 그리고 [ ] 안은 검정통계량의 확률분포를 나타내며, *, ** 및 ***는 각각 추정계수가 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미함. 모든 경우 연도더미가 포함되어 있음.

〈부표 3〉 동태적 패널모형의 견고성 검정: CR_3 평균 ≤ 50분위

설명변수	모형 (iii): 종속변수 ΔIP_t				모형 (iv): 종속변수 ΔIP_t			
	직교조건: (4-a)~(4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-b)	직교조건: (4-b) 및 (4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-c)	직교조건: (4-a)~(4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-b)	직교조건: (4-b) 및 (4-c)	직교조건: (4-a) 및 (4-c)
ΔIP_{t-1}	0.3691*** (0.0895)	0.3250*** (0.0892)	0.3083** (0.1236)	0.3044*** (0.1020)	0.3686*** (0.0889)	0.3206*** (0.0889)	0.3094** (0.1236)	0.3039*** (0.1020)
ΔPM_t	-0.1302 (0.1075)	-0.1477 (0.1409)	-0.1371 (0.1576)	-0.1674 (0.1535)	-0.1298 (0.1082)	-0.1443 (0.1448)	-0.1359 (0.1570)	-0.1653 (0.1512)
ΔPM_{t-1}	0.0418 (0.1096)	0.0337 (0.1215)	0.1071 (0.1138)	-0.0731 (0.1391)	0.0439 (0.1082)	0.0463 (0.1242)	0.1045 (0.1089)	-0.0894 (0.1434)
ΔCR_t	-0.1428 (0.1183)	-0.1689 (0.1519)	-0.1999 (0.1206)	-0.1227 (0.1703)	-0.1421 (0.1158)	-0.1678 (0.1526)	-0.2017* (0.1174)	-0.1205 (0.1718)
ΔCR_{t-1}					-0.0074 (0.0888)	-0.0435 (0.1050)	0.0105 (0.0944)	0.0479 (0.1106)
ΔTR_t	0.1723 (0.1557)	0.1934 (0.2101)	0.1800 (0.2039)	0.2178 (0.1988)	0.1744 (0.1617)	0.2102 (0.2277)	0.1768 (0.2098)	0.2024 (0.2090)
Hansen test 통계량	23.92[χ^2(131)] <1.000>	22.53[χ^2(86)] <1.000>	21.79[χ^2(86)] <1.000>	22.02[χ^2(86)] <1.000>	23.91[χ^2(130)] <1.0000>	23.47[χ^2(85)] <1.000>	24.21[χ^2(85)] <1.000>	21.39[χ^2(85)] <1.000>
$m2$ 통계량	-0.95 <0.344>	-0.96 <0.338>	-1.32 <0.187>	-0.97 <0.332>	-0.91 <0.365>	-0.91 <0.364>	-1.30 <0.193>	-0.98 <0.326>
관측치	184	184	184	184	184	184	184	184

주: ( ) 안은 이분산성 및 자기상관을 감안한 표준오차(heteroskedasticity and autocorrelation-adjusted standard error), < > 안은 각 검정통계량의 p-value 그리고 [ ] 안은 검정통계량의 확률분포를 나타내며, *, ** 및 ***는 각각 추정계수가 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미함. 모든 경우 연도더미가 포함되어 있음.

韓國開發硏究
제29권 제1호(통권 제99호)

자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석

이 준 희
(영남대학교 국제통상학부)
송 준 혁
(한국개발연구원 부연구위원)

An Analysis of Korean House Prices Movements with Asset Pricing Models

Junhee Lee
(Yeungnam University)
Joonhyuk Song
(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

*(이준희-주 저자, 송준혁-공저자) 이 연구는 2007학년도 영남대학교 학술연구조성비에 의한 것임.

- 핵심주제어: 주택가격(House Price), 자산가격모형(Asset Precing Model)
- JEL 코드: E0, E3, G1
- 논문투고일: 2007. 3. 13 • 심사시작일: 2007. 3. 14 • 심사완료일: 2007. 5. 25

ABSTRACT

Korean house prices have risen rapidly since year 2001 and there have been some worries that the recent house price hikes are too excessive. This paper empirically analyzes the movement of Korean house prices and derives some implications from it, based on three different theoretical asset pricing models; long-run supply demand model, present value model and general asset pricing model. The results from the analyses show that recent house prices are overall higher than the theoretical prices, thus requiring measures to stabilize house prices hikes.

우리나라 주택가격은 2001년 이후 빠르게 상승하는 모습을 보이고 있어 주택가격의 급등에 대한 우려가 높다. 본 연구에서는 우리나라의 주택가격을 주택시장 수급의 장기균형모형, 현재가치모형 및 일반 균형자산 가격모형 등의 이론적 자산가격모형을 이용하여 분석하고 이에 따르는 시사점을 모색하였다. 분석결과 주택가격이 경제의 기초적인 여건을 반영한 균형가격보다 전반적으로 높게 나타나 주택가격의 안정화를 위한 노력이 필요한 것으로 판단된다.

Ⅰ. 서 론

우리나라는 2001년 이후 주택가격이 지속적으로 상승하는 가운데 2002년 서울 강남지역 아파트의 경우 매매가격이 전년동월 대비 40% 이상 오르는 등 급등하였으며, 이러한 주택가격 상승 추세는 2006년 말까지 이어지고 있다. 최근의 주택가격 상승은 주택시장의 과열 및 거품 우려를 낳았으며, 아울러 주택가격의 과도한 상승으로 인한 부의 재분배가 사회적으로 커다란 문제로 제기되고 있다.

정부는 이러한 주택가격의 상승을 안정시키고자 수차례에 걸쳐 각종 규제를 강화하고 조세·금융 정책을 시행해 왔으며, 2007년 들어서도 분양가 상한제 민간 확대, 민간 택지 원가 공개 등의 입법을 추진하여 주택가격의 추가 상승을 막고 주택시장의 안정화를 도모하고자 노력하고 있다.

본 논문은 우리나라의 2001년 이후 주택가격 상승을 주택가격의 이론적 결정모형인 자산가격모형들을 이용하여 분석하고자 한다. 이러한 분석을 통하여 우리나라 주택가격 움직임의 특징을 파악하고 실제 주택가격이 자산가격모형에 따른 주택가격 수준과 비교하여 어떠한 차이를 보이는지 살펴보고자 한다.

본 연구의 이러한 시도는 최근의 주택가격 상승이 과도한지 여부에 대한 이론적 논의 및 정책적 판단과 관련된 출발점을 제공한다는 차원에서 의미를 가질 것으로 보인다.

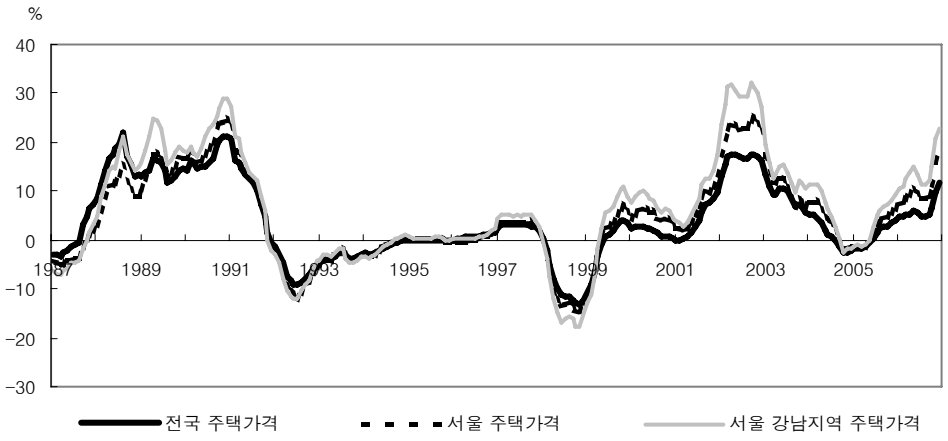
본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 Ⅱ장에서는 최근 우리나라 및 주요국의 주택가격 추이 및 특징을 개략적으로 살펴보았다. Ⅲ장에서는 주택시장 수요·공급의 장기균형모형, 현재가치모형, 일반 균형자산 가격모형 등의 자산가격모형을 이용한 실증분석을 통하여 우리나라 주택가격의 특징 및 이론적 모형과의 차이를 살펴보았다. Ⅳ장에서는 분석결과를 종합하고 시사점을 모색하였다.

Ⅱ. 우리나라 주택가격 추이

우리나라 주택가격은 1987~91년 한차례 급등한 이후 주택공급 확대와 외환위기에 따른 경기침체 등의 영향으로 대체로 2000년까지 안정적인 모습을 보이다가 2001년부터 다시 상승하는 추세를 보이고 있다(그림 1 참조).[1] 주택유형별로 가격 추이를 살펴보면, 아파트의 경우

1) 본 장의 그림들은 1986년 1월부터 산출되고 있는 국민은행의 주택가격지수 시계열자료를 이용하여 작성한 것이다. 실질지수는 명목지수에서 소비자물가를 고려하여 계산하였다.

[그림 1] 주택매매가격 상승률(명목)



자료: 국민은행.

2001년 이후 비교적 빠른 가격 상승세를 나타내는 데 비하여 단독주택, 연립주택 등 아파트를 제외한 주택의 경우 2001년 이후 가격이 소폭 상승하는 데 그쳐 명목 가격이 외환위기 직전 수준을 회복하는 정도에 머물고 있다(그림 2 참조). 최근의 주택가격 상승세를 1987~91년 주택가격 상승기와 비교해 보면 아파트의 경우에도 서울 강남지역의 아파트가격이 전국의 아파트에 비해 상당히 높은 상승세를 보이는 등 주택유형별 차이뿐만 아니라 지역별 차이가 두드러진 것이 특징이다(그림 3 참조).

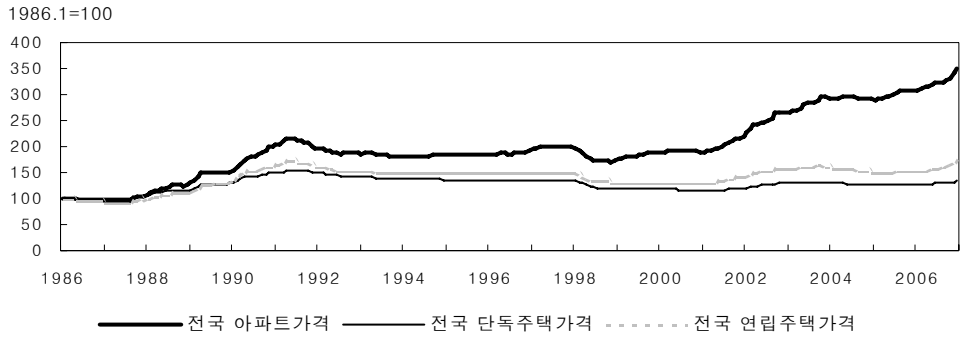
전세가격 대비 매매가격 비율은 주택의 매매가격이 전세가격에 비하여 적절한 수준인지 판단하는 지표로 사용될 수 있는데, 우리나라의 경우 동 비율이 대체로 하향 추세를 보여 왔으나 1987~91년 주택가격 상승기에 높아진 바 있으며, 2001년 이후 최근 들어서도 주택가격이 큰 폭으로 상승함에 따라 비교적 빠른 속도로 상승하는 모습을 보이고 있다(그림 4 참조).[2)]

한편 도시 근로자 소득 대비 주택가격 비율[3)]은 1987~1991년 주택가격 상승기에 소폭 상승한 바 있으며, 1990년대 주택가격이 안정적이었던 기간에는 근로자 소득의 지속적인 상승으로 대체로 하향

2) 전세가격 대비 매매가격 비율은 주택을 소유하는 경우와 주택을 전세로 이용하는 경우에 따른 상대적 이익에 의해 결정된다. 예를 들어, 주택의 예상 가격 상승률이 높아 주택소유에 따른 자본이익(capital gains)이 증가할 것으로 기대되면 전세가격 대비 매매가격 비율이 상승하게 된다.

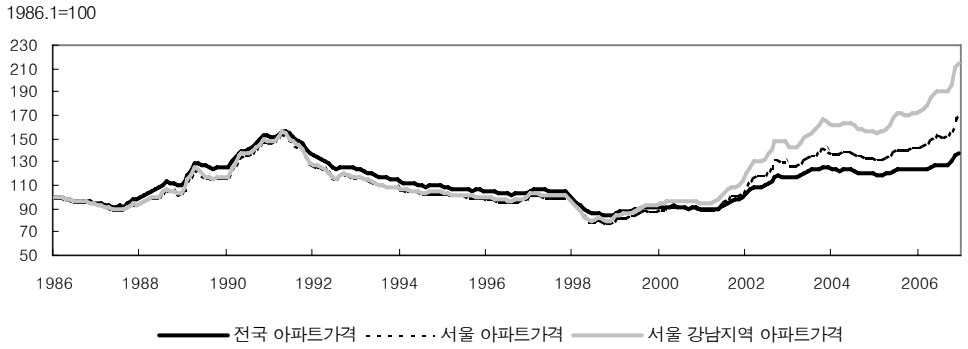
3) 동 비율은 주택을 구입할 수 있는 능력(housing affordability)을 측정하는 지표로 활용되고 있다.

[그림 2] 유형별 주택매매가격지수(명목)



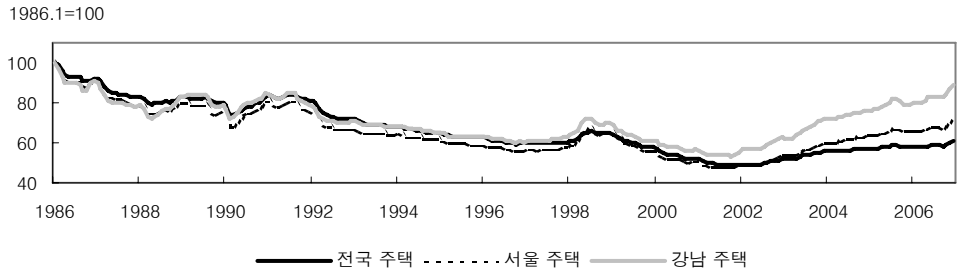
자료: 국민은행.

[그림 3] 아파트 매매가격지수(실질)



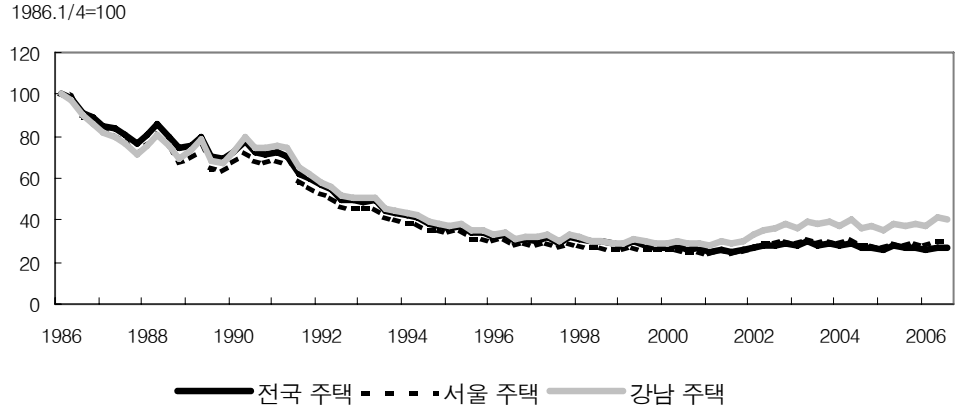
자료: 국민은행; 통계청.

[그림 4] 주택 매매가격/전세가격 비율



자료: 국민은행.

[그림 5] 주택 매매가격/근로자 소득 비율



자료: 국민은행; 통계청.

안정화되는 추세를 나타내었으나 최근 들어 주택가격이 상승하면서 다소 높아지는 모습을 보이고 있다(그림 5 참조).

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라 주택가격은 1980년대 말부터 1990년대 초에 걸쳐 상승한 이후 대체로 하향 안정화되는 추세를 보였으나 2001년부터 아파트를 중심으로 비교적 빠른 속도로 상승하는 모습을 보이고 있다. 2001년 이후의 주택가격 상승기를 1987~91년 주택가격 상승기와 비교하여 보면 주택유형별 가격 상승폭이 차이가 날 뿐만 아니라 지역별 차이 또한 두드러진다. 또한 최근의 주택가격 상승기는 주택 매매가격, 전세가격 대비 매매가격, 근로자 소득 대비 매매가격 등이 모두 상승하는 등 주택가격 상승기에 나타나는 일반적인 특징을 보이고 있다.

Ⅲ. 모형을 이용한 실증분석

우리나라의 주택가격과 관련한 기존의 논의를 살펴보면, 대부분 Ⅱ장에서 살펴본 바와 같이, 주택가격 관련 지표 등을 이용한 기술적 분석에 바탕을 두고 주택가격의 특징 및 적절성을 논의하고 있으며, 자산가격 이론모형에 토대를 두고 엄밀하게 분석한 예는 많지 않은 실정이다.[4)]

본 논문에서는 우리나라의 주택가격을 자산가격모형을 이용하여 보다 엄밀히 분석하되 주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석, 현재가치모형을 이용한 분석, 현재가치모형을 확장한 일반 균형자산 가격모형 등 분석방법을 다양화

함으로써 분석결과의 강건성(robustness)을 높이고자 하였다.

주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석에서는, 주택시장의 수요 및 공급 모형에 입각하여 주택가격과 기초적인 여건(fundamentals)을 반영하는 요인들 간의 장기관계(공적분 관계)를 도출하고 장기주택균형가격과 실제 주택가격을 비교함으로써 우리나라 주택가격의 특징 및 실제가격과 이론적인 가격 간의 차이를 살펴보았다. 이에 따르면 우리나라 주택가격은 이론적인 가격에 비하여 2003년 최대 14.2%까지 높았다가 최근에는 그 차이가 다소 줄어드는 것으로 나타났다.

다음으로 기존 연구에서 가장 널리 사용되고 있는 대표적인 자산가격모형인 현재가치모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하였다. 현재가치모형에 따르면 주택가격과 주택임대소득간에 장기 공적분 관계가 성립하여야 하나 우리나라의 경우 이러한 관계가 기본적으로 성립하지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석에서는 현재가치모형을 확장한 일반적인 자산가격모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하였다. 분석결과 현재가치모형에서와 같이 일반 균형자산 가격모형에 따르는 주택가격과 경제적인 기초여건 간의 관계가 우리나라의 경우 기본적으로 성립하지 않는 것으로 나타났다. 아울러 우리나라의 실제 주택가격을 일반 균형자산 가격모형에 따르는 이론적인 주택가격과 비교하여 보면 지역에 따라 2001년 이후에는 3.3%에서 7.6%, 2004년 이후에는 5.5%에서 11.0% 가량 높은 것으로 나타났다.

1. 주택시장의 장기균형을 이용한 분석

본 절에서는 주택의 수요와 공급 측면에서 주택가격의 장기균형 수준을 도출하여 이를 토대로 주택가격의 움직임을 분석하였다.

주택시장의 수요와 공급함수를 설정하여 주택가격의 움직임을 분석한 연구로는 Abraham and Hendershott(1996), DiPasquale and Wheaton(1994), Meen(2001), Malpezzi (1999), Himmelberg et al.(2005) 등을 들 수 있다. 국내 연구를 보면, 김경환·서승환(1990)은 우리나라 토지시장에서 가격이 경제적인 기초여건에 비하여 높은 거품이 있는지를 검정하여 1974~89년 기간 동안 우리나라 지가에 거품이 존재한다는 분석결과를 제시하였다.[5] 김봉한(2004)은

4) 예컨대, Kim(2004)은 소득 대비 주택가격과 주택임대소득(월세) 대비 주택가격을 이용하여 우리나라 주택시장을 살펴본 결과, 지표상으로는 주택가격이 과도하게 상승한 것으로 볼 수도 있으나 이들 지표만으로 주택가격의 적정성 여부를 판단하기는 어렵다고 하고 있다.

전국 아파트가격지수와 산업생산지수, 회사채 수익률, 소비자물가지수 간의 장기 관계식으로부터 도출된 장기균형가격과 실제가격을 비교한 결과 2001년 이후 전국의 아파트가격이 균형가격에 비하여 높은 것으로 분석하였다.[6] 아울러 상태전환모형(regime- switching model)을 이용하여 전국 아파트가격에 거품이 존재하는지의 여부를 검정하고 거품이 붕괴될 확률을 구한 결과, 전국 아파트가격에 거품이 존재하고 동 거품이 붕괴될 가능성은 낮은 것으로 나타났다.

본 연구에서는 Meen(2001)의 방법론을 이용하여 주택가격과 수요·공급 요인들 간의 공적분 관계를 구하고 이를 바탕으로 장기 주택가격과 실제 주택가격을 비교하여 주택가격이 장기 주택가격과 어떠한 관계에 있는지를 분석하고자 한다.

가. 모형의 설정

자산으로서의 주택에 대한 수요와 주택으로부터 얻는 서비스인 주택임대소득 간의 관계는 주택의 사용자 비용을 이용하여 설명할 수 있다. 주택보유에 따른 사용자 비용은 아래 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.[7]

$$UC_t = HP_t(1+\theta_{ht,t}) \times [(1-\theta_{y,t})i_t + \delta - \pi^e_{h,t}(1-\theta_{hc,t}) + \theta_{hh,t}] \quad (1)$$

식 (1)에서 UC_t는 주택 보유에 따른 사용자 비용, HP_t는 주택가격, i_t는 시장이자율, $\pi^e_{h,t}$는 기대 주택가격상승률, $\theta_{ht,t}$는 주택의 취득·등록세 등 거래세율, $\theta_{y,t}$는 이자소득세율, $\theta_{hc,t}$는 양도소득세율, $\theta_{hh,t}$는 재산세 등 주택보유세율, δ는 감가상각률을 포함한 상수를 각각 나타낸다. 식 (1)에 따르면 주택보유에 따른 사용자 비용에는 이자손실, 세금 등이 있으며, 주택가격이 상승하면 자본이득(capital gain)이 발생함에 따라 감소한다. 주택시장이 효율적이라면 균형에서는 재정거래(arbitrage)를 통해 주택보유에 따른 사용자 비용(UC_t)과 주택임대소득(R_t)이 일치하게 된다.

한편 주택임대소득(R_t)은 주택서비스에 대한 균형가격이므로 주택서비스에 대한 수요 및 공급 요인에 의하여 결정된다. 본 논문에서는 McCarthy and Peach (2004), Meen(2001) 등에서와 같이 수요

5) 한편 박원암(1992)은 김경환·서승환(1990)의 방법이 추정계수의 점근 분포 및 모형 설정과 관련하여 문제가 있을 수 있다고 지적하였다.

6) 한편 김봉한(2004)의 장기 공적분 관계 추정의 경우 아파트가격이 회사채 수익률과 정(+)의 관계를 나타내는 등의 문제가 나타난다.

7) 식 (1)의 설정과 관련하여 자세한 내용은 손경환(2001), Meen(2001), Himmelberg et al.(2005) 등을 참조하였다.

요인으로는 가계의 소득과 가계의 수 등을 고려하며, 공급요인으로는 주택건축비용 등을 고려한다. 구체적으로 본 논문에서는 $R_t = f(RY_t, CC_t)$의 관계를 가정하는데, 여기서 RY_t는 실질소득으로 가계소득과 가계 수를 고려한 변수이며, CC_t는 주택건축비용이다. 이를 이용하여 식 (1)을 로그 선형화하면 아래와 같은 주택가격과 기타 변수 간의 균형관계를 얻게 된다.

$$hp_t = \alpha_1 + \alpha_2 ry_t + \alpha_3 cc_t - \alpha_4 rr_t + \epsilon_t \quad (2)$$

식 (2)에서 hp_t는 실질 주택가격에 로그를 취한 값, ry_t는 실질소득에 로그를 취한 값, cc_t는 실질 주택건축비용에 로그를 취한 값, rr_t는 식 (1)의 우변을 HP_t로 나눈 값으로 주택보유에 따른 사용자 비용을 반영한다.[8] 참고로 rr_t 변수는 로그 선형화하는 과정에서 식 (1)의 우변에 있는 주택가격(hp_t)으로 양변을 나눔에 따라 나타난다.

아래 실증분석에서는 식 (2)를 이용하여 주택가격의 장기균형 수준을 도출하고 현재 주택가격이 장기균형으로부터 벗어난 정도를 살펴보고자 한다.

나. 실증분석

본 실증분석은 자료의 이용 가능성과 최근의 주택가격 상승이 아파트를 중심으로 이루어진 점에 비추어 1987년 1/4분기~2006년 3/4분기 전국의 아파트를 대상으로 실시하였다.[9][10] 매매가격은 국민은행이 발표하는 전국 아파트 매매가격지수를 이용하였다. 실질소득은 국내총생산을 이용하였다. 주택건축비용은 토지가 주택건축에 있어서 중요한 요소인 점을 감안하여 한국토지공사에서 발표하는 토지가격을 대용변수로 이용하였다.[11] 주택보유에 따른 사용자 비용을 계산하기 위해 사용되는 각종 세율은 실효세율(실제 집값 대비 세금부담의 비율)을 사용하였다.[12] 이에 필요한 자료는 조세

8) rr_t는 로그를 취한 값이 아닌데 이는 사용자 비용이 음의 값을 갖는 경우를 고려하였기 때문이다.

9) 전국의 주택을 대상으로 실증분석을 실시할 경우에도 아래의 분석과 비슷한 결과를 얻게 되는데, 이는 전국의 주택가격이 전국 아파트가격의 움직임에 크게 영향을 받기 때문이다.

10) 전국이 아닌 지역별 주택에 동일한 분석을 적용할 경우 적절한 소득변수를 선택해야 하는 어려움이 있다. 예컨대, 서울 강남지역 아파트의 경우 통계청에서 발표하는 근로자 분위별 소득을 이용할 수 있겠으나 상위 10분위 근로자 소득을 사용하면 실제가격과 장기가격 간에 차이가 나타나지 않는 반면 5분위 소득을 사용하면 실제가격이 장기가격에 비하여 높게 나타나는 등의 차이가 발생한다. 다만, 이 경우에는 강남지역 아파트가격 시계열이 강남구, 송파구, 서초구뿐만 아니라 관악구, 구로구 등 강남 11개구를 모두 포함하고 있으므로 10분위 소득을 이용하는 것이 적절하지 않은 것으로 판단된다.

11) 토지가격을 주택건축비용의 대용변수로 설정한 것은 Kim(2005)을 참조하였다.

12) 보다 자세한 내용은 조동철 · 성명기(2003)를 참조할 수 있다.

〈표 1〉 rr_t에 대한 단위근 검정 결과

	ADF	PP
추세를 가지지 않는 경우(No Trend)	-3.88***	-3.87***
추세를 가지는 경우(Trend)	-3.86**	-3.85**

주: ADF 및 PP 검정은 변수가 단위근이 있다는 귀무가설을 검정. ADF 검정의 경우 BIC를 이용하여 시차를 설정하였으며, PP 검정의 경우 Newey-West 방식을 이용한 Bartlett Kernel을 사용. *는 귀무가설을 10% 수준에서, **는 귀무가설을 5% 수준에서, ***는 귀무가설을 1% 수준에서 각각 기각함을 의미함.

연구원, 국세청, 행정자치부의 통계를 이용하였다. 기대 주택가격상승률은 Meen (2001)에서와 같이 전기 실제 주택가격상승률을 이용하였다. 감가상각률은 분기당 2.5%로 가정하였다. 실질변수는 각 명목변수를 소비자물가지수로 나누어서 산출하였다.

본 실증분석에서는 주택가격과 수요·공급 요인들 간의 장기 공적분 관계를 이용하여 주택가격의 장기균형 수준을 도출하고 이를 실제가격과 비교함으로써 우리나라 주택가격이 적정한지를 판단한다. 이러한 공적분 관계는 단위근이 있는 변수들 간에만 적용할 수 있기 때문에 우선 식 (2)를 구성하는 각 변수에 대하여 단위근 검정(unit root test)을 실시하였다. 단위근 검정결과 주택보유에 따른 사용자 비용을 나타내는 rr_t를 제외하고는 모든 변수들이 5% 유의수준에서 단위근이 있는 것으로 판별되었다. rr_t에 대해 단위근 검정을 실시한 결과, <표 1>에서 보는 바와 같이 rr_t는 단위근이 없는 정상적인(stationary) 변수인 것으로 판단된다.

rr_t가 정상변수이면 식 (2)는 장기적인 공적분 관계를 고려하여 아래 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.[13]

$$hp_t^{ci} = a_1 + a_2 ry_t^{ci} + a_3 cc_t^{ci} \qquad (3)$$

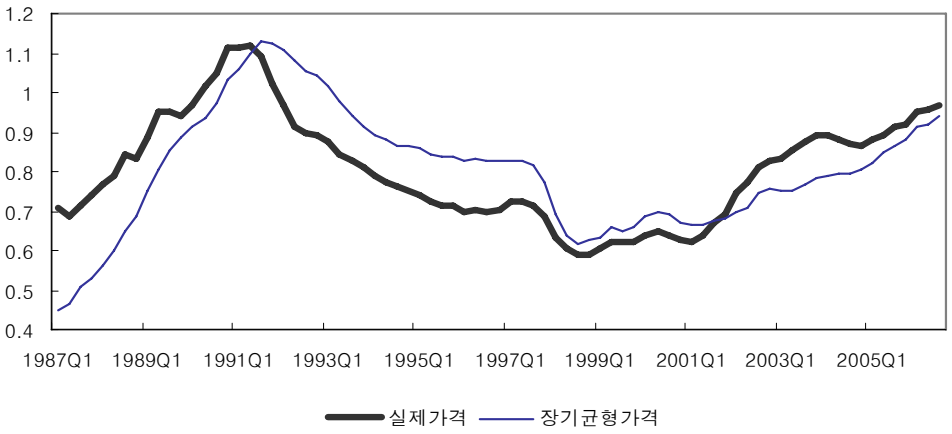
식 (3)에서 각 변수의 윗첨자 ci는 변수들이 공적분 관계에 있음을 나타낸다. 식 (3)을 Johansen의 방법에 의해 추정한 결과는 다음과 같다.[14]

$$hp_t^{ci} = -7.32 + 0.51 ry_t^{ci} + 1.94 \alpha_t^{ci} \qquad (4)$$

13) rr_t가 단위근을 가지는 것으로 가정하고 공적분 관계를 추정할 경우 추정된 장기 주택가격이 rr_t의 움직임에 과도하게 영향을 받아 실제 주택가격에 비하여 최솟값과 최댓값의 차이가 6배 이상 과장되어 나타난다.

14) Johansen 방법을 이용함에 있어서 데이터에 선형추세가 있으며 공적분 방정식 및 VAR에는 상수는 포함되어 있으나 추세는 없는 모형을 가정하였으며 이 경우 하나의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 시차는 AIC(Akaike information criterion)를 기준으로 2로 설정하였다.

[그림 6] 전국의 실제 및 장기균형 실질 아파트 가격



자료: 국민은행; 통계청.

[그림 6]은 실제의 전국 아파트가격과 장기균형 실질 전국 아파트가격을 나타내는데, 그림에서 보는 바와 같이 실제가격은 1980년대 후반에는 장기균형가격보다 매우 높은 수준을 유지하였으나 1990년대 초반 이후에는 장기균형가격 수준을 하회하였으며, 2001년 이후에는 장기균형가격보다 다소 높은 모습을 보이고 있다.

2001년 이후 전국 아파트의 실제가격을 살펴보면 실제가격이 장기균형가격보다 평균 6.6% 정도 높다. 2003년 3/4분기에 실제가격과 장기균형가격이 14.2% 정도로 가장 큰 괴리를 보였으며, 2006년 3/4분기 현재에는 실제가격과 장기균형가격이 2.8% 정도의 차이를 보이고 있다. 최근 실제가격과 장기균형가격의 차이가 줄어든 것은 주택가격이 다소 안정세를 보인 것과 더불어 본 분석에서 장기균형가격을 결정하는 한 가지 요인인 지가가 주택가격이 높아짐에 따라 동반 상승하였기 때문으로 나타난다.

2. 현재가치모형을 이용한 분석

본 절에서는 대표적인 자산가격모형인 현재가치모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하고자 한다. 주식 및 채권 시장에서 자산가격의 움직임을 분석한 연구들은 대부분 본 절에서 고려하는 현재가치모형에 바탕을 두고 있으며, 주택가격을 분석한 논문들 역시 현재가치모형을 적용한 경우가 많은데 그 예로는 Meese and Wallace(1994) 등을 들 수

있다.[15][16]

본 연구에서는 현재가치모형을 이용한 다양한 분석방법 중 Campbell and Shiller (1987), Wang(2000), 이용만(2000) 등에서와 같이 주택가격과 주택임대소득 간의 공적분 관계를 이용하여 주택가격을 분석하고자 한다.

가. 모형의 설정

소비자의 효용이 위험에 대하여 중립적이라고 가정하면 임의의 자산에 대하여 다음의 최적화(또는 재정) 조건을 도출할 수 있다.[17]

$$P_t = E_t\left[(D_t + P_{t+1})/(1+\beta)\right] \qquad (5)$$

식 (5)에서 P_t는 t기초(실질) 자산가격을, D_t는 t기 동안 자산으로부터 얻는 실질수익을, β는 할인율을, E_t는 t기초 시점의 조건부 기대 연산자를 의미한다. 동 자산을 주택으로 간주하고 식 (5)를 해석하면 현재의 주택가격은 금기와 다음 기에 걸쳐 기대되는 주택임대소득과 다음 기의 예상 주택가격을 합하여 할인한 값으로 나타낼 수 있다. 현재가치모형에서 거품의 존재 가능성을 배제하고 식 (5)의 해를 구하면 다음 식 (6)의 현재가치모형(주택의 현재가치는 주택임대소득을 할인하여 합한 값과 같다는 식)을 도출할 수 있다.[18]

$$P_t = \frac{1}{1+\beta} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^i D_{t+i} \qquad (6)$$

현재가치모형에 따르면 주택가격 및 주택임대소득이 단위근을 갖는 경우 이 변수들 간에 공적분 관계가 존재하게 된다. 이러한 공적분 관계는 주택가격과 주택임대소득 간의 일정한 선형관계가 정상적임을 통하여 보일 수 있는데 이를 위하여 먼저 주택가격과 주택임대소득 간의 스프레드를 다음과 같이 정의하였다.

$$S_t \equiv P_t - \frac{1}{\beta} D_t \qquad (7)$$

식 (7)을 이용하여 식 (5)를 정리하면 아래 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$S_t \equiv \frac{1}{\beta} E_t \sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^i \triangle D_{t+i} \qquad (8)$$

---

15) 주식 및 채권 시장의 분석과 관련한 예들은 Gurkaynak(2005) 등에서 찾아볼 수 있다.

16) 우리나라의 경우 아래에서 언급하는 이용만(2000) 이외에 이성수(2004)가 현재가치모형에 근거한 Shiller (1981)의 방법을, 윤성훈(2002)은 Shiller(1981)의 방법을 개량한 Mankiw et al.(1985)의 방법을 각각 이용하여 우리나라 주택가격에 거품이 있다는 분석결과를 제시한 바 있다.

17) 자세한 내용은 Romer(1996) 등을 참조할 수 있다.

18) 거품을 배제하는 조건은 $\lim_{s\to\infty} E_t[P_{t+s}/(1+\beta)^s]=0$로 표시될 수 있다.

식 (8)로부터 D_t가 단위근을 갖고 $\triangle D_t$가 정상적이면 S_t가 정상적이며 이는 결국 P_t와 D_t가 공적분 관계에 있으며 공적분 벡터는 $(1, \frac{1}{\beta})$임을 의미한다.

한편 주택가격에 거품이 존재하는 경우에는 이러한 공적분 관계가 성립하지 않는다. 이를 살펴보기 위하여 식 (5)를 만족시키는 식 (9)의 합리적 거품(rational-bubble)을 고려하고자 한다.

$$b_t = \frac{1}{1+\beta} E_t b_{t+1} \tag{9}$$

식 (9)와 같이 합리적 거품이 존재할 경우 실제 주택가격은 $\widetilde{P}_t = P_t + b_t$로 표현될 수 있으며 이는 다음과 같이 정리된다.

$$\widetilde{P}_t = \frac{1}{1+\beta} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\beta} \right)^i D_{t+i} + b_t \tag{10}$$

이와 같이 합리적 거품이 존재할 경우 식 (8)의 우변에 거품항 b_t를 포함하게 되며 b_t가 정상적이지 않기 때문에 스프레드(S_t)가 비정상적(non-stationary)이 된다. 결국 주택가격에 합리적 거품이 존재한다면 실제 주택가격($\widetilde{P}_t$)과 주택임대소득(D_t) 간에는 현재가치모형에서와는 달리 공적분 관계가 성립하지 않는다. 아래 실증분석에서는 우리나라의 주택가격과 주택임대소득을 이용한 현재가치모형에 입각한 공적분 관계가 성립하는지를 살펴보았다.

나. 실증분석

실증분석을 위하여 사용된 자료는 다음과 같다. 주택가격은 국민은행이 발표하는 주택매매가격지수를 이용하였다. 주택임대소득을 구하기 위해 주택전세가격지수를 다음과 같이 조정하여 사용하였다. 주택전세가격지수와 주택매매가격지수는 기준시점을 각각 100으로 하여 산정된 지수이므로 주택매매가격지수와 주택전세가격지수의 원시계열을 그대로 사용하는 것은 전혀 의미가 없다. 따라서 주택매매가격지수를 기준으로 하여 주택전세가격지수를 조정해 주어야 한다. 이를 위해서 국민은행이 발표하는 주택전세가격지수를 아파트 매매가격/전세가격 비율을 이용하여 주택매매가격지수에 상응하는 전세가격지수를 구한 후 이를 회사채 유통수익률로 곱하는 방식으로 주택임대소득을 산출하였다.[19] 실질변수는 각 명목변수를 소비자물가지수로 나누어서 산출하였다.

먼저 전국 아파트가격을 대상으로 실증분석을 실시하였다. 전국 아파트가격(P_t)과 주택임대소득(D_t)에 대하여 단위근 검정(ADF 및 KPSS 검정)을 실시한 결

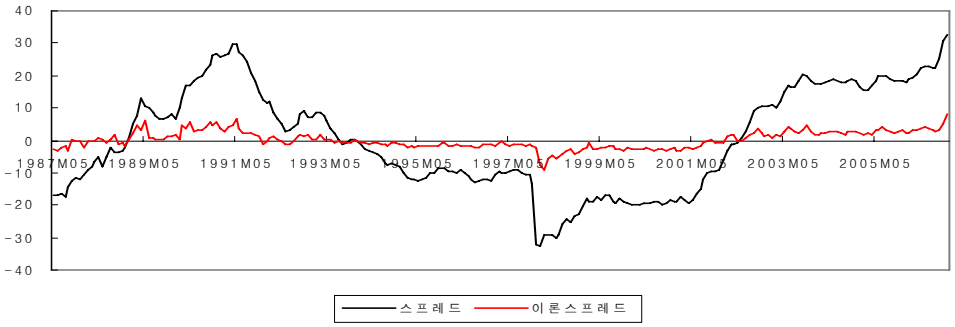
19) 이처럼 우리나라의 경우 주택임대소득은 전세가격에 회사채 유통 수익률을 곱하여 산출하는 방법을 주로 사용하고 있다(이용만[2000] 등 참조).

〈표 2〉 잔차항에 대한 단위근 검정결과

	ADF	PP
추세를 가지지 않는 경우(No Trend)	-0.59	-0.71
추세를 가지는 경우(Trend)	-0.70	-0.82

주: <표 1>의 주 참조

[그림 7] 전국의 주택가격과 주택임대소득의 실제 및 이론스프레드



자료: 국민은행; 통계청.

과 P_t와 D_t 모두 단위근을 갖는 반면 이들의 차분변수인 $\triangle P_t$와 $\triangle D_t$는 정상적인 것으로 나타났다. 따라서 현재가치모형에 의하면 P_t와 D_t 간에 공적분 관계가 성립하여야 하는데 이러한 공적분 검정을 위하여 Engle and Granger의 방법을 이용하였다. 즉, 단순 OLS로 추정하여 이로부터 잔차항을 구한 후 잔차항에 대하여 단위근 검정을 실시하고 잔차항에 단위근이 있으면 P_t와 D_t 간에 공적분 관계가 존재하지 않으며, 잔차항에 단위근이 없으면 두 변수 간에 공적분 관계가 존재한다. 전국 아파트가격과 아파트임대소득 간의 관계를 단순 OLS로 추정한 후 얻은 잔차항에 대해 단위근 검정을 실시한 결과, <표 2>에서와 같이 두 변수 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.[20] [그림 7]은 임대소득의 할인된 현재가치의 합계부분만을 대상으로 하여 식 (7)과 (8)을 이용하여 이론 스프레드와 실제 스프레드를 산출한 결과를 나타낸 것이다. 이론 스프레드는 실질 스프레드에 비해 낮은 진폭을 보이고 있으며, 이들 스프레드 간 격차가 주택임대주택 이외의 요인에 의해 설명되는 부분이다.

이처럼 전국 아파트가격과 임대소득

20) Johansen 방식으로 공적분 검증을 하더라도 전국 아파트가격과 아파트임대소득 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다.

간에 공적분 관계가 성립하지 않음에 따라 전국 아파트가격이 현재가치모형에 따르는 주택가격의 움직임과 많은 차이를 보이는 것으로 나타난다. 동일한 방법을 서울 아파트와 서울 강남지역 아파트에 적용한 경우에도 주택가격과 주택임대소득 간의 공적분 관계가 성립하지 않는 것으로 나타나 이들 주택가격의 경우에도 현재가치모형에 따르는 가격의 움직임과 많은 차이를 보이는 것으로 판단된다.[21]

이상의 분석결과 기존의 연구에서와 같이 현재가치모형이 진정한 모형이라고 가정할 경우 우리나라 주택가격에는 거품이 있는 것으로 나타나며 현재가치모형이 진정한 모형이 아니더라도 최소한 우리나라 주택가격에는 현재가치모형으로 설명될 수 없는 다른 요인이 존재하는 것으로 해석된다.

3. 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석

본 절에서는 최근에 보다 발전된 자산가격모형인 일반 균형자산 가격모형을 이용하여 우리나라 주택가격의 움직임을 분석하고자 한다.

여기에서의 일반 균형자산 가격모형은 Lucas(1978)로부터 파생된 동태적 자산가격모형(Dynamic Asset Pricing Model)에 기반을 두고 자산가격을 분석하는 모형으로서 이를 주택시장에 적용한 예로는 Ayuso and Restoy(2003)가 있다.

본 연구에서는 Ayuso and Restoy(2003)의 이론모형에 바탕을 두되 실증분석에서는 이들이 사용한 일반화된 적률법(Generalized Methods of Moments(GMM)) 대신 Campbell and Shiller(1987, 1988)를 따라 벡터자기회귀모형(vector auto-regression: VAR)을 이용하였다. GMM 분석을 이용할 경우 도구변수의 선택에 따라 결과가 민감하게 변하는 문제가 있는 반면 VAR 분석의 경우 이러한 문제에서 보다 자유롭다는 장점을 가진다. 아울러 VAR 분석을 이용할 경우 GMM 분석과 달리 주택가격이 이론적인 가격과 큰 차이를 보이는지 여부를 통계적으로 검정할 수 있는 추가적인 장점이 있다.[22]

가. 모형의 설정

소비자의 효용은 소비재(c)와 주택임대서비스(h)의 집계인 총소비재(C)에 의해

21) 한편 이용만(2000)은 본 절에서와 같이 Campbell and Shiller(1987)의 방법과 동일한 자료를 적용할 경우 우리나라 주택가격에 거품이 존재하지 않는다는 결과를 제시하였는데, 이처럼 분석결과가 다른 것은 본 연구가 2005년 8월까지 보다 최근의 기간을 포함한 반면 이용만(2000)은 1999년까지의 자료를 이용한 데 기인한 것으로 판단된다.

22) 한편 Campbell and Shiller(1987, 1988)의 방법론은 자산가격 결정모형에서뿐만 아니라 최근 들어서는 Gali and Gertler(1999), Sbordone(2002) 등에서와 같이 거시경제 분석 전반에서 널리 이용되고 있다.

결정되며 총소비재는 다음과 같이 c와 h의 CES(constant elasticity of substitution) 집계 함수형태로 가정하였다.

$$C_t = \left[\alpha^{\frac{1}{\eta}} c_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} h_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (11)$$

식 (11)에서 α는 총소비재에서 차지하는 소비재의 비율, η는 소비재와 주택임대 간의 대체탄력성을 나타낸다.

t시점에서 소비자의 효용(V_t)은 아래와 같은 일반화된 등탄력성 형태(generalized isoelastic preferences: GIP)라고 가정한다.[23]

$$V_t = \left[(1-\theta) C_t^{1-\rho} + \theta (E_t V_{t+1})^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} \right]^{\frac{1-\rho}{1-\gamma}} \quad (12)$$

식 (12)에서 ρ는 기간 간 대체탄력성의 역수, γ는 상대적 위험기피(relative risk aversion) 계수를 각각 나타낸다.

완전경쟁시장하에서 소비자의 예산제약식은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$W_{t+1} = R_{w,t+1} \left[W_t - \frac{P_{c,t}}{P_t} c_t - \frac{P_{h,t}}{P_t} h_t \right] \quad (13)$$

식 (13)에서 P_t는 t시점의 총소비재 가격 또는 물가수준, W_t는 t시점에서 총소비재 가격(P_t)에 대비한 실질 부(wealth), $P_{c,t}$ 및 $P_{h,t}$는 t시점의 소비재 및 주택서비스 가격, $R_{w,t+1}$는 t시점의 균형 자산구성(equilibrium portfolio of assets)으로부터 얻는 실질수익률 또는 시장수익률을 나타낸다.

소비자는 총소비재(C)가 일정하게 주어진 상태에서 소비재(c)와 주택서비스(h)의 최적 조합을 아래 식 (14), 식 (15)와 같이 선택하며 그에 따른 총소비재의 가격은 아래 식 (16)과 같다.

$$c_t = \alpha \left(\frac{P_{c,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (14)$$

$$h_t = (1-\alpha) \left(\frac{P_{h,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (15)$$

$$P_t = \left[\alpha P_{c,t}^{1-\eta} + (1-\alpha) P_{h,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (16)$$

식 (14)~(16)을 이용하면 식 (13)을 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$W_{t+1} = (W_t - C_t) R_{w,t+1} \quad (17)$$

따라서 소비자의 최적화는 식 (17)의 예산제약하에서 하나의 총소비재를 선택하여 식 (12)를 극대화하는 문제로 단순

23) 이러한 형태의 효용함수의 장점에 대해서는 Epstein and Zin(1989) 등을 참조할 수 있다.

화될 수 있다.

효용이 GIP 형태로 주어지면 최적화 과정에서 도출되는 균형조건이 비선형으로 나타나므로 해를 명시적으로 분석하기 어렵다. 여기서는 Campbell and Shiller(1988)와 Ayuso and Restoy(2004)의 경우처럼 주택가격과 여타 변수들 간의 관계를 보다 명확하게 살펴보기 위해 비선형조건을 로그 선형 근사(log-linear approximation) 방식을 적용하여 단순화하고자 한다.

먼저 임의의 자산 i로부터 t기에서 $t+1$기 사이에 얻는 수익($R_{i,t+1}$)은 아래 식 (18)과 같고 동식을 로그 선형 근사하면 식 (19)를 얻을 수 있다.

$$R_{i,t+1} = \frac{Q_{i,t+1} + D_{i,t+1}}{Q_{i,t}} \qquad (18)$$

$$r_{i,t+1} \approx d_{i,t} - q_{i,t} + \delta_i q_{i,t+1} + k_i \qquad (19)$$

식 (18)에서 $Q_{i,t}$는 t기 자산 i의 가격을, $D_{i,t+1}$은 t기와 $t+1$기 사이에 i 자산으로부터 얻는 배당을 각각 나타낸다. 식 (19)에서 $r_{i,t+1}$는 $\log(R_{i,t+1})$, $d_{i,t+1}$는 $\log(D_{i,t+1}) - \log(D_{i,t})$, $q_{i,t}$는 $\log(P_{i,t}) - \log(D_{i,t})$, δ_i와 k_i는 특정 로그 자산가격 배당비율 q_i^* 및 로그배당비율 d_i^*를 중심으로 로그 선형 근사과정에서 나타나는 상수로서 $\delta_i = \frac{\exp(q_i^*)}{1+\exp(q_i^*)}$ 이다.[24]

다음으로 소비 증가와 자산 수익이 등분산적(homo-skedastic)이라고 가정하면 소비자의 최적화조건으로부터 두 개의 임의 자산에 대한 기대수익률의 차가 일정한 값을 갖게 된다. 이에 따라 균형 자산구성(equilibrium portfolio of assets)과 이를 구성하는 임의 자산의 기대수익률의 차도 일정한 값을 갖게 되는데 임의 자산 i와 균형 구성자산 수익률 간의 일정한 차(π_{iw})를 다음과 같이 정의하고자 한다.

$$\pi_{iw} \equiv E_t r_{i,t+1} - E_t r_{w,t+1} \qquad (20)$$

식 (20)에서 $r_{w,t+1}$는 $\log(R_{w,t+1})$를 나타낸다.

거품의 가능성을 배제하고 식 (19)를 $q_{i,t}$에 대하여 정리하고 식 (20)을 이용하면 아래 식 (21)이 도출된다.

$$q_{i,t} = (k_i - \pi_{iw})\frac{\delta_i}{1-\delta_i} + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \delta_i^s \left[d_{i,t+s} - r_{w,t+s} \right] \qquad (21)$$

식 (21)은 상수항을 무시할 경우 균형에서 자산가격/배당금(주택매매가격/임대소득)의 비율이 시장이자율을 감안한 배

24) 일반적으로 q_i^* 또는 d_i^*는 각 변수의 평균값을 이용하지만 여기서는 Campbell and Shiller(1988)와 같이 VAR을 통한 분석에서 Wald 값을 최소화하는 값을 부여하였다.

당금 증가율(임대소득 증가율)을 할인하여 합한 기댓값과 같음을 의미한다. 식 (21)을 보면 균형에서 자산가격/배당금(주택가격/임대소득) 비율은 미래의 기대 배당금(임대소득) 증가율이 클수록 높고 시장이자율이 높을수록 낮아지는 것을 알 수 있다.

아래의 실증분석에서는 평균을 제거한 q_t와 $d_t - r_{w,t}$ 두 변수로 구성된 VAR을 추정하고 추정된 VAR 계수에 대하여 식 (21)이 성립하는지 Wald 검정을 실시함으로써 주택가격이 이론가격과 차이를 보이는지 통계적으로 검정하였다. 아울러 식 (21)의 우변항과 같이 정의할 수 있는 균형가격을 실제가격과 비교함으로써 주택가격이 균형가격으로부터 벗어난 정도를 파악하였다.[25]

나. 실증분석

실증분석을 위하여 사용된 자료는 다음과 같다. d_t는 앞서 현재가치모형에서와 같이 실질 주택임대소득을 산출한 후 전기 대비 로그를 취한 비율을 사용하였다. q_t는 국민은행의 주택매매가격지수를 소비자물가지수로 나누어 실질 주택가격을 구한 후 실질 주택임대소득으로 나누고 로그를 취하였다. 한편 시장이자율 $r_{w,t}$는 회사채 유통수익률에서 소비자물가지수로부터 구한 인플레이션을 차감한 값을 사용하였다.

전국 아파트에 대하여 VAR을 이용하여 분석한 결과, 최소 Wald값은 275.8로 나타나 $\chi^2(6)$의 1% 유의수준에서 모형이 기각된다.[26] 한편 [그림 8]은 전국 아파트의 임대소득 대비 주택매매가격 비율의 실제 수준과 이론모형이 제시하는 비율을 나타내고 있다. 최근 들어 실제비율이 이론비율보다 높은 것을 알 수 있으며 실제 및 이론 비율을 이용하여 2001년 이후 실질 전국아파트가격을 계산하면 실제비율에 근거한 가격이 이론비율에 근거한 가격보다 평균 3.3%, 2004년 이후에는 평균 5.5% 정도 높은 것으로 나타났다.[27]

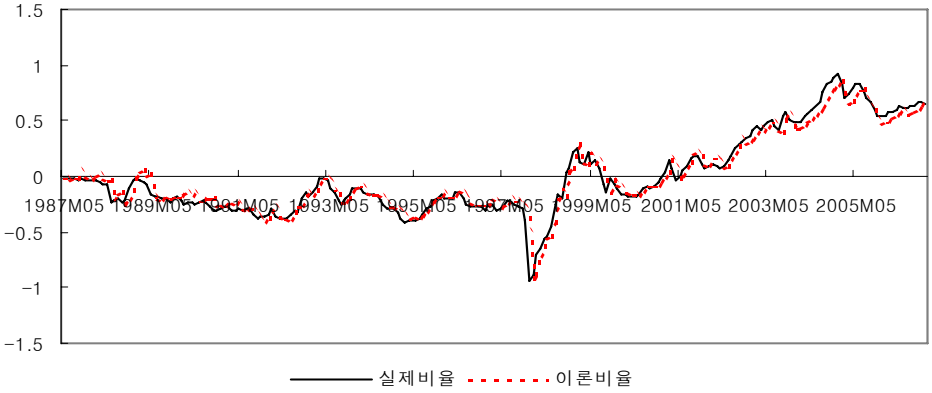
서울 아파트와 서울 강남지역 아파트

25) 현재가치모형에서는 주택가격과 임대소득의 수준(level)을 이용함에 따라 공적분 검정을 실시한 반면, 여기에서는 모형의 비선형성으로 인해 주택가격과 임대소득의 비율을 정상변수로 로그 선형화함에 따라 Wald 검정을 실시한다. 아울러 현재가치모형의 경우에는 공적분 관계가 기각되어 주택의 이론적인 가격을 안정적으로 도출할 수 없으므로 이론에 따르는 주택가격을 계산하지 않는 반면, 여기에서는 모형이 기각되더라도 변수들이 정상변수이므로 이론가격을 도출한다. 다시 말하면 현재가치모형의 경우 식 (8)이 공적분 검정을 통하여 애초부터 성립하지 않으므로 이론가격을 계산하지 않으나 일반적인 자산가격모형의 경우 식 (21)에 따른 이론가격을 구축하고 이것이 실제와 차이가 있는지 Wald검정을 함으로써 이론가격이 자연스럽게 계산된다.

26) VAR시차는 AIC 및 SIC를 기준으로 3으로 설정하였다. Wald 값은 할인율 δ에 영향을 받는데 Campbell and Shiller(1988)를 따라 Wald값이 최소가 되도록 할인율을 설정한다.

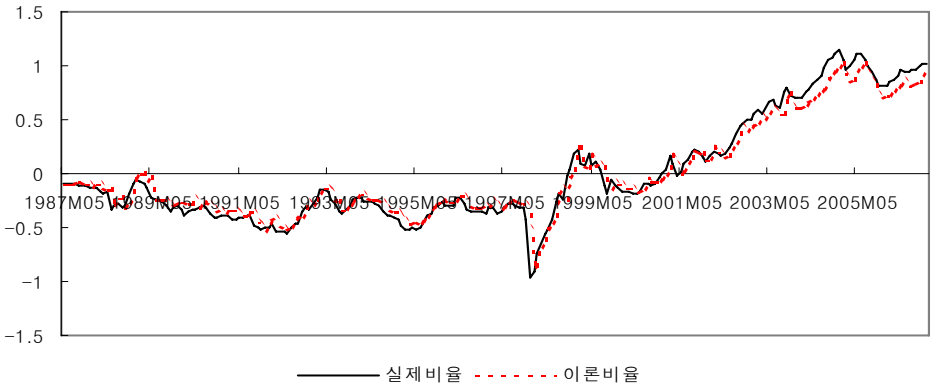
27) 실질가격은 실제비율과 이론비율에 실제 주택임대소득을 곱하여 구하였다.

[그림 8] 주택임대소득 대비 주택가격의 실제 및 이론 비율(전국 아파트)



자료: 국민은행; 통계청; 한국은행.

[그림 9] 주택임대소득 대비 주택가격의 실제 및 이론 비율(서울 강남지역 아파트)



자료: 국민은행; 통계청; 한국은행.

에 대해서도 VAR을 적용하여 Wald 검정을 실시한 결과 1% 유의수준에서 모형이 기각되었다. 실제가격과 이론에 근거한 가격을 비교하여 보면 서울 아파트의 경우 2001년 이후부터 2006년 12월까지 평균 5.1%, 2004년부터 2006년 12월까지 평균 7.5% 정도 균형가격을 상회하는 것으로 나타났다. [그림 9]는 서울 강남지역 아파트를 대상으로 실제 임대소득 대비 주택매매가격 비율과 모형에서 도출된 이론 비율을 나타낸다. 이에 따르면 서울 강남지역 아파트가격은 2001년 이후부터 평

균 7.6%, 2004년 이후부터는 평균 11.0% 정도 균형가격에 비하여 높은 것으로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, 먼저 우리나라 주택가격이 일반 균형자산 가격모형이 제시하는 가격수준과 같다는 귀무가설이 Wald 검정을 통하여 기각되는 것으로 나타나, 현재가치모형을 확장한 보다 최근의 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석의 경우에도 현재가치모형에서와 같이 우리나라 주택가격의 움직임에서 이론모형이 설명하지 못하는 부분이 상당히 존재하는 것으로 나타난다. 또한 최근의 주택가격을 일반 균형자산 가격모형이 제시하는 균형가격과 비교하면 서울 강남지역 아파트의 균형가격으로부터의 이탈 폭이 전국 아파트나 서울 아파트에 비하여 크게 나타나는 등 지역간 차이도 나타나고 있다.[28)]

4. 모형별 비교

본 논문에서는 주택시장 수요·공급의 장기균형모형, 현재가치모형, 일반 균형자산 가격모형 등 자산가격 결정모형을 이용하여 우리나라 주택가격을 이들 이론적인 모형에 따르는 가격과 비교하여 분석하였다. 본 논문은 이러한 자산가격 모형이 진정한 모형일 경우 각각 계산되는 이론가격 또는 이론적인 특성을 토대로 우리나라의 실제 주택가격을 분석하였기 때문에 이들 이론 모형의 차이 및 장단점을 비교하여 보는 것이 의미 있을 것이다. 이에 따라 본 절에서는 본 논문에서 사용된 모형을 간략히 비교하고 분석 결과를 종합하고자 한다.

주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석은 주택이라는 자산에 대한 가격의 결정요인을 수요와 공급 모형으로부터 도출함과 아울러 이들 수요·공급 요인들 간의 장기 시계열적 특성을 고려하는 것을 주요한 내용으로 하고 있다. 이러한 방법은 주택가격을 결정하는 데 있어서 구체적인 결정요인을 명시적으로 살펴본다는 점에서 주택가격과 임대소득 간의 관계만을 살펴보는 현재가치모형이나 일반 균형자산 가격모형에 비하여 주택가격 변동의 요인을 살펴보는 데 용이하다는 장점을 가지고 있다.

현재가치모형은 가장 널리 사용되고 있는 자산가격 결정모형으로 그 적용이 용이하고 간단하다는 장점이 있다. 현재가치모형은 주택시장 수요·공급의 장기균형모형에 비하여 주택가격과 임대소득 간의 관계만을 살펴본다는 측면에서 간단하며 일반 균형자산 가격모형에 비하여 구

28) 현재 서울 강남지역 시계열은 강남, 서초, 송파구뿐만 아니라 강남 11개구를 모두 포함하는데, 만약 강남구 등 가격이 급상승한 지역만을 고려할 수 있다면 주택가격이 이론가격을 이탈한 정도가 커질 가능성이 있다.

체적인 위험기피형 효용함수 등 추가적인 특성을 가정하지 않아도 된다는 장점이 있다.

일반 균형자산 가격모형은 일반균형모형의 특성을 가지고 있음에 따라 변수들이 논리적으로 서로 정치하게 연결되어 있어 주택시장 수요·공급의 장기균형모형에서와 같이 다소 자의적으로 주택가격 결정요인을 정하지 않는다는 장점이 있는 반면 이는 유연성이 떨어진다는 측면에서는 단점으로 작용한다. 아울러 일반 균형자산 가격모형은 할인율이 변동하는 상황 등 현재가치모형에 비해 보다 일반적인 상황을 고려하나 추가적인 가정이 필요하여 분석결과가 이러한 추가적인 가정에 의존하게 될 수 있다는 단점이 있다.

이러한 세 가지 분석 모두 이론적 자산가격모형에 토대를 두고 분석한 것이기 때문에 이론적인 모형에 근거하지 않고 주택가격을 단순히 상관성이 높은 변수로 설명하는 실증적인(empirical) 또는 비이론적인(atheoretic) 분석과는 차이가 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 아울러 이러한 세 가지 모형이 다소 차이가 있더라도 우리나라 주택가격을 분석한 결과 주택시장 수요·공급의 장기균형모형의 경우 실제가격이 이론가격보다 높게 나타나며, 현재가치모형의 경우 모형이 기각되며, 일반 균형자산 가격모형의 경우 실제가격이 이론가격보다 높고 모형이 기각된다는 측면에서 일관된 결과를 제시하고 있다.

Ⅳ. 맺 음 말

우리나라 주택시장은 아파트를 중심으로 2001년 이후 명목 및 실질 가격, 전세가격 대비 매매가격, 근로자 소득 대비 매매가격 등이 모두 상승하는 등 주택가격 상승기의 일반적인 특징을 보이고 있다.

본 연구에서는 이러한 최근의 우리나라 주택가격 상승 움직임을 주택 수요·공급의 장기균형모형, 현재가치모형, 현재가치모형을 확장한 일반 균형자산 가격모형 등의 자산가격모형에 기초한 실증분석을 통하여 살펴보았다. 주택시장 수요·공급의 장기균형을 이용한 분석결과 2001년 이후 전국 아파트의 실질가격이 장기균형가격에 비하여 평균 6.6% 가량 높게 형성된 것으로 나타난다. 현재가치모형을 이용한 분석에서는 전국 아파트, 서울 아파트 및 서울 강남지역 아파트의 경우 주택가격과 주택임대소득 간에 현재가치모형에 따르는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 현재가치모형을 확장한 일반 균형자산 가격모형을 이용한 분석의 경우에도 Wald 검정결과 실제 주택가격이 모형이 제시하는 균형가격과 같다는 가설이 기각됨으

로써 우리나라 주택가격에 자산가격 모형에 따른 기초적인 요인 이외에 다른 요인이 포함되어 있을 가능성이 높게 나타났다. 또한 2001년 이후 실제 주택가격을 균형가격 수준과 비교해 보면 서울 강남지역 아파트, 서울 아파트, 전국 아파트의 순으로 실제가격이 균형가격보다 높고, 서울 강남지역 아파트의 경우 실질가격이 평균 7.6%, 전국 아파트의 경우 평균 3.3% 정도 균형가격을 상회하는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과를 토대로 다음과 같은 시사점이 도출될 수 있다. 우리나라의 최근 주택가격 움직임이 자산가격모형에 기초한 적정가격 보다 높게 나타난 점을 감안할 때 주택가격 안정을 위한 정책적 노력을 기울일 필요가 있는 것으로 보인다. 아울러 서울 강남지역 아파트의 경우 균형가격으로부터 이탈된 폭이 전국 아파트에 비해 크게 나타나는 등 주택가격이 높게 상승한 점에 비추어, 이들 지역에 대해서는 특히 신규 또는 재건축일정 등을 장기계획에 따라 일관성 있게 추진함으로써 불필요한 가격 상승 기대감이 조성되지 않도록 노력해야 할 것이다.[29] 또한 주택가격의 과도한 상승이 주택시장 정보의 비대칭성에 기인할 수 있으므로, 이를 해소하기 위해 부동산 관련 정보를 주기적으로 공시하는 등 부동산 관련 인프라를 구축함으로써 부동산가격이 실세 가격을 적절히 반영할 수 있도록 하는 제도적 장치가 필요할 것이다.

자산가격모형을 이용한 이상의 분석결과도 여타 모형을 이용한 경제적 분석과 마찬가지로 추정 모형 및 자료상의 제약과 검증기법의 한계를 가지는 만큼 다소 신중하게 받아들일 필요가 있으며, 특히 우리나라 주택가격에 거품이 있는지 여부를 단정 짓기보다는 자산가격모형에 기초한 엄밀한 분석과 이에 따르는 시사점에 보다 유의할 필요가 있을 것이다.[30]

29) 현재가치모형이나 일반 균형자산 가격모형에서 살펴본 바와 같이 주택가격 결정에 있어서 장래에 주택으로부터 얻을 수 있는 서비스에 대한 기대는 매우 중요한 역할을 하고 있다.

30) Gurkaynak(2005)는 모형에 기초하여 자산가격의 거품을 검증하는 것에 대하여 비판적인 입장을 보인다.

참 고 문 헌

김경환・서승환, “부동산투기와 자산가격 거품,” 「한국경제연구」, 한국경제연구원, 1990, pp.152~183.

김봉한, “부동산가격 버블의 존재 검정: 상태전환회귀식의 활용” 「주택연구」, 제12권 제1호, 2004, pp.71~96.

박원암, “지가, 환율과 거품,” 「한국개발연구」, 제14권 4호, 한국개발연구원, 1992, pp.27~49.

손경환, “양도소득세제 개편의 주택시장 파급효과,” 「국토연구」, 제32권, 2001, pp.159~170.

윤성훈, “자산가격 급변동이 소비에 미친 영향,” 「금융경제연구」, 제131호, 한국은행 금융경제연구원, 2002.

이성수, “한국 부동산 시장의 버블에 대한 연구: Shiller 검정을 통한 실증분석을 통해,” 「감정평가연구」, 제13집 2호, 한국부동산연구원, 2004.

이용만, “한국의 부동산시장은 비합리적인가: 주택시장을 중심으로 한 합리성 검정,” 「감정평가연구」, 제10집, 한국부동산연구원, 2000.

조동철・성명기, “저금리 시대의 부동산가격과 통화・조세정책에 대한 시사점,” KDI 정책포럼 제166호, 한국개발연구원, 2003.

Abraham, J. M. and P. H. Hendershott, “Bubbles in Metropolitan Housing Markets,” *Journal of Housing Research*, Vol. 7, No. 2, 1996, pp.191~207.

Ayuso, J. and F. Restoy, “House Prices and Rents: An Equilibrium Asset Pricing Approach,” Bank of Spain Working Paper 2003-04, 2003.

Bernanke, B. and M. Gertler, “Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?” *American Economic Review*, 2001, pp.253~257.

Campbell, J. and R. J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1987, pp.1062~1088.

Campbell, J. and R. J. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 3, 1988, pp.195~228.

Cecchetti, S., H. Genberg, J. Lipsky, and S. Wadhwani, *Asset Prices and Central Bank Policy*, Geneva Report on the World Economy 2. CEPR and ICMB, 2000.

DiPasquale, D. and W. C. Wheaton, “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, No. 1, 1994, pp.1~27.

Economist, “Special Report House Prices,” March 30th, 2002.

Gali, J. and M. Gertler, “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,” *Journal of Monetary Economics* Vol. 44, 1999, pp.195~222.

Gurkaynak, R. S. “Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock,” FRB Finance and Economics Discussion Series 2005-04, 2005.

Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, NJ, 1994.

Herring, R. J. and S. Wachter, “Real Estate Booms and Banking Busts: An International Perspective,” The Wharton Financial Institutions Center Working Paper 99-27, 1999.

Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai, “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions,” NBER Working Paper No.11643, 2005.

Kim, K. H., “Housing and the Korean Economy,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, 2004, pp.321~341.

Kim, J. H., “Housing Price Hike and Price Stabilization Policy in Korea,” KDI School of Public Policy and Management, mimeo, 2005.

Lucas, R., “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp.1429~1445.

Malpezzi, S., “A Simple Error Correction Model of House Price,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 8, 1999, pp.27~62.

Mankiw, G., D. Romer, and M. Shapiro, “An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility,” *The Journal of Finance*, Vol. 40, 1985, pp.677~687.

McCarthy, J. and R. W. Peach, “Are Home Prices the Next Bubble?” *FRBNY Economic Policy Review*, Vol. 10, No. 3, 2004, pp.1~17.

Meen, G. “The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?” *Journal of Housing Economics*, Vol. 11, 2001, pp.1~23.

Meese, R. and N. Wallace, “Testing the Present Value Relation for Housing Prices: Should I Leave My House in San Francisco?” *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, 1994, pp. 245~266.

Poterba, J., “Tax Subsidies to Owner-occupied Housing: An Asset Market Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, 1984, pp.729~752.

Restoy, F. and P. Weil, “Approximate Equilibrium Asset Prices,” NBER Working Paper No. 6611, 1998.

Romer, D., *Advanced Macroeconomics*, The McGraw-Hill Companies Inc, 1996.

Sbordone, A. M., “Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 2002, pp.265~292.

Shiller, R., “Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?” *The American Review*, Vol. 71, 1981, pp.421~436.

Wang, P., “Market Efficiency and Rationality in Property Investment,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 21, No. 2, 2000, pp.185~201.

韓國開發研究
제29권 제1호(통권 제99호)

BTL(Build Transfer Lease) 사업의 재정관리 방향
-국가부채 여부에 대한 판단기준 및 재정 측면에서의 관리방안을 중심으로-

최 석 준
(서울시립대학교 경상대학 경제학부 조교수)

How to Fiscally Manage the BTL Type Project

Seok Joon Choi
(Assistant Professor, Department of Economics, University of Seoul)

• 핵심주제어: BTL(Build Transfer Lease), 회계준칙(Accounting Rule), 국가부채(National Dept)
• JEL 코드: H5, H6, H57, H61
• 논문투고일: 2006. 12. 12 • 심사시작일: 2006. 12. 13 • 심사완료일: 2007. 6. 12

ABSTRACT

This paper studies the fiscal issues with regard to BTL (Build Transfer Lease) scheme projects, a newly introduced type of PPPs (Public Private Partnerships) in 2005 and tries to provide some policy options. More specifically, we make suggestions to work out the issues such as how to account for BTL transactions and whether to introduce annual budget ceiling system for BTL payment, while we introduce and analyze the experiences of some other advanced countries and international institutes.

본 연구는 2005년부터 새롭게 도입된 임대형 민간투자사업(Build Transfer Lease: BTL)이 국가재정에 미치는 영향을 살펴보고 이와 관련하여 정부가 검토해야 될 정책대안을 모색하였다. 보다 구체적으로는 BTL 사업의 국가부채 인정 문제 및 예산운영준칙의 수립방안 도출을 위해 주요 선진국 및 국제기구에서의 제도와 동향을 살펴보고 우리나라에 적용할 수 있는 대안을 제시하였다.

Ⅰ. 서 론

정부의 공공기능과 민간의 자본 및 기술이 융합되어 공공시설물들을 건설, 운영하는 민간투자사업(Public Private Partnerships: PPPs)은 공공시설물에 대한 국가의 독점적 공급에서 벗어나는 새로운 대안으로 부각되고 있다(de Bettignies and Ross[2004]).

우리나라에서도 민간자본으로 공공 기반시설을 건설하고 운영하는 민간투자사업이 1994년부터 시행되어 왔으나, 주로 시민들에게 이용료 등을 받아 시설비 등을 충당할 수 있는 수익성 사업(고속도로, 철도 등)에 한하여 실시되었으며, 영국 등 주요 선진국에서 보편화된 서비스 구매형 민자사업, 즉 정부가 일정 기간 임대료를 지불하고 민간기업으로부터 건설된 시설물과 시설물 운영서비스를 구매하는 임대형(lease) 민간투자사업은 시행되지 않았다.

그러나 2005년부터 시행된 BTL(Build Transfer Lease) 사업은 민간투자사업의 새로운 형태로서 영국 등 선진국에서 활발하게 운영되고 있는 임대형 민간투자사업(Private Finance Initiative: PFI)과 유사하다(김홍수 외[2004]). 이처럼 새로운 민간투자사업 유형의 도입과 함께 우리나라 민간투자사업의 성격도 크게 변화하게 되었다.

가장 큰 변화로서는 고속도로, 철도 등 수익성이 있는 사업, 즉 시민이 부담하는 사용료 징수를 통해 시설비·투자비를 회수할 수 있는 종전의 일반적인 민자사업과는 달리 임대형 민간투자사업의 경우 대형 공공시설투자 외에 수익성은 떨어지나 직접적인 공공서비스를 제공하는 학교, 병원, 군 막사, 박물관 및 과학관, 하수관거 등 다양한 분야의 사회기반시설을 대상으로 한다. 재정 측면에서도 종전의 민간투자사업의 경우 초기 일정 정도의 건설보조금 지원을 제외하고는 재정에 미치는 직접적인 영향은 비교적 작은 규모였으며 단기 재정지원에 그치는 것이 일반적이었다. 그러나 새로이 시행되고 있는 BTL 사업은 시설물 건설 대가는 물론 운영서비스 제공에 대한 보상도 장기간(20년 이상)에 걸쳐 민간기업에 지급하도록 하고 있는 등 총사업비의 대부분을 정부가 장기간 동안 민간기업에 지급하는 형태로서 필요 경비를 분할 납부하는 형태를 취한다. 그 결과 단기적으로 정부가 해당 프로젝트를 위해 매년 지불해야 하는 재정부담은 비교적 작은 규모에 그칠 수 있으나 해당 사업과 관련된 재정 관리는 수십년에 걸쳐 이루어져야 한다는 문제가 있다.

정부가 민간기업의 자본을 통해 각종 공공시설물과 이에 수반되는 운영서비스

를 적기에 국민에게 지원할 수 있더라도 민간투자사업의 규모를 무한정 증대시키는 것은 현실적으로 가능하지도 않을 뿐더러 많은 부작용을 유발할 수 있다. 본질적으로 민간투자사업, 특히 임대형 민간투자사업은 정부가 미래세대로부터 차입하여 중장기적으로 상환해야 하는 성격을 갖고 있으므로, BTL 사업의 경우 정부재정에 미치는 영향이 상당 부분 커지게 되고 사업성격 면에서도 정부의 지급의무를 유발하는 채무적 성격이 있어 국가부채 여부에 대한 논의도 불가피해지는 등 새로운 재정정책 이슈로 부각되고 있다. 다시 말해 정부 재정정책 차원에서 임대형 민간투자사업을 어떻게 다루어야 하는가에 대한 중요성이 부각되고 있는 것이다.

이러한 중요성에도 불구하고 임대형 민간투자사업과 관련된 선행 연구는 극히 제한적으로 존재한다. 김재형・최석준 외(2006)에서는 영국 PFI 사업의 회계처리방식과 호주 및 EU 사례 등을 소개하고 EU 방식이 비교적 간단하고 행정적으로 용이하다는 점을 이유로 활용할 수 있는 대안으로 간략히 제시하고 있다. 심상달・최석준 외(2005)에서는 영국의 PFI 사업의 위험관리방법 등을 소개하고 국내 민간투자사업의 주요 유형인 BTO 사업과 BTL 사업의 위험배분 등에 대해 분석하고 있다. 최석준(2006a)과 김재형・최석준 외(2006)[1]에서는 외국의 사례 소개와 함께 국내 민간투자사업제도 개선방안을 제시하면서 주요 대안으로 정부예산의 2%를 민간투자사업 전체의 재정부담 상한으로 설정하는 대안 등을 검토하고 있다.

본 논문의 주요 목적은 이처럼 새로이 도입되어 활발히 진행되고 있는 임대형 민간투자사업(Build Transfer Lease: BTL)과 관련된 재정정책 문제에 대해 보다 구체적으로 살펴보고 외국의 사례 등을 분석하여 실제 정부가 추진할 수 있는 정책적 대안을 모색하는 것이다. 선행연구들과 차별화되는 본 논문의 주요 특징들로는 다음과 같은 내용을 들 수 있다. 첫째, 임대형 민자사업(BTL)의 회계처리방안 검토의 일환으로 실제 사업을 대상으로 한 사례연구를 포함시켜 정책 담당자가 임대형 민자사업을 정부 회계문서에 기록하고자 할 때 어떠한 문제에 당면하게 되는가를 분석하고 이를 해결할 수 있는 방안들에 대해 검토하였다. 금융리스, EU 방식은 물론 현재 영국정부가 시행 중인 실질적 위험부담자 판단기준을 적용하여 회계처리를 하고자 할 때 발생할 수 있는 이슈들에 대해 분석하였다. 둘째, 임대형 민간투자사업을 위해 정부가 연간 부담해야 할 정부 지급금규모 추산 시 정부사업고시 금액 외에 실제 추가적으로 지

1) 김재형・최석준 외, 「민간투자사업 성과의 실증 분석 및 제도개선 연구」, 한국개발연구원, 2006.

불하게 될 운영비용의 비중을 시나리오별로 고려하여 분석하는 등 보다 현실적인 계산이 될 수 있도록 하였다. 셋째, 선행연구들이 민자사업과 관련된 모든 지출, 즉 BTL 정부 지급금, BTO 사업 관련 건설보조금, 최소운영수입 보장 관련 지출 등을 포함한 총지출의 상한으로 예산의 2% 수준의 상한을 제시하고 있는 데 반하여 본 논문에서는 순수하게 BTL 사업 정부 지급금규모의 상한으로 정부예산의 일정 비율을 이용하는 것이 바람직하다고 주장한다.[2] 또한 초기에는 정부부담이 작은 점을 감안하여 상한비율을 단계적으로 확대하는 것도 제시하고 있다. 넷째, 중앙과 지방의 이원화된 'BTL 특별회계'의 설립방안, 지자체 주도 임대형 민자사업에 대한 의회 통제 방안 및 지방채 발행제도와의 차이 설명 등 BTL 사업에 대한 다양한 재정관리방안을 다루고 있다. 다섯째, BTO와 BTL 방식 사업은 수익성 측면은 물론 재정지출방식에서도 큰 차이가 있어 이들 사업들을 동시에 고려한 재정관리방안이 실제 정부정책상 활용되기에는 한계가 있다고 주장한다. 따라서 예산상한제, 특별회계 도입 등의 검토 등도 원칙적으로 BTL 사업만을 대상으로 하는 것이 바람직하다고 주장한다.

다만 본 논문의 경우 BTL 사업 시행기간이 2년에 불과하여 충분한 실증자료 확보에 어려움이 있어 최적 정부 지급금 규모의 산정과 같은 실증분석보다는 해외사례 등을 중심으로 분석하였다는 한계가 있다. 향후 관련 자료 등이 축적될 경우 실증분석을 통해 보다 설득력 있는 연구를 할 수 있을 것으로 기대한다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 임대형 민간투자사업에 대한 설명과 함께 BTL 사업 관련 정부 지급금규모를 추정한다. 제Ⅲ장에서는 BTL 사업 관련 국가부채 논란에 대한 설명과 회계처리방식에 대해 분석한다. 제Ⅳ장에서는 재정관리 측면에서 BTL 사업을 어떻게 다루어야 할 것인가를 제시한다. 제Ⅴ장은 요약 및 결론 부분으로 본 논문을 종합 정리한다.

Ⅱ. 임대형 민간투자사업 개요 및 연간 지급금규모의 추정

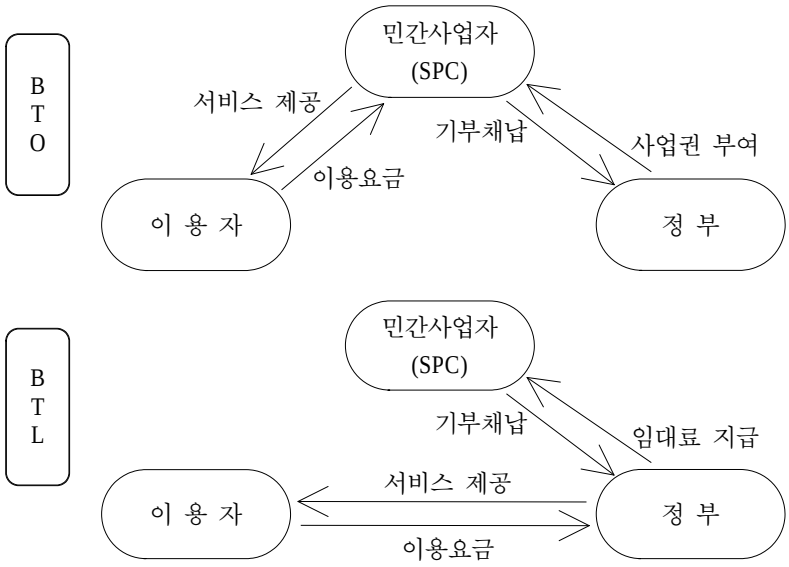
1. 임대형 민간투자사업 개요

가. BTL 사업의 추진형태와 타 유형 민자사업과의 비교

BTL 사업은 우리나라에서 종전에 시

2) 예산의 2% 상한규모가 최적 수준 민자사업규모라는 보장은 없으며 최적 수준을 추정할 수 있는 관련 자료가 축적될 때까지 이용하는 잠정적 방안이라는 한계도 설명한다.

[그림 1] 민간투자사업 운영체계(BTO/BTL)



자료: 기획예산처 BTL 홈페이지.

행되지 않았던 새로운 형태의 민간투자 방식으로서 민간이 자금을 투자해서 공공시설을 건설하여 정부에 시설을 임대(lease)하고 그 임대료를 받아 시설투자비를 회수하는 방법을 취한다. 이때 민간기업은 시설 완공시점에서 소유권을 정부에 이전(transfer)하는 대가로 일정 기간 시설의 사용·수익 권한을 획득하는 형식을 갖는다. 민간기업은 시설물의 설계와 건설만을 책임지는 것이 아니라 장기간(20년 이상)에 걸쳐 운영서비스를 정부에 제공하게 된다. 다시 말해 정부는 민간기업이 제공하는 시설물과 운영서비스를 함께 구매하는 형식을 통해 국민에게 공공서비스를 제공하는 것이다.

BTL 사업은 종전에 우리나라 민간투자사업 유형의 대부분을 차지하던 이른바 BTO(Build-Transfer-Operate) 방식의 민간투자사업과 많은 차이가 있다. [그림 1]은 BTO 사업과 BTL 사업 방식의 차이를 보여주고 있다. 이들 사업 간의 주요 차이를 기술하면 다음과 같다.

첫째, 대상시설 면에서 BTO 사업은 최종수요자에게 사용료를 부과할 수 있고 수익성이 보장되는 사업을 대상으로 하는 반면, BTL 사업은 사용료를 부과할 수 없거나 부과하더라도 사용료만으로는 시설비 등의 회수가 어려운 사업을 대상으로 한다. 둘째, 투자비 회수의 경우 BTO 사업은 최종사용자의 사용료[3]를 기

〈표 1〉 BTO/BTL 방식 비교

추 진 방 식	Build-Transfer-Operate	Build-Transfer-Lease
① 대상시설 성격	• 최종수용자에게 사용료 부과로 투자비 회수가 가능한 시설	• 최종수요자에게 사용료 부가로 투자비 회수가 어려운 시설
② 투자비 회 수	• 최종사용자의 사용료	• 정부의 시설임대료
③ 사 업 리스크	• 민간이 수요위험 부담	• 민간의 수요위험 배제

자료: 기획예산처.

반으로 하나, BTL 사업은 정부의 시설임대료(lease fee)를 통해 이루어진다. 셋째, BTO 사업은 해당 시설 수요 변동에 따른 수익 변화의 위험을 원칙적으로 민간기업이 부담하는 반면, BTL 사업의 경우 시설에 대한 수요 변동위험을 정부에서 부담한다. 즉, 수요가 감소하더라도 정부가 사전에 약정한 수익률을 포함한 리스료를 민간기업에 지불한다.

나. BTL 사업의 추진 배경과 목적

현재 임대형 민간투자사업을 활발하게 운영하고 있는 영국 등 선진국들의 경우에는 상당한 정도의 국가부채와 재정적자로 인해 추가적인 국채발행이나 재정규모 확대를 통해 필요한 공공서비스를 제공하는 데 어려움이 있었고 이를 극복하기 위한 주요 방안으로서 도입된 경우가 많다(Allen[2001]).

반면 우리나라의 경우에는 이들 국가들에 비해 공식적인 국가부채의 규모[4]도 작고 적자재정정책을 추진하고 있는 상황이 아니었으므로 단순하게 국채발행을 통한 재정투자가 어렵기 때문에 임대형 민자사업이 새롭게 도입[5]되었다고 주장

3) 모든 BTO 사업이 최종사용자의 사용료만을 통해 시설비를 회수하고 있는 것은 아니다. 즉, 수익성 개선을 통한 민간자본 유치를 위해 일정 규모 건설보조금 등을 지원하고 있다. 예를 들어, 2006년 현재 BTO 도로사업의 경우 총사업비 중 정부 보조금 지원비중은 23%에 이른다. 철도나 항만의 경우도 총사업의 20~30% 내외를 정부에서 보조하고 있다(KDI 공공투자관리센터 내부자료).

4) 대표적인 민자사업 선진국인 영국의 경우 2005년 기준 정부부채가 GDP의 약 46.8%에 달하고 있으나 한국의 경우 상대적으로 낮은 규모인 GDP의 20.3% 정도로 보고되고 있다(OECD[2005]).

5) 민간투자사업 관련 법령이 제정된 것은 1994년이었으나 사업규모가 본격화된 것은 사실상 IMF 경제위기를 겪으면서부터였으며 장기간 임대료를 부담하는 임대형 민간투자사업제도가 시행된 것은 2005년부터이다.

하는 데는 한계가 있다.[6] 재원 마련이 비교적 쉽고 정부재정 부담 면에서도 분할 납부할 수 있어 선호될 수는 있으나 반드시 이러한 재원조달의 용이성이나 국채 발행을 회피하기 위한 수단으로서 정부에서 동 제도를 실시하였다고 보기는 어렵다.

재정 확보 수단의 다양성을 제외하고 생각할 수 있는 민자사업의 도입 배경은 다음과 같다. 첫째, 정부가 직접 공사를 발주하고 관리하는 통상적인 건설방식보다는 민간이 책임지고 건설하는 민자사업이 기업에 인센티브가 있으므로 공사의 적기 완료나 공사비 준수 면에서 우수하고 민간 경영기법을 활용한 시설운영 면에서도 효율적이다(de Bettignies and Ross[2004]). 둘째, 정부재정 운영 면에서는 경직적인 예산편성이나 집행절차에서 벗어나서 연중 필요할 때마다 탄력적으로 시설 및 서비스를 공급할 수 있다는 장점이 있다. 셋째, 현 정부 집권 후 규모가 확대되고 있는 시중의 풍부한 유동자금을 BTL 사업으로 유치할 경우 부동산 투기 등 불필요한 투기성 자금의 부작용을 줄일 수 있고 금융권에만 맴돌고 있는 자금을 실물투자로 유도함으로써 경제 활성화에 기여할 수 있다는 점도 정부가 임대형 민간투자사업을 적극적으로 추진하고 있는 주요 원인으로 생각할 수 있다.[7]

2. 임대형 민간투자사업(BTL) 추진현황 및 정부 지급금 규모 추산

가. 추진현황

2005년 초에 시작된 BTL 사업은 불과 1년 6개월여가 경과한 2006년 8월 현재 BTL 사업으로 실제 추진 중(고시가 이루어진 사업 기준)인 사업은 103개이며, 총 사업비규모는 5.7조원 수준에 달하고 있다. 이를 진행단계별로 나누어 보면 고시 중인 사업이 14개(17,307억원), 평가 중인 사업이 7개(3,241억원), 협상 중인 사업이 37개(15,950억원), 협약 완료 사업이 16개(7,035억원), 시공 중인 사업이 27개(12,354억원)에 달한다.

2005년 5월 충주 군인 아파트 사업이 첫 번째 BTL 사업으로서 시작된 이래 초중등학교, 국립대 기숙사, 하수관거, 문화시설, 의료・복지센터 사업이 실시되었으며, 2006년에는 새로운 사업 영역으로서 철도시설이 추가되었고 현재 군 병영

6) 한나라당 등 야권에서는 BTL 사업이 국회의 의결을 받지 않고 추진되고 있는 사실상의 국가채무부담행위로서 국회 통제를 회피하여 정부재정을 늘리려는 정부의 의도가 반영되어 있다고 주장하고 있다(「연합뉴스」, 2006. 9. 13).

7) 기획예산처 BTL 홈페이지.

〈표 2〉 BTL 사업 추진현황: 2006년 8월 현재

(단위: 억원)

	초중등 학교	국립대 기숙사	기능 대학	하수 관거	문화 시설	의료복지시설	군인 아파트	철도 시설	합 계
고시 중	3,411	277	0	1,329	140	0	1,627	10,523	17,307
평가 중	810	0	0	0	830	152	1,449	0	3,241
협상 중	4,712	4,466	0	2,077	2,274	0	2,422	0	15,950
협상 완료	1,934	457	398	3,546	700	0	0	0	7,035
시공 중	6,759	504	0	4,905	0	0	186	0	12,354
합 계	17,625	5,703	398	11,857	3,944	152	5,684	10,523	55,887

자료: KDI 공공투자관리센터.

시설에 대한 사업계획이 추진되고 있으며, 향후에도 BTL 사업 대상이나 규모가 지속적으로 확대될 가능성이 많다.[8)]

또한 2007년 임대형 민자사업(BTL) 계획에 따르면 동 연도의 사업한도는 9.9조원에 달하고 기존의 사업유형 외에도 통합지휘무선통신망, 군정보통신망 등 IT 시설이 BTL 사업으로 추가되었으며 국고 보조 지자체 사업도 많아지는 등 사업 다양화 현상이 뚜렷해지고 있다.

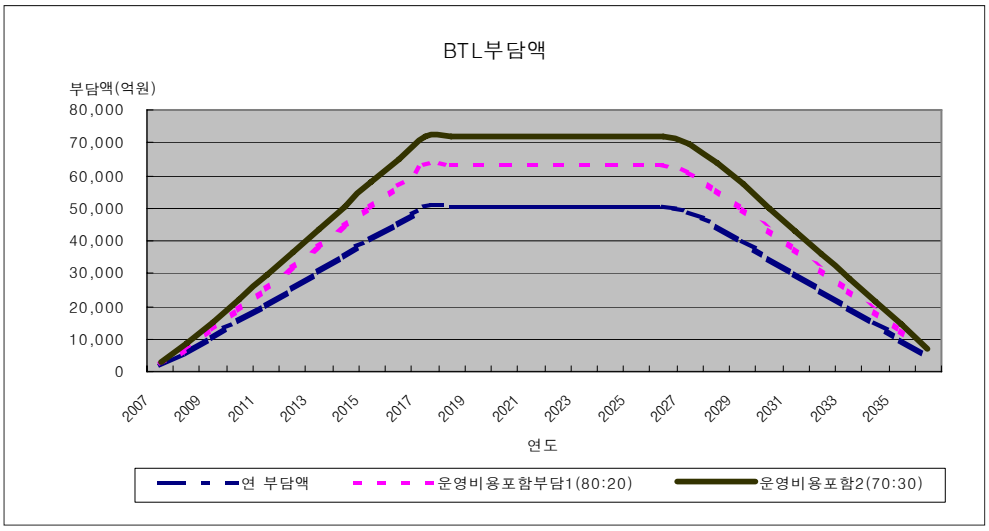
나. 임대형 민간투자사업을 위한 정부 연간 지급금규모의 추산 (시나리오)

BTL 사업으로 향후 정부가 민간사업자에게 부담해야 할 연간지급액을 추정[9)] 함으로써 BTL 사업과 관련한 정부의 재정관리준칙의 필요성을 살펴볼 수 있다. 물론 영국과 같은 민자 선진국에서는 실제 협약이 종결된 사업을 기준으로 매년 정부가 지급해야 할 지급금액을 계산하여

8) 2006년에 기획예산처가 주관한 주요 주무관청 및 민자사업 관련 종사자 540명에 대한 설문조사 결과에 따르면, 응답자의 48%가 연간 BTL 사업규모가 5조~10조원, 17%가 10조~20조원 정도가 적절하다고 응답하는 등 사업 확대에 대한 의견이 많았다(기획예산처 내부자료).

9) BTL 사업의 경우에도 과학관, 박물관 등 일정 시설물들은 입장료 수입 등이 발생할 수 있으므로 이러한 수입 가능성을 고려하지 않은 정부 지급금 계산이 과다 추정되었을 가능성이 있다는 비판이 있을 수 있다. 본 추정액은 BTL 사업 종합수지가 아닌 지출 측면에서 정부가 부담해야 할 예산규모를 추정한 것이다. 또한 BTL 대상사업은 그 특성상 서비스 수입 등으로 해당 시설물의 건설이나 운영비용을 충당하기 어려운 비수익성 사업(학교, 군 시설물 등)을 주 대상으로 하고 있어 총사업비 대비 수입 발생규모는 비교적 비중이 작을 것으로 예상된다.

[그림 2] 정부 연간지급액 추정액(BTL 사업)



보고하고 있지만 우리나라의 경우 사업 시행 초기로서 대부분의 사업들이 고시 및 협상 단계에 있어 실제 협약 기준으로 추정액을 산정하는 데 한계가 있다. 따라서 기초적인 정보 확보 차원에서 사업고시규모를 기준으로 추정해 보기로 한다. [그림 2]는 2005년 4조원, 2006년 8조원의 BTL 사업이 추진되고 2007년부터 2015년 기간 동안은 매년 10조원 규모의 사업이 추진될 것으로 가정되는 경우 매년 정부가 민자사업 지급금으로 지급해야 할 규모를 추산한 것이다. 이 경우 2016년 이후에는 BTL 추가 물량이 없다는 전제하에 계산된 것이다.[10]

BTL 물량 계산 시 고려해야 할 사항 중 하나는 정부에서 발표하고 있는 BTL 사업규모는 운영비 부분이 제외된 규모라는 점이다. 즉, 예를 들어 정부가 발표한 2006년 10조원의 BTL 사업규모는 완공 후 20년간 서비스 제공[11]에 따른 운영비용 지급 부분이 빠진 금액이다.

정부 지급금 계산 시 정부 지급금의 총사업비 대비 운영비 비율은 우리나라 BTL 사업과 유사한 영국 PFI 사업의 경우 최저 20%에서 병원 등 운영서비스 비용이 많이 소요되는 사업의 경우 최고 50%선까지 차지하는 것으로 알려지고 있다. 2005년 이후 계약이 체결된 국내

10) 2005년 3.8조원, 2006년 8.3조원, 2007년의 사업고시액은 9.9조원으로 발표되었으나 분석의 편의를 위해 4조원, 8조원으로 단순화하여 계산하였다. 향후의 BTL 사업규모에 대해서는 정부의 계획이나 방침이 없는 상황으로 각 부처의 수요 조사에 기반하여 사업고시규모를 정하고 있어 유동적이다.

11) 현재까지 진행되고 있는 BTL 사업의 경우 임대기간은 20년으로 원칙적으로 동일하다.

BTL 사업 중 자료 확보가 가능한 사업 41개 사업을 대상으로 총사업비 비중을 조사해 본 결과 평균적으로 운영비가 총사업비에서 차지하는 비중은 25.59%[12]에 달한다.

따라서 본 연구에서는 건설비만 고려하는 경우, 운영비가 총사업비에서 차지하는 비중이 20%인 경우(운영부담 포함 1)와 30%인 경우(운영부담 포함 2)로 구분하여 매년 정부가 민간사업자에게 지불해야 할 연간 지급금규모가 어느 정도에 해당하는지 추산해 보았다.

또한 현재 추진 중인 BTL 사업 평균 건설기간이 약 666일[13]인 점을 감안하여 사업 추진 후 최초 2년간은 정부 지급금이 없는 것으로 가정하고 연간 지급금규모를 추정하였다.

이러한 가정하에 추정된 금액을 살펴보면 2009년부터 연간 정부 지급금규모가 빠른 속도로 증가하기 시작하여 2017년에 이르면 최고치에 달하게 되는데 건설비만 고려할 경우 약 5조 500억원, 총사업비 중 운영비 비중이 20%인 경우를 기준으로 할 경우 약 6조 3천억원, 30%를 기준으로 할 경우에는 약 7조 2천억원에 달하는 것으로 추정되었다.[14] 한편, 2017년에 정점에 달한 정부 지급금규모는 2027년부터 감소하기 시작하여 2035년 이후에는 1조원 내외 정도로 그 규모가 감소될 것으로 추산된다.

BTL 사업에 대한 정부 지급금규모가 중앙정부 예산[15][16]에서 차지하는 비중을 살펴보면 총사업비 중 운영비 비중이 20%인 경우를 기준으로 할 때 2008년에는 0.3% 내외이던 것이 2017년에는 2.6%에 달하게 될 것으로 추정되었다.

특히 2016년 이후에도 정부가 BTL 사업을 신규로 계속 추진하고 수익 발생형 민자사업, 이른바 BTO(Build Transfer Operate) 사업에 대한 정부 건설보조금이나 민자사업에 대한 정부보증비용[17]과 지원금까지 포함할 경우에는 정부예산 중 민간투자사업이 차지하는 비중이 크게 늘어나 향후 정부재정 운용상에 상당한 부담으로 작용할 가능성이 있다.

---

12) 초중고등학교(21개), 국립대 기숙사(1개), 기능대학(1개), 하수관거(12개), 군인아파트(2개), 문화시설(1개)을 대상으로 조사된 평균비율이다(KDI 공공투자관리센터 내부자료).
13) 협약 완료된 43개 사업을 기준으로 계산한 것이다(KDI 공공투자관리센터 내부자료).
14) 추정된 금액은 2006년을 기준으로 현재가치로 평가한 것이다.
15) 일반회계 기준.
16) 최근 5년간 정부 세출예산의 실질증가율이 3.1%인 점을 감안하여 3% 실질 성장률을 기준으로 계산한 것이다. 5% 예산증가율을 가정할 경우 2017년 정부 지급금(운영비 20%)이 예산에서 차지하는 비중은 최대 2.1% 정도로 추정된다.
17) 수익형 민자사업(BTO)의 경우 민자사업 참여 기업에 수요 부족 발생 시 일정 수준의 수입을 보장하는 최소운영수입보장제도가 시행되고 있어 정부의 우발 채무적 부담을 가중시키고 있다.

Ⅲ. 임대형 민간투자사업 (BTL)에 대한 국가부채 논란

1. 문제의 제기

장기간에 걸쳐 정부가 시설물을 이용하고 해당 시설의 건설비와 운영비를 지급하는 임대방식(서비스 구매형)의 민간투자사업의 경우 영국 등 주요 선진국에서는 정부가 지급해야 하는 정부 지급금의 총계, 즉 사업비용이 회계기준상 정부의 부채(liability on balance sheet)인지에 대한 논란이 있어 왔으며, IMF나 Worldbank 같은 국제기구에서도 민간투자사업에 대한 회계처리 및 국가채무로의 인정 여부에 대한 논의가 지속적으로 이루어지고 있다(Ter-Minassian[2004]).

우리나라의 경우 주무부처인 기획예산처에서는 임대형 민간투자사업(BTL)에 대해 '예산 외 채무'로 인정하되 서비스를 정부가 장기간 구매하는 행위로서 국가부채로는 간주하고 있지 않으며 따라서 별도로 국회의 의결을 거치지 않고 사업을 추진하고 있다. 다만 차년도 BTL 사업의 한도액을 예산요구서에 부가하여 보고하는 방식으로 처리하고 있을 뿐이다.

이와 관련하여 BTL 사업의 경우 정부가 지급해야 하는 정부 지급금 총액을 국가부채로 인정해야 한다는 논란이 최근 정치권을 중심으로 일어나고 있다. 야당 등 정치권 일부에서는 BTL 사업의 경우 국가가 사업시행자와 실시협약을 체결하는 것이 헌법 제58조에서 "국채를 모집하거나 예산 외에 국가부담이 될 계약을 체결하려 할 때에는 정부는 미리 국회의 의결을 얻어야 한다"고 규정한 취지를 위반하고 있다고 주장(제251회 국회 제4차 본회의, 2005. 1. 1)하고 권한쟁의 심판을 제기[18]하기도 하였다. 또한 예산심의과정에서 BTL 사업 한도액을 실질적인 국가부채로 평가하고 국가부채 증가율에 대한 우려를 적극적으로 표시하고 있다(「연합뉴스」, 2006. 9. 13).

특히 2008년부터는 우리나라 정부도 복식부기제도를 시행하고 이에 따라 매년 정부의 자산, 부채, 자본 등의 내용을 대차대조표를 통해 공시하도록 예정되어 있다.[19] 따라서 임대형 민간투자사업으로 진행되고 있는 각종 사업들을 어떻게 회계처리해야 하는가를 결정하고 정해진 기준에 따라 공표하여야 한다. 즉, 해당 BTL 사업으로 형성된 사업결과물의 실질적인 소유주(purchaser)가 정부인 경우 대차대조표상에 정부자산으로 기입하고

18) 한나라당의 김성조 의원 외 12인은 2005년 11월 11일 동 건과 관련하여 헌법재판소에 "국회의원과 정부 간의 권한쟁의 심판 청구"를 제기하였다.

19) 기획예산처, 「디지털예산회계 총괄 보고서」, 2005 참조

자산 구매를 위해 부담해야 하는 정부 지급금액을 동시에 부채로 기재해야 한다. 반면, 정부가 실질적인 소유주가 아니라 기업이 실질적인 소유주인 경우 정부 대차대조표(balance sheet)에는 BTL 거래가 나타나지 않게 되며 해당 내용은 기업 대차대조표에 나타나게 된다. 그러나 아직까지 이에 대한 정부방침이 정해진 것은 없는 실정이다.[20]

더구나 BTL 사업에 대한 정부 지급금 지출방식이 종전에는 시설물에 대한 리스료와 운영서비스 비용을 구분하여 지급하였으나, 2006년 하반기부터 시행되는 사업은 원칙적으로 리스료와 운영서비스료를 별도로 구분하지 않는 일체형 지급금(unitary payment) 방식으로 전환되어 일반적인 리스회계기준을 적용하는 것이 사실상 어렵게 되었다. 다시 말해 시설물 건설비용인 리스료의 경우에도 운영서비스의 성과(performance)에 따라 연동되어 지급되게 되므로 정부가 지불해야 하는 건물 시공에 대한 대가, 즉 리스료도 그 지급금액이 불확정 채무(contingent liability)와 유사하게 변화되었고 회계처리 측면에서도 일반적인 리스회계기준을 적용하기가 곤란하게 되었다는 것을 의미한다. 이런 점에서 볼 때 정부가 BTL 사업 거래에 대해 회계적으로 어떤 방식으로 관리할지의 원칙을 정할 필요성이 매우 커졌다고 할 것이다. 그러나 현재까지 민간투자사업의 부채적 특성과 회계처리방식에 대한 정부 차원의 정책은 수립되고 있지 않으며 관련 연구도 미미한 실정이다.[21]

다음 절에서는 영국 등 민간투자사업이 활발하게 운영되고 있는 주요 선진국과 국제기구 등에서 임대형 민간투자사업의 회계처리를 어떤 방식으로 하고 있는지에 대해 살펴보고자 한다. 이러한 외국 사례 등을 기초로 제3절에서는 우리나라에 적용할 수 있는 개선방안을 도출할 것이다.

2. 주요국의 임대형 민간투자사업에 대한 정부 회계처리 방침

가. 영 국

영국 재무부(HM Treasury[1996])는 PFI 거래를 크게 건설비용이 주가 되는 임대료(lease) 계약과 시설물 운영서비스(Operating Service) 계약으로 구분이 가능한 경우와 물리적 구분이 불가능한 경우

20) 임대형 민간투자사업 회계처리 문제는, 영국, 호주 등 민자사업 주요 국가에서는 회계처리에 있어 정부부채로서의 인정 여부와 관련하여 많은 논의가 이루어지고 있으나 우리나라의 경우 BTL 민자사업 회계처리에 대해 구체적으로 분석한 선행연구는 일부 연구보고서(김재형 · 최석준 외[2006] 등)를 제외하고는 찾아보기 어렵다.

21) 김재형 · 최석준 외(2006)는 주요 외국의 민자사업 회계처리 사례들을 일부 제시하고 있다.

로 나누어 회계처리방식을 달리하고 있다.

시설물 임대(lease)를 위한 현금흐름(payment stream)과 운영서비스를 위한 현금흐름(payment stream)의 명확한 구분이 가능한 경우, 시설물 리스에 대해서는 통상적인 리스회계기준[22]을 적용하도록 권고하고 있다. 이 기준에 의해 금융리스(financial lease)로 구분될 경우 총리스료는 시설물의 주된 이용자(purchaser)인 정부의 부채(liability)로 인정되고 정부 대차대조표상에 부채로 명기된다. 운용리스(operating lease)로 분류될 경우에는 시설물을 정부에 리스해 주는 기업(operator)의 부채(liability)로 인정되며 기업 대차대조표상에 부채로 나타나게 된다. 한편 운영 서비스를 위한 지급금은 통상적인 정부의 거래행위로 간주되며 대차대조표(balance sheet)상에 부채로 인정되지 않게 된다.

리스를 위한 현금흐름과 운영서비스를 위한 현금흐름의 구분이 불분명한 경우에는 해당 사업으로 발생할 수 있는 위험과 편익을 실질적으로 부담하는 사업주체(정부 또는 민간사업자)의 부채(liability on balance sheet)로 처리하게 된다. 영국 재무부에서는 PFI 사업의 실질적인 위험부담 주체를 판단하기 위한 방법으로 정성적 방법과 정량적 방법을 병행하여 시행하고 있다. 판단기준으로 권고하고 있는 주요 내용은 <표 3>과 같다.

영국의 경우 리스료와 운영서비스 대가를 합쳐서 지급하는 일체형 정부 지급금(unitary payment)이 주로 사용되고 있고 기업이 실질적으로 받는 자금의 규모가 서비스 성과(performance)와 연동되어 있는 경우가 대부분이다. 따라서 일반적인 리스회계기준으로 PFI 거래를 누구의 부채로 할 것인지 여부를 결정할 수 없는 경우가 많다.

1992~2003년 기간 중 계약이 확정된 PFI 사업 중 상기 기준에 의거 분류한 결과에 따르면 사업규모 기준으로 전체 사업의 약 57%만이 정부 대차대조표상의 부채(liability on balance sheet)로 인정되고 있을 뿐이며, 43%의 사업은 장부 외 거래(off-balance)로서 정부부채로 기록되지 않고 일반적인 지출로 인정된다(HM Treasury[2003]).

나. 호 주

연방정부 및 주정부 차원에서 임대형 민간투자사업을 정부의 부채로 평가할지 판단하기 위한 별도의 회계기준을 두고 있지는 않다. 다만 일반적인 리스회계처리를 기준으로 정부부채(금융리스) 여부를 결정하도록 하고 있을 뿐이다.

<표 4>는 PFI 거래가 금융리스(finan-

22) 통상적인 국제회계기준에 따르면 '금융리스'는 리스자산의 소유에 따른 대부분의 위험과 효익이 리스 이용자에게 이전되는 리스를 의미하며 '운용리스'는 금융리스 이외의 리스를 말한다.

〈표 3〉 PFI 거래의 실질적 소유자 판단기준

① 정성적 위험 평가기준 □ 상당한 수요위험이 있는 경우 수요위험을 부담하는 주체 □ 사업시행자의 수익(earning revenue)이 정부가 아닌 제3자로부터 발생하는 것이 명백한 경우 기업의 자산으로 판정 □ 시설물의 고유 성격(the nature of the property)을 결정하는 주체 □ 기업이 성과에 대한 페널티를 물도록 되어 있는 경우 기업이 실질적 자산의 소유자임. □ 시설물 건설비용 변동위험이 상당한 경우 이 위험을 부담하는 주체 □ 기술의 낙후(obsolescent)로 발생하는 위험을 부담하는 주체 □ 계약 종료 시 잔존가치 위험을 부담하는 주체 □ 사업시행자의 재무 레버리지가 정부가 시행자를 지원(stand behind)한다는 전제를 갖고 있는 것으로 판단될 경우 정부가 자산의 실질적 소유자일 경우가 많음.
② 정량적 위험 평가기준[23] □ 1단계: 민간사업자가 부담하는 위험과 정부가 부담하는 위험을 구분 □ 2단계: 사업자 편에서 발생할 수 있는 시설물 이익(property profit)의 잠재적 변동액을 순현재가치(net present value)로 계산 □ 3단계: 정부 편에서 발생할 수 있는 시설물 이익(property profit)의 잠재적 변동액을 순현재가치(net present value)로 계산 □ 4단계: 사업자와 정부의 순현재가치 변동 가능액을 비교하여 더 높은 위험부담을 갖는 쪽, 즉 변동 가능액이 큰 쪽의 회계상 자산(asset)으로 인정

자료: HM Treasury, “How To Account For PFI Transaction,” Technical Note 1, 1996.

〈표 4〉 호주 정부의 PFI 처리 관련 기준(금융리스 판단기준)

□ 리스 기간이 시설물 내구연수(economic life of the item)의 75%를 넘어서는 경우 □ 리스료 합계의 현재가치가 시장가격의 90%를 상회할 경우 □ 계약 만료 후 정부가 시장가격보다 상당히 낮은 가격으로 구입할 수 있는 옵션

cial lease)로 분류되기 위한 주요 기준이다(Australian Government[2002]).

영국의 경우와 유사하게 PFI 사업이 금융리스로 분류될 경우 PFI 거래는 정부의 부채로서 대차대조표에 기록되게 된다. 이들 기준들은 일반적인 금융리스 회계기준에서 정하고 있는 내용과 매우 유사하다는 특징을 갖는다.

23) 정량적 평가를 위해 주로 사용되는 기법은 민감도 분석(sensitivity test), 시나리오 기법(scenario analysis), 몬테칼로 시뮬레이션(Monte Carlo simulation) 기법 등이 있다.

호주에서는 정부 재무제표상에 금융리스로 분류되는 사업거래 내용을 공개하는 것 외에도 예산공개법(the Charter of Budget Honesty Act 1998)에 따라 예산에 관련되는 정부의 모든 채무와 위험내용을 각 기관별로 공개하도록 하고 있다. 따라서 모든 정부의 지급보증(guarantee), 정부 보장(indemnity), 기타 예산에 영향을 미칠 수 있는 협상 및 기타 이슈들도 대상이 된다. 따라서 운용리스로 분류된 임대형 민간투자사업 내용도 원칙적으로 공개되고 있다.

아울러 민자사업에 대해 각 정부기관들은 통계청(the Australian Bureau of Statistics)으로부터 개별 사업에 대한 예산회계처리에 대해 자문을 받도록 하고 있다. 민자사업 회계처리에 대해 일관성 있게 관리하고 정부기관의 편의에 따라 운용리스(operating lease)로 분류하여 정부부채규모를 의도적으로 축소시킬 가능성을 방지하는 데 목적이 있다.

다. 일 본

일본의 경우 임대형 민간투자사업(PFI)에 대해 공식적으로 회계기준이나 법령으로 동 사업이 정부의 부채인지 여부에 대해 명시하지 않고 있다. 따라서 민자사업에 참여하는 기업들의 경우 관행에 의해 정부와의 PFI 사업 거래에 대해 기록을 하고 있을 뿐이다(김재형 · 최석준 외[2005]).

다만 PFI법령에서는 조항내용 중 일부(PFI법령 제11조)에서 간접적으로 PFI 거래가 채무적 성격이 있음을 보여주고 있다. 특기할 점은 지방 정부사업에 대한 것인데, 지방정부에서 추진하는 사업에 대해서는 일정 규모(광역시의 경우 3억 엔 이상의 사업) 사업 계약의 경우 미리 지방의회의 의결을 거치도록 하고 있다(노무라 종합연구소[2005]).

〈표 5〉 일본 PFI법령 중 국가채무 관련 조항

민간자금등의 활용에 의한 공공시설 등의 정비 등의 촉진에 관한 법률(PFI법)

제9조(지방공공단체 의회의 의결)
지방공공단체는 특정 사업에 영향을 미치는 계약으로 그 종류 및 금액에 관하여 정령에서 정하는 기준에 해당하는 사항을 체결한 경우에는 미리 의회의 의결을 받아야 한다

제11조(국가의 채무부담)
국가가 선정사업에 대해서 채무를 부담하는 경우 해당 채무를 부담하는 행위에 의해 지출해야 할 연한은 해당 회계연도 이후 30년 이내로 한다.

〈표 6〉 Eurostat의 민자사업 회계처리지침

다음 두 가지 조건을 동시에 만족하는 경우 정부의 부채로 기록되지 않는다는 점을 명시 (off balance sheet) ① 건설위험(Construction Risk)을 기업에서 부담 ② 성과위험(Performance Risk) 또는 수요위험(Demand Risk)을 기업에서 부담

자료: Eurostat, “Treatment of Private Public Partnerships,” 2004.

라. EU

EU에서는 유럽 통합 이후 유로화 가치의 유지 및 회원국의 재정안정화를 위해 이른바 안정성 협약(Stability and Growth Pact)을 발효하여 모든 회원국의 국가부채를 GDP 대비 60% 이내로 할 것을 명시하였다. 이에 따라 이미 과도한 국가부채규모 및 재정적자[24]를 가진 일부 회원국들이 동 협약을 회피하는 방법으로서 민간을 통해 재원을 조달하는 민간투자사업(Public-Private Partnerships)을 이용하는 사례가 증가하였다. 이에 대처하기 위해 범유럽 차원에서 민간투자사업을 어떤 방식으로 회계처리해야 하는가에 대한 방침을 정하게 되었다(Scally[2004]).

2004년 말에 EU 통계청(EU Statistical Agency: Eurostat)이 민자사업에 대한 회계처리지침 내용을 발표하였는데, 종전의 일반적인 리스거래 회계처리방침보다는 좀더 완화된 내용으로 동 기준안을 따를 경우 상당수의 민자사업들이 정부부채 대상에서 제외될 것으로 기대하고 있다. 그 주요 골자를 보면 사업위험의 대부분을 민간사업자가 부담하는 경우 리스료 부분이 정부 지출로 기록되어 재정수지를 악화시키지만, 국가부채로는 기록되지 않는다. 반대로 위험 대부분을 정부가 부담하는 경우 건설리스료 및 서비스 비용 모두 정부부채(자산)로 기록되게 되어 EU가 정한 재정준칙의 통제를 받게 된다(Scally[2004]).

마. IMF

IMF에서는 민간투자사업(Public Private Partnerships)에 대해 어떤 방식으로 회계처리를 하는 것이 바람직한가에 대해 명확한 입장을 취하고 있지는 않다. 내부적으로 각국의 회계처리방식이 나름대로의 근거를 갖고 있으며 세계 공통적인 민간투자사업 회계처리규정 제정을 위한 연

24) SCP 조약에 따르면 회원국들은 재정적자규모도 중앙정부 예산의 3% 이내로 안정화시킬 것을 요구받고 있다.

구노력이 이루어지고 있음을 강조하고 공통규범이 제정될 때까지는 각국에서 나름대로의 원칙하에 회계처리를 하는 것이 무방하다고 보고 있다. 특히 서비스 구매 성격이 있는 임대형 민간투자사업을 일률적으로 국가부채 또는 기업부채로 인정하는 것이 바람직하지는 않다고 보고 있다. 즉, 민간투자사업 거래가 정부부채인가 아닌가 하는 문제에 대해서는 신축적인 입장임에는 분명하다. 다만 민간투자사업 거래가 어느 정도는 채무적 성격이 있으므로 재정 건전성 확보 측면에서 민간투자사업의 내용과 규모에 대해 대외적으로 공표하는 것이 바람직하다고 주장하고 있다(Ter-Minassian[2004]).

3. 개선방안[25]

실제 매년 수조원 규모의 BTL 사업이 진행되고 정부와 민간사업자 간 실시협약이 이루어지고 있는 상황에서 해당 거래 내용을 회계방식상 어떻게 처리할 것인가를 정하는 것이 시급한 사항인 것은 분명하다.

다만 앞 절의 외국사례에서도 보았듯이 세계적으로 인정받는 공통기준은 아직까지는 만들어지지 않았고 각 나라들은 자국의 다양한 환경여건을 반영한 나름대로의 고유기준을 갖고 정부와 민간사업자 간의 거래내용을 회계처리하고 있다. 즉, 민자사업이 국가부채인지를 정하는 데 있어 가능한 한 사업 특성에 맞게 정하려는 노력을 기울이고 있다.

이러한 선진 외국사례 등을 검토함으로써 우리나라에 적용할 수 있는 민자사업의 국가부채 여부 판단기준(안)을 도출할 수 있을 것이다. 다만 국제적으로 적용되는 공통회계기준이 공표될 경우 우리나라의 경우도 이에 따라야 한다는 전제하에 개선방안을 도출한 것임을 밝히고자 한다. 일정이 불분명하고 상황에 따라 장기간이 소요될 수 있는 국제 공통회계기준이 마련될 때까지 우리나라에서 잠정적으로 활용할 수 있는 방안을 제시한 것이다.

본 논문에서는 각 대안들이 실제 정책으로 반영될 경우 실제 사업들이 어떤 방식으로 회계처리되는가를 살펴보기 위해 구체적인 사업사례를 들어 분석하는 방법도 병행하고자 한다.

분석대상인 사업은 현재 BTL 사업으로 진행 중에 있는 지방 J대학 학생생활관[26] 사업으로 주요 사업 개요는 다음과 같다.

---

25) 김재형・최석준 외(2006)에서도 EU 회계처리방식 등을 대안으로 제시한 바 있다.

26) 기본적인 정부실행대안 PSC(Public Sector Comparator)는 KDI 공공투자관리센터에서 추산한 내용을 이용하였다(최석준[2006a]).

□ 시설 등의 개요

○ 부지의 입지조건: 19,200㎡

○ 시설 개요

대학별	총 사업량 (㎡)	수용인원 (인)	1실 수용인원	구조 계획
J대학교	53,792	3,140 이상	2인	RC 또는 SRC

□ 추정사업비: 584억원(준공기준) 부가가치세가 제외된 금액

○ 운영비 별도(운영기간: 20년)

동 사업의 경우 BTL 사업 시행을 위해서는 해당 사업을 정부가 실행하는 경우의 비용 산정, 즉 PSC(Public Sector Comparator) 과정을 거쳐야 한다. KDI 공공투자관리센터에서 산정한 해당 사업의 PSC 산정결과는 아래와 같다.[27]

구 분	총사업비	건설비	운영비 등
정부대안 (PSC)	120,043백만원	54,691백만원 (45.5%)	65,352백만원 (54.5%)[28]
민간대안 (PFI) * 90% 기준	108,038백만원	49,221백만원 (45.5%)	58,817백만원 (54.5%)

사업계약이 체결된 후 경쟁을 통해 선정된 민간사업자가 제안한 가격이 정부실행대안(PSC)의 90% 수준으로 가정할 경우 20년간 운영비를 포함한 총사업비는 1,080억원이며 이 중 건설비는 492억원(총사업비 중 45.5%), 운영비는 588억원(총사업비 중 54.5%)이다.

그러나 2006년 하반기부터 건설리스료와 운영비가 구분되지 않고 지급되는 일체형 지급방식을 사용하도록 정책이 변경되어 동 사업의 경우 건설리스료와 운영비가 구분되어 민간사업자에게 지급되지 않게 되었다. 즉, 운영서비스의 성과가 부진할 경우 이에 연동되어 전체 연간 지급금이 조정되며 따라서 사전적으로 건설리스료와 운영비의 규모를 분명하게 결정하기가 어려워졌으며 일반적인 리스 회계처리준칙을 사용하기가 사실상 어려워져서 사전적으로 규모를 산정하기 어려운 일종의 우발채무(contingent liability) 성격을 갖게 되었다.[29]

이러한 점을 고려할 때 최초 BTL 사업들의 건설이 완료되어 본격적으로 운영되기 이전에 정부 차원에서 BTL 사업 거래 회계처리방침에 대한 입장을 분명하

27) 모든 가격은 2004년 기준 현재가치로 산정된 것이며, 운영기간 20년, 건물완공 후 지급금의 개시는 2007년, 자금조달은 5년 만기 국공채를 기준으로 산정된 것이다.

28) 현재 BTL 일반학교 사업의 경우 총사업비 중 운영비 비중이 30% 내외를 차지하고 있으나 기능대학, 국립대 기숙사 사업의 경우 운영비의 비중이 40~50% 이상인 경우가 대부분이다. 반면 하수관거, 문화시설 등의 경우는 운영비 비중이 20% 내외로 비교적 작게 나타나고 있다.

29) 운영성과 부진에 따른 벌금(penalty)의 상한이나 그 규모에 대해서는 원칙적으로 정부와 민간사업자 간의 협약에 따르게 되어 있다.

게 할 필요가 있다고 본다. 외국의 사례 등을 통해 우리나라 BTL 사업 회계처리에 준용할 수 있는 방안들은 다음과 같다.

가. Eurostat 회계기준의 준용방안

1) 대안의 설명

현재 EU 회원국들을 중심으로 적용 중인 Eurostat 기준은 비교적 개념이 명확하고 간단하게 정의되어 있어 동 기준을 우리나라 민자사업 회계기준으로 삼을 경우 정부 회계 담당자가 BTL 사업 거래를 정부 회계상 정부채무 또는 일반적 지출로 처리할지에 대해 쉽게 결정할 수 있을 것으로 보인다(김재형・최석준[2005], 김재형・최석준 외[2006]).

또한 이미 임대형 민자사업(Private Finance Initiative: PFI)이 활발하게 운영되고 있는 유럽 각국에서 활용되고 있는 기준이므로 국제적인 규범성 측면이나 투명성 면에서도 좋은 평가를 받을 수 있을 것이다.

다만 문제점으로는 건설과정에서 발생할 수 있는 위험(construction)이나 성과부진에 따른 위험(performance risk)을 현행 BTL 사업의 일반적인 추진형태나 현형 표준협약서(안)[30]에서 기준으로 분석할 때 대부분 민간사업자가 부담하는 경우가 많기 때문에 민간사업자의 자산(부채)으로 분류될 가능성이 높다는 것이다(심상달・최석준 외[2005]).

즉, 현행 민간투자사업에서 건설위험은 원칙적으로 민간기업이 부담하고 있고 건설된 시설물의 품질이나 운영서비스의 만족도가 기준에 못 미칠 경우 발생할 수 있는 위험에 대해 참여 기업이 책임을 지고 있기 때문이다. 임대형 민간투자사업의 경우 수요위험은 정부에서 부담하고 있으나 이를 감안하더라도 특별한 사정이 없는 이상 현행 BTL 사업내용 특성상 BTL 사업내역은 정부부채로 인정되지 않을 것으로 예상된다. 따라서 실질적으로는 부채성격이 상존하는 BTL 사업내역이 정부 재무제표상에서 공시되지 않아 정부의 방만한 재정운영을 유발할 수 있다는 비판이 있을 수 있다.

이러한 비판을 최소화하기 위해서는 Eurostat의 회계기준을 준용한 회계기준 정립과 함께 BTL 사업에 대해 별도의 양식을 만들어서 정부 회계장부상에 사업규모나 지급내역 등을 기록할 필요가 있다. 구체적으로 기록될 주요 사항으로는 총사업비(건설비+운영비+금융비용+기타), 연간 지급금액, 성과 부진에 따른 페널티 상한규모 등이 될 수 있다. 이 경우 정부 대차대조표상에 정부부채로는 기록되지 않더라도 현재 추진 중인 BTL 사업의 규모나 연간 지급금규모 등이 공개될

30) KDI, 「임대형 민자사업(BTL) 표준실시협약」, 2006 참조.

수 있어 방만한 재정운영을 억제할 수 있을 것으로 예상된다.

이와 아울러 영국 PFI 사례에서와 같이 대의기관인 국회에 매년 정기적으로 실제 실시협약이 체결되거나 입찰이 종료되어 우선협상 대상기업이 확정된 BTL 사업에 대해 주요 내역과 정부가 매년 지급해야 할 지급금규모를 추산한 결과를 정례적으로 보고할 필요가 있다.

또한 국회 도서관에 민간사업자의 권익이 침해되지 않는 선에서 일정 규모 이상의 사업 및 사업방식이 일반적인 표준실시협약에서 크게 벗어난 사업의 경우 계약서 전부 또는 일부를 비치하여 국회에서 해당 사업에 대해 검토할 수 있도록 기회를 제공하는 방안에 대해서도 긍정적으로 검토할 필요가 있다.

이처럼 일반화된 회계준칙의 수립과 함께 정보 공개의 원칙을 확립할 경우 거래의 투명성 제고는 물론 아울러 언론이나 시민단체들의 감시와 견제가 가능해지는 효과도 있을 수 있다.

2) BTL 사업 실례 분석

분석대상 사업인 'J대학 학생생활관' 사업을 동 회계방침에 따라 분석할 경우, 일반적인 BTL 사업 특성상 건설위험의 부담자는 민간사업자가 되고 운영 중 발생할 수 있는 성과위험에 대해서도 민간사업자가 벌금이나 협약상 책임을 지도록 하고 있으므로 Eurostat 민간투자사업 회계처리기준상의 off balance sheet 거래로 인정될 것으로 판단된다. 즉, 정부 대차대조표상 해당 사업 거래내용이 정부 대차대조표상에 부채(liability)로 기재되지 않는다.

본 대안에서는 부채적 성격이 있는 해당 거래가 대차대조표상에 기록되지 않는 문제점을 보완하기 위해 부기형식으로 해당 사업 거래의 총사업비 등 정부부담금액의 규모를 상세히 기록하도록 하고 있다. 이 경우 부기형태로 기록되는 'J대학 학생생활관' 사업에 해당하는 사업내용은 총사업비(현금지출 총액 및 현가금액), 건설비·운영비 비용 세부내역, 연간 지급금액 및 지급금액 현가 등이 될 것으로 예상된다. 동 사업의 경우 현가기준 총사업비 1,080억원, 연평균 정부 지급금액 54억원, 계약서 특약 내용 등 다양한 형태의 정보가 제공될 수 있다.

나. 실질적인 사업위험 및 편익부담자를 기준으로 구분하는 방안

1) 대안의 설명

현재 영국에서는 해당 임대형 민자사업(PFI)의 위험과 편익을 주로 부담하는 주체를 파악하여 주 수혜자를 해당 사업 거래의 주된 소유자, 즉 자산획득을 위해 채무를 부담하는 주체로 판단하는 방법을 사용하고 있어 우리나라에도 해당 제

도의 도입을 검토할 필요가 있다.

각 사업별로 실질적인 위험 및 혜택을 주로 소유하는 당사자를 찾아 부채의 주체를 판단하는 방식은 개별 사업의 특징을 잘 반영할 수 있고 회계상 판단에 있어서 명확한 근거를 제시할 수 있는 선진적 방법이라 할 수 있다. 일반적으로 위험이라 함은 자산의 운휴, 기술적 진부화로 인한 손실 및 경제여건의 변화에 따른 수입액 변동의 가능성을 포함한다. 혜택 내지 편익이라 함은 자산의 경제적 내용연수에 걸친 수익성 있는 운용과 가치의 증대 혹은 잔존가치의 실현에서 발생하는 이익의 기대치를 지칭하는 것이 보통이다.[31]

해당 방안 시행을 위해서는 우선 리스료와 운영을 위한 서비스료를 구분할 수 있는 사업에 대해서는 일반적 리스회계기준을 적용하도록 하고 명확한 구분이 없는 사업에 대해서는 정성적 평가방식과 정량적 평가방식을 병행하여 실질적 위험 부담자를 파악할 수 있을 것으로 판단된다. 이 경우 영국에서 사용하고 있는 정성적 평가기준을 준용하여 사용하는 데 큰 문제는 없을 것으로 보인다.

다만 영국에서 사용되고 있는 정량적 평가방법을 도입하기 위해서는 개별 사업에 대해 소수의 전문가들이 주요 위험의 발생확률, 가치의 변동규모 등을 결정하고 이를 다양한 경우의 수를 고려하여 기댓값을 정하는 절차를 거쳐야 한다. 다시 말해 전문가들의 주관적 가치 판단에 의해 위험가치 평가나 변동폭이 크게 변화할 수 있다는 한계가 있다. 또한 민자사업 시행 초기인 우리나라의 경우 민자사업에 참여한 경험이 많은 분야별 전문가(예: 건설 및 건축, 운영서비스, 금융 전문인력 등)의 절대적 규모가 부족한 점은 동 방안 실행의 가장 큰 걸림돌이 될 것으로 예상된다. 적어도 수년간 BTL 사업이 시행된 후에 실행하는 것이 더 바람직할 것으로 판단된다.

또한 도입을 결정하더라도 정량적 방법의 본격적인 도입에 앞서 시범사업 등을 선정, 실제 위험가치와 변동 정도를 계산하고 정성적 판단기준만을 적용하였을 때와 차이점을 비교하거나 복수의 전문가 그룹을 활용하여 비교 평가를 실시하는 등 충분한 준비기간을 거쳐 시행하여야 할 것이다.

2) BTL 사업 실례 분석

'J대학 학생생활관 사업'의 경우 2006년 이전에 협약이 체결되었을 경우 건설 리스료와 운영비 부분이 분리되어 지급되었을 가능성이 많다. 따라서 일반적인 리스회계기준을 적용할 수 있다. 이 경우 건설비에 해당하는 492억원만이 정부 대

31) 리스회계처리준칙 총칙 참조.

차대조표상 부채로 기록되고 운영비의 경우는 그 규모가 사실상 건설비보다 더 규모가 큼에도 불구하고 회계장부상에는 일상적인 현금 거래로만 기록되게 되며 정부의 자산 및 부채 현황을 보여주는 대차대조표상에는 기록되지 않을 가능성이 많다(off balance sheet).[32]

그러나 2006년부터 정부가 추진하는 BTL 사업의 경우 원칙적으로 건설리스료와 운영비를 통합 지급하는 방식(Unitary Payment)을 사용하고 있으므로 단순히 건설리스료 부분만을 분리하여 리스회계처리기준을 적용하기는 어렵다. 따라서 영국에서 적용하고 있는 정성적 기준을 적용하여 'J대학 학생생활관' 사업을 분석해 보기로 한다.[33]

□ 상당한 수요위험이 있는 경우, 수요위험을 부담하는 주체
- 주무관청에서는 생활관 이용학생 수의 일상적인 변화위험은 정부가 부담하되 예기치 못한 수요감소 등에 대해서는 정부와 기업이 공동으로 위험을 부담한다고 설명하고 있어 해당 조건의 경우 정부와 기업의 공동 부채로 인정될 가능성이 높다.

□ 사업시행자의 수익(earning revenue)이 정부가 아닌 제3자로부터 발생하는 것이 명백한 경우 기업의 자산으로 판정
- 해당사업의 경우 정부에서 주된 수입이 발생하므로 동 기준을 적용할 경우 정부 측 부채로 판정될 가능성이 높다.

□ 시설물의 고유 성격(the nature of the property)을 결정하는 주체
- 해당 시설물의 고유 성격은 원칙적으로 주무관청에서 결정하게 되므로 정부 측의 주된 자산으로 판단될 수 있다.

□ 기업이 성과에 대한 페널티를 물도록 되어 있는 경우 기업이 실질적 자산의 소유자임.
- 기업이 학생생활관 운영에 있어 약속했던 성과를 달성하지 못하는 경우 연간 지급금의 규모가 감소되는 등 상당한 페널티를 물도록 되어 있어 동 기준 적용 시 해당 사업은 기업의 부채로 인정될 가능성이 높다.

---

32) 현재까지 정부 회계처리방식에 대한 뚜렷한 방침이 없고 복식부기를 시행하지 않고 있어 실제로 정부 장부상에 민간투자사업(BTL)은 기록되지 않고 있다. 다만 민간사업자들의 경우 기업회계기준 등에 따라 거래를 기록해야 하므로 사업 특성상 성격이 가장 유사한 리스회계처리방식을 기준으로 회계장부에 기록할 것으로 전망된다. 이 경우 BTL 거래는 일종의 금융리스에 해당될 가능성이 많아 기업의 자산(부채)으로 기록되지 않으며 일반적인 금융채권 성격으로 기록될 수 있다.

33) 동 사업의 주무관청 및 관련 분야 전문가들을 대상으로 위험계량화 및 위험관리를 위한 세미나를 개최하였으며 동 자료를 기준으로 판단한 내용이다.

□ 시설물 건설비용 변동위험이 상당한 경우 이 위험을 부담하는 주체

– 원칙적으로 BTL 사업에서는 건설비용 변동에 대한 위험을 기업에서 부담하도록 하고 있어 동 기준 적용 시 해당 사업은 기업 자산으로 판단될 가능성이 높다.

□ 기술의 낙후(obsolescent)로 발생하는 위험을 부담하는 주체

– 동 사업의 경우 첨단기술 등을 이용한 시설물이 아니므로 주된 판단기준이 되기는 어려우나 예상하기 어려운 기술개발 등으로 발생할 위험에 대해서는 정부와 기업이 공동으로 위험부담을 지는 경우가 많으므로 해당기준 적용 시 정부와 기업의 공동 부채로 분류될 수 있다.

□ 계약 종료 시 잔존가치 위험을 부담하는 주체

– 잔존가치와 무관하게 기업의 경우 리스료 등을 통해 투입된 금액을 환수할 수 있으므로 잔존가치 위험은 원칙적으로 정부에서 부담하게 된다. 이 경우 해당 자산은 정부 측 부채로 판단될 수 있다.

□ 사업시행자의 재무 레버리지가 정부가 시행자를 지원(stand behind)한다는 전제를 갖고 있는 것으로 판단될 경우 정부가 자산의 실질적 소유자일 경우가 많다.

– 동 사업의 경우 주무관청이 해당 사업 시행자에 대해 별도의 보조금을 지급한다거나 지원을 한다는 내용이 없으므로 해당기준을 근거로 정부부채로 판단하기는 어렵다.

분석내용을 종합할 때 'J대학 학생생활관' 사업의 경우 정성적 기준 적용 시 일률적으로 정부 또는 기업의 부채로 판단하기는 어렵다는 점을 알 수 있다. 따라서 구체적인 판단을 위해서는 실질적인 위험부담의 크기를 비교하여 위험을 더 부담하는 쪽의 부채로 결정할 수밖에 없을 것이다. 다만 정량적 분석을 위해서는 충분한 자료의 축적과 함께 BTL 사업 시행 경험이 많은 전문가 풀이 있어야 하나 시행기간이 짧고 동일 유형 사업 시행 빈도 수가 충분치 않은 현재로서는 영국에서 적용하고 있는 계량화를 통한 부채 판단기준을 실제 시행하는 것은 현실적으로 어려울 것으로 보인다.[34]

34) 관련 전문가들로부터 위험부담 주체, 확률, 피해규모 등을 도출할 수는 있으나 상당한 이견이 발생할 수 있고 자료 축적이 부족한 상황에서 전적으로 주관적인 판단에만 의존하게 될 가능성이 높아 분석내용의 신뢰성 보장이 어려울 수 있다. 'J대학 학생생활관' 사업 관련 13인의 전문가를 상대로 주요 위험의 발생확률이나 피해 정도에 대해 의견을 조사한 결과 대표적인 위험인 설계 관련 위험 발생확률의 경우 최고 80%, 최저 5% 그리고 피해규모에 대해서는 최대 58억원, 최소 3억원으로 나타나는 등 전문가들 간에 상당한 의견 차이가 있는 것으로 나타나고 있다(최석준[2006a]).

Ⅳ. 국가 재정운영 측면에서의 임대형 민간투자사업 관리방안

1. 민자사업과 재정운영 준칙의 도입 필요성

민간투자사업을 정부가 선호하는 주된 이유는 단기간에 최소한의 정부 부담으로 국가적으로 꼭 필요한 각종 기반시설물들을 적기에 공급하고 민간부문의 효율성을 통해 비용 대비 높은 수준의 서비스를 국민에게 제공할 수 있기 때문이다.[35] 또한 영국을 비롯하여 임대형 민간투자사업을 시행하는 많은 국가들의 경우 예산상의 제약으로 최적 수준의 공공서비스 공급이 이루어지지 못할 수 있으므로 민간자본 유치를 통해 재정적인 제약을 극복하고 공공서비스 부족 문제도 해결할 수 있는 순기능이 있어 민간투자사업이 활성화되고 있다.[36]

그러나 이처럼 민자사업이 많은 장점을 갖고 있다 하더라도 무한정 민간투자사업을 증대시키는 것은 바람직하지도 않고 현실적으로도 불가능하다. 즉, 본질적으로 민간투자사업, 특히 임대형 민자사업은 정부가 미래세대로부터 차입하여 중장기적으로 상환해야 할 부채적 성격을 갖고 있으므로 지속적으로 확대만 할 수는 없다.

민간투자사업이 각국의 재정에서 차지하는 비중이 점차적으로 증가하고 있고, 사업의 범위 또한 일반 사회간접자본시설에서 교육, 의료 등 공공서비스부문에까지 확대되고 있어 정부 재정관리 차원에서 민간투자사업을 어떻게 다루어야 하는가에 대한 정책 마련 필요성이 점차 증대되고 있다. 따라서 민간투자사업이 활성화되고 있는 주요 선진국들도 민간투자사업과 정부재정 간의 관계를 설정하는 재정준칙(Fiscal Rule)을 마련하고 안정적인 투자를 지속해 나가기 위해 노력을 기울이고 있다.

우리나라의 경우에는 사업 도입 초기이기는 하나 임대형 민간투자사업의 규모가 급속히 커져 연간 고시예정 사업규모가 2007년 기준 10조원에 근접하고 있으며 이러한 사업 확대 추세는 상당 기간 지속될 가능성이 높은 것으로 보인다.[37] 그러나 장기간에 걸쳐 막대한 예

35) 정부가 민간투자사업을 추진하는 또 다른 이유로는 위험의 이전(risk transfer), 정부와 민간 간 계약을 통해 서비스를 제공받는 제3의 방법으로서 정치적 협조를 받는 데 유리하기 때문이라는 설명도 있다(Webb and Pulle[2002]).

36) Webb and Pulle(2002) 등은 영국의 경우 예산정책상의 이유로 정부가 공채발행을 통한 재원조달이 사실상 불가능한 반면 공공인프라에 대한 투자는 지속적으로 필요했기 때문에 민간자본 유치를 통한 공공인프라 공급이 이루어진 것으로 분석하고 있다.

산이 집행되는 임대형 민간투자사업을 재정정책이나 예산관리 측면에서 어떻게 다루어야 하는가에 대해서는 뚜렷한 방향이나 원칙이 없는 실정이다. BTO 사업의 경우 원칙적으로 수익성 있는 사업을 대상으로 하고 이용료 수입 등을 통해 재원을 충당하는 것이 일반적이다. 또한 정부가 보조금을 지급하더라도 사업 초기에 집중 투입되거나 사업 수익성 제고를 위해 일정한 보증을 해주는 정도에 그치므로 장기적 재정 불안을 유발할 위험은 임대형 민자사업에 비해 적다고 할 수 있다.[38]

본 장에서는 주요 선진국들과 국제기구들이 어떤 방식으로 임대형 민자사업을 관리하고 있는가를 살펴보고 이를 토대로 장기간(20년 이상)에 걸친 정부재정 관리를 필요로 하고 있는 임대형 민간투자사업(BTL)에 대한 재정준칙 수립방안을 제시하고자 한다.

2. 외국의 사례 분석

가. 영 국

영국은, 정부는 투자를 위해서 부채를 늘릴 수는 있으나 현재의 지출(spending)을 위해서 부채를 증가시켜서는 안 된다는 이른바 'the Golden Rule'과 순부채(net debt)[39]의 비중이 전체 GDP의 40%를 넘지 않도록 하는 'the Sustainable Rule'을 국가 재정운영의 기본원칙으로 삼고 있다(Allen[2001]).

따라서 PFI 사업 중 정부부채로 분류된 사업의 경우 국가부채 계산에 포함된다고 할 수 있다. 그러나 부채비중 관리를 위해 별도로 민간투자사업, 즉 PFI 사업에 대해 직접적인 규제나 관리를 하지는 않고 있다.

재정과 관련된 민간투자사업(Private Finance Initiative: PFI)의 실질적인 문제는 정부가 민간사업자에게 지급해야 하는 연간 지급금규모를 관리해야 하는가에 대한 것이다. 즉, 매년 예산 편성 시 고정적 지출내역인 PFI 지급금의 규모가 일

37) 2006년 하반기에 기획예산처가 실시한 설문조사(주무관청, 민간업계 전문가 540명 대상)에서 응답자의 48%가 연간 사업규모가 5조~10조원이 적당하다고 응답하였고, 10조~20조원이 적당하다는 응답자의 경우도 17%에 달하는 등 BTL 사업규모에 대해 정부 및 민간업계 공히 사업 확대 필요성을 긍정적으로 인식하고 있다.

38) 최소운영수입보장의 경우 예상 수요가 지나치게 과대 추정될 경우에는 상당한 정부재정 부담을 유발할 수 있다. 정부는 최소운영수입보장제도의 취약성을 개선하기 위해 보장비율을 하향 조정하고 민간제안사업의 경우 최소운영수입보장을 폐지하는 등 많은 제도적 개선을 실시하였다.

39) 국가부채의 정의에서 영국의 경우 공기업의 부채도 포함하는 반면 공공부문의 유동자산은 부채계산에서 제외하는 등 일반적인 IMF나 OECD 국가부채 개념과는 차이가 있다.

정 규모 이상 커질 경우 예산의 경직성이 증가하여 예산운영상의 문제로 작용할 수 있으므로 이를 사전적으로 직접 관리해야 한다는 의견이 있을 수 있다는 것이다. 현재 영국의 민간투자사업 지급금 내역은 일반 재정사업과 다른 특성을 갖고 있다. 우선 내역 면에서는 건설비 등 시설물 획득을 위한 자본적 지출은 물론 장기간 서비스 지급을 위해 소요되는 유지관리비까지 포함된다는 점에서 차별화된다. 특히 일부 특수 분야 사업(병원 등)의 경우 연간 지급금 중 서비스 제공을 위해 사용되는 금액의 비중이 최고 50%까지 이르고 있다는 점은 민간투자사업의 특수성을 잘 설명해 주고 있다(HM Treasury[2003]).

일반 재정사업은 운영 등에 필요한 비용까지 포함하여 미리 공개하지는 않는다. 또한 1년 단위로 공개되는 일반 재정사업과는 달리 수십년에 걸친 지급금액 추정액이 공개된다. 이러한 점들 때문에 민간투자사업 투자규모와 일반 재정사업 투자규모를 직접적으로 비교하는 데는 한계가 있다. 이러한 이유 등을 들어서 현재까지 영국정부는 민자사업을 위한 지급금에 대해서는 구체적인 가이드라인이나 상한선(ceiling)을 갖고 있지 않다(Allen[2001]).

그러나 각종 발표자료 등에 따르면 예상되는 PFI의 연간 지급금규모가 연간 정부예산의 2%[40] 내외에서 안정화되어 있다는 점을 대외적으로 강조하고 계약이 체결된 내역을 의회에 공개하고 있다. 또한 이와는 별도로 정부투자(Public Investment) 또는 자산취득을 위한 자본예산(Capital Budget)을 기준으로 PFI의 연간 지급금규모를 사용하기도 하는데, 일반적으로 전체 투자규모 중 PFI가 차지하는 비중은 10~15%선에서 유지되는 것이 보통이다. 이러한 점들 때문에 영국정부는 예산관리 측면에서 PFI 사업 지급금(Annual Payment)이 정부예산에서 차지하는 비중이 안정적이며 정부 재정운영에 큰 부담을 주지는 않고 있다고 판단하고 있다(HM Treasury[2006]).

현재 PFI 지급금에 관한 영국정부 정책의 주요 골자는 직접적인 관리보다는 PFI 사업에 관련된 정보를 가능한 한 공개하고 의회의 협조를 받음으로써 재정운영 면에서 안정성을 확보하는 데 있다. 영국정부가 시행하고 있는 민간투자사업 관련 정보 공개방침을 살펴보면 다음과 같다.

우선 PFI 지급금은 시설물의 자산취득비용(건설비 등)은 물론 내구연수 또는 계약기간 동안 필요한 제반 비용을 포함

40) PFI 지급금 중 정부예산 비중 계산 시 모수가 되는 정부예산은 PFI 사업 참여 중앙관서 예산 및 지방정부 예산(resource budget)을 의미하며, 자본적 지출, 연금 보전금액 등을 포함하는 전체 정부예산을 의미하지는 않는다.

하여 공개하도록 하고 있다. 이렇게 추산된 금액에 대해 당해연도 지급금액은 물론 장기 향후 지급규모를 정하여 정부의 예산서(the Financial Statement and Budget Report) 및 사전예산서(the Pre-Budgeting Report)에 첨부하여 의회에 제공하고 있다. 또한 계약 체결이 종료된 사업에 대한 정보 외에도 입찰절차가 끝나 우선 협상자가 결정된 사업에 대해서도 의회에 필요한 사업내용을 제공하도록 하고 있다. 이와는 별도로 정부에서 제정한 표준협약서(Standardisation of PFI contracts) 계약내용과 비교적 차이가 큰 대형 사업에 대해서는 계약내용이나 관련 정보 등을 의회 도서관에 비치하는 제도도 도입하고 있다(Treasury Taskforce[2000])

나. IMF

IMF 차원의 공식적인 국가부채 수준에 관한 명확한 입장이나 가이드라인은 없다. 이와 유사하게 IMF는 민간투자사업의 경우에도 민자사업의 규모를 국가부채규모와 연계하거나 국가재정에서 차지하는 비중을 어떻게 관리해야 하는가에 대해 명확한 입장을 갖고 있지는 않다. 다만 국가부채 성격이 있는 민자사업의 규모와 내용을 어떤 원칙하에 공개하여 정부재정 건전성을 제고할 것인가에 보다 중점을 두고 있다.

이러한 원칙하에 '민간투자사업에 대한 포괄적 공개: Disclosure Requirement for PPPs' 방식을 밝히고 이를 각 나라의 의회 등에 제출하는 것이 바람직하다고 권고하고 있다(Hemming[2005])

포괄적 공개에 포함시켜야 할 주요 내용으로는 <표 7>과 같은 사항을 예로 들고 있다.

다. EU

EU에서는 소속 국가들의 부채문제가 주요 이슈로 등장하면서 장기적인 재정안정화 목표 달성을 위해 재정적자규모와 국가부채에 대한 구체적인 목표 가이드라인을 정하여 운영하고 있다. 이른바 마스트리트 협정(Mastricht Treaty)과 안정성장협약(Stability and Growth Pact)으로 대표되는데, 동 협정들에 따르면 EU 회원국들은 국가채무비율의 경우 GDP 대비

〈표 7〉 공개 요구사항의 주요 내용

□ 민간투자사업의 1~5년, 5~10년, 10~15년간 미래에 지불해야 할 지출규모
□ 자금 지출시기, 지출의 불확실성(지출규모 변동 가능성) 등
□ 민간투자사업 계약이 정부 혹은 민간사업자의 부채로 포함되어야 하는지의 여부 등

60%[41] 이내로, 정부의 재정적자(Budget Deficit) 규모는 GDP의 3% 이내로 유지하도록 하고 있다(Allen[2001]).

국가재정에 있어 민간투자사업을 위해 각국 정부가 지출하는 예산규모에 대해서는 별도의 규정이나 관리방안을 마련하고 있지는 않고 있다.[42] 따라서 각국별로 해당 민간투자사업이 국가부채로 회계처리 될 경우에만 전체적인 국가부채규모 관리 차원에서 대상이 될 뿐이다.

라. 브라질[43]

브라질 정부는 2007년까지 정부부채 또는 국가 순부채(net debt)를 GDP의 50% 이내로 안정화시키고 재정적자규모의 경우 GDP의 4.25% 이내로 하는 것을 재정운영의 주요 목표로 정하고 매우 강력하게 재정운영을 개혁하고 있다.

다만 브라질 정부가 재정건전화를 위해 정부투자규모를 축소한 결과 사회간접자본 투자가 1980년대의 GDP의 5.2% 수준에서 2000년대에는 2.3% 수준으로 격감되는 등 경제성장 잠재력 확보에 상당한 장애요소로 작용하게 되었으며 이를 개선하기 위해 공공시설에 대한 민간자본 유치를 본격적으로 취하게 되었다. 브라질 정부가 취한 민자사업 주요 정책내용은 <표 8>과 같다.

브라질 정부는 지방정부가 민간투자사업과 관련하여 연간 지급해야 할 재정부담규모(committment)가 정부수입

〈표 8〉 브라질 민간투자사업 주요 골자

□ 공무원 고용, 장비 구입, 단순 토목공사를 위한 민자사업 사용은 금지
□ 민자사업 최소 규모의 설정(미국 달러 기준 7.7백만달러)
□ 최장 사업기간 35년
□ 정부재정 지원은 민간사업자의 성과평가 결과와 연계
□ 사업기간 후 시설물 소유권은 정부에 이양됨.
□ 민자사업자 유치를 위해 민간기업의 위험을 정부에서 경감할 수 있도록 정부보증제도(guarantee)를 도입
□ 정부보증을 위해 보증기금 신설(19억달러 규모)

41) 동 협정에서 기준으로 하는 국가부채는 OECD 기준과 매우 유사하나 trade credit and advances, shares and insurance technical reserve 등이 포함되어 있지 않고 정부채권가치가 명목가치로 평가되고 있는 등 정확하게 동일한 기준은 아니다.

42) EU 통계청(Eurostat)에서 민간투자사업에 대한 회계처리기준, 즉 민자거래를 정부부채로 인정할지 여부를 판단하는 원칙을 마련하여 발표하였으나 별도로 민자사업 관리를 위한 재정준칙을 EU 차원에서 갖고 있지는 않다.

43) Teresa Ter-Minassian, “Public Private Parnerships,” IMF, 2004의 내용을 재정리하였다.

(Government Revenue)의 1%를 상회할 수 없도록 법제화하였다. 특히 지방정부에서 이 기준을 지키지 못할 경우 중앙정부가 해당 사업에 대한 지원을 철회할 수 있도록 하는 등 매우 강력한 재정준칙을 수립하여 운영하고 있다. 다만 브라질의 경우 임대형보다는 수익성 민자사업이 주종을 이루고 있다는 점은 특기할 만하다.

3. 개선방안

민간투자사업, 특히 임대형 민간투자사업규모의 확대가 정부재정에 미치는 영향을 감안했을 때 우리나라에서도 정부의 민간투자사업 참여에 대해 구체적인 관리방안 내지 재정운용준칙을 마련할 필요가 있다.

본 절에서는 임대형 민간투자사업(BTL)에 대한 직접적인 재정관리방안을 중심으로 검토할 수 있는 대안을 모색할 것이다.[44]

가. 연간 지출하는 정부 지급금의 상한(ceiling) 설정

앞에서 살펴보았듯이 브라질의 경우 국가부채 관리 목표는 물론 민자사업 관련 지출 예산의 상한을 정부 수입의 1% 이내로 하는 매우 강력한 재정준칙을 갖고 있다. 그 외 영국[45] 등 다른 나라에서는 국가부채규모를 관리하는 목표는 갖고 있는 반면 임대형 민간투자사업에 대한 구체적인 예산 상한 제도는 운영하고 있지 않다.

한편 우리나라에서는 BTL 사업의 경우 차년도 사업규모에 대해 국회에 예산안에 부기하여 사업규모만 보고하고 있을 뿐 중장기적인 사업계획이나 연간 지급해야 하는 정부부담 금액 등에 대해서는 별도로 보고하지 않고 있다. 또한 보고하는 사업규모는 각 중앙정부 및 지방정부가 추진할 의사가 있는 사업을 종합하는 정도에 그치고 있는 실정이다. 즉, 별다른 여과과정 없이 차년도 사업규모가 결정된다. 또한 고시 예정 사업 중 사업이 중단되거나 사업규모 등이 변경되는 경우 등 개별 사업에 대해 조정되는

44) 수익을 바탕으로 투자되는 BTO형 민자사업에 비하여 임대형 민간투자사업인 BTL 사업은 원칙적으로 서비스 수입 등으로 투자자금을 조달할 수 없는 것이 일반적이고, 장기간(최소 20년)에 걸쳐 민간사업자와 정부 간 계약관계를 통해 현금이 거래되는 특성이 있어 정부의 재정운영 면에서 관리 필요성이 매우 높다.

45) 영국의 경우 민자사업(PFI)의 상한을 두고 있지는 않으나 협약 체결된 사업을 기준으로 정부 지급금규모를 의회에 보고하고 있고 정부부처별 사용금액 등을 공개하는 등 정보공개를 통한 간접적 방식이 사용되고 있다.

세부 내용에 대해서도 별도로 협의하거나 보고하지 않고 있다.

우리나라의 경우 특히 정부 차원에서 민간자본의 공공투자 참여를 적극 지원하고 있고, 민간의 풍부한 자금유동성의 흡수를 통해 자금시장 안정화는 물론 경기 활성화를 위한 방안으로까지 활용되는 측면이 있어 상당 기간 사업규모 확대가 불가피할 것으로 보인다. 따라서 합리적인 국가재정 관리 차원에서 정부예산에 부담이 가지 않도록 중장기적 관점에서 연간 지급금의 상한 범위를 정하는 방안에 대해 조속히 검토해 볼 필요성이 있다. 일단 일정 규모의 상한 설정이 이루어질 경우 정부 차원에서 중장기적으로 매년 지급해야 할 정부 지급금의 규모와 지급금이 예산에서 차지하는 비중을 고려해야 하므로 대형 신규사업 등의 임대형 사업 추진에 있어 정부예산 사정을 고려하여 사업 추진 여부를 좀더 신중하게 검토하게 되는 긍정적 효과가 있을 것으로 본다.

본 방안을 실제 도입하기 위해서는 다음과 같은 두 가지의 사항을 결정하여야 한다. 첫 번째는 예산상 정부 지급금의 비중 상한(ceiling)을 설정하여야 한다. 예산 중 어느 선이 적정선인가에 대한 정답은 없을 것이나 우리나라의 BTL 사업에 해당하는 PFI 사업을 10년 이상 매우 활발하게 추진하고 있는 영국의 경우 예산 중 PFI 지급금이 차지하는 비중이 상당기간 연간 정부예산의 2% 내외에서 안정화(HM Treasury[2003])되고 있고 PFI 사업 추진이 정부의 예산 운용에 큰 부담이 되지 않고 있는 점이 참고가 될 수 있다.

또한 제2절에서 추산한 연간 지급금규모와 예산에서 차지하는 비중을 고려할 때 중앙정부 예산기준으로 2% 내외로 상한을 설정할 경우 향후 최소 7~8년간 현재의 10조원 내외의 BTL 사업규모를 유지할 경우에도 임대형 민자사업 추진이 급격히 위축되거나 진행되는 사업이 중단되는 등의 부작용은 적을 것으로 예상된다. 그리고 각 정부부처나 지방정부 차원에서도 예산 상한에 대한 인식을 하게 되고 민간투자사업방식을 통해 각종 민원성 공공사업 등을 조기 추진하는 등의 문제점이 개선될 수 있을 것으로 본다. 따라서 관련 자료의 충분한 축적이 이루어지고 국내 상황에서 재정여건 및 국민후생 측면에서 최적 수준의 민간투자사업규모를 추정할 수 있을 때까지 우선 잠정적으로 최고 2% 내외 수준의 상한을 설정하는 방안을 시행할 필요가 있다.

보다 구체적으로는 사업 초기인 2007년부터 최초 5년간은 정부 연간 지급금액이 정부예산의 1%선을 넘지 않도록 하는 1단계 관리방침을 정하여 운영한 뒤 2012년부터 추정 연간 지급금규모가 최대 규모에 이를 것으로 예상되는 2017년까지는 2% 내외의 상한을 사용하는 방안도 검토할 수 있다.

물론 최적 수준의 임대형 민간투자사업규모 산정을 위해서는 적절한 거시경제모형의 수립과 함께 재정 및 민간투자사업 관련 각종 통계지표 등을 고려하여 분석한 결과를 바탕으로 사회적 후생을 극대화할 수 있는 상한선을 정하는 것이 바람직하다. 그러나 우리나라의 경우 제도 도입 초기이며 선진국들의 자료 역시 영국을 제외하고는 부족한 상황이라 최적 규모의 예산 상한규모를 산정하기는 현실적으로 어려운 점이 있다. 따라서 일단 외국의 사례 등을 기준으로 상한규모를 정하여 운영하되 향후 관련 자료 축적을 통해 우리나라에 보다 적합한 상한규모 등이 추정될 경우 이를 활용하도록 하는 것이 바람직하다.[46]

두 번째로 고려해야 할 사항은 상한규모 계산의 모수가 되는 예산을 정하는 것이다. 고려할 수 있는 예산 대상은 다음과 같다.

① 중앙정부 세출예산(일반회계 + 특별회계)

중앙부처의 일반회계 및 특별회계 예산을 기준으로 민자사업의 상한을 정하는 경우 연간지급금 상한규모 추정이 안정적으로 유지될 수 있다는 장점이 있다.

다만 일반회계 및 특별회계 예산을 모두 고려할 경우 특별회계로 전입되는 일반회계 예산이 있으므로 이를 제외한 순예산(net budget) 규모를 기준으로 상한을 설정하는 것이 바람직하다. 즉, 특별회계 예산의 상당 부분이 자체수입으로 재원을 충당하는 것이 아니라 일반회계 예산에 편성되어 특별회계로 전입되므로 단순총계(gross budget) 예산을 사용할 경우 해당 전입 예산규모가 중복 산정되는 문제가 있을 수 있기 때문이다.

2006년도 순예산(net budget)을 기준으로 상한선을 설정할 경우 임대형 민자사업 지급금 상한규모는 약 3조 5천억원에 달할 것으로 추산된다.[47] 특별회계를 제외한 일반예산만을 기준으로 할 경우 약 2.9조원에 해당한다. <표 9>는 모수가 되는 세출예산규모와 민자사업 상한선 규모를 설명하고 있다.

그러나 동 방안의 경우 상한선 계산은 비교적 단순하고 관리가 용이한 중앙정부 예산만을 기준으로 하고 있어 실행에 편리하다. 그러나 실제 민간투자사업(BTL)에 참여하지 않는 농림부, 정보통신부, 산업자원부 등 비교적 예산규모가 큰

46) 홍기석(2006)은 SOC 투자에 있어 적정 민간투자 비중은 10~20% 정도가 적정할 것으로 분석하고 있으며, 영국의 경우에도 공공투자에서 민간투자사업이 차지하는 비중이 10% 정도에 불과하다고 분석하고 있다. 연간 정부예산에 있어 임대형 민자사업 BTL의 적정 비중에 대해서는 분석된 선행연구가 없는 실정이며, BTL 사업의 특성상 학교, 병원, 문화시설 등 기존의 SOC 투자와는 구분되는 사업이 많아 일반적인 SOC 투자와 민간투자사업의 역할 등을 기준으로 분석하는 데도 한계가 있다.

47) 특별회계 및 일반회계 총계를 사용할 경우 2%에 해당하는 규모는 4조 4백억원에 달한다(2006년 기준).

〈표 9〉 세출기준 상한선 설정규모(2% 기준)

(단위: 조원)

구분(2006년 기준)	총 액	2% 상한규모
일반회계	144.8	2.896
특별회계(순계)	30.6	0.612
일반회계+특별회계(순계)	175.4	3.508

자료: 기획예산처.

정부부처의 예산까지 상한선 계산의 기준이 되는 모수 예산에 포함시키게 되는 반면 비교적 규모는 작은 편이나 민자사업 참여가 활발해지고 있는 지방자치단체의 예산은 포함하지 않게 된다는 문제점이 있다.

② 민자사업 참여 부처의 세출예산

중앙정부 세출예산을 기준으로 투자상한을 설정할 경우 실제 임대형 민간투자사업을 시행하고 있지 않은 부처들의 예산은 포함되는 반면 현실적으로 민자사업을 실제 시행하고 있는 지방자치단체의 예산은 포함하지 않고 있어 BTL 관련 가용 재원규모가 왜곡될 수 있다는 문제점이 있다.

실제로 임대형 민자사업이 활성화된 영국의 경우 PFI 사업을 시행하고 있는 중앙부처 및 지방자치단체의 예산을 모두 고려하고 이를 모수로 하여 민자사업 지출(PFI credit)이 해당 예산의 약 2% 내외에서 안정화되고 있다고 분석하고 있다(HM Treasury[2003]).

따라서 현재 BTL 사업에 실제 참여하고 있는 중앙부처 및 지방자치단체의 예산을 기준으로 정부 지급금 상한규모를 계산할 수 있을 것이다. 이 방안은 BTL 시행 부처의 증감에 따라 예산 상한의 모수도 함께 변동될 수 있으므로 보다 신축적인 상한금액을 설정할 수 있고 실제 민자사업을 수행하는 부처별 예산정보도 충분히 고려할 수 있다는 장점이 있다. 특히 향후 임대형 민자사업을 활발하게 이용할 것으로 예상되는 지방자치단체의 예산 등을 고려하게 되므로 예산상한의 산정이나 관리 측면에서 보다 설득력을 가질 수 있다.

<표 10>은 임대형 민자사업에 참여하고 있는 중앙부처 및 지방자치단체 세출예산을 기준으로 상한선을 정할 경우 그 규모를 설명하고 있다. 8개 부처 본예산 기준으로만 할 경우 2조 214억원이며, 8개 부처 본 예산 및 지자체 순세출예산의 합을 기준으로 할 경우 민자사업 연간지출 상한은 2006년도를 기준으로 3조 3,309억원에 해당한다.

〈표 10〉 민자사업 참여부처 및 자치단체 예산 기준

(단위: 억원, %)

구분(2006년 기준)	총 액	2% 상한
본예산(8개 부처)	1,010,787	20,215
지방자치단체 순예산	654,673	13,094
본예산+지자체(순계)	1,665,460	33,309

자료: 기획예산처; 행정자치부.

나. 임대형 민간투자사업 특별회계의 도입

정부 지급금 예산 상한제를 도입하지 않는 경우 검토할 수 있는 대안으로 가칭 '임대형 민간투자사업 특별회계'의 도입 방안이 있다.

현행 정부 예산체계하에서 특별회계를 운영하는 주요 목적은 사업을 매우 안정적으로 추진할 수 있고 해당 분야 사업들의 성과와 지출내역 등을 효율적으로 관리하기 위해서이다. 또한 일반회계와는 달리 특정 사업별(예: 에너지, 교도, 조달, 환경 등)로 수입이 있거나 별도로 관리해야 할 필요성이 있을 때 신설되는 것이 보통이다. 다만 일반적으로 특별회계의 경우 특정 세입을 특정 지출에만 사용해야 하므로 예산운영의 신축성 면에서는 부정적 효과가 있을 수 있다. 현재 우리나라에서 운영되고 있는 특별회계는 2005년 12월 기준으로 19개가 있으며, 예산규모는 60.6조원에 달하고 있다.

임대형 민간투자사업의 경우 서비스를 이용하는 시설물 사업(예: 과학관, 박물관 등 교육, 문화시설, 병원 등 의료시설 등) 유형이 매우 다양하고 일부 시설물들의 경우 건설 및 운영원가에는 크게 못 미치나 일정 수준의 이용료 수입도 있는 경우가 많다. 그러나 BTL 사업의 경우 각 주무관청이 직접 이용료를 징수할 뿐이며 징수된 수입 역시 국고로 환수되므로 민간사업자가 정부로부터 받게 되는 연간 지급금과는 직접적인 연계관계가 없으며 별도로 관리되지도 않는다. 또한 임대형 민간투자사업의 시행기간이 장기화되고 금융시장이 더 성숙될 경우 각 사업별로 자금재조달(refinancing)이나 수익사업을 통한 수익금 등이 지속적으로 발생할 가능성도 높으므로 특별회계를 구성하여 수입과 지출을 통합하여 관리할 필요성이 커질 것으로 예상된다.[48]

따라서 민간기업과의 대규모 거래가 수반되고 장기간 지속적으로 자금이 유입되고 지출되므로 각 사업별로 분산하

여 정부 지급금을 관리하는 것보다는 특별회계를 설치하고 그 안에서 종합적으로 관리하는 것이 임대형 민간투자사업에 있어 정부의 실질 부담규모 파악이나 다양한 사업들의 관리 효율성 면에서 효과적인 대안이라 할 수 있을 것이다. 지역균형 발전을 위해 추진되는 각종 예산사업들의 체계적인 관리와 감독을 위해 활용되고 있는 '균형발전특별회계' 사례가 좋은 참고가 될 수 있다. 즉, 각 부처 및 지방자치단체별로 분산되어 추진되고 있는 임대형 민간투자사업을 특별회계 사업으로 예산항목을 이전하고 매년 사업 예산 및 결과를 종합적으로 관리하도록 하는 것이다.

보다 구체적으로 특별회계 설치방안에 대해 살펴보면 중앙정부 차원의 특별회계와 각 지방자치단체 차원의 특별회계로 이원화되어 운영되는 것이 바람직하다. 즉, 중앙정부가 직접 개입하지 않는 지방자치단체 임대형 사업의 경우에도 지자체별 임대형 민간투자사업의 특별회계를 설정하고 특별회계의 주요 내용과 결산 내역 등을 임대형 민간투자사업 총괄부처인 기획예산처에 정기적으로 보고하도록 할 경우 지자체별 민자사업 관련 재정 정보의 운영에 대한 종합적인 관리 측면에서 매우 유용할 것으로 생각한다. 이와 함께 계약이 체결된 임대형 민자사업(BTL)을 기준으로 향후 정부가 리스료 및 운영비로 지급해야 할 정부 지급금규모를 정기적으로 국회에 보고하고 공개한다면 임대형 민자사업에 대한 간접적인 재정통제방안으로 활용할 수 있을 것으로 생각한다.

다. 지방자치단체 민간투자사업에 대한 지방의회의 통제

앞서 검토한 개선방안들은 원칙적으로 중앙정부에서 개입하여 시행하는 임대형 민간투자사업(BTL)에 대한 것들로 지방자치단체가 독자적으로 시행하는 사업들에 대해서는 영향을 미치기가 어렵다. 즉, 중앙정부의 재정지원 등을 받지 않고 자체적으로 시행하는 민자사업에 대해서는 제도적 실효성이 거의 없을 것으로 분석된다.

지방자치단체, 특히 기초지방자치단체의 경우 재정규모도 작을 뿐더러 재정자립도도 매우 낮은 실정에서 민자사업을 과도하게 남발할 경우 재정상황이 단기간 내 악화될 가능성이 있다. 특히 현 제도하에서는 중앙정부의 지원을 받지 않

48) 임대형 민간투자사업(BTL)의 경우 서비스 이용료 등의 징수기관이 주무관청, 즉 정부이므로 수입이 국고로 환수될 뿐이며 동 수입에 기반하여 민간사업자에게 연간 지급금이 지출되지 않는다. 반면 '신공항고속도로'와 같은 BTO형 민간투자사업의 경우 민간사업자가 이용자에게 직접 요금을 부과하고 징수된 수입에 따라 투자 원금과 수익을 확보하게 되는 것이 일반적이다.

〈표 11〉 지방의회의 의결을 필요로 하는 지자체 민자사업 규모(예시)

지방자치단체	지방의회 의결을 요하는 사업규모(총사업비 기준)
도 및 광역시	30억원 이상
시·군·구	10억원 이상

는 경우 별도의 지방의회 보고나 의결도 거치지 않고 자치단체가 독자적으로 사업을 수행할 수도 있어 이에 대한 통제 방안 검토가 필요하다.

이러한 지자체 주관 민간투자사업의 특징은 현행 지방채 발행제도와 차이가 있다. 지방채의 경우 중앙정부 차원에서 발행금액 상한을 설정하고 동 범위 안에서 지방자치단체가 지방채를 발행하도록 되어 있는 등 중앙정부 차원의 관리 시스템이 구축되어 있다.

직접적인 의회 통제방법 대신 지방자치단체에 대한 신용평가를 통해 관리하는 방안도 모색할 수 있으나 우리나라의 경우 채권시장이 회사채 위주로 발전되어 있으며 지방자치단체 신용평가에는 회사채 신용평가에 비해 비재무적인 요인들이 중요한 반면 한국적 정치행정 실정에 맞는 평가방법에 대한 충분한 연구가 이루어져 있지 않다(김동욱[2005]). 또한 각종 재정제도나 행정시스템 면에서 중앙의 많은 통제를 받고 있어 실질적인 자율권이 보장되지 못하고 있어 신용평가를 통한 자치단체 재정능력평가에는 한계가 있을 수밖에 없다(김동욱[2005]).

이러한 점을 고려할 때 우리나라에서도 일본의 경우처럼 중앙정부에서 추진하지 않는 지방자치단체 주관의 민자사업 중 일정 규모가 넘어서는 사업에 대해서는 최종 계약 체결 전 지방의회의 심의을 받도록 하는 방안에 대해서 검토할 필요가 있다. 일본의 경우 광역시의 경우 3억엔, 기초 지자체의 경우 1억엔 내지 5천만엔이 넘어서는 사업에 대해서는 최종 계약 체결 전에 지방의회의 의결을 받도록 하고 있는바 우리나라에서도 이와 유사한 기준을 세워 추진할 수 있을 것이다.

<표 11>은 기초자치단체 및 도·광역시의 경우로 양분하여 의회 의결을 필요로 하는 사업규모를 제시한 것이다.[49]

49) 일본의 경우 지자체를 3단계로 구분하여 별도로 다른 기준을 적용하고 있다(PFI법 정령).

Ⅴ. 맺는 말

BTL 사업은 재정여건상 투자가 지연되는 주요 공공시설을 적기에 공급하고 민간의 효율적인 경영기법을 활용한 고급서비스를 국민에게 제공한다는 취지에서 진행되는 것이다.

예를 들어, 건립된 지 수십년이 지난 노후 교실 증·개축이나 낙후된 군 막사 시설의 개량·신설 등은 시급한 사업인데도 제대로 추진되지 못하였으나, BTL 제도의 도입으로 활발하게 진행되고 있다. 이처럼 꼭 필요한 공공서비스를 적기에 공급하고 유동자금의 경제활동 사용 증대 등 순기능적 성격이 많다는 점은 부인할 수 없다.

현재 우리나라는 시행 초기임에도 불구하고 적정 규모에 대한 충분한 공감대를 마련하거나 사업 추진내용 공개 등 사업 투명성 확보가 미흡한 상황에서 연간 BTL 한도액을 10조원 규모로 크게 확대하는 등 BTL 사업 대상 및 규모의 확대와 조기 집행에 많은 노력을 기울이고 있다.

그러나 사업 전반에 걸친 투명성 확보를 위한 안전장치를 충분히 마련하지 않고, 즉 BTL 사업의 적정 규모에 대한 충분한 논의나 중장기적 정책방향을 정하지 않고 양적 성장 위주로 사업을 운영하는 것은 많은 무리가 따른다. 즉, 미래 세대로부터 일종의 차입을 통해 공공서비스를 제공하는 임대형 민간투자사업의 성격상 무한정 사업규모를 늘릴 수는 없는 것이다.

이런 점에서 정부는 임대형 민간투자사업에 대한 회계처리방침과 재정 안정성 확보를 위한 예산관리방안을 조속히 마련해야 할 것으로 판단된다. 구체적으로 회계처리기준의 경우 단기적으로는 비교적 완화되고 적용이 손쉬운 EU 방식의 회계기준을 적용하되 장기적으로는 사업별로 위험가치 변동을 평가하는 시뮬레이션 기법 등을 활용, 위험부담의 주체를 판단하는 방법을 고려할 수 있겠다.

재정관리방안으로서는 정부예산의 일정 비율(1~2%)을 단계적인 연간 지급금 상한으로 설정하여 운영하되 지방자치단체가 주관이 되어 추진하는 일정 규모 이상의 임대형 민자사업에 대해서는 취약한 재정상황이나 사업 안정성 확보 차원에서 최종 협약 직전에 의회 심의를 거치도록 하는 방안을 검토할 필요가 있다.

참 고 문 헌

국회 제4차 본회의(251회), 본회의 회의록, 2005. 1. 1.
기획예산처 “2006년도 나라살림” 기획예산처, 2006.
기획예산처, 「디지털예산회계 총괄보고서」, 2005.
기획 예산처 BTL 홈페이지(http://mpb.go.kr/btl.html).
기획예산처 재정통계길라잡이(http://fsg.mpb.go.kr/).
김동욱, “자본시장을 통한 지방채 신용평가기관제도 도입에 대한 고찰,” 「한국정책과학학회보」, 제9권 제1호, 2005.
김재형・최석준, 「BTL 제도 정착 및 개선방안」, 한국개발연구원, 2005.
김재형・최석준 외, 「민간투자사업 성과의 실증분석 및 제도개선 연구」, 한국개발연구원, 2006.
김홍수 외, 「민간투자사업의 기준 및 절차 개선: PSC 도입을 중심으로」, 국토연구원, 2004.
심상달・최석준 외, 「사회기반시설 민간투자사업의 위험측정 및 분석연구」, 한국개발연구원, 2005.
심상달 외, 「사회기반시설 민간투자사업의 위험관리 방안」, 한국개발연구원, 2006.
노무라 종합연구소, 「일본 PFI 사업 사례연구」, 기획예산처 용역보고서, 2005.
연합뉴스, “한나라당, 내년 국가부채 사실상 20조 9천억원,” 2006. 9. 13.
영국 재무성 홈페이지(http://www.hm-treasury.gov.uk).
최석준, 「민간투자사업의 위험가치 계량화: Case Study」, KDI 용역보고서, 2006a.
최석준, 「민자사업과 국가재정」, KDI 용역보고서, 2006b.
행정자치부 지방재정고(http://lofin.mogaha.go.kr).
한국개발연구원, 「임대형 민자사업(BTL) 표준 실시협약」, KDI, 2006.
홍기석, 「민간투자사업규모의 중장기 전망」, KDI 용역보고서, 2006.

Allen, Grahame “The Private Finance Initiative,” House of Commons Research Paper 01/117, 2001.
Australian Government, Department of Defense “Private Finance Manual,” 2002.
de Bettignies, Jean-Etienne and Thomas W. Ross, “The Economics of Public-Private Partnerships,” Canadian Public Policy, 2004.
Grimsey, Darrin and Mervyn K. Lewis, “Accounting for Public Private Partnerships,” Accounting Forum, 2002.
Hemming, Richard, “PPPs, Government Guarantee, and Fiscal Risk,” IMF, 2005.

HM Treasury, *How To Account For PFI Transaction*, Technical Note 1, 1996.

HM Treasury, *PFI: Meeting the Investment Challenge*, 2003.

HM Treasury, *PFI: Strengthening Long-term Partnerships*, 2006.

Koh, Young-Sun and Seok Joon Choi, "Fiscal Rule and PPPs in Korea," IMF-KDI Seminar Paper, 2005. 12.

OECD, *OECD Economic Outlook 2005*, Vol.76~77, 2005.

Scally, John, "Public Private Partnerships in Ireland," Quarterly Bulletin, the Central Bank and Financial Services Authority of Ireland, 2004.

Ter-Minassian, Teresa, "Public Private Partnerships," IMF, 2004.

Treasury Taskforce, "Policy Statement," No. 6, 2006.

Webb, Richard and Bernard Pulle, "Public Private Partnerships: An Introduction," Economics, Commerce and Industrial Relations Group, 2002.

韓國開發硏究
제29권 제1호(통권 제99호)

Procyclicality of Buffer Capital and Its Implications for Basel II: A Cross Country Analysis*

Hyeon-Wook Kim
(Research Fellow, Korea Development Institute)

Hangyong Lee
(Professor, College of Economics and Finance, Hanyang University)

은행 자기자본의 경기순응성에 대한 국제비교분석과 Basel II에 대한 시사점

김 현 욱
(한국개발연구원 연구위원)

이 항 용
(한양대학교 경제금융대학 교수)

* (김현욱-주 저자, 이항용-교신저자) This paper has been prepared for the 2006 KDI conference on *Adopting the New Basel Accord: Impact and Policy Responses of Asian-Pacific Developing Countries*, July 6-7, 2006, Seoul, Korea. We thank Prof. Kun-Ho Lee and Dr. Ilhyok Shim for valuable comments and Ms. Hee-Jung Choi for excellent research assistance.

- Key Word: Basel II(신바젤협약), Regulatory Capital(규제자본), Buffer Capital(잉여자본), Business Cycle(경기순환), Procyclicality(경기순응성)
- JEL code: E32, G21, G28
- Received: 2006. 8. 8 • Referee Process Started: 2006. 8. 8
- Referee Reports Completed: 2007. 3. 20

ABSTRACT

This paper investigates the cyclical patterns of buffer capital using an unbalanced panel data for the banks in 30 OECD countries and 7 non-OECD Asian countries. We test whether the relationships between buffer capital and business cycle are systematically different across country groups controlling for other potential determinants of bank capital. We find that the correlation is positive for developed countries while it is negative for Asian developing countries. These findings suggest that, once Basel II is implemented, developing countries are more likely to observe an increase in output volatility. We then review the policy recommendations to mitigate the procyclicality problem of Basel II.

본 연구는 30개 OECD 회원국과 7개 아시아 국가 은행들의 재무제표를 통해 구축된 불균형 패널자료를 이용하여 은행 자기자본의 경기순환적 패턴을 살펴본 것이다. 특히 은행의 잉여자본과 경기순환 간의 관계가 다른 자기자본 결정요인들의 영향을 고려한 후에도 국가 그룹별로 체계적인 차이를 나타내는지를 분석하였다. 실증분석 결과, 선진국 은행들에서는 잉여자본과 경기순환 간에 양(+)의 상관관계가 있으며, 아시아 개도국 은행들에서는 잉여자본과 경기순환 간에 음(−)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 신바젤자기자본협약(Basel II)이 도입될 경우 개도국에서 경기의 변동성이 더욱 확대될 가능성이 높음을 시사한다. 본 연구는 이와 같은 분석을 바탕으로 은행대출의 경기순응성 문제를 완화하기 위한 감독정책 방안들을 점검하였다.

I. Introduction

The new Basel accord (Basel II) is expected to promote stability in banking system by providing guidance on key banking supervisory issues. The new approach to bank capital regulation, at the same time, raises concerns from a macroeconomic standpoint. In particular, it has been repeatedly pointed out that the new regulation framework is likely to amplify business cycle fluctuations. Under the new Basel II framework, the required capital is designed to be in relation to the risks that banks would encounter. In recessions, therefore, banks should hold more capital against the existing loan portfolio because higher credit risk downgrades existing borrowers. To the extent that financing external capital is costly, banks are forced to contract lending activity which, in turn, might exacerbate economic downturn. This multiplier effect is a financial regulation based propagation mechanism: an initial shock to the economy is amplified through a contraction in lending induced by bank capital regulations.

This argument focuses on the procyclicality of required capital, but most banks actually hold excess capital well above the required minimum. If excess capital or buffer capital fluctuates in a way that mitigates the multiplier effect, the concerns about procyclicality could be overstated. Previous research such as Ayuso, Perez, and Saurina (2004) contend that potential risks are increased during boom before they are materialized in recessions. They argue that a positive correlation between buffer capital and business cycle is consistent with forward-looking behavior of banks. Forward-looking banks increase buffer capital during booms as they properly take into account the potential risks that may accrue during booms. A negative correlation, in contrast, suggests that banks underestimate risks over the business cycle.

Motivated by Ayuso, Perez, and Saurina (2004), this paper investigates the cyclical patterns of buffer capital using an unbalanced panel data for the banks in 30 OECD countries and 7 non-OECD Asian countries. In particular, we test whether the relationships between buffer capital and business cycle are systematically different across country groups controlling for other potential determinants of bank capital. We find that, in the periods of high economic growth, the buffer capital ratio rises in developed countries while it declines in developing countries. These findings suggest that, once Basel II is implemented, developing countries are more likely to observe an increase in output volatility. Empirical evidence, therefore, offer a support to the presumption that developing countries need more careful policy responses than developed countries.

Indeed, the concerns about the adverse macroeconomic effects appear to be more serious in developing countries. Since capital market is less developed and thus firms are more bank-dependent in developing countries, it is more difficult for firms to find an alternative source of funds when the supply of bank credit decreases. In developing countries, therefore, the risk-sensitive capital regulation is likely to exacerbate economic recessions more severely. Moreover, banks' lending decisions

in developing countries are heavily dependent upon collateral values that borrowers can provide. As far as asset prices move along business cycle, asset prices and collateral values decrease in recessions, and thus, affect bank lending and business cycle.

This paper is organized as follows. Section II reviews the procyclicality issue of bank lending associated with financial regulation and provides background motivations in the context of Basel II. Section III presents the regression model and reports the empirical results. Section IV discusses the supervisory responses suggested in previous studies, and finally, Section V is the conclusion.

II. Procyclicality of Bank Lending and Basel II

1. Procyclicality of Bank Lending and Financial Regulation

Bank lending is expected to exhibit procyclical behavior as the demand for and the cost of bank loans fluctuate over business cycle. The demand for bank loans should be procyclical as firms' production and investment and households' consumption are inherently procyclical. The costs to raise funds for lending fluctuate counter-cyclically, leading the supply of bank loans procyclical. Moreover, prudential regulation on financial institutions is also pointed out as another factor that reinforces the procyclicality of bank lending. In particular, the regulation of minimum capital requirement has been a long-standing concern for supervisory authorities in that the pressures on bank capital in recession could lead to further cutbacks in bank lending. On the relationship between capital regulation and bank lending, academics and policy circles point out that the impact of capital regulation on the procyclicality of bank lending depends on (i) the appropriateness of the risk assessment by banks over business cycle and (ii) the sensitivity of regulatory measures (e.g. minimum capital requirements) to the estimated risk.

First, if the assessment of risk fails to take into account its dynamic time-varying aspect at each point of time, bank lending would exhibit more procyclical behavior. When a short horizon is used for measuring risk, as in most internal rating models of banks, the estimated risk tends to be negatively correlated with business cycle. Therefore, the estimated risk is higher in recessions, which decreases loan supply. On the contrary, risk assessment with longer-term horizon would contribute to smoothing the estimated risk and the loan supply over business cycle (Borio *et al*., 2001).[1]

[1] It is known that there are at least two industry standard rating methods used by banks which may lead to a different amount of variability in ratings in a recession. One is the point-in-time (PIT) method and the other is the through-the-cycle (TTC) method (Borio *et al*., 2001, Catarinew-Rabell *et al*., 2003, Kashyap and Stein, 2004). First, under a rating scheme with the PIT method, the current equity price of the borrower and current information on the borrower's liabilities are used to calculate the probability of its default, therefore credit ratings may well show more variability as economic conditions change and the average rating of a bank's loan portfolio is likely to change over the course of business cycle. For

In addition, if bank lending is highly dependent upon collateral values, a decrease in collateral values reduces loan supply in recessions as far as asset prices fluctuate over business cycle. Likewise, higher loan-to-value (LTV) ratio is likely to cause larger swings in bank lending since higher LTV ratio implies greater changes in new lending given the changes in asset prices.

Second, in general, a more risk sensitive financial regulation results in more procyclical bank lending. In order to cover the expected loss (EL) of their loan portfolio, banks are required to make provisions which tend to show a cyclical pattern. Given the accounting and tax constraints along with the methodologies used to measure risk, banks increase provisions in economic downturns. Thus, the marginal cost of bank lending rises in recessions, which leads to more procyclical bank lending. To cover the unexpected loss (UL) in a certain time horizon, supervisory authorities require banks to hold sufficiently large amount of bank capital. In recessions, an increase in the cost of capital leads banks to cut back lending rather than to increase their own capital to meet the capital adequacy ratio. Thus, more risk-sensitive capital regulations have the potential to lead to larger changes in capital requirements and larger swings in bank lending over business cycle.[2]

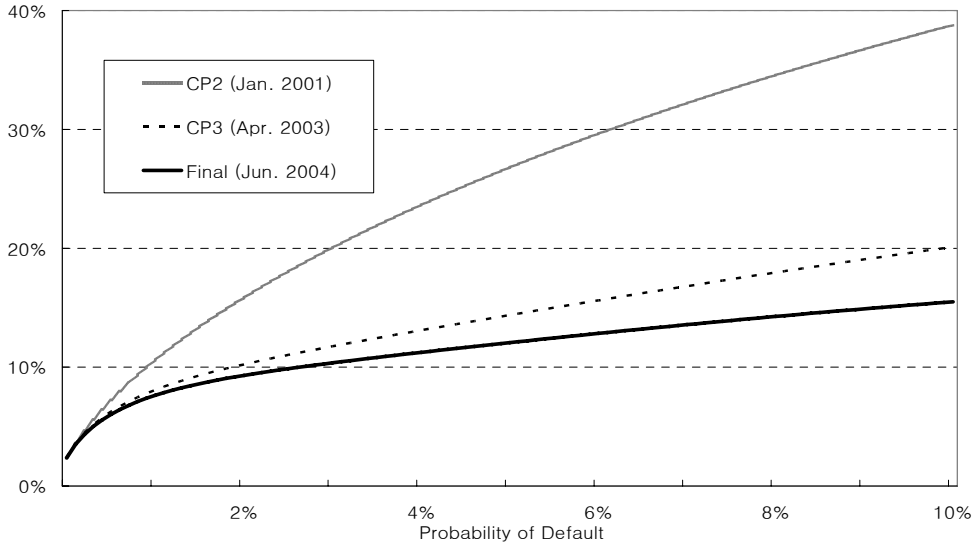
2. The Effect of Basel II on the Procyclicality of Bank Loans

The New Basel Accord (Basel II) reinforces the capital regulations by applying diversified risk weights according to the creditworthiness of the borrowers. One of the main objectives underlying the Basel II is, therefore, to substantially increase the risk sensitivity of the regulatory capital (that is, minimum capital requirements) for banks. Considering that credit risk of bank portfolio tends to increase during an

example, when economic conditions are favorable, loans are likely to move up the rating scale to higher-ratings given that the probability of default in the next year (one year horizon) is relatively low. Thus the nature of PIT credit rating system means that it does not take possible changes in economic climate into account. As a result, measured risk would be negatively correlated with business cycle. Second, a rating scheme with the TTC method measures borrowers' probability of default in a constant hypothetical downside scenario and classifies borrowers with similar (stressed) probability of default to the same rating grade. Thus, credit ratings are likely to remain through the business cycle, which means that credit rating scheme designed to give less variability in ratings in response to changes in economic conditions. However, even with the TTC method, an economic downturn that is worse than expected (as in stress scenario) is likely to lead to overall ratings being downgraded simultaneously, and thus we cannot exclude the possibility that the procyclicality of bank lending significantly increases. Although some banks have chosen to adopt rating systems which are modeled on the approach taken by the rating agencies, most internal rating systems of banks tend to use the PIT method, and most credit rating agencies use the TTC (through-the-cycle) method.

[2] Even if capital requirement is not procyclical, bank capital ratios might still fall in boom and increase in recessions owing to market-based pressures (Borio et al., 2001). Banks believed that, after experiencing problems in particular, the banks needed to demonstrate their financial strength and their commitment to better risk management, and one way of doing so is to report high capital ratio, even if this meant severely cutting back the size of the balance sheet and sacrificing long-term banking relationships.

[Figure 1] Capital Requirements for Corporate Exposures under Basel II



Note: 1) The Capital Requirements are calculated using the formula under the Advanced Internal Ratings Based (A-IRB) Approach
2) CP2 assumes that LGD is 50%, maturity is 3 years, 99.5% confidence level, following the calibration of the Second Consultative Paper (CP2), and includes Expected Loss (EL).
3) CP3 assumes that LGD is 45%, maturity is 2.5 years, 99.9% confidence level, following the calibration of the Third Consultative Paper (CP3), and includes Expected Loss (EL).
4) Final assumes that LGD is 45%, maturity is 2.5 years, 99.9% confidence level, following the calibration of the Third Consultative Paper (CP3), excludes Expected Loss (EL), and considers Unexpected Loss (UL) only.

economic downturn, the minimum required capital depends on the business cycle, especially when banks are under the risk-sensitive capital regulations such as Basel II (Catarinew-Rabell *et al*., 2003). In recessions, as bank profitability decreases and the cost of raising new capital rises, an increase in capital requirement would force banks to reduce their lending or curtail the supply of new loans, thereby further deepening economic downturns or prolonging recessions. Thus, the procyclicality of bank lending appears to be more serious under Basel II.

Basel II offers two approaches for the setting of credit risk-based capital requirements: Standardized Approach and Internal-Ratings Based Approach. Under the Standardized Approach (SA), banks will be permitted to make use of external credit ratings provided by the acknowledged rating agencies, so called ECAI (external credit assessment institution), to apply different risk weights that ranges from 20% to 150%. Since rating agencies consider firms' profitability and growth potential, which are inherently procyclical, the ratings generally tend to move upward (downward) in expansions (recessions).

Under the Internal-Ratings Based (IRB) Approach, banks are allowed to use internal ratings of credit risk to calculate minimum required capital, which uses more sensitive risk weights ranging from as little as 3% to as much as 600% and more. As the risk factors including the probability of default (PD), loss given default (LGD), and exposure at default (EAD) tend to increase in expansions and decrease in recessions, it is quite natural to expect greater cyclicality of the minimum capital requirements. In further, since credit ratings measured by banks' internal model using PIT method are known to be more volatile than those by rating agencies using the TTC method over business cycle, more banks are expected to choose IRB Approach, and thus, bank lending is likely to become more procyclical.

At an earlier stage when the first draft of the Basel II was released, extensive debates have been prompted in policy circles concerning the potential procyclicality effect of bank loans due to the more risk sensitive capital requirements. For instance, Segoviano and Lowe(2002), Borio *et al.*(2001), and Turner(2000) argue that implementation of Basel II significantly extends the procyclicality of bank lending, and thereafter, economies are most likely to have larger swings in business cycle, which will negatively affect the stability of financial system.

Several studies also back up the argument by providing the simulation results that the minimum capital requirement may fluctuate more counter-cyclically under Basel II. The simulation results suggest that bank lending may become more procyclical. For example, Segoviano and Lowe (2002) use a transition matrix constructed with internal credit ratings of banks in Mexico to examine how capital requirements might have changed over time if Basel II's Foundation IRB (F-IRB) Approach had been in place. They conclude that minimum capital requirement could have increased significantly in the aftermath of the Peso Crisis in December 1994 and that if actual capital shows the same cyclical variation under the New Accord, business cycle fluctuations may be amplified.[3] Moreover, Catarinew-Rabell, *et al*. (2003) also examine the potential procyclicality of bank loans to find that the likelihood of sharp increase in capital requirements in recessions could be bigger under Basel II when rating schemes of banks are conditioned on the current point in the cycle (i.e. PIT type), but rating schemes designed to be more stable over the cycle (i.e. TTC type), akin to those of the external rating agencies, would increase procyclicality in a smaller scale.

Recognizing the importance of possible procyclical effects of the New Accord, the Basel Committee made various modifications to mitigate the problems. For example, the slope of risk-weight curve to the default probability of corporate loans had been lowered, which implies that the new capital requirements are less risk sensitive than earlier proposals. Banks are also allowed to treat some types of SME loans as retail loans, which need lower capital requirements and are less risk sensitive.[4] For the

[3] According to Hong (2004), this result might be an overestimate as the proportion of rated corporate exposures in developing countries is reported as being close to 20% on average. In the result of the BIS's second Quantity Impact Study (QIS 2), the proportions of rated corporate exposures are reported as 29% for G10 and EU banks, but 19% for banks in other regions.

[4] The idea is that dispersion of small loans over many counterparties in the retail portfolio may have smaller credit risk than the same size of portfolio consisted of corporate loans.

banks to adopt the IRB Approach, it is recommended that they consider the business cycle effects when making decisions on the borrowers' credit ratings, which implicitly encourage banks to estimate TTC ratings instead of PIT ratings. In addition, the Committee has emphasized that adequate stress testing under the Pillar 2 would dampen the cyclical impact of Basel II since banks need to show that their capital is sufficient to cope with a recession without a reduction in their lending.

It is not still clear, however, whether these modifications would sufficiently reduce the procyclicality of bank lending in developing countries. The impact of the modification may differ across countries.[5] Compared to advanced countries, the sophisticated financial techniques are less developed and the risk profiles of asset portfolios are different in developing countries.[6] Extending the scope of Segoviano and Lowe (2002), Hong (2004) concludes that similar findings about procyclicality of bank lending under Basel II would hold in Korea. In utilizing corporate exposure data for a major Korean bank (including borrowers' internal ratings, credit scores, historical default rates, outstanding exposures, and overdue status), he found though the SA of Basel II is not likely to raise minimum capital requirements to any great extent in Korea, the capital requirements under the F-IRB Approach would have increased significantly in the recession after the 1997 Crisis, if Basel II had been in place in Korea. He argues that Advanced IRB (A-IRB) Approach with PIT type credit risk models is likely to lead to much more volatile capital requirements than the F-IRB Approach. He also argues that the potential impact of Basel II on the movement of capital requirements would be significant for developing countries in recessions and that the advanced approaches of Basel II may not provide incentives for the banks in developing countries to reduce regulatory capital requirements since the calibration and revisions of Basel II have not been based on a broader area of samples that include those banks.

Meanwhile, we observe that most banks maintain excess capital (buffer capital) over the required minimum. Using a large data set of OECD countries, Bikker and Metzermakers (2004) present that between 1994 and 2001, the median BIS ratio fluctuated for around 12.2%, an ample 50% above the minimum.[7] These observations underline that banks have incentives to set a target level of capital above the required one. Banks may assess the risk of their asset portfolio as being higher than the outcome of the Basel I scheme. Or they may be more risk averse and wish to hold capital buffers for funding at lower costs. Banks also have incentives to keep buffers above the required minimum capital adequacy ratios, both for their

---

[5] Note, however, that Goodhart *et al*. (2004) find that procyclicality may well still be a serious problem with Basel II even after the smoothing of the risk curves using Moody's data for the USA from 1982 to 2003, for Norway from 1988 to 2001, and for Mexico from 1995 to 2000.

[6] Similar points about the impact of Basel II on developing countries were made by Powell (2002). He claims that developing countries are most likely to have difficulties in implementing Basel II because the calibration of capital requirements for IRB Approaches does not consider the risk profiles or lending practices of banks in those countries. Also see Segoviano and Lowe (2002).

[7] Under the Basel I, the first Basel Accord on minimum capital requirements for internationally active banks that introduced in 1988, a bank's actual capital as a percentage of its risk-weighted assets (BIS ratio) must not fall below 8%.

protection against sanctions taken by supervisory authorities and to satisfy rating agencies.

Given that most banks hold sizable buffer capital, the capital requirement under Basel II may not be a binding constraint on banks' lending operations. If banks' capital targets are generally well above the minimum requirements and the buffer capital fluctuates in a way that reduces the volatility of capital, the procyclicality of bank loans would be mitigated. If banks hold buffer capital to cover the risk more than implied by Basel I, the procyclicality would increase only to a limited degree under Basel II. Therefore, findings of previous studies based on the regulatory capital without any considerations on the buffer capital do not provide sufficient evidence to address the potential problems of the procyclicality. Therefore, it is important to investigate the movement of buffer capital as well as the minimum required capital since bank lending depends not only on the regulatory capital but also on the buffer capital.

III. Empirical Analysis

1. Motivation

This section empirically investigates the cyclical patterns of buffer capital using an unbalanced panel data for the banks in 30 OECD countries and 7 non-OECD Asian countries. For instance, the Ayuso, Perez, and Saurina (2004) contend that potential risks are increasing during booms before they are materialized in recessions. They argue that a positive correlation between buffer capital and business cycle is consistent with forward-looking behavior of banks. Forward-looking banks increase buffer capital during booms as they properly take into account the potential risks that may accrue during booms. A negative correlation, in contrast, suggests that banks underestimate risks over the business cycle. Accordingly, we may expect that the procyclicality issue is more serious if buffer capital fluctuates counter-cyclically.

Our main objective is to investigate whether the relationships between buffer capital and business cycle are systematically different across country groups controlling for other potential determinants of bank capital. In further, Ayuso, Perez, and Saurina found significant negative relationship using a sample of Spanish commercial and savings banks for the period of 1986-2000. Lindquist (2004) also reports that buffer capital is negatively correlated with economic growth in Norwegian bank-level panel data. As admitted in the previous research, however, it is difficult to generalize the conclusions from a single country study. To our knowledge, Bikker and Metzemakers (2004) is the only comparable study that uses an international data set, but their sample consists of the banks in advanced countries only.

Indeed, it is often argued that the adverse impacts of the new risk-sensitive bank capital regulation on business cycle fluctuations appear to be larger in developing countries. Since capital market is less developed and thus firms are more bank-dependent in developing countries, it is more difficult for firms to find an

alternative source of funds when the supply of bank credit decreases. Recently, Huizinga and Zhu (2006) examine how financial structure matters for macroeconomic volatility and find that aggregate output is more variable in case of heavy reliance on debt financing. Their study indicates that countries with less developed capital market would experience more volatile business cycle.

Moreover, we can imagine that asymmetric information problems between lenders and borrowers are severe in developing countries. Reliable information on firms' credit risk, in particular on small firms' risk, is not largely available in developing countries. Banks' lending decisions in these countries, therefore, depend heavily on collateral values that borrowers can provide. Theories on credit cycles predict that collateral-based lending practice can generate a finance-based propagation mechanism through which business cycle fluctuations are amplified. In recessions, a fall in asset prices lower the collateral values and thereby reduces the amount of bank loans. The decrease in bank loans, in turn, aggravates business cycle downturns. Procyclical collateral values along with banks' lending practice intensify the concerns about the adverse impacts on business cycle.

2. Empirical Specification and the Data

Based on Ayuso, Perez, and Saurina (2004) and Bikker and Metzemakers (2004), we estimate the following reduced-form equation,

$$BUF_{ijt} = \alpha + \beta_1 BUF_{ijt-1} + \beta_2 ROE_{ijt} + \beta_3 NPL_{ijt} + \beta_4 SIZE_{ijt} + \beta_5 LOAN_{ijt} + \beta_6 ROA_{ijt} + \gamma GDP_{jt} + e_{ijt},$$

where i, j, t denote bank, country, and time, respectively. The dependent variable, BUF, is the buffer capital ratio defined as a bank's buffer capital (total capital less required capital) divided by its required capital. ROE is the return on equity and NPL is the ratio of non-performing loans (impaired loans) to total loans. SIZE denotes the log of total asset and LOAN is the loan growth rates. ROA denotes the return on asset. GDP is the deviation of GDP growth rate from its country specific average. Other than these variables, we also include country dummies and year dummies to control for idiosyncratic country characteristics and year specific global business cycle factors.

We define the buffer capital ratio in the same manner as in Ayuso, Perez, and Saurina (2004), while Lindquist (2004) uses a ratio of buffer capital to risk-weighed asset. Given that the required capital amounts to eight percent of risk-weighted capital, however, these two buffer capital ratios are essentially the same. Moreover, it is worthwhile to note that the buffer capital ratio, whether excess capital is normalized by required capital or risk-weighted capital, also corresponds to a simple transformation of BIS capital ratio (capital divided by risk weighted asset). Therefore, replacing buffer capital ratio with BIS capital ratio should yield the same empirical results qualitatively and thus economic interpretation on the behavior of buffer capital ratio should also be valid for the behavior of BIS capital ratio.

The empirical model in this paper is consistent with a simple partial adjustment model, in which a bank's current buffer capital ratio adjusts to its optimal level.

Motivated by real investment models, Ayuso, Perez, and Saurina (2004) provide a theoretical background derived from a cost minimizing problem of a representative bank. Estrella (2004) also presents a dynamic model of optimal capital in which banks minimize costs associated with failure, holding capital, and flows of external capital.

Following the previous literature, we also assume that a representative bank sets its optimal buffer capital ratio taking into account the trade-off between cost of capital and default probability. More capital incurs higher cost of holding capital. In addition, theories on asymmetric information predict that raising capital is more costly than other types of liabilities. More capital, on the other hand, may reduce the probability of failure, and thereby, reduce the bankruptcy costs. Moreover, if banks fail to meet capital requirements, supervisory authorities usually place some restrictions on bank's activity and thus banks might lose reputation.

We assume that the cost of capital is proportional to the level of capital and approximated by the returns on equity (ROE). To the extent that ROE reflects the cost of raising and holding capital, ROE has negative correlation with buffer capital ratio. We expect that NPL proxies for the risks that banks may face. Banks with higher probability of default may need to increase the buffer capital ratio. However, since NPL is an ex post measurement of the risks assumed by banks, banks with higher NPL need to hold more capital to keep their capital adequacy ratio above the required minimum and thus less buffer capital. Therefore, the expected sign of the coefficient on NPL is negative.

Additionally, we also consider a bank's size variable defined by the log of a bank's asset in the regression. Lindquist (2004) provides several channels by which bank size affects the buffer capital ratio. First, scale economies enable large banks to reduce monitoring and screening cost and thereby lower optimal level of capital. Second, large banks are generally able to easily diversify the risks and thus be able to keep buffer capital ratio lower than small banks. Third, according to the 'too big to fail' hypothesis, large banks may believe that they will receive support from the regulators.

In addition, we include loan growth rate and ROA in the regression. Suppose that total capital is constant or adjusting capital is very costly. Then, an increase in loans implies an increase in required capital and a decrease in buffer capital, which lowers buffer capital ratio. Therefore, as far as loan growth is procyclical, buffer capital ratio is likely to be negatively correlated with business cycle. Including loan growth rate allows us to examine additional cyclical pattern of buffer capital, controlling for this possibility of mechanical negative correlation. We include ROA for similar reason as ROA indicates the ability to retain earnings which is an important part of capital.

While these bank balance sheet variables characterize the factors that may affect optimal capital level, the lagged dependent variable captures the adjustment cost. Previous theoretical and empirical literature that studies procyclical aspect of bank capital use partial adjustment model to find a non-negligible adjustment cost.

Our main purpose of the regression analysis is to investigate the relationship between buffer capital ratio and the business cycle, controlling for other potential determinants of buffer capital ratio. The coefficient estimate on GDP growth

provides evidence on how the banks have changed buffer capital over the business cycle. We further investigate whether the cyclical pattern of buffer capital ratio is different between advanced countries and emerging market Asian countries. To do this, we construct regional dummy variables to test for the differential effect of business cycle on the buffer capital which include Asian countries include Hong Kong, Singapore, Taiwan, Thailand, Malaysia, Indonesia, Philippines, and Korea.[8] Among the OECD countries, we select and construct a dummy variable for Basel committee member countries which are believed to have more advanced banking industry.[9]

We obtain bank balance sheet data from the Bankscope database and GDP series from the International Financial Statistics. The sample consists of large commercial banks from 37 countries with valid information on capital, total asset, loans, ROE, ROA, non-performing loans over the 1995-2004 period.[10]

3. Estimation Results

Table 1 presents the sample mean of the bank characteristics for each country group. The average buffer capital ratio in our sample is 50.6% which is equivalent to 12.1% of BIS capital ratio. Banks in Asian countries maintain much higher buffer capital and BIS capital ratio than OECD countries during the sample period. The outbreak of East Asian financial crisis in 1997 and the subsequent restructuring of financial institutions in East Asia could cause higher buffer capital ratio in the region, yet the number is still above 70% over the period 2002-2004. Financial crisis also explains high non-performing loan ratio (NPL) in Asian countries.

The profitability of banks in Asian countries, however, is lower than OECD countries: ROE for the banks in Asian countries recorded 7.4% on average, which is lower than 11.3% in OECD countries and 15.6% in the US. Loan growth rate is also lower in Asian countries compared to other advanced countries.

We first examine how buffer capital ratio has changed over the business cycle on average. Table 2 reports the coefficient estimates on bank characteristics and GDP with the associated t-values. The second column shows the estimation results from pooled OLS with country dummy variables and year dummy variables. Since the correlation between GDP and year dummy variable may affect the coefficient estimate on GDP, we re-estimate the equation without year dummy variables. The result for this exercise is reported in the third column (Model II). We also attempt to estimate cyclical pattern of buffer capital ratio excluding loan growth which is also believed to be procyclical and thus affect the coefficient on GDP (Model III).

The coefficient on the lagged buffer capital ratio is estimated significantly,

---

[8] Although Korea is an OECD member, we classify Korea as an Asian country.

[9] Basel committee member countries are Belgium, Canada, France, Germany, Italy, Japan, Luxembourg, the Netherlands, Spain, Sweden, Switzerland, UK, and the US.

[10] Some outliers are excluded from the sample. The sample requires that BIS capital ratio is between 0 and 0.3, ROE is between -50% and 100%, NPL is less than 50%, and loan growth rate is between -100% and 100%.

<Table 1> Sample mean of bank characteristics

	Total	OECD	Basel	US	Other OECD	Asia
BUF	50.56	47.79	47.62	58.41	50.08	80.87
BIS	12.05	11.82	11.81	12.67	12.01	14.47
ROE	10.97	11.30	11.11	15.59	13.81	7.35
NPL	3.31	2.89	2.90	0.68	2.79	7.95
SIZE	8.66	8.66	8.57	8.54	9.87	8.70
LOAN	9.65	9.81	9.37	12.13	15.51	7.90
ROA	0.90	0.92	0.91	1.32	0.95	0.69

Source: Bankscope database

<Table 2> Estimation results I

	Model I	Model II	Model III
Constant	44.919 (2.22)**	44.202 (2.34) **	21.304 (1.19)
Lagged Dep. Var.	0.641 (9.65) ***	0.641 (9.67) ***	0.645 (9.67) ***
ROE	-0.543 (-3.34) ***	-0.534 (-3.34) ***	-0.559 (-3.37) ***
NPL	-0.281 (-1.61)	-0.277 (-1.60)	-0.032 (-0.18)
SIZE	-0.518 (-1.73) *	-0.539 (-1.75) *	-0.255 (-0.85)
LOAN	-0.298 (-9.71) ***	-0.296 (-9.87) ***	
ROA	10.030 (4.18) ***	9.927 (4.18) ***	9.859 (4.00) ***
GDP	0.159 (0.75)	0.005 (0.03)	0.225 (0.97)
Country dummy	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	No	Yes
No. observation	3907	3907	3907
R^2	0.70	0.70	0.69

Note: Numbers in parentheses are t-values. *, **, and *** denote statistical significance at the 10%, 5%, and 1% confidence levels.

suggesting a substantial adjustment cost. The coefficient estimate on ROE, a proxy for the cost of capital, is negative and statistically significant, implying that higher cost of capital has a negative impact on bank's capital accumulation. The buffer capital ratio, however, is not correlated with our risk proxies. The coefficient estimate on NPL has a negative sign as expected, though statistically insignificant.

Meanwhile, we find that the coefficient on SIZE is negative, though significant only at 10% level. It predicts that large banks are more likely to hold less buffer capital. As mentioned above, the negative size effect is consistent with economies of

scale, the ability to diversify risks, or 'too big to fail' hypothesis. Previous studies also report negative size effect. As expected, we find buffer capital ratio is negatively correlated with loan growth rate and positively correlated with ROA.

Now we turn to the estimated relationship between buffer capital and business cycle. Model I in Table 2 shows that coefficient estimate on GDP is 0.16, but not statistically significant, implying that, on average, buffer capital ratio is not correlated with business cycle. Since the estimation results in Model II and Model III are qualitatively the same, we conclude that year dummy variables or loan growth rate do not affect the estimated cyclical aspect of buffer capital ratio.[11]

The findings in Table 2 suggest that, in general, buffer capital ratio does not fluctuate systematically over the business cycle. Nevertheless, it is possible that buffer capital ratio shows procyclical or counter-cyclical patterns in some countries or regions. We attempt to find a heterogeneous behavior among country groups.

Table 3 presents the estimation results from the regression allowing for a possibility of different correlation between buffer capital ratio and business cycle across country groups. The second column in Table 3 reports the coefficient estimates on GDP along with other coefficient estimates for two country groups: Asian countries and OECD countries.[12] In contrast to Table 2, the estimation result in Table 3 tells a different story: buffer capital is positively correlated with GDP in OECD countries while negatively correlated with GDP in Asian countries. The coefficient estimate is 1.03 for OECD countries and it is statistically significant, but it is -0.55 for Asian countries with marginal significance.

Moreover, we further classify OECD countries into two groups, the Basel committee member countries and non-member OECD countries, to compare the procyclical aspects of the buffer capital ratio among OECD countries. The third column in Table 3 shows that buffer capital ratio is positively correlated with GDP for the Basel committee member countries. In contrast, the correlation is negative and not statistically significant for other OECD countries. These results tell us that the banks in the Basel committee member countries increase their buffer capital ratio in expansions while the banks in other countries do not increase or decrease the buffer capital ratio. In the fourth column in Table 3, we test whether the positive correlation is driven by the US. The results show that although the procyclicality of buffer capital appears to be stronger in the US banks, a statistically significant positive relationship between buffer capital ratio and GDP is estimated in the other Basel committee member countries as well.

The estimation results in Table 3 show different cyclical patterns of buffer capital across country groups. The buffer capital ratio rises in Basel committee member countries while it declines in Asian countries in the periods of high economic growth. These findings suggest that, once Basel II is implemented, Asian countries are more

---

[11] Other balance sheet variables are also likely to be correlated with business cycle. For example, ROE tends to increase in expansionary periods while NPL rises in recessions. Excluding ROE and NPL, however, does not change the estimation results qualitatively. The estimated coefficients on GDP are 0.186, 0.049, and 0.232 with the associated t-values of 0.84, 0.29, and 1.00 for Model I, Model II, and Model III respectively from the regressions without ROE and NPL.

[12] Korea is a member of OECD, but is included in Asian country group.

<Table 3> Estimation Results II

	I	II	III
Constant	48.336 (2.38) **	44.114 (2.19) **	44.445 (2.20) **
Lagged Dep. Var.	0.640 (9.65) ***	0.640 (9.66) ***	0.640 (9.66) ***
ROE	-0.552 (-3.41) ***	-0.558 (-3.45) ***	-0.547 (-3.37) ***
NPL	-0.287 (-1.65) *	-0.293 (-1.69) *	-0.306 (-1.77) *
SIZE	-0.528 (-1.76) *	-0.551 (-1.84) *	-0.583 (-1.94) *
LOAN	-0.296 (-9.67) ***	-0.293 (-9.60) ***	-0.291 (-9.57) ***
ROA	10.058 (4.21) ***	10.061 (4.21) ***	9.974 (4.16) ***
GDP OECD	1.034 (2.38) **		
Basel		2.033 (5.27) ***	
USA			2.754 (4.40) ***
others			1.528 (3.40) ***
Non-Basel		-0.229 (-0.62)	-0.198 (-0.53)
Asia	-0.547 (-1.98) **	-0.490 (-1.78) *	-0.511 (-1.86) *
Country dummy	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes
No. observation	3907	3907	3907
R^2	0.70	0.70	0.69

Note: Numbers in parentheses are t-values. *, **, and *** denote statistical significance at the 10%, 5%, and 1% confidence levels.

likely to observe an increase in output volatility.[13] The empirical findings reinforce the concern that developing countries are more likely to be influenced by the new bank capital regulation. Indeed, since bank credit is the more important source of funds in developing countries, a decrease in bank loans might exacerbate economic

[13] There could be an alternative interpretation of the estimation results in Table 3. The procyclical buffer capital ratios for the banks in the Basel committee member countries may imply that those banks are already operating as if they are under Basel II - that is, they are aligning capital with risk. During booms, for example, banks with advanced risk management system may become more likely to originate lower-quality loans since they can charge higher interest rates and earn bigger profits, and these banks may have to increase buffer capital knowing that the quality of their loan portfolios will be deteriorating fast in the near future. Based on this interpretation, one may say that positive correlation between buffer capital and business cycle is an evidence of more resilient risk management practices of banks under Basel I, and countries with such banks are more likely to have the procyclical bank lending problem. Evaluating this argument versus the forward-looking risk measurement story would be interesting, but due to the limitations of data availability we would like to leave it for the future research. The authors would like to thank the anonymous referee who suggested this alternative interpretation.

recession more severely. In advanced countries such as Basel committee member countries, in contrast, the procyclicality issue might not be a great concern. Nevertheless, it should be noted that the empirical results are from the regression using the sample observations under Basel I[14] and the predictions are based on the assumption that banks continue to maintain their behavior under Basel II. If banks change their behavior under Basel II, our predictions may be changed.

IV. Policy Implications

Empirical findings in this paper suggest that developing countries need appropriate policy responses to the potential procyclicality problems under Basel II. In what follows, we review some policy recommendations that have been discussed among academics and policy circles.[15]

First, the financial supervisory authorities need to encourage banks to have longer time horizon over which risk is measured and managed.[16] It is important to recognize that risk is actually building up in booms, and that bad loans are materialized in recessions, which does not necessarily imply an increase in risk. If banks do not under-estimate risks in booms and do not over-estimate risks in recessions, the potential problem of excessive business cycle fluctuation could be alleviated. For this purpose, the supervisory authorities can establish rules contingent to business cycle to promote long-horizon risk measurement. In fact, Basel Committee recommends banks to adopt the IRB Approach in the revised draft of the new accord, in which banks are encouraged to use forward looking TTC method instead of PIT ratings for their credit rating system.[17]

---

[14] This may be a reason why the impact of the business cycle on the banks' buffer capital, despite being statistically significant, seems to be moderate in quantitative terms. That is, an increase of 1 percentage point in GDP growth rate for OECD countries, for example, increases the risk-based total capital ratio by only 0.08 percent. Also, the long-term semi-elasticity of the buffer capital relative to GDP growth, calculated at the sample buffer average, is only 6 percent that means when the GDP growth rates increases by 1 percent, the total capital ratio increases by 0.23 percent in the long-run. However, given the highly volatile GDP growth rates of Asian emerging markets, the magnitude of counter-cyclical changes in buffer capital can be economically significant under Basel II.

[15] Borio, Furfine, and Lowe (2001) provide a good reference on the policy options to the procyclicality problems.

[16] If banks have excessively long horizon to the extent that the measured risk converges to the historical average, capital requirement would become less sensitive to risk. Thus, it should be addressed that excessively long horizon is not consistent with the main goal of Basel II to achieve the stability in banking system.

[17] Catarineu-Rabell *et al*. (2003) also concludes that, under the IRB Approach with PIT method where current information on borrowers' equity price and book liabilities is used to obtain estimates of borrowers' probability of default, and the risk weights determined based on this model are highly sensitive to current economic conditions since cyclical effects in asset valuation would be reflected in the default probabilities.

Second, the authorities can use its supervisory instruments in a discretionary fashion. For instance, the supervisory authorities can require banks to increase buffer capital during booms if they judge, based on all available evidence, that risks are under-estimated. Another example is that the supervisory authorities can change loan-to-value ratios in lending for real estate property. If the authorities could correctly evaluate risk arising from an excessive increase in property prices, the loan-to-value ratios might be lowered until the property prices are stabilized. This discretionary approach could prevent undesirable swings in property prices, and also could help accomplish the stability of collateral values and business cycle.

Third, the financial authorities in developing countries need to improve the infrastructure of financial system. Among others, creating and upgrading credit bureaus is crucial. If reliable credit information is largely available to banks, lending decisions would become less dependent upon collateral and thus the impact of asset price cycle on business cycle would decline. In addition, establishing a good accounting and governance standard is a prerequisite for better financial system.

V. Concluding Remarks

As minimum requirements for bank capital will become more risk-sensitive and thus fluctuate more strongly with the business cycle under Basel II, it is widely expected that bank lending may be reduced during cyclical downturns and this could harm economic development if minimum capital requirements were binding. However, the question arises whether actual capital levels also become more cyclical under Basel II. As almost all banks have their capital well above the required minimum, more volatile regulatory capital would increase procyclicality of bank lending only to a limited degree in Basel II. Therefore, even if the minimum capital required by regulations fluctuate to a greater extent under Basel II, it is necessary to investigate the movement of buffer capital of banks.

To address this call, this paper empirically investigates the cyclical patterns of buffer capital using an unbalanced panel data for the banks in 30 OECD countries and 7 non-OECD Asian countries. The estimation results show systematically different cyclical patterns of buffer capital across country groups. The buffer capital ratio rises in Basel committee member countries while it declines in Asian countries during the period of high economic growth. These findings suggest that, once Basel II is implemented, Asian countries are more likely to observe an increase in output volatility. Furthermore, in some of the Asian countries where bank credit is the more important source of funds, a decrease in bank loans induced by the risk-sensitive capital regulation by Basel II might exacerbate economic recession more severely.

These findings suggest that some appropriate policy responses will be requested, especially in Asian developing countries. Regulatory authorities of these countries should keep in mind that the possibility of expanding procyclicality can be emerged as the most critical constraint on the economic policy planning, especially in a downturn. Therefore, successful implementation of the new capital standard will depend on how one might design a credible, transparent formula that links capital

requirements to some measure of aggregate economic conditions. This is a difficult question and one that we are not prepared to answer fully.

This paper reviews some of such policy responses commonly suggested in the previous literature and draws implications for Basel II implementation that it is important to balance the pros and cons of the measures for reducing procyclicality since some measures may not help the banking system to accomplish stability if they restrict risk assessment of banks too strictly.

Lastly, it should be noted that those predictions regarding procyclicality are from the regression using the sample observations under Basel I. It is not clear in advance whether banks will change their capital accumulation behavior after the implementation of Basel II. If banks change their behavior under Basel II, our predictions are not valid and we may reach different conclusions. Nevertheless, it is worth to investigate the cyclical behavior of banks over the last decade, since this behavior will probably also be typical after Basel II and the detected patterns also may be continued.

References

Ayuso, Juan, Daniel Pérez and Jesús Saurina, "Are capital buffers procyclical?: Evidence from Spanish panel data," *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13, Issue 2, April 2004, pp. 249-264.

Berger, Allen N., "Potential Competitive Effects of Basel II on Banks in SME Credit Markets in the United States", Finance and Economics Discussion Series, No. 2004-12, Board of Governors of the Federal Reserve System, February 2004.

Berger, Allen N. and Gregory F. Udell, "Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organizational Structure", *Economic Journal*, Vol. 112, 2002, pp. F32-F53.

BIS, "The New Basel Capital Accord: Consultative Document," Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements, April 2003.

BIS, "Modifications to the capital treatment for expected and unexpected credit losses in the New Basel Accord," Basel Committee on Banking Supervision, Bank for International Settlements, January 2004.

Borio, C., C. Furfine and P. Lowe, "Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options," in *Marrying the Macro- and Micro-Prudential Dimensions of Financial Stability*, BIS Papers, No. 1, March 2001, pp. 1-57.

Catarinew-Rabell, E., P. Jackson and D. P. Tsomocos, "Procyclicality and the new Basel Accord: banks' choice of loan rating system," Working Paper No. 181, Bank of England, 2003.

Goodhart, C., B. Hofmann and M. Segoviano, "Bank Regulation and Macroeconomic Fluctuations," *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 20, No. 4, 2004, pp. 591-615.

Greenwald, B. and J. E. Stiglitz, "Financial Market Imperfections and Business Cycles," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 1993, pp. 77-114.

Griffith-Jones, S. and S Spratt, "Will the Proposed New Basel Accord Have a Net Negative Effect on Developing Countries?," UNDP, Technical Meeting on Financing for Development, Santiago, Chile, November 2001.

Hong, P. D., "Procyclicality of the New Basel Capital Accord in Emerging Economies," *Financial System Review*, Vol. 11, The Bank of Korea, July 2004.

Huizinga, H. and D.Zhu, "Financial Structure and Macroeconomic Volatility: Theory and Evidence," CEPR Working Paper, No.5697, 2006.

Illing, Mark and Graydon Paulin, "The New Basel Capital Accord and the Cyclical Behaviour of Bank Capital," Working Paper 2004-30, Bank of Canada, 2004.

Kashyap A. K. and J. C. Stein, "Cyclical Implications of the Basel II Capital Standards," *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 2004, pp. 18-31.

Kim, Hyeon-Wook and Chang-Gyun Park, "Risk and Capital Regulations on Financial Institutions in Korea: With a special reference to measuring credit risk of SME loans," Paper prepared for the 2004 KDI-KAEA Conference on the "Current Economic Issues of Korea," August 2004.

Lindquist, K., "Banks' Buffer Capital: How Important is Risk," *Journal of International Money and Finance*, 2004, pp. 493-513.

Peek, J. and E. Rosengren, "The Capital Crunch: Neither a Borrower nor a Lender Be," *Journal of Money, Credit and Banking*, 1995, pp. 625-638.

Pelizzon, Loriana and Stephen Schaefer, "Pillar 1 vs. Pillar 2 under Risk Management," NBER Working Paper Series, No. 11666, National Bureau of Economic Research, September 2005.

Powell, A., "A Capital Accord for Emerging Economies?," Policy Research Working Paper, No. 2808, The World Bank, March 2002.

Segoviano, M. A. and P. Lowe, "Internal Ratings, the Business Cycle and Capital Requirements: Some Evidence from an Emerging Market Economy," BIS Working Papers, No. 117, September 2002.

Shin, Hyun Song, "Basel II and Bank Competition in Emerging Market Economies: Background and Recent Developments," *mimeo*, November 2003.

Zicchino, Lea, "A Model of Bank Capital and the Macroeconomy: Basel I versus Basel II," Working Paper No. 270, Bank of England, 2005.